

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2022.06.003

# “8·11 汇改”推动了人民币汇率更加浮动吗?<sup>①</sup>

——基于反事实方法的量化评估

王伟<sup>1</sup>, 谭娜<sup>2,3\*</sup>, 陈平<sup>1</sup>

(1. 中山大学岭南学院, 广州 510275; 2. 广东外语外贸大学国际经济贸易研究中心, 广州 510006;  
3. 广东外语外贸大学跨国并购与创新战略研究中心, 广州 510006)

**摘要:** 使用面板数据下的“反事实”分析方法, 通过剔除国际金融市场变动等共同潜在因子的影响, 量化评估“8·11 汇改”对人民币汇率波动的影响. 研究发现: “8·11 汇改”确实大幅提升了人民币兑美元汇率的波动率, 这体现在“8·11 汇改”之后真实波动率曲线始终高于反事实波动率曲线, 处理效应均值为 0.007 7 且在 1% 水平下显著; 其次, 逆周期因子政策实施后, 处理效应的下降趋势并不明显, 这说明逆周期因子的引入并未改变“8·11 汇改”后人民币汇率弹性显著提升的事实. 上述结论在替换汇率波动率指标、安慰剂检验、增加控制组变量、改用 BIC 准则选择最优控制组、使用半参数估计等一系列的稳健性检验中始终保持成立. 进一步机制分析表明, “8·11 汇改”后人民币汇率形成机制更加透明, 央行对中间价的直接干预减弱, 且 2017 年后央行通过外汇储备进行冲销干预的力度减弱是人民币汇率波动程度提高的重要原因.

**关键词:** “8·11 汇改”; 人民币汇率波动; 反事实分析; 量化评估

**中图分类号:** F830.9   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2022)06-0047-20

## 0 引言

自 2005 年 7 月 21 日中国人民银行公布“以市场供求为基础、参考一篮子货币调节、有管理的浮动汇率制度”以来, 人民币兑美元基本呈现出单边升值的趋势. 至 2015 年 7 月底, 人民币兑美元汇率由 8.106 逐步升值至 6.117, 累积升值幅度达到 24.54%. 但是, 无论是学术界还是国际舆论依然普遍认为人民币汇率缺乏弹性, 如 Ilzetzki 等<sup>[1]</sup>、Shambaugh<sup>[2]</sup>测度的汇率制度指标显示, 中国在 2015 年前采用的是较为严格的固定汇率制度或“钉住型”汇率制度, IMF 的《汇兑安排与汇兑约束年度报告》(AREAER)也将中国自 2010 年至 2015 年间的汇率制度选择归类为“类爬行安

排”. 然而, 除中国外, 几乎所有的 OECD 国家以及主要发展中经济体(包括印度、南非、俄罗斯、巴西及东南亚国家)均采用的是浮动汇率制度, 因此, 2005 年汇改后人民币有管理的浮动汇率制度依然有进一步的调整空间.

在此背景下, 为进一步完善人民币汇率的形成机制, 中国人民银行于 2015 年 8 月 11 日再次推行更加深入的汇率市场化改革, 其主要目标是提高人民币汇率中间价的市场化程度, 并完善其市场报价机制. 其核心机制是: 本日的汇率中间价由上一日的收盘汇率, 并兼顾当时的市场供需状况决定. 对于“8·11 汇改”, 余永定和肖立晟<sup>[3]</sup>、Frankel 和谢丹夏<sup>[4]</sup>认为这是人民币中间价报价机制走向由市场供需决定的至关重要的一步, 是

① 收稿日期: 2019-05-20; 修订日期: 2020-12-12.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71703173; 71603291; 72003050); 广东省自然科学基金资助项目(2019A1515110196; 2021A1515011698; 2021A1515011355); 中山大学“三大”建设专项资金资助项目(99123-18823306).

通讯作者: 谭娜(1986—), 女, 安徽芜湖人, 博士, 讲师. Email: tanna2011@163.com

央行推动汇率决定的市场化,实行汇率制度由“类爬行安排”到浮动汇率制、甚至向自由浮动汇率制过渡的一次重要尝试。但是,“8·11汇改”仅仅3天之后,央行就放弃了原定的汇率改革目标。此后,央行提出了新的中间价形成机制——“收盘汇率+一篮子货币汇率变化”——以及引入了逆周期因子。因此,一个非常重要的问题是,“8·11汇改”到底在多大程度上提升了人民币汇率的弹性呢?

如图1所示,“8·11汇改”之后,人民币汇率波动程度确实是呈升高趋势的<sup>②</sup>,并且不再是相对于美元的单边升值,而是呈现出双边波动。然而,上述人民币汇率波动程度的提高多大程度上是由“8·11汇改”驱动的呢?即除汇改因素以外,国际金融市场的波动同样可能是导致人民币汇率波动程度提高的重要原因。尤其是自美国2014年10月退出量化宽松政策、美元进入加息周期以后,美元指数不断走强,大量短期资本由新兴市场国家流向美国,对美元汇率贬值是大量新兴市场国家的共同特征而非中国特有的现象。如果人民币汇率波动程度的增加是由国际金融市场波动等全球共同因素导致的,当全球金融市场趋于稳定之后,人民币兑美元汇率将重新趋于稳定,“8·11汇改”依然未能改变人民币汇率“惧怕浮动”的特征。因此,剔除国际金融市场等共同因素的影响,是定量评估“8·11汇改”是否显著提升了人民币兑美元汇率弹性的重要一步。

为解决上述问题,借鉴Hsiao等<sup>[5]</sup>发展的面板数据下的“反事实”分析方法,剔除国际金融市场变动等共同潜在因子影响的具体思路如下:利用其他国家(控制组)对美元的汇率来预测“8·11汇改”未发生时中国(实验组个体)对美元的汇率,构建政策发生后实验组个体的“反事实”值。具体地,使用“8·11汇改”之前其他国家对美元汇率数据拟合人民币兑美元汇率数据,如果预测值能够较好地拟合中国数据,则可以用“8·11汇改”之后其他国家对美元汇率(控制组数据)预测未受“8·11汇改”影响的人民币兑美元汇率(实验组数据),即由于控制组数据同样受国际金融市场等共同潜在因子的影响,人民币兑美元汇

率的预测值也包括了该共同潜在因子,从而实际数据与预测数据的差值即为剔除了共同潜在因子后的“8·11汇改”的影响。

## 1 文献综述

首先,本文与中国的汇率制度选择的研究密切相关。虽然2005年后,中国宣布的是“有管理的浮动汇率制度”,但是, Frankel和Wei<sup>[6]</sup>的研究却认为人民币汇率在2005年和2006年依然是紧钉住美元的; Frankel<sup>[7]</sup>发现,在2007年中段,人民币不再是单一钉住美元,货币篮子中的相当一部分美元转变为了欧元; Ma和McCaughey<sup>[8]</sup>则发现,在2006年~2008年中段,人民币在较窄的区间内钉住其主要贸易伙伴的货币,但是自2008年中段金融危机爆发之后,人民币重新单一钉住美元。在更长时间维度的测算中, Ilzetki等<sup>[1]</sup>的测算结果显示,在事实范式上,中国依然采用的是“事先宣布的爬行钉住”或“事实上的爬行钉住”型汇率制度, Shambaugh<sup>[2]</sup>也持有相同的观点,认为2005年之后中国的汇率制度选择为“钉住型”或“软钉住型”。上述研究均显示,中国的汇率制度选择存在“言行不一”的问题,这不但是“惧怕浮动”<sup>[9]</sup>的典型特征,而且可能会导致货币危机的爆发<sup>[10]</sup>。什么原因导致了人民币汇率制度选择长期缺乏弹性呢? Lin和Ye<sup>[11]</sup>认为中国金融发展水平的不足可能是重要原因; 梅冬州和龚六堂<sup>[12]</sup>认为新兴市场经济国家汇率制度选择取决于一国持有外币资产的多少和金融加速器效应,中国积累了大量的外币资产、国内企业融资主要依靠银行等金融中介导致了汇率制度选择的缺乏弹性; Levy-Yeyati等<sup>[13]</sup>的研究则关注于制度因素,其研究发现,制度质量越好,选择固定制度的可能性就越低,因此中国较差的制度质量可能是制约其汇率制度更加浮动的重要原因。

其次,除本文重点关注的“汇改”因素外,外部政治压力尤其是来自美国的政治压力同样对人民币汇率弹性有重要影响。Liu和Pauwels<sup>[14]</sup>研究外部对人民币升值的政治压力是否会影响人民币

② 月度汇率变动的标准差由2005年7月~2015年7月样本的0.400提升至2015年8月~2018年12月样本的1.433。

中间价的日收益和条件波动性,发现无论是来自于美国还是非美国的政治压力,对人民币中间价的日收益率均无影响,而政治压力尤其是美国的政治压力会显著的提升人民币条件波动性. Bowles 和 Wang<sup>[15]</sup> 使用格兰杰因果检验研究 2000 年~2014 年间来自美国的政治压力和人民币升值之间的关系,发现美国的政治压力确实是导致人民币升值的原因. 在国内学者的研究中,朱孟楠等<sup>[16]</sup> 发现人民币的升值率在美国总统大选后的第一年显著减弱,而中期选举后的第一年却显著增强,并且美国政治周期的外溢效应却不因总统或国会的党派变化而发生改变;刘涛和周继忠<sup>[17]</sup> 则发现当人民币处于固定或贬值状态时,外部压力可能对人民币升值产生较为显著的短期影响,而当人民币已处于升值通道时,外部压力的效果反而不显著,来自美国立法部门的政治压力对人民币升值的影响效果要比行政部门更为显著.

第三,“8·11汇改”之后,大量研究开始定性讨论汇改的影响及意义. 余永定和肖立晟<sup>[3]</sup> 认为 2015 年“8·11汇改”是央行推动汇率机制市场化,实行汇率制度由“类爬行安排”过渡到浮动汇率制度的一次重要尝试. 而“收盘价+一篮子汇率”的新的中间价形成机制并不能扭转人民币贬值趋势,也不能消除人民币贬值预期,同时妨碍了央行根据国内经济的基本面实施独立的货币政策,而且还会因为人为的“双向波动”造成外汇储备的损耗. 因此,应当尽快实现停止对外汇市场的干预,让人民币自由浮动,消除人民币贬值预期的唯一办法就是让人民币汇率市场化.

