

人民币有效汇率与物价的阈值 协整关系实证

姚远¹ 庞晓波²

(1. 吉林大学商学院 2. 吉林大学商学院数量经济研究中心)

引 言

从 2011 年年初开始,随着金融危机势头的减弱,在一系列经济复苏政策推出以及量化宽松的货币政策基调下,我国经济率先开始了复苏的步伐。然而在后危机时代经济增长稳步提高的同时,物价指数也节节攀升。最近公布的 2011 年 7 月的居民消费者物价指数高达 6.5%,这是我国该指数连续第 13 个月超过政府制定的 3% 的通胀警戒线,抑制物价飞涨问题已经成为近期政府宏观经济政策的主要目标。通胀水平进一步提高,加上固定资产投资和出口的激增,经济过热的担忧被引发。在 2011 年经济政策制定会议上,政府再次确认了货币政策将转向稳健,伴随的多次上调存款准备金率也从侧面体现了央行紧缩流动性、抑制物价的强烈意愿。一国物价水平既与国民福利有密切的关系,又与经济发展及经济安全紧密相关,在物价水平飘高的严峻形势下,探讨对物价水平的影响机制有着迫切的现实意义。

在开放经济下,物价水平的波动受多种因素影响。汇率作为货币的价格,是影响物价水平的主要因素之一,汇率升值,一方面以外币计价的进口品价格下跌会引起同类国内产品竞争行为使 CPI 下降,另一方面国家为了抑制汇率升值而进行外汇市场操作,增加了基础货币投放,会引起 CPI 的上涨。由于汇率变动对 CPI 有着截然相反的作用,所以汇率对物价的传递效应情况如何,在我国对外贸易依存度一直处于高位的形势下,直接影响到央行

进行宏观调控的自主性和独立性,是目前货币与汇率政策制定与实施以及内外政策协调中的一项重要内容。学术界大量的实证结果表明,汇率变动对国内物价存在不完全的传递效应并存在时滞。结合2007年爆发的由美国次贷危机引发的全球金融危机,以及近日来以美国为首的多个国家人民币施加升值压力的事件,本文重点从汇率传递的角度,探讨汇率波动对物价水平产生怎样的影响,为在稳定外部环境的基础上制定控制通胀的货币政策提供依据。

本文的贡献在于阐明了人民币有效汇率对国内物价传递效应的动态性和阈值性,检验得出汇率与物价存在阈值协整关系,并利用阈值向量误差修正模型以金融危机为分界点,揭示出在自2000年以来的十多年间,人民币有效汇率对物价的传递效应在金融危机前后的两个阶段里分别呈现出完全不同的动态变化,并在最后给出政策建议。

一 文献综述

对于物价水平与汇率之间的关系研究,最早可以追溯到Cassel(1918)所提出的购买力平价理论,该理论提出一国货币对另一国货币的汇率是由两国货币在各自国内的购买力之比决定的。该理论揭示了汇率作为货币价格的本质,同时阐明了汇率受货币国内价格变动影响的事实,然而只反映了物价对汇率的单方面影响。学术界公认对汇率变动对物价水平波动传递的研究从微观层面展开,Krugman(1986,1989)提出的依市定价理论认为,市场的不完备性导致厂商可以依照不同市场进行差别定价,当汇率发生变动时,外国厂商会自行调整出口品的成本加成来稳定出口价格,维持其市场份额,这导致了汇率波动对贸易品价格的传递,进一步造成对国内物价的不完全传递效应。Dornbusch(1987)利用产业组织理论对不同模型中的汇率传递效应进行分析后表明,国内贸易品与非贸易品的替代程度以及市场结构决定了汇率的传递效应,产品差异性越强、市场集中程度越高、贸易品厂商占市场份额越大,汇率传递效应就越明显。Froot和Klemperer(1989)认为厂商当期市场份额会影响到下期的需求,外国厂商面对汇率变动时会调整出口价格,而进口价格也因此更敏感地依赖于预期汇率变动。Goldberg和Knetter(1997)从垄断厂商利润最大化出发,通过讨论边际成本加价的垄断厂商定价方式来探求汇率传递路径问题。

从宏观层面研究汇率传递开始于 20 世纪 90 年代。Obstfeld 和 Rogoff (1995) 率先创新开放宏观经济学的分析框架, 在一价定律假设成立的条件下, 将汇率传递过程分为两个过程: 第一过程是外国出口商通过外币定价令汇率的变动直接传递到可贸易品价格上, 导致可贸易品价格的相应变动; 第二过程中可贸易品的价格变动传递到国内不可贸易商品价格, 进而影响国内物价水平的总体变动。他们还认为, 进口品的单位运输成本和进口品在总消费中所占的比例与物价的汇率传递弹性相关。Betts 和 Devereux (1996, 2000) 扩展了 Obstfeld 等人构建的 Redux 模型, 允许部分外国企业采用本国货币定价, 指出本币计价的进口品价格有临时刚性, 短期内会阻碍汇率变动向物价的传递, 并认为汇率传递效应大小由外币定价和本币定价企业的比例决定。Taylor (2000) 引入黏性价格和垄断市场构建交错价格模型, 从汇率冲击的持久性和受冲击影响的厂商比例两个方面探讨厂商对汇率冲击引起的成本变动应采取怎样的应对方式, 从而提出汇率传递效应内生于通货膨胀环境的假设。

