

我国通货膨胀率波动路径的非线性状态转换*

——基于通货膨胀持久性视角的实证检验

□张屹山 张代强

摘要: 基于通货膨胀持久性视角的通货膨胀动态波动机制对于更好地理解体现通胀持久性的现代新凯恩斯模型具有重要的理论价值。本文利用一个带有单位根的门限自回归模型对我国通胀率的波动路径进行了实证检验,结果表明,我国通胀率是一个具有局部单位根的门限自回归过程,并且可以划分为加速通胀状态和减速通胀状态。在减速通胀状态,通胀率是一个平稳自回归过程,而在加速通胀状态下,通胀率是一个具有单位根的自回归过程。同时发现,我国通胀率在两个状态下都具有高持久性,并且加速通胀阶段的持久性更高。那些能够体现通胀持久性特征的现代新凯恩斯模型都可能成为解释具有高持久性特征的通胀波动路径的理论机理,同时高持久性通胀的结论也可以为那些体现通胀持久性特征的现代新凯恩斯模型提供来自中国的经验证据。

关键词: 通货膨胀率 门限自回归 单位根 状态转换 持久性

一、引言

自20世纪70、80年代以来,由于价格水平增长较快,通货膨胀逐渐成为宏观经济理论和政策研究的焦点。近年来,宏观经济政策的一个显著成就是工业化国家的通货膨胀率逐渐降低。例如,G7经济体的平均通胀率从1974~1983年的10%降至1996年的4%以下。考虑到通货膨胀—失业替代关系对菲利普斯曲线的重要性,理解通货膨胀的动态变化机制,尤其是通货膨胀持久性(persistence),自然成为宏观经济学研究的重点课题之一。如果通货膨胀持久性很高,那么在常用的短期菲利普斯曲线中,用滞后通胀率代替预期通胀率的近似处理具有一定的合理性(高铁梅,2003;张成思、刘志刚,2007)。

通货膨胀持久性对于更好地理解现代新凯恩斯模型具有重要的理论价值。由于在微观基础上推导出来的早期新凯恩斯模型(Roberts,1995)片面强调理性预期,不能解释许多国家现实经济中存在的通货膨胀持久性特征,也不能很好地解释为什么美国历史上为治理高通胀而付出的经济衰退的代价。同时,这些模型还表明,如果理性预期的作用真的很强,那么通胀持久性应该很低。但是,Fuhrer和Moore(1995)与Levin和Piger(2004)的研究发现,战后欧洲许多国家的通货膨胀率存在比较高的持久性,这就意味着央行需要付出更多的精力才能将通胀率恢复至目标水平。张成思和刘志刚(2007)分别应用Hansen(1999)提出的“格点自助(grid bootstrap)”中值无偏估计和Andrews和Ploberger(1994)提出的Exp-Wald未知断点检验对我国通胀率进行研究后发现,我国通胀率的持久性也很高。

以价格缓慢调整为基础的早期新凯恩斯模型并没有赋予通货膨胀过程任何内在的动态性质,通货膨胀所反映的任何动态性质只是反映了产出缺口所具有的性质(Walsh,2003),粘

* 基金项目:本文得到国家社会科学基金项目(07BJY168)资助。

价格并不意味着粘性通胀(Ball, 1991)。因此,许多学者从不同的视角对新凯恩斯模型进行了扩展,来体现通货膨胀的持久性特征。例如,Fuhrer和Moore(1995)以Taylor(1979, 1980)的粘性工资契约理论为基础,提出了相对工资契约模型,该模型不仅反映了价格粘性,同时也体现出通胀率的持久性特点。Galí和Gertler(1999)以Calvo(1983)的交错契约模型为基础,提出了混合式新菲利普斯曲线模型。其最大特点在于,通胀预期与通胀持久性各自的权重系数与微观模型中的系数密切相关。由于完全理性预期主导的通胀率动态理论不能很好地解释通胀率自身的持久性,而传统的适应性预期理论不能正确地反映货币政策的变化对通胀预期形成机制的可能影响,Roberts(1998)和Ball(2000)先后提出了不完全理性预期假说。Roberts(1998)认为,在通胀率预期形成的过程中,有一部分人是完全理性的,而另一部分人是非理性的,后者仅使用适应性预期机制来预测未来通货膨胀。由于适应性预期可以捕捉到通胀率的持久性特点,Ball(2000)提出的不完全理性预期理论是对适应性预期理论的一种扩展。按照货币政策的不同机制来考虑适应性预期的形成机制,这样,即使货币政策发生了变化,通胀率的预期形成机制也能相应地变化。基于“关于宏观经济环境的信息在人群中的扩散是缓慢的”思想,Mankiw和Reis(2002)提出了粘性信息模型来解释通货膨胀的持久性,并通过数值计算得到了与美国实际相类似的通胀持久性特征,李彬、刘凤良(2007)和张成思(2007)对这类体现通胀持久性的新凯恩斯模型做了有益的述评。

本文通过对通货膨胀波动路径建立自回归模型,应用Caner和Hansen(2001)首次提出的同时考虑非平稳性(单位根)与非线性(门限)的带有单位根门限自回归方法(包括无约束情形和受约束情形),不仅可以同时考察我国通胀率的非平稳性与非线性特征,还可以根据Andrews和Chen(1994)提出的通过计算单变量时间序列自回归模型滞后项系数估计值之和,例如Taylor(2000)来计算通货膨胀持久性。如果通胀持久性很高,那将意味着上述反映通胀持久性特征的新凯恩斯模型都可能成为解释具有高持久性特征的通胀波动路径的理论机理,例如Ball(2000)的不完全理性预期模型或

