

异质交易者视角下 人民币外汇市场干预效果的实证研究

吴圣金¹,冯剑锋²,石敏³,刘相阁¹

(1.中共广东省委党校 经济学教研部,广州510053;2.广东财经大学 公共管理学院,广州510320;

3.华南农业大学 经济管理学院,广州510642)

摘要:本文基于异质交易者视角,采用时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(MS-TVTP),选取具有典型代表性的自2012年7月至2015年11月的月度数据,实证研究了人民币外汇市场的央行干预效果。实证结果表明,当中美利率差上升时,人民币汇率趋于升值,而利率差下降时,人民币汇率趋于贬值。人民币在噪声机制时,上一期的汇率变化会带动本期的正反馈调整,上两期的汇率运动则会带动本期的负反馈调整。央行干预的参数不显著表明,从月度数据来看央行干预对人民币汇率运动的影响不显著。因此,从长期的角度而言,要想维护人民币汇率的平稳健康运行,需要及时防范化解经济运行中存在的重大风险隐患,确保稳健的宏观经济基本面。

关键词:异质交易者;MS-TVTP模型;人民币汇率;外汇干预

中图分类号:F832.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)05—0178—08

一、引言

1994年,中国实行结售汇制度,建立全国统一的银行间外汇市场,为建立健全以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度奠定了坚实基础。随着人民币汇率的市场化改革的不断深化,银行间外汇市场在人民币汇率形成机制中的市场配置作用日益突出。2014年12月,国家外汇管理局取消了对金融机构进入银行间外汇市场的事前准入许可,外汇市场参与主体将扩大至境内全部金融机构,包括证券、信托、保险公司等。2015年9月,银行间外汇市场启动了对境外主权类机构的开放。2016年1月,银行间外汇市场允许符合条件的人民币购售业务境外参加行入市。同时,外汇市场中的交易品种由起初的即期和部分银行试点的远期两类产品,不断扩充增加了掉期、外汇货币掉期、期权、外币对和外汇拆借。除了美元、欧元、日元和英镑等世界主要货币之外,交易币种也在不断增加。外汇市场参与主体的日益丰富,交易品种和交易币种的不断增加,极大地活跃了我国人民币外汇市场,提高了市场在人民币汇率形成机制中的定价作用。

然而,汇率在市场运行中难免发生非理性波动,外汇市场的平稳健康发展离不开中国人民银行的科学管理。汇改之前,央行对人民币外汇市场进行持续的外汇干预。随着人民币市场化改革的不断深入,央行已经基本上退出了常态化的市场干预。但是,发挥市场在外汇定价的基础性作用不代表中国人民银行放弃对外汇市场的必要干预。当市场出现非理性剧烈汇率波动时,央行干预仍然是必要的。中国人民银行在外汇市场的入市干预可反映为我国的外汇储备的变化。

随着我国市场参与主体的不断丰富,人民币汇率的市场波动率渐序增大,人民币外汇市场中不仅存在基本面交易者,还有噪声交易者。特别是,噪声交易者的追高杀跌甚至会加剧市场的非理性波动,这也对央行的汇率管理水平提出更高的要求。2015年,人民币汇率累计跌幅4.5%,创下1994年汇改以来最大的一次贬值。在人民币贬值预期和庞大资本外流下,中国人民银行果断干预外汇市场,对考察我国的央行干预效果具有典型代表性。人民币的央行干预对引起了社会各界热切关注和广泛思考。此后,人民币汇率大幅贬值的噪音时隐时现,对市场监管者和人民币持有者的科学决策提出更高要求。因此,基于异质交易者视角的外汇

收稿日期:2020—08—12

基金项目:广东省哲学社会科学基金“十三五”规划2020年度青年项目“金融开放下的粤港澳大湾区跨境资本流动宏观审慎管理研究”(GD20YYJ04);中共广东省委党校(广东行政学院)2020年校(院)一般课题“粤港澳大湾区跨境资本流动风险防范机制研究”(XYB202009)

作者简介:吴圣金,博士,中共广东省委党校经济学教研部副教授,研究方向:国际金融;冯剑锋,博士,广东财经大学公共管理学院/社会保障政策研究中心副研究员,研究方向:人口经济;石敏,博士,华南农业大学经济管理学院讲师,研究方向:农业投资和农业技术经济;刘相阁,中共广东省委党校经济学教研部硕士研究生,研究方向:国际金融。

