

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Study on Dynamics of Inflation and Inflation Expectation Shocks in China

Kun Xu and Jian-hua Cheng and Wenli Xu

School of Economics in Anhui University, School of Economics in
Anhui University, Economics and Management School in Wuhan
University

June 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/71977/>

MPRA Paper No. 71977, posted 20 June 2016 04:35 UTC

通胀及通胀预期冲击的动态特征分析

许坤¹；程建华¹；许文立²

(1. 安徽大学经济学院，合肥，230601；2. 武汉大学经济与管理学院，武汉，430000)

摘要：通胀预期是影响当前和未来通货膨胀形成的主导因素，但我国通胀预期具有较大波动性，直接影响了通胀管理政策的实施效果。本文通过 ARMA+GARCH 模型对我国通胀冲击和通胀预期的动态特征进行了实证分析，结果表明：（1）理性预期和通胀惯性是独立影响通胀的因素，并且通货膨胀扰动具有惯性、周期性和周期滞后性特征；（2）通胀预期冲击具有惯性特征，且实际通胀冲击会影响通胀预期稳定性；（3）通胀预期冲击具有非对称特征，其对低估通货膨胀预期波动更加敏感。本文分析结果的通胀管理政策启示是，政府只能通过预期引导方式实现通胀目标，但需要采取谨慎的通胀管理政策。

关键词：通胀惯性；理性预期；预期冲击；误差学习机制

Study on Dynamics of Inflation and Inflation Expectation Shocks in China

Xu Kun¹; Cheng Jian-hua¹; Xu Wen-li²

(1. School of Economics in Anhui University, Hefei, 230601;

2. Economics and Management School, Wuhan, 430000)

Abstract: Current and future inflation in China are both dominated by inflation expectation and inertia, but dramatic instability of inflation expectation put directly negative impact on effects from inflation management policies. This paper, by applying ARMA and GARCH models, studies dynamics of shocks from inflation and its expectation, and the empirical results indicate that: (1) rational expectation and inertia are separate factors influencing inflation, and disturbance on inflation shows persistent, cyclical and cyclical lag characteristics; (2) shocks from inflation expectation show persistence, and disturbance on inflation strengthens expectation oscillation; (3) the shocks exist asymmetry, which implies that people's expectation is more sensitive to undervaluation of expectation instability. Policies suggestion from empirical results root that expectation leads are the limited approach for realizing inflation targets and inflation management policies must be prudent.

Keywords: Inflation Persistence; Rational Expectation; Shocks On Expectation; Error Learning Mechanism

1. 引言

我国 CPI 与 PPI 及 PPIRM 之间的分离走势已经超过 50 个月——CPI 增速为正，而 PPI 和 PPIRM 增速为负（程建华等，2016）。受此影响，2015 年社会普遍担忧我国将全面陷入通货紧缩。然而，2016 年 2 月之后，CPI 连续 3 个月保持 2.3% 增速，在 GDP 增速下行压力加大的情况下，对宏观经济陷入“滞涨”的担忧随之出现。短期内，我国通货膨胀存在显著惯性，但对未来通货膨胀的预期始终是我国通胀变化的主导因素（曾利飞等，2006；陈彦斌，2008；李昊、王少平，2011）：通胀惯性是过去已经发生的，因而其对通胀的影响是确定性的；无论通过何种机制传导，随机冲击对通胀的影响都是无法管理的；因此，潜在可用的通胀管理工具就是同时引导家庭和企业通胀预期（Friedrich，2016）。那么是什么导致了我国过通胀预期的不稳定性呢？

我国通货膨胀动态特征的研究始于预期增广的菲利普斯曲线（王少平等，2001），并逐步转移至 NKPC（新凯恩斯菲利普斯曲线，New Keynesian Phillips Curve），利用 CPI 季度数据对我国通胀进行实证分析的结果均证实 NKPC 在我国显著存在（曾利飞等，2006；陈彦斌，2008），并且我国通胀预期为包含理性预期和适应性预期的混合形式（曾利飞等，2006；郭凯等，2013）。进一步对我国通胀影响因素进行实证检验的研究结果表明，未来通胀的理性预期因素是当前实际通胀形成的主导因素，通胀惯性次之，产出缺口、单位劳动力成本、利率、汇率和宏观经济管理政策等对我国通胀形成存在显著影响（曾利飞等，2006；陈彦斌，2008；李昊、王少平，2011；尹双明，2015），但影响程度较弱。此外，我国通货膨胀除了存在惯性特征外，还存在非线性和非对称性特征（王少平、彭方平，2006；张成思，2008；张凌翔、张晓峒，2011；孟庆斌等，2014）。然而，虽然对通胀动态特征的研究已经十分细致和全面，但长期被忽略的问题是，通货膨胀的惯性、非对称性和非线性特征究竟是通胀本身固有的，还是通过其它因素（如通胀预期）间接形成的？以通胀惯性为例：如果惯性特征是通胀本身固有的，那么一旦通胀形成，会不可逆转的持续下去，并且只能通过实施积极反向财政或货币政策操作控制通胀；如果惯性特征是通胀预期形成的，那么通过预期引导可以直接消除通胀惯性，而不必实施反向财政或货币政策操作。此外，虽然预期因素已经被引入实证模型中，但当前研究的焦点是通胀本身的动态特征，如滞后性、非对称性和非线性等，对通胀预期动态特征研究较少。更重要的是，我国通胀预期是否存在惯性、非线性和非对称性等动态特征呢？

