

美联储量化宽松货币政策正常化与人民币汇率变动 ——基于时变参数向量自相关模型的研究

徐 澄

(浙江工商大学金融学院,浙江杭州310018)

摘要: 2015年后,随着量化宽松货币政策正常化和人民币汇率进入双向波动新常态,美国货币政策对人民币汇率的外溢效应日益显著。通过构建时变参数向量自相关模型对2008—2018年美联储量化宽松货币政策的实施和退出对人民币汇率的外溢效应进行研究,结果表明:美联储加息在滞后一季度作用人民币兑美元先升值后贬值,加息通过中美利差、产出差、货币供给之差分别作用于人民币兑美元贬值、升值和升值,利差渠道是主要作用渠道;美联储资产负债表扩张和缩减分别带来人民币汇率的升值和贬值,且扩张的升值影响大于缩减的贬值影响;美联储资产负债表和利率政策有一定替代性,替代关系存在明显的结构效应;美联储资产负债表的扩张和缩减分别带来中国银行间市场利率的下降和回升,两国利率表现出一定联动性。

关键词: 美联储;量化宽松;QE退出;货币政策正常化;人民币汇率

中图分类号:F827.12 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2020)05-0088-13

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.05.007

Federal Reserve Quantitative Easing Monetary Policy Normalization and RMB Exchange Rate Fluctuation

——A Time-Structure Study Based on TVP-VAR Model

XU Ying

(School of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: After 2015, with the normalization of quantitative easing monetary policy and the new situation of RMB exchange rate fluctuation, the spillover effect of US monetary policy on China's exchange rate has become increasingly significant. By constructing time-varying parameter vector autoregressive model, the author studies Federal Reserve monetary policy normalization spillover effect on RMB exchange rate from 2008 to 2018. The results show that the interest rate hike has a lagging effect on the appreciation of RMB exchange rate against U. S. dollar in the first quarter and then changes to depreciate. The interest rate acts on RMB exchange rate through the channels of interest rate spread, output gap and money supply gap, which leads to depreciation, appreciation and appreciation respectively and the spread channel is the main channel. The expansion and shrink of the Fed's balance sheet have a significant impact on the appreciation and depreciation of the RMB exchange rate, and the impact is asymmetric. With the normalization of quantitative easing monetary policy, a certain linkage exists between Chinese interest rates and federal funds rate. The expansion and shrink of the Fed's balance sheet have brought the interest rates of China's interbank market down and up respectively.

Key words: Fed; quantitative easing; QE exit stage; monetary policy normalization; RMB exchange rate

收稿日期: 2019-09-16

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“网络模型视角下中美两国进口贸易波动的溢出效应及反向冲击”(19BJY199);浙江省自然科学基金一般项目“美联储资产负债表正常化对中国经济的外溢效应研究”(LY19G030002);教育部人文社会科学青年基金项目“自我实现式经济波动背景下货币政策的有效性——基于markov专制 DSGE 模型研究”(16YJC790019)

作者简介: 徐澄,女,副教授,经济学博士,主要从事货币政策理论和实践研究。

一、引言

金融危机以后，美国货币政策对全球新兴经济体的外溢冲击效应日益显著，人民币汇率是这一冲击最为重要的传导变量。2015年后，美国货币政策面临从量化宽松回归正常化的重大调整，与此同时，2014年后，人民币汇率形成机制改革放大了人民币兑美元交易价浮动幅度，人民币对美元汇率进入双向波动“新常态”。在当前美国货币政策正常化的新形势下，考虑新的利率周期、资产负债表收缩和QE退出是否会对人民币汇率带来新的影响？这一问题值得研究。

从近十年来的研究文献看，既有文献对货币政策汇率外溢效应的研究，主要集中在常规货币政策和量化宽松货币政策层面，较少涉及量化宽松货币政策正常化。事实上，研究量化宽松货币政策正常化对人民币汇率的外溢影响，具有十分重要的理论和现实意义。一方面，量化宽松货币政策正常化虽然是QE的反向政策，但其步调、节奏和速度均根据经济情势相机抉择，有一定的非连贯性和灵活性，与QE实施并不完全对称。如2019年的经济疲软使美联储暂停了2015年后的加息周期转而降息，2017年10月以来推进的资产负债表收缩也于2019年末结束并调整。因此，量化宽松货币政策正常化对他国汇率的外溢效应也可能体现出不同于QE的新特点。另一方面，美国货币政策是影响我国货币政策和汇率政策的重要外部变量，研究并提供量化宽松正常化外溢效应的新证据，对于货币当局稳定人民币汇率和货币平稳增长，保持宏观调控定力，优化人民币汇率形成机制将提供参考依据和有益启示。

从已有文献来看，关于货币政策对汇率的外溢效应研究，存在以下几方面的特点：第一，关于货币政策对汇率的外溢效应研究较多集中于常规货币政策和量化宽松货币政策阶段。常规货币政策外溢效应的文献多为对传导渠道和贸易、产出、汇率方面的实证影响研究。量化宽松货币政策外溢效应的文献多为欧美等主要国际货币区实施量化宽松对发展中国家的货币、产出、汇率、金融市场及实体经济的作用机制和实证影响研究，很少有基于量化宽松货币政策实施和退出的完整周期进行的研究。第二，现有文献对量化宽松货币政策外溢效应的传导渠道多为定性研究，主要有利率渠道、贸易渠道、汇率渠道、资本流动渠道、信号渠道和资产价格渠道等（李自磊和张云，2013^[1]；白明华等，2015^[2]；肖卫国和兰晓梅，2017^[3]），较少通过理论模型分析外溢效应的具体传导机制。第三，已有文献对于外溢效应的实证研究多采用VAR、SVAR等时间序列方法，较难捕捉量化宽松货币政策冲击在国际传导时的动态影响，无法反映量化宽松货币政策实施和退出的不同阶段对汇率外溢效应的异质性影响。

针对上述研究特点，本文从以下几个方面开展研究：（1）基于汇率黏性价格模型和蒙代尔—弗莱明—多恩布什模型，讨论了货币政策外溢效应传导的理论基础，主要关注了利差、货币供给、产出和物价之差对汇率的传导机制及两国利率、货币供给量、资产负债表规模和汇率之间的相互作用机制。（2）扩展量化宽松货币政策对人民币汇率的外溢效应研究周期，选取2008年1月至2018年10月QE实施和退出的对称货币操作期间，对降息、资产负债表扩张和加息、资产负债表缩减对人民币汇率的影响和作用渠道进行对照研究。（3）运用TVP-VAR模型，通过设定等间隔和不同货币政策操作时点，考察了美联储货币政策正常化对人民币汇率的时变影响和结构效应，并验证了QE实施和退出期间两国利率联动性。

二、文献综述

货币政策对汇率的影响一直是国际金融学界重要的话题之一，尤其是2008年以来，以美国为代表的量化宽松货币政策通过改变利率、资产负债表结构和规模经历了从实施、收缩到退出的完整货币周期操作（Cúrdia和Woodford，2011^[4]；Woodford，2012^[5]），特定框架下货币政策调整对汇率的作用更是备受学者关注，相关的现有研究主要有以下几个方面。

