

肖立晟

nkxls@126.com

刘永余

nkyongyu@hotmail.com

人民币非抛补利率平价为什么不成立： 对四个假说的检验*

摘要：本文采用市场调查的汇率预期数据实证检验了人民币对美元非抛补利率平价，并运用非线性时变平滑转换模型验证了“风险溢价”、“交易成本”、“外汇市场干预”和“套利受限”四种非抛补利率平价不成立的假说。结果表明，交易成本会改变汇率对利差的反应方向，在交易成本较低的区域，人民币非抛补利率平价倾向于成立，时变的风险溢价对人民币非抛补利率平价系数的偏离并没有显著影响，央行的外汇市场干预和跨境套利收益变化会改变人民币对利差的响应时间和程度，导致非抛补利率平价系数的偏离更加严重。总体上，人民币非抛补利率平价并不成立，而且近期偏离程度越来越高。随着中国资本账户逐渐开放，以中间价为基础的人民币汇率形成机制与资本账户的开放，在短期正面临越来越突出的矛盾。

关键词：非抛补利率平价 汇率预期 外汇市场干预 非线性调整

* 本文教育部重点研究基地重大项目（批准号：2009JJD790027），教育部新世纪优秀人才支持计划“人民币汇率形成机制问题研究”，国家自然科学基金项目（批准号 71241017），国家社会科学基金项目（11AGJ001，12AZD054，14CJL017），中国社会科学院创新工程项目《国际货币金融体系改革与中国的政策选择》，中国社科院世经政所级重点课题《中国对外金融资产负债失衡与金融调整》，国家自然科学基金项目（批准号 71241017）中国社科院全球宏观经济研究室、世界经济统计重点建设学科和世界经济预测与政策模拟实验室的资助。

Uncovered Interest Rate Parity Puzzle: four hypothesis test

Abstract: This paper uses survey data on market exchange rates to carry out an empirical investigation of the RMB against the U.S. dollar uncovered interest parity. It incorporates a nonlinear time-varying coefficient depends on "risk premium", "Transaction costs", "foreign exchange market intervention "and" limited arbitrage ", which are four uncovered interest parity hypothesis. The results show that transaction costs will change the direction of exchange rate spreads reaction: one regime with high transaction cost has persistent deviations from UIP, in the regime with low cost, the UIP hold. Time-varying risk premium has no significant effect on UIP deviation. The central bank's intervention and cross-border arbitrage return will change the RMB response speed to interest rate spreads, cause the UIP deviation coefficient more serious. Recently, RMB UIP deviations are increasingly penetrating, which means that the contradiction between the gradual opening of China's capital account and the RMB exchange rate formation is increasingly severe.

Key words: Uncovered interest parity Exchange rate expectation Foreign exchange market intervention Nonlinear adjustment

一、引言

非抛补利率平价理论（UIP）是最重要的汇率决定理论之一，检验 UIP 是否成立一直是国际经济学的热点问题。利率是否可以影响汇率，关键在于国际资本流动能否自由的进行跨境套利，并通过外汇市场交易改变汇率水平。2005 年人民币汇改之前，由于人民币利率和汇率都缺乏弹性，资本账户存在严格管制，国内外利差对人民币汇率水平的影响非常有限，非抛补利率平价并不成立。2005 年汇改以后，中国金融市场通过推进汇率形成机制、利率市场化、人民币国际化等一系列改革进程，增强了货币市场和外汇市场之间价格信号传递的有效性。政策当局和投资者开始从非抛补利率平价的角来考察人民币汇率的波动。

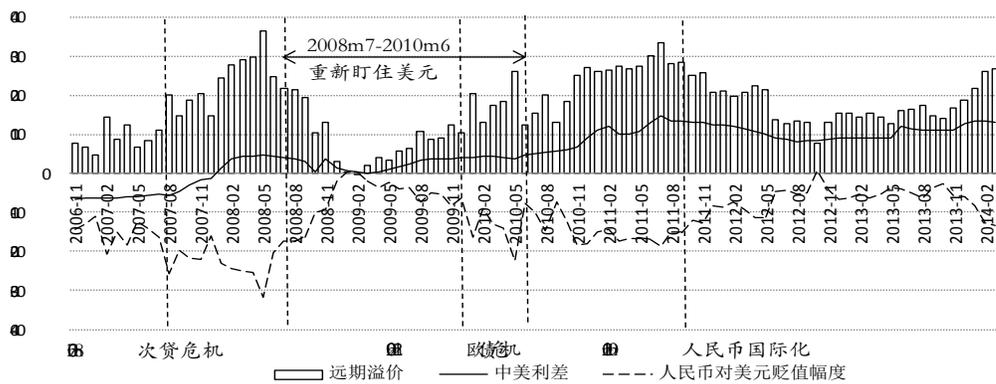
值得注意的是，一方面，人民币国际化在封闭的资本账户中打开了一个缺口，引发的跨境资本流动自由化增加了外汇市场的流动性，有助于强化利差对汇率的影响；另一方面，外汇市场却由于存在央行干预和中间价引导，人民币汇率缺乏足够的弹性对外汇市场的供求作出反应。在这种情况下，汇率对利差变化反应的方向和速度，都会随着人民币国际化的进展和外汇市场干预强度的变化而调整。由此引发的问题是：利差对人民币汇率的影响是线性的还是非线性的？如何揭示并刻画利差对人民币汇率的影响机制？这种影响机制给政策制定者带来何种启示？研究上述问题将有助于货币当局制定适当的货币政策，对汇率和利率市场化改革有重大的理论价值和现实意义。

相对于前人对人民币非抛补利率平价理论的研究，本文的贡献主要有以下两点。其一，首次采用市场调查数据作为人民币汇率的预测数据，减少了投资者对汇率是理性预期这一前提假设。此前大多数研究均假定投资者是理性预期，直接使用人民币下一期的即期汇率作为汇率的预期值。然而，在持续的央行干预和人民币渐进升值的背景下，外汇市场的投资者在一定程度上表现出了适应性预期和推断预期等非理性预期特征，以市场调查数据作为预测值有助于克服这一不足。

其二，采用时变的平滑转换回归（TV-STR）模型分析了中美利差对人民币/美元汇率的非线性影响机制，考察了资本管制、央行干预、套利受限等因素对非抛补利率平价的影响，在此基础上，检验了人民币对美元的非抛补利率平价是否成立。之前的研究主要侧重于利差对汇率的线性影响，然而，汇率对利率的冲击反应，会随着市场环境的变化而改变，传统的线性回归模型无法体现这一过程中外生变量的动态变化。如图 1 所示，人民币汇率市场在自我完善的过程中，经历了美国次贷危机、欧债危机、

人民币国际化、央行干预等冲击。这些外部冲击都有可能改变汇率对利差的调整速度甚至调整方向。在此背景下，基于非线性模型的经验分析可以更清晰的反映利率与汇率之间的关系，也可以更有效的验证人民币非抛补利率平价是否成立。

图 1 人民币对美元汇差、利差与远期溢价



文章余下部分结构安排如下：第二部分是相关文献综述，第三部分是数据说明与结构断点分析，第四部分是非线性检验与回归分析，第五部分是结论与政策建议。

二、文献综述

利率平价理论是最重要的汇率决定理论之一，按照对投资者风险偏好的不同，分为抛补利率平价和非抛补利率平价。抛补利率平价并没有限定投资者的风险偏好，凯恩斯和艾因齐格认为，远期汇率的升贴水由两国利率差异决定，高利率国家的货币的远期汇率贴水，低利率国家的货币远期汇率升水，这被称为抛补的利率平价。实证结果表明大多数国家都满足抛补的利率平价。后续研究主要侧重于验证非抛补利率平价是否成立。非抛补利率平价则假定投资者风险偏好为中性，即国内外金融资产对国际投资者完全可替代。Fama (1984) 认为基于非抛补利率平价理论，远期汇率应等于未来即期汇率，但实证表明二者有时会呈负向关系，他把这种现象称为所谓的“远期汇率偏离之谜”。

