

人民币汇率定价的逆周期因子： 启用时间、驱动因素与实施效果

张明

陈胤默

【摘要】

本文对 2017 年 5 月至 2019 年 9 月期间人民币汇率定价过程中逆周期因子的使用进行了测算，并构建非限制性 VAR 模型分析了中国央行两次启用逆周期因子的驱动因素和实施效果。研究发现：第一，相对于官方公布时间，两次逆周期因子调节均呈现出提前开始和滞后结束的情况，且调整幅度呈现逐渐收窄的趋势；第二，第二次逆周期因子的调节幅度大于第一次；第三，人民币汇率波动是第一次逆周期因子调节的主要驱动因素，而离岸在岸汇价差和汇率政策不确定性是第二次逆周期因子调节的主要驱动因素；第四，两次逆周期因子调节均对人民币汇率波动产生了抑制作用，但加剧了离岸市场人民币贬值预期。

【关键词】

人民币汇率定价；逆周期因子；驱动因素；实施效果

【文章编号】

IMI Working Paper No. 2036



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/>

1937

人民币汇率定价的逆周期因子： 启用时间、驱动因素与实施效果

张明¹ 陈胤默²

【摘要】 本文对 2017 年 5 月至 2019 年 9 月期间人民币汇率定价过程中逆周期因子的使用进行了测算，并构建非限制性 VAR 模型分析了中国央行两次启用逆周期因子的驱动因素和实施效果。研究发现：第一，相对于官方公布时间，两次逆周期因子调节均呈现出提前开始和滞后结束的情况，且调整幅度呈现逐渐收窄的趋势；第二，第二次逆周期因子的调节幅度大于第一次；第三，人民币汇率波动是第一次逆周期因子调节的主要驱动因素，而离岸在岸汇价差和汇率政策不确定性是第二次逆周期因子调节的主要驱动因素；第四，两次逆周期因子调节均对人民币汇率波动产生了抑制作用，但加剧了离岸市场人民币贬值预期。

【关键词】 人民币汇率定价；逆周期因子；驱动因素；实施效果

一、引言

自 2015 年 811 汇改以来至今，人民币兑美元汇率总体上面临贬值压力。为了抑制人民币兑美元汇率的快速贬值，中国央行采用了动用外汇储备逆向干预市场、收紧对短期资本外流的管制、频繁调整人民币兑美元汇率的中间价形成机制等措施（Zhang, 2019）。

自 811 汇改至今，人民币兑美元汇率中间价形成机制，已经历过六次重大调整：第一次，在 2015 年 811 汇改之后，央行让人民币兑美元汇率中间价直接等于前一日收盘价；第二次，从 2016 年初起，央行宣布实施“收盘价+篮子汇率”的双目标定价机制；第三次，央行在 2017 年初调整了人民币篮子货币的数量和权重，并缩短了一篮子货币的参考时间；第四次，为了适度对冲市场情绪的顺周期波动，央行宣布在 2017 年 5 月 26 日引入逆周期调节因子，由此将“收盘价+篮子汇率”的双目标定价机制转变为“收盘价+篮子汇率+逆周期因子”的三目标定价机制；第五次，“2018 年 1 月，随着我国跨境资本流动和外汇供求趋于平衡，人民币对美元汇率中间价报价行基于自身对经济基本面和市场情况的判断，将‘逆周期因子’调整至中性”；第六次，“受美元指数走强和贸易摩擦等因素影响，外汇市场出现了一些顺周期行为。2018 年 8 月 24 日以来，人民币对美

¹ 张明，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国社科院金融研究所副所长

² 陈胤默，中国社会科学院世界经济与政治研究所

元汇率中间价报价行主动调整了‘逆周期系数’，以适度对冲贬值方向的顺周期情绪”¹。

从上述回顾中不难看出，逆周期因子的使用、暂停与重启，在 2017 年 5 月至今的人民币兑美元汇率中间价定价机制中扮演着重要角色。很多学者认为，逆周期因子的引入，重新给人民币兑美元汇率中间价形成机制引入了不确定性，这一方面的确强有力地抑制了市场上的人民币贬值预期，但另一方面却不利于人民币汇率形成机制的市场化改革（张明，2016；余永定和肖立晟，2017）。² 因此，对央行逆周期因子的使用进行全面的定量研究与评估，有助于深化学界与市场对逆周期因子功过是非的讨论。

本文的主要贡献在于，从三个方面较为全面地对逆周期因子的使用进行定量研究与评估：其一，通过对每日逆周期因子的测算，来分析央行究竟在什么时期使用了逆周期因子，且在不同时期使用逆周期因子的强度如何？其二，分析逆周期因子之所以得到使用的驱动因素，也即哪些市场因素可能导致央行使用逆周期因子？其三，分析逆周期因子的使用效果，也即是否实现了央行抑制人民币汇率过快贬值的目标？与目前关于逆周期因子的有限定量研究文献相比，本文的研究更加全面系统。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分是文献回顾，第三部分对逆周期因子进行测算，第四部分对逆周期因子的驱动因素进行计量分析，第五部分对逆周期因子的实施效果进行实证评估，第六部分是结论。

二、文献综述

本研究与两个方面的文献有关：人民币汇率中间价定价机制和外汇市场干预。

（一）人民币汇率中间价定价机制

现有研究重点围绕 811 汇改、人民币货币篮和逆周期因子开展研究。

关于 811 汇改的实施效果，学者们的意见不统一。

首先，关于 811 汇改的时机选择，张明（2016）认为 811 汇改的方向是正确的，但在时机选择上值得商榷，且央行持续干预离岸市场的做法欠妥。余永定和肖立晟（2017）则认为，811 汇

¹ 资料来源于中国人民银行官网：<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3610722/index.html>。

² 例如，余永定和肖立晟（2017）认为，在 2015 年 8 月 13 日以后的相当长一段时期内，央行汇率政策的中心任务是“打破贬值预期”以稳定人民币兑美元的汇率。当市场预期贬值时，让汇率升值；当市场贬值预期消失或削弱，就停止或减少干预。如果汇率在市场作用下贬值，贬值预期再起，就再次干预或加强干预。没人知道汇率是按什么规则变动的。逆周期在这方面更是发挥了突出作用。

改是央行推动汇率形成机制市场化、实行汇率制度由类爬行安排向浮动汇率制度过渡的一次重要尝试。而在 811 汇改之后的相当长一段时期内，央行汇率政策的中心任务是打破贬值预期。

其次，在 811 汇改的后续调整方面，余永定和肖立晟（2016）主张人民币汇率应该尽快实现自由浮动。而为了防止汇率超调，可以引入人民币盯住宽幅一篮子货币作为过渡措施。张明（2016）认为中国央行应该创建一个关于人民币汇率的年度宽幅目标区间。

再次，关于 811 汇改的实施效果，管涛（2016）认为，811 汇改的直接后果是人民币与美元意外加速脱钩，造成了市场情绪波动，加剧了外汇市场震荡。李政（2017）却认为 811 汇改取得了预期的效果，其研究发现，2013 年初至 811 汇改前，人民币中间价方向性溢出在持续下跌。而在 811 汇改后，人民币兑美元汇率价格体系的总体溢出、中间价对其他价格的方向性溢出均明显上升，且 CNY 即期和远期等在岸价格的作用进一步凸显。Frankel 和谢丹夏（2018）也认为，811 汇改进一步提高了人民币汇率的浮动程度，并削弱了与美元的关联度。

从 2017 年 1 月 1 日起，CFETS 篮子货币数量由 13 种增加至 24 种。自 2017 年 2 月起，外汇市场做市商将参考一篮子货币的时间由 24 个小时缩短为 15 个小时。葛天明等（2019）认为，这可以避免人民币兑美元汇率日间变化在次日汇率中间价中被重复反映。Frankel 和谢丹夏（2018）认为，中国央行公开人民币货币篮子的币种与权重有利于提高汇率制度透明度，但他们估算发现，美元、欧元和日元三种货币在人民币货币篮中占有压倒性权重，而央行所列的其他篮子货币对人民币汇率中间价的影响并不显著。