一是汇率决定理论。货币主义汇率理论是20世纪60年代以来最为重要的汇率理论学派,在广泛应用中不断地被质疑、修正和推进。Cassel(1922)^[6]以 Thornton(1802)^[7]思想为基础创建购买力平价理论,Frenkel(1976)^[8]、Mussa(1976)^[9]等提出反映货币供给、利率、产出与汇率关系的弹性价格模型。由于前期汇率模型在解释现实汇率变化上存在不足(Meese 和 Rogoff, 1983^[10]; Engle 和 West, 2005^[11]; Cushman 和 Zha, 1997^[12]), Dornbusch(1976)^[13]提出黏性价格模型,指出商品价格短期粘性使得短期购买力平价不成立,短期汇率出现超调,只有过渡到长期购买力平价成立,汇率才能重新恢复均衡,较好地解释了汇率的动态调整和现实变化。Kouri(1976)^[14]的资产组合平衡模型强调了国内外资产市场对汇率的作用。Obstfeld 和 Rogoff(1995)^[15]通过在动态一般均衡模型中融入不完全竞争和名义黏性假定,为研究汇率问题提供了新的分析框架,拓展了政策协调分析的深度与广度。Clark 和 West(2006)^[16]、Molodtsova 和 Papell(2009)^[17]、Wilde(2012)^[18]在购买力、利率平价和弹性价格货币模型基础上结合泰勒规则模型(Taylor, 1993)^[19],发现泰勒规则模型对汇率解释力优于随机游走模型、货币模型及购买力平价模型。近年来,有部分学者从局部均衡框架讨论汇率决定理论。Evans 和 Lyons(2005)^[20]通过分析投资组合资金流和汇率的关系,认为微观市场结构理论比宏观经济汇率模型更能有效解释汇率变化。Maggiori(2017)^[21]引入金融中介作为重要的全球风险和资本流动因素,考虑了不同模型假设下金融流动对汇率的影响。马君潞和郭廓(2008)^[22]建立 OR 两国模型,认为可用中国可贸易品价格上升代替名义汇率升值,缓和名义汇率上升给实际汇率带来的升值压力。

二是货币政策对本国汇率的影响,包括本国和外国货币政策对汇率的影响。针对本国货币政策冲击的研究大部分证实 Dornbusch 的汇率超调理论(Bergin, 2006^[23]; Bjornland, 2009^[24]; Kim(2005)^[25]对“滞后性超调”提出不同的解释。Martin 和 Evans(1995)^[26]通过联邦基金利率、非借入储备与总储备比例及经济变动和货币政策指标研究美国货币政策对汇率的影响,发现紧缩性货币政策导致美国名义汇率与实际汇率出现持续大幅升值,并偏离无抛补利率平价。Hafedh(2010)^[27]研究1983—2003年美国货币政策对美元汇率影响发现扩张性货币政策在初始情况下使得名义汇率过度贬值,约10个月后升值到长期均衡,且货币政策冲击会使汇率偏离抛补利率平价。针对他国货币政策对本国汇率冲击的研究相对较少。Mackowiak(2007)^[28]关于美国货币政策对新兴市场经济国家汇率波动的冲击研究发现美国货币政策会通过利率影响新兴市场经济汇率。Rosa(2011)^[29]就美元对五种货币(欧元、加元、英镑、瑞士法郎和日元)汇率的日内数据研究得出当联邦基金目标利率意外下调25个基点,美元对外国货币汇率将下降0.5%,同时美元贬值0.3%。

三是量化宽松货币政策对他国汇率的溢出影响。Dimitris 等(2015)^[30]运用单变量 AGARCH 模型并引入虚拟变量 QE,认为 QE 对日元和英镑产生了负面影响,而对汇率波动性无影响。Kohlscheen(2014)^[31]研究美国货币政策冲击对巴西、墨西哥和智利的汇率的影响,发现加息直接导致拉丁美洲货币贬值,却和汇率反向波动无关。赵文胜和张屹山(2012)^[32]发现人民币汇率波动受美国货币政策冲击解释比例达到34%。齐晓楠和成思危(2013)^[33]通过 VAR 模型研究 QE2 对美国宏观经济指标的影响,并通过包含实体经济、虚拟经济、货币与汇率的中国经济联立方程进行政策模拟,考察不同美联储新增国债购买规模下的人民币实际有效汇率指数,得到 QE2 加剧了人民币升值压力的结论。潘锡泉(2014)^[34]认为 QE 退出带来的美国国债利率上升和资本大规模逃离将影响国际市场投资者对人民币汇率的贬值预期。邓黎桥和王爱俭(2015)^[35]通过建立两国两阶段模型和 TVP-VAR 模型发现金融机构风险承受意愿大小、中国对美国进口需求、美国投资收益水平和美国对中国的进口需求及中国投资收益水平会分别引导人民币汇率正向和负向波动,且全球金融危机前国内较高的通货膨胀以及危机期间资本回流美国导致汇率发生一定偏移。白明明等(2015)^[2]对2008—2015年美、欧、日、英等国量化宽松货币政策信号对人民币汇率的冲击研究发现美国量化宽松货币政策信号较为显著,宽松和紧缩的信号将分别带来人民币的升值和贬值压力。倪亚芬和李子联(2015)^[36]将 QE 作为虚拟变量引入弹性价格模型,发现 QE 实施期间人民币汇率以升值为主,2013年12月美联储开始缩减 QE 后,表现为先阶段性贬值,随后双向波动的特征,同时随着美联储加息,市场对人民币贬值预期不断加强。傅广敏(2017)^[37]构建两国经济 DSGE 模型得到美国加息会导致人民币汇率贬值

和波动率放大的结论。

客观来说,既有文献关于常规货币政策与汇率关系的讨论较为充分,但对代表了近年来美联储货币政策核心框架的量化宽松货币政策对汇率的影响研究存在一定不足。一是危机后货币政策与汇率关系的研究主要依托QE实施展开,较少涉及QE退出背景下美联储货币政策正常化对他国汇率的影响;二是在中国对全球经济敏感性越来越强的背景下,对美联储货币政策正常化的核心举措加息和缩表对人民币汇率的外溢效应研究较少;三是现有研究使用较多的VAR、SVAR方法无法捕捉货币政策冲击在国际传导时的动态影响,而DSGE模型研究非常规货币政策过于复杂,并可能存在多重均衡等问题。本文从黏性价格理论和M-F-D理论出发,利用时变参数向量自相关模型衡量美国量化宽松货币政策正常化对人民币汇率外溢效应的时变作用、结构效应、作用渠道及两国利率联动性进行实证分析,弥补了既有文献的研究不足,具有相当的理论意义。