肖立晟和张明<sup>[18]</sup> 同样认为“收盘价+篮子汇率”不是一个适合长期实施的汇率机制,而只是过渡时期的权宜之计. 对中国这样的大国经济而言,长期来看自由浮动是最适宜的汇率形成机制. 而在过渡阶段,应考虑实现人民币有效汇率的宽幅波动. 钉住宽幅一篮子的安排可以在防止人民币出现超调的同时,避免过度干预外汇市场,从而最大限度减少外汇储备的损耗<sup>[19]</sup>. 张明<sup>[20]</sup> 同样认为央行“8·11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,建立年度宽幅汇率目标区与加强对短期资本的监测与管理,是下一阶段中国央行的最佳选择. 与上述观点认为人民币长期应当自由浮

动不同,管涛<sup>[21]</sup> 则认为中央银行始终应保持对外汇市场的适度调控,防止汇率短期内过度波动或者长期偏离均衡水平,而当前背景下“逆周期因子”的引入有效地解决了汇率中间解的公信力问题,并且即便未来人民币汇率走向清洁浮动,汇率调控也是必要的<sup>[22]</sup>.

除上述定性讨论外,仍有少量学者对“8·11汇改”的影响进行定量研究. Cheung 等<sup>[23]</sup> 发现,在“8·11汇改”之后,人民币汇率中间价变得更加多变但是更容易预测,离岸市场与中间价的价差以及美元指数依然是中间价的重要影响因素,并且在 2015 年 8 月以后,人民币在岸市场 CNY 与 CNH 一个月远期价差成为中间价新的影响因素. 李政<sup>[24]</sup> 首次采用基于协整 VAR 模型的动态溢出指数方法,对“8·11汇改”的影响进行全面评估,发现“8·11汇改”取得了预期的效果. “8·11汇改”后,整个系统的联动水平大幅提高,中间价的市场性和基准性显著提升,其市场基准地位得到了巩固提高.

由以上研究可见,在 2005 年汇改后,人民币汇率依然是长期缺乏弹性的,并且深受国外尤其是美国的政治压力影响,因此,中国在 2015 年 8 月 11 日启动汇率改革. 但是,现有研究多集中于定性分析,仅有的定量研究也集中于人民币汇率的中间价的影响因素,严重缺乏对“8·11汇改”政策影响的定量评估. 由此,本文尝试使用反事实的分析方法,量化评估“8·11汇改”在多大程度上提升了人民币汇率的波动率.

## 2 实证模型

实证设计思路如下:各国对美元汇率波动受全球共同性因素的影响,如全球金融市场的波动、国际货币体系中心国美国的货币政策. 虽然全球共同因素对各个国家汇率波动的影响程度存在差异,但使各个国家的汇率波动在截面上具有相关性,从而其他国家汇率的波动率可以用来构造人民币汇率波动的反事实组,这为使用 Hsiao 等<sup>[5]</sup> 反事实方法评估人民币汇率改革的处理效应提供了事实基础. 下文将简述该方法并说明其应用于人民币汇率改革的处理效应评估的合理性及具体

步骤.

设  $y_{it}$  是美元兑人民币 ( $i = 1$ ) 或者美元兑其它币种 ( $i = 2, 3, \dots$ ) 的月度波动率, 假定  $y_{it}$  的生成过程是一个因子模型

$$y_{it} = \mathbf{b}_i' \mathbf{f}_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中  $\mathbf{f}_t$  为  $K \times 1$  维可观测或不可观测的随时变的公共因子向量,  $\mathbf{b}_i'$  是  $1 \times K$  维的随个体  $i$  变化的系数向量,  $\alpha_i$  是个体效应,  $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项, 满足  $E(\varepsilon_{it}) = 0$ . 定义  $\mathbf{Y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$  为  $N \times 1$  维向量, 其中  $y_{1t}$  为美元兑人民币的月度波动率,  $y_{2t}, \dots, y_{Nt}$  为美元分别兑其它币种的波动率. 假设政策干预 (“8 · 11 汇改”) 在  $T_1$  期发生, 之后对  $y_{1t}$  (美元兑人民币的月度波动率) 产生影响. 在  $T_1$  期之前, 因不存在该政策干预, 则有

$$y_{1t} = y_{1t}^0, t = 1, \dots, T_1 \quad (2)$$

$$y_{it} = y_{it}^0, i = 2, \dots, N, t = 1, \dots, T_1 \quad (3)$$

在  $T_1$  期之后,  $y_{1t}$  受到政策干预, 假设其它国家未受到干预, 则有

$$y_{1t} = y_{1t}^1, t = T_1 + 1, \dots, T \quad (4)$$

$$y_{it} = y_{it}^0, i = 2, \dots, N, t = T_1 + 1, \dots, T \quad (5)$$

定义一个二值变量  $d_{1t}$ ,  $d_{1t} = 1$  表示  $y_{1t}$  在  $t$  时刻受政策干预;  $d_{1t} = 0$  时表示未受政策干预. 并假设其它国家的汇率波动特有的随机构成成分与政策干预变量  $d_{1t}$  (“8 · 11 汇改”) 是条件独立的, 即

$$E(\varepsilon_{is} | d_{1t}) = 0, i = 2, \dots, N, s \geq t \quad (6)$$

美元兑人民币的月度波动率  $y_{1t}$  的处理效应表示为受到 “8 · 11 汇改” 的政策影响与预测的未受政策影响 (未进行汇率改革) 的汇率波动率之差, 即处理效应  $\Delta_{1t}$ ,

$$\Delta_{1t} = y_{1t}^1 - y_{1t}^0, t = T_1 + 1, \dots, T \quad (7)$$

如果同时知道  $y_{1t}$  在受到和未受到政策干预时的结果, 那么处理效应  $\Delta_{1t}$  就仅是二者的差值. 但估计  $\Delta_{1t}$  的困难在于, 二者是不能同时观测到的. “8 · 11 汇改” 之后, 汇率波动率  $y_{1t}$  的结果变量  $y_{1t}^1$  可观测, 而未受政策干预影响的结果变量  $y_{1t}^0$  缺失. 为了准确评估 “8 · 11 汇改” 的影响, 需要构建缺失的结果变量  $y_{1t}^0 (t = T_1 + 1, \dots, T)$ , 即 “反事实” 值. 以往研究在估计  $\Delta_{1t}$  时, 通常设定一个关于  $y_{1t}$  的条件模型, 但这种模型一般不能完整

地反映式 (1) 中潜在的共同因子, 因此可能存在遗漏变量所导致的内生性问题.

为了解决这个问题, 应用 Hsiao 等<sup>[5]</sup> 的面板模型方法来估计, 即利用其它未受到政策干预的控制组国家的汇率信息来预测政策未发生时实验组个体 (美元兑人民币的波动率) 的信息, 构建政策发生后实验组个体 (美元兑人民币的波动率) 的 “反事实” 值. 因为其它币种与人民币都受全球经济中共同因子的影响, 故可以选取美元兑其它币种的汇率波动作为控制组, 利用  $\tilde{\mathbf{y}}_t = (y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$  代替  $\mathbf{f}_t$  来拟合  $t = T_1 + 1, \dots, T$  时  $y_{1t}^0$  的 “反事实” 值. 具体地, 由式 (1), 拟合方程可以写成

$$y_{1t}^0 = \bar{\alpha} + \tilde{\alpha}' \tilde{\mathbf{y}}_t + \varepsilon_{1t}^*, t = 1, 2, \dots, T_1 \quad (8)$$

其中  $\tilde{\alpha} = (\alpha_2, \dots, \alpha_N)'$ ,  $\tilde{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ . 定义  $\varepsilon_{1t}^* = \varepsilon_{1t} - \tilde{\alpha}' \tilde{\varepsilon}_t$ . 再利用政策干预前的信息, 通过最小二乘法估计式 (8) 中的权重参数  $(\bar{\alpha}, \tilde{\alpha})$ , 即

$$(\hat{\bar{\alpha}}, \hat{\tilde{\alpha}}) = \underset{\bar{\alpha}, \tilde{\alpha}}{\operatorname{argmin}} \sum_{t=1}^{T_1} (y_{1t}^0 - \bar{\alpha} - \tilde{\alpha}' \tilde{\mathbf{y}}_t)^2 \quad (9)$$

由此,  $y_{1t}^0$  在估计期的拟合值为

$$\hat{y}_{1t}^0 = \hat{\bar{\alpha}} + \hat{\tilde{\alpha}}' \tilde{\mathbf{y}}_t, t = 1, 2, \dots, T_1 \quad (10)$$

再进行  $y_{1t}^0$  的样本外预测值为

$$\hat{y}_{1t}^0 = \hat{\bar{\alpha}} + \hat{\tilde{\alpha}}' \tilde{\mathbf{y}}_t, t = T_1 + 1, \dots, T \quad (11)$$

$\hat{y}_{1t}^0$  作为  $y_{1t}^0$  的 “反事实” 值, 则政策实施的处理效应  $\Delta_{1t}$  的估计为

$$\hat{\Delta}_{1t} = y_{1t} - \hat{y}_{1t}^0, t = T_1 + 1, \dots, T \quad (12)$$

若估计出的处理效应  $\hat{\Delta}_{1t}$  是平稳序列, 则长期的处理效应  $\Delta_1$  可以使用政策实施后每个时期政策效应估计的简单加权平均来估计, 即

$$\hat{\Delta}_1 = \frac{1}{T - T_1} \sum_{t=T_1+1}^T \hat{\Delta}_{1t} \quad (13)$$

且可以证明, 它是真实处理效应  $\Delta_1$  的一致性估计

$$p\lim_{(T-T_1) \rightarrow \infty} \hat{\Delta}_1 = \Delta_1.$$

根据 Hsiao 等<sup>[5]</sup> 的方法, 可以只挑选面板数据中的部分控制组来构建处理组的 “反事实” 值. 本文采用如下步骤来挑选最优的控制组: 首先, 对任意固定的  $j = 1, 2, \dots, N - 1$ , 在  $N - 1$  个截面中任意挑出  $j$  个个体, 共可得到  $C_{N-1}^j$  种控制组. 用各

控制组中  $j$  个币种的汇率波动率构建向量  $\tilde{y}_t = (y_{2t}, \dots, y_{jt})'$ , 估计模型(8). 根据 Akaike 信息准则<sup>③</sup>(AIC)选出对  $y_{it}^0 (t = 1, \dots, T_1)$  拟合得最好的一个最优控制组. 其次, 由最优控制组对应的估计模型(10)进行样本外  $\{t = T_1 + 1, \dots, T\}$  预测, 作为  $y_{it}^0$  的“反事实”值. 最后由式(12)估计处理效应.