学者们在逆周期因子的实施效果方面，存在一定的意见分歧。

首先，从逆周期因子的实施阶段来看，丁剑平和黄嫵（2018）认为，逆周期因子的引入只是一个暂时性政策，逆周期因子的引入短期内可以稳定人民币汇率预期，但中长期而言，这会使得央行货币政策的独立性丧失。与此相反，缪延亮和谭语嫣（2019）则认为，通过包括逆周期因子在内的人民币汇率形成机制的调整，实现了汇率的真正双向波动，加强了汇率形成机制透明度，从而为未来清洁浮动的汇率制度改革打下坚实基础。

其次，从逆周期因子实施的收益来看，管涛（2017）认为，实施逆周期因子调节，有助于缓解人民币汇率波动对国内经济基本面变化反映不足的问题，增强人民币汇率调控自主性，对冲市场情绪的顺周期波动。陈卫东和谢峰（2018）指出，逆周期因子调节能够对冲市场情绪引发的“羊群效应”，这有利于稳定人民币汇率预期，下一步人民币汇率定价机制改革可考虑调节“三因素”各自的系数。

再次，从逆周期因子的实证检验方法来看，可以根据三因子定价模型（中间价=收盘汇率+一篮子货币汇率变化+逆周期因子）倒算逆周期因子。何青等（2018）的实证检验发现，逆周期因子的引入降低了人民币汇率波动性，但对人民币汇率走势没有显著影响。葛天明等（2019）的研究指出，逆周期因子能够有效抑制外汇市场顺周期的影响，但不会减弱市场供求对中间价形成的影响。

最后，从逆周期因子面临的挑战来看，管涛（2017）认为有三点挑战：一是宏观经济数据的好坏，在技术上恐难将美元指数的变化具体量化为人民币兑美元中间价的波动；二是若市场对宏观经济数据的好坏缺乏共识，将制约逆周期因子的调控效果；三是通过逆周期因子计算公式，来量化宏观经济数据对人民币兑美元汇率的影响，可能导致一致性预期，这不利于市场出清。

（二）外汇市场干预

为了稳定外汇市场，平抑外汇市场异常波动，央行有时会进行外汇干预。外汇干预包括直接干预和间接干预。直接干预包括冲销式干预和非冲销式干预，也即中央银行通过在外汇市场买卖外汇来影响本国汇率；间接干预是指央行通过调节利率等其他因素来间接影响本国汇率。

有些学者认为外汇干预是必要的，有三种主要理论可以用来支持外汇市场干预（杨丽华，2016）：一是对有效市场假说的质疑。汇率定价的资产市场理论认为，外汇市场并不是一个有效市场，为稳定汇率，在汇率异常波动时，有必要实施外汇干预。Ghosh 等（2016）总结了全球金融危机之后的经验，认为外汇市场干预可以作为货币政策工具的有效补充，有利于本国福利水平的提高，可实现通货膨胀和外汇市场稳定的目标。二是汇率失调假说。Frankel and Froot（1990）发现，1981—1990年期间，美元汇率波动无法通过利差、经济增长、经常账户差额等宏观变量来解释，美元汇率走势与基本面因素相背离。这是因为，受到宏微观因素的综合影响，现实经济中的汇率存在被高估或低估的情况。因此，开放经济宏观决策的核心任务是致力于将实际汇率与均衡汇率运动趋势调整到一致水平。三是汇率超调假说。Dornbush（1976）认为外汇市场干预是必要的，因为在均衡汇率的调整过程中，汇率波幅会因汇率超调，越过长期均衡汇率水平。即便外汇市场很发达，因汇率超调的存在，汇率水平严重偏离均衡汇率水平的情况仍会出现。因此，需要央行干预来稳定外汇市场。从历史经验来看，外汇干预在大部分情况下是有效的（Sarn and Taylor，2001）。

然而，外汇市场干预也会损害中央银行的公信力。Menkhoff（2013）认为，确保外汇干预的可信性是外汇干预的核心，外汇干预不应与基本面走势和政策底线相背离。为了避免不合时宜的

干预损害政府公信力，实行自由浮动汇率制度的发达国家并不会经常进行外汇市场干预（Eichengreen, 1998）。Ghosh 等（2016）指出，若需要使用外汇干预，需要在确保央行政策公信力的情况下使用，诸如提前告知市场外汇干预属于货币政策工具，央行在进行外汇干预时，提前告知公众使用时间。Benigno 等（2016）认为，保持政策的公信力和配合实施宏观审慎型资本管制措施，是外汇干预有效实施的关键所在。

中国学者们对中国外汇市场干预的观点同样存在分歧。

一派观点支持外汇市场干预。陆志明和程实（2009）研究发现，市场化的人民币外汇干预会导致央行正向的干预收益，可以降低就业与经济增长的波动性，次贷危机之后，中国央行采取灵活的外汇干预政策是合理的政策选择。陈华（2013）认为，在 2005 年汇改后的大部分时期里，央行干预有效促进了人民币汇率均衡。王爱俭和邓黎桥（2016）的研究发现，相较于任意干预，基于规则的干预对汇率的调整过程更为稳健，且比任意干预成本更小。

另一派观点则反对外汇市场干预。干杏娣等（2007）的研究发现，央行外汇干预的效果具有非对称性，相对于阻止人民币升值的外汇市场干预，支持人民币升值的外汇市场干预效果更好。奚君羊和戎如香（2008）则认为，我国央行市场外汇干预的效果可能存在长期持续性。李晓峰和陈华（2010）指出，人民币汇率预期具有显著的异质性，货币当局在进行外汇市场干预时，应考虑外汇市场干预方向和幅度，更应关注市场参与者特征及变化，从而达到政策干预的效果。要做到这一点，难度非常大。王芳（2013）认为，中国央行承担了过多的“汇率责任”，使其在面临多重政策目标时难以平衡，从而损害了央行的公信力。肖立晟和刘永余（2016）的研究发现，人民币对利差的响应时间和程度，会受央行外汇市场干预和跨境套利收益变化的影响，导致非抛补利率平价系数的偏离更加严重。

（三）小结

从上述对人民币汇率形成机制和外汇干预研究文献的综述中，我们可以发现两个问题：

其一，现有关于人民币汇率形成机制的研究多集中在 2015 年 811 汇改的影响，少有文献专门针对逆周期因子进行量化分析研究。即使是关于逆周期因子的定量研究文献，也主要集中于研究逆周期因子第一次使用期间（2017 年 5 月至 2018 年 1 月）的测算及影响，目前还没有针对两次逆周期因子调节进行对比研究的文献。事实上，两次逆周期因子的实施背景、驱动因素和实施效果可能不尽相同，本文的研究将为相关文献提供一个较好的补充。

其二，目前针对外汇干预的文献还未将逆周期因子调节考虑在内。逆周期因子调节是否实现

了人民币汇率的双向波动、是否提高了人民币的汇率弹性、是否加强了人民币汇率定价机制的透明度？这些都是值得探讨的话题。本文也将进一步丰富中国外汇市场干预的研究文献。

三、逆周期因子的测算

（一）逆周期因子的定义

央行在 2017 年第二季度《中国货币政策执行报告》中，详细阐述了人民币汇率“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”的三因子定价机制。在计算逆周期因子时，可先从上一日收盘价较中间价的波幅中剔除篮子货币变动的影响，由此得到主要反映市场供求的汇率变化，再通过逆周期系数调整得到“逆周期因子”。逆周期系数由各报价行根据经济基本面变化、外汇市场顺周期程度等自行设定。

（二）逆周期因子的测算方法

据此，我们参考何青等（2018）和葛天明等（2019）的方法，通过以下步骤对逆周期因子进行测算：

第一步：本文采用 CFETS 指数作为央行一篮子货币的主要参考。计算（t-1）日除美元以外的 23 种篮子货币与人民币双边即期汇率的加权平均波幅。

首先，分别计算人民币兑 23 种货币的夜盘汇率变动比率。以日元为例，式（1）表示日元兑人民币的夜盘汇率变动比率，其中 $\frac{JPY}{CNY} g_t$ 表示日元兑人民币的夜间外盘汇率变动比率；模型中的下标 m 表示 9:30 日元兑人民币中间价公布前的外盘汇率报价；下标 n 表示前一日 16:30 日元兑人民币的收盘汇率¹。

$$\frac{JPY}{CNY} g_t = \frac{JPY}{CNY}_{mt} / \frac{JPY}{CNY}_{mt-1} \quad (1)$$