三、理论模型

传统货币政策理论认为全球化背景下大国货币政策不仅对本国金融经济变量产生作用,还对他国的实体经济和金融市场进行影响。汇率作为货币政策最重要的传导变量之一,必然受到他国货币政策的外溢作用。本部分从汇率决定理论和蒙代尔—弗莱明—多恩布什(M-F-D)模型两个角度对本文实证研究的理论基础进行论述^[38-39]。

(一) 弹性价格货币模型与黏性价格货币模型

弹性价格货币模型是Frenkel(1976)^[8]和Mussa(1982)^[9]基于无抛补利率平价和购买力平价理论提出的汇率决定函数。该模型将产出设定为外生变量,实际货币需求视为产出和利率的函数,得出汇率是关于两国物价差、息差及货币和产出差的函数。假设 m_t 是名义货币需求对数, p_t 是当期价格对数, y_t 是实际产出对数, $\eta > 0, \varphi > 0$ 。弹性价格货币模型是依据动态均衡视角建立的开放宏观经济模型,根据动态均衡理论,当期实际货币需求可以由下期收益率决定(江春等,2018^[40])。因此,当设定产出外生时,当期实际货币需求取决于下期收益率,本国实际货币需求如式(1)。同理,假设国外利率和产出的系数与国内相同,外国货币需求决定函数如式(2)。两式相减得到相对货币需求方程如式(3)。

$$m_t - p_t = -\eta i_t + \varphi y_t \quad (1)$$

$$m_t^* - p_t^* = -\eta i_{t+1}^* + \varphi y_t^* \quad (2)$$

$$m_t - m_t^* - (p_t - p_t^*) = -\eta (i_{t+1} - i_{t+1}^*) + \varphi (y_t - y_t^*) \quad (3)$$

根据购买力平价理论,汇率取决于两国货币代表的购买力(Cassel,1922^[6])。假设 E_t 和 e_t 表示名义即期汇率(直接标价法)及其对数, P_t 与 P_t^* 表示本国和外国物价水平,则 $E_t = P_t / P_t^*$,对数化处理后得到式(4)。假设购买力平价理论在长短期均成立,将式(4)代入式(3)得出弹性价格模型式(5)。

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 (p_t - p_t^*) \quad (4)$$

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 (m_t - m_t^*) + \alpha_1 \eta (i_{t+1} - i_{t+1}^*) - \alpha_1 \varphi (y_t - y_t^*) \quad (5)$$

上述弹性价格模型假设商品价格能对超额需求做出快速调整,即价格富有弹性,而根据Dornbusch(1976)^[13]的研究短期内商品价格具有黏性特征,名义汇率发生超调,而在长期内由于商品市场价格弹性恢复,名义汇率逐渐趋于均衡水平,即购买力平价理论只在长期内成立,在短期内不一定成立,因此基于弹性价格模型纳入前期物价动态变化得到式(6),称为黏性价格货币模型或者汇率超调模型。该模型表示两国汇率受到两国货币需求、利率、产出和物价影响。

$$e_t = \alpha_1 (m_t - m_t^*) + \alpha_2 (i_{t+1} - i_{t+1}^*) + \alpha_3 (y_t - y_t^*) + \alpha_4 (p_{t-1} - p_t^*) \quad (6)$$

(二) 蒙代尔—弗莱明—多恩布什(M-F-D)模型

Mundell(1960)^[41]和Fleming(1962)^[42]提出了开放宏观经济学分析框架蒙代尔—弗莱明模型,Dorn-

busch(1976)^[13]将该模型不变价格的思路引入货币短期分析,提出了上述黏性价格理论,同时修正了该模型的静态预期假设,引入完全理性预期将上述模型扩展至蒙代尔—弗莱明—多恩布什(M-F-D)模型。

参考蒙代尔—弗莱明—多恩布什(M-F-D)模型,假设完全预期的开放资本市场上本国和外国利率的关系如式(7)^[43]。其中 x 为本币汇率变化,本币汇率变化由长期均衡汇率和即期汇率之差决定,即式(8), \bar{e} 和 e 为长期均衡汇率和直接标价法即期汇率对数形式。式(7)和式(8)表明完全有效市场中两国利差和汇率之间的关系。

$$r_t = r_t^* + x_t \quad (7)$$

$$x_t = \gamma(\bar{e} - e_t) \quad (8)$$

假设本国居民货币需求函数如式(9)。其中, m,p,y 分别为国内名义货币供给、国内价格水平以及实际收入的对数形式, $\bar{\omega}$ 为利率对实际货币供给的反应程度, $\bar{\omega} > 0$ 。结合式(7)(8)得到货币需求关于汇率的函数。

$$m_t - p_t = -\bar{\omega}r_t + \sigma y_t \quad (9)$$

$$p_t - m_t = -\sigma y_t + \bar{\omega}y_t^* + \bar{\omega}\gamma(\bar{e}_t - e_t) \quad (10)$$

对式(10)变形得到:

$$r_t^* = \frac{1}{\bar{\omega}}p_t - \frac{1}{\bar{\omega}}m_t + \frac{\sigma}{\bar{\omega}}y_t - \gamma(\bar{e}_t - e_t) \quad (11)$$

且国内名义货币供给 m 是关于国内资产负债表规模 A 和产出 y 的函数:

$$m_t = M(A_t, y_t) \quad (12)$$

将式(12)代入式(11)得:

$$\bar{e}_t - e_t = \frac{r_t^*}{\gamma} - \frac{1}{\bar{\omega}\gamma}p_t + \frac{1}{\bar{\omega}\gamma}M(A_t, y_t) - \frac{\sigma}{\bar{\omega}\gamma}y_t \quad (13)$$

上式表明,外国利率变化会导致本国货币供应量、产出、物价和汇率同步变化,同时本国货币供应量变动会导致外国利率的反向波动,同理外国货币供应量和央行资产负债表规模变动也会带来本国利率的变化,进而对本国汇率产生影响。

四、实证模型和数据说明

(一) 模型设定

传统 VAR 模型假定参数恒定不变,难以表现经济变量之间的动态变化关系,考虑到不同阶段美联储量化宽松货币政策正常化对人民币汇率产生的动态影响,我们选择时变参数向量自相关模型(Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model, TVP-VAR),该模型是 Primiceri(2005)^[44]提出的由 SVAR 演化而来的非线性时变分析模型,其估计参数均随时间不断变化,可以捕捉模型滞后结构的时变特性和可能的非线性特征,较适合分析经济中的时变问题。

时变参数向量自回归模型源于结构性 VAR,假设结构性 VAR 模型设定如下。其中 \mathbf{y}_t 表示 $k \times 1$ 阶被观察变量向量, $\mathbf{A}, \mathbf{F}_1, \dots, \mathbf{F}_s$ 表示 $k \times k$ 阶系数矩阵, $\boldsymbol{\mu}_t$ 是 $k \times 1$ 阶随即误差向量的结构性冲击。

$$\mathbf{A}\mathbf{y}_t = \mathbf{F}_1\mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{F}_s\mathbf{y}_{t-s} + \boldsymbol{\mu}_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (14)$$