Mankiw和Reis(2000)的粘性信息模型,同时也可以为那些体现通胀持久性特征的现代新凯恩斯模型提供来自中国的经验证据。本文以下的结构安排:第二部分是实证检验;第三部分是结果分析;最后是结论。

二、实证检验

(一)相关文献

Kim(1993)、Crowder和Hoffman(1996)、Ng和Perron(2001)和赵留彦等(2005)发现通货膨胀率都是非平稳的。同时,许多研究表明,通货膨胀还是一个非线性状态转换过程。Granger和Teräsvirta(1993)认为,通胀率波动路径的非线性转换(non-linear switching)会导致微观经济主体在不同时期对通胀的反应(或预期)具有非一致性:在高通胀时期,不同的微观经济主体往往以不同的速度调整现金持有量;在低通胀时期,不同的微观经济主体由于存在价格调整的成本,对前期通胀的反应往往不敏感。而线性模型无法描述经济行为的这种内生变化可能使通胀率的波动路径产生非线性状态转换(regime switching)的情形。因此,计量经济学家近年来开始应用非线性状态转换模型来描述时间序列的状态转换机制。例如,Hamilton(1989)提出的马尔可夫状态转换(markov regime switching)模型。龙如银等(2003)应用Markov状态转换模型,对我国1984~2003年的月度通胀率(利用商品零售价格指数增长率表示)波动路径进行研究后发现,我国通胀率波动路径中存在高通胀状态和低通胀状态。赵留彦等(2005)基于Markov状态转换模型考察了通胀水平与其不确定性(包括未来通胀冲击的不确定性和未来通胀均值在不同状态之间转换的不确定性)的关系。结果表明,高通胀伴随着较大的通胀不确定性。但是,马尔可夫状态转换模型假定状态转换由外生的不可观测的马尔可夫链决定。与之不同的是,门限自回归(threshold autoregressive)模型允许状态转换是内生可观测的,并将可观测的因变量滞后项作为引起状态转换的门限。Granger和Teräsvirta(1993)提出了STAR(smoothing transition autoregressive)模型来刻画和揭示时间序列的非线性状态转换,该模型只需要通胀自身的数据信息,强调的是连续光滑的非线性转换。王少平和彭方平

(2006)应用 ESTAR(exponential smoothing transition autoregressive)模型对我国通胀率进行实证检验后发现,通胀与通缩的转换具有显著的非线性指数转换特征。

在大多数两状态非线性模型中,通货膨胀率通常在一个状态下具有高度持久性,而在另一个状态下,通胀率迅速向均值回复。例如,Fuhrer 和 Moore(1995)和 Roberts(1997)关于粘性通胀模型的估计支持了通胀率上行阶段的持久性比下降阶段的持久性大的观点。Henry(1999)发现,美国、日本和英国的通胀率服从一个两状态 TAR 过程,这样通胀冲击在一个状态下是高度持久的,而在另一个状态下,通胀冲击是收敛的。刘金全等(2007)利用 STARFIMA(smoothing transition ARFIMA)模型分别考察了以通胀率自身和加速通胀率为门限变量的结构转变,发现引入结构转变后的通胀率其持久性变强的特征。

对于非线性模型而言,如果数据不是协方差平稳的,那么线性原假设的标准检验可能是不合适的。许多显著的证据表明,数据和来自单位根与平稳性检验的残差不能满足没有非线性的原假设(Henry and Shields,2004)。Caner 和 Hansen(2001)首次提出了同时考虑非平稳性(单位根)与非线性(门限)的带有单位根门限自回归模型(包括无约束情形和受约束情形),而目前还没有对我国通胀率进行类似研究的相关文献,我们将应用该带有单位根的门限自回归模型(包括无约束情形和受约束情形)对我国通胀率波动路径的非线性状态转换进行实证检验。

(二)无约束模型

我们利用自 1983 年 1 月~2008 年 3 月以我国商品零售价格同比指数(RPI)增长率来衡量我国通货膨胀率^①,数据来自中国经济信息网 <http://www.cei.gov.cn>。首先,我们建立一个滞后阶数 $p=12$ (由于数据频率为月度,故 p 的最初取值定为 12)线性自回归模型:

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \rho\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + e_t \quad (1)$$

其中, e_t 是独立同分布误差项, π 是通胀率水平值, $\Delta\pi$ 是通胀率的一阶差分, ρ 是 π_{t-1} 的斜率系数, α_0 是常数项, $\alpha_i(i=1, \dots, 12)$ 是对应的 $\Delta\pi_{t-i}$ 斜率系数^②。利用最小二乘对(1)进行估计, $\hat{\rho}$ 的点估计值 ρ 为 -0.02, ADF 检验的 t 统计量是不显著的 -2.08(5%的渐进临界值是 -2.86),因此我国通货膨胀率的线性表述具有一个单位根^③。那么,是否存在统计上的证据拒绝线性模型(1)而支持门限模型(2)?

$$\Delta\pi_t = (\alpha_{10} + \rho_1\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \alpha_{1i}\Delta\pi_{t-i})1_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + (\alpha_{20} + \rho_2\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \alpha_{2i}\Delta\pi_{t-i})1_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + e_t \quad (2)$$

其中, $1_{\{t\}}$ 是指示函数(indicator function),门限变量 $Z_t = \pi_t -$

π_{t-m} (对于 $m \geq 1$)。下面我们通过计算关于门限效应的 Wald 检验(具体构造一个 Sup-Wald 统计量 W_T , 即所有可能门限中最大的 Wald 统计量)对(2)式进行估计,结果如表 1 所示。

