

我国货币政策反应规则研究 ——基于核心通货膨胀视角

丁剑平 蔚立柱 陆长荣

【摘要】 次贷危机以来，传统“稳通胀”的货币政策日益受到质疑，央行多目标制逐渐兴起并引起广泛关注，越来越多国家的中央银行开始用核心通货膨胀来取代通货膨胀概念。然而，核心通货膨胀视角研究我国货币政策反应规则尚属空白。借助开放经济新凯恩斯模型，将国际收支余额纳入央行福利损失函数，通过一阶条件得到最优利率规则，考察核心通货膨胀在最优利率规则中的作用。并通过 GMM 法比较分析盯住核心通货膨胀与通货膨胀蕴含的不同信息，得出以下结论：（1）与通货膨胀相比，盯住核心通货膨胀能减少央行福利损失，避免利率过度调整；（2）在货币政策反应规则中纳入核心通货膨胀，能降低美联邦基准利率对央行利率的影响；（3）央行外汇市场干预与实际汇率系数在货币政策反应规则中呈现不同的特征。对此，我们认为央行应该提出一个官方的、适应我国经济结构的核心通货膨胀序列。基于该序列的货币政策反应规则对合理引导市场预期，稳定国内金融系统大有裨益。

【关键词】 核心通货膨胀；货币政策规则；国际收支；央行干预

【文章编号】 IMI Working Paper No. 1810



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网
<http://www.imi.org.cn/>

我国货币政策反应规则研究

——基于核心通货膨胀视角

丁剑平 蔚立柱¹ 陆长荣

【摘要】次贷危机以来，传统“稳通胀”的货币政策日益受到质疑，央行多目标制逐渐兴起并引起广泛关注，越来越多国家的中央银行开始用核心通货膨胀来取代通货膨胀概念。然而，核心通货膨胀视角研究我国货币政策反应规则尚属空白。借助开放经济新凯恩斯模型，将国际收支余额纳入央行福利损失函数，通过一阶条件得到最优利率规则，考察核心通货膨胀在最优利率规则中的作用。并通过 GMM 法比较分析盯住核心通货膨胀与通货膨胀蕴含的不同信息，得出以下结论：（1）与通货膨胀相比，盯住核心通货膨胀能减少央行福利损失，避免利率过度调整；（2）在货币政策反应规则中纳入核心通货膨胀，能降低美联储基准利率对央行利率的影响；（3）央行外汇市场干预与实际汇率系数在货币政策反应规则中呈现不同的特征。对此，我们认为央行应该提出一个官方的、适应我国经济结构的核心通货膨胀序列。基于该序列的货币政策反应规则对合理引导市场预期，稳定国内金融系统大有裨益。

【关键词】核心通货膨胀；货币政策规则；国际收支；央行干预

一、引言

20 世纪 90 年代初，新西兰成为首个明确物价稳定是货币政策单一目标的国家。此后，智利、加拿大、英国、澳大利亚、巴西、美国、日本、英国等陆续将通货膨胀作为其主要目标或唯一目标。虽然次贷危机后，经济复苏的持续乏力引发了对通胀目标制以外的货币政策框架的理论探讨，如兼顾了增长和通胀的名义 GDP 目标制，物价稳定始终是各国央行重要的政策目标。但在货币政策具体操作中，经济学家逐渐认识到货币政策无法有效应对石油价格的冲击等引发的国内通胀问题，因为石油价格的冲击带来的通胀是暂时性的，货币政策对暂时性因素的过度反应会增加通货膨胀和产出的波动。Bernanke（1999）^[1]早已论证指出，相对于其他价格指数，核心通货膨胀能够揭示影响潜在通货膨胀的持续性因素，而不是价格水平的短期因素。从各国政策来看，全球主要国家的央行也对核心通货膨胀给予了不同程度的关注。如泰国央行选择核心通货膨胀作为其政策目标，澳大利亚央行选择剔除食品、能源、间接税、抵押成本后的核心通货膨胀作为其政策目标，美联储选择核心通货膨胀作为其决策的重要参考，欧洲中央银行则在其月度公告中定期公布各种核心通货膨胀的指标等。

作者简介：丁剑平，IMI 学术委员，上海财经大学金融学院教授；蔚立柱，上海财经大学金融学院博士；陆长荣，上海财经大学上海国际金融中心研究院博士后。

表 1：主要央行与通胀目标的选择

国家	通胀目标变量	目标区间
加拿大	核心 CPI	1-3%
澳大利亚	核心 CPI	2-3%
英国	RPI (1999-2003) /CPI (2004 年后)	1-3% (2004 年后)
新西兰	可调整 CPI	-1-3% (2002 年后)
韩国	核心 CPI	2.5-3.5% (2004 年后)
泰国	核心 CPI	0-3.5%

资料来源：FED, LCB, BOL, BOK, PBOC, Morgan Stanley Research

与发达国家以及市场化程度较高的新兴经济体类似的是，我国物价水平也受到石油价格冲击的影响，特别是 2017 年 3 月中国成为全球第一大原油进口国后，石油价格的波动对国内物价的冲击将会更加突出。另一方面，在我国物价指数中，食品支出的权重占到 CPI 总权重的 30%左右，其价格的变动会对 CPI 产生较大影响。一些临时性的供给冲击，如农产品的生产周期性、天气因素等等，会在短期内引起食品价格的较大增长，进而影响总体物价水平的上升。如，2007 年下半年，猪肉等肉制品价格上升了 30%-45%，使得食品价格上升超过 16%，而总体 CPI 增长率仅为 6.5%。面对这部分暂时性供给冲击（如石油、食品价格大幅度上涨）造成的通货膨胀，央行货币政策可能无法有效应对（Mishikin, 2007）^[2]。