针对上述有关通胀预期的问题，本文利用 ARMA+GARCH 模型对通胀以及通胀预期的动态特征进行了分析，结果显示：（1）除通胀本身具有惯性特征外，通胀冲击对通胀形成存在惯性、周期性和周期滞后性特征；（2）通胀预期冲击具有惯性特征，且具有非对称“记忆”特征，公众对“低估通货膨胀波动”更加敏感；（3）公众预期冲击不存在波动溢出效应，因而不会直接形成预期扰动对通胀形成产生影响。本文结构安排如下：第二部分对研究通胀预期的国内外文献进行了回顾；第三部分对本文的实证模型、指标和数据进行了说明；第四部分对通胀动态性和通胀预期动态特征的实证结果进行解释说明；第五部分阐述了本文的主要研究结果及政策含义。

2. 国内外研究回顾

首先，已有关于通胀动态特征实证分析的结果表明，我国通货膨胀除具有惯性、非线性和非对称性特征

外, 还可能存在 GARCH 效应: 张宇青等 (2014) 的分析结果显示, 我国通货膨胀不存在显著的 ARCH 和 GARCH 效应, 因而通胀波动本身不具备惯性和非对称性特征, 更不存在波动溢出效应; 但李雪涛 (2015) 以及王胜和田涛 (2015) 的研究结果显示存在显著的 ARCH 效应。从微观角度看, 王进和冯梦雨 (2015) 以及朱天箭和马超群 (2016) 分别从农产品价格和大宗商品价格角度检验到了显著的 GARCH 效应。存在上述争论的可能原因是, GARCH 类模型的拟合效果依赖于原始模型, 因为模型误设, 特别是存在遗漏变量时, 该变量的信息将全部归因于随机冲击中, 进而影响 GARCH 效应检验结果。

其次, 在 HNKPC (混合菲利普斯曲线) 中, 通胀惯性仅仅是通胀预期的结果而已。根据 Gali 和 Gertler (1999) 构造的模型, 通胀惯性只有在存在部分后向型预期的厂商时才存在; 相反, 如果所有厂商均是前向型预期, 那么通胀调整方程本身是不存在滞后特征的, 例如 Taylor (1980) 的交错合同模型和 Calvo (1983) 的交错价格模型。需要特别注意的是, 虽然 Fuhrer 和 Moore (1995) 利用相对工资构建了包含通胀惯性的方程 (基于), 但以实际工资均值作为谈判工资的方法潜在的表明, 预期工资 (谈判工资) 与过去未调整的工资有关。因此, 通胀惯性本身不是通胀固有的属性, 而仅仅是对未来价格预期的结果; 即, 在对未来价格进行预期时利用了过去的价格信息。更重要的是, 由 Gordon (1996) 构建的包含通胀高阶滞后的“三角模型”在不包含前向预期的情况下甚至获得了比包含前向预期的 HPNK 模型更好的拟合效果, 因此通胀前向预期因素中一定包含了大部分通胀滞后因素的信息¹。既然如此, 通胀惯性仅仅是预期的一种形式 (无论是前向理性预期还是后向适应性预期), 那么至少在实证过程中应该可以显著识别通胀滞后两期——通过 ARMA 模型或包含外部变量的 ARMA 模型可以直接检验通胀惯性与通胀预期之间是否存在独立机制。然而, 现有模型并未对此进行分析。

此外, 预期影响通货膨胀的方式以及通胀惯性特征存在的原因进行理论解释的文献十分丰富, 但对通胀波动特征 (如 GARCH 效应) 进行解释的文献较少。一方面, 通胀波动异质性特征在诸如美国、欧盟和南非等经济体均已经得到验证 (Nautz、Strohsal, 2015; Scharnagl、Stapf, 2015; Kabundi 等, 2015; Miah 等, 2016)。另一方面, 对异质性通胀预期的实证结果暗示了通胀预期可能存在非对称特征: 新闻媒体对通货膨胀信息的报道虽然有助于提高通胀预期的准确度, 但同时也造成了通胀预期更大的波动 (Lamla、Lein, 2014; Lei 等, 2015; Altug、Çakmaklı, 2016); 超级通货膨胀或通货紧缩时期, 通胀预期波动性均会上升 (Scharnagl、Stapf, 2015); 通胀预期形成的主导因素是通胀感知和过去通胀信息, 对当前更高通胀的感知以及过去有关高通胀的信息将导致通胀预期更大的异质性 (Xu 等, 2016)。既然通胀预期是给定的当前信息集合的条件预期, 那么对任何影响信息集合的因素势必影响实际通胀预期 (Dräger、Lamla, 2012; Binder, 2016; Strohsal 等, 2016), 新闻媒体以及对当前通胀的感知并非影响了通货膨胀, 而是影响了通胀预期依赖的信息集合; 通胀预期的波动也可能是信息集合波动的结果——通胀预期的方差是给定信息集合的条件方差, 信息的变化会直接导致条件方差的变化。因此, 从理论机制角度看, 既然通胀惯性与通胀预期直接相关, 且通胀异质性广泛存在于通胀预期与通胀波动之中, 那么除了直接导致通胀惯性之外, 通胀预期可能也是通胀波动异

1 只有在高度共线性的情况下, 即前向型预期因素与通胀高阶滞后因素中出现了高度信息重叠的情况下, 利用不同变量或变量的某种组合才能实现相近的解释力。否则, 如果不存在高度信息重合, 那么缺少某一变量的结果必定对模型的解释力造成严重伤害。周清杰和孙晶晶 (2015) 对此作了详细分析, 可参考。

质性形成的直接原因，但需要进行深入的实证检验。

综上所述，后文将首先构建一个包含通胀预期及预期冲击的理论分析框架，并依据此框架重点对通胀预期冲击的动态特征进行理论分析。进而对通货膨胀动态调整方程、通胀预期与通胀惯性之间的独立机制、实际通胀冲击和通胀预期冲击的动态特征进行分析。