### 3 实证分析

#### 3.1 数据

人民币兑美元汇率的波动率是本文主要分析对象, 借鉴 Chowdhury<sup>[25]</sup>、Aghion 等<sup>[26]</sup>、Aizenman<sup>[27]</sup>, 使用日度汇率变动的月度标准差代表汇率的波动程度, 具体计算如式(14)、式(15)所示. 其中  $e_{t,i}$  代表第  $i$  种货币在日度  $t$  兑美元的汇率,  $\bar{r}_{T,i}$  为第  $T$  月的日度汇率变动  $r_{t,i}$  的均值,  $D$  代表该月包含的天数,  $y_{T,i}$  为计算得出的第  $i$  种货币第  $T$  月兑美元的月度汇率波动率

$$r_{t,i} = \ln e_{t,i} - \ln e_{t-1,i} \quad (14)$$

$$y_{T,i} = \sqrt{D} \times \text{std.} = \sqrt{D} \times \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^D (r_{t,i} - \bar{r}_{T,i})^2}{D-1}} \quad (15)$$

除人民币兑美元汇率外, 选择全球主要发达及新兴市场经济体的货币兑美元的汇率作为对照

组. 同时, 为了满足外生性条件(式(6)), 根据 Ouyang 和 Peng<sup>[28]</sup>、王有鑫等<sup>[29]</sup>的研究, 剔除了受人民币汇率影响较大及对中国贸易依存度较高的中国香港港元、印度尼西亚卢比、马来西亚林吉特、中国台湾新台币、以色列新谢克尔、韩国韩元等货币. 本文使用的具体样本如下: 美元兑丹麦克朗、美元兑挪威克朗、美元兑南非兰特、美元兑瑞典克朗、美元兑印度卢比、美元兑斯里兰卡卢比、美元兑瑞郎、美元兑日元、美元兑英镑、美元兑加元、美元兑澳元、美元兑欧元、美元兑泰铢、美元兑新西兰元、美元兑新加坡元、美元兑墨西哥比索、美元兑巴西雷亚尔、美元兑阿根廷比索、美元兑俄罗斯卢布共 19 种货币兑美元的汇率. 所有汇率数据均来自于 Wind 数据库.

在时间维度上, 数据样本期为 2009 年 1 月至 2018 年 12 月, 并根据“8·11 汇改”发生的时间将其区分为两段: 第一段  $T_1$  为 2009 年 1 月至 2015 年 7 月划分为实施政策前的时间段, 共 79 期, 第二段  $T_2$  为将 2015 年 8 月至 2018 年 12 月为政策实施后, 共 41 期.

#### 3.2 回归结果

如表 1 所示, 根据 AIC 准则, 得到的最优控制组包括南非兰特、新加坡元、英镑、巴西雷亚尔、斯里兰卡卢比. 拟合优度  $R^2$  为 0.845, 最优控制组能够较好地满足其与人民币兑美元汇率波动率具有较强相关性的条件.

表 1 最优控制组权重

Table 1 Weights of the best control group

处理组变量: 美元兑人民币的月度波动率			
控制组变量	系数	标准误	$T$ 值
(1)	(2)	(3)	(4)
美元兑南非兰特	-0.036 **	0.016	-2.250
美元兑新加坡元	0.202 ***	0.033	6.121
美元兑英镑	-0.060 ***	0.019	-3.158
美元兑巴西雷亚尔	-0.035 ***	0.013	-2.692
美元兑斯里兰卡卢比	0.035 **	0.016	2.188
截距项	0.004 ***	0.000	19.048
$N$	79		
$R^2$	0.845		

③ AIC 准则的计算公式为  $AIC(k) = T_1 \ln(e'e/T_1) + 2(k+2)$ ,  $k$  为控制组中最适宜包含的控制组个数,  $e$  为 OLS 估计得到的残差向量.

根据上述最优控制组包含的变量,进一步对人民币兑美元汇率的月度波动率进行样本外预测,得到反事实波动率(预测值)与真实波动率的比较(如图1所示).政策实施后的预测值是考虑了共同因子影响但未考虑“8·11汇改”影响的人民币汇率波动,而真实波动率是综合考虑了共同因子和“8·11汇改”影响的人民币汇率波动率,二者之差则为“8·11汇改”政策对该月人民币汇率波动的影响.由图1可见,在政策实施前

(2009年1月~2015年7月)的左图中,预测的波动率能够较好地拟合真实值,真实波动曲线与反事实波动曲线重合程度较高,最优控制组能够较好地预测政策实施前人民币兑美元汇率的波动.而在政策实施后(2015年8月~2018年12月)的右图中,基于反事实方法预测的波动率则始终低于真实波动率,说明在受到“8·11汇改”政策冲击之后,人民币兑美元汇率的波动率较政策实施前出现了明显的提升.

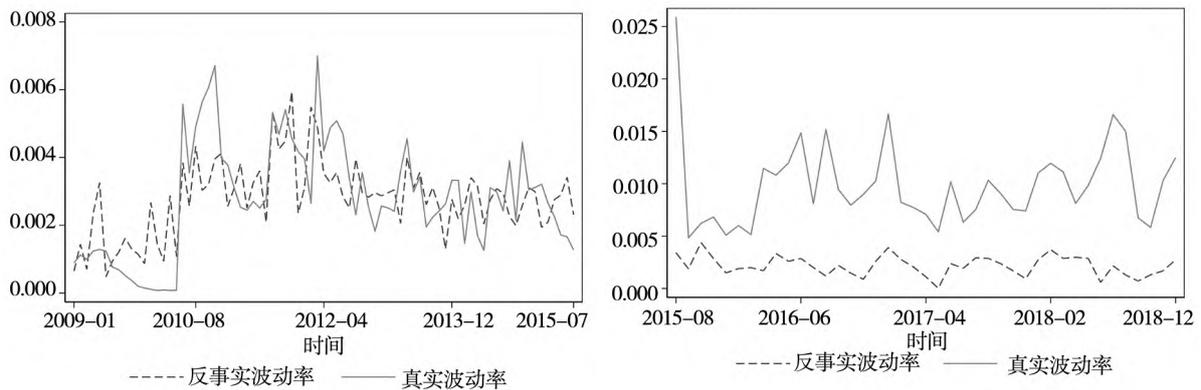


图1 “8·11汇改”政策前、后美元兑人民币月度波动率的真实值与预测值比较

Fig. 1 Actual and counterfactual monthly volatility of the RMB/USD exchange rate (before and after the “8·11 exchange rate reform”)

为进一步地量化分析“8·11汇改”究竟在多大程度上提升了人民币兑美元汇率的波动率,得到“8·11汇改”的政策效应如表2所示.其中,列(1)~列(3)分别为真实波动率、反事实波动率以及处理效应的大小.由表2可见,反事实波动率的均值仅为0.0022,即假如“8·11汇改”不发生,人民币兑美元汇率的潜在波动率为0.0022,而样本期真实波动率的均值为0.0099,处理效应均值则为0.0077且在1%水平下显著.即在剔除了国际金融市场波动等共同因子的影响干扰之后,“8·11汇改”后人民币兑美元汇率的波动率大幅提升了350.84%.由此可见,即使在“8·11汇改”后两天央行即开始干预外汇市场,并依次实施了“收盘价+篮子货币”、“收盘价+篮子货币+逆周期因子”的中间价定价机制,人民币汇率波动程度依然比“8·11汇改”之前大幅提升.具体地,各个时间段的不同影响如下.

1)2015年8月:2015年8月是人民币兑美元汇率真实波动率及处理效应最大的月份.2015年8月11日,央行宣布实行新的人民币中间价形成

机制,但是人民币汇率连续两个工作日触及浮动区间下限,人民币汇率在此期间的剧烈波动直接拉大了该月的真实波动率.而假定未受汇改影响的反事实波动率却处于较低的水平,因此直接拉大了处理效应,即2015年8月是受“8·11汇改”影响最大的月份.

2)2015年9月~2016年4月:“8·11汇改”之后的8月13日央行即开始入市干预,动用大量外汇储备维持汇率稳定,因此在随后的几个月,汇改对人民币汇率波动的影响大幅降低.这也反映在测算出的处理效应中,在此区间内,处理效应的均值仅有0.0046,大大低于样本均值.然而,汇率波动程度的降低是以外汇储备的大量损失为代价的,央行在离岸市场的干预行为使得中国损失了将近1万亿美元的外汇储备.

3)2016年5月~2017年5月:2016年5月8日,央行正式公布以“收盘价+篮子货币”为基础的人民币汇率形成机制.虽然收盘价的占比仅为50%,但是与“8·11汇改”之前的中间价定价机制相比,“收盘价+篮子货币”相对透明,且篮

子货币扮演了一个短期锚的作用。较为透明的中间价定价机制也促使了2016年6月后的处理效应的增加,如2016年6月、2016年8月、2017年1月处理效应均在0.01以上,在此区间内的均值也达到了0.0084。

4)2017年6月~2018年12月:2017年5月26日,央行在人民币中间价报价模型中引入“逆周期因子”,正式形成了今天使用的“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”的中间价形成机制。并且在此期间经历了2018年1月初“逆周期因子”暂停和2018年8月24日逆周期因子重启的过程,而处理效应的变动也与此变化大致相

同。2017年6月至2017年12月间,处理效应均值为0.0061,稍低于“收盘价+篮子货币”期间,但是并不明显,这可能与“逆周期因子”引入的目的是改变人民币兑美元汇率单边贬值预期而增强双向波动特征有关;2018年1月至2018年8月逆周期因子暂停期间,处理效应反弹上升至0.0096;2018年8月24日逆周期因子重启后,2018年9月至2018年12月的处理效应也随之下降到0.0072。由此可见,“逆周期因子”下处理效应的改变并不明显。为更加明确地检验“逆周期因子”的影响,将在稳健性检验中进行进一步的分析。

表2 “8·11汇改”的政策效应

Table 2 Treatment effect of the “8·11 exchange rate reform”

时间	真实波动率	反事实波动率	处理效应	时间	真实波动率	反事实波动率	处理效应
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
2015-08	0.0259	0.0034	0.0225	2017-05	0.0054	0.0000	0.0054
2015-09	0.0048	0.0019	0.0030	2017-06	0.0102	0.0024	0.0078
2015-10	0.0062	0.0044	0.0018	2017-07	0.0063	0.0019	0.0044
2015-11	0.0068	0.0029	0.0040	2017-08	0.0075	0.0029	0.0046
2015-12	0.0051	0.0015	0.0036	2017-09	0.0103	0.0029	0.0074
2016-01	0.0060	0.0019	0.0041	2017-10	0.0091	0.0024	0.0067
2016-02	0.0052	0.0020	0.0032	2017-11	0.0075	0.0017	0.0059
2016-03	0.0115	0.0017	0.0098	2017-12	0.0074	0.0009	0.0065
2016-04	0.0108	0.0033	0.0075	2018-01	0.0110	0.0028	0.0083
2016-05	0.0120	0.0026	0.0094	2018-02	0.0120	0.0037	0.0082
2016-06	0.0149	0.0029	0.0120	2018-03	0.0111	0.0029	0.0083
2016-07	0.0081	0.0020	0.0061	2018-04	0.0081	0.0030	0.0051
2016-08	0.0152	0.0012	0.0140	2018-05	0.0098	0.0029	0.0069
2016-09	0.0095	0.0022	0.0072	2018-06	0.0124	0.0006	0.0118
2016-10	0.0080	0.0015	0.0065	2018-07	0.0166	0.0022	0.0144
2016-11	0.0090	0.0009	0.0081	2018-08	0.0150	0.0013	0.0137
2016-12	0.0103	0.0026	0.0077	2018-09	0.0067	0.0007	0.0060
2017-01	0.0166	0.0039	0.0127	2018-10	0.0058	0.0013	0.0045
2017-02	0.0082	0.0028	0.0055	2018-11	0.0103	0.0017	0.0086
2017-03	0.0077	0.0021	0.0057	2018-12	0.0125	0.0027	0.0098
2017-04	0.0071	0.0011	0.0060				
平均值	0.0099	0.0022	0.0077***				
T值			12.64				

