

外生冲击、货币政策与通胀持久性转变

张成思

中国人民大学财政金融学院 中国财政金融政策研究中心

摘要：通货膨胀动态路径的持久性特征发生转变可能是由于货币政策的系统性改进促成，也可能是因为外生随机扰动因素的属性变化（好运气）造成，不同动因的经济和政策含义截然不同。本文在应用中值无偏估计和未知断点结构性变化检验方法判断 1983-2008 年期间中国通胀持久性转变特征的基础上，根据中国真实经济产出、通货膨胀与货币政策的互动关系设立多变量动态模型系统并进行对比仿真分析。结果显示，中国通胀持久性在 1997 年以后出现显著性减弱，货币政策的系统性改进而非运气能够主要解释这种转变。这一发现对于使用真实 GDP 增长率和传统的真实 GDP 缺口来度量真实经济产出都具有稳健性。

一、引言

从改革开放至今，转眼间已经有 30 年了。在此期间，中国通货膨胀动态路径的演变尤其引人关注，并从一定程度上折射出中国经济发展、宏观政策调整以及外部冲击因素变化的历史轨迹。为了说明问题，图 1 描绘了 1983 年 1 季度至 2008 年 4 季度中国 CPI 通胀率的时间序列数据，从中可以看出，我国的通胀率在上世纪 80 年代和 90 年代经历了多次冲高回落的巨幅波动，而自 90 年代末开始进入平稳较低的动态演进阶段，虽然在 2007 年曾一度出现比较明显的上涨，但随后由于受到美国次贷危机引发的全球金融危机的影响，2008 年通货膨胀呈现出下行趋势，这也引起决策层对重新陷入类似上世纪 90 年代末期之后持续通缩状况的担忧。

中国通胀动态路径的这种起伏变化，吸引了经济学者不断探索通胀动态变化的驱动因素以及通货膨胀与其他经济变量之间的互动关系，其中重要的文献包括刘树成（1999）、余永定（1999）和范从来（2002）对中国低通胀（通货紧缩）问题及其解决途径的深入分析，Hasan（1999）对中国货币政策与通货膨胀长期均衡关系的研究，刘金全和谢卫东（2003）对经济增长与通货膨胀动态相关性的研究，Gerlach 和 Peng（2006）对真实 GDP 缺口与通货膨胀动态关系的研究，以及龚刚和林毅夫（2007）对低通胀-高增长模式的微观成因分析。虽然这些文献的分析视角、分析方法和研究重点有所不同，但是这些研究都蕴含着一个共同的重要课题：中国通胀动态路径的特征是否朝着利于决策层巩固和稳定通胀水平的方向转变；如果动态路径特征确实发生了转变，又是什么因素引起了这种转变？

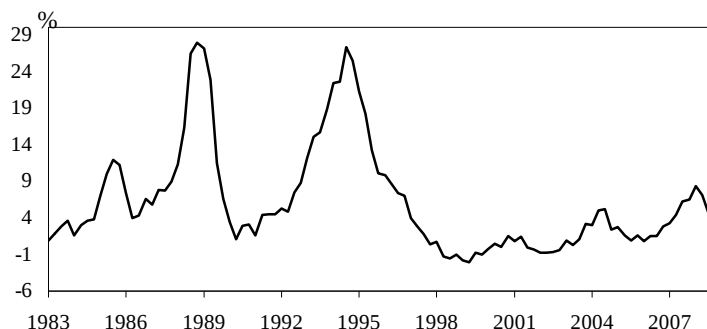


图 1 中国 CPI 通胀率（同比）：1983 年 1 季度—2008 年 4 季度

数据来源：国家统计局

这个问题的实质要归结到通胀持久性问题上来。通胀持久性是通胀动态路径演进的重要特征之一，其衡量的是通货膨胀在受到随机冲击后偏离其均衡水平的趋势将会持续的时间长度。持续的时间越长则持久性越高。可以看出，如果通胀持久性降低，那么当出现推动或者抑制通胀的干扰因素时，这种干扰因素对通货膨胀的未来走势的持续影响就会减弱。因此通胀持久性是否发生改变对判断通货膨胀动态走势具有重要的现实意义。

如果通胀持久性发生变化，那么其驱动因素是什么？这是学界和决策层更加关注的问题。从近几年的相关研究来看（如 Williams, 2006; Stock 和 Watson, 2007），通胀持久性转变一方面可能是由于宏观政策以及经济体制的系统性改进促成的，而另一方面也可能是由于不同历史时期影响宏观政策和经济发展等的外生冲击因素属性变化引起的。由于后者具有随机性，所以也被称为“运气”。

针对这两种情况，如果系统性的宏观政策变化对通胀持久性的改变具有显著影响，那么就可以通过政策调整来有效引导通胀持久性朝着决策层预期的方向变化，从而对冲不利的随机干扰因素对通胀动态走势的冲击。反之，如果是外生的随机干扰因素的基本性质（如波动性等）发生了变化而造成通胀持久性特征转变，那么探究干扰因素的来源及其变化动因将成为研究的重点内容。

由此可见，对我国通胀持久性特征的转变及其驱动因素的深入研究，在当前全球金融局势不稳、世界经济出现大幅盘整时期显得尤其重要。因为这不仅涉及到对我国经济政策是否会显著影响通胀动态持久性特征的判断，而且关系到政策调整的方向和力度，关系到如何选择和执行适当的宏观政策，才能既防止出现上世纪 80-90 年代那样的高通胀，又避免产生通货紧缩与流动性陷阱问题，从而降低货币政策失效的风险。