3. 实证模型、指标与数据说明

3.1 实证方程和模型

根据前文论述，有关中国 Phillips 曲线研究的实证结果均表明理性预期和惯性特征是影响通胀的主要因素，至少季度数据和年度数据均是如此。为了进一步考察通胀波动对实际通胀形成的影响，我们在模型中纳入通胀波动惯性因素，检验通胀波动对实际通胀形成是否具有持续影响，实证回归方程为：

$$\pi_t = \pi_0 + \theta E_t(\pi_{t+1}) + \sum_{m=1}^{m=k} \rho_m \pi_{t-m} + \sum_{h=1}^{h=g} \Theta_h X_{th} + \sum_{n=0}^{n=l} \gamma_n \mu_{t-n} \quad (1)$$

其中 π_t 、 $E_t(\pi_{t+1})$ 和 π_{t-m} 分别为当期通胀水平、对未来一期的通胀水平的理性预期以及滞后 m 期的通胀水平； X_{th} 为第 h 类影响当期通胀形成的其它因素，如产出缺口等； μ_{t-n} 为滞后 n 期末逾期到的通胀扰动。

对通货膨胀造成冲击的 μ_t 实际上由两部分组成，分别为通胀预期冲击 ε_t 和自然冲击 v_t 。对于预期而言，其本身是随机性的（不稳定的），因此尽管公众会根据当前可利用所有信息对未来通货膨胀做出理性决策，但这种理性是有条件的和平均意义上的：有条件的预期体现在预期依赖的信息集合；平均意义体现在，对于给定的信息集合，公众在重复预期的过程中通胀预期波动的期望值是渐进收敛至零的。对于自然冲击而言，经济系统本身会受到来自自然和社会不管观测因素（预期以外的其它因素）的影响，进而对通胀形成直接或间接冲击。假设预期冲击 ε_t 和自然冲击 v_t 以非线性乘积形式合成为实际通胀冲击 μ_t ，

$$\mu_t^2 = v_t^2 \varepsilon_t^2 \quad (2)$$

类似于对通胀动态特征进行分析的方程（1），我们采取类似地方法对通胀预期冲击动态特征以及预期冲击与通胀冲击之间的动态调整关系进行实证分析，

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{i=p} \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{j=q} \beta_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (3)$$

方程（3）表明通货膨胀预期波动性与通货膨胀感知和预期波动自身有关，这与第二部分中对通胀预期异质性研究结果一致：通胀预期过去的波动性会对当前造成影响；通胀感知，或者说实际通胀波动性对通胀预期也有影响。

3.2 指标和数据说明

现有对通胀动态特征进行的分析大多采用季度数据或年度数据进行，因而需要通过滤波方法和移动平均方法对原始数据进行趋势和季节因素分离，从而得到平稳的时间数据序列。HP 滤波、BP 滤波或 X12 季节分离方法确实是有效的分离趋势项和周期项的方法，但年度同比数据就是为消除季节和周期因素。因此为防止滤波和移动平均方法对数据信息造成的损失，本文直接使用同比数据作为待检验数据。

表 1 列出了 ADF 检验方法在不同信息准则条件下以及 PP 检验方法在不同内核条件下的平稳性检验结果，检验结果均表明，CPI 原序列无论是在仅包含截距项、同时包含截距项和趋势项以及同时不包含截距项和趋势项情况下，均是平稳的。尽管在修正后的 AIC 信息准则以及修正后的 HQ 信息准则条件下，仅包含

截距项以及同时不包含截距项和趋势项的 ADF 检验结果在 5% 的显著性水平上拒绝 CPI 数据为非平稳时间序列，但其它各类检验结果均在 0.1% 以下显著性水平上拒绝了非平稳序列的假设，因此 CPI 序列通过了数据平稳性检验。进而，可以直接利用 CPI 月度数据水平序列进行包含 CPI 滞后变量的 OLS 回归分析。

表 1：CPI 数据平稳性检验结果

| CPI 水平序列 | ADF | | | Phillips-Perron | |
|----------|----------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|
| | MAIC | MSIC | MHQ | Bartlett | Parzen |
| 截距项 | -3.124 ** | -6.886 **** | -3.124 ** | -5.606 **** | -5.497 **** |
| 截距项+趋势项 | -6.291 **** | -6.291 **** | -6.291 **** | -5.284 **** | -5.218 **** |
| 无 | -2.317 ** | -3.100 *** | -2.317 ** | -5.379 **** | -5.306 **** |

说明：表中分别使用了 ADF 和 PP 两种方法进行平稳性检验，其中 ADF 检验分别根据修正后的 AIC、SIC 和 HQ 信息准则²条件下的 t 统计量，PP 检验为 Bartlett 和 Parzen 内核条件下的 t 统计量；“****”、“***”、“**”、“*” 和 “” 分别代表 0.1% 以下、1%、5%、10% 和 10% 以上显著性水平；数据来源于国家统计局网站，并将原始数据（以 100% 为基准值）转换为百分比数据（以 0% 为基准值）³，数据时期为 1995 年 1 月至 2015 年 12 月。

根据原始模型设定和数据平稳性检验结果，本文将最终回归方程设定如下，

$$\pi_t = \pi_0 + \theta\pi_{t+1} + \theta \sum_{n=0}^{l-1} \gamma_n \mu_{t-n} + \sum_{m=1}^{m=k} \rho_m \pi_{t-m} + \delta \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\ln(\varepsilon_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{i=p} \alpha_{1i} \frac{\mu_{t-i}}{\varepsilon_{t-i}} + \sum_{i=1}^{i=p} \alpha_{2i} \left| \frac{\mu_{t-i}}{\varepsilon_{t-i}} \right| + \sum_{j=1}^{j=q} \beta_j \ln(\varepsilon_{t-j}^2) \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^{i=p} \alpha_i + \sum_{j=1}^{j=q} \beta_j = 1 \quad (6)$$