国外的实证研究较多采用 VAR 方法, 着重于检验汇率对各产业进口价格或总体进口价格的传递效应, 绝大部分实证结果都支持汇率对进口价格的传递效应为不完全传递, 并发现这种传递具有一定的时滞性, 以多个国家为研究对象的结果表明不同国家之间汇率对进口价格的传递系数有明显的差异。McCarthy (2000) 较早运用 VAR 模型方法, 考察了九个 OECD 工业化国家的汇率对进口价格、PPI 和 CPI 的传递效应, 发现具有较大进口份额的国家的汇率传递效应比较强。Goldfajn 和 Werlang (2000) 采用 71 个国家的面板数据, 发现经济周期、实际汇率错位的初期值、通货膨胀的初期值和经济体的开放程度都是汇率传递效应的重要决定因素。Campa 和 Goldberg (2005) 在对 23 个 OECD 国家的汇率对进口价格传递效应的研究中发现, 工业国家的短期内不完全传递效果显著, 汇率波动水平高的国家汇率传递率也更高, 而随着时间的发展宏观经济变量的作用在减小, 进口品构成对汇率传递有着重要作用。Hironobu Nakagawa (2010) 利用门限向量误差修正模型 (TVECM) 研究了名义汇率与相对价格在阈值协整关系下的独立动态行为和联动行为, 并调查了二者如何向购买力平价进行非线性调整。

对新兴市场国家汇率传递效应的研究近些年来也逐渐展开。Sammo Kang 和 Yunjong Wang (2003) 对四个亚洲国家汇率变动对物价传递效应进

行了实证研究,得出四国汇率变动对进口物价指数比消费物价指数更明显的结论。Takatoshi Ito等(2005)通过运用基于厂商最优定价行为的单方程回归和结构VAR方法,以东亚五国的汇率传递效应为研究对象,发现在亚洲金融危机期间汇率对进口品价格的传递效应虽然较高,但是对国内物价指数的传递效应却比较低,而且表现为非线性。

更有部分学者将研究视角转向汇率传递效应的变化趋势及影响因素上,并且普遍的观点是近些年来工业化国家与新兴市场国家的汇率传递率均出现下降趋势,这种趋势与通胀率存在着一定的关系。Gagnon和Ihrig(2001)通过选取11个工业化国家样本、Otani等(2003)以日本为研究对象、Frankel等(2005)对76个发展中国家的八类产品,以及Michele Ca'Zorzi等(2007)对12个新兴市场国家的研究,都得出了在20世纪90年代汇率变化对进口品价格的传递效应出现下降趋势的结论,并发现国际通货膨胀率降低的环境是导致这一趋势的主要原因。

国内学者的大多数研究结果均表明人民币汇率传递效应是不完全的。理论方面,孙立坚等(2003)建立了新开放宏观经济学模型来检验内生货币政策在价格传递机制中的制约作用,发现货币政策可以制约汇率和外国价格对本国价格的传递效应。实证上近些年的研究成果较多,采用的方法主要有以下几种:①运用单方程协整及误差修正模型方法,卜永祥(2001)和毕玉江、朱钟棣(2006)研究了人民币汇率变动对CPI的价格传递效应,发现人民币汇率变动对CPI的传递不完全并存在时滞,进口价格对人民币汇率变动的弹性远高于CPI对汇率变动的弹性。吕剑(2007)发现长期人民币汇率变动显著正相关于国内物价水平,短期内人民币汇率变动对物价指标有不同的传递效应。陈学彬等(2007)基于22种HS分类出口商品的面板数据考察中国出口商品总体和各行业分类的汇率传递率,发现人民币汇率升值时各行业的出口价格传递具有差异性。②VAR模型方法在汇率传递效应问题的研究上应用得比较广泛,比如封北麟(2006)研究了人民币名义有效汇率变动对CPI和PPI及其分类指数的传递效应,发现汇率变动对PPI及其分类指数的影响显著大于对CPI及其分类指数的影响,而且汇率传递效应存在显著的行业差别,傅雄广等(2008a, 2008b)也检验出人民币名义有效汇率对不同消费品价格的传递率存在显著差异,并发现名义有效汇率对进口品价格传递效应的绝对值和国内通货膨胀环境有关。范志勇和向弟海(2006)发现名义汇率对进口价格和国内价格水平波动影响力有限,不是导

致国内价格波动的主要原因,得出相似结论的还有陈六傅和刘厚俊(2007)。王晋斌和李南(2009)从货币政策角度发现汇率制度的弹性更强,国内CPI受到来自国外物价变化的冲击就会更有效地被吸收,周杰琦(2010)也表示汇改后的汇率传递效应更强,并发现汇率冲击下人民币名义有效汇率的传递效应不完全,汇率变动对进口价格的传递强于对CPI的传递。③随着计量方法的发展,更多新方法被国内学者采用。刘亚等(2008)利用自回归分布滞后(ARDL)模型发现人民币汇率变动对国内通货膨胀水平的传递是不完全的,长期和短期汇率传递效应都很低,并且存在时滞。王培辉和袁薇(2010)利用时变参数模型分两阶段考察了人民币汇率变动与国内物价之间的动态关系,发现人民币汇率传递效应在两个阶段均出现了先降后升的趋势。黄寿峰和陈浪南(2010)利用结构变化协整、递归估计以及边限协整方法分析了人民币汇率变动对物价水平的动态传递效应并研究了包括汇率制度在内的人民币汇率传递的宏观决定,结果表明人民币汇率对物价水平的传递在1998年8月发生了结构变化,长期内,通货膨胀率、贸易开放度、汇率制度及亚洲金融危机对汇率传递的影响为显著的正向,而汇率波动的作用显著为负,短期内只有贸易开放度对人民币汇率传递显著正相关。