### 3.3 稳健性检验

#### 3.3.1 替换波动率指标

根据 McKenzie<sup>[30]</sup>, 汇率波动的测算存在多种形式, 基准模型中使用了日度汇率变动的标准差来测度, 第一个稳健性检验将替换汇率波动的测算方法, 如式(16)、式(17)所示. 其中,  $V_{t,i}$  代表日度汇率变动率的绝对值,  $y_{T,i}^*$  代表该月日度汇率变动率绝对值的月度均值.

$$V_{t,i} = |e_{t,i} - e_{t-1,i}| / e_{t-1,i} \quad (16)$$

$$y_{T,i}^* = \sum_{t=1}^D V_{t,i} / D \quad (17)$$

同样使用 AIC 准则在 19 种货币兑美元汇率中

挑选最优控制组, 包括新加坡元、瑞典克朗、巴西雷亚尔、墨西哥比索、挪威克朗、英镑、泰铢、澳元、南非兰特、阿根廷比索, 该最优控制组下的  $R^2$  达到 0.794, 能够较好地拟合人民币兑美元汇率的波动.

由图 2 可见, 在变换了汇率波动的测算方法之后, 实证结果依然与前文基本保持一致: 在“8·11 汇改”之前, 反事实波动率与真实波动率基本重合, 且能够较好地拟合, 而在“8·11 汇改”之后, 真实波动率明显地高于反事实波动率, 且处理效应显著为正. 即“8·11 汇改”显著地提升了人民币汇率波动率的结论并不会因汇率波动测算指标的改变而改变.

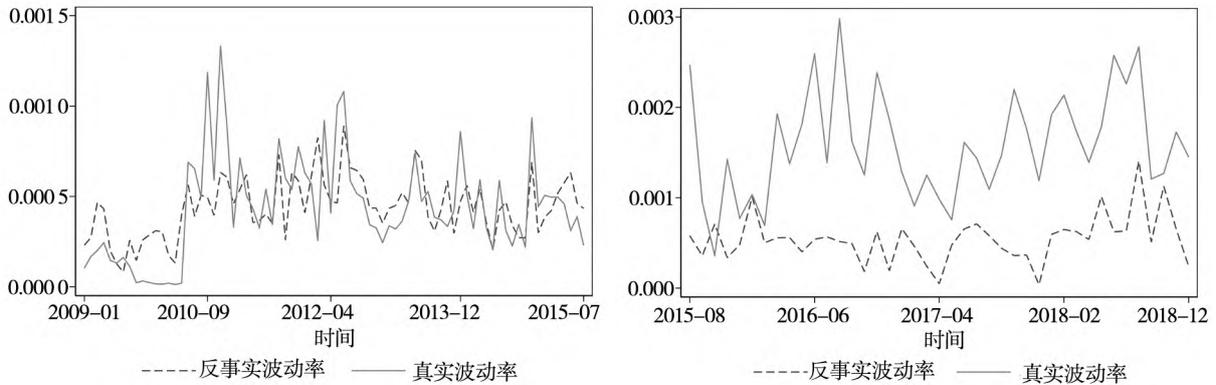


图 2 稳健性检验——替换汇率波动测算指标

Fig. 2 Robust test 1: Replacing the exchange rate volatility indicators

#### 3.3.2 逆周期因子的影响

第二个稳健性检验重点评估逆周期因子的影响. 利用“8·11 汇改”后至逆周期因子启动前时间段(2015 年 8 月至 2017 年 4 月)作为政策估计期, 来估计模型(9)中的系数  $(\hat{\alpha}, \hat{\tilde{\alpha}})$ , 而预测期为逆周期因子引入之后的时间段(2017 年 5 月到 2018 年 12 月). 根据基准回归中的最优控制组, 得到逆周期因子引入前后的反事实波动率如图 3 所示.

在引入逆周期因子之前, 反事实波动率能够较好地拟合真实波动率, 最优控制组对人民币兑美元汇率真实波动率的拟合优度为 0.841. 而在逆周期因子实施后的拟合图则可以分为 3 个阶段来解释: 第一阶段是 2017 年 5 月至 2017 年 12 月, 即央行在 2017 年 5 月 26 日加入逆周期因子, 于 2018 年 1 月暂停, 在此阶段, 逆周期因子的引入虽然使得真实波动率在短期内略低于真实波动率. 这也体现在处理效应大小仅有 -0.0006, 且  $T$

统计量显示仅在 10% 水平下显著, 此段时间内逆周期因子的政策力度并不大, 这也可能是央行在 2018 年 1 月初暂停逆周期因子的原因. 第二阶段自 2018 年 1 月至 2018 年 7 月, 在此阶段央行宣布暂停逆周期因子, 但是自 2018 年 4 月起, 真实波动率却大幅上升并于 2018 年 7 月达到峰值 0.166, 这也大幅偏离了反事实波动率. 因此, 此次汇率波动率的上升并非由国际金融波动等共同因子作用引起的, 而是来自于针对于人民币的异质性冲击, 故央行也在 2018 年 8 月初宣布重启逆周期因子. 第三阶段是 2018 年 8 月至 2018 年 12 月, 重启逆周期因子后, 真实波动率迅速下降并于 2018 年 9 月开始低于反事实波动率. 由此可见, 逆周期因子在 2018 年 8 月重启之后对人民币汇率波动程度的下降发挥了重要影响. 但是, 在真实波动率下降至反事实波动率之后, 真实波动率又开始上升, 反事实波动率与真实波动率的互相交错导致此阶段逆周期因子的总体处理效应依然不显著.

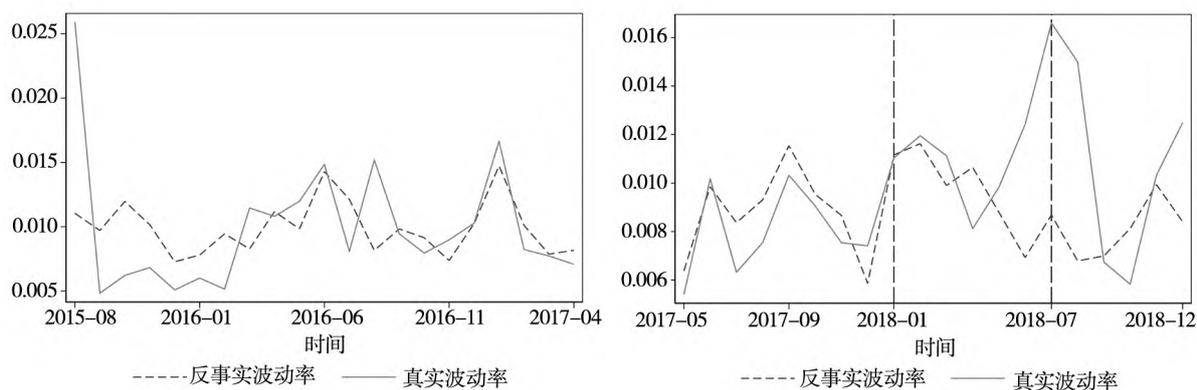


图3 稳健性检验二——考虑逆周期因子

Fig. 3 Robust test 2: Considering the counter-cyclical factor

### 3.3.3 安慰剂检验

稳健性检验三为安慰剂检验 (placebo test). 本文随机选择“8·11汇改”之前的一个时点, 例如“8·11汇改”提前一年的时间点, 这样实施政策的时间点则为2014年8月, 同样对此进行反事实分析. 如果在随机的事件点上, “8·11汇改”政策也表现出显著降低汇率波动的现象, 则表明本文的分析并不足以“8·11汇改”的政策处理效应提供支持. 在此安慰剂检验中, 政策的估计期为2009年1月到2014年7月, 而政策的预测期为

2014年8月到2018年12月.

由图4可见, 在2014年8月到2015年7月, 反事实波动率曲线与实际波动率曲线互相交错, 在该时间内的总体处理效应仅有 $-0.0001$ , 且 $T$ 统计量为 $-0.29$ , 即处理效应并不显著; 而在2015年8月到2018年12月政策真实发生后, 处理效应达到 $0.0080$ , 且在1%水平下显著. 由此可见, 随机选择的政策实施点并不会产生显著的政策处理效应, 只有真实的政策发生时才会有显著的政策效果.

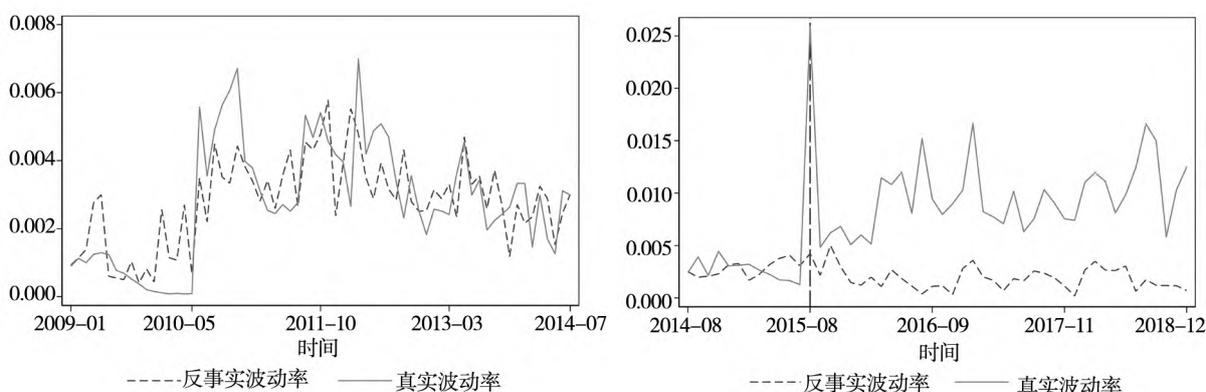


图4 稳健性检验三——安慰剂检验

Fig. 4 Robust test 3: Placebo tests

### 3.3.4 增加控制组变量

基准回归通过他国兑美元汇率的波动率来拟合人民币兑美元汇率的波动率, 但在面板数据的反事实估计中, 也有学者认为可以将部分本国变量加入控制组, 以增加控制组模型的解释力. 因此, 在稳健性检验四中, 参考Chen等<sup>[31]</sup>、Tan等<sup>[32]</sup>, 加入两类表示中国宏观经济状况的控制组变量: 一是考虑到制度对人民币汇率波动幅度的

影响, 分别加入了2010年6月 ( $dummy1$ ) 和2014年3月 ( $dummy2$ ) 这两个虚拟变量. 首先,  $dummy1$  表示在2010年6月及之后月份取1, 否则取0. 即在次贷危机之后, 人民币汇率性质机制改革暂停, 重新开始钉住美元. 直至在2010年6月19日, 中国人民银行决定重启汇改, 增强人民币汇率弹性. 其次,  $dummy2$  表示在2014年3月及之后月份取1, 否则取0. 即自2014年3月17日起, 中国人民银

行宣布扩大外汇市场人民币兑美元汇率浮动幅度,银行间即期外汇市场人民币兑美元交易价浮动幅度由1%扩大至2%,这次扩大汇率浮动幅度体现了人民币汇率形成机制沿着市场化方向的又一次改革.因此,加入这两个制度性虚拟变量可以增强本文实证结果的稳健性,避免高估“8·11汇改”对汇率波动的影响.二是加入了8个中国的宏观变量进入控制组,分别为:3年存款利率与3个月存款利率差、1年存款利率与1个月存款利率差、月度活期存款利率、工业增加值当月同比、社会融资规模月度增长率、M0 当月同比增长率、M1 当月同比增长率、M2 当月同比增长率.