其中方程 (4) 分别检验我国通胀波动是否存在惯性特征以及通胀预期冲击是否存在溢出效应；方程 (5) 分别检验通胀预期冲击是否存在惯性特征、是否存在非对称特征以及通胀预期冲击与通胀波动间的动态关系；方程 (6) 检验通胀预期冲击是否存在无限波动特征。综合方程 (1) 至方程 (6)，后文将综合使用 ARMA 模型和 GARCH 模型、IGARCH 模型、GARCH-M 模型和 EGARCH 模型对通胀冲击和通胀预期冲击的动态特征进行检验。

4. 混合预期通胀模型实证结果分析

4.1 理性预期和通胀惯性分析

表 2 列出了仅包含理性预期、仅包含适应性预期以及同时包含理性预期和适应性预期在内的不同通胀预期模型回归结果，其中 M-1 模型为仅包含对未来理性预期成份的回归；M-2 为仅包含滞后一期（惯性）成份的回归；M-3 为对同时包含理性预期和通胀惯性成份进行的回归；M-4 为对高阶滞后（以滞后二期为例）进行回归的结果；M-5 至 M-8 分别为对高阶移动平均项进行回归的结果。此外，为了排除异方差（包

² 使用修正后的 AIC、SIC 和 HQ 信息准则的原因是，在对未知总体概率进行拟合的过程中，原始 AIC 等信息准则并非总是有效的，因此平稳性检验的标准亦不一定有效；但修正后的 AIC 等信息准则可以解决这一问题，因而使用修正后的 AIC 等信息准则能够更好的反应 CPI 序列是否为平稳的。

³ 需要特别说明的是，我们亦对 CPI 原始序列（以 100 为基准值）进行了同样程序的平稳性检验，以检验数据变换改变了 CPI 的平稳性检验结果。检验结果表明，在仅包含截距项和同时包含截距项和趋势项的情况下，CPI 原始序列均通过显著性检验，而在同时不包含截距项和趋势项的情况下，CPI 原始序列均未通过显著性检验，但与 10% 的显著性临界值接近。因此我们认为即便是不变换 CPI 数据序列，其亦是平稳的。

表 2: CPI 混合预期模型检验结果

| | M-1 | M-2 | M-3 | M-4 | M-5 | M-6 | M-7 | M-8 |
|--------------------|-------|--|---------------------------|--|-----------------------------|--|---|--------------------------------------|
| 常数项 | | 0.096 (2.064) ** | | | -0.006 (-1.857) * | -0.003 (-3.534) **** | | -0.002 (-7.545) **** |
| | | -0.033 (-0.663) (-0.692) (-0.564) | | -0.002 (-0.055) (-0.150) (-0.149) (-0.692) | | | -0.006 (-1.181) (-1.305) (-1.868) * | |
| | | | | | | | | |
| | | | | | | | | |
| | | | | | | | | |
| CPI (+1) | | 1.042 (103.241) **** | 0.504 (17.319) **** | 0.505 (16.907) **** | 0.514 (76.917) **** | 0.514 (180.949) **** | 0.502 (33.202) **** | 0.508 (217.716) **** |
| | | (90.394) **** | (13.619) **** | (13.656) **** | (72.424) **** | (177.325) **** | (28.960) **** | (229.217) **** |
| | | (59.514) **** | (54.406) **** | (39.169) **** | (67.082) **** | (133.013) **** | (39.068) **** | (218.492) **** |
| | | | | | | | | |
| | | | | | | | | |
| CPI (-1) | | 0.937 (103.241) **** | 0.496 (18.911) **** | 0.483 (8.641) **** | 0.488 (71.722) **** | 0.488 (177.377) **** | 0.500 (33.31) **** | 0.493 (212.848) **** |
| | | (103.63) **** | (15.190) **** | (8.645) **** | (80.000) **** | (172.226) **** | (29.235) **** | (221.834) **** |
| | | (92.892) **** | (60.453) **** | (9.476) **** | (82.349) **** | (128.992) **** | (39.064) **** | (208.427) **** |
| | | | | | | | | |
| | | | | | | | | |
| CPI (-2) | | | | 0.012 (0.295) (0.305) (0.304) | | | | |
| | | | | | | | | |
| MA (1) | | | | | -0.883 (-23.487) **** | -0.920 (-14.465) **** | -0.525 (-13.504) **** | -1.011 (-234.264) **** |
| | | | | | (-22.403) **** | (-12.455) **** | (-13.145) **** | (-215.151) **** |
| | | | | | (-25.731) **** | (-12.367) **** | (-17.793) **** | (-183.816) **** |
| | | | | | | | -0.474 (-11.670) **** | -0.703 (-15.843) **** |
| | | | | | | | | |
| MA (12) | | | | | | -0.073 (-1.156) (-0.991) (-0.996) | | |
| | | | | | | | | |
| | | | | | | | | |
| MA (13) | | | | | | | | 0.715 (17.714) **** |
| | | | | | | | | (15.706) **** (13.177) **** |
| Adj-R ² | 0.977 | 0.977 | 0.990 | 0.990 | 0.994 | 0.994 | 0.995 | 0.996 |
| DW | 1.693 | 1.695 | 3.029 | 3.011 | 1.988 | 1.986 | 2.467 | 1.805 |
| AIC | 1.948 | 1.842 | 1.058 | 1.068 | 0.494 | 0.473 | 0.318 | -0.052 |
| SIC | 1.976 | 1.870 | 1.101 | 1.125 | 0.550 | 0.544 | 0.308 | 0.032 |
| HQ | 1.960 | 1.854 | 1.075 | 1.091 | 0.516 | 0.501 | 0.346 | -0.018 |
| obs | 251 | 251 | 250 | 249 | 250 | 250 | 250 | 250 |

说明: 表中括号从上至下分别为原始 t 统计量、使用 White 方法修正后的稳健 t 统计量以及使用 Newey-West 方法修正后的 t 统计量; “****”、“***”、“**”、“*”和 “” 分别代表 0.1%以下、1%、5%、10%和 10%以上显著性水平; 数据来源于国家统计局网站, 并将原始数据转换为百分比数据。

