

# 外部冲击对我国通货膨胀的非对称传导效应

## —基于非线性 ARDL 模型的分析

刘玲 陈乐一 李玉双<sup>a</sup>

**摘要：**本文运用非线性 ARDL 模型，通过将外部冲击变量分解为正向变动的累积和和负向变动的累积和两个部分，研究了正负向外外部冲击对我国通货膨胀的长短期非对称传导效应。实证结果表明：外部冲击对我国通货膨胀存在非线性与非对称性影响，从长期来看，国际大宗商品价格对 CPI 呈现正向非对称价格传导，负向传导效应不显著，人民币汇率贬值比升值的价格传递效应大，全球流动性紧缩比扩张对通胀的传导效应大，而人民币贬值、全球流动性水平下降都会通过作用于进口商品价格上升而导致国内消费价格上涨，这意味着在当前美联储加息人民币贬值等宏观经济环境下，央行须对短期内通胀予以关注，加强防范外部冲击。

**关键词：**外部冲击；通货膨胀；非对称传导；NARDL；非线性协整

### 一、引言

自 2008 年国际金融危机爆发后，美联储到 2012 年底连续推行了四轮量化宽松货币政策，美元呈加速贬值之势，由美元贬值引发了国际能源、食品等大宗商品价格普遍上涨，美元贬值促进国际资本流入中国，强化了人民币升值压力，引致国际“热钱”大量涌入国内，同时主要发达国家的量化宽松货币政策也使得全球流动性不断扩张，造成我国输入性通胀压力加剧。然而，随着美国经济渐趋复苏，2014 年 11 月美国量化宽松货币政策退出，美联储加息预期不断升温，近几年国际大宗商品价格呈现了下降趋势，美元升值而人民币相对走弱，全球流动性缓慢萎缩，特别值得关注的是近期人民币大幅贬值，人民币有效汇率已经连续 6 个月处于贬值状态。在世界经济联系日益密切，我国对外开放程度不断提高的今天，当前宏观经济环境的变化必将对我国经济产生影响，国内物价水平也将受到外部冲击的作用，因此，在这样的背景下，探讨外部冲击对我国通胀的长短期传导效应，对比正负向外外部冲击对国内物价水平的非对称性影响具有重要的现实意义。

在当前宏观经济环境下，一方面通过资本流动，人民币贬值，国际资本外流，有助于国内资产价格下降，国内市场流动性减少，将降低国内物价水平，缓解通胀压力；另一方面通过贸易流动，人民币贬值，则以人民币表示的进口商品价格上升，在国内会起到示范效应，而且进口商品价格上涨出口商品价格下降，会增加出口需求，从而增加国内总需求，最终引

<sup>a</sup> 作者简介：刘玲，湖南大学经济与贸易学院博士生。陈乐一，湖南大学经济与贸易学院教授，博士生导师。李玉双，博士，嘉兴学院商学院讲师。

起国内消费价格水平上升。全球流动性由国际大宗商品价格传导的贸易渠道产生正向传导效应，由人民币汇率传递的贸易渠道产生负向传导效应；通过资本渠道形成正向传导效应。因此，基于不同的传导渠道，外部冲击对通货膨胀可能产生不同的传导效应，也可能形成复杂的综合影响。那么，人民币汇率贬值、全球流动性水平下降会对通胀产生怎样的冲击效应，国际大宗商品价格的下降能否对国内通胀形成抑制效应呢？需要对长期和短期的传导效应做进一步检验。本文将从贸易渠道和资本渠道综合考虑影响我国通货膨胀的国际因素，分析国际大宗商品价格、人民币汇率、全球流动性对我国通货膨胀的影响，运用 NARDL 模型估计正负向外部冲击对 CPI 的长短期非对称传导效应，并计算动态乘数效应刻画非对称动态调整，从而检验外部冲击影响我国通胀的主要传导渠道。

## 二、文献回顾

关于外部冲击对国内通货膨胀传导效应的研究，以往文献主要是在线性框架下，综合分析多种外部因素对国内通胀的冲击效应，或者关注某种特定的外部冲击（如国际价格冲击、汇率冲击）对国内通胀的影响。Hahn (2003) 基于 VAR 方法分析了石油价格冲击、汇率冲击和非石油产品进口价格冲击对欧元区通胀的影响，结果表明外部冲击解释了国内价格指数的大部分方差。McCarthy (2007) 通过估计 VAR 模型检验了汇率和进口价格对一些工业化国家通货膨胀的传递效应，发现对消费价格仅有适中的影响。国内学者胡援成和张朝洋(2012) 基于 SVAR 模型从国际大宗商品价格上涨冲击效应、人民币升值预期效应和全球流动性溢出效应等渠道阐述了美元贬值对我国通胀的显著影响。李自磊、张云(2013) 通过构建 SVAR 模型分析国际大宗商品价格上涨和人民币升值对 CPI 的影响，表明美国量化宽松货币政策对国内通胀构成了显著的冲击。陈六傅和刘厚俊(2007)、施建淮等(2008) 分别运用 VAR、SVAR 模型估计了人民币汇率对国内价格的传递效应，发现名义汇率对国内价格波动影响力有限，但汇改后汇率价格传递效应趋于强化。张天顶、李洁(2011) 基于动态面板数据的考察结果表明，全球流动性扩张对国内通货膨胀具有较强的解释力。

以上线性框架下的分析主要基于外部冲击正向变动的背景，在对称性传导假设的前提下进行的，然而，当前国际形势已发生变化，在人民币贬值等负向变动背景下，外部冲击对我国通胀会产生怎样的影响？正负向外部冲击对通胀的传导效应是线性与对称性的吗？事实上，非对称性已经在最终消费品价格中被广泛观察到，对称性传导的假设是不现实的，限制过于严格，忽略外部冲击对国内价格的非对称传导效应可能会扭曲货币政策的效果，因而当前还有学者从非对称视角分析外部冲击对国内通胀的影响。