市场微观结构研究央行干预的作用效果具有重大的现实意义。

二、文献回顾

在资本的自由流动和完全替代的情况下,外汇干预不影响汇率(Backus 和 Kehoe, 1989)。但由于市场摩擦的存在,国内外两种资产对于市场主体是有区别的,外汇干预是有效的(Jeanne, 2012; Blanchard et al, 2015)。实证研究对央行的干预效果存在分歧。Rogoff(1984)利用美元/加元的周数据和两阶段最小二乘法考察央行干预效果,结果无法证实央行干预的资产组合效果。Fatunmi 和 Hutchison(1999)运用 GARCH 模型和美国 1989—1993 年的日数据考察央行干预的效果发现,央行干预通过未来货币政策的信号影响汇率,但也可能给市场带来未来货币政策不确定性的影响。Dominguez(2006)的实证研究发现,市场交易者对央行干预在时间上的反应不同。在一天的时间长度上,外汇干预对汇率的汇率波动有影响的,但是在长期的角度上来看,没有证据表明央行干预对汇率有影响。Kamil(2008)的实证研究表明,当央行干预与其他重要的货币政策目标产生冲突时,会减弱央行的干预效果。总的来说,越来越多的实证研究表明央行干预的效果较小,并且是短期有效的。

Frankel 和 Froot(1990)通过调查数据说明外汇市场中交易者异质期望对外汇市场的重要影响,认为技术交易者的投机行为是市场过度波动产生的根源。学者们开始关注到外汇市场中交易者异质性和噪声交易。Bauer et al(2009)在外汇市场异质交易模型引入可信的目标区间研究发现,汇率区间制改变了投资的预期机制,使得汇率将较长时间的停留在目标区之中,显著降低外汇市场的投机行为。Proano(2011)基于异质交易者视角构建宏观经济模型通过数值模拟研究发现,外汇市场的技术交易者不仅导致汇率的不稳定性,并且由于外汇市场和宏观经济的互动性,导致宏观经济的不稳定性难以控制。同时,由于交易者行为的时变性,传统的理性预期模型失效,基于异质交易者的研究变得必要。基于异质交易者视角的央行干预研究日渐增多。Chutasripanich 和 Yetman(2015)构建了一个包含基本面交易者、投机交易者和央行的噪声交易模型,根据稳定汇率、减小经常账户不平衡、抑制投机、最小化外汇储备波动和最小化干预成本等 5 项标准考察不同干预规则下央行的干预效果。Hung(1997)在噪音交易模型的框架下进行实证研究发现,央行干预减少 yen/dollar 和 DM/dollar 在 1985—1986 年的汇率波动率,但是却增加了 1987—1989 年间的汇率波动。Jeanne 和 Rose(2002)构建一个外汇市场的噪声模型发现,噪声交易者进入汇率市场增大了汇率的波动,央行可以通过抬高噪声交易者入市门槛和成本来降低汇率波动。Beine et al(2009)基于异质交易者视角运用时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(MS-TVTP)考察央行干预的影响发现,中央银行的干预增加了基本面交易者的比例,从而稳定汇率。

随着国外学者对异质交易者视角下央行干预效果研究的不断深入,国内学者也开始基于异质交易者视角研究人民币汇率运动规律和央行干预效果。李小平和吴冲锋(2018)构建包含利差交易者、基本面交易者和技术交易者的汇率决定模型研究发现,利差交易者行为是导致市场汇率偏离基本面水平的原因。吴圣金(2018)构建异质交易者视角下的人民币外汇市场微观结构模型研究发现,人民币汇率是否收敛于汇率基本面取决于外部冲击的大小。陈浪南等(2016)基于噪声交易视角实证研究人民币汇率的动态决定过程发现,人民币汇率大多处于基本面机制之中。丁剑平(2006)通过构建市场微观结构模型研究发现,央行通过做市商间接参与银行间外汇市场比直接参与的干预效果更好。李晓峰和魏英辉(2009)基于市场交易者异质预期的假设,构建了包含央行干预的汇率行为金融模型,运用计算机模拟技术对央行不同干预方式的有效性进行分析。李晓峰和陈华(2010)基于异质交易者视角利用 2005 年 7 月至 2009 年 9 月的月度数据考察央行干预效力发现,央行干预强度的下降会提高技术分析者的比重。陈华(2013)利用月度数据实证考察了央行干预对人民币异质预期交易者的影响效力。陈浪南等(2017)构建了一个央行干预下的人民币汇率噪音交易动态模型,得到不同情况下汇率收敛于基本面汇率的干预条件。司登奎等(2018)从全局性及多重情景进行实证研究发现,央行外汇干预能够在短期内起到稳定人民币汇率的作用,但在长期会加剧汇率波动。