但是，要厘清通胀持久性转变的本质驱动因素并不容易。特别是对于我们国家而言，一方面随着市场经济的不断深化，系统性的经济结构和宏观政策在最近 10 年来发生了很大变化：自上世纪 90 年代后期以来，随着“稳健”货币政策的连续实施，货币政策也从 80 年代单纯的直接信贷向总量控制、窗口指导与利率调节的

多渠道过渡,货币政策的有效性得到进一步提升。另一方面,外生的随机干扰因素似乎也存在着明显的变化,特别是影响真实经济产出、通货膨胀和货币政策等的随机冲击因素变化更加频繁。2008 年全球金融危机又让我们认识到,世界性冲击因素也可能渗透到国内经济发展的系统内,使得影响国内重要经济指标变量的干扰因素更加复杂。这些冲击因素的变化是否也会带来通胀持久性的结构性变化,目前还缺少系统的定量分析。

为此,本文在应用中值无偏估计和未知断点结构性变化检验方法判断通胀持久性转变特征的基础上,根据中国真实经济产出、通货膨胀和货币政策的互动关系设立多变量动态模型系统,利用矢量自回归模型的结构式(SVAR)与缩减式(VAR)之间的内在联系进行对比仿真分析,探索通胀持久性转变的驱动因素。从经验结果来看,中国 CPI 通胀率的持久性在 1997 年发生了显著的结构性转变,宏观政策的系统性改进能够解释这种转变的 80%以上,而“运气”对通胀持久性变化解释程度相对较小。在对比仿真分析过程中,无论使用真实 GDP 增长率还是使用传统的真实 GDP 缺口来度量真实经济产出变量,这一基本结论都具有稳健性。

本文的结构安排如下:第二部分应用未知断点结构性变化检验方法对通胀持久性系数的结构性变化进行检验,确定结构转变的统计特性、断点时间以及变化前后的估计结果;第三部分设立多变量动态模型系统,运用对比仿真分析,判断通胀持久性特征转变的主要驱动因素,并量化不同驱动因素的解释程度;第四部分探讨对比仿真分析结果的政策含义,着重讨论了我国通胀持久性转变是如何通过货币政策的系统性改进促成的;第五部分总结全文的主要结果与启示,并提出了进一步研究的方向。

二、未知断点结构性变化检验

1. 模型

本文对通胀持久性的估计与已有的标准文献(如 Taylor, 2000)相一致,使用自回归(AR)模型中滞后项的系数和来度量。所以基本的模型设定为

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

这里 π_t 代表通胀率, c 是常数项, ε_t 表示序列无关的扰动项, $\alpha(L) = \alpha_1 + \alpha_2 L + \cdots + \alpha_n L^{n-1}$ 代表滞后算子多项式, n 是依据一定标准选取的最优滞后期数,并且 $\alpha(1) = \alpha_1 + \alpha_2 + \cdots + \alpha_n$ 被定义为通胀持久性的衡量指标。需要注意的是,在动态模型中,由于滞后项之间可能存在一定的共线性,因此如果直接对模型(1)进行回归,可能会造成单个滞后项系数的标准差估计不精确,进而影响进一步的统计推断。为此,我们将(1)重新写成

$$\pi_t = c + \rho\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \phi_i \Delta\pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中差分项 $\Delta\pi_{t-i} = \pi_{t-i} - \pi_{t-i-1}$ 。将 (2) 展开并整理后得到的等式与 (1) 完全相同，并且模型 (2) 中的系数 ρ 等于 (1) 中各个滞后项的系数和，即通胀持久性系数。这样，即使 (1) 中存在一定的共线性问题，通过估计模型 (2) 仍然可以获得较为精确的通胀持久性系数的估计值和相应的标准差。

同时，由于 AR 模型的自变量中含有因变量的滞后项，因此模型滞后期的选取必须保证 ε_t 不存在序列相关性。因此，我们在设立 AR 模型过程中遵循“从一般到特殊”的原则，在最大滞后阶数设定为 8 的基础上，根据 AIC 信息准则确定最优滞后阶数，并且运用 Breusch-Godfrey LM 序列相关性检验进行诊断检验，从而确保最终设立的 AR 模型在传统显著性水平下不存在序列相关性。

在具体检验与估计过程中，通胀指标使用与宏观经济发展和宏观政策调整紧密相关的居民消费价格指数 (CPI) 的同比增长率来衡量。通胀率的原始数据来源于国家统计局。因为官方公布的通胀数据是同比增长率形式，所以实证分析过程中通胀率变量不再进行季节性调整。通胀率的原始数据为月度频率，对应的季度频率数据由各个季度的最后一个月对应的观测值确定。数据的样本区间由研究目标与数据的可获得性共同确定为 1983 年 1 季度至 2008 年 4 季度。

2. 未知断点检验

经济计量中的结构性变化检验可以回溯到上世纪 60 年代发展起来的邹氏检验法，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方法的发展为我们这里分析通胀持久性的结构性转变提供了更合理的设计，其中 Andrews 和 Ploberger (1994) 提出的未知断点结构变化检验的理论发展尤为完善，并且 Hansen (1997) 在这一理论上提供了计算对应检验统计量的 p -值。因此，我们这里运用 Andrews 和 Ploberger 的方法获得通胀动态模型发生结构性转变的未知断点，并应用 Hansen (1997) 的方法计算检验统计量的 p -值。

根据 Andrews 和 Ploberger 的理论，假定 $m \times 1$ 阶的系数矩阵 Φ 表示动态模型 (2) 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 ，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。在获得 $W_T(\tau_i)$ 之后，可以进一步计算最大 $Wald$ 统计量，即

$$SupW = SupW_T(\tau_i) | \tau_i \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}] \quad (3)$$