Bacon (1991) 发现，英国的汽油零售价格会随着原油价格的上升而像火箭一样加速上升，以更快更大幅度上涨，但降价犹如羽毛，只会以更低的速度和更小的比例应对原油价格的下降。Peltzman (2000) 发现，生产资料市场和消费品市场应对正向成本冲击的即时反应至少是应对负向成本冲击的两倍。基于这些现象，Meyer & von Cramon-Taubadel (2004) 定义了正向非对称价格传导(positive asymmetric price transmission)，即任何挤压利润的价格变化都要比

延伸利润的同等价格变化传递得更快更充分。简单来说,如果输出价格(output prices)对输入价格(input prices)上涨的反应比对输入价格同比例下跌的反应更快更充分,则称这种非对称性是正向的(positive)。Ferrucci 等(2012)发现国际食品价格正负冲击对欧元区通货膨胀的传导存在非对称性。在非对称价格传导研究的基础上,后来有学者发现了汇率对价格传递的非对称性。Delatte & López-Villavicencio (2012)对四个主要发达国家的实证研究发现,在长期价格对于升值和贬值的反应是不同的,并且贬值比升值向价格传递得更多。Bussiere (2013)检验了 G7 国家汇率对进出口价格传递的非线性,结果表明非线性和非对称性在汇率传递中不能被忽视。Jammazi 等(2014)发现汇率对原油价格在长期和短期都呈现显著的非对称性传导,而且在长期汇率贬值比升值会对原油价格施加更大的影响。

近几年国内学者也开始关注外部冲击与我国通货膨胀的非线性调整关系。赵进文、丁林涛(2012)基于非线性 STR 模型的实证研究发现,中国通货膨胀与贸易开放度、人民币汇率和国际油价之间存在着显著的非线性作用机制。孟庆斌等(2014)通过构建马氏域变向量自回归模型,分析开放条件下我国通货膨胀影响因素的非线性影响效应,研究表明国际大宗商品价格和人民币汇率对通胀的影响都存在高低通胀状态的转换特征。欧阳志刚、潜力(2015)使用动态因子模型刻画了国际因素随着中国对外经济结构的转变对我国通货膨胀形成的非线性传导效应。刘子寅、范科才(2015)应用门限向量自回归模型研究发现汇率变动对通胀具有显著的“门限效应”,在不同通胀环境下汇率变动对通胀产生非对称性影响。

现有文献还少有研究测度全球流动性对通货膨胀的非对称传导效应,也少有研究同时测度外部冲击对通胀的长期和短期非对称传导效应,国内研究仅仅关注到外部冲击与我国通货膨胀随不同区制变化所呈现的非线性调整关系,并没有从正负向变动角度探讨外部冲击与通胀的非线性关系及非对称性传导效应。因此,本文将在以上研究的基础上,基于非对称价格传导理论,使用 Shin 等(2013)提出的一种非线性 ARDL (NARDL)协整方法,探讨外部冲击的正向和负向变动对我国通货膨胀的长短期非对称传导效应。与其他非线性方法相比,NARDL 方法有几个突出的优点:第一,能够容纳长期和短期非对称的四种组合;第二,放松了要求所有序列是同阶单整的限制,变量可以是  $I(0)$ 或  $I(1)$ 或  $I(0)$ 与  $I(1)$ 的混合协整;第三,模型估计不受内生性问题干扰;第四,非对称动态乘数有助于描述调整程度和调整速度的非对称性,并刻画非对称动态调整路径。基于这些优点,近几年 NARDL 方法在国外已经被广泛应用于非对称传导的研究中(例如 Fousekis 等, 2015; Nusair, 2016; Hoang, 2016)。

### 三、NARDL 模型

非线性自回归分布滞后模型(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model, 简称 NARDL),是由 Shin 等(2013)提出的一种非对称非线性协整方法,这种方法的非对称性和非线性是通过将解释变量分解为正向变动的累积和和负向变动的累积和两个部分来实现的,进而探讨长期和短期传导的非对称性。

首先，外部冲击的非对称性影响体现为对解释变量  $x_t$  的分解：

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (1)$$

这里， $x_t$  是影响通货膨胀的外部冲击相关变量，即国际大宗商品价格、人民币实际有效汇率、全球流动性指数。 $x_0$  为初始值， $x_t^+$  和  $x_t^-$  分别指  $x_t$  的正向变化和负向变化部分和过程，分别描述了解释变量每一期上升或下降的累积效应，即：

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0), \quad x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0) \quad (2)$$

其中， $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ 。然后，描述我国通货膨胀与外部冲击相关变量的长期均衡关系的非对称协整回归可以表示为：

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \mu_t \quad (3)$$

这里， $y_t$  是衡量通胀的居民消费价格指数， $\beta^+$  和  $\beta^-$  是对应的长期系数， $\mu_t \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ 。

出于对长期和短期非对称性的考虑，Shin 等(2013)发展了一个能够同时包含长短期非对称性的非常灵活的动态参数框架，在这个框架中传统的线性误差修正模型(ECM)被扩展为一个更一般的协整的 NARDL 模型：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (4)$$

这个模型也可以表示为：

$$\Delta y_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， $p$  和  $q$  分别表示因变量和自变量分布滞后部分的最大滞后阶数， $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。非线性误差修正项  $\xi_{t-1} = y_{t-1} - \beta^+ x_{t-1}^+ - \beta^- x_{t-1}^-$ ，以及非对称长期系数  $\beta^+ = -\theta^+ / \rho$  和  $\beta^- = -\theta^- / \rho$  描述外部冲击变量的正向和负向变化与 CPI 的长期关系，其中误差修正系数  $\rho < 0$  保证模型是动态平稳的。CPI 对外部冲击变量的正向和负向变化的短期调整则分别由非对称分布滞后参数  $\pi_i^+$  和  $\pi_i^-$  所描述。