综上所述,随着人民币汇率的市场化改革的不断深化,基于异质交易者视角的外汇市场微观结构研究央行干预效果具有重大的现实意义。然而,从模型结论和实证结果来看,央行干预对汇率的作用效果是有争议的。时间长度不同的情况下,央行的干预效果可能有天壤之别。其次,在异质交易者视角框架下实证研究中国的央行干预效果的研究仍然较少。时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(Markov-switching model with time-varying transition probabilities, MS-TVTP)通过考察央行干预影响两类市场交易者的转换概率,从时变的

转换概率实证研究央行干预对两类市场交易者的作用方向 and 影响大小,研究方法新颖精准。自2012年7月扩大交易价浮动幅度以来,我国2015年的央行干预具有典型代表性,本文拟在异质交易者视角框架下,选取自2012年7月至2015年11月的月度数据,运用时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(MS-TVTP)实证研究人民币外汇市场的央行干预效果。因此,本文的主要贡献在于:从异质交易者视角出发,采用时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(MS-TVTP)实证研究央行干预对两类市场交易者转换概率的时变影响,进而考察人民币外汇市场的央行干预效果。同时,本文也可为中国人民银行面对当前日益多元的市场交易主体,应对更加错综复杂的外汇市场管理提供理论参考和科学依据。

三、实证模型与估计

(一) 实证模型

随着人民币外汇市场的市场参与者和交易品种不断丰富,人民币外汇市场参与者变得更加多元化,市场参与者可大致分为基本面交易者(fundamentalists, f)和噪音交易者(亦称为技术交易者(chartists, c))两种类型。基本面交易者通过利率等宏观基本面的变化来判断人民币汇率的发展趋势和做出交易决策;而噪音交易者则根据人民币汇率的过去走势来判断汇率的发展趋势和做出交易决策。同时,外汇交易者间会对比两种投资策略的投资收益,进行相互学习来动态调整投资策略(Brock和Hommes, 1997)。因此,人民币汇率的动态决定受两种决策机制的共同影响,但在不同的时间内噪音交易者和基本面交易者的比例具有时变性。本文借鉴Beine et al(2009)的噪音交易者模型,运用时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(MS-TVTP)考察中央银行外汇干预的效果。时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(MS-TVTP)考察央行干预的原理是:央行干预影响两类市场交易者的转换概率,从而从时变的转换概率得知央行干预对两类市场交易者的作用方向 and 影响大小,实现考察央行干预对人民币汇率的作用效果的研究目标。

利率平价理论通过套利分析阐释了利率是汇率变动的关键因素。Frankel(1979)通过构建模型发现,汇率与名义利率差为负相关。Lui和Mole(1998)对香港外汇交易者使用基本面分析和技术分析调查发现,利率相关的新闻是对预测汇率的相对重要的基本面因素。Nakagawa(2002)通过阈值非线性模型实证研究证实了汇率与利率差间的非线性关系。Dick et al(2015)使用欧洲经济研究中心收集的金融投资者的USD/EUR汇率预测的大面板数据进行实证研究发现,好的汇率预测与正确的基本面理解有关,特别是好的利率预测。众多实证研究亦认为利率是汇率重要的基本面因素(Nagayasu, 2000;陆前进等, 2013)。因而,基本面交易机制下的人民币汇率动态决定可表示为

$$E_{t-1}^f(s_t - s_{t-1}) = \phi_0 + \phi_1(r_{t-1} - r_{t-1}^*)$$

即

$$\Delta s_t^f = E_{t-1}^f(s_t - s_{t-1}) + \varepsilon_{f,t} = \phi_0 + \phi_1(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + \varepsilon_{f,t} \quad (1)$$

且

$$\varepsilon_{f,t} = \sigma_f \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.N}(0, 1)$$