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

Andrews 和 Ploberger 进一步提出了在干扰参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

$$ExpW = \ln \left\{ \int_{\tau_{\min}}^{\tau_{\max}} \exp[0.5W_T(\tau)] d\tau \right\} \quad (4)$$

$$AveW = \int_{\tau_{\min}}^{\tau_{\max}} W_T(\tau) d\tau \quad (5)$$

Andrews 和 Ploberger 的研究表明, 即使在渐近条件下, 上述 3 个检验统计量对应的都是非标准的统计分布。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。因此, 我们运用 Hansen (1997) 提出的非标准分布函数计算 $SupW$ 、 $ExpW$ 和 $AveW$ 统计量对应的 p -值, 分别记做 p -sup、 p -exp 和 p -ave。如果把未知断点结构性变化检验统计量记做 z , 那么这种非标准分布条件下的渐近 p -值计算函数可以写成

$$p(z|\gamma) = 1 - \chi^2(\gamma_0 + \gamma_1 z + \cdots + \gamma_m z^m | \eta) \quad (6)$$

其中 $\chi^2(z|\eta)$ 表示自由度为 η 的累积卡方分布, γ 是待估计的参数。在实际计算过程中, 我们运用分位数估计法确定多项式 $\gamma_0 + \gamma_1 x + \cdots + \gamma_m x^m$, 并使用无约束条件下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 1983 年 1 季度至 2008 年 4 季度期间动态 AR 模型 (2) 的总体系数、常数项、持久性系数和其他滞后项系数分别进行了结构性变化检验, 从而判断我国通胀持久性是否发生结构性转变以及结构变化的具体时间, 为进一步分割样本研究不同时期通胀持久性特征提供依据。表 1 报告了结构性变化检验的结果。

表 1 AR 模型未知断点结构性变化检验结果

	p -sup	p -exp	p -ave	断点
总系数	0.000	0.000	0.001	1996Q2
c	0.006	0.002	0.010	1996Q4
ρ	0.095	0.052	0.049	1996Q2
ϕ	0.118	0.094	0.118	1999Q2

从表 1 可以看出, AR 模型的总体系数结构性变化检验对应的 p -值远小于 0.01, 说明在 1% 的显著性水平下可以判定 AR 模型确实发生了显著的结构性变化。从结

构断点的估计结果来看，发生结构性转变的时点为 1996 年 2 季度。另外，从其他各个系数的结构性变化检验结果来看，在传统显著性水平下，常数项和持久性系数都出现显著性转变，不过 AR 模型中总体系数发生结构变化的时间估计点与持久性系数的变化断点完全一致，而常数项的结构断点则稍晚一些，出现在 1996 年 4 季度。

3. 通胀持久性估计

为了考查 AR 模型在断点前后的样本区间内持久性系数大小，我们基于表 1 中的总体系数时间断点估计值，对 CPI 通胀率的 AR 模型进行了分割样本估计。注意，由于常数项在 1996 年 4 季度也出现结构性变化，因此结构变化后的子样本从 1997 年 1 季度开始，以避免其影响子样本估计结果。作为比较，我们对总体样本区间内的通胀持久性系数也进行了估计。

从理论上说，对动态模型（2）进行估计，只要确保随机扰动项没有序列相关性，那么普通最小二乘法（OLS）可以获得具有统计一致性的系数估计值。但是 Phillips（1977）的研究都说明，即使在模型设定正确的基础上，OLS 对模型（2）中 ρ 的估计仍然是统计有偏的，特别是当 ρ 的真实值接近于 1 时，这种统计偏倚尤其严重。另外，与 ρ 的估计值对应的传统渐近置信区间也不够精确。

为此，我们运用 Hansen（1999）提出的 grid-bootstrap 估计法来修正这个问题。这种方法实质上是利用 bootstrap 技术针对一系列可能的 ρ 值模拟出 OLS 估计的有限样本分布，在设定的格点搜索域内，应用 bootstrap 方法定义分位数函数，然后定义一个与给定置信水平（如 90%）相对应的 grid-bootstrap 置信区间。与传统的估计方法相比，grid-bootstrap 方法不仅能提供无偏估计值，而且无论对平稳模型还是局部有单位根的模型都能提供正确的置信区间。在计算过程中，我们首先使用服从 bootstrap 分布的分位数函数构造持久性系数 ρ 的 90% 置信区间，进而利用 grid-bootstrap 估计的 50% 百分位数计算 ρ 的中值无偏估计（记做 MU）。在 grid-bootstrap 估计的仿真计算中，我们设定格点数为 200，bootstrap 的仿真次数为 1999，并且使用经过 White 异方差修正的标准差进行计算，以减少统计推断的敏感性。

表 2 AR 模型不同样本区间通胀持久性估计结果

样本区间	ρ -MU	ρ -OLS	$\bar{R}^2$	$p\text{-aut}_o$	lag
总体样本	0.941	0.923	0.94	0.44	6
结构变化前	0.865	0.841	0.92	0.91	6
结构变化后	0.782	0.748	0.74	0.90	4

注： $p\text{-auto}$ 指序列相关性检验的 p -值；lag 指由 AIC 确定的 AR 模型最优滞后阶数。

依据以上估计方法，表 2 归纳了不同样本区间内通胀持久性的估计结果。首先，

我们比较通胀持久系数在断点前后的估计值。表2报告的结果显示,最小二乘点估计值在结构变化前为0.841,而之后减小到0.748;中值无偏估计从结构性变化前的0.865下降到变化后的0.782。可见,无论是传统估计方法还是grid-bootstrap中值无偏估计,CPI通胀率持久性在1997年之后出现明显减弱,减弱的幅度在10%左右。而如果忽视结构性变化问题,依据总体样本区间估计出的通胀持久性系数则达到0.9以上。