另一方面，与发达国家以及市场化程度较高的新兴经济体不同的是，我国外贸依存度常年在 30%以上，外汇储备自 2006 年以来一直稳居世界第一位，这就导致我国的国际收支情况在很大程度上影响到了央行的货币政策和价格稳定目标。我国央行的多目标除了价格稳定和经济增长以外，也包括促进国际收支大体平衡。具体操作时，几个货币政策目标均存在容忍区间，在区间之内目标权重会呈现某种调整变化，比如在通胀较高的时候，价格稳定的权重升高；在经常项目余额占 GDP 比重较大的时候，国际收支目标的权重又会相应得到提高。（周小川，2016）²。尤其是在次贷危机以后，学者们研究的重点由通胀目标制逐渐转移到央行多目标制。在多目标制的货币政策背景下，与盯住核心通货膨胀相比，盯住通货膨胀是否会对央行的福利造成损失？将核心通货膨胀纳入货币政策反应规则，对货币政策反应规则中其他因子有什么影响？上述问题对于合理地引导公众预期，增加货币政策可信度，具有十分重要的意义。尤为关键的是，当前美元已进入新的加息周期，厘清其对我国利率的影响程度对于引导市场的预期无疑具有更为积极的现实意义。下文，笔者试图在国内外已有研究成果的基础上，基于核心通货膨胀视角对我国多目标制下的货币政策反应规则进行深入探讨。

² 2016 年 6 月 24 日，周小川在华盛顿参加国际货币基金组织中央银行政策研讨会上，发表了“把握好多目标货币政策”的重要讲话。并明确指出中国央行采取的多目标在维持价格稳定和促进经济增长的同时，也要保持国际收支大体平衡。

二、文献综述

对货币政策反应规则的研究经历了一个从分散到系统的过程。Friedman (1993)^[3]指出货币政策反应规则是一种系统性决策程序,它是央行对信息的合理与可持续的应用。Svensson (1997)^[4]提出了货币政策反应规则的损失函数目标,认为货币政策的目标应该是损失函数中的变量,而不是反应函数的变量,清晰地将通货膨胀、货币供应量与名义 GDP 区分开来。Taylor (1999)^[5]进一步深化了对货币政策规则的理解,他认为货币政策反应规则是央行根据经济形势的变化对基础货币或利率等政策工具进行调控的一般模型。McCallum and Nelson (2000)^[6]首次将目标规则与工具规则结合起来,提出了一个以利率为货币政策工具、名义 GDP 增长为目标的反应规则。在现实中,主要央行逐渐将货币政策的目标函数纳入政策框架内,然而遗憾的是,当时货币政策目标函数并没有一个深刻的经济解释。

福利分析的出现很好地解决了上述问题。相关分析认为,央行运用货币政策进行调控的最终目标是减少经济波动,提高社会的整体福利水平。因此,最优化货币政策反应规则必定是使得央行福利损失最小的政策规则。Woodford (2003)^[7]将福利标准与二次损失函数联系起来,假设中央银行的目标是使代表性家庭的终身效用最大化并通过将代表性家庭的效用函数在稳态附近的二阶泰勒近似来计算福利损失。此后,针对福利角度最优货币政策反应规则的研究逐渐兴起,有大量学者将此方法推广到开放经济条件下。早期的研究主要集中在通货膨胀目标制上,Gali and Monacelli (2005)^[8]构建了小型开放经济模型,并比较分析了基于国内通胀的泰勒规则和盯住汇率的目标制规则的社会福利情况,结果表明国内通胀目标制的货币政策规则产生的福利损失最小。卞志村 (2007)^[9]发现通胀目标制对西方国家有效控制通货膨胀起到了很好的作用,但中国的实际数据的实证检验证明灵活通货膨胀目标制对中国的货币政策操作实践不是十分适合。

次贷危机后,我国学界研究重点也转移到央行货币政策的多目标制上。伍戈和刘琨 (2015)^[10]对我国“多目标、多工具”的货币政策框架以及规则体系进行了系统分析和实证检验。其结果表明,在外部持续失衡的环境下单一的反应函数难以全面反映中国货币政策的现实。但在考察国际收支因素对货币政策反应规则的影响时,多数学者在央行货币政策反应函数中纳入外汇储备、汇率等因素,以刻画国际收支因素的影响(肖奎喜,2011^[11];陈创练,2012^[12])。

需要注意的是,在货币政策反应函数中纳入汇率等因素与在福利函数中纳入国际收支因素是不同的。前者是将汇率作为一个自变量、一个政策工具,通过汇率的变化调整利率的变化,而后者是从最优福利的角度出发,将国际收支、产出缺口、通货膨胀同时作为央行目标,根据不同经济形势进行权重的管理。另一方面,部分研究强调核心通货膨胀对货币政策更具有更为显著的指导意义。近年来,国内学界也有越来越多的学者开始关注核心通货膨胀与货

币政策的关系。张延群（2011）^[13]建立起包含实际产出、M2 和 CPI 的向量自回归模型，将 CPI 分解为长期变动趋势与短期变动趋势项，并将长期趋势作为核心通胀，他认为核心通货膨胀对央行制定及时有效的货币政策有所启示。王宇和李季（2012）^[14]采用自回归和均值回归方法构造的持续性加权核心通货膨胀指数，研究发现该指数对判断总体通货膨胀趋势以及确定货币政策取向，都具有一定的参考价值。王开科和曾五一（2014）^[15]针对我国 CPI 统计中存在的权重偏误问题，以自有住房支出估计和 CPI 分类权重测度为突破口，利用剔除法与截尾平均法测算了我国核心通胀率，并证明核心通胀更好地反映我国一般物价水平的长期变化，较好地契合了我国货币政策窗口期。

总结上述文献不难看出，虽然国内学界对核心通货膨胀的测度方法不同，但多数学者均强调核心通货膨胀对我国货币政策的制定更具有意义。值得思考的是，从多目标的央行福利损失角度出发，核心通货膨胀对货币政策反应规则的影响会有什么样的特点？如果将核心通货膨胀作为福利损失函数的目标之一，在最优的利率反应函数中，对其他影响因素的系数会有什么影响？结合上述疑问，笔者为了考察我国的最优货币政策反应规则，拓展了开放经济的新凯恩斯经济模型，在该模型的经济系统里，通过最优化央行多目标福利损失函数，从定性与定量分析的角度考察核心通货膨胀的作用。