其中: ϕ_0 表示常数项; ϕ_1 表示利率差对即期汇率的边际影响; s_t 表示 t 时期人民币即期汇率的对数,即 $s_t = \log(S_t) \times 100$,其中 S_t 表示 t 时期的人民币即期汇率; s_{t-1} 表示 $t-1$ 时期人民币即期汇率的对数; Δs_t^f 表示基本面交易机制下的人民币汇率变化; $\varepsilon_{f,t}$ 表示基本面交易机制下的随机扰动项; σ_f 表示基本面交易机制下的方差;i.i.d.N(0, 1)表示独立同分布的标准正态分布; r_t 和 r_t^* 分别表示国内和国外的利率; r_{t-1} 和 r_{t-1}^* 分别表示 $t-1$ 时期的国内和国外利率。

人民币汇率在基本面机制和噪音机制($R_t = f, c$)两个机制状态中进行马尔可夫机制转换, R_t (regime switching)表示一阶马尔可夫性质的两状态转换变量。噪音交易机制下($R_t = c$),噪音交易者则主要根据汇率过去的波动规则来预期汇率的未来走势。因而,噪音交易机制下的人民币汇率动态决定可表示为

$$E_t^c(s_t - s_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^g \alpha_i(s_{t-i} - s_{t-i-1})$$

即

$$\Delta s_t^c = E_t^c(s_t - s_{t-1}) + \varepsilon_{c,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^g \alpha_i(s_{t-i} - s_{t-i-1}) + \varepsilon_{c,t} \quad (2)$$

且

$$\varepsilon_{c,t} = \sigma_c \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.N}(0, 1)$$

其中: α_0 表示常数; α_i 表示第前*i*期汇率变动率对即期汇率的边际影响; s_{t-i-1} 表示*t-i-1*时期人民币即期汇率的对数; g 表示前*g*期汇率变动率对即期汇率的边际影响,具体数值根据贝叶斯信息准则(BIC)所确定; Δs_t^c 表示噪声交易机制下的人民币汇率变化; $\varepsilon_{c,t}$ 表示噪声交易机制下的随机扰动项; σ_c 表示噪声交易机制下的方差;i.i.d.N(0, 1)表示独立同分布的标准正态分布。

两状态间的转换概率矩阵(*P*)为

$$P = \begin{pmatrix} p_{ff} & p_{cf} \\ p_{fc} & p_{cc} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{ff} & 1 - p_{cc} \\ 1 - p_{ff} & p_{cc} \end{pmatrix} \quad (3)$$

在MS-TVTP模型中,央行干预响应式(3)中基本面机制和噪声交易机制间的转换概率矩阵(*P*),从而两机制的时变转换概率的具体设定为

$$p_{cc} = \text{Prob}[R_t = c | R_{t-1} = c, I_{t-1}] = 1 - \left[1 + \exp(\pi_0 - \pi_1 I_{t-1}) \right]^{-1} \quad (4)$$

$$p_{ff} = \text{Prob}[R_t = f | R_{t-1} = f, I_{t-1}] = 1 - \left[1 + \exp(\kappa_0 - \kappa_1 I_{t-1}) \right]^{-1} \quad (5)$$

其中: p_{cc} 表示汇率保持在噪声交易机制的概率; I_{t-1} 表示上一期的央行干预; π_0 表示汇率保持在噪声交易机制时,央行干预的常数项; π_1 表示汇率保持在噪声交易机制时,央行干预对时变转换概率的边际影响; p_{cf} 表示汇率由噪声交易机制向基本面机制转变的概率,即 $p_{cf} = 1 - p_{cc}$;同理, p_{ff} 表示汇率保持在基本面机制的概率; κ_0 表示汇率保持在基本面机制时,央行干预的常数项; κ_1 表示汇率保持在基本面机制时,央行干预对时变转换概率的边际影响; p_{fc} 表示汇率由基本面机制向噪声交易机制转变的概率,即 $p_{fc} = 1 - p_{ff}$ 。央行干预通过影响两个机制的时变转换概率来改变汇率运动机制。

(二)模型估计

在概率密度正态分布的假设下, Δs_t 在基本面机制和噪声机制下的条件概率密度函数可分别表示为

$$f(\Delta s_t | R_t = f, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_f} \exp \left\{ -\frac{[\Delta s_t - E_t^f(s_t - s_{t-1})]^2}{2\sigma_f^2} \right\} \quad (6)$$

$$f(\Delta s_t | R_t = c, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_c} \exp \left\{ -\frac{[\Delta s_t - E_t^c(s_t - s_{t-1})]^2}{2\sigma_c^2} \right\} \quad (7)$$