由表3可见,控制组在增加两类宏观变量后,相比基准回归结果,最优控制组发生了一定的改变,由美元兑斯里兰卡卢比、美元兑加元、M0 当

月同比增长率、M2 当月同比增长率、工业增加值当月同比、dummy1 这6个变量构成.在此最优控制组的基础上得到的反事实波动率与真实波动率的对比如图5所示:首先,在添加了控制变量之后,最优控制组的拟合优度由0.845上升至0.897,这说明新增的控制组变量中的M0和M2 当月同比增长率、工业增加值当月同比,以及2010年6月19日的人民币汇率形成机制改革能够较好地捕捉影响人民币兑美元的汇率波动的国内因素;其次,虽然最优控制组发生了改变,但是“8·11汇改”之后反事实波动率和真实波动率的对比依然与基准回归保持一致,反事实波动率曲线始终低于真实波动率曲线,总体处理效应达到0.0070且在1%水平下显著.由此可见,在增加控制组变量之后,“8·11汇改”显著提升了人民币汇率波动的结论依然成立.

表3 增加控制组变量后最优控制组权重

Table 3 Weights of the best control group by adding more control variables

处理组变量: 美元兑人民币的月度波动率			
控制组变量	系数	标准误	T 值
(1)	(2)	(3)	(4)
美元兑斯里兰卡卢比	0.047 ***	0.011	4.273
美元兑加元	0.068 ***	0.012	5.473
M0 当月同比增长率	0.002	0.002	1.135
M2 当月同比增长率	0.013 ***	0.005	2.643
工业增加值当月同比	0.000	0.003	0.127
dummy1	0.005 ***	0.001	9.033
截距项	-0.006 ***	0.001	-4.915
N	79		
R <sup>2</sup>	0.897		

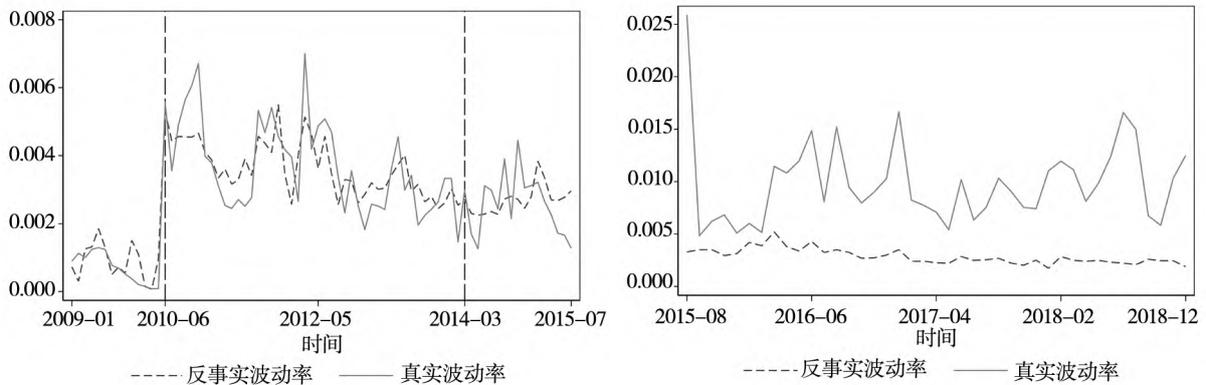


图5 稳健性检验四——加入控制组变量

Fig. 5 Robust test 4: Adding more control variables

3.3.5 改变筛选规则

前文采用的是 AIC 准则<sup>[33]</sup>，从 19 个其他国家的汇率波动中筛选出最优的控制组，进而拟合真实的人民币兑美元的汇率波动。本部分更换最优控制组的筛选准则，改为采用 BIC 准则<sup>④</sup>（Bayesian Information Criterion）<sup>[34]</sup>进行选择，拟合真实的汇率波动并检验政策处理效应，查看结论是否会发生显著改变。

如表 4 所示，在 BIC 规则下，最优控制组发

生了改变，由美元兑巴西雷亚尔、美元兑瑞典克朗、美元兑新加坡元 3 个变量组成，但拟合优度变化并不大。由反事实波动率和真实波动率的对比图 6 可见，2015 年 8 月至 2018 年 12 月，反事实波动率曲线始终在真实波动率曲线下方，与前文结果保持一致；并且，在此期间的处理效应均值为 0.006 9 且在 1% 水平下显著，统计结果同样支持真实波动率显著高于反事实波动率的结论。

表 4 BIC 准则下最优控制组权重

Table 4 Weights of the best control group using BIC criteria

处理组变量：美元兑人民币的月度波动率			
控制组变量	系数	标准误	T 值
(1)	(2)	(3)	(4)
美元兑巴西雷切尔	-0.047 ***	0.013	-3.615
美元兑瑞典克朗	-0.050 ***	0.012	-4.167
美元兑新加坡元	0.194 ***	0.030	6.467
截距项	0.003 ***	0.001	3.002
N	79		
R <sup>2</sup>	0.836		

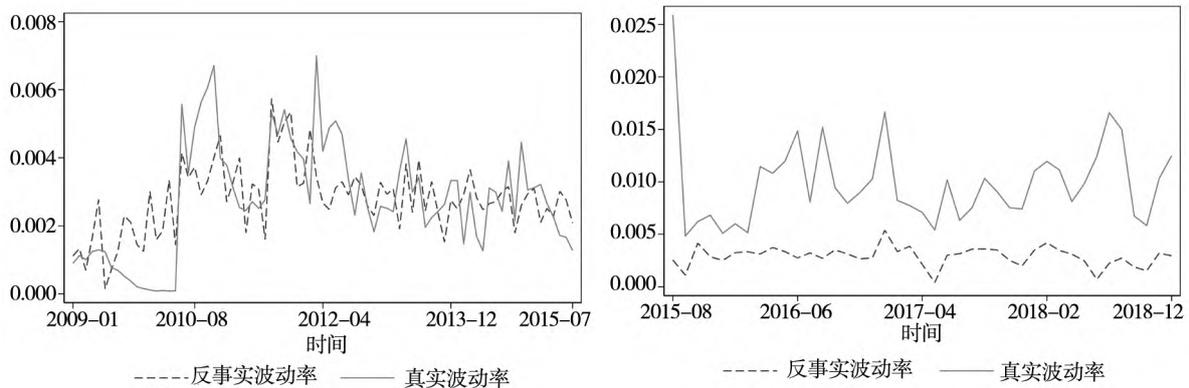


图 6 稳健性检验五——改变变量筛选准则

Fig. 6 Robust test 5: Changing the model selecting criteria

3.3.6 使用半参数回归方法

前文使用了最小二乘法来估计式(8)中的权重参数 $(\bar{\alpha}, \tilde{\alpha})$ 。参考 Tan 等<sup>[32]</sup>的方法，这里将使用半参数回归方法来估计式(8)。将通过半参数方法估计得到最优控制组的权重，并在预测期也使用了半参数方法来拟合美元兑人民币汇率波动的“反事实”值。这一方法的主要优点是：一是不

需要如前文模型中严格的参数假设；二是采用了基于单指数模型(single index model)的半参数估计方法来避免“维数灾难”。具体而言，前文在使用最小二乘法估计式(8)时，是基于 Hsiao 等<sup>[5]</sup>中的假设 6，这相当于假设了误差项的具体参数形式为

$$E(\varepsilon_{it}^* | \tilde{y}_t) = a_0 + b_0 \tilde{y}_t \quad (18)$$

④ BIC 准则的计算公式为  $BIC = T_1 \ln(e'e/T_1) + \ln(T_1) \times (k + 2)$ ，其中， $k$  为控制组中最适宜包含的控制组个数， $e$  为 OLS 估计得到的残差向量。同样选择 BIC 最小的模型，该模型中包含的控制组即为最优控制组。

而半参数方法则假设

$$y_{it}^0 = g(\tilde{y}'_i b) + u_i, t = 1, 2, \dots, T \quad (19)$$

其中  $g(\tilde{y}'_i b) = \bar{\alpha} + \hat{\alpha}' \tilde{y}_i + E(\varepsilon_{it}^* | \tilde{y}_i)$ , 因为在半参数方法中对  $E(\varepsilon_{it}^* | \tilde{y}_i)$  并未定义具体的形式, 因此  $g(\cdot)$  也是未知的函数形式.  $b$  为需要估计的参数列向量,  $\tilde{y}'_i b$  称为单指数 (single index), 是  $\tilde{y}'_i$  与  $b$  相乘得到的常数. 参考 Tan 等<sup>[32]</sup> 的做法, 在估计  $g(\tilde{y}'_i b)$  时使用了 Ichimura<sup>[35]</sup> 的方法, 即基于单指数的非参数估计方法进行估计.

$$\begin{aligned} \hat{G}_b(u) &= \hat{E}(y_{it}^0 | \tilde{y}'_i b = u) \\ &= \frac{\sum_{i=1}^{T_1} I_i y_{it} k_h(\tilde{y}'_i b - u)}{\sum_{i=1}^{T_1} I_i k_h(\tilde{y}'_i b - u)} \end{aligned} \quad (20)$$

其中  $k(\cdot) = k(\frac{\cdot}{h})$ ,  $k(\cdot)$  是一个核函数,  $h$  是带宽,  $I_i \equiv 1(\tilde{y}_i \in Y)$  是一个修正函数. 最后可以估

计得到参数向量  $b$  的估计值为

$$\hat{b} = \arg \min_{b \in B} \sum_{i=1}^{T_1} I_i [y_{it} - \hat{G}_b(\tilde{y}'_i b)]^2 \quad (21)$$

接下来, 即与前文步骤相同, 进一步地通过计算真实值和“反事实”值的差异得到处理效应. 根据上述半参数回归方法, 最优控制组包含的变量和权重如表 5<sup>⑤</sup> 所示. 与参数估计的方法相比, 非参数估计最优控制组包含的变量数提高, 仅有丹麦麦克朗和俄罗斯卢布未进入最优控制组, 并且拟合优度也略高于参数估计.