应用 NARDL 模型进行实证分析包括以下几个步骤：

第一，用标准的 OLS 方法估计方程(4)，设置不带约束的模型。

第二，确认变量  $y_t$ ,  $x_t^+$ ,  $x_t^-$  之间是否存在非对称长期均衡关系。首先由  $t_{BDM}$  统计量检验  $H_0: \rho = 0$  ( $H_1: \rho < 0$ )，然后由  $F_{PSS}$  统计量检验  $H_0: p = \theta^+ = \theta^- = 0$ 。

第三，用标准的 Wald 检验方法检验长期和短期的非对称性，其中  $H_0: \beta^+ = \beta^-$  检验长期对称约束  $\theta^+ = \theta^- = \theta$ ，短期对称约束为：
$$\sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^+ = \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^-。$$

因此，基于长期和短期对称或非对称，可以得到四个不同的方程。当长期和短期对称性都被拒绝时，选择长短期均非对称的方程(4)，记 LR & SR asymmetry；当长短期非对称性都没有被拒绝时，方程(4)就简化为对称的也即线性的 ARDL(p,q)协整模型，如方程(6)所示，记 LR & SR symmetry，表示线性的与对称的长期关系和短期调整；当长期对称性被拒绝而短期对称性未被拒绝时，估计方程(7)，记 LR asymmetry & SR symmetry；当长期对称性未被拒绝而短期对称性被拒绝时，估计方程(8)，记 LR symmetry & SR asymmetry。

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (8)$$

第四，如果存在非对称性，则可以计算正向和负向非对称动态乘数，表示  $x_t^+$  和  $x_t^-$  的单位变化分别对  $y_t$  的累积动态乘数效应，定义为：

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial CPI_{t+j}}{\partial p_t^+}, \quad m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial CPI_{t+j}}{\partial p_t^-}, \quad h = 0,1,2,\dots \quad (9)$$

这里， $h \rightarrow \infty$ 、 $m_h^+ \rightarrow \beta^+$ 、 $m_h^- \rightarrow \beta^-$ ， $\beta^+$  和  $\beta^-$  是前面解释了的非对称长期系数。根据估计的非对称动态乘数，即使没有直接构建非对称误差修正模型，我们可能仍然可以观察到非对称调整路径，这是 NARDL 模型的一个重要特征。因此，NARDL 框架呈现了三种非对称的一般形式：①长期或反应非对称性，即  $\beta^+ \neq \beta^-$ ；②影响非对称性，即  $\pi_i^+ \neq \pi_i^-$ ；③调整非对称性，由动态乘数  $m_h^+$  和  $m_h^-$  描述变量之间在受到一个冲击后从初始均衡到新的均衡的动态调整。

## 四、实证分析

### (一) 数据说明

通货膨胀依然采用我国居民消费价格指数(CPI)衡量。国际大宗商品价格采用 IMF 公布的全球初级产品价格总指数(Primary Commodity Price Index)衡量,用 IP 表示。采用人民币实际有效汇率指数,剔除通货膨胀对货币本身价值变动的影响,衡量人民币汇率实际变动情况,用 ER 表示。该指数是采用间接标价法,上升表示人民币升值,下降表示人民币贬值。采用增速加速法测算全球流动性指数,即先计算各国货币供应量的增速,再以各国经济规模占全球总量的比重对各国货币供应量增速进行加权加总,本文根据 OECD 公布的美国、欧元区和日本三大经济体的广义货币量增长指数,按各自的经济规模比重<sup>a</sup>进行加权加总,计算得到全球流动性指数衡量全球流动性水平的变动情况,用 GL 表示。

本文使用月度数据,样本区间为 2000M1-2016M9,原始数据来源于中经网统计数据库、IMF、OECD、iFinD 数据库。本研究将所有序列统一转换为以 2000M1 为基期的定基指数,使用 X12 方法对数据进行季节调整,然后均以对数序列表达。

### (二) 单位根检验

估计 NARDL 模型之前,依然有必要检验变量的平稳性,以确保变量是 I(0) 或 I(1)过程,而不是 I(2)。所有变量的原序列和一阶差分序列的 ADF 检验和 PP 检验结果如表 1 所示。单位根检验结果表明所有变量均是一阶单整序列,符合协整检验要求。

表 1 单位根检验结果

变量	Augmented Dickey-Fuller 检验			Phillips-Perron 检验			结论
	Intercept	Intercept and trend	None	Intercept	Intercept and trend	None	
原序列							
CPI	1.057	-2.653	6.919	0.594	-2.764	4.830	不平稳
IP	-1.515	-0.832	0.341	-1.574	-0.873	0.359	不平稳
ER	-0.316	-1.797	1.162	-0.362	-1.693	1.246	不平稳
GL	-0.588	-1.993	4.050	-0.986	-1.766	12.079	不平稳
一阶差分序列							
△CPI	-7.865***	-7.923***	-4.572***	-13.828***	-13.895***	-12.913***	平稳
△IP	-9.947***	-10.045***	-9.956***	-10.198***	-10.186***	-10.209***	平稳
△ER	-10.384***	-10.422***	-10.309***	-10.492***	-10.511***	-10.509***	平稳
△GL	-4.616***	-4.615***	-1.937*	-11.461***	-11.502***	-4.084***	平稳

注:①所有序列均是季节调整后的自然对数序列;②ADF 检验的最优滞后期根据 SIC 准则选择;③\*、\*\*和 \*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1%的显著性水平下拒绝单位根假设。

### (三) 模型估计结果分析

<sup>a</sup> 这里经济规模比重是将各国 GDP 按照本国兑美元汇率转换为美元后,统一加总,再计算各国的 GDP 比重,由于 GDP 只有季度数据,因而这里使用了季度数据代替月度数据。