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。从表2中报告的序列相关性检验对应的 p -值(p -auto)可以看到,使用AIC选定的最优滞后阶数可以保证模型(2)不存在序列相关性,从而确保计量结果的有效性。

综合来看,我国CPI通胀率的动态持久性特征在1997年之后出现了显著性减弱。这一结果对宏观政策制定和施行具有重要的含义,因为通胀持久性衡量的是通胀或通缩在受到随机冲击后偏离长期均衡水平的趋势将会持续的时间,持久性减弱意味着推动通货膨胀或者通货紧缩的随机干扰因素对通胀未来走势的持续影响会减小。因此,央行应对通胀或通缩的主动性更强,调节通胀或者通缩的所需要付出的成本就相对减小。

那么是什么因素导致了通胀持久性发生了结构性转变呢?从本文引言部分的介绍我们知道,通胀持久性的结构性转变可能是由于系统性的政策改进带来的,也可能是外生的随机干扰因素的性质发生变化(即运气改变)造成的。近年来针对美国等发达国家通胀持久性问题的研究(如Stock和Watson,2007)显示,通胀持久性的结构性转变主要是因为随机干扰因素的属性变化造成的,也就说“运气”是促成通胀持久性变化的主导因素。如果现实确实如此的话,那暗示着系统性的宏观政策缺乏主动性,无法有效调整通货膨胀朝着有利于政策干预的方向运行,决策层需要更多地关注随机冲击因素而不是系统性的政策调整。我们接下来针对我国的具体情况来分析这一问题。

三、通胀持久性转变动因:对比仿真分析

1. 转变动因的理论探讨

正如本文引言部分提到的,关于通胀持久性转变原因的理论解释主要有两个层面:一是外生冲击因素的属性变化,二是货币政策的系统性改进。从冲击因素来看,Stock和Watson(2007)指出,如果影响通货膨胀的随机冲击因素的规模(大小)发生变化,那么在一个宏观动态系统内通胀率的数据生成过程将会受到影响,因此通胀持久性可能也会出现减弱的现象。但是需要注意的是,冲击因素的本质属性是随机的,所以由此带来的通胀持久性改变也只是临时的。这种冲击因素随时可能再

次出现大幅波动，从而导致通胀持久性再次发生变化。正因为如此，已有文献将冲击因素解释为“运气”。

与此相反，货币政策的系统性变化对通胀持久性的影响不是随机的，而是具有系统的内在传导机理的。例如，随着决策层在政策的制定、施行与调整过程中不断总结经验，积极促进货币政策的发展与完善，货币政策的运行机制会得到显著改进。当货币政策调节机制从以往相对低效的阶段发展到新的高效传导阶段时，货币当局能够更及时有效地针对核心经济指标（如通胀率和经济增长率）的变化进行反应，从而增强市场对央行稳定通胀（以及经济增长）能力的信心。这样，政策意图就更容易通过市场进行传递，政策目标的透明度上升，央行可信度也会随之提高，稳定的市场预期就会在定价、投资与消费等经济行为中占有主导地位。

从标准的通胀动态机制理论（如 Zhang 等人，2008）来看，前瞻性（即预期）程度与持久性水平在通胀动态等式中存在一个凸组合关系（即二者系数之和为 1）。所以当稳定的市场预期在通胀动态机制中占优时，反映滞后效应的通胀持久性将会相应下降。这与 Zhang 等人（2008）提出的从粘性通胀到粘性价格转变的通胀动态机制理论完全一致。从实质上看，货币政策的系统性改进提高了央行政策的传导效果，提升了政策的透明度与可信度，从而通过微观市场行为影响通胀动态的宏观机制，最终引起通胀持久性发生结构性转变。

从以上分析不难看出，无论是考查冲击因素还是货币政策对通胀持久性的影响，需要将通胀率放在一个能够较好地刻画货币政策、通货膨胀与实体经济发展的多变量动态系统内，进而通过对比仿真分析各个因素对通胀持久性变化的解释程度。我们下面讨论多变量动态模型的设立依据、设立形式与估计结果。

2. 多变量动态模型系统

要分析通胀持久性变化的动因，就需要构建一个能够捕捉通货膨胀及其相关经济变量动态关系的多变量模型系统，然后利用多变量模型系统在不同样本区间的参数估计结果（包括系统内随机扰动项的方差-协方差矩阵）作为数据生成过程的基础，通过不同样本区间内的参数互配来进行对比仿真，获得通胀率在不同组合情况下的仿真数据，进而估计出通胀持久性系数。这样，我们可以通过对比不同参数互配情形下的仿真数据对应的持久性系数估计结果，确定持久性转变的驱动因素^①。

在对比仿真分析中，多变量动态模型系统的构建是关键。这样的模型系统要既能反映真实经济产出的变化对通货膨胀的影响，又要能够捕捉宏观政策调整与真实经济产出和通货膨胀之间的动态互动关系。因为短期通胀率的动态传导机制主要体现在以货币政策为主的宏观政策，所以我们首先根据中国人民银行历年来的《货币政策执行报告》中公布的货币政策主要中介目标，确定 M2 同比增长率（M2GR）作

^①对比仿真分析在宏观经济领域有着重要的应用价值。如 Stock 和 Watson（2002）以及 Ulrich 和 Kuzin（2005）分别运用对比仿真方法分析美国和德国的经济周期变化问题。