含 GARCH 效应)和自相关对系数显著性检验结果造成的影响,表 2 同时给出了 White 稳健标准误和 Newey-West 稳健标准误计算的 t 统计量。检验结果显示,我国通货膨胀同时受到自身惯性和对自身未来理性预期的影响,CPI 超前一期和滞后一期在 M-1 至 M-8 模型中均通过 White 修正和 Newey-West 修正的 t 检验,在 0.1%以下水平拒绝系数为零的原假设。此外,我国通货膨胀还受到自身过去预期冲击的影响,且自身过去预期冲击存在周期性和周期滞后性,滞后一期、十二期和十三期移动平均项均通过 White 修正和 Newey-West 修正的 t 检验,在 0.1%以下显著性水平上拒绝系数为零的原假设。因此,我国通货膨胀具有惯性特征;对未来通胀的理性预期对实际通胀形成具有不可替代的影响;预期冲击不仅具有惯性,而且还存在周期性(实证结果显示仅仅存在年度周期性,而不存在季度周期性),更重要的是周期性预期冲击亦存在惯性特征。值得注意的是,虽然模型 M-1 至 M-8 中常数项检验结果不稳定,但其在 M-8 模型中在 0.1%以下水平拒绝了系数为零的原假设——尽管 M-1 至 M-8 模型中调整后的拟合优度⁴接近(最大最小值差值为 0.019),但从 AIC、SIC 和 HQ 三类信息准则角度看,M-8 模型是相对最优的⁵。

从系数估计值符号看,对未来通胀的理性预期和通胀惯性对当期通胀形成存在显著正影响。虽然 M-1 至 M-8 模型中 CPI 超前一期和滞后一期的系数估计值存在差异,但系数估计值的符号始终保持不变(正)。不仅如此,未来通胀预期的冲击对通胀形成的影响存在明显差异:上一期的预期冲击和年度周期性预期冲击(MA(12)项)对当前通胀预期显著为负;周期性预期冲击的惯性(MA(13)项)对当前通胀预期存在显著正影响。首先,在市场经济环境中,经济个体(如厂商)会根据所有可获得的信息进行价格决策,并制定与之对应的预期最优价格。其次,通胀惯性也仅仅是上一期通胀预期形成的结果而已。值得深入分析的是,为什么通胀预期冲击不仅存在惯性和周期性,甚至连周期性预期冲击也存在惯性?可能的原因是,公众对未来通胀的预期本身是不稳定的,因而会根据过去通胀预期与实际通胀之间的偏差进行修正——如果出现正的预期偏离,则在当前预期形成过程中进行修正。这种根据过去预期冲击进行修正的“学习”特征也是导致 MA(1)和 MA(12)项的估计系数稳定为负的原因,即根据过去的预期“错误”(“偏差”)进行反向修正。当然,MA(13)项的估计系数并非负值并未否定以上推断。MA(13)项是过去预期冲击周期性影响的持续,其不仅影响上一期预期冲击,而且还影响当前预期,因而“负负得正”,周期性预期冲击的惯性对当前预期的影响为正——这不仅没有否定预期“学习效应”的影响,反而还进一步证实了该效应的存在。

最后,表 2 中 M-4 模型回归结果表明,通胀惯性仅仅持续一期,且通胀惯性(一期)和理性预期是独立影响当前实际通胀形成的。根本原因是,在模型 M-4 中 CPI 滞后二期未能通过 t 检验、White 修正和 Newey-West 修正的 t 检验,不能拒绝系数为零的原假设。实际上,如果 CPI 滞后一期确实是影响未来通胀预期的

4 M-1 至 M-8 的拟合度均超过 97% (最小拟合度为 M-1 的 97.7%, 最高拟合度为 M-8 的 99.6%)。因此在短期内(月度),我国 Phillips 曲线可能并不是右下倾斜的,而更有可能是垂直的,即通货膨胀与实际产出缺口以及实际失业率偏差无替代关系。如果该特征成立,那么我国 Phillips 曲线可能存在三种形式:(1)在中期内,通货膨胀和失业率(产出缺口之间)存在替代关系,Phillips 曲线向右下倾斜;(2)在短期和长期维度上,通货膨胀和失业率之间不存在显著替代关系,Phillips 曲线垂直。这对于政策制定而言是十分重要的。

5 M-4 模型中,我们分别使用 CPI 滞后 3 期至滞后 15 期分别替代滞后 2 期进行回归的结果表明,尽管系数估计值存在差异,但均未通过显著性检验;同理,M-7 模型中,我们分别使用 MA(2)项至 MA(15)项替代 MA(12)进行回归的结果表明,MA(2)项无法通过显著性检验,MA(3)至 MA(15)项均通过显著性检验,显著性水平在 MA(12)项最低,且呈“U”型特征,AIC、SIC 和 HQ 信息准则亦如此;M-8 模型中,我们分别使用 MA(2)至 MA(15)替代 MA(13)进行回归的结果表明,除 MA(2)和 MA(3)项未通过显著性检验外,其它(不包括 MA(12)项)均通过检验,信息准则均在 MA(13)项最小。

因素，那么该预期存在的现实基础就应当是滞后二期的实际通胀会持续影响当前实际通胀；但是在 M-4 模型中，该假设并不成立。因此，惯性（一期）是我国通胀自身具有的动态特性，该特征的形成与预期无关，但可能是由工资粘性和价格粘性造成的。

4.2 预期波动性动态特征分析

CPI 的波动具有惯性、非对称性和非线性特征，存在某种形式的 GARCH 和 EGARCH 效应，不存在 ARCH-M 效应，不存在 IGARCH 效应。负向冲击更大，正向冲击更小，公众对负向冲击更加敏感。