表 1 中报告了门限变量 $Z_t = \pi_t - \pi_{t-m}$ (延迟参数 m 从 1 到 12)的 Wald 检验统计量 W_T , 5% Bootstrap 临界值及其相应 p 值。结果表明,12 个统计量中有 10 个至少在 5% 的临界水平上显著,因而很容易地拒绝线性假设而支持门限模型(2)。另外,模型(2)中的延迟参数 m 在一般情形下是未知的,而上述检验方法是以 m 为条件来进行的。对此,我们可以使 m 的选择内生来解决这个问题。 m 的最小二乘估计就是使残差方差最小的那个值。由于 W_T 是残差方差的单调函数,那么这就等价于选择使 W_T 最大时所对应的 m 值。表 1 表明, m 的估计值 $m=10$ (对应的门限检验统计量 $W_T=61.9$)。同时, $m=7$ 的 W_T 值与 $m=10$ 的 W_T 值非常接近,这意味着 $m=7$ 也是一个等价的统计选择。在等价的基础上,我们偏好选择较小的延迟参数 $m=7$ 作为无约束模型的延迟参数值。

接下来考察单位根是否存在。在满足一系列假定的条件下,模型(2)中的参数 ρ_1 和 $\hat{\rho}_2$ 控制着过程的平稳性,我们将分别考察有关单位根存在的 3 种不同情形。首先看第一种情形:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad (3)$$

表 1 无约束模型的门限和单位根检验结果

| m | Bootstrap 门限检验 | | | 单位根检验 Bootstrap | | |
|----|----------------|--------|-------|-----------------|-------|-------|
| | W_T | 5% 临界值 | P 值 | R_{17} | t_1 | t_2 |
| 1 | 39.8 | 34 | 0.011 | 0.104 | 0.034 | 0.996 |
| 2 | 30.5 | 33.8 | 0.111 | 0.471 | 0.217 | 0.680 |
| 3 | 33 | 34.1 | 0.067 | 0.043 | 0.013 | 0.883 |
| 4 | 34 | 33.9 | 0.049 | 0.041 | 0.010 | 0.932 |
| 5 | 34.1 | 33.7 | 0.046 | 0.138 | 0.142 | 0.257 |
| 6 | 40.6 | 33.8 | 0.009 | 0.323 | 0.130 | 0.995 |
| 7 | 55.2 | 33.8 | 0.000 | 0.039 | 0.011 | 0.794 |
| 8 | 55.6 | 33.9 | 0.000 | 0.016 | 0.004 | 0.984 |
| 9 | 58.9 | 33.9 | 0.000 | 0.021 | 0.006 | 0.999 |
| 10 | 61.9 | 33.7 | 0.000 | 0.120 | 0.036 | 1.000 |
| 11 | 58.7 | 33.7 | 0.000 | 0.124 | 0.041 | 0.996 |
| 12 | 59.7 | 33.9 | 0.000 | 0.200 | 0.068 | 0.998 |

注: Bootstrap p 值利用 10000 次复制计算得出。

如果(3)成立,那么模型(2)是一个关于 $\Delta\pi_t$ 的平稳门限自回归模型, π_t 是具有单位根的一阶单整序列。再来看第二种情形。Chan和Tong(1985)认为,如果 $\rho_1 < 0, \rho_2 < 0$,且 $(1+\rho_1)(1+\rho_2) < 1$,那么 $p=1$ 时的模型是平稳的,那么 H_0 的备择假设是:

$$H_1: \rho_1 < 0 \text{ 和 } \rho_2 < 0 \quad (4)$$

最后看第三种情形,即存在局部(partial)单位根的中介情形:

$$H_2: \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ 且 } \rho_2 = 0 \\ \text{或者} \\ \rho_1 = 0 \text{ 且 } \rho_2 < 0 \end{cases} \quad (5)$$

如果 H_2 成立,那么过程 π_t 将可能在一个状态下是一个单位根过程,在另一个状态下是一个平稳过程。也就是说, H_2 成立时的过程 π_t 是非平稳的,但又不是一个传统的单位根过程。下面,我们将对上述3种情形分别进行统计检验。具体地,构造一个支持(3)而反对无约束备择假设 $\rho_1 < 0$ 或 $\rho_2 < 0$ 的单边(one-sided)Wald统计量 $R_{1T} = t_1^2 1_{\{\hat{\rho}_1 < 0\}} + t_2^2 1_{\{\hat{\rho}_2 < 0\}}$ 。其中, t_1 和 t_2 是对 $\hat{\rho}_1$ 和 $\hat{\rho}_2$ 普通最小二乘估计的t比率。此外,虽然 R_{1T} 具有反对备择假设 H_1 和 H_2 的效力(power),但不能区分平稳情形 H_1 和局部单位根情形 H_2 ,这就要求一个针对 H_1 的检验。对此,可以通过考察个体t统计量 t_1 和 t_2 。如果 t_1 和 t_2 中只有一个是统计显著的,那么结果将与局部单位根情形 H_2 一致。这样,我们就可以区分纯粹的(pure)单位根,局部单位根和平稳3种情形,检验结果如表1所示。

首先来看 R_{1T} 的p值。表1表明,对于 m 的所有情形,Bootstrap p值有7个大于0.1,5个小于0.1,因此不能明确地判断是否拒绝单位根假设 H_0 。再来看个体t检验。 t_1 的Bootstrap p值表明非常明显地拒绝单位根假设而支持 $\rho_1 < 0$ 。 t_2 在统计上非常不显著,不能拒绝单位根假设 $\rho_2 = 0$ 。因此,我国通货膨胀率可能是一个具有局部单位根情形的门限过程。然后,我们对(2)中 $m=7$ 的情形进行最小二乘参数估计,结果如表2所示。门限 λ 的点估计是3.8%, $Z_{t-1} = \pi_{t-1} - \pi_{t-8} < 3.8\%$ 是第一个状态(命名为状态1),此状态中的通胀率下降、保持稳定或者在7个月内上升幅度不超过3.8%,大约87%的样本属于状态1。 $Z_{t-1} = \pi_{t-1} - \pi_{t-8} \geq 3.8\%$ 是第二个状态(命名为状态2),此状态下的通胀率在7个月内上升幅度超