为货币政策指标变量，其原始数据来源于国际金融统计^②。

另外，为了增加实证分析结果的稳健性，在对比仿真分析中要用到的真实经济产出变量不仅使用真实 GDP (Real GDP) 的同比增长率，而且还使用经 HP 滤波计算的真实 GDP 缺口变量。但是由于我国只公布名义 GDP 的数据，并且季度频率的名义 GDP 只有 1992 年至今的数据，因此在计算相关的增长率和缺口变量之前需要先获得 1983 至 2008 年真实 GDP 的季度数据。为此，我们先选取 2000 年作为基年，利用官方公布的 1992-2008 年期间的名义 GDP 季度数据与对应的不变价格增长率，将名义 GDP 换算成真实 GDP，然后运用 Abeyasinghe 和 Gulasekaran (2004) 的方法将国家统计局公布的 1983-1992 年之间的真实 GDP 年度数据转化为季度数据，从而获得本文研究样本内完整的真实 GDP 时序数据，进而计算出对应的真实 GDP 增长率 (RGDPGR) 和真实 GDP 缺口 (HPGAP)。

这样，我们设立一个结构式矢量自回归模型 (SVAR)：

$$A(L)Y_t = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, \Omega_\varepsilon) \quad (7)$$

其中 $Y_t = [RGDPGR \quad CPI \quad M2GR]'$ ， $A(L) = A_0 - \sum_{i=1}^p A_i L^i$ ，矩阵 A_0 用来捕捉变量之间的即时关系， L 表示滞后算子， p 表示依据 AIC 标准选择的最优滞后阶数， ε_t 表示向量高斯白噪音。模型 (7) 被称为 SVAR 是因为 ε_t 所含的各个扰动项彼此独立并且每个子扰动项都具有结构式经济含义。例如，模型 (7) 中第三个等式对应的扰动项是干扰货币政策的外生冲击因素，另外两个分别是干扰真实经济产出 (需求冲击) 和通货膨胀 (供给冲击) 的冲击因素。

依据标准的时序分析理论 (张成思, 2008)，SVAR 模型的估计可以通过对系数矩阵 A_0 加以一定的约束条件 (如设为下三角矩阵)，使其满足 SVAR 的识别要求，进而获得估计结果。由于这里利用 SVAR 模型主要是为了进行仿真分析，所以可以通过 VAR 模型的结构式与缩减式之间的转化获得仿真数据。具体来说，我们可以把模型 (7) 重新写成

$$Y_t = \Phi(L)e_t, \quad e_t \sim (0, \Omega_e) \quad (8)$$

其中 $\Phi(L) = A_0^{-1}A_1$ ， $e_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$ 。比较模型 (7) 和 (8) 不难得到缩减式中扰动项的方差协方差矩阵 $\Omega_e = A_0^{-1}\Omega_\varepsilon(A_0^{-1})'$ 。这样，我们通过结构式与缩减式之间的联系，利用

(8) 作为数据生成过程进行仿真，考查不同样本区间内 Φ 与 Ω_e 的互配组合生成的

^②当然，近年来利率市场化进程在不断推进，利率作为货币政策工具的重要性日益显现，但考虑到总量控制仍然是央行的主要政策工具，并且考虑到可获得的市场化利率指标数据的样本区间有限，因此以 M2 增长率作为货币政策指标变量。另外，由于有效汇率等其他变量加入到模型中对仿真结果没有实质性影响，因此这里以简约的 3 变量 SVAR 模型为基准进行分析。

通胀数据所表现出的持久性特征。在仿真过程中，缩减式 VAR 模型的系数使用最小二乘估计拟合的结果，SVAR 中 A_0 及扰动项方差的识别与估计通过伍德因果链约束条件获得，仿真过程的初始值使用 VAR 模型对应的实际观测值，生成的样本大小与实际考查的样本区间的大小一致，并且剔除生成数据中前 100 个仿真值，避免初始值可能带来的敏感性。

为了方便说明，我们以 $(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_1)$ 和 $(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_2)$ 分别代表使用结构变化前和变化后样本区间内对应的模型系数与结构式扰动向量的方差协方差矩阵的组合搭配， $(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_2)$ 代表使用结构变化前的模型系数与结构变化后的结构式扰动向量的方差协方差矩阵进行搭配，而 $(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_1)$ 与 $(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_2)$ 的代表含义相反。这样，我们就可以通过这四种不同的组合搭配仿真生成与各自样本大小相一致的通胀序列，然后利用生成的仿真数据估计通胀持久性系数。因为无论模型（8）还是模型（7）的模型系数变化，代表的都是政策改进所引起的系统性变化（Williams, 2006），而扰动因素的方差协方差矩阵在结构性变化前后的不同代表的是运气变化，因此仿真对比分析可以确定通胀持久性发生结构性转变的动因。例如， $(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_2)$ 对应的通胀持久性估计结果反映的是，如果政策没有发生系统性改变，而只有随机干扰因素的属性发生变化，那么通胀持久性程度如何。反过来， $(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_1)$ 对应的通胀持久性估计结果则说明，如果政策发生系统性改变，而随机干扰因素的属性没有变化，那么通胀持久性程度怎样。

3. 对比仿真结果

依据上文的模型构建和对比仿真设计，表 3 归纳了 VAR 模型系数与扰动项方差矩阵的四种搭配情形的对比仿真结果，每种情形下都报告了 OLS 和 grid-bootstrap 中值无偏估计（MU）两种方法对应的通胀持久性系数的点估计值，并且针对真实经济变量的两种不同衡量指标（HPGAP 和 RGDPGR）将结果分别归纳在表 3 的前两行和后两行。我们下面具体分析对比仿真实验的结果。