围绕这一谜团，各国学者根据本国数据做了详细的实证分析。然而，早期的线性检验结果中，UIP 回归式的斜率项估计参数均为负值，高利率国家未来货币反而升值而非贬值，“远期汇率偏离之谜”一直无法得到合理的解释 (Froot and Thaler, 1990)。

随后，有学者开始从非线性模型的视角来检验非抛补利率平价。Sarno（2002）指出线性模型隐含其模型残差会以固定速度调整至均衡，若模型中各变量存在非线性调整关系，那么使用线性模型将难以捕捉其动态调整行为。事实上，随着国际金融市场状态变化，投资者对利率和汇率的敏感程度并不会完全一样，这将会导致远期汇率的偏离呈现非线性特征。因此，最新的研究开始侧重于应用非线性的方法验证非抛补利率平价。研究表明，风险偏好（Sarantis, 2006），套利受限（Lyons, 2001）、央行干预（Mark and Moh, 2007）等都会引发即期汇率变动率与利差之间存在非线性的关系。

最早的研究方向是 Fama（1984）提出的“风险溢价假说”。他认为远期汇率之所会产生偏离，是由于远期汇率中的风险溢价成分与汇率预期的协方差为负，而且时变风险溢价方差显著大于汇率预期的方差，此时利差与未来即期汇率变动呈负相关关系。然而大多数线性回归的实证分析都不支持风险溢价假说（Engel, 1996; Meredith and Chinn, 1998），时变风险溢价往往解释汇率预期值与利差之间的负相关关系。Sarantis（2006）认为需要进一步考虑金融市场的波动性，远期汇率的偏离主要源于风险溢价的非线性变化。Sarantis（2006）用交易货币期货合约的波动率（the volatility of a traded currency option contract）来测度外汇市场的波动性，研究结果支持非线性化的非抛补利率平价模型，并且发现当交易货币期货合约的波动率较高时，汇差与利差之间的关系会进入相对不再稳定的区间。

另一个研究方向是 Baldwin（1990）提出的“交易成本假说”，他认为国际资本套利的交易成本是远期汇率偏离的主要原因。Baldwin（1990）构建了一个包含两类投资机会和风险中性投资者的两国模型，他指出较小的交易成本就可以在两国金融资产之间构造一个磁滞区间（hysteresis band），在此区间内没有任何跨境交易发生，汇率无法对利差的变化做出反应，只有利差的变化超过了这一区间，才会引发汇率变动。Kyle（1985）认为噪音交易者（noise trades）的非理性行为会使非抛补利率平价向上和向下偏离，偏离的界限来自于市场交易摩擦（market frictions），当偏离值足够大时，套利交易者会进入市场，降低汇率偏离程度，从而引发汇率的非线性变化。此后，由于发达国家普遍放开了资本管制，关于跨境交易成本的研究开始转向各国资产收益率的差异。

在交易成本的基础上，Lyons（2001）进一步提出了“套利受限假说”。他认为正是因为外汇市场投资者收益率的差异导致远期汇率出现了长期偏离。国际套利交易者在进入外汇市场之前，会衡量不同投资工具的收益率，如果进行非抛补套利获得的收

益低于其他投资机会，投资者将不会对远期汇率偏离的现象产生兴趣。他认为正是因为外汇市场上远期汇率偏离的夏普比率（Sharp ratio 收益与风险之比）相对较小，“远期汇率偏离之谜”才会长期显著存在。Sarno 等（2006）在此基础上建立非线性的平滑转换模型验证了套利受限假说，证实当非抛补套利的夏普比率较高时，并不会出现远期汇率偏离，而且较大的偏离现象都会逐步自我修正，较小的偏离则会长期存在。根据这一理论，非抛补套利的夏普比率绝对值高低可以用来构造吸引投资者进入套利交易的区间。

第三个研究方向是从外汇市场交易主体有限参与（Limited participation）的角度切入。Froot and Thaler（1990）认为外汇市场参与者对资产调整速度缓慢是远期溢价偏离的主要原因。假定投资者并不是完全理性，至少一部分投资者对利差变动的反应较为缓慢，这可能是由于投资者需要一些时间在执行交易前进行思考，无法快速对信息做出反应；或者是“中央银行”的“逆风而行”的政策行为减弱了利率上升对汇率变动的影响。Bacchetta and Wincoop（2010）构造了一个两国一般均衡模型分析了投资者资产配置调整频率较低（infrequent portfolio decision）对远期汇率溢价的影响，研究结果表明虽然短期内存在“远期溢价之谜”，但是在长期内这一现象会逐渐消失。这是因为短期内投资者并没有充分调整资产配置，利率上升的同时汇率也会随之上升。

在 Froot and Thaler（1990）的研究基础上，McCallum（1994）提出了“央行干预假说”。他们认为货币当局干预效果的非对称性是远期汇率偏离的主要原因。McCallum（1994）指出若一国货币当局作为外汇市场重要参与者，进入外汇市场干预的目的是平滑汇率或利率的变动速度，汇率与基本面的关系将会受到影响，货币面的冲击会造成远期汇率持续偏离。当政策干预对市场的影响是渐进性过程时，UIP 模型中估计的参数可能也是呈现渐进式变动，线性模型的估计方法忽略了政策干预对参数的影响，估计结果会出现参数不一致的问题。Mark and Moh（2007）建立了内嵌央行干预的非线性函数，以动差模拟法（simulated method of moments）检验了德国马克、日元与美元之间的非抛补利率平价。研究表明，对于德国马克而言，远期汇率的偏离只存在于外汇市场干预期间，对日元而言，远期汇率的偏离同时存在于干预和非干预期间，但是在干预期间，远期汇率的偏离估计系数为负，且更加显著。这表明，央行的外汇市场干预至少是改变非抛补利率平价的一个因素。

国内大多数的研究成果认为，由于利率管制，汇率管制以及资本管制等原因，中国不存在利率平价理论的前提条件，因此，利率平价理论在中国不适用。如易纲、范

敏（1997）提出利率平价在中国成立的均衡条件是均衡的市场利率加货币的完全可兑换，并提出在当前条件下，汇率变动应该等于两国利率之差加一个摩擦系数，而这个摩擦系数就是由于体制等原因产生的。姜波克（1999）认为中国不存在完整的远期外汇市场，无法获得人民币的远期汇率水平，因此只能检验非抛补利率平价是否成立。他选用了 1990-1997 年初中国的一年期人民币存款利率、美国一年期 CD 利率和人民币汇率的月度数据进行检验，回归结果很不理想。

国内研究主要是基于线性回归模型。然而，如果利差对人民币汇率影响的动态过程中存在结构性变化与非线性调整这两种特征，那么孤立地考察利差的作用将不能很好地揭示利率与汇率之间的联动机制。最佳的方式是通过样本数据来内生地判定利差对汇率的影响机制中是否同时存在结构性变化与非线性这两种特征，或者只存在其中一种特征，或者两种特征都不存在，这样就能避免模型的误设问题。Lundbergh 等(2003)提出的时变平滑转换回归（TV-STR）模型能够很好地用来解决上述问题。该模型不仅能同时考察经济变量的结构性变化与非线性调整，并且能通过模型设定检验来区分这两种不同特征。另外，许多宏观经济变量的机制变化是逐步调整过程，Markov 机制转换以及 TAR 模型等均假设机制间的转换非常突然，因而不能描述机制的渐进变化过程。TV-STR 模型由于能通过转换参数来控制转换速度的大小，所以不仅能够刻画较突然的机制变化，也能刻画渐进形式的机制变化。正因为 TV-STR 模型具有以上许多优良性质，因此被广泛用于研究经济、金融变量的运动特征，如 Franses 和 Dijk(2005)比较了各类线性与非线性模型的预测效果，发现 TV-STR 模型在长期中的预测效果要优于其他模型。