其后，根据 CFETS 篮子权重与 23 种篮子货币的夜间外盘汇率变动比率，计算除美元以外的人民币相对 CFETS 篮子货币的夜间外盘汇率变动比率。

¹ 需要说明的是，为了避免美元汇率日间变化在次日中间价中重复反应，外汇市场自律机制在 2017 年 2 月将中间价对一篮子货币的参考时段调整为前一日 16:30 到次日 7:30。由于人民币外汇交易在 7:30 处于休市状态，本文参考何青等（2018）的方法，采用美元与 23 种货币的外盘汇率跳价进行套算，获得美元以外的 23 种货币的夜盘汇率变动，计算时间区间为上日 16:30 到次日 9:30。其后，根据人民币对一篮子货币汇率基本稳定，倒算出人民币兑美元双边汇率调整幅度。本文选取的时间段与外汇市场自律机制设定的规则不冲突。

$$CFETSg_t = \frac{USD}{CNY} g_t^{K1} \times \frac{EUR}{CNY} g_t^{K2} \times \frac{JPY}{CNY} g_t^{K3} \times \frac{HKD}{CNY} g_t^{K4} \times \dots \times \frac{MXN}{CNY} g_t^{K24} \quad (2)$$

$CFETSg_t$ 表示人民币相对一篮子货币的夜盘汇率变动比率；上角标 K1, K2、K3 至 K24 表示 24 种篮子货币对应的 CFETS 权重。

最后，参考何青等（2018）的方法，采用美元与其他 23 种货币的外盘汇率跳价，转换开盘前人民币兑其他 23 种货币的汇率变动率。例如，根据日元套算汇率的计算方法为：

$\frac{JPY}{CNY} = \frac{JPY}{USD} \times \frac{USD}{CNY}$ 。由此，得出如下计算模型：

$$\begin{aligned} \frac{JPY}{CNY} g_t &= \frac{JPY}{CNY_{m_t}} / \frac{JPY}{CNY_{m_{t-1}}} \\ &= \frac{JPY}{USD_{m_t}} \times \frac{USD}{CNY_{m_t}} / \frac{JPY}{USD_{m_{t-1}}} \times \frac{USD}{CNY_{m_{t-1}}} \\ &= \frac{JPY}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \end{aligned} \quad (3)$$

将式（2）和式（3）相结合可得：

$$\begin{aligned} CFETSg_t &= \frac{USD}{CNY} g_t^{K1} \times \left(\frac{EUR}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \right)^{K2} \times \left(\frac{JPY}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \right)^{K3} \\ &\quad \times \dots \times \left(\frac{MXN}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \right)^{K24} \end{aligned} \quad (4)$$

第二步：以篮子汇率平稳（波幅为 0）为前提，倒算出美元兑人民币夜盘汇率变动比率，并基于此作为 t 日中间价的“一篮子货币汇率变化”部分。令 $CFETSg_t = 1$ ，求得：

$$\begin{aligned} \frac{USD}{CNY} g_t &= \frac{1}{\left(\frac{EUR}{USD} g_t \right)^{K1} \times \left(\frac{JPY}{USD} g_t \right)^{K2} \times \dots \times \left(\frac{MXN}{USD} g_t \right)^{K23}} \\ &= \left(\frac{USD}{EUR} g_t \right)^{K1} \times \left(\frac{USD}{JPY} g_t \right)^{K2} \times \dots \times \left(\frac{USD}{MXN} g_t \right)^{K23} \end{aligned} \quad (5)$$

计算出美元兑人民币夜盘汇率变动比率后，进一步换算成以美元为基准的汇率报价变动基点：

$$\frac{CNY}{USD} bp_t = \frac{CNY}{USD_{t-1}} \times \left[\frac{1}{\frac{USD}{CNY} g_t} - 1 \right] \quad (6)$$

式中， $\frac{CNY}{USD}bp_t$ 为 t 期根据人民币兑美元夜盘汇率变动比率换算成 $\frac{CNY}{USD}$ 的差价变动。

第三步：根据人民币兑美元收盘价和中间价，倒算出逆周期因子（CVFAC）：

$$CVFAC_t = \frac{CNY}{USD_{xt}} - \frac{CNY}{USD_{nt-1}} - \frac{CNY}{USD}bp_t \quad (7)$$

式（7）中， $\frac{CNY}{USD_{xt}}$ 表示 t 期人民币兑美元汇率中间价， $\frac{CNY}{USD_{nt-1}}$ 表示 t-1 期 16:30 时人民币

兑美元汇率收盘价， $CVFAC_t$ 表示 t 期测算出的逆周期因子。

本文从 Wind 数据库和 www.investing.com 获得汇率数据，具体测算结果如下。

（三）逆周期因子的测算结果

1. 描述性统计

表 1 汇报了逆周期因子的描述性统计结果。第一次逆周期因子的计算区间为 2017 年 5 月 26 日至 2018 年 1 月 19 日。第二次逆周期因子的计算区间为 2018 年 8 月 24 日至 2019 年 9 月 17 日。从表 1 中我们可以得出两个结论：第一，两次逆周期因子的均值均大于 0，这意味着央行在大多数时候是采用逆周期因子“调升”人民币兑美元汇率中间价，避免人民币过快贬值；第二，我们采用当日逆周期因子除以上日人民币兑美元收盘价计算逆周期因子的调节幅度。如表 1 的均值所示，第二次逆周期因子的调节幅度显著大于第一次逆周期因子的调节幅度。

表 1 逆周期因子的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
第一次逆周期因子	146	0.000 01	0.000 49	-0.001 76	0.000 08	0.000 97
第二次逆周期因子	236	0.000 23	0.000 61	-0.001 87	0.000 18	0.003 15
第一次逆周期因子调节幅度	146	0.000 07	0.003 23	-0.011 60	0.000 49	0.006 43
第二次逆周期因子调节幅度	236	0.001 63	0.004 23	-0.012 80	0.001 28	0.022 24

2. 两次逆周期因子调节特征分析

在图 1 中，美元兑人民币即期汇率的数值对应着左轴，上升表示人民币贬值，下降表示人民币升值；人民币贬值预期和逆周期因子调节幅度的数值对应右轴。人民币贬值预期参考张明和谭小芬（2013）的方法，计算公式为（美元兑人民币即期汇率-香港 NDF 市场 12 个月美元兑人民币远期汇率）/美元兑人民币即期汇率，贬值预期取值为负且数值越小，表示市场存在的人民币贬值预期越高。逆周期因子调节幅度采用计算获得的逆周期因子数值除以上日人民币兑美元的收盘价获得。调节幅度大于零，表示央行在“调升”人民币汇率。调节幅度上升，表示央行对人民币的

调升幅度在加大。

从图 1 可以观察到的总体特征有三：第一，相对于官方公布时间，两次逆周期因子调节呈现出提前开始和滞后结束的情况，且调整幅度呈现逐渐收窄的趋势；第二，第二次逆周期因子的调节幅度显著大于第一次逆周期因子的调节幅度；第三，两次逆周期因子调节所面临的人民币汇率波动与人民币贬值预期期间的关系存在差异，也即两次逆周期因子调节面临的外部环境不同。

在第一次逆周期因子调节期间，美元兑人民币即期汇率和逆周期因子均与人民币贬值预期呈负相关关系。具体而言，在 2017 年 5 月末，“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”三目标定价机制正式形成，此时人民币贬值预期在加大，在此期间能够明显地观察到逆周期因子在“调升”人民币汇率中间价。此时，市场对人民币汇率的贬值预期得以成功扭转，美元兑人民币开启一轮震荡升值。