表 3 根据 VAR 模型对比仿真数据获得的通胀持久性估计结果

真实经济变量	估计方法	$\rho(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_1)$	$\rho(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_2)$	$\rho(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_2)$	$\rho(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_1)$
HPGAP	OLS	0.840	0.613	0.833	0.669
	MU	0.872	0.621	0.864	0.681
RGDPGR	OLS	0.832	0.385	0.857	0.457
	MU	0.863	0.399	0.886	0.466

首先，表 3 中仿真分析估计结果的前两列中， $\rho(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_1)$ 和 $\rho(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_2)$ 对应的分别

是依据结构断点（即 1997 年 1 季度）前后 VAR 模型仿真数据所估计的通胀持久性系数。这两种情况是在没有进行交叉互换样本信息的条件下，依据 VAR 模型在断点前后各自的样本估计结果进行仿真，获得通胀率序列后所估计出的持久性系数。以 HPGAP 所在的 VAR 模型为例，1997 年之前通胀持久性系数的 OLS 和 MU 估计值分别为 0.840 和 0.872，与之前我们在表 3 中报告的 AR 模型中对应样本的估计结果基本一致（OLS 和 MU 分别为 0.841 和 0.865）；在 1997 年之后的样本区间内，VAR 模型仿真数据给出的 OLS 和 MU 估计值都出现了下降，分别为 0.613 和 0.621，而且下降幅度比表 3 中 AR 模型对应的估计结果（分别为 0.748 和 0.782）更为明显。在 RGDPGR 所在的 VAR 模型中（表 3 的最后两行），通胀持久性在第二个样本区间内同样出现了下降，而且幅度更大。由此可见，在考虑了通货膨胀与真实经济产出和货币政策的互动因素之后，通胀持久性在结构变化后同样出现明显的减弱，而且在多变量系统内减弱的幅度比单变量模型中要大，这说明通胀持久性特征不仅受通胀率自身变化的影响，而且会受到政策等其他因素的影响。

其次，表 3 最后两列对应的是交叉互换样本信息后的实验结果。先观察 HPGAP 所在的 VAR 模型对应的结果：如果保持结构变化前的 VAR 模型系数矩阵不变，而使用结构变化后的扰动项矩阵（即 $\rho(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_2)$ ），那么 MU 估计值为 0.864，OLS 估计值为 0.833。这个估计结果与 $\rho(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_1)$ 所在列的对应结果（MU=0.872，OLS=0.840）相比仅有极微小的变化。也就是说，如果 VAR 模型系数矩阵不变而只改变扰动项的方差协方差矩阵，那么通胀持久性水平基本不发生变化。相反，如果保持结构变化前的扰动项矩阵不变，而使用结构变化后的 VAR 模型系数矩阵（即 $\rho(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_1)$ ），那么此时 MU 估计值变为 0.681，OLS 估计值变为 0.669。这一结果说明，如果扰动项的方差协方差矩阵不变而 VAR 模型的系数矩阵发生改变，那么通胀持久性会明显减弱。并且，通过 $\rho(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_1)$ 和 $\rho(\hat{\Phi}_2, \hat{\Omega}_2)$ 分别与 $\rho(\hat{\Phi}_1, \hat{\Omega}_1)$ 对应的结果进行比较，可以进一步得到 VAR 模型系数改变对通胀持久性减弱的解释程度。例如以 MU 估计值为基准计算的结果为 $(0.872-0.681)/(0.872-0.621)=76\%$ （以 OLS 计算为 75%）。如果以 RGDPGR 来代表真实经济产出变量，通过类似的计算可以得出 VAR 模型系数变化对通胀持久性改变的解釋程度更高，以 MU 估计值为基准计算为 87%（以 OLS 计算为 84%）。

总起来看，通过多变量动态模型系统的对比仿真实验，我们发现通胀持久性发生结构性转变的主要动因是 VAR 模型系统的系数变化，而没有证据表明随机干扰因素的方差协方差的变化会引起通胀持久性发生改变。也就是说，1997 年以后中国通胀动态持久性的转变主要是由于系统性的政策改进推动的，而不是由于运气改变所造成的。

四. 含义分析

对比仿真分析为我们理解通胀持久性变化的动因提供了明确的量化结果。我们这里进一步分析与此定量结果紧密相关的含义问题，一方面讨论我国货币政策自改革开放以来不断发展与完善的事实，另一方面分析我国通胀持久性的转变是如何通过货币政策的系统性改进促成的。这里的相关讨论与第三部分关于通胀持久性转变原因的理论探讨具有紧密联系。

首先，最近十几年来我国货币政策在各个方面都得到了长足的发展，特别是货币政策调节机制更加完善。我们知道，在改革开放之前，我国还没有真正意义上的货币政策调节机制。直到上世纪 80 年代中期开始，随着中央银行制度的建立，货币政策调节机制才开始慢慢起步。从 80 年代至 90 年代中期，货币政策操作规则一直处于不断摸索经验、探索实践的过程。此后，一系列旨在完善央行政策调节机制的政策不断出台。例如，1995 年 3 月，全国人民代表大会通过《中华人民共和国中国人民银行法》，以国家立法的形式确立了中国人民银行作为中央银行的地位。随后，1996 年银行间同业拆借市场建立，央行的功能得到进一步强化。1997 年 4 月，国务院颁布《中国人民银行货币政策委员会条例》，明确货币政策委员会的职责，为货币政策调节机制的进一步完善奠定了基础。另外，自 1998 年 5 月起人民币公开市场操作业务开始恢复运行，规模逐步扩大，从而使央行在调控货币供应量、调节商业银行流动性水平、引导市场利率走势等方面的职能得到进一步提升。在 1998 年之后，中国人民银行的宏观调控方式进一步多元化，从依靠贷款规模限额指令性计划转变为比例管理条件下综合运用各种货币政策工具的间接调控模式（钱小安，2000）。