鉴于此，本文将通过引入 TV-STR 模型来考察我国汇率与利率之间的动态联系，运用资本管制、夏普比率、外汇市场干预、和 VIX 指数作为转换变量，在统一框架下检验“风险溢价”、“交易成本”、“外汇市场干预”和“套利受限”四种人民币非抛补利率平价不成立的假说。

三、数据说明与结构断点分析

（一）样本说明与描述性分析

本文样本区间为 2006 年 10 月到 2014 年 3 月，共计 90 个月度样本数据。其中，汇率预期数据采用 Consensus Forecast 的 3 个月期汇率预期数据，中国利率采用 SHIBOR 的 3 个月期利率水平，美国利率采用 LIBOR 的 3 个月期利率水平，上述数据均来自于汤森路透数据库（Datastream）。夏普比率的构建参考 Sarno 等（2006）的

方法, 即 $SR_t = (ER_t^e) / \hat{\sigma}_{ER^e}$, 其中 ER_t^e 为人民币预期超额收益。外汇市场干预指标

的构建参考 Levy-Yeyati 和 Sturzenegger(2005)的方法, 即 $MR_t = \frac{|R_t - R_{t-1}| * E_{t-1}}{B_{t-1}}$, 其

中 R_t 为体现外汇干预的外汇储备¹, B_{t-1} 为基础货币, E_{t-1} 为名义汇率。目前我国外汇交易成本主要体现在资本管制的程度, 本文采用 Ma 和 McCauley (2008) 的方法测度资本管制的程度, 他们认为跨境资本流动越便利, 那么离岸和在岸之间的利差应该越小, 本文采用人民币 3 个月在岸利率与香港离岸市场上人民币 3 个月隐含利率之差测度资本管制, 即 $CC_t = r_t - r_t^*$, 该指标越小代表资本管制程度越低。

表 1 描述性分析

| 变量 | E_t | $E(E_t)$ | ΔR_t | MR_t | VIX_t | SR_t | CC_t |
|-----|--------|----------|--------------|---------|---------|--------|---------|
| 均值 | 6.7424 | 6.6702 | 2.4099 | 0.0255 | 22.2512 | 1.4518 | 0.0073 |
| 标准差 | 0.5046 | 0.4693 | 2.4855 | 0.0231 | 10.2347 | 1.1751 | 0.0085 |
| 偏度 | 0.7115 | 0.7932 | -4.8862 | 3.1340 | 1.9231 | 1.3800 | -0.6538 |
| 峰度 | 2.6525 | 2.7852 | 2.2724 | 18.2976 | 7.1977 | 4.6393 | 6.7770 |
| 最小值 | 6.0509 | 6.035 | -2.5043 | 0.0000 | 10.82 | 0.0127 | -.0304 |
| 最大值 | 7.9032 | 7.79 | 6.0112 | 0.1689 | 62.64 | 5.2573 | 0.0329 |

表 1 的数据分析表明, 人民币名义汇率 及其预期值 分布基本相似, 中美利差数据 由于危机中美国利率的迅速调整具有明显的左偏分布。外汇干预指标 呈现明显的右偏分布和厚尾特征, 在多数时期外汇干预指标处于均值附近的较低程度, 但少数时期存在较大的异常值使其分布明显右偏。夏普比率 由于受到套利因素影响其峰度和右偏性均相对较低, 而波动率指数 则因其外生性致使右偏性和厚尾情况较为显著。资本管制指标 基本近似于正态分布特征, 具有明显对称分布状态。

(二) 基本线性回归

目前, 关于“远期汇率偏离之谜”实证文献的主要思路有两种, 其一是以 Fama(1984) 等为代表的间接法, 通过远期汇率与即期汇率之差 ($f_t - s_t$) 作为解释变量进行分析;

¹ $R_t = (\text{央行对外资产} - \text{央行对外负债} - \text{政府存款}) / \text{名义汇率}$ 。

其二是直接法，直接通过两国实际利差（ $i_t - i_t^*$ ）作为解释变量进行分析。间接法的优势在于数据可得性，但是间接法是基于 CIP 和 UIP 的联合检验，无法真正判断远期汇率的偏离是源于 UIP 偏离还是 CIP 偏离。直接法通过实际利差作为解释变量能够克服上述联合检验的限制。此外，根据 Marey（2004）的研究，非理性的汇率预期范式将对 UIP 理论中的的影响系数产生决定性影响。因此，本文选取中美利差作为模型的解释变量，同时采用 consensusforecast 的调查数据作为汇率变动的预期值。

$$\Delta E(e_{t+1}) = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) \quad (1)$$

模型（1）的分析结果如表 3 的第一列所示，在 2006.10-2014.03 期间人民币汇率预期与利差间的回归系数为 0.432，在整个样本区间，中美利差扩大将会导致人民币汇率的预期贬值。尽管这一结果相对接近 UIP 的理论值 1，但是该模型并没有考虑到内生性和非线性问题，而且模型的可决系数仅为 0.08，结果的稳健性存疑。

事实上，风险偏好（Sarantis, 2006），套利受限（Lyons, 2001）、央行干预（Mark and Moh, 2007）等多种外生变量都会导致即期汇率变动率与利差之间产生非线性关系。本部分参考 Baillie 和 Kilic（2006）的回归方法，初步考察人民币利率与汇率之间的非线性特征，分析的非线性因素包括外汇干预、夏普比率和 VIX 指数、资本管制四个变量。模型的具体设定如下：

$$\Delta E(e_{t+1}) = \alpha + \beta_1 \Delta r_1 + \beta_2 \Delta r_2 + \beta_3 \Delta r_3 \quad (2)$$

首先对（2）式采用 Hansen（2000）方法进行门槛回归检验，结果如表 2，外汇干预指标 MR_t 、夏普比率 SR_t 、波动率指数 VIX_t 和资本管制 CC_t 被划分为三个区间，其中 MR_t 的两个门槛为 0.0126 和 0.039， SR_t 的两个门槛为 0 和 1.86， VIX_t 的两个门槛分别为 15 和 19， CC_t 的两个门槛为 0.002 和 0.013。 Δr_1 、 Δr_2 和 Δr_3 分别在当变量属于第一个区间、第二个区间和第三个区间时取值为利差 Δr ，否则为零。

表 2 门槛检验结果（说明）

| 变量 | MR_t | VIX_t | SR_t | SRA_t | CC_t |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|
| LM 值 | 16.8837 | 20.8623 | 10.3385 | 8.6943 | 53.2681 |
| P 值 | 0.0002 | 0.000 | 0.0234 | 0.0632 | 0.000 |

根据模型估计，表 3 的第 2 列结果表明伴随外汇干预指数上升，利率对于汇率预期的影响系数逐步降低，而且在干预程度高于 0.039 的区间内该影响不再显著。第 3 列结果表明，夏普比率所代表的超额收益增加能够显著提高利率与汇率的联动关系，尤其当夏普比率绝对值大于 1.86 时回归系数接近于 1。第 4 列结果表明，伴随 VIX 指数的上升利率对于汇率预期的影响系数逐步降低，当其指数低于 15 时该系数接近于理论值 1，当其系数高于 19 时作用不再显著。第 5 列的结果表明，伴随资本管制水平的上升，利率与汇率之间的关联机制迅速降低。

通过对线性回归模型的非线性调整，结果表明人民币利率和汇率预期之间存在显著的非线性特征。此外，表 3 的结果表明资本管制水平对于利率与汇率关系的影响似乎最为重要。尽管门槛式的回归能够一定程度提高模型可决系数，然而由于其间断的机制转换方式无法捕捉外汇市场中连续反应，因此模型的准确性仍有待提高。