其中: σ_f^2 表示基本面机制的方差; σ_c^2 表示噪声机制的方差。

由马尔可夫机制转换可得预测概率 $\text{Prob}[R_t = j | \Omega_{t-1}, I_{t-1}]$:

$$\text{Prob}[R_t = j | \Omega_{t-1}, I_{t-1}] = p_{ff} \text{Prob}[R_{t-1} = f | \Omega_{t-1}, I_{t-1}] + p_{cf} \text{Prob}[R_{t-1} = c | \Omega_{t-1}, I_{t-1}] \quad (8)$$

预测概率密度函数 $f(\Delta s_t | \Omega_{t-1}, I_{t-1})$ 为

$$f(\Delta s_t | \Omega_{t-1}, I_{t-1}) = \sum_{i=c,f} \text{Prob}[R_t = i | \Omega_{t-1}, I_{t-1}] f(\Delta s_t | R_t = i, \Omega_{t-1}) \quad (9)$$

由贝叶斯定理,代入式(6)~式(9),本文由 $\text{Prob}[R_{t-1} = i | \Omega_{t-1}, I_{t-1}]$ 得过滤概率 $\text{Prob}[R_t = i | \Omega_t, I_{t-1}]$:

$$\text{Prob}[R_t = i | \Omega_t, I_{t-1}] = \frac{\text{Prob}[R_t = j | \Omega_{t-1}, I_{t-1}] f(\Delta s_t | R_t = i, \Omega_{t-1})}{f(\Delta s_t | \Omega_{t-1}, I_{t-1})} \quad (10)$$

总的来说,就是由 $\text{Prob}[R_0 = i | \Omega_0]$ 初始开始运算,依次经过式(8)、式(6)及式(7)、式(9)和式(10)重复迭代获得 $f(\Delta s_t | \Omega_{t-1}, I_{t-1})$,从而获得对数似然函数 $L(\theta) = \sum_{t=1}^T f(\Delta s_t | \Omega_{t-1}, I_{t-1}; \theta)$,*T*表示时间序列样本量。本文使用MATLAB 2011软件,通过最大化似然函数估计出模型的参数值,从而得到央行干预对人民币汇率运动方程的影响。

四、实证结果与分析

(一)数据处理

本文使用的实证数据包括每月的人民币即期平均汇率、中国与美国每月的平均利率差和每月的央行干

预量。为了反映最近的市场化程度较高的外汇市场和其中央行干预影响,同时满足足够的研究样本,本文选取2012年4月银行间即期外汇市场人民币交易价浮动幅度以来至2015年11月的月数据。每月的人民币即期平均汇率是对1个月每日的即期汇率数据取平均数而来,这样可以消除月末数据的随机性,恰当反映整个月的汇率水平,数据来源于Wind资讯;同理,每月的人民币平均利率是对1个月每日的隔夜利率数据取平均数而来,这样可以消除月末数据的随机性,恰当反映整个月的利率水平,数据来源于Wind资讯;美国每月利率取自美国月有效联邦利率,实际上也是美国每个月的日有效联邦利率的平均数,数据来源于Federal Reserve Economic Data;每月的央行干预量,取自央行每个月的外汇储备变化量,数据来源于Wind资讯。

由图1可知,人民币平均汇率既有与利率负向相关的情形,即满足利率平价的基本面运动,也有与利率正向相关的情形,即汇率运动为噪声机制所主导。

由图2可知,每月的央行干预和平均汇率的关系则不那么明显,总体来说是,当人民币升值的时候,央行干预为正值,也就是说外汇储备在增加。当人民币贬值时,央行干预为负值,也就是外汇储备在减少。综合而言,央行根据汇率的运动特征做反向冲销干预,缓和汇率变动。

由于是时间序列分析,在估计MS-TVTP模型前,本文使用ADF检验对式(4)、式(6)中的数据、 $(r_{t-1} - r_{t-1}^*)$ 和 I_t 进行平稳性检验。ADF的检验结果见表1,实证模型中的所有变量均在5%的显著水平下拒绝存在单位根的零假设,各个变量均是平稳的。