过3.8%,大约13%的样本属于状态2。

(三)受约束模型

表2中还成双地报告了个体系数相等(equality of individual coefficients)的Wald统计量及其Bootstrap p值。结果表明, $\Delta\pi_{t-1}, \Delta\pi_{t-3}, \Delta\pi_{t-5}$ 和 $\Delta\pi_{t-10}$ 的Wald统计量比其他所有差分项($\Delta\pi_{t-2}, \Delta\pi_{t-4}, \Delta\pi_{t-6}, \Delta\pi_{t-7}, \Delta\pi_{t-8}, \Delta\pi_{t-9}, \Delta\pi_{t-11}$ 和 $\Delta\pi_{t-12}$)的Wald统计量都大。而其他差分项要么其Wald统计量比较小,要么系数估计值在不同状态下变化很小。因此,利用 $\Delta\pi_{t-1}, \Delta\pi_{t-3}, \Delta\pi_{t-5}$ 和 $\Delta\pi_{t-10}$ 就有可能派生出门限模型来。为了证实这个猜想,我们接下来计算了其他所有差分项系数相等的联合Wald检验,检验值是10.0,Bootstrap P值0.686,意味着此约束在统计意义上是与数据非常相容的(compatible)。由于受约束模型比无约束模型具有更少的参数,因此受约束模型的门限和单位根检验具有更高的精确度,结果如表3所示。表3中延迟参数 m 的LS点估计是 $\hat{m}=7$,这与上述无约束模型选择的延迟参数值是一致的。

正如在表1中无约束模型发现的那样,门限检
表2 无约束模型的最小二乘估计

| 回归变量 | 估计值 $m=7, \lambda=3.8\%$ | | | | 个体系数的相等性检验 | |
|--------------------|--------------------------|-------|------------------------|-------|------------|--------------|
| | $Z_{t-1} < \lambda$ | | $Z_{t-1} \geq \lambda$ | | Wald统计量 | Bootstrap p值 |
| | 估计值 | 标准差 | 估计值 | 标准差 | | |
| 常数项 | 0.001 | 0.001 | 0.006 | 0.004 | 1.740 | 0.434 |
| $\Delta\pi_{t-1}$ | -0.035*** | 0.010 | -0.003 | 0.035 | 0.787 | 0.530 |
| $\Delta\pi_{t-1}$ | 0.131** | 0.063 | 0.675*** | 0.163 | 7.610 | 0.031 |
| $\Delta\pi_{t-2}$ | 0.164** | 0.064 | -0.062 | 0.187 | 0.959 | 0.458 |
| $\Delta\pi_{t-3}$ | -0.017 | 0.065 | -0.273 | 0.169 | 5.840 | 0.058 |
| $\Delta\pi_{t-4}$ | 0.068 | 0.068 | 0.301** | 0.139 | 4.220 | 0.103 |
| $\Delta\pi_{t-5}$ | 0.005 | 0.068 | -0.293** | 0.139 | 5.500 | 0.061 |
| $\Delta\pi_{t-6}$ | 0.010 | 0.067 | 0.250 | 0.155 | 2.110 | 0.264 |
| $\Delta\pi_{t-7}$ | 0.057 | 0.065 | -0.037 | 0.157 | 0.076 | 0.834 |
| $\Delta\pi_{t-8}$ | 0.060 | 0.063 | -0.015 | 0.195 | 0.124 | 0.787 |
| $\Delta\pi_{t-9}$ | 0.056 | 0.067 | 0.080 | 0.139 | 0.017 | 0.919 |
| $\Delta\pi_{t-10}$ | 0.010 | 0.066 | -0.523*** | 0.148 | 12.800 | 0.003 |
| $\Delta\pi_{t-11}$ | -0.285*** | 0.063 | -0.072 | 0.232 | 0.118 | 0.792 |
| $\Delta\pi_{t-12}$ | -0.436*** | 0.059 | -0.165 | 0.220 | 0.280 | 0.689 |

注:***,**, * 分别表示系数估计的显著性水平为1%、5%、10%。

表3 受约束模型的门限和单位根检验结果

| m | Bootstrap 门限检验 | | | 单位根检验 Bootstrap p值 | | |
|----|----------------|--------|-------|--------------------|-------|-------|
| | W_r | 5% 临界值 | p值 | R_{1T} | t_1 | t_2 |
| 1 | 25.6 | 19.9 | 0.007 | 0.035 | 0.011 | 1.000 |
| 2 | 28.1 | 20.2 | 0.003 | 0.057 | 0.018 | 0.999 |
| 3 | 23.7 | 20.3 | 0.016 | 0.007 | 0.002 | 0.978 |
| 4 | 23.2 | 20.4 | 0.019 | 0.013 | 0.003 | 0.992 |
| 5 | 23.8 | 20.3 | 0.018 | 0.049 | 0.012 | 0.980 |
| 6 | 27.5 | 20.1 | 0.004 | 0.001 | 0.000 | 0.991 |
| 7 | 44.8 | 20.2 | 0.000 | 0.060 | 0.016 | 0.826 |
| 8 | 44.8 | 20.3 | 0.000 | 0.031 | 0.007 | 0.964 |
| 9 | 38.3 | 20.2 | 0.000 | 0.021 | 0.005 | 0.994 |
| 10 | 36.9 | 20.2 | 0.000 | 0.040 | 0.010 | 0.996 |
| 11 | 43.9 | 20.3 | 0.000 | 0.142 | 0.047 | 0.973 |
| 12 | 37.5 | 20.3 | 0.000 | 0.123 | 0.040 | 0.991 |