表 3 基本模型估计

| | (1) | (2) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | | MR_t | SRA_t | VIX_t | CC_t |
| Δr | 0.432*** (2.93) | | | | |
| Δr_1 | | 0.751*** (3.34) | -1.229 (-1.14) | 0.966*** (4.98) | 1.554*** (7.42) |
| Δr_2 | | 0.345** (2.00) | 0.293* (1.86) | 0.349* (1.72) | 0.469*** (3.22) |
| Δr_3 | | 0.094 (0.23) | 0.817*** (3.71) | -0.181 (-0.90) | -0.324* (-1.91) |
| C | -0.0127*** (-10.76) | -0.0130*** (-10.93) | -0.0129*** (-11.15) | -0.0115*** (-10.34) | -0.0124*** (-13.47) |
| $Adj-R^2$ | 0.0784 | 0.0951 | 0.1339 | 0.2327 | 0.4409 |

注：*、**和***分别表示 1%、5%和 10%的显著性，括号内为估计参数的 t 统计量。

四、非抛补利率平价非线性检验与回归分析

基于门槛回归模型的实证结论，人民币利率与汇率预期之间存在明显的非线性变化机制。但是，Lucas(1976)指出固定参数的经济计量分析未能充分考虑公众预期及其行为变动的的影响，无法体现系数的时变性。因此，基于时变性和非线性特征的实证检验对于考察人民币利率与汇率关系显得非常必要。时变平滑转换模型（TV-STR）是由Lundbergh, Terasvirta and Dijk(2003)通过组合 Teräsvirta (1994)提出的平滑转换模型（STR）和 Lin and Teräsvirta (1994) 所提出的时变回归（TV-R）模型而产生，该模型能够通过同时考察模型的时变性和非线性两种特征，有效地提高对于模型估计的准确性和有效性。STR 模型、TV-R 模型和 TV-STR 模型的基本形式分别如下：

$$\Delta E(e_{t+1}) = \phi'_0 X_t + \theta'_0 X_t G(\gamma, c, z_t) + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta E(e_{t+1}) = \phi'_0 X_t + \phi'_1 X_t G(\gamma_t, c_t, t) + \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta E(e_{t+1}) = \phi'_0 X_t + \theta'_0 X_t G(z_t) + [\phi'_1 X_t + \theta'_1 X_t G(z_t)] G_1(t) + \mu_t \quad (5)$$

上述模型的解释变量为 $X_t = (1, \Delta r_t)'$ ，估计系数 ϕ_i 和 θ_i 均为 2 维列向量。其中，STR 模型中的非线性转换函数 $G(\gamma, c, z_t)$ 以资本管制、夏普比率和央行干预等指标作为转换变量刻画利率与汇率关联机制的非线性特征，TV-R 模型中结构性转换函数 $G(\gamma_t, c_t, t)$ 则是以时间变量为转换变量刻画利率与汇率关联机制的时变结构性特征，TV-STR 模型则通过同时引入 $G(\gamma, c, z_t)$ 和 $G(\gamma_t, c_t, t)$ 两个转换函数估计模型结构性与非线性特征。转换函数的基本设定形式为 $G(\gamma, c, z) = \left(1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (z_t - c)\} \right)^{-1}$ ，其中变量 K 表明函数的具体转换特征，变量 γ 体现机制转换的速度，变量 c 体现机制转换的阈值。当 K=1 时，平滑转换函数为 LSTR1 形式，该转换形式为存在一个转换阈值的非对称型函数。当 K=2 时，平滑转换函数为 LSTR2 形式，该形式为存在两个转换阈值的对称型函数。

关于 TV-STR 模型的建模，Lundbergh, Terasvirta, Dijk(2003)指出“Special to General”和“Special to General to Special”两种方法。“Special to General”的建模方法是指首先通过分别检验模型的时变性（TV-R）和非线性（STR），从而进行判断 TV-STR 模型的适

用性。“Special to General”的建模方法则是首先通过同时检验模型的时变性 (TV-R) 和非线性 (STR)，在此基础上进行分别检验，最终判断 TV-STR 模型的适用性。目前，“Special to General”方法存在两方面的问题，首先其估计过程低效，其次估计的最终结果依赖于其估计的路径 (TV-R 或者 STR)。因此，基于“Special to General”方法仍然存在较多争议，本文采取“Special to General to Special”方法。“Special to General to Special”方法的具体步骤如下：首先、直接通过 LM 检验模型是否存在 TV-STR 的非线性形式，该检验最早由 Luukkonen, Saikkonen and Teräsvirta(1988)提出，通过对模型转换函数进行 1 阶泰勒展开式²进行检验以避免模型中相关参数无法定义的问题；其次、如果上述线性原假设被拒绝，继续进行 LM 子检验。子检验将验证 STR 或者 TV-R 是否足以解释模型，验证 TV-STR 模型的必要性；最后，通过模型检验，选择合适的模型进行模型估计和预测。

根据 Terasvirta (1994) 的研究建议，本文模型的检验和估计过程中将转换变量进行了标准化调整，避免建模过程中参数无法收敛、收敛非常慢以及过度估计等异常问题。下表 4 的检验结果表明，人民币利率和汇率预期存在显著的时变性，而且同时存在以外汇干预、夏普比率、VIX 波动指数和资本管制为转换变量的非线性特征。

表 4 TV-STR 非线性检验

| 转换变量 | 检验 | H_0^{TV-STR} | H_0^{STR} | H_0^{TV-R} | 模型选择 |
|---------|-------|----------------|-------------|--------------|--------|
| MR_t | LM 检验 | 5.55E-10 | 0.0538 | 3.34E-08 | TV-STR |
| | F 检验 | 8.22E-15 | 0.0596 | 4.25E-10 | TV-STR |
| SR_t | LM 检验 | 1.86E-10 | 0.0055 | 4.77E-11 | TV-STR |
| | F 检验 | 5.55E-16 | 0.0053 | 9.99E-16 | TV-STR |
| VIX_t | LM 检验 | 1.97E-10 | 0.0062 | 1.54E-10 | TV-STR |
| | F 检验 | 6.66E-16 | 0.006 | 1.40E-14 | TV-STR |
| CC_t | LM 检验 | 5.48E-13 | 1.05E-08 | 5.61E-05 | TV-STR |
| | F 检验 | 0 | 5.67E-11 | 2.29E-05 | TV-STR |

² 该一阶泰勒展开检验式为

$$\Delta E(e_{t+1}) = \alpha^* X_t + \beta^* X_t z_t + \pi^* X_t t + \theta^* X_t z_t t + R(\gamma_1, \gamma_2) + \varepsilon_t, \text{ 检验原假设依次为}$$

$$H_0^{TV-STR} : \beta^* = \pi^* = \theta^* = 0, H_0^{STR} : \beta^* = \theta^* = 0, H_0^{TV-R} : \pi^* = \theta^* = 0。$$

对于时变平滑转换模型转化机制的检验，Luukkonen, Saikkonen and Teräsvirta (1988)指出可以通过在转换变量的附近进行 3 阶泰勒公式展开的辅助回归式³进行检验。根据表 4 的检验结果，本文结构性转换变量时间 t 具有较强的显著性，其转换机制为 LSTR1 的非对称性平滑转换。此外，本文模型中的非线性转换变量中， MR_t 、 SR_t 、 VIX_t 和 CC_t^* 均具有 LSTR1 的非对称性的平滑转换。而且，根据模型检验结果，资本管制的非线性作用效果最为明显，这一点与线性基本模型的结论一致。

表 5 模型平滑转换机制检验

| 转换变量 | F | F ₃ | F ₂ | F ₁ | 模型 |
|----------|--------|----------------|----------------|----------------|-------|
| MR_t | 0.0447 | 0.0653 | 0.5837 | 0.0411 | LSTR1 |
| SR_t | 0.0099 | 0.1004 | 0.0544 | 0.0395 | LSTR1 |
| VIX_t | 0.0000 | 0.0000 | 0.0401 | 0.0022 | LSTR1 |
| CC_t^* | 0.0000 | 0.0181 | 0.0107 | 0.0000 | LSTR1 |
| t | 0.0000 | 0.1906 | 0.9433 | 0.0000 | LSTR1 |