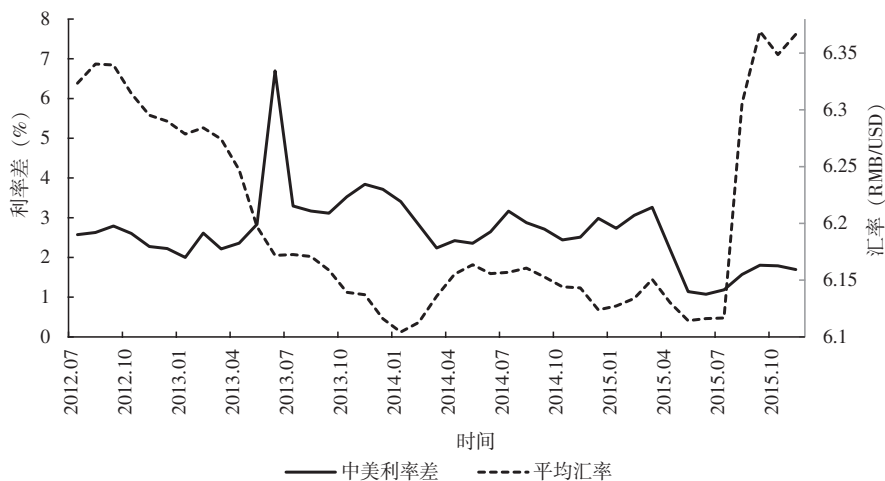


图1 中国每月的利率差和平均汇率

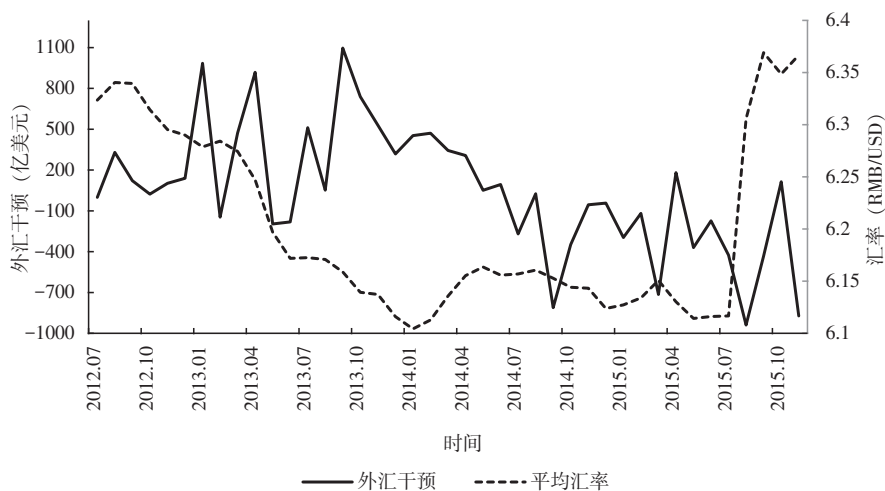


图2 中国每月的央行干预和平均汇率

由实证模型数据变量在样本区间内的描述性统计(表2)可知,汇率月变化率($s_t - s_{t-1}$)的平均值为0.036535,最大月贬值4.352024%,最大月升值0.770238%;汇率在样本区间内总体上处于基本稳定中的微幅贬值,但有些月份贬值幅度较大。从中美利率差来看,每月的中美利率差($r_{t-1} - r_{t-1}^*$)的平均值为2.634832,说明中美利率差普遍处于较高水平;方差为0.890540,说明利率差变化相对较小。从央行干预来看,央行干预总体平衡并有少量外汇储备盈余;但具体来看,不同月份的央行干预出现较大的差异,央行干预在部分月份吸收和抛售外汇的规模较大。

(二) 结果分析

实证模型通过对变量各阶滞后项的反复试验,综合考虑参数的 P 值和BIC准则,确定最终的模型形式。噪声交易机制中的滞后项阶数为2,最终模型的参数估计值见表3。

由模型估计结果可知,基本面机制和噪声机制和理论预期基本一致。当中美利率差上升时,人民币汇率趋于升值,而利率差下降时,人民币汇率趋于贬值。人民币在噪声机制时,上一期的汇率变化会带动本期的正反馈调整,上两期的汇率运动则会带动本期的负反馈调整。在央行干预效果上,央行干预项的参数不显著。也就是说,从月度数据来看,央行干预对汇率运动的影响不显著。正如大多文献,长期来看,汇率的运动轨迹会回归汇率的基本面汇率,央行的干预是无效的。Dominguez(2006)的实证研究也表明市场交易者对央行干预在时间上的反应不同。在一天的时间长度上,外汇干预对汇率的汇率波动有影响的,但是在长期的角度上来看,没有证据表明央行干预对汇率有影响。