注: Bootstrap p值利用10000次复制计算得出。

验显著地拒绝了无门限效应的零假设。对于 $m=7$, R_{17} 检验的 p 值表明显著地拒绝了单位根的原假设,从而支持平稳性假设。再来看个体 t 检验。 t_1 检验的 p 值表明显著地拒绝了单位根原假设而支持 $\rho_1 < 0$, t_2 在统计上非常不显著,不能拒绝单位根假设 $\rho_2 = 0$ 。因此,检验结果支持我国通货膨胀率是一个具有局部单位根情形的门限过程的结论。下面,我们对其他所有差分项 ($\Delta\pi_{t-2}$ 、 $\Delta\pi_{t-4}$ 、 $\Delta\pi_{t-6}$ 、 $\Delta\pi_{t-7}$ 、 $\Delta\pi_{t-8}$ 、 $\Delta\pi_{t-9}$ 、 $\Delta\pi_{t-11}$ 和 $\Delta\pi_{t-12}$) 系数相等约束后的模型进行估计,结果如表 4 所示。

正如所期望的那样,表 4 中的估计结果与表 2 中的估计结果是相似的,尤其门限的估计是一致的。据此,将通胀率序列分两个状态(状态 1 和状态 2)来绘制,如图 1 所示。

由于受约束模型的估计精度高于无约束模型的估计精度,我们将对表 4 的受约束模型的估计结果进行分析。模型(2)中门限变量 $Z_t = \pi_t - \pi_{t-m}$ 的设定从计量理论上是为了在备择假设 (π_t 服从一阶单整)下能够保证 Z_t 的平稳性,从而提高统计检验的

表 4 受约束门限模型的最小二乘估计

| 回归变量 | 估计值 $\hat{m}=7, \hat{\lambda}=3.8\%$ | | | | 个体系数的相等性检验 | |
|--------------------|--------------------------------------|---------|------------------------------|---------|------------|---------------|
| | $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$ | | $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$ | | Wald 统计量 | Bootstrap p 值 |
| | 估计值 | 标准差 | 估计值 | 标准差 | | |
| 常数项 | 0.001 | (0.001) | 0.009** | (0.004) | 4.04 | 0.322 |
| π_{t-1} | -0.035*** | (0.010) | 0.000 | (0.023) | 2.02 | 0.349 |
| $\Delta\pi_{t-1}$ | 0.195*** | (0.062) | 0.497*** | (0.112) | 5.53 | 0.081 |
| $\Delta\pi_{t-3}$ | 0.156** | (0.064) | -0.274** | (0.122) | 9.62 | 0.013 |
| $\Delta\pi_{t-5}$ | 0.04 | (0.067) | -0.174 | (0.122) | 2.39 | 0.263 |
| $\Delta\pi_{t-10}$ | 0.074 | (0.065) | -0.450*** | (0.142) | 11.2 | 0.006 |
| $\Delta\pi_{t-2}$ | 0.099 (0.059) | | | | | |
| $\Delta\pi_{t-4}$ | 0.046 (0.059) | | | | | |
| $\Delta\pi_{t-6}$ | 0.050 (0.060) | | | | | |
| $\Delta\pi_{t-7}$ | -0.001 (0.059) | | | | | |
| $\Delta\pi_{t-8}$ | 0.042 (0.060) | | | | | |
| $\Delta\pi_{t-9}$ | 0.044 (0.060) | | | | | |
| $\Delta\pi_{t-11}$ | -0.017 (0.059) | | | | | |
| $\Delta\pi_{t-12}$ | -0.267*** (0.055) | | | | | |

注:***、**、* 分别表示系数估计的显著性水平为 1%、5%、10%。

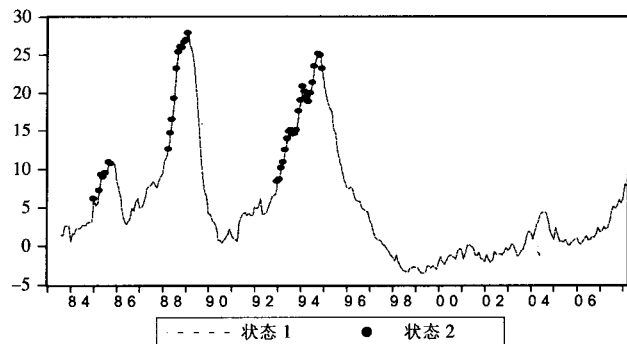


图 1 我国月度商品零售价格同比指数增长率(1983年8月~2008年3月)

精确度。从经济学的角度来看, Solow(1998)提出,如果某个月的通胀率“明显地”高于前几个月,那么就认为发生了为期一个月的加速通货膨胀,同样可以采取类似的方式定义减速通货膨胀。由于门限 $Z_{t-1} = \pi_{t-1} - \pi_{t-8}$ 恰好描述了滞后一期与滞后 8 期各自通胀率之差,根据 Solow(1998)的定义,当滞后一个月的通胀率比滞后 8 个月的通胀率大 3.8%,这就意味着通胀率保持或转换为加速通胀状态(状态 2);当差值小于 3.8%,这就意味着通胀率状态保持或转换为减速通胀状态(状态 1)。因此,我们将从加速通胀和减速通胀两种状态的划分及其转换来进行结果分析。