NARDL 模型估计需要包括的几个步骤如第三部分所述。由于不显著的滞后项可能对估计结果和动态乘数造成干扰,因此我们按照一般到特殊的方法,以因变量和自变量都最大滞后 12 期开始,逐步剔除所有不显著的短期回归量,并根据非对称协整检验和长短期 Wald 非对称性检验结果,共同决定最终的 ARDL 方程,模型估计和检验结果如表 2 所示。

表 2 NARDL 模型估计和检验结果

国际大宗商品价格(IP)			人民币实际有效汇率(ER)			全球流动性指数(GL)		
NARDL with LR & SR asymmetry			NARDL with LR & SR asymmetry			NARDL with LR asymmetry		
变量	系数	标准误差	变量	系数	标准误差	变量	系数	标准误差
$c$	0.276***	0.070	$c$	0.132	0.081	$c$	0.347***	0.076
$CPI_{t-1}$	-0.060***	0.015	$CPI_{t-1}$	-0.029	0.018	$CPI_{t-1}$	-0.077***	0.017
$IP_{t-1}^+$	0.006***	0.001	$ER_{t-1}^+$	0.001	0.007	$GL_{t-1}^+$	0.033***	0.007
$IP_{t-1}^-$	-0.001	0.001	$ER_{t-1}^-$	-0.017***	0.004	$GL_{t-1}^-$	-0.264***	0.086
$\Delta CPI_{t-6}$	0.164**	0.063	$\Delta CPI_{t-3}$	0.131*	0.067	$\Delta CPI_{t-2}$	0.111*	0.065
$\Delta CPI_{t-7}$	0.247***	0.068	$\Delta CPI_{t-7}$	0.142**	0.067	$\Delta CPI_{t-3}$	0.127**	0.064
$\Delta CPI_{t-8}$	0.301***	0.067	$\Delta CPI_{t-8}$	0.187***	0.069	$\Delta CPI_{t-4}$	0.149**	0.067
$\Delta CPI_{t-9}$	0.130*	0.066	$\Delta CPI_{t-12}$	-0.306***	0.070	$\Delta CPI_{t-7}$	0.136**	0.065
$\Delta CPI_{t-11}$	0.121*	0.063	$\Delta ER_t^-$	0.141***	0.039	$\Delta CPI_{t-8}$	0.217***	0.067
$\Delta CPI_{t-12}$	-0.292***	0.063	$\Delta ER_{t-1}^-$	-0.084**	0.037	$\Delta CPI_{t-12}$	-0.284***	0.066
$\Delta IP_t^-$	0.026***	0.007	$\Delta ER_{t-3}^+$	-0.081**	0.034	$\Delta GL_{t-3}$	0.181**	0.090
$\Delta IP_{t-1}^+$	0.026**	0.010	$\Delta ER_{t-6}^+$	0.078**	0.033			
$\Delta IP_{t-6}^+$	-0.022**	0.010	$\Delta ER_{t-12}^+$	-0.097***	0.037			
$\Delta IP_{t-7}^-$	-0.021***	0.007	$\Delta ER_{t-12}^-$	0.098**	0.042			
$\Delta IP_{t-8}^+$	-0.026**	0.010						
$\Delta IP_{t-12}^+$	-0.024**	0.011						
长期系数								
$L_{IP}^+$	0.095***		$L_{ER}^+$	0.022		$L_{GL}^+$	0.428***	
$L_{IP}^-$	-0.016		$L_{ER}^-$	-0.588		$L_{GL}^-$	-3.454***	
非对称协整检验								

t <sub>BDM</sub>	-3.90	t <sub>BDM</sub>	-1.63	t <sub>BDM</sub>	-4.55
F <sub>PSS</sub>	6.82	F <sub>PSS</sub>	6.46	F <sub>PSS</sub>	7.55
长短期非对称性检验					
W <sub>LR</sub>	319.48***	W <sub>LR</sub>	15.64***	W <sub>LR</sub>	25.52***
W <sub>SR</sub>	5.55**	W <sub>SR</sub>	7.44***	W <sub>SR</sub>	1.81
模型概要					
AIC	-8.656	AIC	-8.597	AIC	-8.522
SIC	-8.381	SIC	-8.355	SIC	-8.333
Adj-R <sup>2</sup>	0.365	Adj-R <sup>2</sup>	0.320	Adj-R <sup>2</sup>	0.257
D-W	2.194	D-W	1.965	D-W	2.044

注：①表 2 中列出了外部冲击各变量与我国通胀传导的最合适的 NARDL 模型的详细估计结果，其中短期项只给出了显著的短期系数；②  $L_{W}^{+}$ 、 $L_{W}^{-}$  (W 为 IP、ER、GL) 为正负向长期系数，分别表示外部冲击变量的正向变动和负向变动对 CPI 的长期传导效应；③  $W_{LR}$ 、 $W_{SR}$  分别表示长期对称性和短期对称性的 Wald 检验；④ Pesaran 等(2001)给出的对于  $k=1(k=2)$  在 10%、5% 和 1% 显著性水平下的 t<sub>BDM</sub> 的临界值分别为 -2.91(-3.21)、-3.22(-3.53)、-3.82(-4.10)，F<sub>PSS</sub> 的临界值分别为 4.78(4.14)、5.73(4.85)、7.84(6.36)；⑤ D-W 为 Durbin-Watson 检验；⑥ \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 水平的显著性。

模型估计与检验结果表明，除人民币汇率外，其余变量与 CPI 存在稳定的长期均衡关系，并且都存在非对称性的长期关系，除全球流动性外，其余变量与 CPI 的短期传导也存在非对称性，这些发现不仅表明了外部冲击是影响我国通货膨胀的重要因素，更意味着分析外部冲击对通胀的影响，不能忽视非线性与非对称性传导效应的存在。