在上述最优控制组的基础上, 进一步地得到反事实波动率及其与真实波动率的对比如图 7 所示: 在左图中, 反事实波动率和真实波动率的趋势大致一致, 且能够较好地吻合; 在右图中, 反事实波动率曲线基本同样均在真实波动率之下, 而处理效应的均值为 0.006 1 且在 1% 水平下显著, 这与基于参数估计的结论也是保持一致的, 即“8·11 汇改”显著地提升了真实汇率波动率.

表 5 半参数估计得到的最优控制组权重

Table 5 Weights of the best control group using semi-parametric estimation

处理组变量: 美元兑人民币的月度波动率			
控制组变量	系数	标准误	T 值
(1)	(2)	(3)	(4)
美元兑俄罗斯卢布	2.463 ***	0.586	4.206
美元兑瑞郎	1.905 ***	0.545	3.497
美元兑泰铢	-1.237	9.046	-0.137
美元兑加元	9.527 ***	2.363	4.031
美元兑斯里兰卡卢比	1.978 ***	0.578	3.420
美元兑日元	0.272 ***	0.080	3.411
美元兑阿根廷比索	0.037 ***	0.008	4.375
美元兑巴西雷亚尔	3.053 ***	0.939	3.252
美元兑英镑	4.101 ***	1.101	3.727
美元兑澳元	9.709 ***	2.564	3.787
美元兑挪威克朗	6.494	8.426	0.771
美元兑欧元	1.533 **	0.654	2.346
美元兑瑞典克朗	1.268 ***	0.383	3.309
美元兑南非兰特	0.461	0.323	1.429
美元兑印度卢比	-9.912 ***	2.495	-3.972
美元兑墨西哥比索	-5.417 ***	1.545	-3.507
美元兑新加坡元	1	(offset)	
N	79		
R <sup>2</sup>	0.860		

⑤ 因为基于单指数模型的半参数估计方法要求解释变量中不包含常数, 系数矩阵中的第一个分量具有单位系数 (即系数为 1), 并且对应的解释变量是连续的. 因此, 表 7 中的美元兑新加坡元的系数为 1. 详细内容见 Hardle 等<sup>[36]</sup> 和 Ichimura<sup>[35]</sup>.

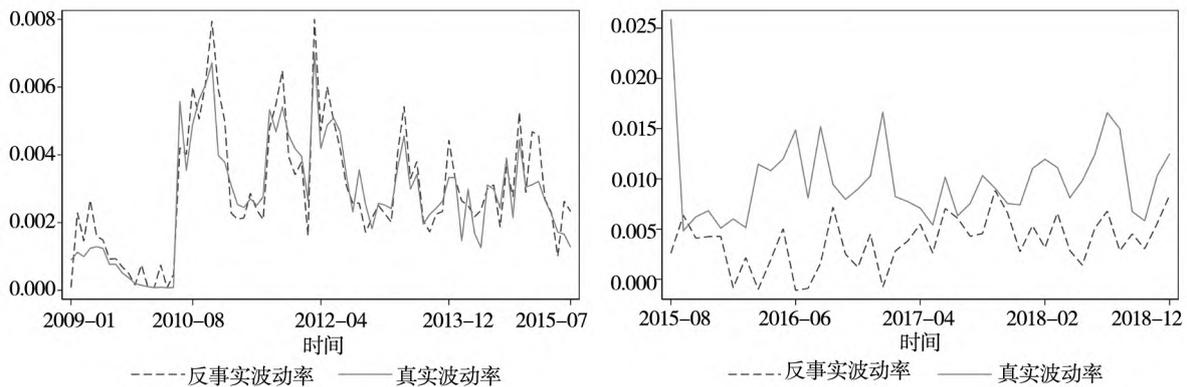


图7 稳健性检验六——使用半参数回归方法

Fig. 7 Robust test 6: Using semi-parametric regressions

### 3.3.7 使用 GARCH 回归模型

为了与传统的研究方法进行比较,并强调反事实方法的优势,参考田涛<sup>[37]</sup>、王佳妮和李文浩<sup>[38]</sup>、Chen 等<sup>[31]</sup>的研究,使用 GARCH 类模型进一步讨论“8·11 汇改”对人民币汇率波动的影响.为了与前文一致,将人民币兑美元汇率中间价的月度均值序列作为本部分的研究对象,数据样本期仍为 2009 年 1 月至 2018 年 12 月.首先,通过单位根的 ADF 检验判断人民币兑美元汇率的月度均值序列及其差分序列的平稳性,发现原序列存在单位根,因此对其差分得到差分序列.从表 6 的第一部分可以看到,检验的  $T$  值为  $-6.024$ ,显著拒绝原假设,这说明汇率差分序列是平稳的.其次,采用 AIC 和 BIC 准则对汇率差分序列的最佳滞后项阶数进行筛选.从表 6 的第二部分发现,综合考虑 AIC、BIC 最小原则和模型简洁原则,可以使用 AR(1) 模型来拟合均值方程.再次,对汇率差分序列进行 ARCH 效应检验,LM 检验的结果见表 6 的第三部分.可以看到残差的一阶、二阶 LM 检验的卡方值均在 1% 的水平下拒绝原假设,这说明均值方程残差的 ARCH 效应显著.最后,根据上述检验结果构建如下 GARCH(1,1) 模型进行估计,结果如表 7 所示.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \phi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (22)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}^2 + \gamma_1 \text{dummy}8 \cdot 11_t + \gamma' Z_t \quad (23)$$

其中模型(22)为均值方程, $y_t$ 为人民币兑美元汇率中间价的月度均值, $\Delta y_t$ 为其差分序列,使用 AR(1)模型进行拟合. $h_t$ 为均值方程残差的方差序列,通过构建 GARCH(1,1)模型拟合. $\text{dummy}8 \cdot 11$ 是表示“8·11 汇改”的虚拟变量, $Z_t$ 为其他可能影响汇率波动方差的变量,包括 CPI 当月同比、外汇储备月度流量、1 年存款利率与 1 个月存款利率差、GDP 当季同比、经常账户当季差额.

从表 7 可以看出, $\alpha$  和  $\beta$  的估计值基本均显著,这说明 GARCH(1,1) 模型能较好地拟合数据,条件方差受前期的影响较大.表 7 的第(1)列和表 7 第(2)列均发现“8·11 汇改”的虚拟变量系数显著为正,这说明使用传统 GARCH 模型可以发现“8·11 汇改”显著提升了人民币兑美元汇率的波动,前文的结论是稳健的.

然而,采用 GARCH 模型对人民币兑美元汇率波动的分析较为粗略,只能大致判断变量的相关性,对于汇率改革对汇率波动在长短期的影响方向则无法刻画,也难以对“8·11 汇改”政策的影响进行定量评估.并且,GARCH 模型的回归结果主要依赖于事件发生前后估计出的无条件或有条件波动率的时间序列比较.一个难以克服的问题是,存在不可观测的市场因素或影响市场波动性的结构变化因素<sup>[38,39]</sup>,因此会导致遗漏变量问题.本文主要使用的面板数据下的反事实方法则能较好地克服上述问题.

表 6 人民币兑美元汇率月度差分序列的相关检验

Table 6 The tests of the monthly exchange rate difference time series of RMB/USD

第一部分: ADF 检验( $\Delta y_t$ )		
(1)	(2)	(3)
1%临界值	序列 $T$ 值	$P$ 值
-3.507	-6.024	0.000
第二部分: 均值方程滞后阶数( $\Delta y_t$ )		
	AR(1)	AR(2)
AIC	-1 196.200	-1 194.238
BIC	-1 188.098	-1 183.436
第三部分: ARCH 效应检验( $\Delta y_t$ )		
残差滞后项阶数	Chi-squared	$P$ 值
1	94.281	0.000
2	86.630	0.000

表 7 人民币兑美元汇率月度差分序列的 GARCH(1,1) 模型估计

Table 7 GARCH (1,1) model estimation of the monthly exchange rate difference time series of RMB/USD

被解释变量: 人民币兑美元中间价的月度差分序列		
	(1)	(2)
$\gamma_1$ (8 · 11 dummy)	3.238 *** (0.385)	3.269 *** (0.540)
$\gamma_2$ (CPI 当月同比)		0.679 *** (0.170)
$\gamma_3$ (外汇储备流量)		-0.001 (0.001)
$\gamma_4$ (存款利差)		-2.720 (3.425)
$\gamma_5$ (GDP 同比)		0.448 (0.512)
$\gamma_6$ (经常账户差额)		-0.002 (0.002)
$\beta_0$	0.000 ** (0.000)	0.002 *** (0.000)
$\beta_1$	0.497 *** (0.093)	0.875 *** (0.089)
$\alpha_0$	-15.841 *** (0.251)	-12.138 ** (5.113)
$\alpha_1$	0.160 ** (0.073)	0.233 * (0.138)
$\alpha_2$	-0.222 *** (0.077)	-0.113 (0.139)
$N$	110	110
$chi^2$	28.338	96.128

### 3.4 机制分析

张明<sup>[40]</sup>指出,央行主要通过两种方式干预人民币汇率:第一种方式是央行直接干预每日人民币兑美元汇率,第二种方式是通过在市场上影响供求来直接干预外汇市场.其中,通过市场的方式不仅会引发外汇储备的变动,而且需要通过冲销的方式避免外汇市场操作对基础货币的影响.因此,“8·11汇改”也是从减少对开盘价的直接干预和外汇市场的冲销干预的方式影响汇率波动.