由于模型中可能存在多时间节点或者结构节点的转换，采用单一机制的 TV-STR 模型可能无法捕捉模型的全部信息，导致模型估计仍然存在剩余非线性问题。因此，本文通过参照 Eitrheim 和 Teräsvirta(1996)所提出的剩余非线性检验方法，对单一机制 TV-STR 进行进一步检验。模型检验的结果如下表 6 所示，外汇干预指标、夏普比率和 VIX 波动的非线性模型均存在 2 个时间节点和 1 个结构节点，而资本管制的非线性模型则只存在 1 个时间节点和 1 个结构节点。

³ 该三阶泰勒展开检验式为 $\Delta e_t = \beta_0' X_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' X_t z_t^j + \mu_t^*$ ，检验原假设依次为

$F: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, $F_3: \beta_3 = 0$, $F_2: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$, $F_1: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ 。

表 6 剩余非线性检验

| 变量 | 变量 | TV-STR | TV2-STR | 模型选择 |
|---------|-----|--------|---------|---------|
| MR_t | MR | 0.2844 | 0.9488 | TV2-STR |
| | T | 0.0021 | 0.1822 | |
| SRA_t | SRA | 0.6798 | 0.3451 | TV2-STR |
| | T | 0.0424 | 0.1312 | |
| VIX_t | VIX | 0.1142 | 0.5654 | TV2-STR |
| | T | 0.0589 | 0.1408 | |
| CC_t | CC | 0.2078 | | TV1-STR |
| | T | 0.2227 | | |

根据模型检验，本文的实证模型中以资本管制水平 CC_t 构建的模型为单一机制 TV-STR 模型, 外汇干预、夏普比率和 VIX 指数为转换变量所构建的模型则为两个时间节点的多机制 TV-STR 模型，其模型设定如下：

$$\Delta e_t = \phi'_0 X_t + \theta'_0 X_t G(z_t) + [\phi'_1 X_t + \theta'_1 X_t G(z_t)] G_1(t) + [\phi'_2 X_t + \theta'_2 X_t G(z_t)] G_2(t) + \mu_t \quad (6)$$

其中，非线性转换函数为 $G(\gamma, c, z_t)$ ，结构性转换函数分别为 $G_1(\gamma_t, c_t, t)$ 和 $G_2(\gamma_t, c_t, t)$ 。

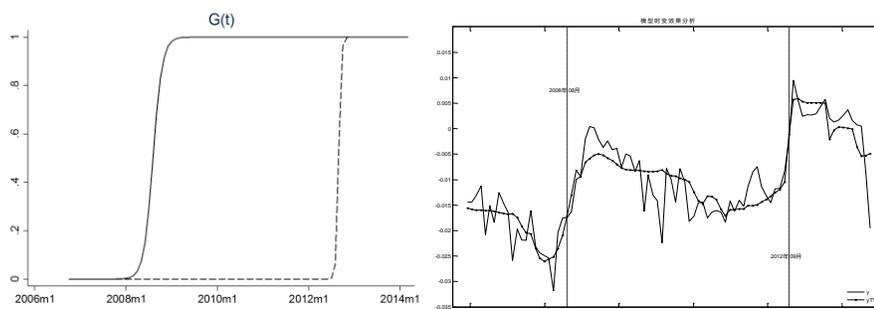
表 7 非线性模型估计

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | TV2-R | TV2-STR (MR) | TV2-STR (VIX) | TV2-STR (SR) | TV1-STR (CC) |
| ϕ_{01} | -0.0221*** (-15.44) | -0.00765* (-1.96) | -0.0262*** (-8.27) | -0.0222*** (-24.04) | -0.0375*** (-3.51) |
| ϕ_{02} | -0.974*** (-3.52) | -13.12*** (-61.25) | -1.801*** (-3.34) | -0.950*** (-7.77) | -3.909** (-2.19) |
| θ_{01} | | -0.0134*** (-3.30) | 0.00325 (1.10) | 17.66*** (7716.12) | 0.0143 (1.36) |
| θ_{02} | | 12.35 . | 1.419** (2.58) | | 3.484* (1.97) |

| | | | | | |
|---------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| ϕ_{11} | 0.0172*** (8.63) | 0.00000981 . | 0.0121** (2.59) | 0.0192*** (11.90) | 0.0354*** (3.29) |
| ϕ_{12} | 0.141 (0.47) | 12.72*** (29.31) | 1.810*** (2.94) | | 4.468** (2.48) |
| θ_{11} | | 0.0167*** (9.73) | 0.00713 (1.54) | -17.67 . | -0.0262** (-2.40) |
| θ_{12} | | -12.96*** (-31.07) | -2.370*** (-3.62) | 0.505* (1.98) | -4.086** (-2.29) |
| ϕ_{21} | 0.0316*** (4.85) | 0.0452*** (4.35) | 0.0408*** (5.91) | 0.0598*** (6.69) | |
| ϕ_{22} | -1.574** (-2.58) | -3.135*** (-3.16) | -2.416*** (-3.74) | -4.892*** (-5.35) | |
| θ_{21} | | -0.0206 (-1.53) | | -0.0343*** (-2.99) | |
| θ_{22} | | 2.404* (1.89) | | 4.067*** (3.60) | |
| γ_z | | 192.8 (0.23) | 721.6 (0.44) | 580.3 . | 7.929*** (3.97) |
| c_z | | 0.955*** (29.81) | 2.061*** (306.72) | 1.088*** (230.15) | 0.738*** (18.20) |
| γ_{1r} | 74.10* (1.68) | 119.2 (1.40) | 65.48* (1.71) | 63.60*** (13.27) | 60.44** (2.44) |
| c_{1r} | 0.256*** (28.66) | 0.267*** (39.81) | 0.252*** (22.10) | 0.260*** (39.10) | 0.255*** (25.14) |
| γ_{2r} | 269.5 (0.88) | 898.6 (0.00) | 171.3* (1.76) | 278.7 (1.25) | |
| c_{2r} | 0.799*** (232.56) | 0.800*** (13.86) | 0.796*** (201.99) | 0.798*** (258.04) | |
| $Adj-R^2$ | 0.7752 | 0.8119 | 0.8065 | 0.8380 | 0.8630 |

注：*、**和***分别表示1%、5%和10%的显著性，括号内为估计参数的t统计量。表中第1列为TVR模型，表中第2-5列依次是以外汇干预、VIX波动指数、夏普比率和资本管制为转换变量所构建TV-STR模型。

图 2 模型结构性转换效果



根据表 7 的实证结果分析, 本文模型存在显著的结构特征。其中, 表中前四列所估计的模型时变阈值均具有较高的显著性, 且阈值估计值均为 0.26 和 0.80, 其对应的时间节点分别为 2008 年 8 月和 2012 年 9 月。根据表 7 中第一列时变回归 (TV-R) 模型估计, 图 2 分别描述了人民币利率与汇率结构性转换的特征和模型拟合效果。结果表明, 利率与汇率间的关联机制在 2008 年 8 月金融危机爆发前后产生相对平滑的变化过程, 而在 2012 年 9 月存在迅速的结构突变, 上述结构变化同样在图 2 的右侧得到了验证。此外, 根据表中第 5 列结果显示, 以资本管制为转换变量的模型中仅仅存在 2008 年 8 月一个结构性转换。因此, 本文结合资本管制指标分析认为, 模型中 2012 年 9 月前后的结构突变很大程度是由于人民币资本管制的水平在此期间迅速降低所导致的。