1. 国际大宗商品价格与 CPI。由表 2 可知，国际大宗商品价格与我国通货膨胀存在非对称协整关系，长期和短期均呈现非对称价格传导。正向长期系数  $L_{IP}^{+}$  为 0.095，且通过了 1% 显著性水平下的统计检验，表明在其他条件不变的情况下，国际大宗商品价格每上涨 1% 会导致国内物价水平平均上涨 0.095%；而负向长期系数  $L_{IP}^{-}$  没有通过 10% 显著性水平下的统计检验，说明负向传导效应不显著。这意味着从长期来看，国际价格的上升会显著引起国内物价上涨，而国际价格下降不能显著引起 CPI 下降，也就是说国际大宗商品价格的正向冲击比负向冲击更能引起国内消费价格的调整，呈现正向非对称价格传导。这个结论也部分证实了 Peltzman (2000) 的发现，输出价格倾向于对输入价格上升的反应要比对下降的反应更快。

国际大宗商品价格主要通过国际贸易传导机制影响国内物价水平，国际大宗商品价格变动通过进口渠道影响进口商品价格，进口的产成品价格会直接反映在国内销售环节上影响国内消费价格，进口的原材料或中间产品价格会通过影响生产加工成本，最终影响国内物价水平。然而，在市场势力、调整成本、政府干预和信息不对称等因素影响下，国际大宗商品价格的上涨要比同比例的下跌能够更充分更完全地传递到国内消费价格。

2. 人民币汇率与 CPI。表 2 结果显示，人民币汇率对 CPI 的传导效应呈现非对称性，但协整检验 t<sub>BDM</sub> 没有通过 10% 显著性水平下的统计检验，长期传导系数也不显著，说明人民币实际有效汇率指数与我国居民消费价格指数不存在长期稳定的关系。这意味着长期来看，



人民币汇率对国内价格的传递效应并不显著,这一结论在陈六傅和刘厚俊(2007)等研究中也得到过验证,实证分析基本都表明人民币汇率对我国消费价格的传递效应较低,对国内通胀的解释力较弱,不是导致国内价格波动的主要原因。

一方面是由于我国的汇率制度,在以前实行的固定汇率制度下,汇率机制本身没有传导作用,但是通过在国际收支上的传导作用,本国为维持固定汇率制度而支付的成本,会引起国内物价变动;2005年7月,我国进行了汇率制度改革,开始实行浮动汇率制度,人民币汇率通过贸易渠道和资本渠道都会对国内通胀形成传导作用,正如施建淮等(2008)等研究验证的2005年汇改后人民币汇率变动对我国价格水平传递效应明显增强,汇率制度改革对汇率传递效应有较大影响,因此,在本研究样本区间内,人民币汇率与CPI不存在协整关系。另一方面是因为汇率本身对物价存在“叠加”传导效应。人民币汇率对国内价格的影响存在双向传导渠道,基于不同的传导渠道可能产生不同的传导效应,也有可能形成复杂的综合影响,从而使得长期传导效应很难体现。当然,在短期内,人民币汇率对我国通胀存在显著的传递效应,而且由表2中短期结果可知,正负向汇率冲击的影响是正负交替出现的。

3. 全球流动性与CPI。由表2可知,全球流动性指数与CPI存在非对称协整关系,全球流动性对CPI的正负向长期传导效应均显著,表明全球流动性对国内通胀具有显著的推动作用(张天顶、李洁,2011)。全球流动性对我国通货膨胀呈长期非对称短期对称性传导。正负向长期系数 $L_{GL}^+$ 、 $L_{GL}^-$ 分别为0.428、-3.454,且都通过了1%显著性水平下的统计检验,表明在其他条件不变的情况下,全球流动性水平每上升或下降1%,分别会导致国内物价水平平均上涨0.428%和3.454%。显然这与对称性传导假设下的结论不太一致,通常认为全球流动性扩张造成输入性通胀压力,全球流动性紧缩减缓国内通胀压力,然而,这里非对称性假设下的实证结果表明,从长期来看,全球流动性不论是扩张还是紧缩,都会引起CPI上升,造成国内通胀压力,而且负向传导效应高于正向。

全球流动性正向冲击导致CPI上升是因为,全球流动性水平上升,一方面表现为国际大宗商品价格上涨,通过贸易渠道由进口商品价格效应推动国内通胀上升;另一方面意味着主要经济体的货币供给增加和国际利率的下降,从而带来美元贬值,将强化人民币升值压力,扩大人民币升值预期,从而通过外汇占款大量增加,造成国内货币扩张,使得全球流动性转化为国内市场流动性,造成国内物价水平上升,从图1中CPI对人民币升值的调整路径也可知,人民币升值最初通过贸易渠道抑制通胀的效应很小,而且长期来看人民币升值对CPI由负向传导效应逐渐转向正向效应。

全球流动性负向冲击导致CPI上升是因为,全球流动性水平下降,一方面表现为国际大宗商品价格下跌,然而由国际大宗商品价格与CPI的非对称传导结果表明,国际大宗商品价格下降短期内可以使CPI下降,但长期来看难以产生显著的负向传导效应;另一方面意味着主要经济体货币供给减少国际利率上升,从而带来美元升值,引起资本外流,进而人民币贬值会通过贸易渠道提高进口商品价格,最终引起国内消费价格上涨,这与图1中CPI对人民币贬值的调整路径是相对应的,人民币贬值除初始阶段可能通过资本渠道抑制通胀外,长期

来看主要通过贸易渠道引起国内物价上涨,这一结论与当前实际情况也是相一致的,美元升值,全球流动性有所收紧,人民币大幅贬值,我国 CPI 在呈上升趋势。

全球流动性水平上升小于下降对 CPI 的冲击效应,一方面是因为全球流动性扩张时,央行的对冲有一定效果,在一定程度上隔离了外部流动性对国内货币投放的传导,能够减缓全球流动性对国内市场流动性的转化;另一方面是由于人民币汇率传递的非对称性,由图 1 人民币汇率对 CPI 的动态乘数效应图可知,长期来看,人民币贬值比人民币升值对国内通胀的传递效应大,因此全球流动性水平上升时由人民币升值传递的价格效应小于全球流动性水平下降时由人民币贬值传递的价格效应。