表 3：我国通货膨胀 GARCH 效应检验

| | GARCH (2, 2) | | | |
|--------------------|----------------------------|--------------------------|--------------------------|----------------------------|
| | GARCH | GARCH-M | IGARCH | EGARCH |
| SQRT (GARCH) | -- | -0.058 (-1.051) | -- | -0.113 (-2.572) ** |
| C | 0.008 (1.010) **** | 0.009 (1.090) | -- | -0.017 (-0.097) |
| ARCH (1) | 0.287 (2.903) *** | 0.292 (3.128) *** | 0.216 (4.239) **** | -0.170 (-2.162) ** |
| ARCH (2) | -0.126 (-2.196) **** | -0.121 (-2.317) ** | -0.119 (-2.171) ** | 0.418 (2.762) *** |
| GARCH (1) | 0.010 (0.075) | -0.024 (-0.212) | 0.191 (1.200) | -0.544 (-3.227) **** |
| GARCH (2) | 0.676 (4.576) **** | 0.699 (5.056) **** | 0.713 (4.819) **** | 0.249 (3.718) **** |
| Adj-R ² | 0.996 | 0.996 | 0.996 | 0.996 |
| DW | 1.989 | 2.019 | 1.858 | 1.990 |
| AIC | -0.055 | -0.053 | -0.059 | -0.087 |
| SIC | 0.100 | 0.116 | 0.068 | 0.096 |
| HQ | 0.007 | 0.015 | -0.008 | -0.013 |
| obs | 250 | 250 | 250 | 250 |

说明：我们在纯 GARCH、GARCH-M、IGARCH 和 EGARCH 模型中分别对 GARCH(1, 1)、GARCH(2, 2)、GARCH(3, 3) 以及 GARCH(4, 4) 进行了检验，根据 AIC、SIC 和 HQ 信息准则综合判断，GARCH(2, 2) 在纯 GARCH、GARCH-M、IGARCH 和 EGARCH 模型中均拟合较好，且 CPI 超前一期、滞后一期以及滞后一期、十二期和十三期移动平均项的 t 检验结果均在 0.1% 以下水平通过 t 检验，拒绝系数为零的原假设；表 3 中列出了 GARCH(2, 2) 各类模型的部分回归结果，完整回归结果见附录。

表 3 列出了我国通胀预期波动的 GARCH 效应检验的主要结果。在同时滞后两期的情况下，GARCH、GARCH-M、IGARCH 和 EGARCH 均显示存在某种类型的 GARCH 效应：滞后一期和滞后二期的 ARCH 效应均通过 5% 以下显著性检验；滞后二期的 GARCH 效应均通过 0.1% 以下显著性检验。虽然滞后一期的 GARCH 效应仅在 EGARCH 模型中通过 t 检验，但其仅对具体的 GARCH 效应形式有影响，而对 GARCH

效应是否存在无影响。这表明我国通货膨胀预期波动存在显著持续性，且非预期波动对通胀预期影响亦存在持续性。GARCH 模型和 IGARCH 模型回归结果共同表明，我国通胀预期的波动性并非受约束形式，GARCH 模型中滞后一期的 GARCH 效应未通过显著性检验，系数并不等于 1，更重要的是，IGARCH 中 GARCH 滞后一期没有通过显著性检验。不仅如此，EGARCH 回归结果显示，滞后一期 ARCH 效应存在显著非对称性，其绝对值冲击与实际冲击均通过 5% 显著性检验，拒绝了系数为零的原假设。滞后一期 ARCH 效应估计值为负表明，公众对负的预期偏差更为敏感，因而“学习效应”在当期引起的通胀预期调整程度更大（负的滞后一期波动的估计系数高于正的滞后一期冲击系数）。公众对“低估实际通货膨胀”更为敏感的原因可能是，当实际通胀波动高于预期通货膨胀波动时，更高通货膨胀波动造成了实际预期收益更大的波动；相反，当实际通货膨胀波动低于预期通货膨胀波动时，预期名义收入则更为稳定，决策风险更小。亦即，公众对预期通胀偏离的“学习”可能是因为预期偏差对实际预期收益的相反影响引起的，因此对“低估”实际通胀造成的预期收益风险敏感性差异可能是“学习效应”存在非对称特征的原因。

5. 结论及政策启示

稳定的通货膨胀是宏观经济管理的核心部分之一。稳定通货膨胀不仅有利于短期经济增长，减少社会福利损失；而且对我国而言，也有利于逐步推动价格体系改革，理顺价格传导机制，推动经济长期可持续增长。本文利用 1995 年 1 月至 2015 年 12 月 CPI 数据对我国通胀决定因素、通胀预期形成和波动进行了研究。对通胀决定因素的实证分析结果表明：（1）我国通货膨胀由理性预期和通胀惯性共同决定；（2）通胀波动来源于未来预期的波动，即未预期到价格冲击；（3）预期冲击对通胀的影响具有惯性、周期性和周期持续性特征。对通胀预期波动性的分析结果表明：（1）通胀预期具有惯性特征；（2）公众对通胀的预期存在“学习”效应，会根据过去预期偏差进行反向调整；（3）公众对通胀预期偏差的“学习”具有非对称性，其对低估通胀预期波动更加敏感。

首先，稳定未来通货膨胀预期的关键是引导公众预期。对未来通货膨胀的理性预期是决定实际通胀水平的主导因素之一，也是调控通货膨胀的唯一途径，毕竟过去已经形成的通胀、通胀预期偏差和通胀预期波动对未来通胀的影响已经固定。更重要的是，稳定通货膨胀的政策只有真正促进通胀预期形成才能发挥积极作用。其次，实施审慎的通货膨胀管理政策是必要的。由于通货膨胀具有惯性特征，旨在稳定当前通胀的政策必定对未来通胀、通胀预期和预期波动造成持久影响，制定通胀调控政策时必须对其长期影响进行评估。而且，通胀稳定政策还会造成公众通胀预期偏差，进而通过“学习效应”持续影响通胀预期，最终导致持续的通货膨胀波动。此外，政府需要实施差异化的通胀管理政策，即在通胀较高时实施相对更积极的管理政策，而在通胀较低时实施相对更加谨慎的管理政策，因为公众对“低估通货膨胀波动”更加敏感。

参考文献

[1] 程建华、许坤、于戒严、杨晓光. 2015 年物价走势与成因分析及 2016 年物价预测. 出版于《2016 中国经济预测与展望》第二章（子报告），主编单位为中国科学院预测科学研究中心，主编为杨晓光和杨翠红，出版单位为科学出版社，2016：13-38.