假设通过递归识别来得到结构性冲击的同步关系,即 \mathbf{A} 是一个下三角形式的矩阵。

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (15)$$

由此对式(13)进行变形得:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{B}_s \mathbf{y}_{t-s} + \mathbf{A}_t^{-1} \sum \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, I_k) \quad (16)$$

其中, $\mathbf{B}_i = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{F}_i, i = 1, \dots, s$, 且有

$$\sum = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \ddots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix} \quad (17)$$

上式 $\sigma_i (i = 1, \dots, k)$ 表示结构性冲击的标准方差。将 \mathbf{B}_i 中的行元素堆叠为 $k^2 s \times 1$ 阶的向量 β , 并且将 \mathbf{X}_t 定义为 $\mathbf{X}_t = \mathbf{I}_k \otimes (\mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-s})$, 从而将式(14) 转换为:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{A}^{-1} \sum \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (18)$$

基于上式将时变参数向量自回归模型的一般形式定义为:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \mathbf{A}_t^{-1} \sum_t \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = s+1, \dots, n; \quad \mathbf{X}_t = \mathbf{I}_k \otimes (\mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-s}) \quad (19)$$

其中, 相关系数 $\boldsymbol{\beta}_t$ 为 $k^2 s \times 1$ 维向量, 参数 \mathbf{A}_t 和协方差 \sum_t 均为 $k \times k$ 维向量, 按照 Nakajima(2011)^[45] 的方法对参数进行处理使其具备时变性, 用 $\boldsymbol{\sigma}_t$ 表示 \sum_t 对角线元素矩阵, 用 \mathbf{a}_t 表示矩阵 \mathbf{A}_t 中非0和非1的元素堆叠成的向量, 即 $\mathbf{a}_t = (a_{21}, a_{31}, a_{41}, \dots, a_{k,k-1})'$, 对数化随机波动率矩阵 $\mathbf{h}_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ 且 $\mathbf{h}_{jt} = \log \sigma_{jt}^2 (j = 1, \dots, n; t = s+1, \dots, n)$ 。此外, 再假设式(19) 参数服从随机游走, 用 $\boldsymbol{\beta}_t, \mathbf{a}_t, \mathbf{h}_t$ 分别表示系数、结构信息和波动性的变化系列, 满足:

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\beta}_{t+1} &= \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\mu}_{\beta t}, \\ \mathbf{a}_{t+1} &= \mathbf{a}_t + \boldsymbol{\mu}_{at}, \\ \mathbf{h}_{t+1} &= \mathbf{h}_t + \boldsymbol{\mu}_{ht}, \end{aligned} \quad \left(\begin{array}{c} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \boldsymbol{\mu}_{\beta t} \\ \boldsymbol{\mu}_{at} \\ \boldsymbol{\mu}_{ht} \end{array} \right) \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum_h \end{pmatrix} \right) \quad t = s+1, \dots, n \quad (20)$$

其中, $\boldsymbol{\beta}_{s+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{\beta 0}, \sum_{\beta 0})$, $\mathbf{a}_{s+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{a 0}, \sum_{a 0})$, $\mathbf{h}_{s+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{h 0}, \sum_{h 0})$ 。

需要注意, TVP-VAR 模型的成立须满足以下三点假设:一是假设 \mathbf{A}_t 是一个下三角矩阵, 以保证 VAR 模型的递归识别;二是假设参数服从随机游走, 以捕捉结构性变化中的随机波动, 减少估计过程中的参数数量;三是假设随机游走过程各参数误差干扰项的协方差矩阵 \sum_{β}, \sum_a 和 \sum_h 为对角矩阵。

此外, 由于 TVP-VAR 模型有许多状态变量且其建模过程非平稳, 对于先验值的选择应该格外谨慎。先验值的设定有两种有效的主流方法, 一是 Primiceri(2005)^[44] 以样本前期的信息作为先验值, 二是 Nakajima(2011)^[45] 通过人为设定一个相对合理的单调先验值, 本文采用后一种方法。最后, 为解决随机波动假设因为参数过多而导致实际应用中似然函数难以估计的问题, 我们参考 Nakajima(2011)^[45] 的做法在贝叶斯框架下应用马尔科夫蒙特卡洛模拟(MCMC)方法从估计的后验概率密度函数中抽取有效样本对参数进行估计。

(二) 变量选取和数据说明

我们将三组数据选取纳入 TVP-VAR 模型, 即美联储货币政策正常化指标、汇率决定相关的中国及美国经济金融变量指标。其中, 美联储货币政策正常化指标为联邦基金利率和美联储资产规模, 前者选取美国联邦基金利率日数据的月末报价, 后者选取美联储存款机构总资产的月度数据。中美经济金融指标包括人民币兑美元汇率、中美利差、中美产出之差、中美货币供给之差。人民币兑美元汇率选取人民币兑美元的实际有效汇率指数的月度数据,^① 中美利差选取中国银行间7天同业拆借加权利率减去美国联邦基金利率

^① 因使用的是人民币兑美元实际有效汇率指数, 不再考虑两国物价之差对汇率的影响。

日数据的月度均值,中美产出差选取中国制造业 PMI 减去美国供应商管理协会(ISM)制造业 PMI 的月度数据,^①中美货币供应差选取两国 M2 同比增速之差。时间周期选取上,由于美联储第一轮量化宽松始于 2008 年,故数据时间序列跨度为 2008 年 1 月至 2018 年 10 月。所有数据来自 Wind 数据库,变量均取一阶差分处理为平稳的时间序列。

五、实证结果分析

(一) 模拟及估计结果

参考 Nakajima(2011)^[45] 设定模型参数如下: β 、 a 、 h 的先验分布为正态分布,其均值 $\mu_{\beta 0} = \mu_{a0} = \mu_{h0} = 0$, 协方差矩阵 $\sum_{\beta 0} = \sum_{a0} = \sum_{h0} = 10 \times I$, 协方差矩阵的第 i 个对角线服从如下先验分布: $(\sum_{\beta})_i^2 \sim Gamma(20, 10^{-4})$, $(\sum_a)_i^2 \sim Gamma(4, 10^{-4})$, $(\sum_h)_i^2 \sim Gamma(4, 10^{-4})$ 。为保证 TVP-VAR 的递归识别,对纳入模型的三组指标变量进行排序确保 A_t 是一个下三角矩阵,即美联储资产规模、联邦基金利率、中美货币供给之差、中美利差、中美产出差、人民币兑美元汇率。依据 SC 和 HQ 准则判断模型滞后阶数为 1 阶。为了计算参数的后验分布,应用 MCMC 法迭代 10000 次,其中前 1000 次为预模拟,由于不稳定性将其舍弃。TVP-VAR 模型模拟和估计在 Matlab2014a 下完成。