现有文献普遍利用传统的线性方法研究价格之间的长期均衡关系和短期调整行为,这是建立在调整的连续性和对称性特征假设之下。然而Peltzman(2000)指出,现实中三分之二以上的价格转移都是非对称的。本文采用阈值协整方法来研究我国的汇率传递问题。阈值协整模型方法最早由Balke和Fomby(1997)提出,他们认为经济变量间在达成长期均衡的过程中,会有非连续性的调整。他们提出了两步法来检验阈值协整,并考虑了线性Sup-Wald统计量用于检验以双阈值模型为备选假设的表现。Lo和Zivot(2001)在Balke和Fomby的基础上扩展为协整向量已知时的多阈值协整模型,同时用bootstrap法试验表明,对协整的多变量检验比单变量检验有更高的势,并发现在小样本中很难诊断阈值模型的具体类型。Hansen和Seo(2002)将研究扩展到协整向量未知时的两机制阈值向量误差修正模型(TVECM),提出了检验阈值协整存在性的SupLM统计量,推导出其渐进分布并利用蒙特卡洛法模拟渐进法估计了临界值,同时还提出对阈值协整模型进行估计的最大似然估计方法。

二 阈值协整误差修正 (TVECM) 模型的 设定、估计与检验方法

(一) 我国物价水平和人民币有效汇率的 TVECM 模型设定

$$CPI_t = \beta_0 + \beta_1 \times R_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta CPI_t = (b_{10} + b_{11} \varepsilon_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^k b_{12i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_{13j} \Delta R_{t-j}) d_{1t} \\ \quad + (c_{10} + c_{11} \varepsilon_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^k c_{12i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{j=1}^k c_{13j} \Delta R_{t-j}) d_{2t} + u_t \\ \Delta R_t = (b_{20} + b_{21} \varepsilon_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^k b_{22i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_{23j} \Delta R_{t-j}) d_{1t} \\ \quad + (c_{20} + c_{21} \varepsilon_{t-1}(\beta) + \sum_{i=1}^k c_{22i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{j=1}^k c_{23j} \Delta R_{t-j}) d_{2t} + u_t \end{array} \right. \quad (2)$$

$$d_{1t}(\beta, \gamma) = 1 \{ \varepsilon_{t-1}(\beta) \leq \gamma \}, d_{2t}(\beta, \gamma) = 1 \{ \varepsilon_{t-1}(\beta) > \gamma \}$$

$\beta = (\beta_0, \beta_1)$ 为协整向量, 反映了模型中 CPI 与 R 之间的长期均衡关系。 $\varepsilon_{t-1}(\beta)$ 为误差修正项, 我们将其设置为转移变量。将 γ 设置为阈值参数。 b_{i1} 、 c_{i1} ($i=1, 2$) 为调节系数。 $1 \{ \cdot \}$ 为示性函数, $\varepsilon_{t-1}(\beta) \leq \gamma$ 时, d_{1t} 取值为 1, d_{2t} 取值为 0, $\varepsilon_{t-1}(\beta) > \gamma$ 时, d_{1t} 取值为 0, d_{2t} 取值为 1。由此, 模型 (2) 根据转移变量 $\varepsilon_{t-1}(\beta)$ 的大小不同而将汇率对物价的短期调整划分成两个机制, 上期偏离的程度决定了本期的调整机制, 若协整残差 $\varepsilon_{t-1}(\beta) \leq \gamma$, TVECM 服从第一机制, 调节效应由 $B_1 = (b_{11}, b_{21})$ 所刻画; 若协整残差 $\varepsilon_{t-1}(\beta) > \gamma$, TVECM 服从第二机制, 调节效应由 $B_2 = (c_{11}, c_{21})$ 所刻画。若 B_1 和 B_2 在统计上具有显著的差异, 则表明 CPI 和 R 的短期调整因经济通胀水平的不同而有显著差异, 即存在非对称调节效应, 这就是本文应用的阈值协整误差修正模型 (TVECM) 的核心含义。

(二) TVECM 模型的估计方法

本文设定模型为阈值两机制 TVECM 模型, 其效果只有在 $0 < P(\varepsilon_{t-1} \leq \gamma) < 1$, 即 $\varepsilon_{t-1} \leq \gamma$ 发生的概率介于 0 和 1 之间时才有意义, 否则本模型就