五、结论

本文基于异质交易者视角,采用时变转换概率的马尔科夫机制转换模型(MS-TVTP),选取具有典型代表性的自2012年7月至2015年11月的月度数据,实证研究了人民币外汇市场的央行干预效果。实证结果表明,基本面机制和噪声机制下人民币汇率变动和理论预期基本一致。当中国相对美国的利率差扩大时,人民币趋于升值,而当中国相对美国的利率差缩小时,人民币趋于贬值。在噪声机制时,上一期人民币汇率的变化会对本期的汇率产生正向影响,上两期人民币汇率的变化则会对本期的汇率产生负向影响。在央行干预效果上,从月度数据来看,央行干预对汇率运动的影响不显著。

随着我国外汇市场化改革的深入,跨境资本流动更加通畅便利,市场在人民币汇率定价中的作用日益显著。央行干预能影响汇率的瞬间均衡汇率,但从长期看,央行对人民币汇率的干预效果会逐渐下降。因此,从长期的角度而言,要想维护人民币汇率的平稳健康运行,需要及时防范化解经济运行中存在的重大风险隐患,确保稳健的宏观经济基本面。

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?[J]. 经济研究(12): 81-92.
- [2] 陈浪南, 王升泉, 吴圣金, 2016. 噪声交易视角下人民币汇率的动态决定研究[J]. 国际金融研究(7): 74-82.
- [3] 陈浪南, 吴圣金, 王升泉, 2017. 央行干预下的人民币汇率噪音交易动态模型和实证研究[J]. 国际贸易问题(10): 163-176.
- [4] 丁剑平, 俞君钦, 张景煜, 2006. 从外汇市场微观结构视角看中央银行入市交易效果[J]. 管理世界(7): 15-21.

表1 数据平稳性的 ADF 检验

变量	统计量	
	t	P
$s_t - s_{t-1}$	-5.007822	0.0010
$r_{t-1} - r_{t-1}^*$	-3.897005	0.0205
I_t	-5.208864	0.0006

表2 实证模型数据变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最大值	最小值
$s_t - s_{t-1}$	0.036535	0.733551	4.352024	-0.770238
$r_{t-1} - r_{t-1}^*$	2.634832	0.890540	6.696405	1.073548
I_t	28.584	475.915	1096.190	-939.290

表3 模型的参数估计结果

参数	系数	P
ϕ_0	1.719*	0.090
ϕ_1	-0.643	0.130
α_1	0.372***	1.306e-07
α_2	-0.203***	0.001
π_0	-0.112	0.966
π_1	0.044	0.411
κ_0	0.029	0.985
κ_1	0.010	0.186
样本量=43		BIC=56.28