表 1 给出了包括后验均值、后验标准差、95% 置信区间、Geweke 的 CD 诊断统计概率值和无效因子的 TVP-VAR 模型估计结果。Geweke 概率和无效因子是用于判断 MCMC 模拟过程是否收敛的指标。可以看到,由于 CD 诊断统计值较小,且无效因子均小于 50,在 5% 的显著性水平下基本可以拒绝原假设,即模拟结果收敛于后验分布,MCMC 模拟过程基本有效,可以进行下一步脉冲响应函数分析。

表 1 TVP-VAR 模型估计结果

参数	均值	标准差	95% 上界	95% 下界	Geweke 概率	无效因子
$(\sum_{\beta})_1$	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.608	7.03
$(\sum_{\beta})_2$	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.629	4.41
$(\sum_a)_1$	0.0055	0.0016	0.0034	0.0094	0.002	30.80
$(\sum_a)_2$	0.0056	0.0016	0.0034	0.0095	0.008	22.58
$(\sum_h)_1$	0.0056	0.0016	0.0034	0.0097	0.395	31.73
$(\sum_h)_2$	0.5662	0.2234	0.2126	1.0839	0.122	50.12

(二) 脉冲响应函数分析

TVP-VAR 模型提供了等间隔和时点两种脉冲响应函数,前者用于观察在每个时点对自变量给予一个正向冲击后,在相等间隔的时间段后因变量变化的大小,后者用于观察在指定时点对自变量给予一个正向冲击后,因变量随时间不断衰减的变化情况。我们根据季度设置等间隔时间段为 3、6、9 和 12 个月,并设置启动 QE 的 2008 年 11 月、开始退出 QE 的 2013 年 12 月,^②危机后首次加息的 2015 年 12 月和启动资产负债表退出的 2017 年 10 月为四个脉冲时点考察美联储货币政策正常化对人民币汇率的时变影响。

^①由于美国实际 GDP 月度指标用 ISM 制造业 PMI 指数,为考虑可比性,中国产出月度指标选择制造业 PMI 指数。

^②2013 年 12 月 19 日,美联储宣布将每月 850 亿美元的购债规模缩减 100 亿美元至 750 亿美元,降低了资产负债表扩张速度,由此开始逐步退出 QE。

1. 美联储加息对人民币汇率的脉冲响应分析。图1左侧表示联邦基金利率对人民币汇率的等间隔脉冲响应，右侧表示时点脉冲响应。等间隔脉冲响应函数显示美联储利率政策对人民币兑美元汇率具有时变影响。给定联邦基金利率一个正向冲击，人民币兑美元汇率在滞后3期(3个月)表现为显著负向影响，在滞后6、9、12期转为较弱的正向影响。这表明美联储加息在滞后一季度使得人民币相对美元升值，而后二季度至一年逐步转为贬值。其原因是市场对美联储利率政策的预判较为准确，通过预期作用将美联储加息效果提前消化，当加息正式落地时，人民币兑美元汇率首先表现为反向修正，而后再作用于人民币汇率贬值。进一步，时点脉冲响应函数也显示美联储加息对人民币汇率带来了负向作用，冲击力度在3期达到峰值，并在此后10个月逐步衰减消退，即人民币相对美元先升值后贬值，但在量化宽松货币政策正常化的不同时点美联储加息对人民币汇率的结构性冲击不明显。

从汇率决定的作用渠道来看，美联储利率政策分别通过中美利差、产出差、货币供给之差作用到人民币兑美元汇率。具体地，给定联邦基金利率一个正向冲击，中美利差、产出差在滞后3期表现为负向波动，其他滞后期无明显波动，中美M2之差在滞后3期有一个较短的负向波动后转正，其他滞后期保持明显的正向波动，波动幅度在30期达到峰值后逐渐衰减(图2)。这表明美联储加息在滞后一季度带动中美利差收窄，且加息是对美国经济复苏做出的政策反映，因此表现为中美产出差同步缩窄，同时，由于中国央行未跟随美联储加息同步收紧货币政策使得中美两国货币供给差放大。结合利差、产出差和货币供给差对汇率的等间隔脉冲函数(图3)，给定中美利差的正向冲击，人民币兑美元汇率在滞后3期产生负向波动，波动幅度在18~20期达到峰值，后逐渐弱化，表明美联储加息导致的中美利差收窄在滞后一季度作用于人民币对美元贬值，贬值效应持续一年半左右达到极值，而后转为升值；给定产出差的正向冲击，人民币汇率在滞后3期稳定的正向波动，表明美联储加息后，美国经济复苏，中美产出差收窄，将在滞后一季度作用于人民币对美元汇率升值；给定中美M2的正向冲击，人民币汇率在滞后3期稳定负向波动，其他滞后期无明显影响，表明中国央行未跟随美联储收紧货币供给的政策选择带来的两国货币供给差放大使得人民币兑美元汇率升值，且升值效应持续两年半左右达到峰值而后弱化为贬值。从不同渠道的作用幅度来看，利差对人民币汇率的影响程度最大，产出差其次、M2供给差最小，表明美联储加息对人民币汇率的影响主要是通过利差渠道传导的。

另外，从时点脉冲相应图来看(图4和图5)，联邦基金利率的正向冲击给中美利差、产出差和货币供给差均带来负向波动，并随后传导至人民币汇率产生负向、正向和负向影响，这意味着在美联储量化宽松货币政策启动、推进、退出和资产负债表缩减的不同阶段，美联储利率政策主要通过作用于利差、货币供给差作用人民币汇率贬值，这与等间隔脉冲响应结论有一定差别，其原因可能是由于QE推进和退出的不同阶段两国货币政策的联动性变化带来的，这将在后文加以论证。