简化成线性协整, 假设 $\pi_0 \leq P(\varepsilon_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0$, 其中 $\pi_0 > 0$, 为调整参数, 本文实证中设定 $\pi_0 = 0.05$ 。在协整向量 β 和阈值 γ 均未知条件下, 利用 Hansen 和 Seo (2002) 的方法, 在 u_t 为独立同正态分布的假定下, 首先使用极大似然法估计模型 (2), 然后基于估计结果构造阈值协整检验统计量。模型 (2) 可表述为:

$$\Delta x_t = A'_1 X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A'_2 X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (3)$$

其中, $x_t = (CPI_t, R_t)'$ 为 $q \times T$ 阶矩阵, $X_{t-1}(\beta) = (1, \varepsilon_{t-1}(\beta), \Delta x_{t-1})'$ 。根据 AIC 和 SC 准则以及实际经验, 我们选择滞后阶数为 2。则模型 (3) 对应的极大似然函数为:

$$L(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{T}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma)' \Sigma^{-1} u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \quad (4)$$

其中, $u_t = \Delta x_t - A'_1 X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A'_2 X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma)$, $\Sigma = E(u_t u_t')$ 。可以看出, A_1 的第二列就是 B_1 , B_2 的第二列就是 A_2 。因此, 是否存在阈值行为的检验 (即对 B_1 和 B_2 显著差异的检验) 就转化为检验 A_1 和 A_2 在统计上是否显著差异。以 $MLE(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 代表 $L(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$ 的极大似然估计值, $\hat{A}_1(\beta, \gamma)$ 、 $\hat{A}_2(\beta, \gamma)$ 以及 $\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)$ 可由样本 $\varepsilon_{t-1}(\beta) \leq \gamma$ 和 $\varepsilon_{t-1}(\beta) > \gamma$ 中的 Δx_t 对 $X_{t-1}(\beta)$ 回归得到。进而可以得到以下的受限制的简化似然方程式:

$$\begin{aligned} L(\beta, \gamma) &= L(\hat{A}_1(\beta, \gamma), \hat{A}_2(\beta, \gamma), \hat{\Sigma}(\beta, \gamma), \hat{\beta}, \hat{\gamma}) \\ &= -\frac{T}{2} \log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)| - \frac{1}{2} n p \end{aligned} \quad (5)$$

从而, 最小化 $\log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$ 的 (β, γ) 就是待估计的 $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 。

由于协整向量未知下参数 β 和 γ 不可识别, 因此, Hansen 和 Seo (2002) 提出使用二维 (β, γ) 的格子搜索法 (grid search) 求得似然值最大的组合, 并将之作为协整向量 β 与阈值 γ 的估计值。

(三) 阈值协整的检验方法

在通胀水平不同的情况下, 物价水平和有效汇率的调节效应是否具有显著的差异, 是本文能否使用模型 (1) 和 (2) 的基础, 需要基于严格的检验来进行说明。Hansen 和 Seo (2002) 对模型 (2) 应用了 SupLM 统计量, 检验

模型 VECM 模型适合线性模式还是非线性的阈值模式,原假设为 $H_0: A_1 = A_2$ (不同机制下的调节效应没有显著差异,称为线性协整),备择假设为 $H_0: A_1 \neq A_2$ (不同机制下的调节效应有显著差异,称为阈值协整)。假设 (β, γ) 为已知且固定, LM 统计量为:

$$LM(\beta, \gamma) = \text{vec}(\hat{A}_1(\beta, \gamma) - \hat{A}_2(\beta, \gamma))' (\hat{V}_1(\beta, \gamma) + \hat{V}_2(\beta, \gamma))^{-1} \text{vec}(\hat{A}_1(\beta, \gamma) - \hat{A}_2(\beta, \gamma)) \quad (6)$$

其中:

$$\begin{cases} M_i(\beta, \gamma) = I_q \otimes X_i(\beta, \gamma)' X_i(\beta, \gamma); i = 1, 2 \\ \Omega_i(\beta, \gamma) = \xi_i(\beta, \gamma)' \xi_i(\beta, \gamma); i = 1, 2 \\ \hat{V}_i(\beta, \gamma) = M_i(\beta, \gamma)^{-1} \Omega_i(\beta, \gamma) M_i(\beta, \gamma)^{-1}; i = 1, 2 \end{cases} \quad (7)$$

式中, $X_1(\beta, \gamma)$ 和 $X_2(\beta, \gamma)$ 分别表示 $X_{t-1}(\beta, \gamma) d_{1t}$ 和 $X_{t-1}(\beta, \gamma) d_{2t}$ 的列堆栈矩阵(把列作为行堆起来), $\xi_1(\beta, \gamma)$ 和 $\xi_2(\beta, \gamma)$ 分别表示 $\tilde{u}_{t-1} \otimes X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma)$ 和 $\tilde{u}_{t-1} \otimes X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma)$ 的列堆栈矩阵。 \tilde{u}_t 是在原假设下对模型(3)估计的残差。 I_q 为 $q \times q$ 的单位矩阵, $\hat{V}_1(\beta, \gamma)$ 和 $\hat{V}_2(\beta, \gamma)$ 是向量 $\hat{A}_1(\beta, \gamma)$ 和 $\hat{A}_2(\beta, \gamma)$ 的协方差矩阵估计量。 vec 表示矩阵向量化算子。当 (β, γ) 未知时, β 由上文原假设下的格子搜索法得出的估计量 $\tilde{\beta}$ 代替,由于原假设并无阈值, LM 统计量调整为:

$$\text{SupLM} = \sup_{\gamma_l \leq \gamma \leq \gamma_u} LM(\tilde{\beta}, \gamma) \quad (8)$$