在官方宣布逆周期因子调节暂停期间，人民币汇率呈现出由升转贬的趋势，市场在该阶段对人民币贬值预期未出现较大波动，逆周期因子调节幅度呈现双向波动趋势。2018 年 1 月，尽管央行宣布暂停逆周期因子的作用，但其似乎仍在“调升”人民币汇率中间价。不过，逆周期因子的调整幅度呈现逐渐收窄趋势。2018 年 3 月至 6 月，逆周期因子的作用表现出双向波动、波幅较小的特征，表明央行确实基本暂停了逆周期因子操作。但是，在 2018 年 7 月初，随着市场对人民币贬值预期的加大，逆周期因子在此时似乎又重新发挥“调升”人民币汇率中间价的作用。从图中可以发现第二次逆周期因子调节的启动时间早于央行官方公布的时间（2018 年 8 月 24 日）。

在第二次逆周期因子调节期间，美元兑人民币即期汇率与人民币贬值预期呈正相关关系，逆周期因子与人民币贬值预期仍呈现负相关关系。从趋势上看，两次逆周期因子调节多是以“调升”为主。从波幅上看，第二次逆周期因子调节的波幅大于第一次逆周期因子调节的波幅。之所以出现该情况，可能的原因在于中美贸易摩擦加剧了人民币汇率波动。2018 年 7 月中美贸易摩擦加剧，美国于 2018 年 7 月 6 日开始对中国 340 亿美元商品加征 25% 的关税。美元兑人民币在 2018 年 7 月开始由升转贬。换言之，在第二次逆周期因子调节过程中，可能更多地出于中美贸易摩擦的考虑，央行可能更不愿意让人民币汇率贬值太快、而不是让人民币汇率转跌为升。

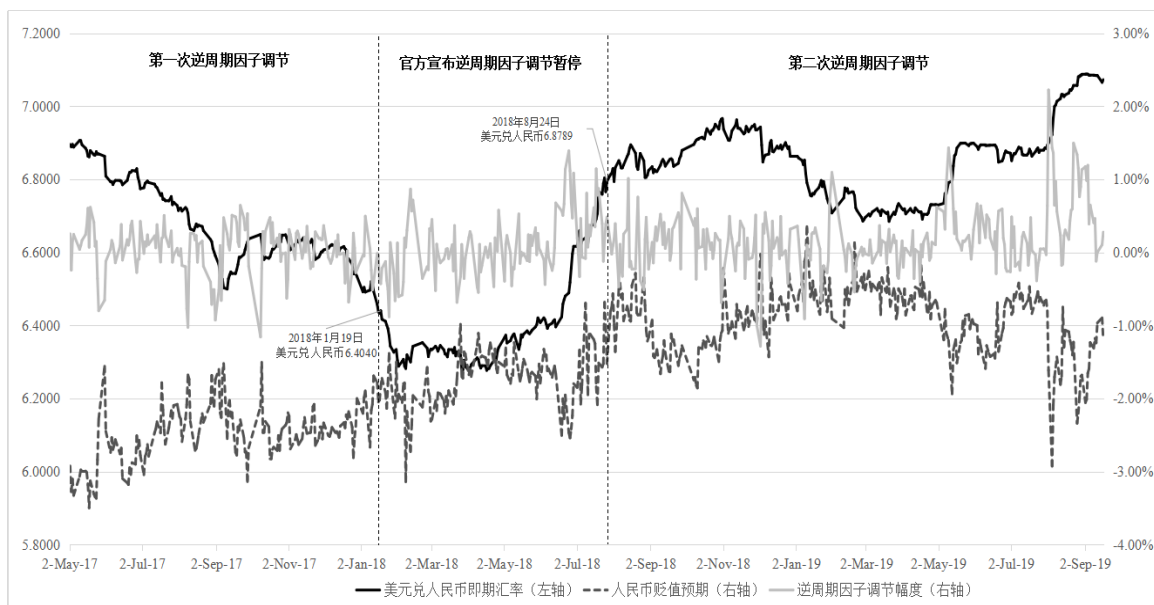


图 1 两次逆周期因子调节对比

资料来源：Wind 数据库和 www.investing

四、逆周期因子的驱动因素

我们利用有关日度高频数据，对逆周期因子的驱动因素进行分析。我们在文献回顾的基础上选择了相关变量，并通过构建非限制性 VAR 模型来分析逆周期因子的驱动因素。

（一）变量选择

除逆周期因子（CVFAC）外，本文在计量分析中包含的其他变量包括：（1）人民币汇率波动（CHANGE），该指标采用人民币兑美元汇率的增长率，使用对数变化率计算；（2）离岸在岸汇价差（GAP），采用在岸美元兑人民币汇率收盘价与离岸美元兑人民币汇率收盘价之间的差进行度量；（3）美元指数变动（USINDEXGR），采用美元指数的对数变动率进行度量；（4）人民币贬值预期（EXPECT），其计算公式为： $EXPECT = (\text{人民币兑美元即期汇率} - \text{香港 NDF 市场 12 个月人民币兑美元远期汇率}) / \text{人民币兑美元即期汇率}$ 。市场上存在人民币贬值预期时， $EXPECT < 0$ ，反之， $EXPECT > 0$ ；（5）隔夜利差（INTEREST），采用 Shibor 隔夜利率减去美国 Libor 隔夜利率；（6）全球风险偏好（VIXGR），采用 VIX 收益率度量；（7）中国汇率政策不确定性（EPU），采用 Huang and Luk（2020）编制的中国外汇政策不确定性指数除以 100 进行度量。¹ 之所以选取中国汇率政策不确定性指数，意在度量逆周期因子的使用是否加剧了中国汇率

¹ Huang & Luk（2020）参考了 Baker et al.（2016）的经济政策不确定性指数编制方法，选取了 114 份中国大陆发

形成机制的不确定性；（8）外汇储备变动（RESERVE），采用中国外汇储备变动率度量。本文从 Wind 数据库、www.investing.com 和中国人民银行官网，获得以上变量的相关数据。通常认为，人民币汇率波动越大、离岸在岸汇价差越大、隔夜利差越大、人民币贬值预期越高，逆周期因子调节的力度越大。反之则反是。

（二）变量描述性统计

我们采用的时间序列区间分别为：2017 年 5 月 26 日至 2018 年 1 月 19 日（第一次逆周期因子的计算区间），2018 年 8 月 24 日至 2019 年 9 月 17 日（第二次逆周期因子的计算区间）。上述变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变量	符号	观测值	平均值	标准差	最小值	中值	最大值
第一次逆周期调节							
逆周期因子	CVFAC	146	0.000 01	0.000 49	-0.001 76	0.000 08	0.000 97
人民币汇率波动	CHANGE	146	0.000 34	0.002 34	-0.007 80	0.000 00	0.007 90
离岸在岸汇价差	GAP	146	0.001 88	0.012 30	-0.021 30	0.001 30	0.063 40
美元指数变动	USINDEXGR	146	-0.000 46	0.003 63	-0.010 70	-0.000 25	0.009 60
人民币贬值预期	EXPECT	146	-0.024 00	0.003 37	-0.031 80	-0.024 30	-0.015 00
隔夜利差	INTEREST	146	1.527 00	0.165 00	1.047 00	1.543 00	1.911 00
全球风险偏好	VIXGR	146	0.002 17	0.072 00	-0.205 00	-0.004 95	0.444 00
中国汇率政策不确定性	EPU	146	0.732 00	0.152 00	0.417 00	0.743 00	0.973 00
外汇储备变动	RESERVE	146	0.004 31	0.002 60	0.000 23	0.003 51	0.007 93
第二次逆周期调节							
逆周期因子	CVFAC	236	0.000 23	0.000 61	-0.001 87	0.000 18	0.003 15
人民币汇率波动	CHANGE	236	-0.000 09	0.002 89	-0.016 00	0.000 00	0.011 10
离岸在岸汇价差	GAP	236	-0.005 53	0.012 40	-0.056 90	-0.003 85	0.032 20
美元指数变动	USINDEXGR	236	0.000 10	0.003 27	-0.008 80	0.000 00	0.008 30
人民币贬值预期	EXPECT	236	-0.009 43	0.004 67	-0.029 30	-0.008 81	0.003 52
隔夜利差	INTEREST	236	0.009 62	0.511 00	-1.479 00	0.198 00	0.735 00
全球风险偏好	VIXGR	236	0.004 21	0.087 40	-0.180 00	-0.006 86	0.439 00
中国汇率政策不确定性	EPU	236	0.915 00	0.566 00	0.472 00	0.723 00	2.577 00
外汇储备变动	RESERVE	236	-0.000 32	0.004 84	-0.010 99	0.001 12	0.005 88