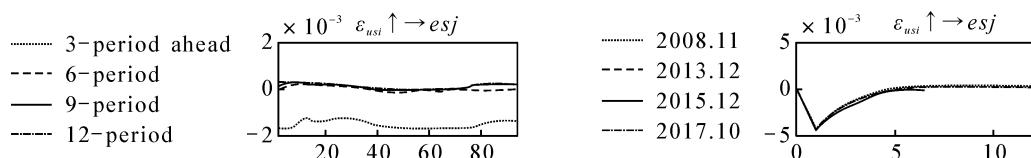


图1 联邦基金利率对人民币汇率的等间隔和时点脉冲响应

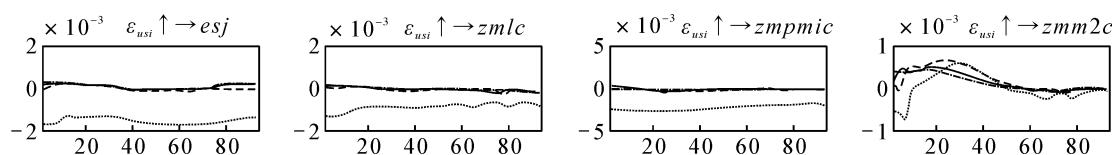


图2 联邦基金利率各作用渠道的等间隔脉冲响应

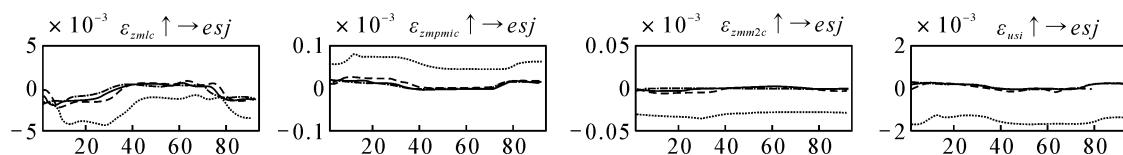


图3 各作用渠道对人民币汇率的等间隔脉冲响应

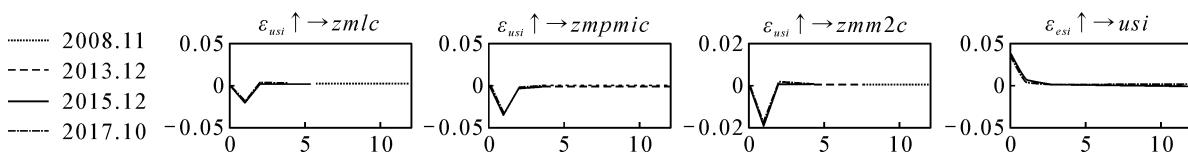


图4 联邦基金利率各作用渠道的时点脉冲响应

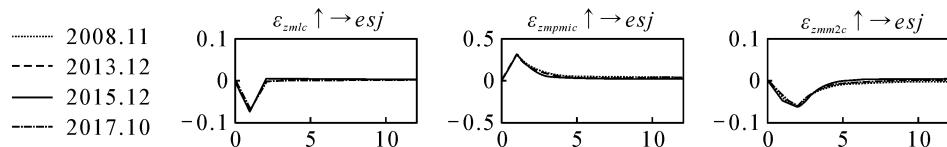


图5 各作用渠道对人民币汇率的时点脉冲响应

2. 美联储缩减资产负债表对人民币汇率的脉冲响应分析。图6左侧是美联储资产负债表规模对人民币汇率的等间隔脉冲响应图,右侧是时点脉冲响应图。从等间隔脉冲响应来看,美联储资产负债表规模变化对人民币兑美元汇率具有明显的时变影响。具体来看,给定美联储资产负债表规模一个正向冲击,人民币汇率在滞后3、6、9、12期均表现为负向影响,其中滞后3期影响最大,其他滞后期影响随期数增加而减弱,从时间轴来看,负向影响在10期达到峰值并逐步收窄消失,共持续40期左右。这表明2008年以来美联储资产负债表扩张带来人民币兑美元升值,随着QE逐渐退出,美联储减少大规模资产购买计划,资产负债表规模扩张速度放缓,影响人民币相对美元汇率开始贬值,且美联储资产负债表规模对滞后3个月的人民币汇率影响最为显著。此外,等间隔脉冲响应图还显示美联储资产负债表规模对人民币汇率的影响在70期后出现了再度放大的现象,即在70期后资产负债表规模缩减带动人民币兑美元汇率再度贬值,这对应了2013年起美联储开始退出QE、放缓资产负债表扩张乃至缩减规模的阶段,表明随着量化宽松货币政策正常化推进,美联储资产负债表从扩张、放缓到缩减的变化将放大资产负债表规模对人民币兑美元汇率的影响,存在明显时变影响。

再从时点脉冲响应来观察量化宽松货币政策的不同阶段美联储资产负债表规模对人民币汇率的影响。总的来说,在QE开启和退出的不同时间节点,美联储资产负债表规模对人民币汇率的溢出效应存在结构性变动。首先,从开启QE的2008年11月和缩减资产负债表的2017年10月的图形来看,美联储资产负债表规模扩张和缩减对人民币汇率分别带来显著的升值和贬值影响,但扩张和缩减带来的汇率影响具有不对称性,表现为扩张带来的升值影响大于缩减带来的贬值影响。另外,QE开始退出的2013年12月和启动加息的2015年12月图形显示,美联储资产负债表扩张反而带来了人民币汇率的正向影响,即人民币汇率升值幅度减少,这是由于2013年QE退出启动和2015年加息后,美联储虽然仍在购买资产,但资产负债表扩张的速度却放缓了,这对美元汇率形成了正向支撑,使得人民币相对美元升值幅度收窄。

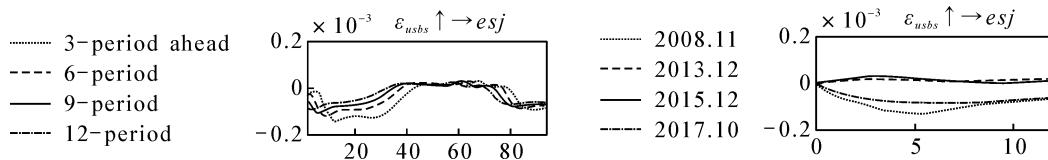


图6 美联储资产负债表规模对人民币汇率的等间隔和时点脉冲响应图

3. 中美两国利率联动性检验。上文我们发现美联储加息对人民币汇率的作用主要通过利差、产出差和货币供给差传导,依据上文M-F-D模型中外国货币供应量和央行资产负债表规模会影响本国利率的假定和推导,我们取联邦基金利率、美联储资产规模、中国银行间同业拆借利率、人民币兑美元汇率,通过TVP-VAR模型进行检验以反映量化宽松货币政策的不同时点下两国利率的联动性,以进一步明确传导机制。

首先通过联邦基金利率对中国利率的时点脉冲响应来反映两国利率联动性，结果发现（图7右上），给定一个联邦基金利率正向冲击，首先带来中国银行间市场利率正向波动，随即在短期内消除影响，且在QE实施和退出的不同阶段未体现出差异，表明两国利率联动性不显著。但是，需要指出的是，量化宽松实施期间联邦基金利率在很长一段时间面临零利率限制，我们认为上述结论在反映中美利率关系的准确性和说服力上存在局限，因此考虑通过量化宽松货币政策的另一个重要政策变量资产负债表规模进行替代，但需要先考察美联储资产负债表和联邦基金利率在量化宽松不同阶段的相对关系。图7左上显示，给定美联储资产负债表规模一个正向冲击，联邦基金利率产生负向波动，这意味着美联储的资产负债表和利率政策之间有一定替代性，且替代性在资产负债表正常化进程中的首次加息（2015.12）、资产负债表缩减（2017.10）时点下较为明显，在启动QE（2008.11）、放缓资产购买（2013.11）时点脉冲下较弱，存在明显的结构效应。分析原因，是因为两种政策变量替代性产生的前提是美联储资产负债表或者利率政策存在连续的显著变化，2015年12月首次加息后美联储开启连续多次的加息周期，2017年10月启动出售国债和MBS以后美联储持续缩减资产负债表规模，利率和资产负债表规模的连续变化使得两者替代性较为显著，而2008年11月启动QE后虽然资产负债表规模持续扩张，但联邦基金利率受制于零利率约束无法继续向下波动，2013年11月开始减少资产购买规模退出QE，资产负债表扩张速度放缓但整体仍在放大，且利率仍维持在零利率附近，波动较为平缓，导致两者替代性较弱。