其中, $[\gamma_l, \gamma_u]$ 为参数 γ 搜索的格子区间, γ_l 等于 ε_{t-1} 的百分之 π_0 , γ_u 等于 ε_{t-1} 的百分之 $(1 - \pi_0)$, 最后再根据 Hansen 和 Seo (2002) 提到的固定回归的 bootstrap 法 (fixed regressor bootstrap) 以及残差 bootstrap 法 (residual bootstrap) 来计算其临界值与 p 值以检验模型的阈值。

三 我国物价水平和人民币有效汇率的 TVECM 模型估计与检验

(一) 变量说明

本文的样本期选择为 2000 年 1 月到 2010 年 9 月,并在 2007 年 4 月将其分为前半段的平稳期及后半段的危机期,使用月度数据。物价水平 CPI 来

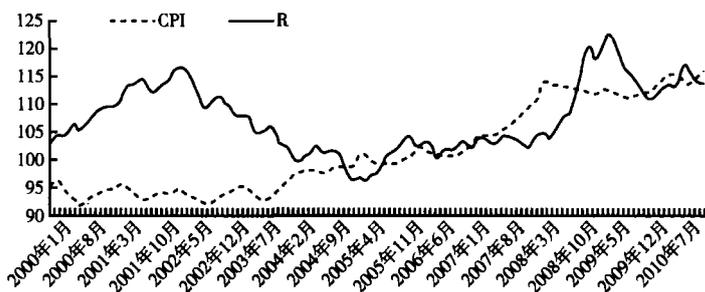


图1 2000年1月到2010年9月我国物价水平与人民币有效汇率趋势

自中经网数据库，选取1999年12月=100的定基比数据。人民币有效汇率数据来自OECD数据库，选取2005年=100的定基比名义有效汇率数据，换算为1999年12月=100的定基比数据。以上数据均为季节调整后数据。

从图1中我们可以看到整体上物价水平呈现平稳上升的趋势，而人民币有效汇率出现两次大的波动，整体趋势也呈现上升状态。其中，2000~2004年由于实施了稳健的货币政策，物价指数保持在95左右窄幅波动，从2004年下半年开始，我国经济呈现持续增长势头，央行虽然在2005~2007年连续调高利率，但调整幅度较小，2005年的汇率制度改革，使人民币汇率升值预期增强，央行不断通过外汇干预来维持外汇市场均衡，却导致了基础货币过度投放，进而导致了流动性过剩，使物价指数由小幅上涨转为通货膨胀，后因2007年美国次贷危机发展为全球金融危机，通货膨胀在全球爆发，我国经济形势恶化，物价指数变动由正转负，直至2010年年初才开始复苏。总体来说，我国的CPI和有效汇率的走势有很强的相似性，然而在2000~2003年和2008~2010年初两个低通胀时期，有效汇率却出现了大幅波动，从图形上初步判断二者存在长期均衡关系，短期存在非对称的调整。本文进一步将整个时期以2007年金融危机事件为分界点分为两个阶段，整个样本期称为完整期，前一个阶段称为平稳期，后一个阶段称为危机期，从一个时期两个阶段的角度分别判断汇率波动对物价传递的长期均衡关系与短期调整机制。

(二) 物价水平和有效汇率的单位根检验

从表1可以看出，三段样本期中CPI、R的水平值在5%的显著性水平

上均不能拒绝含有一个单位根的原假设，而其一阶差分又均为平稳时间序列，由此可以认为，在三段样本期中 CPI、R 均为 I(1) 过程。

表1 变量的 ADF 单位根检验

时 期	变 量	检验形式	T 统计量	5% 临界值	1% 临界值	P 值
完整期	CPI	(0, c, 10)	0.4564	-2.8843	-3.4825	0.9846
	D(CPI)	(0, 0, 10)	-8.4485	-1.9434	-2.5833	0.0000 ***
	R	(0, c, 10)	-1.6538	-2.8843	-3.4825	0.4522
	D(R)	(0, 0, 10)	-7.8437	-1.9434	-2.5833	0.0000 ***
平稳期	CPI	(0, c, 10)	-0.2387	-2.89592	-3.50928	0.9283
	D(CPI)	(0, 0, 10)	-7.16989	-1.94467	-2.59245	0.0000 ***
	R	(0, c, 10)	-1.25371	-2.89592	-3.50928	0.6477
	D(R)	(0, 0, 10)	-7.18732	-1.94467	-2.59245	0.0000 ***
危机期	CPI	(0, c, 10)	-2.2648	-2.9350	-3.6010	0.1878
	D(CPI)	(0, 0, 10)	-4.3571	-1.9493	-2.6241	0.0001 ***
	R	(0, c, 10)	-1.6870	-2.9369	-3.6056	0.4300
	D(R)	(0, 0, 10)	-3.8358	-1.9493	-2.6241	0.0003 ***

注：检验形式 (t, c, p) 中，t 为趋势项，c 为常数项，p 为最大滞后阶数；完整期为 2000 年 1 月至今的样本期，平稳期为 2000 年 1 月至 2007 年 3 月的样本期，危机期为 2007 年 4 月至今的样本期；*** 代表在 1% 水平上拒绝存在单位根假设。