图 3 模型非线性转换函数

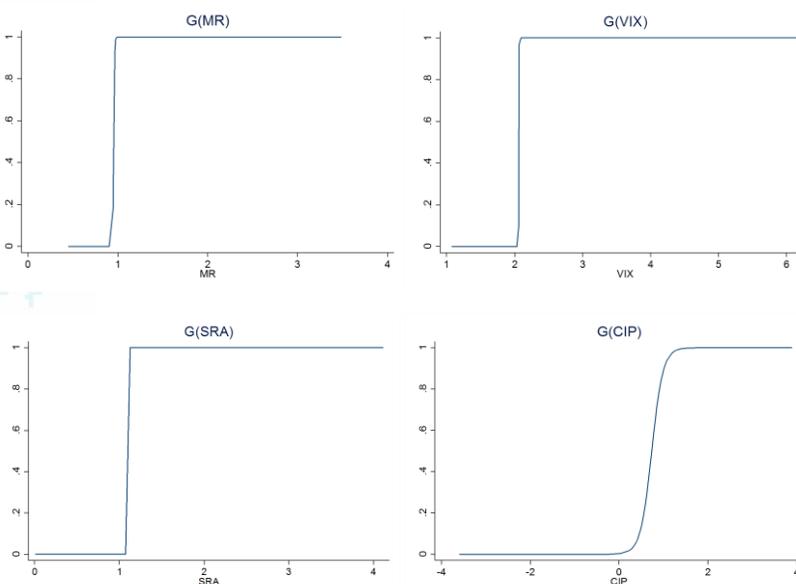
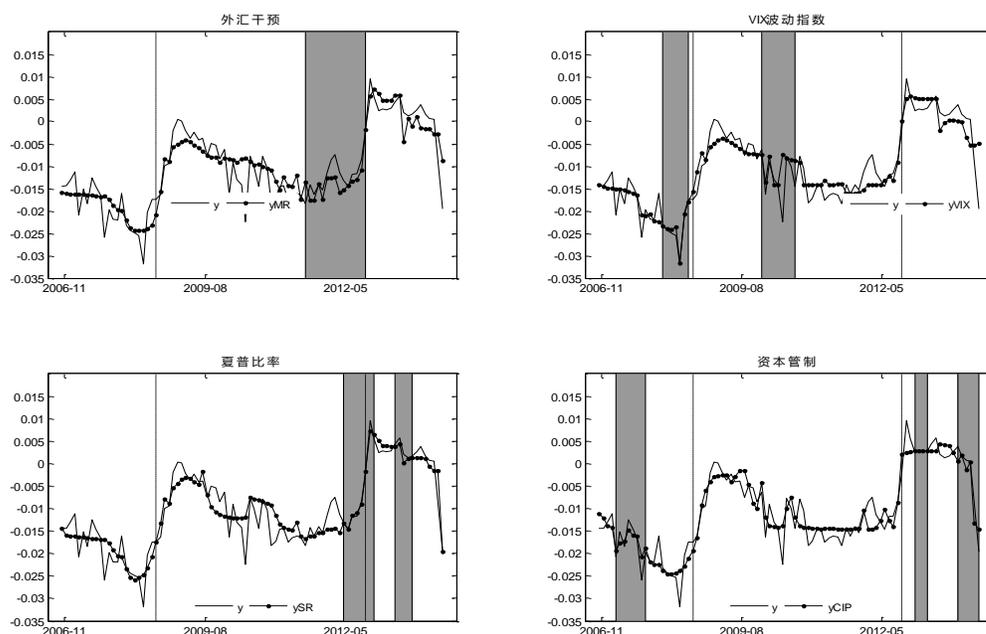


图 4 模型拟合效果分析图



注：图中阴影部分标注为该时期中的最优模型选择。

通过时变回归模型的拟合效果分析，结构性特征有效地提高了模型的估计效果（调整 R^2 增加为 0.7752），然而，汇率预期在拟合过程中变得相对平缓，无法解释实际的汇率预期过程中存在的频繁波动情况。通过表 6 中第 2-5 列的结果分析表明，外汇干预、VIX 波动指数、夏普比率和资本管制通过对于利率与汇率预期关联的非线性调整，在不同程度提高了模型的估计效果。其中，资本管制水平的变动导致利率与汇率间的关联机制具有平滑转换的非线性特征，其他转换变量则对其产生间断的门槛式非线性特征。此外，根据模型估计结果本文选取不同区间中最优模型并在图 4 中予以阴影标注，选择的首要标准为模型残差最小化，其次最优模型相对于时变回归 (TVR) 模型应能够显著提高对于汇率预期波动的拟合效果。结果表明，2008 年 8 月危机之前资本管制和 VIX 波动指数对于模型非线性调整具有更好的解释力，而在 2008 年 8 月至 2012 年 9 月间 VIX 波动指数和外汇干预的影响则更为明显，2009 年之后夏普比率资本管制的非线性影响较为显著。

表 8 TVR 模型利差对汇率预期值的非线性影响

| 模型 | 时期 | 2006.10-2008.08 | | 2008.08-2012.09 | | 2012.09-2014.03 | |
|------------|-----------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 变量 | α | β | α | β | α | β |
| TVR | | -0.022*** (-15.44) | -0.974*** (-3.52) | -0.005*** (-4.05) | -0.833*** (-5.68) | 0.027*** (4.17) | -2.407*** (-4.05) |
| TVSTR(VIX) | VIX<2.061 | -0.026*** (-8.27) | -1.801*** (-3.34) | -0.014*** (-4.31) | 0.009 (0.03) | 0.027*** (4.42) | -2.406*** (-4.32) |
| | VIX>2.061 | -0.023*** (-14.10) | -0.382 (-0.88) | -0.004*** (-2.99) | -0.941*** (-5.38) | 0.037*** (5.27) | -- |
| TVSTR(MR) | MR<0.955 | -- | -- | -0.008* (-1.96) | -0.403 (-1.07) | 0.038*** (3.90) | -3.538*** (-3.85) |
| | MR>0.955 | -0.021*** (-19.42) | -0.769*** (-3.59) | -0.004*** (-3.31) | -1.016*** (-5.79) | 0.020** (2.34) | -1.747** (-2.22) |
| TVSTR(SR) | SR<1.088 | -0.022*** (-24.04) | -0.950*** (-7.77) | -0.003*** (-2.80) | -0.950*** (-7.77) | 0.057*** (6.41) | -5.842*** (-6.44) |
| | SR>1.088 | -- | -- | -0.010*** (-5.22) | -0.445** (-2.04) | 0.015** (2.15) | -1.270* (-1.98) |
| TVSTR(CIP) | CIP<0.738 | -0.038*** (-3.51) | -3.909** (-2.19) | -0.002 (-1.36) | 0.559*** (3.21) | -0.002 (-1.36) | 0.559*** (3.21) |
| | CIP>0.738 | -0.023*** (-19.92) | -0.424 (-1.45) | -0.014*** (-7.47) | -0.042 (-0.24) | 0.014*** (-7.47) | -0.042 (-0.24) |

注：1、表中数字依据表 6 的估计按照公式 (4) 进行计算求得。其中，区间 2006.10-2008.08 时 $G_1(t) = G_2(t) = 0$ ，区间 2008.08-2012.09 时 $G_1(t) = 1, G_2(t) = 0$ ，区间 2012.09-2014.03 时 $G_1(t) = G_2(t) = 1$ 。同样的，当 $z_t < c_z$ 时 $G(z_t) = 0$ ，当 $z_t > c_z$ 时 $G(z_t) = 1$ 。2、--表示该时期不存在该机制实际发生

根据本文的实证，表 8 列示了模型中汇率与利率之间的结构性变化与非线性关系。其中，第一列依次表示所估计的模型，即时变模型 (TVR) 和四个不同转换变量的时变平滑转换模型 (TV-STR)。第二列为不同模型中转换变量的阈值，剩余六列分别表示不同结构性时间阶段中利率与汇率之间的截距项 (α) 和回归系数 (β)。

第二行是单独以时间作为转移变量的时变回归模型 (即 4 式) 的估计结果，分为三个时间阶段。在第一阶段，2006.10-2008.08，利差对汇率预测变动的影响为-0.974，高利率货币反而会升值，非抛补利率平价并不成立，这主要是由于该期间有严格的资