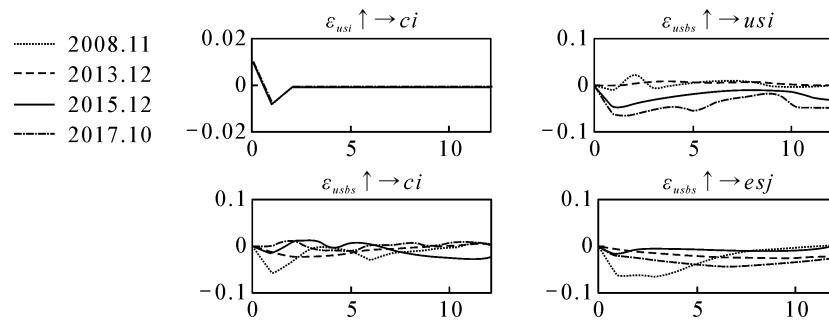


图7 联邦基金利率对中国利率的时点脉冲响应

考虑到首次加息（2015.12）和资产负债表缩减（2017.10）阶段美联储资产负债表规模对联邦基金利率有较强替代性，可以用美联储资产负债表规模替代联邦基金利率反映其对中国利率的影响。图7左下给出了美联储资产负债表对中国银行间市场利率的脉冲影响。给定美联储资产负债表规模的正向冲击，中国银行间市场加权利率负向波动，表示随着QE实施、资产负债表扩张，中国利率跟随美联储资产负债表扩张、联邦基金利率下降而下降，同时随着加息、减少资产购买和正式缩减资产负债表，中国银行间市场利率负向波动幅度收窄。结合上文给出的美联储资产负债表和利率政策在量化宽松货币政策正常化进程中替代性较强的结论，可以推断，在资产负债表与利率替代性较强的加息（2015年12月后）阶段和缩减资产负债表（2017年10月后）阶段量化宽松货币政策正常化在提升联邦基金利率，缩减美联储资产负债表规模的同时，作用至中国银行间利率产生同向变化，两国利率存在一定联动性，而在其他阶段联动性不显著。其作用机制可能有二：一是美联储退出QE带来人民币贬值的市场预期，国际资本转为从中国流出，资金流出使得基础货币供给减少影响市场利率上升；二是央行为维持人民币汇率稳定采取了某些货币政策操作抬升了人民币拆借市场利率以维持两国市场利差吸引资金。事实上，自2013年开始，央行为弥补资本流出带来的基础货币数量下降，创新了如PSL、SLF、MLF、TLF等一系列货币政策工具主动增投基础货币，一定程度上缓解了前一机制，因此，量化宽松货币政策正常化背景下两国利率体现的联动性更多的是我国央行主动选择后一机制作用的结果。

六、结论和启示

本文从黏性价格理论和 M-F-D 理论出发,运用 TVP-VAR 模型分析了美国量化宽松货币政策正常化对人民币汇率外溢效应的时变影响、作用渠道和两国货币政策联动性,得出了以下结论。

第一,美联储利率政策对人民币兑美元汇率具有时变影响,但不存在结构性变动。等间隔脉冲反映现实美联储加息在滞后一季度使得人民币相对美元升值,而后二季度至一年逐步转为贬值。时点脉冲响应函数显示美联储加息对人民币汇率带来了负向作用,冲击力度在3期达到峰值,并在此后10个月逐步衰减消退,即人民币相对美元先升值后贬值,但在量化宽松货币政策正常化的不同时点美联储加息对人民币汇率的结构性冲击不明显。

第二,作用渠道上来看,美联储利率政策分别通过中美利差、产出差、货币供给之差作用到人民币兑美元汇率。具体地,等间隔脉冲显示美联储加息在滞后一季度带动中美利差收窄、中美产出差缩窄、中美两国货币供给差放大。加息导致的中美利差收窄在滞后一季度作用于人民币对美元贬值,贬值效应持续一年半左右达到极值,而后转为升值;加息带来的中美产出差收窄,将在滞后一季度作用于人民币对美元汇率升值;加息带来的两国货币供给差放大使得人民币兑美元汇率升值,且升值效应持续两年半左右达到峰值而后弱化为贬值。从作用幅度来看,利差对人民币汇率的影响程度最大,产出差其次、M2 供给差最小,加息对人民币汇率的影响主要是通过利差渠道传导的。

第三,美联储资产负债表规模变化对人民币兑美元汇率具有明显的时变影响。等间隔脉冲显示,2008年以来美联储资产负债表扩张带来人民币兑美元升值,随着 QE 退出,美联储缩减大规模资产购买计划,资产负债表规模扩张速度放缓,人民币相对美元汇率开始贬值,且滞后3个月贬值效应最为显著。同时,随着量化宽松货币政策正常化推进,前期已经弱化的贬值效应再度强化,表明资产负债表从扩张、放缓到缩减的变化将放大资产负债表规模对人民币兑美元汇率的影响,存在明显时变影响。

第四,美联储资产负债表规模对人民币汇率的外溢效应存在结构性变动。首先,时点脉冲显示,启动 QE 和缩表时点下美联储资产负债表规模扩张和缩减对人民币汇率分别带来显著的升值和贬值影响,且扩张和缩减带来的汇率影响具有不对称性,即扩张带来的升值影响大于缩减带来的贬值影响。然后,QE 退出和加息时点下美联储资产负债表扩张反而带来了人民币汇率的正向影响,这是由于2013年 QE 退出启动和2015年加息后,美联储虽然仍在购买资产,但资产负债表扩张的速度却放缓带来的。

第五,在资产负债表与利率替代性较强的加息(2015年12月后)阶段和缩减资产负债表(2017年10月后)阶段,量化宽松货币政策正常化在提升联邦基金利率,缩减美联储资产负债表规模的同时,作用至中国银行间利率产生同向变化,中美两国利率存在一定联动性,而在其他阶段联动性不显著。

依据以上结论,本文得到以下几点启示:

第一,美联储的利率和资产负债表政策均表现出对人民币汇率的时变外溢影响,且资产负债表政策结构性作用较为明显,这说明我国货币政策调整应与国际货币政策变化相互协调,尤其要关注美联储货币政策及其资产负债表调整措施和方向。第二,从作用渠道上,利差、产出差和货币供给差对人民币汇率的影响程度依次递减,其中,利差是最主要的影响汇率的渠道,因此为了避免人民币汇率由于美国货币政策正常化调整出现过度贬值,可以通过相应的货币政策工具影响国内人民币市场利率,进而稳定人民币汇率预期。第三,实证表明,在量化宽松货币政策正常化阶段,中美两国利率体现了一定的联动性,这说明我国央行在人民币汇率出现贬值预期下,通过创新货币政策工具、公开市场操作、MLF 和 LRP 等指引利率、准备金等定向工具加强了对国内人民币市场利率的调控和影响,因此在当前国外货币政策正常化背景下,在加强我国汇率制度弹性的同时,应建立相应地应对国外货币政策波动的灵活的市场利率调控体系。