三、结果分析

(一)非线性状态转换特征

图 1 表明,我国通胀率的减速状态和加速状态各自的样本点都具有明显的集中分布特点。状态 1 可以显著地分为具有不同特征的两个阶段。一个阶段是通胀率水平处于长期稳定的低水平阶段。例如,1990 年 1 月~1992 年 11 月、1997 年 1 月~2008 年 3 月的通胀率绝大多数都在 5% 以下(当然我们也注意到,2004 年出现了一年左右的较高通胀水平以及 2007 年初以来通胀率出现了一路上行的变化趋势)。这个阶段的通胀率保持了稳定的低水平状态,意味着我国央行为了保持物价低水平状态而在前期采取的一系列调控措施的长期有效性。另一个阶段是通胀率处于从高位开始一路下行的变化趋势中。例如,1985 年 10 月~1986 年 6 月、从 1989 年 3 月~1990 年 3 月以及 1995 年 1 月~1997 年 2 月。此时的通胀率从高位开始一路下滑,在到达 5% 左右的低位后进入稳定的低通胀阶段。虽然此时的通胀率水平在下行初期比较高,但明显的下行趋势预示着通胀率将在经历一段下滑过程后达到政府和公众意愿的低水平阶段,意味着央行为抑制高通胀而采取的政策调整是富有成效的。

图 1 表明,状态 2 的通胀率水平都比较高(个别月份的通胀率达到 20 多个百分点),而且集中分布在从较高水平开始加速上行的变化趋势中。例如,1985 年 1 月~1985 年 9 月、1988 年 1 月~1989 年 2 月以及 1993 年 1 月~1995 年 1 月,这 3 个时期恰恰与我国经历的三次较高通胀时期的持续上行

阶段相吻合,这与状态 1 中通胀率持续下行阶段形成了鲜明的对比。

因此,我国通货膨胀率是一个具有局部单位根的门限自回归过程,并且可以划分为加速通胀状态和减速通胀状态。这个结论进一步扩展了赵留彦等(2005)和王少平和彭方平(2006)得出的我国通胀率具有线性状态转换特点的结论,即在减速通胀状态下,通胀率服从一个平稳过程;而在加速通胀状态下,通胀率是一个非平稳过程。

(二)持久性

Andrews 和 Chen(1994)提出了通过计算单变量时间序列自回归模型滞后项系数估计值之和,例如 Taylor(2000),来计算通胀持久性,度量了通胀率在受到随机扰动因素冲击后偏离其平均水平的趋势会持续多久,也就是衡量了通胀率在受到冲击后朝着它的长期水平值收敛的情形(Fuhrer, 1995; Dossche and Everaert, 2005)。由于时间序列模型的脉冲响应函数可以度量随机冲击对因变量变化的影响,当时间序列不是一个单位根过程或自回归模型中滞后因变量多项式特征根的绝对值都落在单位圆内时(Hamilton, 1994),脉冲响应函数会逐渐消失,自回归模型的滞后项系数估计值之和与累计脉冲响应(cumulative impulse response)之间存在一一对应的函数关系,因此可以作为持久性度量的一个合适方法。然而,如果时间序列具有单位根过程,那么脉冲响应函数不会逐渐消失,意味着持久性处于极高的水平。

表 3 和表 4 的检验结果表明,状态 1 的时间序列不存在单位根,将模型(2)中的差分项全部展开成关于通胀率水平值的自回归模型后发现,其所有自回归项的系数和正好为 $1+\rho=1-0.035=0.965$ 。因此状态 1 的通胀率具有高持久性,随机冲击的影响时间比较长。而状态 2 的时间序列存在单位根,因此通胀率持久性极高,这种极高的程度意味着通胀率在一路上升的过程中,随机冲击对于通胀率的影响几乎不会消失。当某一时期的随机冲击促使通胀率出现较大上涨时,这种极高持久性就有可能导致这种短期上涨的内持续性,进而有可能演变为明显的上行趋势。因此,我们根据带有单位根门限自回归模型得出的我国通货膨胀率具有高持久性的结论,与刘金全等(2007)利用 STARFIMA(smooth-

ing transition ARFIMA)模型得出的我国通胀率具有较高持久性的结论相一致。

(三)政策含义

20 世纪 90 年代以来,自新西兰率先采取了通货膨胀目标制(inflation targeting)以来,通胀目标制作为一种货币政策框架被其他一些工业化国家和发展中国家相继采用,如加拿大(1991)、英国(1992)、瑞典(1993)、芬兰(1993)和澳大利亚(1994)。Mishkin 和 Schmidt-Hebbel(2007)对通胀目标制的相关文献进行综合分析后发现,采用通胀目标制国家的通货膨胀水平、持久性和波动性都显著地低于未采用通胀目标制国家的通货膨胀的相应指标。Svensson(1998)认为,由于货币政策传导的滞后,实行通胀目标制的各国央行大都关注通胀预期(inflation forecast),通过调控通胀预期水平来实现通货膨胀目标。正如 Walsh(2003)指出的,对于加入滞后通胀的新凯恩斯模型,它的系数从统计学和经济意义角度来看通常具有显著性。如果滞后通胀影响当前通胀,那么,即使在随意性政策下,中央银行也面临一个动态最优化问题,影响当前通胀的措施也影响未来通胀,因此中央银行在制定当前政策时必须把这一跨期联系考虑在内。