(三) Johansen 协整检验

完整期与危机期的最佳滞后期选择为 2 期，平稳期的最佳滞后期选择为 1 期，从表 2 的结果可以看出，迹统计量检验和最大特征值检验结果显示在完整期与危机期的样本区间内，在 5% 的水平下均存在两个协整关系式，平稳期的样本区间内存在一个协整关系式，三段时期的协整关系均为存在线性趋势及截距项的形势。

表2 Johansen 协整检验

样本期	数据趋势类型	无趋势	无趋势	线性趋势	线性趋势	二次趋势	趋势值
	方程检验类型	无截距	有截距	有截距	有截距	有截距	
		无趋势	无趋势	无趋势	线性趋势	线性趋势	
完整期	迹统计量	0	0	0	0	2	0.1946
	最大特征值	0	0	0	1	2	
平稳期	迹统计量	0	0	0	0	1	0.1211
	最大特征值	0	0	0	1	1	

续表

样本期	数据趋势类型	无趋势	无趋势	线性趋势	线性趋势	二次趋势	趋势值
	方程检验类型	无截距	有截距	有截距	有截距	有截距	
		无趋势	无趋势	无趋势	线性趋势	线性趋势	
危机期	迹统计量	0	0	0	0	2	0.1969
	最大特征值	0	0	0	0	2	
样本期	原假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	P 值**	最大特征值	5% 临界值
完整期	无协整关系*	0.1433	23.583	18.398	0.0086	19.4946	17.1477
	至少一个协整关系*	0.0319	4.0882	3.842	0.0432	4.0882	3.8415
平稳期	无协整关系*	0.2027	22.256	18.398	0.0137	19.2581	17.1477
危机期	无协整关系*	0.3631	23.856	18.398	0.0078	17.5938	17.1477
	至少一个协整关系*	0.1483	6.2619	3.842	0.0123	6.2619	3.8415

注：原假设部分的*表示假设被拒绝，P值后面的**表示在5%水平下拒绝原假设。

(四) 阈值协整检验

在存在协整关系的基础上，本文利用 Hansen 和 Seo (2002) 提到的残差 bootstrap 仿真方法，由于危机期的样本期较短，所以以下检验结果利用张洁在其博士论文附录中给出的调整后的程序代码（代码根据 Hansen 在其个人网站中公布的基于 Gauss 软件的代码^①修改而来），由 Matlab 2010a 软件生成。表 3 的 SupLM 检验的结果表明三段样本期内物价水平与汇率变动均存在阈值协整关系。

表 3 阈值协整 SupLM 检验结果

样本期	估计值	5% 临界值	P 值	阈值
完整期	19.5871	18.9043	0.0414 **	-132.0214
平稳期	25.1178	11.5691	0.0000 ***	108.1171
危机期	13.7752	8.4420	0.0190 **	-101.2997

注：**、*** 分别表示在 5%、1% 的水平下拒绝不存在阈值协整关系的原假设。

(五) 物价水平与有效汇率的 TVECM 模型

基于上述方法，2000 年 1 月到 2010 年 9 月这段样本期内，物价水平与有

① http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs_threshold.html

效汇率的长期协整关系为 $CPI = 66.46 + 0.2095 \times R$ ，阈值为 -132.02 。 $\varepsilon_{i-1} \leq -132.02$ 时模型处于第一机制，包含 32.54% 的样本数， $\varepsilon_{i-1} > -132.02$ 时模型处于第二机制，包含 67.46% 的样本数。在 2000 年 1 月到 2007 年 3 月的样本期内，物价水平与有效汇率的长期协整关系为 $CPI = 91.3 + 0.0019 \times R$ ，阈值为 -108.1 。 $\varepsilon_{i-1} \leq 108.1$ 时模型处于第一机制，包含 44.71% 的样本数， $\varepsilon_{i-1} > 108.1$ 时模型处于第二机制，包含 55.29% 的样本数。在 2007 年 4 月到 2010 年 9 月的样本期内，物价水平与有效汇率的长期协整关系为 $CPI = 122.14 - 0.1286 \times R$ ，阈值为 -101.3 。 $\varepsilon_{i-1} \leq -101.3$ 时模型处于第一机制，包含 17.95% 的样本数， $\varepsilon_{i-1} > -101.3$ 时模型处于第二机制，包含 82.05% 的样本数。