三、理论模型

（一）经济中的总供给和总需求结构

在新凯恩斯经济模型中，经济的需求方满足线性化 IS 曲线：

$$y_t = E_t y_{t+1} - \alpha(r_t - E_t \pi_{t+1}) + \mu_t$$

经济的供给方满足线性化的新凯恩斯菲利普斯曲线：

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t + e_t$$

其中， y_t 代表产出缺口， $E_t y_{t+1}$ 代表对产出缺口的预期， r_t 代表名义利率， $E_t \pi_{t+1}$ 代表对通胀的预期， μ_t 代表需求冲击， e_t 代表成本冲击。

在开放经济中，IS 曲线也受到净出口因素的影响，当本国实际汇率越高，本国货币价值越高，本国出口货物竞争力越低，从国外进口能力越强。所以，小型开放经济下，线性 IS 曲线满足：

$$y_t = E_t y_{t+1} - \alpha(r_t - E_t \pi_{t+1}) - \sigma s_t + \mu_t$$

(二) 国际收支余额

一国国际收支余额等于本国净出口加上资本净流入。其中，本国净出口与本国实际汇率负相关，与本国产出缺口负相关。即

$$NX = -\alpha y_t - bs_t + \dot{o}_t$$

本国资本净流入受到本国利率与世界利率差的影响，当本国利率高于世界利率时，资本净流入增加；当本国利率高于世界利率时，资本净流入降低。

$$F = c(r_t - r_t^f) + \dot{o}_t$$

因此，国际收支余额满足：

$$BP = NX + F = -\alpha y_t - bs_t + c(r_t - r_t^f) + \dot{o}_t$$

(三) 央行损失函数

Feldstein and Stock (1994)^[6]将央行面对的经济体简化为线性动态调整系统，本文基于他们的研究基础将开放经济新凯恩斯经济模型简化：

$$y_t = a_1 E_t y_{t+1} - b_1 r_t - c_1 s_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\pi_t = a_2 E_t \pi_{t+1} - b_2 r_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

本国的国际收支余额满足：

$$bp_t = b_3 (r_t - r_t^f) - c_3 s_t + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

其中，所有系数均为正数， ε_{1t} 、 ε_{2t} 、 ε_{3t} 代表其他冲击因素。

央行在该经济系统内最优化其货币政策函数，即保障经济增长的产出目标和维持物价稳定的同时，也要保证国际收支的大体平衡。Williamson (1983)^[7]认为国际收支均衡应当是一国与其他国家之间合理的与可持续的资源净流动，本文借鉴此思想，国际收支的大体平衡应该是国际收支余额处于合意的国际收支余额水平。

具体而言，以福利损失函数方程式表示的最优反应规则可以表述为：

$$L = \frac{1}{2} * \sum_t \beta^t \{ \theta_\pi (\pi_t - \pi_t^*)^2 + \theta_y (y_t - y_t^*)^2 + \theta_{bp} (bp_t - bp_t^*)^2 \} \quad (4)$$

其中， bp_t^* 表示当期合意的国际收支余额，即稳定可持续的国际收支余额， $(bp_t - bp_t^*)$ 表

示国际收支余额的偏离程度。即 $bp_t = bp^*$ 时，国际收支处于大体平衡的状态。 β^t 表示第 t 期贴现因子， y_t 表示 t 期实际产出缺口， y_t^* 表示当期产出缺口的目标值， π_t 表示 t 期通货膨胀率， π_t^* 表示当期货币当局通胀目标值。其中，各权重均为正数且满足 $\theta_\pi + \theta_y + \theta_{bp} = 1$ ，该系数表示央行在稳定产出、稳定通胀和稳定国际收支余额之间的权重选择。央行通过动态调整以利率为主的货币政策工具，根据不同时期特征，调整三项权重，使得各时期产出、通胀与国际收支余额的贴现达到最小。

将式（1）、（2）、（3）带入到式（4），并对 r_t 进行一阶求导可得到最优利率的表达式：

$$r_t^* = -B^* E y_{t+1} - C^* E \pi_{t+1} + D^* r_t^f + E^* s_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中，各系数满足：

$$A = b_1^2 \theta_\pi + b_2^2 \theta_y + b_3^2 \theta_{bp}$$

$$B = b_1 \theta_\pi / A$$

$$C = b_2 \theta_y / A$$

$$D = b_3^2 \theta_{bp}$$

$$E = (b_3 \theta_{bp} c_3 - b_1 \theta_\pi c_1) / A$$

$$\varepsilon_t = (b_1 \theta_\pi \varepsilon_{1t} + b_2 \theta_y \varepsilon_{2t} + b_3 \theta_{bp} \varepsilon_{3t}) / A$$

由上式可以看出，预期产出缺口、预期通胀与最优利率负相关，世界利率、本国实际汇率与最优利率正相关。

（四）央行损失函数与核心通货膨胀

通货膨胀率可分为核心通货膨胀率与非核心通货膨胀率：前者指通货膨胀率中的长期趋势，可通过货币政策调整；后者指通货膨胀率中的暂时性波动，包括国外大宗商品价格冲击、供给需求失衡的冲击等。

$$E \pi_{t+1} = \omega E \pi_{t+1}^{core} + (1 - \omega) E \pi_{t+1}^{noncore}$$

在上式中， $\omega \in [0, 1]$ 代表预期通货膨胀中核心通胀的比重， $E \pi_{t+1}^{core}$ 代表核心通货膨胀的

预期， $E\pi_{t+1}^{noncore}$ 代表非核心通货膨胀的预期。

现在，我们假设两种情形：

第一种情形：预期核心通胀率增加 $1/\omega$ 单位，预期非核心通胀率不变，则预期通胀率增加一个单位。当央行利率规则不区分核心通胀与非核心通胀时，利率会调整 $-C$ 单位，而真实利率仅需调整 $-C*\omega$ 单位，利率被过度调整。

第二种情形：当预期核心通胀率不变，预期非核心通胀率增加 $1/(1-\omega)$ 单位，则预期通胀率增加一个单位。当央行利率规则不区分核心通胀与非核心通胀时，利率会调整 $-C$ 单位，而真实利率仅需调整 $-C*(1-\omega)$ 单位，利率被过度调整。

通过上文分析，央行最优利率如果盯住通货膨胀而不是核心通货膨胀，会造成利率的过度调整，导致央行的福利损失无法最小化。

四、计量模型及变量选择

(一) 计量模型

1、利率平滑机制

央行总是试图平滑利率的运动路径，使利率沿着相同的方向缓慢变化，尽量避免频繁地改变其运动方向。我们进一步引入了央行调整利率的动态平滑机制，即

$$r_t = (1-\rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + v_t \quad (6)$$