-
- [2] 曾利飞、徐剑刚、唐国兴. 开放经济下中国新凯恩斯混合菲利普斯曲线. 数量经济技术经济研究, 2006 (3): 76-84.
- [3] 陈彦斌. 中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究. 经济研究, 2008 (12): 50-64.
- [4] 李昊、王少平. 我国通货膨胀预期和通货膨胀粘性. 统计研究, 2011 (1): 43-48.
- [5] Friedrich Christian. Global inflation dynamics in the post-crisis period: What explains the puzzles? *Economics Letters*, 2016, Vol.142, No.5: 31-34.
- [6] 王少平、涂正革、李子奈. 预期增广的菲利普斯曲线及其对中国适用性检验. 中国社会科学, 2001(4): 76-84.
- [7] 郭凯、艾洪德、郑重. 通胀惯性、混合菲利普斯曲线与中国通胀动态特征. 国际金融研究, 2013 (2): 74-84.
- [8] 尹双明. 通货膨胀的惯性特征与波动性——基于HNKPC模型. 经济与管理评论, 2015 (5):
- [9] 王少平、彭方平. 我国通货膨胀与通货紧缩的非线性转换. 经济研究, 2006 (8): 35-44.
- [10] 张成思. 通货膨胀动态路径的结构性转变及其启示. 金融研究, 2008 (3): 1-12.
- [11] 张凌翔、张晓峒. 通货膨胀率周期波动与非线性动态调整. 经济研究, 2011 (5): 17-31.
- [12] 孟庆斌、靳晓婷、吴蕾. 我国通货膨胀影响因素的非线性影响效应分析. 金融研究, 2014 (4): 30-46.
- [13] 张宇青、周应恒、易中懿. 经济预警指数、国房景气指数与CPI指数波动溢出实证分析——基于三元VAR-GARCH-BEKK模型. 统计与信息论坛, 2014 (3): 36-41.
- [14] 李雪涛. 我国CPI增长率与其波动性的关系探讨——基于GARCH类和SV类模型比较. 商业经济研究, 2015 (11): 48-50.
- [15] 王胜、田涛. 人民币汇率对CPI传递效应分析——基于均值与波动溢出层面的视角. 国际金融研究, 2015 (4): 87-96.
- [16] 王进、冯梦雨. 农产品价格与通货膨胀的动态关系与溢出效应研究. 统计与信息论坛, 2015 (3): 37-45.
- [17] 朱火箭、马超群. 基于DCC-MVGARCH模型的我国大宗商品价格联动关系研究. 金融发展研究, 2016 (3): 3-8.
- [18] 周清杰、孙晶晶. 菲利普斯曲线理论的分流与融合——基于三角模型与新凯恩斯主义模型比较研究. 经济学动态, 2015 (7): 149-157.
- [19] Galí Jordi, Gertler Mark. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 1999, Vol.44, No.2: 195-222.
- [20] Taylor John B. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 1980, Vol.88, No.1: 1-23.
- [21] Galvo Guillermo A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 1983, Vol.12, No.3:383-398

-
- [22] Fuhrer J. C., Moore G. R. Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, Vol.110, No.1: 127–159.
- [23] Gordon R.J. The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, Vol.11, No.1: 11–32.
- [24] Nautz Dieter, Strohsal Till. Are US inflation expectations re-anchored? *Economics Letters*, 2015, Vol.127, No.2: 6–9.
- [25] Scharnagl Michael, Stapf Jelena. Inflation, deflation, and uncertainty: What drives euro-area option-implied inflation expectations, and are they still anchored in the sovereign debt crisis? *Economic Modelling*, 2015, Vol.48, NO.8: 248 – 269.
- [26] Kabundi Alain, Schalingb Eric, Some Modeste. Monetary policy and heterogeneous inflation expectations in South Africa. *Economic Modelling*, 2015, Vol.45, No.2: 109 – 117.
- [27] Miah Fazlul, Rahman M. Saifur, Albinali Khalid. Rationality of survey based inflation expectations: A study of 18 emerging economies' inflation forecasts. *Research in International Business and Finance*, 2016, Vol.36, No.1: 158 – 166.
- [28] Lamla Michael J., Lein Sarah M. The role of media for consumers' inflation expectation formation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2014, Vol.106, No.10: 62–77.
- [29] Lei Chengyao, Lu Zhe, Zhang Chengsi. News on inflation and the epidemiology of inflation expectations in China. *Economic Systems*, 2015, Vol.39, No.4: 644–653.
- [30] Altug Sumru, Çakmakl Cem. Forecasting inflation using survey expectations and target inflation: Evidence for Brazil and Turkey. *International Journal of Forecasting*, 2016, Vol.32, No.1: 138–153.
- [31] Xu Ying-ying, Chang Hsu-ling, Lobont Oana-Ramona, Su Chi-wei. Modeling heterogeneous inflation expectations: empirical evidence from demographic data? *Economic Modelling*, 2016, Vol.57, No.9: 153–163.
- [32] Dräger Lena, Lamla Michael J. Updating inflation expectations: Evidence from micro-data. *Economics Letters*, 2012, Vol.117, No.3: 807 – 810.
- [33] Binder C. C. Estimation of historical inflation expectations. *Explorations in Economic History*, In Press, Corrected Proof, Available online 1 February 2016.
- [34] Strohsal Till, Melnick Rafi, Nautz Dieter. The time-varying degree of inflation expectations anchoring. *Journal of Macroeconomics*, 2016, Vol.48, No.6: 62–71.