行的报纸进行文本挖掘，构建了中国汇率政策不确定性指数。其媒体报纸数据来源于《北京青年报》、《广州日报》、《解放日报》、《人民日报（海外版）》、《新京报》等报纸。Baker et al.（2016）的经济政策不确定性指数计算方法相对成熟，已得到广泛认可和使用。Huang & Luk（2020）在 Baker et al.（2016）基础上构造的中国汇率不确定指数经实证检验后，结果是稳健的。中国汇率政策不确定性指数来源于：<https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/>。

(三) 相关性检验

表 3 汇报了相关性检验结果。对比两次逆周期因子调节的相关性检验，本文发现如下特征：第一，两次逆周期因子与人民币汇率波动呈负相关关系，相关系数分别为-0.570 和-0.343，均在 1%的统计性水平上显著，初步表明逆周期因子的使用可以降低人民币汇率波动；第二，两次逆周期因子与人民币贬值预期呈负相关关系，相关系数分别为-0.486 和-0.569，均在 1%的统计性水平上显著，表明人民币贬值预期越高，逆周期因子越有可能“调升”人民币汇率中间价；第三，第二次逆周期因子调节与中国汇率政策不确定性呈正相关关系，相关系数为 0.396，在 1%的统计性水平上显著。初步表明相对于第一次逆周期因子调节，第二次逆周期因子调节加大了中国汇率政策的不确定性。

表 3 相关性检验

第一次逆周期调节									
	CVFAC	CHANGE	GAP	USINDER	EXPECT	INTEREST	VIXGR	EPU	RESERVE
CVFAC	1								
CHANGE	-0.570***	1							
GAP	0.036	-0.013	1						
USINDEXGR	-0.013	-0.338***	-0.144*	1					
EXPECT	-0.486***	0.587***	-0.031	-0.264***	1				
INTEREST	0.047	-0.015	0.176**	0.051	-0.208**	1			
VIXGR	-0.06	0.155*	-0.084	-0.195**	0.126	-0.025	1		
EPU	0.015	0.009	0.113	0.015	-0.161*	0.224***	-0.009	1	
RESERVE	-0.066	0.069	-0.023	-0.107	0.328***	-0.398***	-0.025	-0.165**	1
第二次逆周期调节									
	CVFAC	CHANGE	GAP	USINDER	EXPECT	INTEREST	VIXGR	EPU	RESERVE
CVFAC	1								
CHANGE	-0.343***	1							
GAP	-0.339***	0.218***	1						
USINDEXGR	-0.206***	-0.274***	-0.112*	1					
EXPECT	-0.569***	0.417***	0.237***	-0.067	1				
INTEREST	0.109*	-0.032	0.021	0.022	-0.297***	1			
VIXGR	0.039	-0.261***	-0.230***	-0.051	-0.118*	0.075	1		
EPU	0.396***	-0.146**	-0.256***	0.012	-0.496***	0.357***	0.049	1	
RESERVE	-0.011	0.089	-0.167***	-0.087	0.303***	-0.335***	-0.04	-0.104	1

(四) 单位根检验、格兰杰因果检验与协整检验

针对上述各变量的单位根检验表明，两次逆周期因子调节分析所涉及变量的单位根检验是平稳的。

在确定变量平稳的基础上，我们分别对两次逆周期因子调节涉及的变量进行 Granger 因果检验。两次逆周期因子的 Granger 因果检验结果如表 4 与表 5 所示。

表 4 第一次逆周期因子调节的 Granger 因果检验

	P 值	接受或 拒绝		P 值	接受或 拒绝
CHANGE 不是 CVFAC 的原因	0.038 4	拒绝	CVFAC 不是 CHANGE 的原因	0.000 0	拒绝
GAP 不是 CVFAC 的原因	0.419 3	接受	CVFAC 不是 GAP 的原因	0.673 4	接受
USINDEXGR 不是 CVFAC 的原因	0.156 7	接受	CVFAC 不是 USINDEXGR 的原因	0.000 0	拒绝
EXPECT 不是 CVFAC 的原因	0.233 7	接受	CVFAC 不是 EXPECT 的原因	0.000 0	拒绝
INTEREST 不是 CVFAC 的原因	0.433 1	接受	CVFAC 不是 INTEREST 的原因	0.894 2	接受
VIXGR 不是 CVFAC 的原因	0.193 4	接受	CVFAC 不是 VIXGR 的原因	0.236 2	接受
EPU 不是 CVFAC 的原因	0.715 0	接受	CVFAC 不是 EPU 的原因	0.958 3	接受
RESERVE 不是 CVFAC 的原因	0.637 6	接受	CVFAC 不是 RESERVE 的原因	0.828 8	接受

注：以上检验均在滞后 2 期的基础上进行。接受与拒绝的判断标准是 10% 的显著性水平。

表 5 第二次逆周期因子调节的 Granger 因果检验

	P 值	接受或 拒绝		P 值	接受或 拒绝
CHANGE 不是 CVFAC 的原因	0.005 8	拒绝	CVFAC 不是 CHANGE 的原因	0.000 0	拒绝
GAP 不是 CVFAC 的原因	0.128 1	接受	CVFAC 不是 GAP 的原因	0.638 9	接受
USINDEXGR 不是 CVFAC 的原因	0.060 6	拒绝	CVFAC 不是 USINDEXGR 的原因	0.013 1	拒绝
EXPECT 不是 CVFAC 的原因	0.839 5	接受	CVFAC 不是 EXPECT 的原因	0.000 0	拒绝
INTEREST 不是 CVFAC 的原因	0.694 8	接受	CVFAC 不是 INTEREST 的原因	0.099 1	拒绝
VIXGR 不是 CVFAC 的原因	0.256 2	接受	CVFAC 不是 VIXGR 的原因	0.007 6	拒绝
EPU 不是 CVFAC 的原因	0.004 1	拒绝	CVFAC 不是 EPU 的原因	0.610 2	接受
RESERVE 不是 CVFAC 的原因	0.956 5	接受	CVFAC 不是 RESERVE 的原因	0.052 7	拒绝

注：以上检验均在滞后 2 期的基础上进行。接受与拒绝的判断标准是 10% 的显著性水平。

进一步地，我们采用 Johansen 协整检验方法进行协整检验。第一次逆周期因子的迹检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 2 个协整关系；最大特征根检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 1 个协整关系。第二次逆周期因子的迹检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 4 个协整关系；最大特征根检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 4 个协整关

系。¹

（五）向量自回归模型（VAR）

根据上述检验结果，证明变量间存在协整关系，基于此我们构建非限制性 VAR 模型：

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + HX_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

其中 Y_t 为内生变量， X_t 为外生变量， ε_t 为白噪声扰动项。我们将逆周期因子（CVFAC）、人民币汇率波动（CHANGE）、离岸在岸汇价差（GAP）、人民币贬值预期（EXPECT）、隔夜利差（INTEREST）、中国汇率政策不确定性（EPU）、外汇储备变动（RESERVE）作为内生变量。我们将美元指数变动（USINDEXGR）和全球风险偏好（VIXGR）作为外生变量。主要原因在于，我们认为逆周期因子的调节不太可能左右美元指数变动与全球风险偏好，因此这两个因素对逆周期因子调节的影响是单方面的。而其他因素与逆周期因子调节之间存在双向互动关系。在滞后期选择方面，第一次逆周期因子调节时，SC 准则显示滞后期为 1 期，LR、FPE、AIC 和 HQ 准则显示滞后期为 8 期。考虑到有 1 个准则显示滞后期为 1 期，为保证模型估计的准确度，我们设定模型的滞后期为 1 期。第二次逆周期因子调节，SC 与 HQ 准则显示滞后期为 1 期，FPE 和 AIC 准则显示滞后期为 2 期，LR 准则显示滞后期为 3 期，考虑到有 2 个准则显示滞后期为 1 期，我们设定模型的滞后期为 1 期来保证模型估计的准确度。

本文通过脉冲响应与方差分解对模型展开分析。

脉冲响应分析的结果如图 2 所示，左列是第一次逆周期因子调节的结果，右列是第二次逆周期因子调节的结果。对比两次逆周期因子驱动因素的脉冲响应图，我们发现的总体对比特征为：