其中， $\rho \in [0,1]$ 为利率平滑参数，该参数估计量越大，表明货币当局利率调整速度越慢，利率调控的经济效果越不明显，但可以避免利率的快速调整对经济带来的不利影响，属于保守、被动地调控。

2、央行外汇市场干预

长期以来出口一直被视为拉动经济的“三驾马车”之一。人民币汇率的过度升值势必会打击我国的出口，因此，为了避免汇率的过度波动对国内经济的冲击，我国货币当局对外汇进行干预以维持汇率的稳定。同时，由于央行对外汇市场干预造成外汇占款的增加，进而导致国内基础货币增加，在货币乘数效应影响下，国内的货币市场出现失衡。因此，在货币政策反应规则中，有必要引入外汇干预的指标——央行干预指数 $Index_t$

$$Index_t = h * \Delta R_t / (\Delta e_t + h \Delta R_t)$$

央行干预指数是 Weymark (1997) [18] 的设定, 其中 Δe_t 表示汇率变动 (此处汇率为人民币兑美元汇率经物价水平调整后获得), ΔR_t 表示外汇储备变动, h 表示汇率变动时外汇储备变动的弹性, 即汇率变动的标准差除以外汇储备变动的标准差:

$$h = \sigma_{\Delta e} / \sigma_{\Delta R}$$

可见, 当 $\Delta e_t = 0$ 时, $Index_t = 1$, 此时, 央行干预最强, 并维持固定汇率制度; 当 $Index_t = 0$ 时, 表示央行实行完全浮动汇率制度。为了更有效地反映央行干预强度的变化, 我们做出了进一步修正, 得出央行干预强度的度量指标 Int_t :

$$Int_t = |Index_t - 1|$$

当 $Int_t = 0$ 时, 央行干预强度最大, 随着 Int_t 增大, 央行干预强度最小。

3、货币政策反应函数

将央行干预强度指标引入最优利率模型, 可得

$$r_t^* = \partial^* E\pi_{t+1} + \beta^* Ey_{t+1} + \gamma^* Int_t + \eta^* i_t^f + \theta^* s_t + \mu_t \quad (7)$$

其中, r_t^* 为最优名义利率, $E\pi_{t+1}$ 代表对通货膨胀率的预期, Ey_{t+1} 代表对实际产出缺口的预期, i_t^f 代表世界利率, μ_t 为随机扰动项, Int_t 代表央行干预指数, s_t 代表实际汇率。

货币当局对未来进行预期, 则有:

$$\pi_{t+1} = E(\pi_{t+1} | \Omega_t) + \tau_{1,t+1} \quad (8)$$

$$y_{t+1} = E(ygap_{t+1} | \Omega_t) + \tau_{2,t+1} \quad (9)$$

将式 (6)、式 (8)、式 (9) 代入式 (7) 并整理, 可得到本文回归模型:

$$r_t = c + \rho r_{t-1} + \partial_1 \pi_{t+1} + \beta_1 ygap_{t+1} + \gamma_1 Int_t + \eta_1 usr_t + \theta_1 reer_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中,

$$c = (1 - \rho)(r^* - \partial\pi^*), \quad \partial_1 = \partial(1 - \rho), \quad \beta_1 = \beta(1 - \rho), \quad \gamma_1 = \gamma(1 - \rho)$$

$$\eta_1 = \eta(1 - \rho), \quad \theta_1 = \theta(1 - \rho), \quad \varepsilon_t = v_t + (1 - \rho)(\partial\tau_{1,t+1} + \beta\tau_{2,t+1} + \mu_t)$$

由于各扰动项之间存在可能的相关性, 对于式 (10) 不能采用 OLS 进行估计, 而在时间序列中, 即使存在自相关, 只要采用异方差自相关稳健的标准误来进行统计推断就能获得满足一致性、渐进正态性与渐进有效性的估计量。因此, 本文采用 GMM 来估计货币政策反映函数, 选取的工具变量包括通货膨胀率、实际产出缺口、央行干预强度、实际有效汇率以美国联邦基金利率缺口的滞后 1 期。工具变量的选取应该满足工具变量向量与误差项正交。

(二) 变量选择及数据处理

1、短期名义利率：由于我国 SHIBOR 样本期间较短，而银行间同业拆借利率开放最早，市场化较成熟，因此本文选择月度全国七天内同业拆借加权平均利率作为短期名义利率的代理变量。数据来源于 wind。

2、通货膨胀率：本文分别选取月度同比 CPI 以及核心 CPI 作为通货膨胀率与核心通货膨胀率的代理变量。其中 CPI 数据来源于 wind，核心 CPI 通过下文计算得到。

3、产出缺口：由于我国只公布季度 GDP 数据，而本文需要采用月度数据。鉴于工业增加值与 GDP 之间高度相关，且历年来走势吻合较好，本文依据大多数文献采取方式，通过“季度 GDP/季度工业增加值=月度 GDP/月度工业增加值”来估计月度 GDP。并将名义 GDP/物价指数（1999 年 1 月=100），将季节调整后的月度名义 GDP 转化为月度实际 GDP。数据来源于中经网数据库。

4、实际汇率：本文采用人民币实际有效汇率指数作为我国实际汇率的代理变量，数据来源于 IMF。

5、央行干预强度：央行干预强度：首先测算实际外汇储备，将以美元计价的外汇储备乘以当期人民币标价的外汇储备，并进行季节调整，最后除以当期价格指数，得到实际外汇储备。再测算人民币/美元实际汇率： $e = s * cpi^* / cpi$ ，其中 s 代表人民币/美元名义汇率， cpi^* 表示美国消费者物价指数（1999 年 1 月=100）， cpi 代表中国消费者物价指数（1999 年 1 月=100），数据来源于 IMF。

6、美国联邦基准利率缺口：通过对季节调整后的美国联邦基准利率进行 HP 滤波处理，得出利率缺口 usr ，数据来源于 wind。

表 2：主要变量与符号对应表

变量	代表符号
短期名义利率	r
通货膨胀	chCPI
核心通货膨胀	chcoreCPI
产出缺口	y
实际汇率	reer
央行干预强度	Int
美国联邦基准利率缺口	usr