自 2007 年以来,我国通胀率呈现出较为明显的上行趋势,至 2008 年 2 月达到 11 年以来的最高点 8.7%。图 1 表明,2007 年以来持续上涨的通胀率从状态划分上来看虽然属于状态 1,但根据模型(2)的门限估计结果进一步发现,有 4 个样本点的门限值都大于 3%,这种持续上行的趋势进一步暗示了未来通胀率有可能由状态 1 转换为状态 2,这也是我国央行和公众目前比较关注通胀上行的重要原因之一。因为一旦出现了转换为状态 2 的通胀率,根据模型(2)的估计结果,状态 2 的通胀率都是集中分布在过去 3 次高通胀时期的持续上行阶段,因此未来通胀演变为类似于 3 次高通胀的可能性将变得非常大。正如 Solow(1998)根据适应性预期理论指出的,当通胀率处于较高水平时,由于公众对高通胀的适应性预期而不去注意真实经济的存在,这种预期将引导人们采取相应的行动,而人们行为的改变又将促成预期结果的实现从而证实预期并强化作为该预期基础的信念,最终有可能导致出现通胀率持续上行趋势甚至高通胀现象。为了防治我

国通胀率出现由状态 1 转换为状态 2 的情形,我国央行需要坚定地采取有效的措施来抑制目前较明显的通胀上行趋势从而使通胀水平逐步回落至低位运行。

四、结论

基于通货膨胀持久性视角的通货膨胀动态波动机制对于更好地理解体现通胀持久性的现代新凯恩斯模型具有重要的理论价值。本文应用一个带有单位根的门限自回归模型对我国通胀率的波动路径进行了实证检验,结果表明,我国通胀率是一个具有局部单位根的门限自回归过程,并且可以划分为加速通胀状态和减速通胀状态。其中,减速通胀状态包括通胀率水平处于长期稳定的低水平阶段和从高位开始一路下行的阶段。在减速通胀状态下,通胀率是一个平稳自回归过程,而在加速通胀状态下,通胀率是一个具有单位根的自回归过程。根据上述实证结果进一步考察了我国通胀率的持久性,结果表明,我国通胀率在两个状态下都具有高持久性,并且加速通胀阶段的持久性更高。也就是说,加速通胀状态下的冲击可能比减速通胀状态下的冲击具有更大的作用。因此,对于通胀持久性的充分评价应该考虑时间序列的内在非线性。而且,那些反映通胀持久性特征的新凯恩斯模型都可能成为解释具有高持久性通胀波动路径的理论机理,如 Ball(2000)的不完全理性预期模型或 Mankiw 和 Reis(2000)的粘性信息模型,同时我国通胀率具有高持久性特点也可以为那些体现通胀持久性特征的新凯恩斯模型提供来自中国的经验证据。另外,在短期菲利普斯曲线中用滞后通胀率代替预期通胀率的符合我国通胀率的实际特点(高铁梅等, 2003)。

这些结果对于宏观经济政策具有重要的含义。自 2007 年初,我国通货膨胀率处于持续上行的趋势中。研究结果表明目前通胀率虽然处于状态 1,但其不断上行的趋势,尤其是根据估计结果测算发现其对应的门限比较大,这都暗示了一旦出现通胀率转换为状态 2 的情形,那么演变为高通胀水平的可能性将变得非常大,这就要求我国央行必须坚定地采取有力措施来抑制目前通胀上行的趋势。我国通胀率的高持久性意味着在治理通货膨胀时必须考

虑各种政策调整发挥作用的渐进性和长期有效性。

(作者单位:张屹山,吉林大学数量经济研究中心;张代强,吉林大学商学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①由于 1990 年之后的商品零售价格同比指数与居民消费价格同比指数(CPI)的相关系数为 0.995,表明两个指数在统计上高度相关。由于中经网数据库只有 1990 年以后的居民消费价格同比指数,综合考虑到样本量的大小和统计上的高度相关性,我们将在下面的实证部分采用商品零售价格同比指数(RPI)增长率衡量的通胀率进行实证检验。

②利用最小二乘估计计算所有 p 从 1 到 12 取值下的 AIC 发现, $p=12$ 时 AIC=-6.82 最小(SC=-6.64)也非常小,因此最终选择 $p=12$ 。同时发现,所有 p 从 1 到 12 取值下包含一个时间趋势项的假设被完全拒绝(10%的显著水平上),因此(1)式中不加入时间趋势变量。

③笔者欢迎您通过电子邮件索要文中所使用的数据、GAUSS 程序代码或实证结果,以便验证、引用或扩展本文的相关实证计算。

④由于备择假设 H_1 和 H_2 都是单边的, 双边(two-sided) Wald 统计量的效力就有可能不如单边 Wald 统计量的效力好,因此我们将只考虑单边 Wald 统计量来检验反对单边备择假设或。

参考文献

- (1) Andrews, D. W. K. and H. Y. Chen, 1994, "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, pp. 187-204.
- (2) Andrews, D. W. K. and W. Ploberger, 1994, "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative", *Econometrica*, 62, pp. 1383-1414.
- (3) Ball, L., 1991, "The Genesis of Inflation and the Costs of Disinflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, pp. 439-452.
- (4) Ball, L., 2000, "Near-Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes", NBER Working Paper No. 7988.
- (5) Caner, M. and B. E. Hansen, 2001, "Threshold Autoregression with a Unit Root", *Econometrica*, 69, pp. 1555-1596.
- (6) Chan, K. S., and H. Tong, 1985, "On the Use of the Deterministic Lyapunov Function for the Ergodicity of Stochastic Difference Equations", *Advances in Applied Probability*, 17, pp. 667-678.
- (7) Crowder, W. and D. Hoffman, 1996, "The Long Run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, pp. 102-118.
- (8) Clavo, G. A., 1983, "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-398.
- (9) Dossche, M. and G. Everaert, 2005, "Measuring Inflation Persistence: A Structural Time Series Approach", European Central Bank, Working Paper No. 495.
- (10) Fuhrer, J. C., 1995, "The Persistence of Inflation and the cost of Disinflation", *New England Economic Review*, 1-2, pp.3-16.
- (11) Fuhrer, J. C. and G. R. Moore, 1995, "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp.127-159.
- (12) Galí, J. and M. Gertler, 1999, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 195-222.