本管制和较高的外汇市场干预，人民币相对美元利差上升无法通过资本流动套利降低人民币升值预期。在第二个阶段，2008.08-2012.09，利差对汇率预期变动的的影响上升为-0.833，这主要是因为2008年7月至2010年6月，人民币重新盯住美元，降低了人民币升值预期，同时2009年12月至2012年9月的欧债危机导致国际资本流动大幅降低，也降低了人民币升值预期。在第三个阶段，2012.09-2014.03，利差对汇率预期变动的的影响下降至-2.407，这是因为人民币国际化政策显著降低了资本管制的程度，跨境资本的套利需求更加强烈。另一方面，人民币汇率形成机制尚不完善，在2012年4月人民币波动幅度扩大至中间价上下1%后，央行依然维持了中间价干预措施。实证结果表明，无论在哪个区间，非抛补利率平价均不成立。然而，在三个时间区间内，都存在外生的结构性变化，仅仅依据利差与远期汇率预测值之间的负相关性的变化，不能完整的反映利差对汇率的影响。接下来继续考察以央行干预、VIX指数、夏普比率和资本管制为转换变量的非线性回归结果。

第三行是以风险波动指数（VIX指数）为转换变量的TV-STR模型的结果，一共分为三个时间阶段和两个强度区制（以6式回归）。根据风险溢价假说，之所以未来即期汇率预期值与利差之间呈现负相关，是因为时变的风险溢价方差大于未来即期汇率预测变动值的方差，而且风险溢价与汇率的贬值预期的协方差为负数。如果风险溢价假说成立，那么，在波动率较高时期时变风险溢价波动和方差将会增加，风险溢价方差的增大进而导致利差与汇率预测值之间的负相关系数应该更低。这种现象在模型中的第三阶段比较明显，VIX波动指数增加导致利率与汇率预期的负相关性增强，而在模型的第一阶段则没有呈现上述现象。此外，在第一阶段和第三阶段的风险波动较低区制，利率与汇率预期二者为显著负相关，在第二阶段（2008.08-2012.09），次贷危机和欧债危机引发了全球投资者风险偏好发生急剧变化，然而，此时的系数反而比第一阶段和第三阶段的波动率较低时期的系数更高，表明风险溢价对于利差系数的影响并不显著。风险溢价假说不成立。

第四行是以外汇市场干预作为转换变量的TV-STR模型的结果，一共分为三个时间阶段和两个强度区制（以6式回归）。外汇市场干预的主要作用是降低人民币升值幅度，根据“外汇干预假说”，在央行干预程度较高时，汇率对利差的反应速度会更缓慢。在上表中，央行外汇市场干预强度较高的区制在三个时间段都很显著，第一阶段利差系数是-0.769，第二阶段是-1.016，第三阶段是-1.747，这反映央行入市干预降低汇率升值预期的效果越来越弱。在相同的央行干预强度下，当中美利差上升1%，人

人民币汇率在第三阶段会出现 1.747% 的升值预期，是第一阶段的 2.3 倍。在央行外汇市场干预强度较低的区别中，前两个阶段均不显著，第三个阶段利差系数则达到 -3.538。

从上述结果可以发现，在外汇市场干预程度较高和较低的两个区别中，人民币汇率均存在较高的远期偏离，非抛补利率平价不成立。这其中有两个主要原因，其一是央行的数量型干预扭曲了外汇市场，其二是央行以中间价为指导的价格型干预降低了汇率形成机制的弹性。在 2012 年 4 月之前，央行在外汇市场主要采取数量干预政策，直接进入外汇市场购买美元降低人民币升值幅度。大规模数量干预所形成的汇率预期，难以反映市场均衡变化，会阻塞利差向远期汇率的传递渠道。2012 年 4 月之后，人民币波动幅度扩大至中间价上下 1%。央行主要采取以中间价为指导的价格型的干预措施，即控制每日的开盘中间价来维持开盘中间价的稳定，降低即期汇率的波动幅度。此后人民币汇率接近或触及上下 1% 浮动区间边缘的频率显著增加，显示市场供需力量没有得到完全平衡。虽然日度波动区间上升，但是汇率在更长的时间周期内(如月内、季内、年内)仍然缺乏上下波动的灵活性。在央行数量型干预和价格型干预的作用下，投资者对人民币汇率的预期并不是理性预期，更大程度上表现出适应性预期和基本面预期的特征(李晓峰, 2010)。在单向适应性升值预期的引导下，非抛补利率平价不再成立，利差系数为负表明人民币的远期偏离程度较高(Engel, 2013)，跨境资本具有一定的套利(carry trade)收益。

以央行外汇市场干预指标为转换变量的结果表明，外汇市场干预假说成立。在前两个时段，干预较高的区别，汇率对利差的反应均为负数，干预较低的区别，汇率对利差之间的关系则不再显著，这与 Mark and Moh (2007) 对日元的检验结果类似，说明央行干预的确会改变汇率对利差的反应时间和程度。值得注意的是第三阶段(2012 年 9 月至 2014 年 3 月)。在这一时期，由于央行干预方式发生改变，在增加汇率波动后，降低了外汇市场数量干预程度，改为采用中间价干预，所以在数量干预程度较低的区别利差系数是 -3.538，反而比同期强度较高区别的利差系数(-1.747)更低。在这一阶段，央行开始扩大人民币波动幅度至中间价上下 1%，转换变量中的央行干预程度较低意味央行不再频繁入市购买美元，这些操作原本应该有利于外汇市场自然出清，使汇率波动在更大程度上反映市场供需变化。然而干预强度较低的区别的利差系数却更高，这表明尽管汇率波动幅度扩大了，以中间价为基础的汇率形成机制依然缺乏有效的价格发现机制，随着中间价调整滞后效应的累积，形成了持续的套利机会，加剧人民币远期汇率溢价的偏离程度。

第五行是以夏普比率 (sharp ratio) 作为转换变量的 TV-STR 模型的结果, 分为三个时间阶段和两个强度区制 (以 6 式回归)。在套利收益较低区制 (夏普比率小于 1.088), 三个阶段的利差系数都较为显著, 前两个阶段利差的系数为-0.95, 第三阶段则迅速上升至-5.842。在套利收益较高的区制 (夏普比率高于 1.088), 第二、三个阶段的利差系数均较为显著, 分别是-0.445 和-1.270。横向比较而言, 套利收益较高区制的利差系数远小于同期较低区制, 这符合套利受限模型中利差对汇率的非线性调整, 在套利收益较高时, 利差会通过跨境资本套利降低汇率的升值预期, 套利收益较低时, 跨境资本活跃度下降, 利差对汇率的影响也随之降低。纵向比较而言, 套利收益的高低并不会改变利差对汇率影响的方向, 特别是在第三个阶段, 非抛补利率平价严重偏离理论值, 这可能是因为人民币一直处于升值通道, 套利收益的变化只能影响人民币升值的幅度, 但是并不足以改变人民币汇率波动的方向。

第六行是资本管制作为转换变量的 TV-STR 模型的结果, 分为两个时间阶段和两个强度区制 (以 5 式回归)。与央行干预转换函数相反, 资本管制较宽松区制内利差的系数都较显著; 资本管制较严格的区制, 利差的系数都不显著。从中可以发现, 在第一阶段, 尽管处于资本管制较宽松的区制, 利差与远期汇率预期值依然是负相关关系, 这表明在此期间, 资本管制对套利活动限制较多, 且外汇市场干预程度较高, 利率和汇率之间的关系并不显著; 在第二阶段, 利差与远期汇率预测值之间呈现正相关性, 符合非抛补利率平价假说。当人民币利率相对美元利率上升时, 人民币汇率的升值预期会相对下降。这表明随着人民币国际化程度推进, 国际资本的跨境套利愈来愈频繁, 利率和汇率之间的关系也越来越密切。货币当局放松资本管制后, 跨境资本流动会通过套利机制降低人民币升值预期。上述结果表明, 交易成本假说成立。资本管制放松会改变汇率对利差影响的方向。当资本管制程度由高变低时, 汇率与利差之间的关系从负相关变成正相关。