（1）人民币汇率波动（CHANGE）是第一次逆周期因子调节的主要驱动因素。（2）离岸在岸汇价差（GAP）和中国汇率政策不确定性（EPU）是第二次逆周期因子调节的主要驱动因素。（3）人民币贬值预期对两次逆周期因子调节的影响不显著。具体分析如下：

从第一次逆周期因子调节驱动因素的脉冲响应图来看：（1）逆周期因子（CVFAC）自身的一个冲击，对 CVFAC 的影响在前 4 期显著为正。这意味着逆周期因子（CVFAC）具有典型的自我强化特征。（2）来自人民币汇率波动（CHANGE）的一个冲击，对逆周期因子（CVFAC）的影响，在前 2 期内均显著为正，说明人民币汇率波动是驱动使用逆周期因子的最重要因素之一。

（3）来自离岸在岸汇价差（GAP）、中国汇率政策不确定性（EPU）、人民币贬值预期（EXPECT）、

1 为节约篇幅，我们省略了两次逆周期因子调节的 Johansen 协整检验结果。

隔夜利差（INTEREST）和外汇储备变动（RESERVE）的冲击对第一次逆周期因子（CVFAC）的影响不显著。

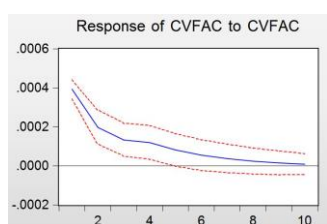
从第二次逆周期因子调节驱动因素的脉冲响应图来看：（1）逆周期因子（CVFAC）自身的一个冲击，对 CVFAC 的影响在前 3 期显著为正。这意味着第二次逆周期因子（CVFAC）调节仍具有典型的自我强化特征。（2）来自离岸在岸汇价差（GAP）的一个冲击，对逆周期因子（CVFAC）的影响，在前 2 期内均显著为负，说明在岸人民币与离岸人民币的汇价差是使用第二次逆周期因子的重要驱动因素。（3）来自中国汇率政策不确定性（EPU）的一个冲击，对逆周期因子（CVFAC）的影响，在前 3 期内均显著为正，说明稳定外汇市场预期是第二次逆周期因子调节的重要考量因素。（4）来自人民币汇率波动（CHANGE）、人民币贬值预期（EXPECT）、隔夜利差（INTEREST）和外汇储备变动（RESERVE）的冲击，对第二次逆周期因子（CVFAC）调节的影响不显著。

（六）方差分解

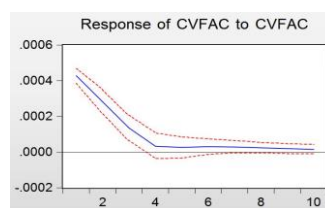
上述 VAR 模型中，针对第一次逆周期因子的方差分解显示，除逆周期因子（CVFAC）自身之外，人民币汇率波动（CHANGE）、人民币贬值预期（EXPECT）、中国汇率政策不确定性（EPU）对逆周期因子（CVFAC）的贡献率较高。针对第二次逆周期因子的方差分解显示，除逆周期因子（CVFAC）自身之外，离岸在岸汇价差（GAP）、隔夜利差（INTEREST）和中国汇率政策不确定性（EPU）对逆周期因子（CVFAC）的贡献率较高。¹

对一个标准差 Cholesky 冲击的响应

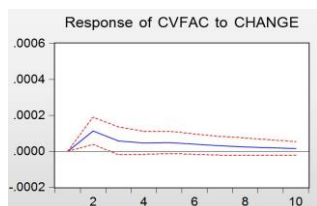
CVFAC 对 CVFAC 冲击的响应



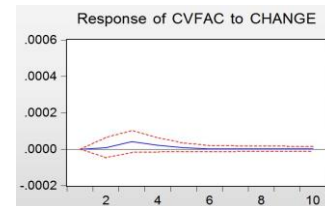
CVFAC 对 CVFAC 冲击的响应



CVFAC 对 CHANGE 冲击的响应



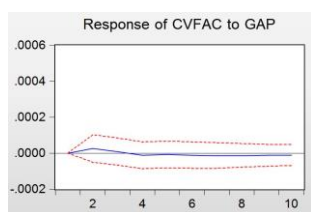
CVFAC 对 CHANGE 冲击的响应



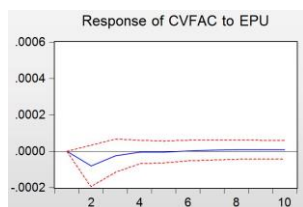
CVFAC 对 GAP 冲击的响应

CVFAC 对 GAP 冲击的响应

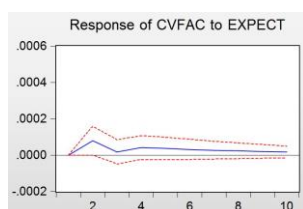
¹ 为节省篇幅，本文省略了两次方差分解的表格。



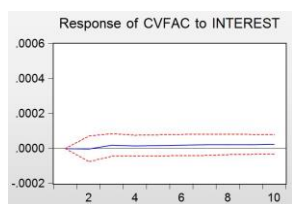
CVFAC 对 EPU 冲击的响应



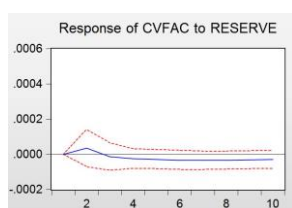
CVFAC 对 EXPECT 冲击的响应



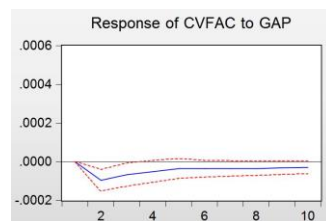
CVFAC 对 INTEREST 冲击的响应



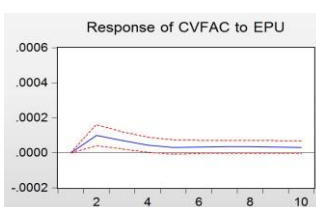
CVFAC 对 RESERVE 冲击的响应



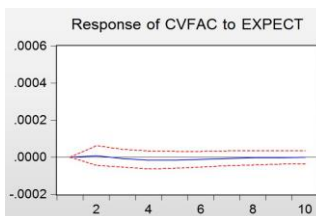
第一次逆周期因子调节



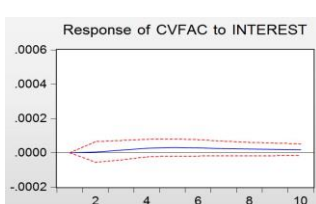
CVFAC 对 EPU 冲击的响应



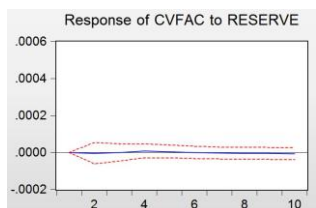
CVFAC 对 EXPECT 冲击的响应



CVFAC 对 INTEREST 冲击的响应



CVFAC 对 RESERVE 冲击的响应



第二次逆周期因子调节

图 2 VAR 模型的脉冲响应分析

注：所有横坐标均为月份，纵坐标均为单位标准差冲击的响应值。

五、逆周期因子的实施效果

我们进一步检验逆周期因子的实施效果。在此我们采用与第四部分相反的思路，也即来看一个标准差的逆周期因子的冲击，可能导致其他变量产生什么样的反应。本次脉冲响应分析的结果如图 3 所示，左列是第一次逆周期因子调整的实施效果，右列是第二次逆周期因子的实施效果。

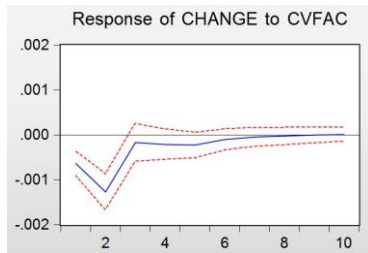
对比两次逆周期因子调节实施效果的脉冲响应图，我们发现的总体对比特征为：（1）逆周期因子调节可以降低汇率波动。两次逆周期因子调节均会对人民币汇率波动（CHANGE）产生负向影响；（2）相对于第一次逆周期因子调节，第二次逆周期因子调节会对离岸在岸汇价差（GAP）产生负向影响，也即压缩离岸在岸汇价差；（3）逆周期因子的使用会加剧离岸市场人民币贬值预期，两次逆周期因子调节均会对人民币贬值预期（EXPECT）产生持续的负向影响，第二次逆周期调节的持续时间更长。具体分析如下：