#### (四) 动态乘数效应分析

由方程(9)计算的动态乘数,也即累积动态乘数效应,描述了随着外部冲击变量每一单位的正向或负向变化,国内消费价格从初始均衡到新的均衡过程中对称或非对称的动态调整,反映了 CPI 对外部冲击变量正负向变动的调整程度和调整速度的非对称性,结果如图 1 所示。

1. CPI 对国际大宗商品价格变动的非对称动态调整。如图 1 所示, CPI 对国际大宗商品价格正负向变动的动态调整呈现非对称性。首先,正向变化曲线显示 CPI 对国际大宗商品价格上涨呈正向调整,负向变化曲线显示 CPI 并没有随国际大宗商品价格下跌而一直下降,只有初始阶段的下降比较明显,第 9 期后 CPI 反而是上升的。因此也说明了长期来看,国际大宗商品价格上涨造成国内通胀压力明显,而下降却难以对通胀形成抑制效应。

其次,非对称曲线表明,国际大宗商品价格上涨对 CPI 的累积动态乘数效应大于价格下降对 CPI 的累积乘数效应,则 CPI 对国际价格上涨的调整程度比对国际价格下跌的调整更大。国际大宗商品价格上涨对 CPI 累积的乘数效应在第 44 个月达到最大,数值分别为 0.113,则 CPI 的调整速度分别为平均每月上升 0.0026;国际大宗商品价格下跌对 CPI 的乘数效应由初始的-0.024 累积至第 31 个月 0.029 最大,则 CPI 的调整速度为平均每月上升 0.0017。可以发现,无论是调整程度还是调整速度, CPI 对国际大宗商品价格上涨的调整比对下跌的调整更快更充分,进一步验证了正向 APT。

2. CPI 对人民币汇率变动的非对称动态调整。图 1 显示, CPI 对人民币汇率变动的动态调整也呈非对称性,但正负向变化曲线显示 CPI 还没有调整到一个平稳的状态。尽管人民币汇率与国内通胀不存在协整关系,但是通过非对称动态乘数,我们依然可以观察到非对称调整路径和非对称传导效应。首先, CPI 对人民币贬值除初始期外都是负向调整,即人民币贬值主要引起 CPI 上升,传递效应由快速递增至逐渐变缓,而 CPI 对人民币升值由负向调整逐渐转向正向调整,即人民币升值最初可以使 CPI 下降,但传递效应缓慢趋向于 0,未来也有可能形成正向效应,推动通胀上升。

其次,人民币贬值对 CPI 的累积动态乘数效应大于升值对 CPI 的累积乘数效应,即 CPI 对人民币贬值的调整程度高于对升值的调整程度。人民币升值对 CPI 的负向累积乘数效应在第 14 个月达到最大,数值为-0.11,则 CPI 的调整速度为平均每月下降 0.0079;而人民币贬

值对 CPI 的正向累积乘数效应在第 13 个月就已达到 0.13，则 CPI 的调整速度为平均每月上升 0.001，即 CPI 对人民币贬值的调整速度快于对升值的调整。因此，CPI 对人民币贬值比对升值的调整更快更充分。这一结论与 Delatte & López-Villavicencio (2012) 的分析相一致，通过贸易渠道，人民币升值将降低进口商品价格，而人民币贬值会引起进口商品价格上涨，由于价格粘性、市场势力和不完全竞争结构等作用，企业对贬值传递的涨价的刺激要比升值传递的降价刺激更强，因此，进口商品价格上涨引起生产成本的提高，相比同等的下降，使国内最终消费价格要上涨得更多更快，从而人民币贬值导致国内物价水平上涨要比人民币升值引起物价下跌更为显著。

这进一步说明，人民币汇率影响国内通胀的贸易传导渠道要比资本传导渠道更为明显，因为与贸易渠道相比，资本渠道的作用程度还受汇率预期的升值或贬值因素的影响。人民币升值将缓和国内外相对价格水平变化的程度，最初通过贸易渠道可以降低通胀压力，但一段时间后由于贸易渠道和资本渠道的叠加作用，价格传递效应不明显；而人民币贬值反而加剧国内外相对价格水平差异，最初通过资本渠道可能抑制国内通胀率，但很快通过贸易渠道引起国内物价上涨的冲击效应将更大，因此近期人民币连续贬值应引起货币当局对短期内通胀予以关注。

3. CPI 对全球流动性变动的非对称动态调整。如图 1 所示，CPI 对全球流动性正负向变动的调整呈长期非对称短期对称。首先，正负向变化曲线描述了 CPI 对全球流动性上升和下降分别呈正向和负向调整，表示全球流动性扩张和紧缩对 CPI 都产生正冲击，进一步说明央行应加强防范当前外部冲击给国内通胀造成的压力。其次，非对称曲线显示全球流动性扩张比紧缩对 CPI 的累积动态乘数效应小，即 CPI 对全球流动性负向变化比对正向变化的调整程度大；全球流动性上升和下降对 CPI 累积的乘数效应分别第 33 和 41 个月达到最大，数值分别为 0.6 和 3.7，则 CPI 的调整速度分别为平均每月上升 0.018 和 0.09，即 CPI 对全球流动性下降的调整速度也更快，因而，CPI 对全球流动性正负向变动呈现非对称性调整，全球流动性紧缩比扩张对国内通胀的传导效应大。

综上所述，从长期来看，国际大宗商品价格上涨比下跌更能引起 CPI 调整，人民币汇率贬值比升值对国内价格传递更为显著，全球流动性紧缩比扩张对通胀的推动作用更大，实际上都是表现为正向非对称价格传导。这些外部冲击都是作用于进口商品价格，最终传递到国内消费价格，在非竞争性市场结构中，由于市场势力、调整成本、政府干预等因素影响以及价格粘性的作用，一般表现为最终消费价格对进口商品价格上涨要比对进口商品价格同等的下降调整得更快更充分，因此呈现正向 APT。