上述非线性回归结果表明: (1). 风险溢价假说不成立。在投资者风险偏好波动较剧烈的时候, 汇率对利差的相关系数反而比 VIX 较低的其他阶段更高, 这表明风险溢价并不是最重要的影响变量。(2). 外汇市场干预假说成立。在干预较高的时候, 汇率对利差的相关系数均为负数, 干预较低的区制, 汇率对利差之间的关系不显著, 说明央行干预的确会改变汇率对利差的反应速度。(3). 套利受限假说成立。套利收益较高区制的利差系数远小于同期较低区制, 例如, 在第二阶段, 套利收益较低区制内, 利差变化 1%, 人民币可能会升值 0.95%, 当套利收益上升时, 利差变化 1%, 期间跨境资本的

套利使人民币却仅升值了 0.445%。这符合套利受限模型中利差对汇率的非线性调整，但是外汇市场干预和套利收益的高低并不会改变利差对汇率影响的方向。(4)交易成本假说成立。资本管制放松会改变汇率对利差影响的方向。当资本管制程度由高变低时，汇率与利差之间的关系会从负相关变成正相关。

五、结论与政策启示

本文实证检验了 2005 年汇改以来，人民币非抛补利率平价是否成立。针对“风险溢价”、“外汇市场干预”“套利受限”和“交易成本”四种假说，采用 TV-STR 非线性时变系数模型研究了利差对人民币汇率波动的影响机制。研究发现，在样本期间，人民币非抛补利率平价并不成立，而且人民币远期汇率偏离程度不断上升。具体而言，央行外汇市场干预和套利收益的变动改变了汇率对利差的反应速度和时间，即在央行外汇市场干预程度较高和套利空间较低的区间，利差和汇率之间的负相关程度更高。在资本管制较严格的区制，利差与汇率之间没有相关性，在资本管制较宽松的区制，利差与汇率之间会出现显著的正相关，高利率货币远期会出现贬值预期。而 VIX 指数波动引起的风险溢价变化并不是人民币远期汇率偏离的主要原因。

从结论的政策涵义来看，资本管制是人民币非抛补利率平价成立与否的关键，央行的外汇市场干预则会影响到人民币对利差的响应时间和程度。随着中国资本账户开放度的提升，以中间价为基础的人民币汇率形成机制与跨境资本流动的套利，在短期正面临越来越突出的矛盾。不论是 2012 年之前央行的数量型外汇市场干预，还是此后以管理中间价为目标的价格型外汇市场干预方式，都扭曲了市场预期，不能合理地反映外汇市场供求关系变化，导致利差对汇率的影响相对有限。而且在以中间价为目标的管理方式下，外汇市场经常出现人民币汇率触及日波幅上限的情况，即期外汇市场交易活跃程度也因此下降，这进一步降低了人民币汇率对利差的响应速度。值得注意的是第三阶段 2012 年 9 月至 2014 年 3 月期间，人民币国际化进程不断上升，跨境套利愈演愈烈，利率较高的人民币相对美元反而升值得更剧烈。这表明，在利率和人民币汇率市场化实现之前，实施资本项目的渐进式自由化，会为国际投资的套利和套汇提供巨大利润空间，中国则会因此蒙受巨大福利损失。

参考文献:

- 姜波克. 人民币自由兑换和资本管制[M]. 复旦大学出版社, 1999.
- 李晓峰、陈华, 2010: 《交易者预期异质性、央行干预效力与人民币汇率变动——汇改后人民币汇率的形成机理研究》, 《金融研究》第 08 期。
- 潘锡泉, 2013: 《中美利率和汇率动态效应研究:理论与实证——基于拓展的非抛补利率平价模型的研究》, 《国际贸易问题》, 第 06 期。
- 易纲、范敏, 1997: 《人民币汇率的决定因素及走势分析》, 《经济研究》第 10 期。
- Bacchetta, P., and E. V. Wincoop, 2010, “Infrequent Portfolio Decisions: A Solution to the Forward Discount Puzzle”, *The American Economic Review*, 100(3), 870—904.
- Baillie, R. T., and R. Kilic, 2006, “Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly?”, *Journal of International Money and Finance*, 25(1), 22—47.
- Baldwin, R. E., 1990, “Re-interpreting the Failure of Foreign Exchange Market Efficiency Tests: Small Transaction Costs, Big Hysteresis Bands”, NBER Working Papers, No. 3319.
- Eitrheim, Ø., and T. Teräsvirta, 1996, “Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of Econometrics*, 74(1), 59—75.
- Engel, C., 1996, “The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence”, *Journal of empirical finance*, 3(2), 123—192.
- Engel C. 2013, *Exchange Rates And Interest Parity* [R]. NBER Working Paper,.
- Fama, E. F., 1984, “Forward and Spot Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319—338.
- Franses, P. H., and D.V. Dijk, 2005, “The Forecasting Performance of Various Models for Seasonality and Nonlinearity for Quarterly Industrial Production”, *International Journal of Forecasting*, 21(1), 87—102.
- Froot, K. A., and R. H. Thaler, 1990, “Anomalies: Foreign Exchange”, *The Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179—192.
- Hansen, B. E., 2000, “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, 68(3), 575—603.
- Kyle, A. S., 1985, “Continuous Auctions and Insider Trading”, *Econometrica*, 53(6), 1315—1335.
- Levy-Yeyati, E., and F. Sturzenegger, 2005, “Classifying Exchange Rate Regimes:

Deeds vs. Words”, *European economic review*, 49(6), 1603—1635.

Lin, C. F. J., and T. Teräsvirta, 1994, “Testing the Constancy of Regression Parameters against Continuous Structural Change”, *Journal of Econometrics*, 62(2), 211—228.

Lucas Jr, R. E., 1976, “Econometric Policy Evaluation: A Critique”, *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 1, 63—64.

Lundbergh, S., T. Teräsvirta, and D. V. Dijk, 2003, “Time-varying Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(1), 104—121.

Luukkonen, R., P. Saikkonen, and T. Teräsvirta, 1988, “Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models”, *Biometrika*, 75(3), 491—499.

Lyons, R. K., 2001, *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge and London.

Ma, G., and R. N. McCauley, 2008, “Efficacy of China's Capital Controls: Evidence from Price and Flow Data”, *Pacific Economic Review*, 13(1), 104—123.

Marey, P. S., 2004, *Uncovered Interest Parity Tests and Exchange Rate Expectations*, METEOR, Maastricht research school of Economics of TEchnology and ORganizations.

Mark, N. C., and Y. K. Moh, 2007, “Official Interventions and the Forward Premium Anomaly”, *Journal of Empirical Finance*, 14(4), 499—522.

McCallum, B. T., “A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship”, *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 105—132.

Meredith, G., and M. D. Chinn, 1998, “Long—horizon Uncovered Interest Rate Parity”, *NBER Working Papers*, No. 6797.

Sarantis, N., 2006, “Testing the Uncovered Interest Parity Using Traded Volatility, a Time-Varying Risk Premium and Heterogeneous Expectations”, *Journal of International Money and Finance*, 25(7), 1168—1186.

Sarno, L., G. Valente, and H. Leon, 2006, “Nonlinearity in Deviations From Uncovered Interest Parity: An Explanation of the Forward Bias Puzzle”, *Review of Finance*, 10(3): 443—482.

Teräsvirta, T., 1994, “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208—218.

声明：本报告非成熟稿件，仅供内部讨论。报告版权为中国社会科学院世界经济与政治研究所国际金融研究中心所有，未经许可，不得以任何形式翻版、复制、上网和刊登。