从第一次逆周期因子实施效果的脉冲响应图来看：（1）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币汇率波动（CHANGE）的影响，在前 2 期内均显著为负，说明逆周期因子调节可以降低人民币汇率的波动性。（2）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币贬值预期（EXPECT）的影响，在前 6 期内均显著为负，表明引入逆周期因子会对人民币贬值预期产生负向影响。（3）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对离岸在岸汇价差（GAP）、隔夜利差（INTEREST）、中国汇率政策不确定性（EPU）和外汇储备变动（RESERVE）几乎没有影响。

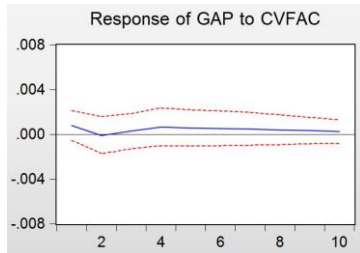
从第二次逆周期因子实施效果的脉冲响应图来看：（1）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币汇率波动（CHANGE）的影响，在第 2 期有显著为负的影响，说明第二次逆周期因子调节可以降低人民币汇率的波动性。（2）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对离岸在岸汇价差（GAP）的影响，在第 1 期有显著为负的影响，说明引入逆周期因子会对人民币离岸在岸汇价差产生负向影响。（3）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币贬值预期（EXPECT）的影响，在前 10 期内均显著为负，表明第二次逆周期因子调节对人民币贬值预期的影响强于第一次逆周期因子调节的影响。（4）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对隔夜利差（INTEREST）、中国汇率政策不确定性（EPU）和外汇储备变动（RESERVE）几乎没有影响。

对一个标准差 Cholesky 冲击的响应

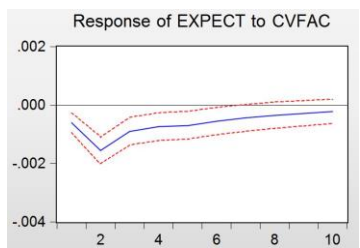
CHANGE 对 CVFAC 冲击的响应



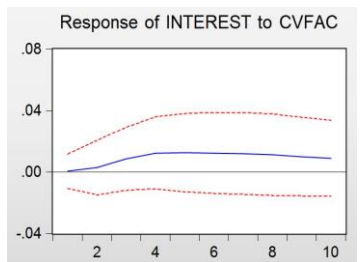
GAP 对 CVFAC 冲击的响应



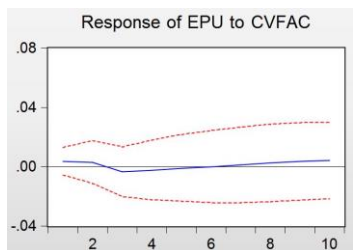
EXPECT 对 CVFAC 冲击的响应



INTEREST 对 CVFAC 冲击的响应

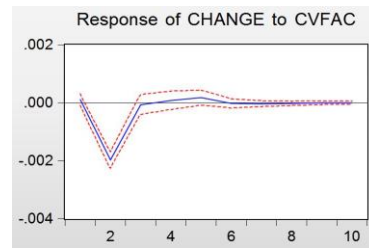


EPU 对 CVFAC 冲击的响应

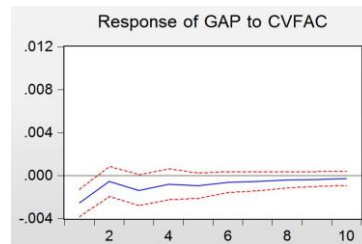


RESERVE 对 CVFAC 冲击的响应

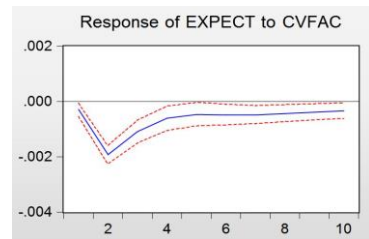
CHANGE 对 CVFAC 冲击的响应



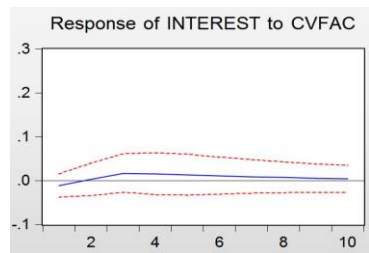
GAP 对 CVFAC 冲击的响应



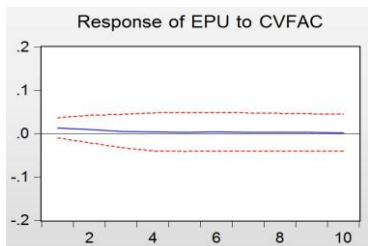
EXPECT 对 CVFAC 冲击的响应



INTEREST 对 CVFAC 冲击的响应



EPU 对 CVFAC 冲击的响应



RESERVE 对 CVFAC 冲击的响应

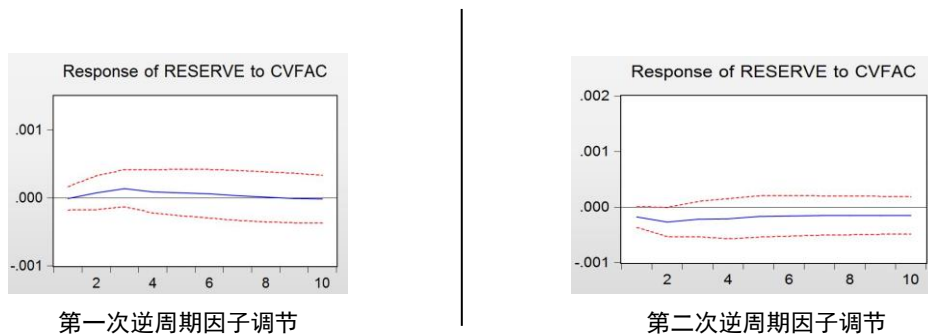


图3 VAR模型的脉冲响应分析

注：所有横坐标均为月份，纵坐标均为单位标准差冲击的响应值。

六、结论与启示

本文对两次逆周期因子的使用进行了测算，并通过构建非限制性VAR模型分析了不同阶段逆周期因子调节的驱动因素和实施效果。

本文研究发现：首先，从逆周期因子的启动时间来看，相对于官方公布时间，两次逆周期因子调节均呈现出提前开始和滞后结束的情况，调整幅度呈现逐渐收窄的趋势；其次，从调控实施力度来看，第二次逆周期因子的调节幅度大于第一次逆周期因子的调节幅度；再次，从驱动因素来看，人民币汇率波动是第一次逆周期因子调节的主要驱动因素，而第二次逆周期因子的实施更多地考虑了压缩离岸在岸汇价差和稳定外汇市场；第四，从实施效果来看，两次逆周期因子调节均降低了人民币汇率波动，第二次逆周期因子调节显著压缩了离岸在岸汇价差；但两次逆周期因子的使用均加剧了离岸市场的人民币贬值预期，且第二次逆周期因子调节对贬值预期的影响强于第一次。

总体而言，两次逆周期因子调节的实施效果存在差异。从相关性检验和脉冲响应图来看，第一次逆周期因子在降低人民币汇率波动性方面实施效果好于第二次。虽然，第二逆周期因子在缩小离岸在岸汇价差方面好于第一次，但第二次逆周期因子对加剧人民币贬值预期影响方面更为持久。可能的原因在于：其一，两次逆周期因子调节的政策目标不同，第二次逆周期调节难度更大。第一次逆周期因子调节更多地是为了适度对冲市场情绪的顺周期波动；而第二次逆周期因子调节则是为了避免中美贸易摩擦加剧导致人民币快速贬值；其二，市场经历了第一次逆周期因子调节，对央行采用逆周期因子的行为有了理解和判断。在人民币贬值预期下，央行重启逆周期因子，市场会解读为央行进行外汇干预来避免因中美贸易摩擦加剧，而引致的人民币“过快”贬值；其三，两次逆周期因子调节所面临的宏观经济形势不同。“2017年我国经济增长的稳定性增强，主要经