从表 4 可以看出，从整个样本期来看，汇率传递率较高，达到 0.2095，然而前一个阶段的传递效应比较小，只有 0.0019，后一个阶段达到负值，为 -0.1286 ，从绝对值上看，后一个阶段处于汇改实行一年多的时期，有效汇率突破汇改以来的升值预期形成了一次大幅升值，汇率弹性增大可以视为这一阶段汇率传递率绝对值水平高于前一阶段的原因，而前一阶段通胀水平处于低位，也是汇率传递率较低的原因，这一判断符合 Taylor (2000) 的理论假设以及后来很多学者的实证结果。从传递方向上看，整个样本期传递为正向，我国长期以来实行的相对宽松的货币政策以及对人民币升值预期的抑制，令我国流动性处于相对过剩的状态，这种状态可能是汇率升值引起物价上涨的原因；危机期传递为负向，说明汇率引起的以外币计价的进口品价格变动引起了国内物价同方向的变动，而危机期政府为刺激经济复苏而提出了包括四万亿投资计划等政策方案也是令物价与汇率同向变动的的原因。从两机制角度看，一时期两阶段存在一个共性，即第一机制的比例要小于第二机制，意味着物价水平与汇率处于偏离均衡状态较远的情况要比距离均衡水平较近的情况发生得更普遍，侧面反映出二者相对于处于均衡状态而言，偏离均衡状态成为一种更普遍的常态，这种情况在危机期体现得更明显，而平稳期两种情况的比例相差不多。从滞后期的贡献角度来看，CPI 的差分在滞后两期内对其本身的弹性要比汇率的弹性大，这一点比较容易理解。水平比较下发现，危机期汇率变动的滞后期对 CPI 的影响比平稳期和整个样本期都大，而且第一机制的影响程度要大于第二机制。

表 4 有效汇率对物价传递的 TVECM 回归结果

变 量	完整期	
	$CPI = 0.2095R + 66.46$	
	$\varepsilon(t-1) \leq -132.02$	$\varepsilon(t-1) > -132.02$
	$R1: 32.54\%$	$R2: 67.46\%$
误差项	0.0130(0.03)	0.0104(0.01)
常数项	0.9607(2.14)	0.7287(0.70)
$\Delta CPI(-1)$	0.3122(0.19)	0.3085(0.14)
$\Delta CPI(-2)$	0.0024(0.08)	-0.0810(0.05)
$\Delta R(-1)$	-0.1775(0.15)	-0.0455(0.08)
$\Delta R(-2)$	-0.0351(0.06)	0.0278(0.06)
变 量	危机期	
	$CPI = -0.1286R + 122.14$	
	$\varepsilon(t-1) \leq -101.3$	$\varepsilon(t-1) > -101.3$
	$R1: 17.95\%$	$R2: 82.05\%$
误差项	0.3872(0.04)	-0.0055(0.03)
常数项	39.5613(3.59)	-0.2026(3.05)
$\Delta CPI(-1)$	1.0857(0.03)	0.1929(0.27)
$\Delta CPI(-2)$	-0.1025(0.01)	-0.2039(0.07)
$\Delta R(-1)$	0.2697(0.03)	0.0678(0.13)
$\Delta R(-2)$	0.3900(0.01)	0.0726(0.09)
变 量	平稳期	
	$CPI = 0.0019R + 91.3$	
	$\varepsilon(t-1) \leq 108.1$	$\varepsilon(t-1) > 108.1$
	$R1: 44.71\%$	$R2: 55.29\%$
误差项	-0.1924(0.08)	-0.0731(0.04)
常数项	20.2716(8.35)	8.2416(4.70)
$\Delta CPI(-1)$	0.3416(0.18)	0.2324(0.12)
$\Delta CPI(-2)$		
$\Delta R(-1)$	-0.0082(0.09)	0.0084(0.08)
$\Delta R(-2)$		

注：小括号中数字为系数的标准差，Hansen 和 Seo（2002）在文中提到，该标准差为 Eicker-White 标准差，由于缺少正规的估计参数和标准差分布理论，对其作出的解释需要慎重一些。

结论及政策建议

本文利用阈值误差修正模型方法，将 2000 年 1 月到 2010 年 9 月的样本

期分为平稳期和危机期两个阶段,分别检验了我国的人民币名义有效汇率变动对以CPI表示的物价水平的传递效应,实证结果得出了以下几点结论:

第一,无论是整个样本期还是平稳期及危机期两个阶段,人民币有效汇率与物价水平均存在长期协整关系,并且形式为非线性的阈值协整关系,这意味着二者的调整存在非对称性。

第二,整个样本期内,人民币有效汇率对物价水平的传递率比较高,而且是正向传递,即人民币升值会引起国内物价水平的上升,这一结果对当下控制通货膨胀有着积极的政策意义,也为我国稳定币值与稳定物价的两个政策目标共同实现提供了理论支持。

第三,平稳期的通胀水平较低,汇率传递率也很低,而较低的汇率传递率为我国央行实行独立货币政策提供了比较大的自由度,也为进一步增大汇率制度弹性提供了空间。

第四,金融危机期间,汇率传递率较高,而且汇率与物价水平的短期关系有80%以上都处于对均衡状态偏离较远的情况。汇率传递率为反向传递,由于金融危机的爆发普遍伴随着汇率贬值,汇率贬值的结果是物价上涨,所以在金融危机期间有效控制住汇率贬值不仅可以维持外部均衡,而且可以稳定国内物价。

第五,从短期调整关系来看,物价水平与汇率距离长期均衡比较近的情况出现得比远离均衡水平的情况少,然而调整的速度却比后者要大,汇率变动对物价水平的影响也更大,这意味着二者远离均衡水平是常态,而越接近均衡水平就越容易调控至均衡水平,这个位置是政策调控比较理想的位置,而一旦远离均衡水平达到一定程度,调控的难度将加大。

参考文献

- [1] Akira Otani, Shigenori Shiratsuka, Toyochiro Shirota, "The Decline in the Exchange Rate Pass-through: Evidence from Japanese Import Prices", *Monetary and Economic Studies*, October 2003, pp. 53 - 82.
- [2] Balke, N. S., Fomby, T. B., "Threshold Cointegration", *International Economic Review* 38, 1997, 627 - 645.
- [3] Bruce E. Hansen, Byeongseon Seo, "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-correction Models", *Journal of Econometrics*, 110 (2002), 293 - 318.