首先,央行直接干预开盘价的力度减弱导致汇率波动率增加.2015年8月11日,中国人民银行宣布人民币汇率中间价报价机制改革,做市商主要参考上一日银行间外汇市场收盘汇率,向中国外汇交易中心提供中间价报价,即“开盘中间价=收盘价”,中间价由市场决定.如果放开日波动2%的限制,人民币则完成了向完全自由浮动货币的转变<sup>[3]</sup>.在此汇率形成机制下,央行不再直接干预开盘中间价,因此,汇率波动程度大幅增加,连续两个交易日跌幅超过2%.但是,8月13日,央行即宣布退出汇改,重新开始直接干预开盘中间价;2016年2月,中国人民银行明确了“50%收盘价+50%钉住一篮子货币”的定价机制;2017年5月26日,央行进一步的引入逆周期因子,正式形成了“50%收盘价+50%一篮子货币稳定+逆周期因子”的定价机制.由此可见,8月23日开始,央行重新开始干预开盘收盘价,但是与“8·11汇改”之前相比,干预规则更加透明,因此,汇率的波动率也高于汇改之前.上述分析也体现在实证结果中:2015年8月,处理效应高达0.026,远远高于其它样本时期的处理效应大小,这说明,央行取消直接干预开盘中间价大幅提升了人民币汇率的波动程度.在央行重新干预开盘中间价后,处理效应开始大幅降低,但也显著为正,说明“8·11汇改”之后央行对开盘中间价的干预力度小于“8·11汇改”之前.

其次,央行减弱了冲销干预的力度.由中国国

际收支平衡表可见,“8·11汇改”之后,2015年第三季度至2016年第四季度,中国外汇储备流量始终大幅为正,即央行尝试在离岸市场中干预人民币汇率的行为导致了中国外汇储备大量的流失.而在2015年之前,则是外汇储备流量大幅为正,累积了大量外汇储备资产.但是在2017年第一季度开始,外汇储备流量的绝对值开始急剧下降,央行资产负债表中外汇占款的变动也大幅降低,这说明了央行冲销干预力度的减弱,并由此带来了汇率波动程度的提高.此现象在实证结果中反映为2016年后处理效应为正但是大幅低于2015年8月的处理效应,即冲销干预变化对汇率波动的影响小于直接干预开盘中间价的影响.

为进一步的验证央行冲销干预政策的强弱对汇率波动率的影响,梳理“8·11汇改”影响人民币汇率波动的具体机制,参考Ke等<sup>[41]</sup>在反事实方法下针对处理效应的分析,构建如下回归模型.

$$\Delta_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times \text{冲销干预} + \delta' \text{Controls} + \varepsilon_t \quad (25)$$

其中, $\Delta_{it}$ 是表2中通过反事实估计方法得到的2015年8月至2018年12月的人民币兑美元汇率波动的处理效应,将该处理效应序列作为被解释变量.冲销干预分别使用外汇储备流量绝对值和外汇占款的月度变动绝对值来衡量.参考谭小芬等<sup>[42]</sup>、姚远等<sup>[43]</sup>,在控制变量中,选择人民币兑美元在岸汇率(CNY)与离岸汇率(CNH)之差的绝对值来衡量汇差,使用中美1年期国债收益率之差来衡量利差,使用中国CPI的月度同比增长率衡量通货膨胀,使用GDP的季度同比增长率衡量经济增长,使用经常账户余额的绝对值衡量国际收支压力.单位根的ADF检验发现以上序列均是平稳序列,因此使用OLS回归模型进行估计,结果如表8所示.

外汇储备流量及外汇占款变动绝对值变量均显著为负,说明冲销干预的力度越大,处理效应越小,即“8·11汇改”对汇率波动的影响就越小.汇差变量显著为正,说明CNY与CNH的汇差越大,

跨境套汇资金的流量就越大,对人民币汇率的冲击就越大,人民币兑美元汇率波动程度提高,并由此提高了处理效应.利差变量显著为负,一个重要的原因是中国的利率始终高于美国利率,当中美利差增大时,资本外逃动机减弱,并由此降低了人

民币贬值的压力及汇率的波动.

综上所述,央行干预开盘中间价行为的变动以及冲销干预力度的变化导致了“8·11汇改”之后人民币兑美元汇率波动程度的增加,并且“汇改”之后的第一个月汇率波动提高程度最大.

表 8 “8·11 汇改”影响人民币汇率波动的机制分析

Table 8 Mechanism analysis of the impact of the “8·11 exchange rate reform” on RMB exchange rate volatility

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
外汇储备流量	-0.048 *** (0.011)	-0.075 *** (0.027)	-0.083 *** (0.024)			
外汇占款变动				-0.020 *** (0.007)	-0.040 ** (0.020)	-0.043 ** (0.020)
人民币兑美元在岸与离岸汇率之差		13.733 * (7.229)	14.472 ** (6.483)		11.233 *** (4.058)	11.958 ** (4.632)
中美 1 年期国债收益率之差		-0.176 *** (0.064)	-0.092 (0.184)		-0.181 * (0.090)	-0.057 (0.235)
通货膨胀率			0.235 * (0.125)			0.197 (0.151)
经济增长速度			0.038 (0.825)			-0.168 (1.075)
经常账户余额			-0.004 (0.037)			-0.017 (0.040)
截距项	0.846 *** (0.065)	1.012 *** (0.119)	0.210 (5.557)	0.766 *** (0.053)	0.942 *** (0.150)	1.607 (7.208)
<i>N</i>	41	41	41	41	41	41
<i>F</i>	17.712	6.946	4.261	7.977	3.536	2.066

## 4 结束语

“8·11 汇改”之后,中国人民银行又相继推出了“收盘价 + 一篮子货币”、“收盘价 + 一篮子货币 + 逆周期因子”的人民币汇率中间价形成机制,并由此产生了人民币又重新回到了“窄幅钉住篮子货币”的汇率体制之中,并且逆周期因子与“8·11 汇改”之前央行调整中间价的措施没有本质的区别的观点<sup>[44]</sup>.但是,缪延亮和谭语嫣<sup>[45]</sup>却认为,“8·11 汇改是中国从贸易大国走向金融大国的标志性事件,新的人民币汇率形成机制经过几次调整后真正实现了汇率的双向波动,提高了汇率弹性,也加强了汇率形成规则的透明度.”

因此,“8·11 汇改”是否显著提升了人民币兑美元汇率的波动率呢?如果答案是肯定的,提升的幅度又有多大呢?如果简单地根据“8·11 汇改”前后人民币汇率波动率直接计算,则无法排除国际金融市场波动等潜在共同因子的影响.本文则借鉴 Hsiao 等<sup>[5]</sup>发展的面板数据下的“反事实”分析方法,定量评估“8·11 汇改”对人民币汇率波动的贡献,主要研究结果如下.

首先,“8·11 汇改”确实显著地提升了人民币兑美元汇率的波动率,这体现在“8·11 汇改”后的区间内,真实波动率曲线始终高于反事实波动率曲线,即处理效应始终为正;从统计角度来看,在“8·11 汇改”后,处理效应的均值达到 0.007 7 且在 1% 水平下显著,真实波动率显著高

于反事实波动率,且提高幅度达到350.84%。

其次,引入逆周期因子的目的更多的是将人民币汇率的单向贬值转变为双边波动,对人民币汇率对美元汇率的总体弹性影响不大。这表现在央行引入逆周期因子后,处理效应依然显著为正且较逆周期因子引入前下降的幅度并不大。同时,进一步的针对逆周期因子的稳健性检验也显示,在2017年6月~2017年12月、2018年7月~2018年12月这两个“逆周期因子”实施的区间内,政策的平均处理效应均不显著。即逆周期因子的加入在总体上未改变“8·11汇改”后人民币兑美元汇率波动率上升的事实。

第三,根据机制分析部分可知,“8·11汇改”之后人民币汇率形成机制更加透明,央行对中间价的直接干预减弱,以及2017年后央行通过外汇储备进行冲销干预的力度减弱是人民币汇率波动程度提高的重要原因。

通过以上结论可以看出,“8·11汇改”确实大幅提升了人民币兑美元汇率的波动率,是人民币汇率市场化改革中的一个重要节点。但是不容忽视的是,自8月13日开始央行重新尝试直接干预中间价,并且在随后的调整过程中加入了“钉住一篮子货币”、“逆周期因子”等非市场因素,在2018年AREAER中仍然被归类于“类爬行安排(crawl-like arrangement)”型汇率制度。人民币汇率市场化改革依然需要进一步的推进:首先,可以尝试逐渐降低对中间价的直接干预,提高市场因素在汇率形成机制中的比重,并且引入相对于篮子货币的宽幅区间波动;其次,冲销干预的行为虽然能够在短时期内降低汇率的波动,但是不利于外汇市场出清和迈向更加浮动的汇率制度,也会由于国际投资者的套利行为导致本国居民总体福利损失,因此央行应当尽量减少冲销干预尤其是避免在离岸市场干预汇率的行为。

#### 参考文献:

- [1] Ilzetzki E, Reinhart C M, Rogoff K S. Exchange arrangements entering the twenty-first century: Which anchor will hold? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(2): 599-646.
- [2] Shambaugh J C. The effect of fixed exchange rates on monetary policy[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1): 301-352.
- [3] 余永定,肖立晟.完成“811汇改”:人民币汇率形成机制改革方向分析[J].*国际经济评论*,2017,(1):23-41.  
Yu Yongding, Xiao Lisheng. RMB exchange rate formation reform: Shifting from a crawling peg arrangement to a floating regime[J]. *International Economic Review*, 2017, (1): 23-41. (in Chinese)
- [4] Frankel J, 谢丹夏.基于综合计量技术的人民币汇率制度演化分析[J].*国际金融研究*,2018,370(2):66-76.  
Frankel J, Xie Danxia. Analysis on the evolution of RMB exchange rate regime based on a comprehensive econometric technique[J]. *Studies of International Finance*, 2018, 370(2): 66-76. (in Chinese)
- [5] Hsiao C, Steve Ching H, Ki Wan S. A panel data approach for program evaluation: Measuring the benefits of political and economic integration of Hong Kong with the mainland[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2012, 27(5): 705-740.
- [6] Frankel J A, Wei S J. Assessing China's exchange rate regime[J]. *Economic Policy*, 2007, 22(51): 576-627.
- [7] Frankel J A. New estimation of China's exchange rate regime[J]. *Pacific Economic Review*, 2009, 14(3): 346-360.
- [8] Ma G, McCauley R N. The evolving renminbi regime and implications for Asian currency stability[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2011, 25(1): 23-38.
- [9] Calvo G A, Reinhart C M. Fear of floating[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(2): 379-408.
- [10] 王道平,范小云,陈雷.可置信政策、汇率制度与货币危机:国际经验与人民币汇率市场化改革启示[J].*经济研究*,2017,(12):119-133.  
Wang Daoping, Fan Xiaoyun, Chen Lei. Credibility of policies, exchange-rate regime and currency crises: Empirical evidence from emerging markets and developing countries[J]. *Economic Research Journal*, 2017, (12): 119-133.