在货币政策不断完善和成熟的过程中，国家自 1998 年 5 月开始施行的宏观价格调控政策，从一定程度上起到了准“通胀目标制”的效果，使得宏观政策对总体价格变化的调节机制比以往更加灵活、完备和有序。事实上，1997 年 12 月全国人民代表大会通过的《中华人民共和国价格法》中就明确提出：“稳定市场价格总水平是国家重要的宏观经济政策目标”。因此，国家根据国民经济发展的实际需要，确定市场价格总水平调控目标，并且列入国民经济和社会发展规划，并综合运用货币、财政、投资、进出口等方面的政策和措施，缓解不利的过度通胀或通缩压力。

以上提到的我国货币政策系统性改进的具体内容，从不同层面反映了我国货币政策的透明度与可信度在逐步提升的事实。进入新世纪以来，货币政策的透明度与可信度得到了更大幅度的提高。例如，自 2001 年开始中国人民银行按季度向社会公布《中国货币政策执行报告》全部内容，深入分析宏观经济金融形势，阐释货币政策操作规则，并披露下一步货币政策取向，包括信贷概况、政策操作、市场分析以及经济形势预测与展望等。这些为市场解读决策层的政策意图和判断未来一段时期的政策走势提供了重要依据，央行也在这些系统性措施的改进下提升了自身的透

明度和可信度。

与此同时，央行用于辅助货币政策制定的预测系统也更加完备，这也为政策制定的可信度提供了保障。例如，人民银行开展的《居民储蓄调查问卷系统》，按季对全国城镇储户进行的抽样调查，采用标准化的调查问卷和访谈形式，获得城镇居民对未来收入和物价变化的预期，并根据调查对象对问卷中有关问题的回答，构造四项扩散指数。在 2000 年之后，这一调查系统的问题设计更加科学化，此前关于物价的判断与预期的问题是“您对近期市场物价趋势的看法”，而 2000 年以后是“您预计未来一个月物价水平比现在会怎么样？”这些调查信息可以依据一定统计方法转化为量化的通胀预期数据。人民银行预期调查系统的发展，与美联储的“经济预期调查蓝皮书”（Greenbook Survey）以及“专家预期调查”（Survey of Professional Forecasts）相似，对央行准确把握市场信息，有针对性地制定政策提供了重要的现实基础。

从以上内容可以看出，我国货币政策透明度在最近十几年来提高很快。为了更明确地说明货币政策系统性改进带来的透明度与可信度的变化，我们依据 Eijffinger 和 Geraats（2006）提出的央行透明度量指标计算了中国人民银行在 1997 年之前和之后对应的分数，其中总体透明度指标由“行政”、“经济”等 5 个分项指标组成，每个分项指标最低 0 分，最高 1 分，以 0.5 分进位^③。根据各个指标的得分标准，表 4 归纳了计算的结果，从中可以清楚地看到，我国货币政策的透明度在 1997 年以后得分是 12.5，而此前只有 2.5。这一对比结果再次验证了我国货币政策系统性改进带来政策透明度显著提高的事实。

表 4 中国人民银行货币政策透明度指标的变化情况

	行政	经济	程序	政策	操作	总计
1997 年之前	1	0.5	0	0.5	0.5	2.5
1997 年之后	3	2.5	2	3	2	12.5

综合起来看，中国的货币政策调节机制在 1997 年以后发生了重要转变，货币政策的系统性改进使得央行的政策意图比以往更及时、更明确地向市场传递。结合本文第三部分关于通胀持久性转变原因的理论探讨可以看出，货币政策的这些系统性改进，影响市场预期、定价和投资等微观市场行为，使市场对未来经济发展与通胀走势等的预期更加稳定。这种微观机制的微妙变化会进一步作用于通胀动态的宏观机制，最后促成通胀持久性发生结构性转变。这一转变机理与本部分讨论的我国

^③ 每个量化指标根据若干细分条目计算；详细内容可参阅 Eijffinger 和 Geraats（2006）原文附录。

货币政策发展与完善的历史进程是完全一致的。

五、结论与启示

通胀持久性的强弱对判断通胀动态走势、分析宏观政策调整的方向和力度都具有重要的现实意义。本文运用未知断点结构性变化检验和中值无偏估计方法分析了 1983-2008 年我国 CPI 通胀率动态持久性特征的变化情况,发现 1997 年之后通胀持久性显著减弱。这种变化暗示我国的 CPI 通胀率在最近 10 年左右的时间,受到外生干扰因素冲击后偏离均衡状态的持续时间缩短。从宏观政策调控层面上看,通胀持久性的降低是一种积极的转变,因为同样力度的政策调节可以在更短的时间内起效,从而利于央行有效治理通货膨胀或者通货紧缩。

为了进一步探索通胀持久性的这种结构性转变的驱动因素,本文构建了一个能够捕捉我国真实经济产出、通胀率和货币政策互动关系的多变量动态模型系统,利用样本数据拟合的参数估计结果来进行对比仿真实验。从对比仿真分析的结果来看,系统性的政策改进是我国通胀持久性减弱的主要动因,而运气变化对通胀持久性转变没有影响。