附录一：GARCH 模型完整回归结果

| | GARCH (1, 1) | | | | GARCH (2, 2) | | | | GARCH (3, 3) | | | | GARCH (4, 4) | | | |
|--------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|---|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|---|---------------------------------|---------------------------------|------------------------------|--|---------------------------------|---------------------------------|----------------------------|--|
| | GARCH | GARCH-M | IGARCH | EGARCH | GARCH | GARCH-M | IGARCH | EGARCH | GARCH | GARCH-M | IGARCH | EGARCH | GARCH | GARCH-M | IGARCH | EGARCH |
| SQRT (GARCH) | -- | -0.083 (-1.234) | -- | -0.024 (-0.449) | -- | -0.058 (-1.051) | -- | -0.113 (-2.572) ** | -- | -0.125 (-1.440) | -- | 0.106 (2.428) ** | -- | -0.158 (-1.074) | -- | -0.077 (-1.230) |
| C | -0.004 (-2.618) *** | 0.029 (1.117) | -0.004 (-1.223) | 0.006 (0.260) | -0.004 (-2.838) *** | 0.019 (0.873) | -0.003 (-3.694) **** | 0.042 (2.435) ** | -0.005 (-2.152) ** | 0.046 (1.381) | -0.006 (-8.197) **** | -0.051 (-2.963) *** | -0.006 (-1.394) | 0.053 (0.961) | -0.002 (-0.295) | 0.025 (1.033) |
| CPI (+1) | 0.504 (156.361) **** | 0.516 (129.572) **** | 0.500 (114.191) **** | 0.507 (139.468) **** | 0.508 (126.913) **** | 0.509 (112.307) **** | 0.513 (227.733) **** | 0.508 (135.577) **** | 0.496 (92.081) **** | 0.492 (86.522) **** | 0.494 (7453.644) **** | 0.506 (495.081) **** | 0.504 (48.884) **** | 0.504 (54.435) **** | 0.504 (44.451) **** | 0.513 (118.528) **** |
| CPI (-1) | 0.497 (166.030) **** | 0.486 (131.957) **** | 0.502 (174.360) **** | 0.494 (140.565) **** | 0.494 (125.346) **** | 0.493 (113.196) **** | 0.488 (221.115) **** | 0.493 (136.911) **** | 0.506 (93.582) **** | 0.509 (96.802) **** | 0.508 (15968.890) **** | 0.498 (1814.096) **** | 0.499 (48.332) **** | 0.499 (59.812) **** | 0.497 (47.601) **** | 0.489 (131.928) **** |
| MA (1) | -0.826 (-34.873) **** | -0.886 (-32.286) **** | -0.734 (-28.194) **** | -0.834 (-31.244) **** | -0.850 (-28.953) **** | -0.836 (-28.882) **** | -0.934 (-36.752) **** | -0.847 (-29.622) **** | -0.731 (-) 24.443 **** | -0.765 (-) 23.691 **** | -0.661 (-17.809) **** | -0.745 (-18.731) **** | -0.631 (-9.967) **** | -0.692 (-) 12.399 **** | -0.510 (-6.811) **** | -0.850 (-35.608) **** |
| MA (12) | -0.725 (-23.422) **** | -0.699 (-19.815) **** | -0.543 (-9.699) **** | -0.726 (-25.039) **** | -0.744 (-23.620) **** | -0.757 (-24.969) **** | -0.740 (-19.530) **** | -0.741 (-21.833) **** | -0.629 (-) 17.391 **** | -0.654 (-) 15.637 **** | -0.605 (-12.573) **** | -0.618 (-13.986) **** | -0.585 (-) 13.436 **** | -0.477 (-8.392) **** | -0.399 (-8.612) **** | -0.681 (-18.556) **** |
| MA (13) | 0.558 (14.661) **** | 0.594 (12.786) **** | 0.304 (4.990) **** | 0.568 (14.422) **** | 0.601 (14.779) **** | 0.599 (15.410) **** | 0.681 (15.157) **** | 0.588 (45.267) **** | 0.368 (8.074) **** | 0.510 (11.667) **** | 0.289 (4.640) **** | 0.392 (7.107) **** | 0.232 (3.143) *** | 0.307 (4.743) **** | 0.126 (1.627) * | 0.540 (12.704) **** |
| C | 0.095 (9.604) **** | 0.057 (6.203) **** | -- | -5.243 (-15.077) **** | 0.008 (1.010) **** | 0.009 (1.090) | -- | -0.017 (-0.097) | 0.059 (3.547) **** | 0.051 (1.490) | -- | -0.011 (-8.555) **** | 0.087 (0.369) | 0.091 (0.488) | -- | -5.271 (-0.715) |
| ARCH (1) | 0.160 (4.564) **** | 0.242 (2.093) ** | -0.031 (-33.895) **** | 0.008 (0.100) 0.552 (3.009) *** | 0.287 (2.903) *** | 0.292 (3.128) *** | 0.216 (4.239) **** | -0.170 (-2.162) ** 0.418 (2.762) *** | 0.257 (2.981) *** | 0.259 (2.464) ** | -0.005 (-0.240) | 0.140 (2.276) ** -0.113 (-0.903) | 0.140 (1.388) | 0.155 (1.621) * | 0.085 (1.519) | 0.063 (1.280) 0.445 (2.043) ** |
| ARCH (2) | -- | -- | -- | -- | -0.126 (-2.196) **** | -0.121 (-2.317) ** | -0.119 (-2.171) ** | -- | -0.161 (-1.566) | -0.179 (-1.562) | -0.018 (-0.730) | -- | -0.047 (-0.116) | -0.075 (-0.192) | -0.014 (-0.118) | -- |