- (in Chinese)
- [11] Lin S, Ye H. The role of financial development in exchange rate regime choices[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2011, 30(4): 641–659.
- [12] 梅冬州, 龚六堂. 新兴市场经济国家的汇率制度选择[J]. *经济研究*, 2011, (11): 73–88.  
Mei Dongzhou, Gong Liutang. The determinants of exchange rate regime in the emerging economies[J]. *Economic Research Journal*, 2011, (11): 73–88. (in Chinese)
- [13] Levy-Yeyati E, Sturzenegger F, Reggio I. On the endogeneity of exchange rate regimes[J]. *European Economic Review*, 2010, 54(5): 659–677.
- [14] Liu L G, Pauwels L L. Do external political pressures affect the Renminbi exchange rate? [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2012, 31(6): 1800–1818.
- [15] Bowles P, Wang B. Does US pressure lead to changes in China's exchange rate? [J]. *International Journal of Political Economy*, 2016, 45(2): 147–166.
- [16] 朱孟楠, 赵茜, 王宇光. 人民币汇率变动的政治诱因——基于美国政治周期外溢效应的考察[J]. *管理世界*, 2015, (4): 38–51.  
Zhu Mengnan, Zhao Qian, Wang Yuguang. The political inducement of RMB exchange rate change: Based on the spillover effect of American political cycle[J]. *Management World*, 2015, (4): 38–51. (in Chinese)
- [17] 刘涛, 周继忠. 外部压力是否推动了人民币升值? ——基于 2005~2010 年美国施压事件效果的考察[J]. *金融研究*, 2011, (11): 32–46.  
Liu Tao, Zhou Jizhong. Does external pressure promote the appreciation of RMB? Based on the investigation of the effect of political pressures events from the United States from 2005 to 2010[J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (11): 32–46. (in Chinese)
- [18] 肖立晟, 张明. 克服浮动恐惧增强汇率弹性——“8·11”汇改一周年回顾与展望[J]. *金融评论*, 2016, (5): 32–47.  
Xiao Lisheng, Zhang Ming. Overcome fear of floating and enhance exchange rate flexibility: A review of the first year after the 8·11 RMB exchange-rate regime reform[J]. *Chinese Review of Financial Studies*, 2016, (5): 32–47. (in Chinese)
- [19] 余永定, 肖立晟. 论人民币汇率形成机制改革的推进方向[J]. *国际金融研究*, 2016, 355(11): 3–13.  
Yu Yongding, Xiao Lisheng. The reform direction of RMB exchange rate formation mechanism[J]. *Studies of International Finance*, 2016, 355(11): 3–13. (in Chinese)
- [20] 张明. 人民币汇率形成机制改革: 历史成就、当前形势与未来方向[J]. *国际经济评论*, 2016, (3): 54–68.  
Zhang Ming. Reform of RMB exchange rate formation system: Achievements, current situation and future direction[J]. *International Economic Review*, 2016, (3): 54–68. (in Chinese)
- [21] 管涛. 尊重价值规律: 人民币汇率形成机制改革未来之出路[J]. *金融研究*, 2016, (2): 113–120.  
Guan Tao. Respecting law of value: Wayout for further reform in RMB exchange rate formation mechanism[J]. *Journal of Financial Research*, 2016, (2): 113–120. (in Chinese)
- [22] 管涛. 有舍才有得的选择: 人民币汇率政策反思与前瞻[J]. *国际金融研究*, 2018, 377(9): 3–12.  
Guan Tao. The choice of giving up and getting: Reflection and prospect of RMB exchange rate policy[J]. *Studies of International Finance*, 2018, 377(9): 3–12. (in Chinese)
- [23] Cheung Y W, Hui C H, Tsang A. Renminbi central parity: An empirical investigation[J]. *Pacific Economic Review*, 2018, 23(2): 164–183.
- [24] 李政. “8·11 汇改”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗? [J]. *金融研究*, 2017, (4): 1–16.  
Li Zheng. Does 8·11 exchange rate reform enhance the market-orientation and benchmark status of the central parity rate? [J]. *Journal of Financial Research*, 2017, (4): 1–16. (in Chinese)
- [25] Chowdhury A. Does exchange rate variability depress trade flows? Evidence from error correction models[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1993, 75(4): 700–706.

- [26] Aghion P, Bacchetta P, Ranciere R, et al. Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56(4): 494–513.
- [27] Aizenman J. A modern reincarnation of Mundell-Fleming's trilemma[J]. *Economic Modelling*, 2019, 81: 444–454.
- [28] Ouyang M, Peng Y. The treatment-effect estimation: A case study of the 2008 economic stimulus package of China[J]. *Journal of Econometrics*, 2015, 188(2): 545–557.
- [29] 王有鑫, 周子清, 杨翰方. 基于货币群落视角的人民币汇率全球溢出效应研究[J]. *国际金融研究*, 2018, 377(9): 13–23.  
Wang Youxin, Zhou Ziqing, Yang Hanfang. Research on the global spillover effect of RMB exchange rate from the perspective of currency community[J]. *Studies of International Finance*, 2018, 377(9): 13–23. (in Chinese)
- [30] Mc Kenzie M D. The impact of exchange rate volatility on international trade flows[J]. *Journal of Economic Surveys*, 1999, 13(1): 71–106.
- [31] Chen H Q, Han Q, Li Y X, et al. Does index futures trading reduce volatility in the Chinese stock market? A panel data evaluation approach[J]. *Journal of Futures Markets*, 2013, 33(12): 1167–1190.
- [32] Tan N, Peng Y, Liu Y, et al. Index futures trading and spot volatility in China: A semiparametric approach with range-based proxies[J]. *Journal of Futures Markets*, 2017, 37(10): 1003–1030.
- [33] Akaike H. A new look at the statistical model identification[J]. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 1974, 19: 716–723.
- [34] Schwarz G. Estimating the dimension of a model[J]. *The Annals of Statistics*, 1978, 6(2): 461–464.
- [35] Ichimura H. Semiparametric least squares (SLS) and weighted SLS estimation of single-index models[J]. *Journal of Econometrics*, 1993, 58(1): 71–120.
- [36] Hardle W, Hall P, Ichimura H. Optimal smoothing in single-index models[J]. *The Annals of Statistics*, 1993, 21(1): 157–178.
- [37] 田涛. 人民币汇率制度变迁对我国短期资本流动的影响——基于汇率预期与汇率波动的视角[J]. *管理评论*, 2016, 28(6): 65–75.  
Tian Tao. Influence of RMB exchange rate system evolution on short-term capital flows in China: Based on the perspective of exchange rate expectations and exchange rate volatility[J]. *Management Review*, 2016, 28(6): 65–75. (in Chinese)
- [38] 王佳妮, 李文浩. GARCH模型能否提供好的波动率预测[J]. *数量经济技术经济研究*, 2005, 22(6): 74–87.  
Wang Jiani, Li Wenhao. Can GARCH model provide good volatility prediction[J]. *The Journal of Quantitative Technical Economics*, 2005, 22(6): 74–87. (in Chinese)
- [39] Bologna P, Cavallo L. Does the introduction of stock index futures effectively reduce stock market volatility? Is the “futures effect” immediate? Evidence from the Italian stock exchange using GARCH[J]. *Applied Financial Economics*, 2002, 12: 183–192.
- [40] 张明. 人民币汇率形成机制改革的进展、问题与建议[J]. *学术研究*, 2015, (6): 75–79.  
Zhang Ming. The developments, problems and suggestions: On the reform of RMB exchange rate formation mechanism[J]. *Academic Research*, 2015, (6): 75–79. (in Chinese)
- [41] Ke X, Chen H, Hong Y, et al. Do China's high-speed-rail projects promote local economy? New evidence from a panel data approach[J]. *China Economic Review*, 2017, 44: 203–226.
- [42] 谭小芬, 张辉, 杨楠, 等. 离岸与在岸人民币汇率: 联动机制和溢出效应——基于VAR-GARCH-BEKK模型的分析[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(7): 52–65.  
Tan Xiaofen, Zhang Hui, Yang Nan, et al. Transmission mechanism and spillover effects between RMB's onshore and offshore market: Empirical analysis based on VAR-GARCH-BEKK model[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(7): 52–65. (in Chinese)
- [43] 姚远, 刘振清, 翟佳, 等. 人民币汇率的双成分混合波动率模型[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(11): 95–105.  
Yao Yuan, Liu Zhenqing, Zhai Jia, et al. Two-component hybrid volatility models on CNY exchange rates[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(11): 95–105. (in Chinese)

- [44]肖立晟,朱昱昭,李钰婕.人民币汇率形势分析[J].中国金融,2019,(2):56-57.  
Xiao Lisheng, Zhu Yuzhao, Li Yujie. Analysis of RMB exchange rate situation[J]. China Finance, 2019, (2): 56-57.  
(in Chinese)
- [45]缪延亮,谭语嫣.从此岸到彼岸:人民币汇率如何实现清洁浮动?[J].国际经济评论,2019,(4):63-89.  
Miao Yanliang, Tan Yuyan. Towards a clean floating RMB exchange rate[J]. International Economic Review, 2019, (4):  
63-89. (in Chinese)

## Does the “8 · 11 exchange rate reform” promote the floating of RMB exchange rate? A quantitative evaluation based on counterfactual approach

WANG Wei<sup>1</sup>, TAN Na<sup>2, 3\*</sup>, CHEN Ping<sup>1</sup>

1. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
2. Research Center for International Trade and Economics, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China;
3. Research Center for Cross-Border M&A and Innovation Strategy, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China

**Abstract:** This paper uses the counterfactual approach of panel data to quantitatively evaluate the impact of the “8 · 11 exchange rate reform” on RMB exchange rate volatility, after eliminating the potential influence of common factors such as changes from the international financial markets. The study finds that the “8 · 11 exchange rate reform” significantly increases the volatility of the exchange rate of RMB against US dollar. Firstly, the real volatility curve is always higher than the counterfactual volatility curve after the “8 · 11 exchange rate reform”. The average treatment effect is 0.007 7 and is significant at 1% level. Secondly, after the implementation of the counter-cyclical factor of RMB exchange rate, the downward trend of the treatment effect is not obvious. The robustness analysis also finds that the treatment effect is not significant during the period of implementing the counter-cyclical factor, which indicates that the introduction of the counter-cyclical factor does not change the fact that the RMB exchange rate is more floating after the “8 · 11 exchange rate reform”. The above conclusion remains consistent in a series of robustness tests, such as replacing the exchange rate volatility indicators, running placebo tests, adding more control variables, changing to BIC criteria to select optimal control groups, and using semi-parametric estimation. The further mechanism analysis shows that after the “8.11 exchange rate reform”, the formation mechanism of RMB exchange rate is more transparent and the direct intervention of the central bank on the middle price is weakened. An important reason for the increase of RMB exchange rate volatility is the central bank weakened the degree of foreign exchange sterilization after 2017.

**Key words:** the “8 · 11 exchange rate reform”; the volatility of RMB exchange rate; counterfactual approach; quantitative evaluation