本研究样本区间为 1999 年 1 月至 2016 年 12 月。在数据处理时，对许多如 GDP、价格指数、外汇储备等存在明显季节性趋势的变量，运用 X-12 方法进行季节调整。并将季节调整后

的数据由名义值转化为实际值，在转化为实际值时，将 1999 年 1 月定为基期=100，通过月度环比数据，得出定基的月度 CPI。最后，对于用到的缺口数据，需要计算变量的潜在值，将实际值减去潜在值得到缺口数据。本文采用 HP 滤波法计算缺口。

五、核心通胀时间序列的构建

前文研究将核心通货膨胀纳入货币政策反应规则的分析框架之中，但由于我国并没有公开的、长时间周期的核心通货膨胀时间序列。鉴于此，这一部分将在前期研究的基础上，构建核心通货膨胀时间序列，并对其有效性进行检验。

（一）核心通胀的测度

在核心通货膨胀的测度方法中，被各国央行普遍采用的便是剔除法（即把 CPI 中受短期因素和季节性因素影响的项目剔除掉，再对剩余的项目进行调整，然后得出核心 CPI 的办法）。由于简单易行、易于被公众理解接受，剔除法目前被大多数国家采用并定期公布，剔除的成分根据各个国家的不同情况而不尽相同（表 3 所示），一般容易剔除的是食品类和能源类商品，这两类商品受短期因素影响较大，会对 CPI 的准确性产生一定的干扰。

表 3：世界各国核心 CPI 剔除项目

国家	剔除法包括的项目
新加坡	CPI 剔除私人交通和居住成本
美国	CPI 剔除食品、能源
英国	CPI 剔除抵押贷款利息支出
加拿大	CPI 剔除食品、能源和间接税；CPI 剔除 8 项高波动性项目（约占 16%）
泰国	CPI 剔除生鲜食品、能源
日本	CPI 剔除新鲜食品
欧盟	CPI 剔除食品、能源
法国	CPI 剔除税收、能源、食品和价格管制
秘鲁	CPI 剔除九个波动项目（包括食品、水果蔬菜、城市交通等）
葡萄牙	CPI 剔除未加工食品、能源
哥伦比亚	CPI 剔除能源和未经加工的食品价格
爱尔兰	CPI 剔除抵押贷款支出、食品及能源

资料来源：Office for National Statistics and Primer on core inflation

在我国 CPI 分类组成中，食品权重常年在 30% 左右，同时考虑到没有公布能源类权重，本文剔除法选择食品类。但食品类支出在居民消费中占比较大，不宜直接剔除，所以需要食品类进一步细分，有选择的剔除。参照项目指数细分标准，2005 年以前的八大类指数数据中，细分的仅有食品类中的粮食、蛋（鲜蛋）、水产品、肉禽及其制品、菜（鲜菜）5 个分类。2005 年以后可分类项目明显增多，食品类项目可分为粮食（大米、面粉）、淀粉、干豆类及

豆制品、油脂、肉禽及其制品（猪肉、牛肉、羊肉）、水产品、蛋（鲜蛋）、菜（鲜菜）、糖、调味品、茶及饮料（茶叶、饮料）、干鲜瓜果（鲜瓜果）、糕点饼干、液体乳及乳制品（巴氏杀菌奶或消毒奶、奶粉）、在外用膳食品、其他食品共 16 个分类。通过对比样本区间的粮食、肉禽及其制品、水产品、菜（鲜菜）各分类项目的波动情况可以看出，4 个分类指数波动较为明显（如图 1）。

同时，基于数据的可得性，本文选用月度同比 CPI 数据，并以 1999 年 1 月至 2016 年 12 月，共 216 个月度数据为样本数据来测度核心 CPI，其中剔除的项目为粮食 CPI、肉禽及其制品 CPI、鲜菜 CPI 与水产品 CPI 四类。

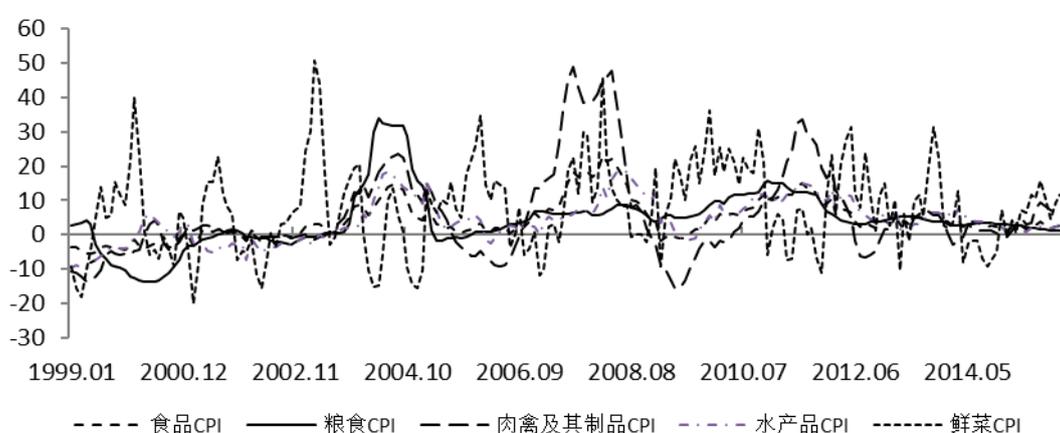


图 1 食品 CPI 及其主要成分波动图

假设 CPI 定义为 D ，其所对应的各类价格指数为 $D_i (i=1,2,3,\dots,n)$ ，相应的，各分类对应的权重为 $w_i (i=1,2,3,\dots,n)$ 。