从我国经济发展和宏观政策变化的轨迹来看,本文的定量研究结果与我国上世纪 90 年代中期以后的一系列宏观政策调整的现实相一致。这从一定程度上说明,央行职能的确立、货币政策调节机制的不断发展与完善以及国家对价格变化的适当干预与指导措施,推动了系统性的政策变化,提高了货币政策的透明度与可信度,从而促成通胀动态持久性特征朝着有利的方向发生转变。

这一研究结果同时还表明,中国通货膨胀动态路径基本属性的变化动因与发达国家存在较大的差别。例如, Taylor (2000) 同样发现美国的通胀持久性近年来也发生了显著减弱,但是 Stock 和 Watson (2007) 针对减弱动因的定量研究显示,美国通胀持久性的转变主要是由运气变化造成的,系统性的政策变化似乎对通胀持久性的转变没有解释力。这种差别也说明,不同国家的经济发展模式和政策调整方式对通胀动态路径的影响可能存在本质的区别,不宜照搬国外的经验结果和相应的政策启示。特别是从调控通胀、谨防通缩的政策目标来看,对于我们国家而言系统性的政策改进仍然是重点,不宜把过多的精力放在探究随机干扰因素问题上面,更不能把好“运气”当成一个既有条件来判断调控通胀或通缩的政策方向与力度。

需要指出的是,本文对通胀持久性转变动因的探索主要是基于货币政策与短期通胀率动态机制紧密联系的基本事实,因此宏观政策的系统性改变主要以货币政策的系统性改进来反映。这并不排斥还有其他因素也可能影响通胀持久性的变化。特别是在最近十几年间,我国经济结构和经济发展模式等都处在不断发展变化的进程中,这些因素也有可能影响通货膨胀的动态持久性特征。因此,未来的研究还可以进一步扩展本文构建的动态模型系统,将更多的影响因素引入分析框架内。如果拓

展的结构式模型框架可以获得但现实中的数据样本受限时,可以考虑针对设立的理论模型运用 McCallum (1998) 或者 Söderlind (1999) 的算法进行模拟分析。Rudebusch (2005) 在这个方面进行了有益地尝试,也为未来研究在这个方向进一步探索提供了很好的启示和值得借鉴的思路。

参考文献

- (1) Abeyasinghe, T. and R. Gulasekaran, 2004, “Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation”, *Journal of Forecasting*, Vol. 23, pp.431~447.
- (2) Andrews, D.W.K. and W. Ploberger, 1994, “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative”, *Econometrica*, Vol. 62, pp.1383~1414.
- (3) Eijffinger, S., and P. Geraats, 2006, “How Transparent are Central Banks?” *European Journal of Political Economy*, Vol. 22, pp.1~21
- (4) Gerlach, S. and W. Peng, 2006, “Output Gaps and Inflation in Mainland China”, *China Economic Review*, Vol. 17, pp.210~225.
- (5) Hansen, B., 1997, “Approximate Asymptotic P Values for Structural Change Tests”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 15, pp. 60~80.
- (6) Hansen, B., 1999, “The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp.594~607.
- (7) Hasan, M., 1999, “Monetary Growth and Inflation in China: a Re-examination”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 27, pp.669~685.
- (8) McCallum, B.T., 1998, “Solutions to Linear Rational Expectations Models: a Compact Exposition”, *Economics Letters*, Vol. 61, pp.143~147.
- (9) Phillips, P., 1977, “Approximations to Some Finite Sample Distributions Associated with a First-Order Stochastic Difference Equation,” *Econometrica*, Vol. 45, pp.463~485.
- (10) Söderlind, P., 1999, “Solution and Estimation of RE Macromodels with Optimal Policy”, *European Economic Review*, Vol. 43, pp.813~823.
- (11) Rudebusch, G., 2005, “Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, pp.245~272.
- (12) Stock, J.H. and M.W. Watson, 2002, “Has the Business Cycle Changed and Why”, in Gertler, M. and K. Rogoff, (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2002*, Cambridge, MA, MIT Press, pp.159~218.

- (13) Stock, J.H. and M.W. Watson, 2007, “Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, pp. 3~33.
- (14) Taylor, J., 2000, “Low inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms”, *European Economic Review*, Vol. 44, pp.1389~1408.
- (15) Ulrich, F. and K. Vladimir, 2005, “Declining Output Volatility in Germany: Impulses, Propagation, and the Role of Monetary Policy,” *Applied Economics*, Vol. 37, pp.2445~2457.
- (16) Williams, J.C., 2006, “Inflation Persistence in an Era of Well-anchored Inflation Expectations”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, Vol. 27, pp.1~3.
- (17) Zhang, C., D. Osborn, and D. Kim, 2008, “The New Keynesian Phillips Curve: from Sticky Inflation to Sticky Prices,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 40, pp.667~699.
- (18) 范从来：《供给冲击、价格总水平下降与货币量紧缩》，《金融研究》，2002 年第 4 期。
- (19) 龚刚、林毅夫：《过度反应：中国经济“缩长”之解释》，《经济研究》，2007 年第 4 期。
- (20) 刘金全、谢卫东：《我国经济增长率与通货膨胀率动态相关性的实证分析》，《世界经济》，2003 年第 6 期。
- (21) 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。
- (22) 钱小安：《中国货币政策的形成与发展》，上海人民出版社，2000 年。
- (23) 余永定：《打破通货紧缩的恶性循环》，《经济研究》，1999 年第 7 期。
- (24) 张成思：《金融计量学—时间序列分析视角》，东北财经大学出版社，2008 年。