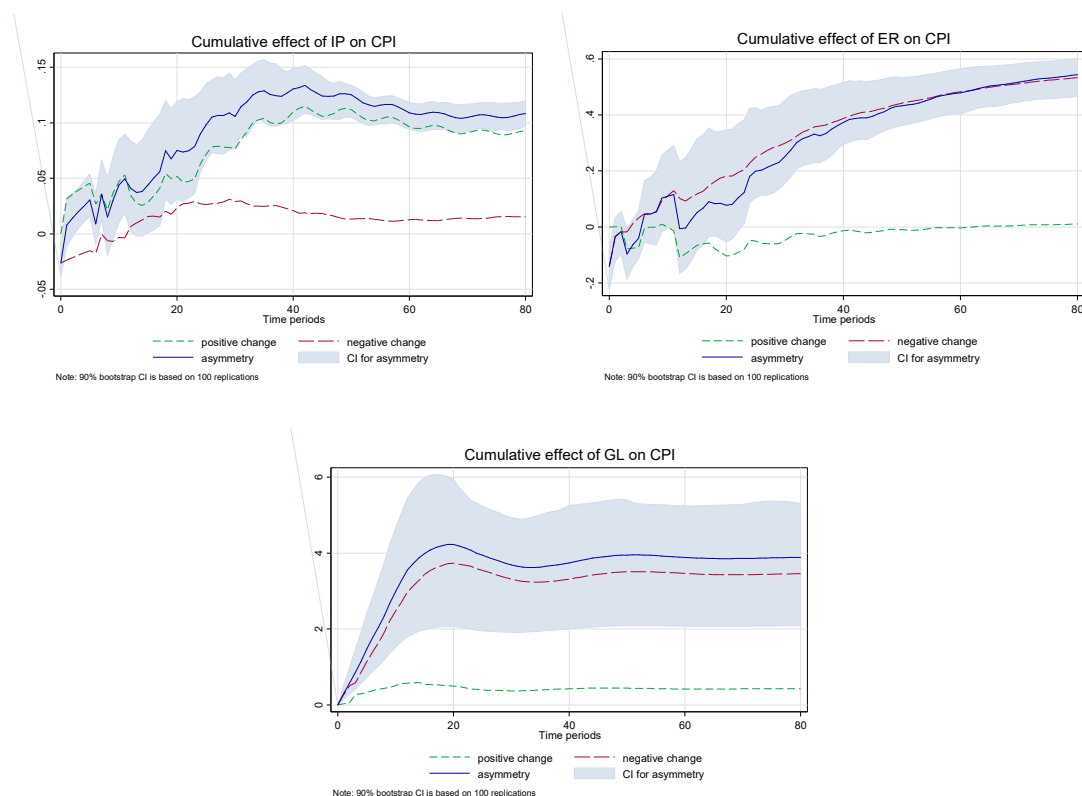


图 1 外部冲击对 CPI 非对称传导的动态乘数效应

注：短虚线表示的正向变化曲线和长虚线表示的负向变化曲线分别捕捉在给定的预测范围内 CPI 对正负向冲击的非对称调整，实线表示的非对称曲线代表了相应的正负向冲击的动态乘数的线性组合。

## 五、结论与启示

非线性与非对称性研究的发展表明线性模型和对称性调整的假设在很大程度上已经不足以充分表达甚至过于约束了广泛变化的经济状况。在当前宏观经济环境变化的背景下，本文利用 2000M1-2016M9 月度数据，采用非线性 ARDL 协整方法，实证分析国际大宗商品价格、人民币汇率、全球流动性与我国通货膨胀的非线性协整关系，通过将外部冲击变量分解为正向变动的累积和和负向变动的累积和两个部分，分别估计了正负向冲击对 CPI 的长短期传导效应，计算动态乘数效应刻画了 CPI 对外部冲击变量正负向变动的非对称动态调整，从而探讨了外部冲击影响我国通胀的主要传导渠道，文中根据非对称传导理论以及中国的实际经济背景对实证结果进行了解释。实证结果表明外部冲击对我国通货膨胀存在非线性与非对称性影响：

(1) 国际大宗商品价格与我国通胀存在非对称协整关系，国际大宗商品价格的上涨比同比例的下跌更快更充分更完全地传递到国内消费价格，呈现正向非对称价格传导。而且长期来看，国际大宗商品价格上涨造成国内通胀压力明显，而下降却难以对通胀形成抑制效应，负向长期传导效应不显著。

(2) 人民币汇率与我国通胀不存在长期稳定的关系，但 CPI 对人民币贬值比对升值调整

得更快更充分,即人民币贬值对国内通胀的传递效应大于人民币升值,呈现非对称性传导。短期内人民币汇率对通胀存在双向传导渠道,传递效应可能正负交替出现,但长期来看,人民币贬值主要通过贸易传导渠道引起进口商品价格上升,最终导致国内消费价格上涨,而人民币升值最初通过贸易渠道可以降低通胀压力,但一段时间后价格传递效应不明显,未来也有可能形成正向效应。

(3) 全球流动性与我国通胀存在协整关系,全球流动性对 CPI 的传导效应呈长期非对称短期对称,全球流动性对 CPI 的负向长期传导效应高于正向长期传导效应。而且长期来看,全球流动性水平上升通过由国际大宗商品价格上涨传导的贸易渠道,以及资本渠道产生正向传导效应;全球流动性水平下降并不能降低通胀压力,而是由美元升值引起人民币贬值,进而通过贸易渠道导致国内物价上涨。