因此，按照加权平均法可得： $D = w_1 D_1 + w_2 D_2 + \dots + w_n D_n$ 。当第 k 类商品被剔除时，剔除该商品后的 CPI 满足：

$$CPI = (D - D_k w_k) / (1 - w_k)$$

根据上文分析，我们将提出四个子类 CPI 后得到的时间序列称为核心通货膨胀序列。

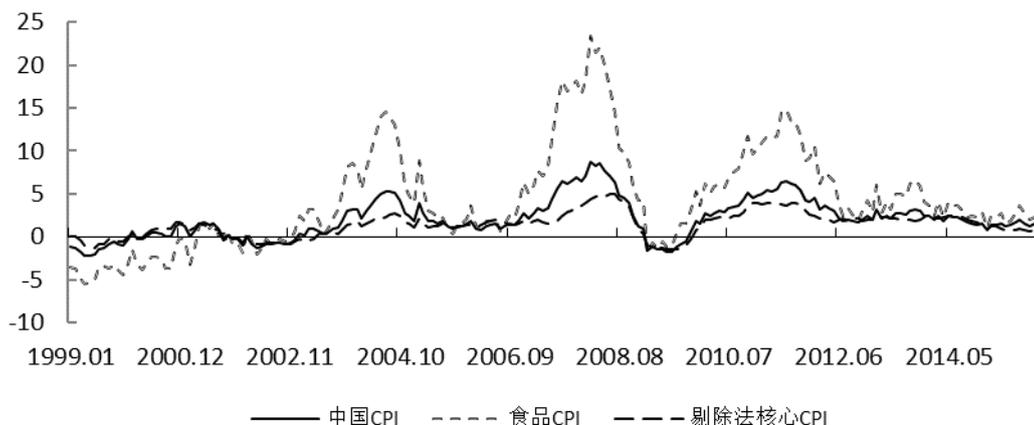


图 2 三类 CPI 波动对比图

由图 2 可以看出，3 类 CPI 走势基本相同，其中食品类 CPI 波动最强，剔除四种分类食品 CPI 后的核心 CPI 波动最小，这说明食品 CPI 的走势对与 CPI 影响很大，使用剔除四种分类食品后的 CPI 波动性明显降低。

(二) 核心通货膨胀序列的有效性检验

Bryan and Cecchetti (1993)^[9]提出了作为核心通货膨胀的序列应满足三个方面的条件：首先是平稳性，即该序列的波动幅度应小于观测到的通货膨胀；其次是可预测性，即核心通胀率对通胀率有一定的预测能力；最后，核心通胀的度量应建立在理论上。鉴于目前剔除法广泛应用，参考龙革生等 (2008)^[20]的观点，本文也放开理论基础这一要求。

1、平稳性检验

表 4: CPI 序列的比较

变量	观察值	均值	标准误	最小值	最大值
CPI	216	2.040098	2.299064	-2.2	8.7
核心 CPI	216	1.415735	1.467272	-1.46	4.99

从表 4 可以看出，剔除法测算出的核心 CPI 标准差小于传统的 CPI，即核心 CPI 平稳性更好。

2、可预测性检验

对核心 CPI 的第二个要求就是能够有助于预测可观测的 CPI。由于核心通货膨胀更多的代表通货膨胀的长期趋势，所以核心通货膨胀的预测性主要体现在通货膨胀率向核心通货膨胀率所代表的趋势靠拢过程。所以对 CPI 与核心 CPI 序列之间因果关系进行判断，格兰杰因果检验（滞后 3 期，通过 AIC 准则判断）结果见下表。

表 5: 核心 CPI 与 CPI 格兰杰因果检验结果

原假设	观测值	P 值	结论
核心 CPI 不是 CPI 的原因	216	0.001	拒绝原假设
CPI 不是核心 CPI 的原因	216	0.217	不拒绝原假设

从表 5 看出，核心 CPI 是 CPI 的格兰杰原因，但 CPI 不是核心 CPI 的格兰杰原因。因此核心 CPI 是有效的序列，可用于后续分析。

六、货币政策反应规则回归结果分析

基于上文得出的核心 CPI 序列，本文采用 GMM 法来估计基于央行货币政策反应函数。我们首先根据 1999 年 1 月至 2016 年 12 月的数据来估计政策反应函数，然后利用该函数预测区间外数据，依次类推，每次将区间向前推 24 个月在进行估计和预测。因此需要估计的区间为 6 个：分别为 1999.1-2005.12、1999.1-2007.12、.....1999.1-2016.12。

（一）基于核心 CPI 的货币政策反应函数估计

表 6 可以看出，基于不同区间估计的货币政策反应函数系数差别不大，选取工具变量有效，各个区间的拟合优度多在 0.6 以上，模拟效果较好，总体上讲，基于大多数区间估计的货币政策反应函数是稳健的。利率滞后值、核心 CPI 以及实际有效汇率指数系数为正，具有较好的稳健性，其他变量的系数符号在大部分区间具有一致性，美国联邦基准利率仅在 1999-2005 区间为负数，且系数不显著，产出缺口在 1999-2013、1999-2016 区间高度显著，且系数为正，央行干预强度变化较明显，在 1999-2005、1999-2007、1999-2009 区间显著且系数为正，1999-2016 高度显著，且系数为负数。

从各区间的回归结果来看，我国存在明显的利率平滑行为。在上述六个区间，利率的平滑行为均为显著，且为正数，基本维持在 0.9 左右。说明，我国利率存在明显的动态机制，上一期对下一期利率影响显著且稳定。

表 6：基于剔除法核心 CPI 的货币政策反应函数（从式（10）获得）

	1999.1-2005.12	1999.1-2007.12	1999.1-2009.12	1999.1-2010.12	1999.1-2013.12	1999.1-2016.12
变量	r3	r3	r3	r3	r3	r3
L.r	0.953***	0.946***	0.941***	0.757***	0.781***	0.762***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
F.y	-3.28e-06	8.53e-06	9.97e-06	-5.85e-05	-4.87e-05**	-7.98e-05***
	(0.396)	(0.317)	(0.705)	(0.209)	(0.0345)	(3.01e-08)
usr	-0.00596	0.0320***	0.0690***	0.0702***	0.0720***	0.0692***