注:***、**、*分别表示通过1%、5%和10%的显著性检验;BIC表示贝叶斯信息准则。

- [5] 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[J]. 金融研究(8): 49-67.
- [6] 李晓峰, 魏英辉, 2009. 基于行为金融理论的中央银行外汇干预策略研究[J]. 南开经济研究(1): 3-21.
- [7] 李小平, 吴冲锋, 2018. 利差交易、异质预期与汇率微观决定[J]. 管理科学学报, 21(6): 1-11.
- [8] 陆前进, 卢庆杰, 李治国, 2013. 银行信贷、外汇储备和中国的实际汇率——基于中国 2000—2011 年数据的实证研究[J]. 金融研究(11): 28-40.
- [9] 司登奎, 李小林, 江春, 2018. 央行外汇干预、投资者情绪与汇率变动[J]. 统计研究, 35(11): 58-70.
- [10] 吴圣金, 2018. 异质交易者视角下的人民币外汇市场微观结构模型研究[J]. 中国经济问题(6): 13-20.
- [11] BACKUS D K, KEHOE P J, 1989. On the denomination of government debt: A critique of the portfolio balance approach[J]. *Journal of Monetary Economics*, 23(3): 359-376.
- [12] BAUER C, DE GRAUWE P, REITZ S, 2009. Exchange rate dynamics in a target zone—A heterogeneous expectations approach[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(2): 329-344.
- [13] BEINE M, GRAUWE P D, GRIMALDI M, 2009. The impact of FX central bank intervention in a noise trading framework[J]. *Journal of Banking & Finance*, 33(7): 1187-1195.
- [14] BLANCHARD O, ADLER G, FILHO I C, 2015. Can foreign exchange intervention stem exchange rate pressures from global capital flow shocks?[J]. *IMF Working Papers*, 15(159): 15-18.
- [15] BROCK W A, HOMMES C H, 1997. A rational route to randomness[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 65(5): 1059-1096.
- [16] CHUTASRIPANICH N, YETMAN J, 2015. Foreign exchange intervention: Strategies and effectiveness[J]. *BIS Working Papers*, 499: 1-36.
- [17] DICK C D, MACDONALD R, MENKHOFF L, 2015. Exchange rate forecasts and expected fundamentals[J]. *Journal of International Money and Finance*, 53: 235-256.
- [18] DOMINGUEZ K M, 2006. When do central bank interventions influence intra-daily and longer-term exchange rate movements?[J]. *Journal of International Money and Finance*, 25(7): 1051-1071.
- [19] FRANKEL J A, FROOT K A, 1990. Chartists, fundamentalists, and trading in the foreign exchange market[J]. *American Economic Review*, 80: 181-185.
- [20] FRANKEL J S, 1979. On the Mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials[J]. *American Economic Review*, 69(4): 610-622.
- [21] FATUM R, HUTCHISON M, 1999. Is intervention a signal of future monetary policy? Evidence from the federal funds futures market[J]. *Journal of Money Credit and Banking*, 97(6): 54-69.
- [22] HUNG J H, 1997. Intervention strategies and exchange rate volatility: A noise trading perspective[J]. *Journal of International Money and Finance*, 16(5): 779-793.
- [23] JEANNE O, ROSE A K, 2002. Noise trading and exchange rate regimes[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 117(2): 537-569.
- [24] JEANNE O, 2012. Capital account policies and the real exchange rate[J]. *NBER International Seminar on Macroeconomics*, 9(1): 7-42.
- [25] KAMIL H, 2008. Is central bank intervention effective under inflation targeting regimes? The case of colombia[J]. *IMF Working Papers*, 88(8): 1-42.
- [26] LUI Y H, MOLE D, 1998. The use of fundamental and technical analyses by foreign exchange dealers: Hong Kong evidence[J]. *Journal of International Money and Finance*, 17(3): 535-545.
- [27] NAGAYASU M D, 2000. The long-Run relationship between real exchange rates and real interest rate differentials: A panel study[J]. *IMF Economic Review*, 47(1): 116-128.
- [28] NAKAGAWA H, 2002. Real exchange rates and real interest differentials: Implications of nonlinear adjustment in real exchange rates[J]. *Journal of Monetary Economics*, 49(3): 629-649.
- [29] PROANO C R, 2011. Exchange rate determination, macroeconomic dynamics and stability under heterogeneous behavioral FX expectations[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 77(2): 177-188.
- [30] ROGOFF K, 1984. On the effects of sterilized intervention: An analysis of weekly data[J]. *Journal of Monetary Economics*, 14(2): 133-150.

The Effectiveness of Central Bank's Interventions on RMB Exchange Market from the Perspective of Heterogeneous Traders

Wu Shengjin¹, Feng Jianfeng², Shi Min³, Liu Xiangge¹

(1. Department of Economics, Party School of the Guangdong Provincial Committee of CPC, Guangzhou 510053, China; 2. School of Public Administration, Guangdong University of Finance & Economic, Guangzhou 510320, China; 3. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

Abstract: The effectiveness of central bank's intervention on RMB exchange market is investigated from the perspective of heterogeneous traders, by utilizing the MS-TVTP model (Markov-switching model with time-varying transition probabilities) and representative monthly data from July 2012 to November 2015. The results show as follows. RMB tends to appreciate if the interest rates difference between China and the US increases, and vice versa. Under noise trading mechanism, the exchange rate change in the previous period will have a positive impact on the exchange rate at current period, while the exchange rate change of last two periods will have a negative impact on exchange rate at current period. In addition, the parameter of central bank intervention is not significant, which means the impact of central bank intervention on RMB exchange rate movement is not significant from the monthly data. Therefore, from a long-term perspective, in order to maintain a stable and healthy RMB exchange rate, it is necessary to timely prevent and mitigate serious economic risks to ensure a healthy macroeconomic fundamental.

Keywords: heterogeneous traders; MS-TVTP model; RMB exchange rate; exchange intervention