济指标总体向好，出口同比增速也明显加快。美元汇率持续走弱，其他主要货币对美元汇率升值较多。同期，人民币兑美元汇率中间价仅升值 1.07%，不符合经济基本面和国际汇市变化。为了适度对冲市场情绪的顺周期波动，外汇市场自律机制‘汇率工作组’第一次提出逆周期因子调节”¹。第二次逆周期因子调节的宏观背景有所不同。“2018 年 2 季度以来，受美元指数走强和中美贸易摩擦影响，人民币汇率有所贬值。为稳定市场预期，维护外汇市场平稳运行，人民币对美元汇率中间价报价行陆续重启了第二次中间价报价‘逆周期因子’”²。

逆周期因子调节的收益与成本究竟如何呢？从脉冲响应图来看，逆周期因子调节可以降低人民币汇率波动性、适度对冲市场情绪的顺周期波动。然而，逆周期因子调节会加剧离岸市场人民币贬值预期。从变量相关性分析来看，相对于第一次逆周期因子调节，第二次逆周期因子调节增加了中国汇率政策的不确定性。但从 VAR 分析来看，这一点似乎并不显著。

基于本文研究发现，提出如下政策建议：逆周期因子调节虽可对冲市场情绪的顺周期波动，降低人民币汇率波动性，但随着逆周期因子使用频率的增加，反而会向市场释放负面信号，加剧离岸市场人民币的贬值预期。短期而言，逆周期因子调节可作为稳定汇率波动的政策工具，可适当使用；长期而言，更为适宜的方法是建立年度宽幅汇率目标区，以此来兼顾人民币汇率形成机制的灵活性与稳定性（张明，2016）。

1 资料来源：中国人民银行货币政策分析小组，2017：《中国货币政策执行报告—2017 年第二季度》，第 18-19 页。

2 资料来源：中国人民银行货币政策分析小组，2018：《中国货币政策执行报告—2018 年第三季度》，第 20 页。

参考文献

- [1] 陈华, 2013: 《央行干预使得人民币汇率更加均衡了吗?》, 《经济研究》第 12 期。
- [2] 陈卫东、谢峰, 2018: 《我国汇率制度未来改革及其面临的约束》, 《国际金融研究》第 6 期。
- [3] 丁剑平、黄熹, 2018: 《人民币汇率形成机制述评: 基于与日元的比较》, 《世界经济研究》第 9 期。
- [4] Jeffrey Frankel、谢丹夏, 2018: 《基于综合计量技术的人民币汇率制度演化分析》, 《国际金融研究》第 2 期。
- [5] 干杏娣、杨金梅、张军, 2007: 《我国央行外汇干预有效性的事件分析研究》, 《金融研究》第 9 期。
- [6] 葛天明、李治国、徐剑刚, 2019: 《解析逆周期因子》, 《国际金融研究》第 5 期。
- [7] 管涛, 2016: 《尊重价值规律: 人民币汇率形成机制改革未来之出路》, 《金融研究》第 2 期。
- [8] 管涛, 2017: 《“逆周期因子”的“能”与“不能”》, 《清华金融评论》第 8 期。
- [9] 何青、甘静芸、刘舫舫、张策, 2018: 《逆周期因子决定了人民币汇率走势吗》, 《经济理论与经济管理》第 5 期。
- [10] 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 8 期。
- [11] 李政, 2017: 《811 汇改提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗?》, 《金融研究》第 4 期。
- [12] 陆志明、程实, 2009: 《外汇干预与就业、宏观经济增长研究——以 1994—2007 年中国外汇干预实证研究为例》, 《财经研究》第 4 期。
- [13] 缪廷亮、谭语嫣, 2019: 《从此岸到彼岸: 人民币汇率如何实现清洁浮动?》, 《国际经济评论》第 4 期。
- [14] 王爱俭、邓黎桥, 2016: 《中央银行外汇干预: 操作方式与效用评价》, 《金融研究》第 11 期。
- [15] 王芳, 2013: 《人民币汇率改革评析》, 《经济理论与经济管理》第 12 期。
- [16] 奚君羊、戎如香, 2008: 《外汇市场冲击持续性及其对外汇干预效果的影响》, 《世界经济研究》第 11 期。
- [17] 肖立晟、刘永余, 2016: 《人民币非抛补利率平价为什么不成立: 对 4 个假说的检验》, 《管理世界》第 7 期。
- [18] 余永定、肖立晟, 2016: 《论人民币汇率形成机制改革的推进方向》, 《国际金融研究》第 11 期。
- [19] 余永定、肖立晟, 2017: 《完成“811 汇改”: 人民币汇率形成机制改革方向分析》, 《国际经济评论》第 1 期。
- [20] 杨丽华, 2016: 《人民币汇率形成机制改革成效研究: 文献综述——基于汇改目标实现视角》, 《上海金融》第 2 期。
- [21] 张明、谭小芬, 2013: 《中国短期资本流动的主要驱动因素: 2000~2012》, 《世界经济》第 11 期。
- [22] 张明, 2016: 《人民币汇率形成机制改革: 历史成就、当前形势与未来方向》, 《国际经济评论》第 3 期。
- [23] 中国人民银行货币政策分析小组, 2017: 《中国货币政策执行报告—2017 年第二季度》。报告来源网站: <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3360428/index.html>
- [24] Eichengreen, B. J., 1998, “Globalizing Capital: A History of the International Monetary System”. NY: Princeton

University Press.

[25] Baker, S. R. , Bloom, N., and Davis, S. J., 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593-1636.

[26] Benigno, G., Chen, H., Otrok, C., Rebucci, A., and Young, E. R., 2016, “Optimal Capital Controls and Real Exchange Rate Policies: A Pecuniary Externality Perspective”, *Journal of monetary economics*, 84, 147-165.

[27] Dornbusch, R., 1976, “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.

[28] Frankel, J. A., and Froot, K. A.,1990, “Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market”, *The American Economic Review*, 80(2), 181-185.

[29] Ghosh, A. R., Ostry, J. D., and Chamon, M., 2016, “Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies”, *Journal of International Money and Finance*, 60, 172-196.

[30] Huang, Y., and Luk, P., 2020, “Measuring Economic Policy Uncertainty in China”, *China Economic Review*, 59, 101367.

[31] Menkhoff, L., 2013, “Foreign Exchange Intervention in Emerging Markets: A Survey of Empirical Studies”, *The World Economy*, 36(9), 1187-1208.

[32] Sarno, L., and Taylor, M. P., 2001, “Official Intervention in the Foreign Exchange Market: is It Effective and If so How Does It Work?”, *Journal of Economic Literature*, 39(3), 839-868.

[33] Zhang, M., 2019, “China’s Efforts to Contain Renminbi’s Depreciation and the Relating Impacts”, *China Economic Journal*, 12(1), 16-31.

Counter-cyclical Factor of RMB Exchange Rate: Timing, Driving Factors and Implementation Effect

ZHANG Ming CHEN Yin-mo

(Institute of World Economics and Politics , Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: This paper calculates the counter-cyclical factor used in the RMB exchange rate pricing from May 2017 to September 2019. In this paper, a non-restrictive VAR model is built to analyze the driving factors and implementation effects of the People's Bank of China (Pbc) 's use of counter-cyclical factor. The study finds that: First, compared with the time of official announcement, the two counter-cyclical factor adjustments started earlier and ended later, and the adjustment range gradually narrowed. Second, the adjustment range of the second counter-cyclic factor was larger than that of the first. Third, the RMB exchange rate volatility was the main driving factor for the first counter-cyclical adjustment, while the gap between offshore and onshore exchange rate and the uncertainty of exchange rate policies were the main driving factors for the second counter-cyclical factor adjustment. Fourth, the two counter-cyclical factor adjustments both restrained RMB exchange rate volatility, but intensified the expectation of RMB depreciation on offshore market.

Key words: RMB exchange rate pricing; counter-cyclical factors; driving factors; implementation effect



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