	(0.376)	(5.52e-08)	(2.21e-10)	(0.00574)	(0.00106)	(0.00581)
F.chcoreCPI	0.0446***	0.0222**	0.0105*	0.0608***	0.0544***	0.0713***
	(5.85e-06)	(0.0172)	(0.0520)	(3.29e-05)	(0)	(1.61e-09)
reer	0.0111***	0.00534***	0.00219	0.00404*	0.0110***	0.00489***
	(3.73e-08)	(0.000707)	(0.181)	(0.0737)	(0)	(2.73e-05)
Int	0.00379*	0.00439*	0.0118*	-0.0123	-0.00994	-0.0205***
	(0.0623)	(0.0560)	(0.0551)	(0.268)	(0.136)	(0.00275)
截距	-0.950***	-0.394***	-0.126	0.181	-0.508***	0.114
	(7.33e-06)	(0.00871)	(0.570)	(0.566)	(4.47e-05)	(0.289)
观察值	82	106	130	154	178	213
R-squared	0.757	0.575	0.628	0.638	0.671	0.603
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

在上述六个区间中，核心 CPI 也均显著且系数为正。说明名义利率随着核心通胀率的上升而上升，但是货币政策反应规则系数小于 1（见表 7），即核心通胀上升导致实际利率下降，这表明我国货币政策并不稳定。1999.1-2016.12 六个区间中，在我国经济发展不同阶段以及面临不同外部冲击时，货币政策的不稳定程度存在差异。从 1999.1-2005.12，货币政策反应函数中核心 CPI 对利率影响系数在 0.045 左右，货币政策反应规则系数在 0.9489，但到了 2007.12，核心 CPI 对利率影响系数降低至 0.022，货币政策反应规则系数降低至 0.4111 左右，到 2009.12，核心 CPI 对系数影响力进一步下降到 0.0105，货币政策反应规则系数降低至 0.178。2007-2009，正是全球金融危机的发生期，我国经济衰退，通胀压力降低，名义利率趋于稳定。随后核心 CPI 对利率的影响系数以及货币政策反应规则系数逐渐增大，在全样本区间，影响系数高达 0.0713，货币政策反应规则系数也增加到 0.2996 左右。由此可以看出，在样本区间内，我国货币政策反应函数呈现不稳定态势，在面临不同经济形势和不同突发事件冲击时间，不稳定程度存在差异。

从实际情况来看，伴随着我国经济开放度的提升，我国利率受到全球市场利率的影响越来越大，从低风险套利角度考虑，我国利率走势应与全球市场利率同步，这一点从美国联邦基准利率的系数为正得到证明；2005 年汇改以来，汇率以及汇率政策对我国货币市场和国内实体经济影响力也越来越大，实际汇率的影响系数为正且显著，而央行干预强度指数由正变负。一方面，这表明我国汇率的变化对利率的影响日趋显著，另一方面，也表明央行通过干预外汇市场来对冲汇率对利率的影响。由此可见，核心 CPI 的货币政策反应函数总体上较为准确地反映了我国利率的基本情况。

表 7：基于核心 CPI 的货币反应规则系数（从式（7）获得）

	1999.1-2005. 12	1999.1-2007. 12	1999.1-2009. 12	1999.1-2010. 12	1999.1-2013. 12	1999.1-2016.1 2
ρ	0.953	0.946	0.941	0.757	0.781	0.762
α	0.9489	0.4111	0.1780	0.2502	0.2484	0.2996
β	-0.0001	0.0002	0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0003
γ	0.0806	0.0813	0.2000	-0.0506	-0.0454	-0.0861
η	-0.1268	0.5926	1.1695	0.2889	0.3288	0.2908
θ	0.2362	0.0989	0.0371	0.0166	0.0502	0.0205

(二) 基于 CPI 与核心 CPI 的货币政策反应函数估计的比较

1、模型稳健性及拟合优度分析

表 8 结果表明，盯住核心 CPI 与 CPI 的货币政策反应函数在总体样本区间上具有相似稳健性，但是核心 CPI 下，央行干预强度、美联储基准利率缺口以及实际汇率相对更为稳健。两种情况下，通货膨胀率对利率的影响显著为正，这符合我国以稳定物价作为货币政策的重要目标，央行干预强度为负值，这符合逆经济周期的货币政策操作；美联储基准利率缺口系数为正，这符合套利定价理论；产出缺口系数为负，这符合传统的 IS 理论；实际汇率指数系数为正，这符合开放经济体宏观经济模型。从拟合优度来看，两者的拟合优度较为接近，各个模型设定较好。

2、回归结果比较分析

同样由表 8 可知，核心 CPI 对利率的影响系数为 0.0713，传统的 CPI 对利率的影响系数为 0.0346，即核心 CPI 对利率的影响系数明显高于 CPI 对利率影响系数。也就是说，采用核心 CPI，对货币政策的反应更敏感，可以有效规避利率的过度调整，这一结果与前文理论分析相符。此外，盯住核心通货膨胀的货币政策反应规则降低了美联储基准利率对我国利率的影响（ $0.0692 < 0.0899$ ）。就其他影响因子的系数变化来看，实际有效汇率对利率的影响有所降低（ $0.00489 < 0.00544$ ），央行外汇市场干预强度对利率的影响有所增强（ $0.0205 > 0.0175$ ）。

表 8：基于两类 CPI 的回归结果比较

	1999.1-2016.12 (核心 CPI)	1999.1-2016.12 (传统 CPI)
变量	r3	r3
L.r	0.762***	0.780***
	(0)	(0)
F.y	-7.98e-05***	-8.15e-05***
	(3.01e-08)	(9.85e-07)
usr	0.0692***	0.0889***

	(0.00581)	(0.000325)
F.chcoreCPI	0.0713***	
	(1.61e-09)	
reer3	0.00489***	0.00544***
	(2.73e-05)	(9.80e-07)
Int	-0.0205***	-0.0175**
	(0.00275)	(0.0320)
F.chCPI		0.0346***
		(7.34e-08)
截距	0.114	0.0323
	(0.289)	(0.768)
观察值	213	213
R-squared	0.603	0.610

七、结论与政策建议

次贷危机后，全球央行多目标制逐渐兴起，外部冲击已日益成为包括中国在内各国央行在制定货币政策时不可忽略的重要因素。近年来，受 OPEC 与非 OPEC 减产协议执行率两方不一的负面影响，油价未来走势依然存在不确定性，石油等大宗商品价格对我国物价的转嫁效应已在学界引起广泛热议。此外，国内劳动力要素、环保成本、土地成本等要素推动了成本端的上升，央行货币政策面临着重大的供给冲击考验。这就要求央行在制定政策时应合理地排除暂时性干扰因素，正确地引导公众的通胀预期，避免货币政策的不必要调整。尤其是在次贷危机后，央行多目标的框架变得更加复杂，排除暂时性因素的干扰对制定货币政策的研究显得更为必要。