参考文献：

- [1] 李自磊,张云.美国量化宽松政策是否影响了中国的通货膨胀?——基于 SVAR 模型的实证研究[J].国际金融研究,2013(8):13-20.
- [2] 白玥明,王自锋,陈钰.美国非常规货币政策退出与中国实际产出——基于信号渠道的国际分析[J].国际金融研究,2015(8):21-29.
- [3] 肖卫国,兰晓梅.美联储货币政策正常化对中国经济的溢出效应[J].世界经济研究,2017(12):38-49.
- [4] CÚRDIA V, WOODFORD M. The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy [J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58(1):54-79.
- [5] WOODFORD M. Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound [C]//Jackson H. Federal reserve bank of kansas city, Wyoming: Flupress, 2012: 289-302.
- [6] CASSEL G. Money and foreign exchange after 1914 [M]. New York: The MacMillan Company, 1922: 1-366.
- [7] THORNTON H. An enquiry into the nature and effects of the paper credit of great britain (1802) [M]. Whitefish: Kessinger Publishing, 2008: 200-220.
- [8] FRENKEL J A. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence [J]. Journal of Economics, 1976, 78(2):200-224.
- [9] MUSSA M. A model of exchange rate dynamics [J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(1):74-104.
- [10] MEESE R, ROGOFF K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? [J]. Journal of International Economics, 1983, 14(2):3-24.
- [11] ENGEL C, WEST K. Exchange rates and fundamentals [J]. Journal of Political Economy, 2005, 113(3):485-517.
- [12] CUSHMAN D O, ZHA T. Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates [J]. Journal of Monetary Economics, 1997, 39(3):433-448.
- [13] DORNBUSCH R. Expectations and exchange rate dynamics [J]. Journal of Political Economy, 1976, 84(6):1161-1176.
- [14] KOURI P. The exchange rate and the balance of payments in the short run and the long run: a monetary approach [J]. Scandinavian Journal of Economics, 1976, 78(3):280-308.
- [15] OBSTFELD M, ROGOFF K. Exchange rate dynamics redux [J]. Journal of Political Economy, 1995, 10(3):624-660.
- [16] CLARK T E, WEST K D. Using out-of-sample mean squared prediction errors to test the martingale difference hypothesis [J]. Journal of Econometrics, 2006, 135(2):155-186.
- [17] MOLODTSOVA T, PAPELL D H. Out-of-sample exchange rate predictability with Taylor Rule fundamentals [J]. Journal of International Economics, 2009, 77(2):167-180.
- [18] WILDE W. The influence of Taylor Rule deviations on the real exchange rate [J]. International Review of Economics & Finance, 2012, 24(3):51-61.
- [19] TAYLOR J B. Discretion versus policy rules in practice [J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, 39(6):195-214.
- [20] EVANS M D, LYONS R K. Meese-Rogoff redux: micro-based exchange rate forecasting [J]. American Economic Review, 2005, 95(2):405-414.
- [21] MAGGIORI M. Financial intermediation, international risk sharing and reserve currencies [J]. American Economic Review, 2017, 107(10):3038-3071.
- [22] 马君潞,郭廓.发展非贸易部门对缓解贸易顺差及货币升值压力的作用[J].世界经济,2008(4):11-24.
- [23] BERGIN P R. How well can the new open economy macroeconomics explain the exchange rate and current account? [J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25(5):675-701.
- [24] BJORNLAND H C. Monetary policy and exchange rate overshooting: dornbusch was right after all [J]. Journal of International Economics, 2009, 79(1):64-77.
- [25] KIM S. Monetary policy, foreign exchange policy, and delayed overshooting [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2005, 37(4):775-782.
- [26] MARTIN E, EVANS C. Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates [J]. The

- Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(4) :975–1009.
- [27] HAFEDH M. Fluctuations in the foreign exchange market: how important are monetary policy shocks? [J]. International Economics, 2010, 81(1) :139–153.
- [28] MACKOWIAK B. External shocks, U. S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets [J]. The Journal of Monetary Economics, 2007, 54(8) :2512–2520.
- [29] ROSA C. The high-frequency response of exchange rates to monetary policy actions and statements [J]. Banking & Finance, 2011, 35(2) :478–489.
- [30] DIMITRIS K, PAPADAMOU S, DIMITROU D. On quantitative easing and high frequency exchange rate dynamics [J]. Research in International Business and Finance, 2015(34) :110–125.
- [31] KOHLSCHEEN E. The impact of monetary policy on the exchange rate: a high frequency exchange rate puzzle in emerging economies [J]. Journal of International Money and Finance, 2014(44) :69–96.
- [32] 赵文胜, 张屹山. 货币政策冲击与人民币汇率动态 [J]. 金融研究, 2012(8) :1–15.
- [33] 齐晓楠, 成思危. 美联储量化宽松政策对中国经济和人民币汇率的影响 [J]. 管理评论, 2013(5) :3–10.
- [34] 潘锡泉. 美联储加速退出量化宽松货币政策的影响及对我国的启示 [J]. 当代经济管理, 2014(8) :30–34.
- [35] 邓黎桥, 王爱俭. 人民币均衡汇率决定与政策协调——基于 TVP-VAR 模型的时变参数研究 [J]. 金融经济学研究, 2015(11) :3–15.
- [36] 倪亚芬, 李子联. 美国货币政策与人民币汇率变动——基于弹性价格货币模型的脉冲分析 [J]. 中共南京市委党校学报, 2015(6) :28–34.
- [37] 傅广敏. 美联储加息、人民币汇率与价格波动 [J]. 国际贸易问题, 2017(3) :131–142.
- [38] 陈创练, 杨子晖. “泰勒规则”、资本流动与汇率波动研究 [J]. 金融研究, 2012(11) :60–73.
- [39] 姚余栋, 李连发, 辛晓岱. 货币政策规则、资本流动与汇率稳定 [J]. 经济研究, 2014(1) :127–139.
- [40] 江春, 杨宏略, 李小林. 基于泰勒规则的人民币汇率预测研究: 兼论多种汇率决定模型预测比较 [J]. 世界经济研究, 2018(4) :3–14.
- [41] MUNDELL R A. The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates [J]. Quarterly Journal of Economics, 1960, 74(2) :227–257.
- [42] FLEMING J M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates [J]. International Monetary Fund, 1962, 9(3) :369–379.
- [43] 孙欣欣, 卢新生. 美联储货币政策中性化背景下人民币外汇市场间均衡关系调整和溢出效应研究 [J]. 世界经济研究, 2017(1) :41–58.
- [44] PRIMICERI G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy [J]. Review of Economic Studies, 2005, 72(3) :821–852.
- [45] NAKAJIMA J. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: an overview of methodology and empirical applications [J]. Monetary and Economic Studies, 2011(29) :107–142.



(责任编辑 周法法)