- (13)Granger, C. W. J. and Terasvirta, 1993, *Modelling Non-linear Economic Relationships*, Oxford, Oxford University Press.
- (14)Hamilton, J. D., 1989, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57, pp. 357-384.
- (15)Hamilton, J. D., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- (16)Hansen, B. E., 1999, "The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model", *The Review of Economics and Statistics*, 15, pp. 60-80.
- (17)Henry, O., 1999, "Are Inflationary Shocks to Inflation Infinitely Persistent?", Department of Economics Research Paper #718. University of Melbourne. Available from www.ecom.unimelb.edu.au.
- (18)Henry, O. and K. Shields, 2004, "Is There a Unit Root in Inflation?", *Journal of Macroeconomics*, 26, pp. 481-500.
- (19)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, pp. 341-349.
- (20)Levin, A. T. and J. M. Piger, 2004, "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies", European Central Bank, Working Paper Series No. 334.
- (21)Mankiw, N. G. and R. Reis, 2002, "Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *The Quarterly Journal of Economics*, 117, pp. 1295-1328.
- (22)Mishkin, F. S. and K. Schmidt-Hebbel, 2007, "Does Inflation Targeting Make a Difference?", NBER Working Paper No. 12876.
- (23)Ng, S. and P. Perron, 2001, "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69, pp. 1519-1554.
- (24)Roberts, J. M., 1995, "New Keynesian Economics and the Phillips Curve", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, pp. 975-984.
- (25)Roberts, J. M., 1997, "Is Inflation Sticky?", *Journal of Monetary Economics*, 39, pp. 173-196.
- (26)Roberts, J. M., 1998, "Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy", Finance and Economics Discussion Paper No. 43, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- (27)Solow, R. M., 1998, "How Cautious Must the Fed Be?", Friedman, Benjamin M., "Inflation, Unemployment and Monetary Policy", *The Alvin Hansen Symposium on Public Policy Harvard University*, Cambridge, Mass. The MIT Press.
- (28)Svensson, Lars E. O., 1998, "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", NBER Working Paper No. 6790.
- (29)Taylor, J. B., 1979, "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *The American Economic Review*, 69, pp. 108-113.
- (30)Taylor, J. B., 1980, "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *The Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.
- (31)Taylor, J. B., 2000, "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, 44, pp. 1389-1408.
- (32)Walsh, C. E., 2003, "Monetary Theory and Policy", Cambridge, Mass, The MIT Press.
- (33)高铁梅、刘玉红、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。
- (34)李彬、刘凤良:《我国通货膨胀动态和货币政策效果的行为宏观解释》,《管理世界》,2007年第3期。
- (35)刘金全、李庆华、郑挺国:《具有平衡转移的ARFIMA模型及其应用》,《中国管理科学》,2007年第3期。
- (36)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》,《数量经济技术经济研究》,2005年第10期。
- (37)王少平、彭方平:《我国通货膨胀与通货紧缩得非线性转换》,《经济研究》,2006年第8期。
- (38)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。
- (39)张成思、刘志刚:《中国通货膨胀率持久性变化研究与政策分析含义》,《数量经济技术经济研究》,2007年第3期。
- (40)赵留彦、王一鸣、蔡婧:《中国通胀水平与通胀不确定性:马尔可夫域变分析》,《经济研究》,2005年第8期。
- (上接第42页)
- (42)Caballero R. J. and Lyons R. K., 1992, "External Effects in U.S. Proeyclical Productivity", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, pp.209-225.
- (43)Cole Harold L., Mailath George J. and Postlewaite Andrew, 1992, "Social Norms, Savings Behavior and Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp.1092-1125.
- (44)Corneo Giacomo and Jeanne Olivier, 2001, "On Relative-wealth Effects and Long-run Growth", *Research in Economics*, Vol. 55, pp.349-358.
- (45)Eicher T. S. and Turnovsky Stephen J., 2000, "Scale, Congestion and Growth", *Economica*, Vol.67, pp.325-346.
- (46)Gurdip S. Bakshi and Zhiwu chen, 1996, "The Spirit of Capitalism and Stock-market Prices", *America Economic Review*, Vol. 86, pp.133-157.
- (47)Heng-fu Zou, 1991, "Socialist Economic Growth and Political Investment Cycles", *European Journal of Political Economy*, Vol. 7, pp.141-157.
- (48)Heng-fu Zou,1994,"The Spirit of Capitalism and Long-Run Growth", *European Journal of Political Economy*, Vol. 10, pp.279-293.
- (49)Heng-fu Zou, 1998, "The Spirit of Capitalism, Social Status, Money and Accumulation", *Journal of Economics*, Vol. 68, pp.219-233.
- (50)Liu Wen-Fang and Turnovsky Stephen J., 2005, "Consumption Externalities, Production Externalities and Long-run Macroeconomic Efficiency", *Journal of Public Economics*, Vol. 89, pp.1097-1129.
- (51)Kurz M, 1968, "Optimal Economic Growth and Welfare Effects", *International Economic Review*, Vol. 9, pp.348-357.
- (52)Romer P. M., 1986 "Increasing Return and Long Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp.1002-1037.
- (53)Stokey Nancy L., 1988, "Learning by Doing and the Introduction of New Goods", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp.701-717.
- (54)Turnovsky Stephen J. and G. Monteiro, 2007, "Consumption Externalities, Production Externalities and Efficient Capital Accumulation Under Time Non-separable Preferences", *European Economic Review*, Vol. 51, pp. 479-504.