- [4] Ca' Zorzi, Michele, Elke Hahn, Marcelo Sánchez, "Exchange Rate Pass-through in Emerging Markets", No 739, Working Paper Series from European Central Bank.
- [5] Caroline Betts and Michael B. Devereux, "Exchange Rate Dynamics in A Model of Pricing-To-Market", *Journal of International Economics*, Volume 50, Issue 1, February 2000, pp. 215 - 244.
- [6] Dornbusch, R. , "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, 1987, pp. 93 - 106.
- [7] Goldfajn Ilan, Werlang Sergio R. da C. , "The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study", Banco Central de Brasil Working Paper No. 5 (2000).
- [8] Hironobu Nakagawa, "Investigating Nonlinearities in Real Exchange Rate Adjustment: Threshold Cointegration and the Dynamics of Exchange Rates and Relative Prices", *Journal of International Money and Finance* 29 (2010), 770 - 790.
- [9] Jeffrey A. Frankel, David C. Parsley, Shang-Jin Wei, "Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries?", NBER Working Paper No. w11199, March 2005.
- [10] Jonathan McCarthy, "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", 2000, BIS Working Papers No. 79.
- [11] José Manuel Campa, Linda S. Goldberg, "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices", *Review of Economics and Statistics*, November 2005, Vol. 87, No. 4, pp. 679 - 690.
- [12] Joseph E. Gagnon, Jane Ihrig, "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers 704. July, 2001.
- [13] Kenneth A. Froot and Paul D. Klemperer, "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters", *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4 (Sep. , 1989), pp. 637 - 654.
- [14] Krugman, P. "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes", NBER Working Paper, No. 1926, May 1986.
- [15] Lo, M. , Zivot, E. , "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price" . *Macroeconomic Dynamics* 5, 2001, 533 - 576.
- [16] Peltzman, S. , "Prices Rise Faster than They Fall" . *Journal of Political Economy* 108 (2000) 3, pp. 466 - 502.
- [17] Richard Baldwin, Paul R. Krugman, "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 4, pp. 635 - 654, 1989.
- [18] Sammo Kang, Yunjong Wang, "Fear of Inflation: Exchange Rate Pass-through in East Asia", KIEP Working Paper 03 - 06, 2003.
- [19] Takatoshi Ito, Yuri N. Sasaki, Kiyotaka Sato, "Pass-through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in Eastern Asian

- Countries”, RIETI Discussion Paper Series 05 - E - 020, 2005.
- [20] Taylor, John, “Low Inflation Pass-through, and the Pricing Power of Firms”, *European Economic Review*, 2000, 44 (7): 1389 - 1408.
- [21] 毕玉江、朱钟棣,《人民币汇率变动的价格传递效应——基于协整与误差修正模型的实证研究》,《财经研究》2006年第7期。
- [22] 卜永祥,《人民币汇率变动对国内物价水平的影响》,《金融研究》2001年第3期。
- [23] 陈六傅、刘厚俊,《人民币汇率的价格传递效应——基于VAR模型的实证分析》,《金融研究》2007年第4期。
- [24] 陈学彬、李世刚、芦东,《中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究》,《经济研究》2007年第12期。
- [25] 范志勇、向弟海,《汇率和国际市场价格冲击对国内价格波动的影响》,《金融研究》2006年第2期。
- [26] 封北麟,《汇率传递效应与宏观冲击对通货膨胀的影响分析》,《世界经济研究》,2006年第12期。
- [27] 黄寿峰、陈浪南,《结构变化下人民币汇率对物价传递的效应、动态运行及宏观决定》,《统计研究》2010年第4期。
- [28] 刘亚、李伟平、杨宇俊,《人民币汇率变动对我国通货膨胀的影响》,《金融研究》2008年第3期。
- [29] 吕剑,《人民币汇率变动对国内物价传递效应的实证分析》,《国际金融研究》2007年第8期。
- [30] 施建淮、傅雄广、许伟,《人民币汇率变动对我国价格水平的传递》,《经济研究》2008年第7期。
- [31] 孙立坚、李安心、吴刚,《开放经济中的价格传递效应:中国的例证》,《经济学(季刊)》2003年第10期。
- [32] 王晋斌、李南,《中国汇率传递效应的实证分析》,《经济研究》2009年第4期。
- [33] 王培辉、袁薇,《人民币汇率的价格传递效应——基于时变参数模型的分析》,《经济科学》2010年第4期。
- [34] 许伟、傅雄广,《人民币名义有效汇率对进口价格的传递效应研究》,《金融研究》2008年第9期。
- [35] 周杰琦,《人民币汇率变动对国内价格水平的传递效应》,《统计研究》2010年第8期。
- [36] 张浩,《阈值协整的参数估计问题及其应用研究》,华中科技大学博士学位论文2009年5月。