研究结论显示,当前宏观经济环境下,外部冲击的作用应引起央行对短期内通胀予以关注,事实上近几个月 CPI 有所上升,特别是 9 月份以来,结构性通胀正在冲击实体经济部门,基础生产资料价格在全面上涨,很快会传递到终端消费品领域。随着美联储加息步伐加快,美元走强,人民币进一步承压贬值,流动性将有收紧趋势,同时进入加息周期后,大宗商品价格可能出现反弹,这都将给国内带来通胀压力,因此我国须密切关注和积极应对国际形势变化,制定相关应对措施防范外部冲击。第一,高度关注全球大宗商品市场的反弹,重点关注国际食品价格的冲击,进一步稳定国内粮食等农产品价格;第二,密切关注人民币汇率波动,加快汇率形成机制的市场化改革,增加人民币汇率弹性;第三,特别关注全球流动性可能面临转折,警惕资本外流风险,有效引导市场预期,稳定金融市场,逐渐增强抵御外部冲击的能力。

#### 参考文献:

- 陈六傅,刘厚俊. 2007. 人民币汇率的价格传递效应——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 金融研究(4):1-13.
- 胡援成,张朝洋. 2012. 美元贬值对中国通货膨胀的影响:传导途径及其效应[J]. 经济研究(4):101-112.
- 李自磊,张云. 2013. 美国量化宽松政策是否影响了中国的通货膨胀?——基于 SVAR 模型的实证研究[J]. 国际金融研究(8):13-21.
- 刘子寅,范科才. 2015. 汇率传递与通货膨胀动态的非线性关系研究(1996~2009年)[J]. 世界经济研究(5):13-22.
- 孟庆斌,靳晓婷,吴蕾. 2014. 我国通货膨胀影响因素的非线性影响效应分析[J]. 金融研究(4):30-46.
- 欧阳志刚,潜力. 2015. 国际因素对中国通货膨胀的非线性传导效应[J]. 经济研究(6):89-102.
- 施建淮,傅雄广,许伟. 2008. 人民币汇率变动对我国价格水平的传递[J]. 经济研究(7):52-64.
- 张天顶,李洁. 2011. 全球流动性扩张的通货膨胀效应研究[J]. 国际金融研究(3):18-28.
- 赵进文,丁林涛. 2012. 贸易开放度、外部冲击与通货膨胀:基于非线性 STR 模型的分析[J]. 世界经济(9):61-83.
- Bacon R W. 1991. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes[J]. Energy Economics, 13(3):211-218.
- Bussiere M. 2013. Exchange Rate Pass-through to Trade Prices: The Role of Nonlinearities and Asymmetries[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 75(5):731-758.
- Delatte A L, López-Villavicencio A. 2012. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major

- countries[J]. *Journal of Macroeconomics*, 34(3):833-844.
- Ferrucci G, Jiménez-Rodríguez R, Onorantea L. 2012. Food Price Pass-Through in the Euro Area: Non-Linearities and the Role of the Common Agricultural Policy[J]. *International Journal of Central Banking*, 8(1):179-218.
- Fousekis P, Katrakilidis C, Trachanas E. 2015. Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model[J]. *Economic Modelling*, 52:499-506.
- Hahn E. 2003. Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation[J]. *Social Science Electronic Publishing*.
- Hoang T H V, Lahiani A, Heller D. 2016. Is gold a hedge against inflation? New evidence from a nonlinear ARDL approach[J]. *Economic Modelling*, 54:54-66.
- Jammazi R, Lahiani A, Nguyen D K. 2014. A wavelet-based nonlinear ARDL model for assessing the exchange rate pass-through to crude oil prices[J]. *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 34:173-187.
- Mccarthy J. 2007. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies[J]. *Eastern Economic Journal*, 33(4):511-537.
- Meyer J, Cramon-Taubadel S V. 2004. Asymmetric Price Transmission: A Survey[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3):581-611.
- Nusair S A. 2016. The effects of oil price shocks on the economies of the Gulf Co-operation Council countries: Nonlinear analysis[J]. *Energy Policy*, 91:256-267.
- Peltzman S. 2000. Prices Rise Faster than They Fall[J]. *Journal of Political Economy*, 108(3):466-502.
- Pesaran M H, Shin Y, Smith R J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3):289-326.
- Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M. 2013. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 281-314.

## Asymmetric Pass-through of External Shocks on Chinese Inflation --A Nonlinear ARDL Approach

LIU Ling, CHEN Le-yi, LI Yu-shuang

**Abstract:** This paper employs a nonlinear ARDL model to investigate the asymmetric effects of external shocks on Chinese inflation over the short- and long-run, with positive and negative partial sum decompositions of the explanatory variables. The empirical results provide evidence of the nonlinear and asymmetric influence of external shocks on domestic inflation. In the long term, the transmission from commodity prices to CPI presents the positive asymmetry, and the negative conduction is not significant. Besides, depreciation is passed through prices more than appreciation, and the pass-through of global liquidity contraction on inflation is much more pronounced than that of global liquidity expansion over the long-run. Especially, both the depreciation of RMB and the decline in the level of global liquidity will lead to a rise in domestic consumer prices by raising import prices. This means that in the current macroeconomic environment such as Fed rate hike and devaluation of RMB, the central bank should pay close attention to inflation in the short-term, and to strengthen the prevention of external shocks.

**Key words:** External Shocks; Inflation; Asymmetric Pass-through; NARDL; Nonlinear Cointegration

作者联系方式:

1. 刘玲, 女, 1987-12, 湖南大学经济与贸易学院, 经济学博士生。

联系方式: 18670969096, 501881956@qq.com。

2. 陈乐一, 男, 1967-09, 湖南大学经济与贸易学院, 教授, 博士生导师。

联系方式: 13873108965, chenleyi1967@163.com。

3. 李玉双, 男, 1982-, 嘉兴学院商学院, 讲师, 经济学博士。

联系方式: 18367356891, liyushuang2010@163.com。