本文基于开放经济的新开恩斯模型，通过最优化央行的多目标福利损失函数，研究核心通货膨胀在央行货币政策反应规则的影响和作用，得出以下三个结论：

首先，我们认为应该将合理可持续的国际收支余额纳入央行的福利损失函数中的目标之一，而不是把汇率、外汇储备等因素作为一个工具。在最优化的利率函数中，盯住核心通货膨胀可以避免央行利率的过度调整，避免福利损失。

其次，央行货币政策反应规则盯住核心通货膨胀，可以降低美联邦基准利率对我国利率的影响，减少美国货币政策对我国货币政策的溢出效应。特别是全球市场对美联储加息的预期概率越来越高，盯住核心通货膨胀对中国加固金融系统，降低美联储潜在加息行动可能带来的冲击更有意义。

再者，央行货币政策反应规则盯住核心通货膨胀，实际有效汇率和央行外汇市场干预强度与盯住通货膨胀相比，会呈现不同的特征。在实证研究中，央行盯住核心通货膨胀会使得央行外汇市场干预系数增强（ $0.0205 > 0.0175$ ），实际有效汇率系数减弱（ $0.00489 < 0.00544$ ）。但鉴于我国并未有官方统一的核心通货膨胀序列，这也对央行提出了新的挑战。此外，我们认为央行应当进一步基于核心通胀序列，准确的判断实际汇率与央行干预强度的变化对利率的影响。厘清外汇市场干预、实际汇率以及美联储基准利率对利率的影响，对于合理引导市场预期，稳定金融系统具有积极的现实意义。

参考文献:

- [1]. Bernanke B. S., Laubach T., Mishkin F. S., Posen A. S., 1999, Inflation Targeting: Lessons from the International Experience, Canadian Journal of Economics/revue Canadienne D`economie, Vol. 110, No. 32: 228-230.
- [2]. Frederic S. Mishkin., 2007, Headline Versus Core Inflation in the Conduct of Monetary Policy.
- [3]. Benjamin M. Friedman., 1993, The Role of Judgment and Discretion in the Conduct of Monetary Policy: Consequences of Changing Financial Markets. , Social Science Electronic Publishing, 151-225.
- [4]. Lars Svensson., 1997, Price Level Targeting VS. Inflation Targeting: A Free Lunch? Seminar Papers., Vol.31, No.3: 277-295.
- [5]. John B. Taylor., 1999, An Historical Analysis of Monetary Policy Rules, NBER Chapters, Vol.30, No. 32: 1375-1386.
- [6]. Bennett T. Mccallum, Edward Nelson., 2000, Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimizing Agents and Sticky Prices, Oxford Review of Economic Policy, Vol.16, No.4: 74-91.
- [7]. Michael Woodford.,2003, Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press, Vol. 9, No.287: 550-552.
- [8]. Jordi Galí, Tommaso Monacelli.,2005, Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, Review of Economic Studies, Vol.72, No.3: 707-734.
- [9]. 卞志村. 通货膨胀目标制:理论、实践及在中国的检验[J]. 金融研究, 2007(9).
- [10]. 伍戈, 刘琨. 探寻中国货币政策的规则体系: 多目标与多工具[J]. 国际金融研究, 2015(1).
- [11]. 肖奎喜, 徐世长. 广义泰勒规则与中央银行货币政策反应函数估计[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(5).
- [12]. 陈创练, 杨子晖. “泰勒规则”、资本流动与汇率波动研究[J]. 金融研究, 2012(11).
- [13]. 张延群. 中国核心通货膨胀率的度量及其货币政策涵义[J]. 金融研究, 2011(1).
- [14]. 王宇, 李季. 持续性加权核心通货膨胀的测度及其货币政策涵义[J]. 国际金融研究, 2012(4).
- [15]. 王开科, 曾五一. 基于 CPI 分类权重优化视角的我国核心通货膨胀率测算[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(9).
- [16]. Martin Feldstein, James H.Stock.,1994, Measuring Money Growth When Financial Markets are Changing, Social Science Electronic Publishing, Vol.37, No.1: 3-27.

- [17]. John Williamson.,1983, The Exchange Rate System. Institute of International Economics.
- [18]. Diana N. Weymark.,1997, Measuring the Degree of Exchange Market Intervention in a Small Open Economy, Journal of International Money and Finance, Vol.16,No.1: 55-79.
- [19]. Michael F. Bryan, Stephen G. Cecchetti.,1993, Measuring Core Inflation, Social Science Electronic Publishing, Vol.105,No.432:1130-1144.
- [20]. 龙革生, 曾令华, 黄山. 我国核心通货膨胀的实证比较研究[J]. 统计研究, 2008(3).

The Study of China's Monetary Policy Response Rule

--Based on Core-inflation

Ding Jianping, Yu Lizhu

(College of Finance, Sufe University, Shanghai 200433, China)

Lu Changrong

(Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510220, China)

Abstract: Since the subprime mortgage financial crisis, the conventional monetary policy of inflation stability has been questioned while the Multi Targeting Regime proposed by central banks emerges gradually. On the one hand Core Inflation is replacing Inflation by more and more central banks. However, investigating China's monetary policy through the perspective of Core Inflation is a blank area. Based on open economy new Keynesian economic model, this study introduces balance of payments into central bank's welfare loss function, and then gets the best interest rule based on First order condition. Under this rule, we study on the role of core-inflation. We made comparisons on the information of core-inflations and the traditional one by GMM. We learned: (1) compared with inflation, focused on core-inflation could help the central bank reduce welfare loss; (2) Included core-inflation into monetary policy response rule, the influence of US federal benchmark interest rate will be less; (3) central bank's interference and REER shows something different. The central bank should introduce a useful core-inflation sequence. Based on this sequence, monetary policy response rule will be helpful for the reasonable guidance market expectations and a stable finance system.

Keywords: core inflation, monetary policy rules, Balance of Payments, central bank's interference



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn