

【国际金融】

# 国际资本外流冲击下汇率逆周期因子的金融稳定效应研究

王东明 曹春玉

**【摘 要】**文章构建动态随机一般均衡模型,在外部加息带来国际资本外流冲击时,结合中国经济结构及运行特征,在管理浮动汇率中加入汇率逆周期因子,研究其对金融稳定的影响及其与其他宏观审慎政策配合的政策效应。研究发现,基于外国货币政策调整的逆周期因子的汇率稳定效果优于其他政策,在管理浮动汇率中引入逆周期因子,能够更好地实现金融稳定的目标;在实施逆周期准备金率时,管理浮动汇率中加入逆周期因子能够抑制汇率过度贬值的顺周期行为,平滑汇率波动,同时辅以再贷款利率的调节,有助于平滑国内债务波动;在管理浮动汇率下加入逆周期因子,能够降低社会福利损失。文章提出,货币当局应构建完善的动态汇率逆周期调节机制,注重其与汇率浮动管理、准备金政策和再贷款利率等宏观政策的配合。

**【关键词】**汇率逆周期因子;金融稳定;双支柱调控;宏观审慎政策;国际资本流动

**【作者简介】**王东明,曹春玉(通讯作者),上海立信会计金融学院金融学院。

**【原文出处】**《世界经济研究》(沪),2024.3.90~106

**【基金项目】**国家自然科学基金面上项目“重大突发公共卫生事件冲击下的全球金融风险溢出及其管理研究”(项目批准号:72073113)。

## 一、引言与文献综述

2023年10月召开的中央金融工作会议提出,以加快建设金融强国为目标,充实货币政策工具箱,更加注重做好跨周期和逆周期调节,保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定,防范化解金融风险。在资本自由流动且货币政策独立自主的情况下,通过汇率的有效干预和逆周期调节,可以缓解汇率大幅波动和国际资本外流等不利冲击。在管理浮动汇率下,中国人民银行于2017年5月26日在人民币汇率报价中引入逆周期因子,形成“收盘价+一篮子货币变动+逆周期因子”的报价机制。汇率逆周期因子在直接减少人民币汇率中间价贬值幅度的基础上,传递了央行维持汇率在合理均衡水平上适度稳定的信号,有助于引导市场预期,是调节汇率短期波动的宏观审慎工具之一。从汇率逆周期因子的调节实践来看,短期内,导入逆周期因子有助于缓解人民币汇率过度贬值。例如,2017年5月,引入逆周期因子对

人民币汇率的提振效果明显,之后直至2017年年底,人民币汇率延续升值态势,累计升值幅度接近8%。长期内,本币汇率走向是国家经济基本面的货币维度投影,经济基本面稳健有助于吸引跨境资本流入和推升本币汇率。逆周期因子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,其透明度不足。随着人民币汇率持续走强,2020年10月27日后,逆周期因子淡出使用。自汇率逆周期因子淡出的三年以来,净资本流动在负值区间呈现波动流出趋势,除了2021年初至2022年2月间人民币兑美元汇率由于经济基本面稳健维持升值趋势外,2022年3月以来,资本流出压力使得人民币汇率出现贬值趋势。

当前,全球中心国家货币政策处于调整周期,地缘政治冲突不断增加,投资者风险偏好改变,使得中国及新兴经济体的国际资本持续净流出,汇率波动加剧,带来货币错配和期限错配等问题,抑制投资、

生产率和产出 (Kohn 等, 2020), 影响金融稳定。健全“宏观审慎政策钉住金融稳定, 货币政策关注经济稳定”双支柱调控框架, 其主要机制是宏观审慎政策的“逆周期调节”机制和货币政策的“资本缺口”机制 (方意等, 2019)。为应对全球中心国家货币政策调整或资本外流的冲击, 基于有管理的浮动汇率制度, 研究汇率逆周期因子调节促进金融稳定的有效性, 比较分析其与其他宏观审慎政策的最佳组合, 能为汇率逆周期调控提供理论支撑和操作建议, 进一步丰富央行的政策工具箱, 保障金融稳定。

对于货币当局干预外汇市场及其政策效果, 已有研究有着不同的观点。早期研究如 Taylor (2004) 发现, 外汇市场干预增加汇率稳定性的概率随着汇率失衡程度而增加, 但在汇率均衡区域附近进行干预反而增加了汇率不稳定的概率。近期多数实证研究表明, 外汇市场干预对汇率当期有效果或者短期有影响 (Menkhoff, 2010; Fratzscher 等, 2019), 且央行主要是根据逆经济风向行事的原则干预汇率。外汇市场干预除了通过投资组合平衡渠道影响风险溢价, 还存在纠正外汇市场失灵的政策传导渠道 (Reitz 和 Taylor, 2008), 以及资产平衡渠道和阻尼渠道<sup>①</sup> (Menkhoff, 2010)。

随着全球金融一体化程度的提高, 各经济体在货币供应量、汇率、资产价格和经济增长等方面具有同步性, 存在全球金融周期现象。在汇率市场, 由于受到“羊群效应”等非理性行为的影响, 顺周期现象更加显著。在人民币汇率中间价形成机制中导入逆周期因子, 是在实施管理浮动汇率的基础上对汇率基于宏观审慎动机的临时性逆周期调节, 是应对外汇市场非理性顺周期行为的新尝试。葛天明等 (2019) 发现, 汇率逆周期因子有助于抑制汇率顺周期的非理性贬值, 有效缓解人民币汇率过激反应。逆周期因子可以显著降低汇率波动幅度, 保持汇率稳定, 进而降低银行系统性风险, 而且这种影响效果在中长期不如短期 (蒋海等, 2023)。在实践上, 对于中国人民币汇率的两次逆周期因子调节, 均有效抑制人民币汇率波动 (张明和陈胤默, 2020)。但是, 逆周期因子的引入导致人民币中间价基准地位对汇率

体系的影响在短期大于长期 (彭红枫等, 2020), 且对人民币在岸价差的影响存在非对称性 (肖文等, 2021)。

在汇率调节上, 如果缺少宏观审慎政策的配合, 货币政策对汇率的反应将导致产出、通胀和资产价格等波动加大 (芦东等, 2019)。“逆经济风向行事”的外汇市场干预与宏观审慎政策工具备协同效应, 多种政策工具组合有助于抑制宏观经济金融波动 (ZHENG 和 Spiegel, 2015), 提供更大空间平稳汇率, 减少外生冲击的福利损失 (Alla 等, 2020)。在新兴经济体中, 逆周期的准备金政策得到广泛应用, 货币工具和准备金率要求的合意组合可以帮助达到经济稳定目标 (周炎和陈昆亭, 2012)。在作用效果上, 当一国金融开放水平更高以及更倾向使用固定汇率时, 逆周期的准备金政策在遏制外部冲击时作用更大 (梅冬州等, 2023)。

综述以上文献发现, 已有研究分析了汇率逆周期因子对汇率波动和银行系统性风险的影响, 集中于外汇市场风险和银行业风险等局部均衡研究, 缺乏对金融稳定的一般均衡研究和社会福利损失的总体分析。在政策操作上, 已有研究多关注外汇市场干预的政策效果及其与准备金政策等宏观政策配合的政策效应, 还没有深入研究汇率逆周期因子调节与其他宏观政策的协同配合问题。那么, 面对全球中心国家货币政策调整和国际资本流出, 在管理浮动汇率下, 汇率逆周期因子调节如何设定及其调节机制是什么? 汇率逆周期因子与其他逆周期宏观政策如何协同来降低社会福利损失? 基于此, 本文将汇率逆周期因子整合入新凯恩斯主义动态随机一般均衡模型 (New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium, NK-DSGE), 基于央行对人民币汇率的逆周期因子调节实践, 从理论层面探讨央行汇率逆周期因子调节主要关注的周期类型, 提高汇率调节所钉住目标的准确性和前瞻性, 具有较强的参考价值。在此基础上, 探讨汇率逆周期因子调节与其他宏观审慎调节的政策组合效应, 适时适度配合采用其他逆周期调节政策, 这不仅有助于维持本币汇率的稳定, 也有助于形成有效的政策合力, 促进本币

汇率适度稳定,维持外部均衡和内部均衡的动态平衡。

本文的边际贡献有三点:第一,构建动态随机一般均衡模型,从理论上分析了汇率逆周期因子的金融稳定效应。在管理浮动汇率下引入逆周期因子,分析其对新兴市场经济体金融稳定的政策效应,从理论上阐述逆周期因子对金融稳定的具体影响机制。第二,以中国经济结构为代表进行模拟,为中国和新兴经济体的汇率逆周期调节提供政策操作依据。拟合了管理浮动汇率安排、汇率逆周期因子、资本账户开放、准备金要求和再贷款利率等不同政策的组合搭配,同时采用中国经济运行数据进行结构性参数校准和稳态设定,使得逆周期政策操作具有较为完备的理论架构和现实基础,为人民币汇率中间价形成机制导入逆周期因子的政策实践提供理论解释。第三,通过福利损失比较,探究汇率逆周期调节与其他货币政策的最优组合。寻找当前形势下新兴市场经济体实施管理浮动汇率安排、逆周期调节与其他宏观审慎政策的合意组合,在最小社会福利损失下,提高货币当局对汇率的宏观审慎调控及政策协调的有效性。

## 二、理论模型

在模型构建上,代表性家庭效用、商业银行的经济活动等方面,主要参考了 Agéno 等(2018)的设置;在企业的经济活动方面,主要参考了 Bernanke 等(1999)和 Gertler 等(2007)的设置;在中央银行的货币政策方面,参考了 Agéno 等(2018)的设置。在模型借鉴基础上,引入汇率逆周期因子调节,在完备的

动态一般均衡模型架构内,全面分析在应对资本外流的不利冲击时,汇率逆周期调节与其他宏观审慎政策组合的金融稳定效应。

中央银行供应货币量为  $m_t$ , 在外汇市场实施管理浮动汇率的基础上,导入逆周期因子  $CI_t$  调节名义汇率  $S_t$ , 并使用政府债券  $b_t^C$  冲销买卖外汇储备  $R_t^F$  带来的货币供应量  $m_t$  变化,同时通过利率  $i_t^R$  调整钉住通胀  $\pi_t$  和产出  $Y_t$ , 对商业银行发放再贷款  $L_t^{C,B}$ , 使用准备金率  $\mu_t^R$  调控市场流动性。政府发行债券  $b_t^G$ 、征收一次性税收  $T_t$  和获得中央银行的现金流转移,政府采购  $G_t$  和居民家庭持有的政府债券  $b_t^P$  的利息支出为  $i_{t-1}^B b_{t-1}^P / (1 + \pi_t)$ 。商业银行吸收家庭存款  $d_t$ , 同时向企业发放贷款  $L_t$ , 缴存存款准备金  $RR_t$ , 从中央银行获得再贷款  $L_t^{C,B}$  和从境外借债融资  $L_t^{F,B}$ 。代表性家庭拥有对企业 and 商业银行的所有权,在现金  $m_t^P$ 、存款  $d_t$ 、本国债券  $b_t^P$  和外国债券  $B_t^{F,P}$  之间进行金融资产配置。整个企业体系负责投资、生产及进出口。模型的基本框架如图 1 所示。

### 1. 中央银行

中央银行的资产负债平衡为公式(1)。中央银行持有外汇储备、政府债券及再贷款等资产,负债为存款准备金和货币供应量,二者之差为央行的净资产值  $nv_t$ 。  $z_t = S_t / P_t$  为实际汇率,  $P_t$  是名义价格。央行货币供给平衡为式(2)所示,其中  $m_t$  是实际货币供给,  $m_t^P$  是代表性家庭的货币资产,  $L_t$  是企业贷款。

$$z_t R_t^F + b_t^C + L_t^{C,B} - nv_t = m_t + BR_t \quad (1)$$

$$m_t = m_t^P + L_t \quad (2)$$

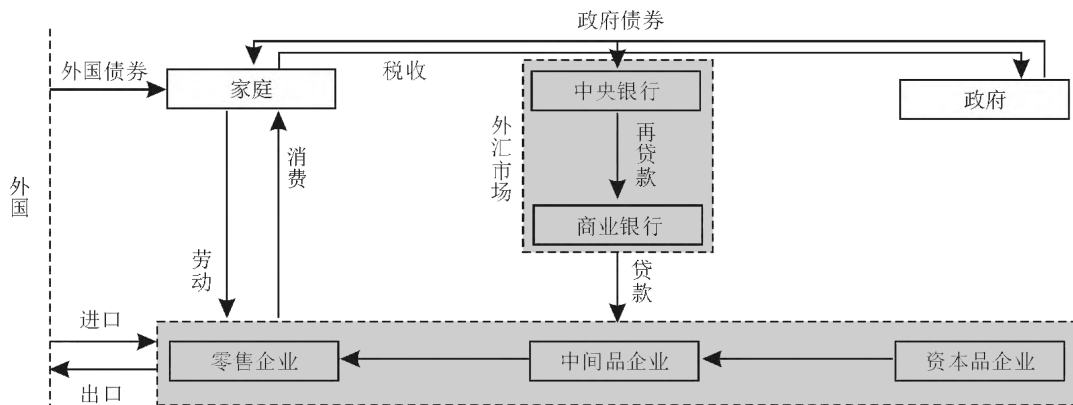


图 1 模型框架

在汇率安排和外汇市场干预上,中央银行根据式(3)通过外汇市场干预来实施有管理的浮动汇率,其外汇储备规模取决于汇率平滑需求和预防性宏观审慎需求。预防性宏观审慎需求由进口贸易需求和外债偿还需求组成,进口贸易需求表示为  $WP_t^M(C_t^M + I_t^M)$ ,其中,  $WP_t^M$  为进口商品的价格,  $C_t^M$  和  $I_t^M$  分别代表进口的消费品和投资品。  $L_t^{F,B} - B_t^{F,P}$  是外债偿还需求。  $\varphi^R \in (0,1)$  表示进口交易需求相对于外债偿还需求的重要程度,  $\varphi_1^R \geq 0$  表示央行外汇市场干预程度,  $\varphi_2^R \in (0,1)$  是外汇储备规模变动的历史依赖性。由于模型主要关注逆周期因子调节汇率的政策效应,篮子货币汇率变化系数  $\beta_{basket}$  假定为常数。式(3)中的  $CI_t$  表示汇率的逆周期因子,  $CI_t$  根据式(4)针对宏观经济的周期性因素  $CF_t$  实施逆周期调节。在外汇市场干预操作上,中央银行根据式(5)调整其持有的政府债券规模,冲销外汇市场干预导致的流动性变化,其中  $\kappa^F$  衡量了冲销程度。依据式(3)和式(4),中央银行通过动用外汇储备来调整外汇规模以干预名义汇率波动,实施逆经济风向行事的管理浮动汇率安排。在此基础上,依据汇率波动区间的变化情况,进一步导入逆周期因子实施额外的汇率逆周期调节,平滑汇率的顺周期行为。简言之,中央银行通过外汇市场干预和导入汇率逆周期因子,实施对汇率的双重逆周期调节,稳定汇率浮动的区间,以期增强货币政策维持外部均衡的主动性和有效性。

$$R_t^F = [S_t / (\beta_{basket} CI_t S_{t-1})]^{-\varphi_1^R} (R_{t-1}^F)^{\varphi_2^R} \{ [WP_t^M(C_t^M + I_t^M)]^{\varphi^R} (L_t^{F,B} - B_t^{F,P})^{1-\varphi^R} \}^{1-\varphi_2^R} \quad (3)$$

$$\frac{1+CI_t}{1+CI} = \left( \frac{1+CI_{t-1}}{1+CI} \right)^{\rho_{cn}} \left( \frac{CF_t}{CF} \right)^{\rho_{cn}(1-\rho_{cn})} \quad (4)$$

$$b_t^C - b_{t-1}^C / (1+\pi_t) = -\kappa^F z_t \Delta R_t^F \quad (5)$$

假定中央银行将收入转移给政府,其名义净值变动取决于汇率调整产生的资本收益情况,即  $\Delta NV_t = R_t^F \Delta S_t$ 。将式(1)一阶差分,并将式(5)及中央银行的名义净值变动公式代入,得到式(6)。从式(6)可以看出,当中央银行实施完全冲销式干预时,外汇储备变动不会影响国内货币供给量的变化。

$$m_t = m_{t-1} / (1+\pi_t) + (1-\kappa^F) z_t \Delta R_t^F + [L_t^{C,B} - L_{t-1}^{C,B} / (1+$$

$$\pi_t)] - [RR_t - RR_{t-1} / (1+\pi_t)] \quad (6)$$

在利率政策上,中央货币政策的利率规则为式(7)。其中  $\bar{i}^R$  和  $\bar{Y}$  分别是稳态政策利率和国内总产出。  $\pi^T \geq 0$  是央行通胀目标。  $\rho_{ir} \in (0,1)$  是央行利率平滑系数;  $\epsilon_1, \epsilon_2 > 0$  分别衡量利率规则中通胀及产出目标的重要性。

$$(1+i_t^R)/(1+\bar{i}^R) = [(1+i_{t-1}^R)/(1+\bar{i}^R)]^{\rho_{ir}} \{ [(1+\pi_t)/(1+\pi^T)]^{\epsilon_1} (Y_t/\bar{Y})^{\epsilon_2} \}^{1-\rho_{ir}} \quad (7)$$

中央银行再贷款利率为式(8),其中  $\theta_t^{C,B}$  是基于政策利率的加成,具体为式(9),意味着再贷款利率加成与商业银行再贷款占家庭存款比例成正比,  $\theta_0^{C,B}$  表示再贷款利率调节系数。这种设定体现了中央银行对商业银行再贷款的限制约束,即当商业银行越依赖中央银行再贷款时,再贷款的利率也越高。

$$1+i_t^C = (1+i_t^R)(1+\theta_t^{C,B}) \quad (8)$$

$$\theta_t^{C,B} = \theta_0^{C,B} \left( \frac{L_t^{C,B}}{d_t} \right) \quad (9)$$

## 2. 政府

政府的预算约束为式(10)。政府支出包括政府采购和对家庭持有政府债券的利息支出,资金流入包括发行债券、一次性税收以及中央银行的现金流转移。政府债券出清条件为式(11)。假定政府采购为式(12)的 AR(1) 过程。

$$G_t + i_{t-1}^B b_{t-1}^P / (1+\pi_t) = b_t - b_{t-1} / (1+\pi_t) + T_t + [i_{t-1}^C L_{t-1}^{C,B} / (1+\pi_t) + z_t I_{t-1}^W R_{t-1}^F] \quad (10)$$

$$b_t = b_t^C + b_t^P \quad (11)$$

$$G_t / \bar{G} = (G_t / \bar{G})^{\rho_c} \exp(\epsilon_t^G) \quad (12)$$

## 3. 商业银行

商业银行属于  $i \in (0,1)$  的连续系统,各个异质性银行之间存在垄断竞争。为了描述不同商业银行个体存贷款业务之间的异质性和垄断竞争关系,这里采用 D-S 函数形式(Dixit 和 Stiglitz,1977)。商业银行  $i$  从家庭获得存款  $d_t^i, d_t^i$  与总存款  $d_t$  的关系为式(13),家庭获得差异化的存款利率  $i_t^{D,i}$  与总体存款利率  $i_t^D$  的关系为式(14)。同时,商业银行  $i$  也向企业提供差异化的贷款  $L_t^i, L_t^i$  与总体贷款  $L_t$  的关系为式(15),差异化的贷款利率  $i_t^{L,i}$  与总体贷款利率  $i_t^L$  的关系为式(16)。



考虑到全球金融一体化,假设商业银行从全球资本市场获得贷款融资  $L_t^{F,B,i}$ ,从本国中央银行获得再贷款  $L_t^{C,B,i}$ 。商业银行  $i$  的资产负债平衡为式(17),其中,  $RR_t^i$  是中央银行要求的存款准备金,由式(18)表示,  $\mu^R \in (0,1)$  表示一个固定的存款准备金比率。商业银行境外融资成本  $i_t^{F,B,i}$  定义为式(19),  $\theta_t^{F,B,i}$  为基于全球利率水平的风险溢价,具体表示为式(20)。其经济含义在于,商业银行的境外借贷融资规模越大,对境外投资者来说风险越大,进而其要求的债务融资利率也越高。

$$d_t = \left[ \int_0^1 (d_t^i)^{(1+\xi^D)/\xi^D} di \right]^{\xi^D/(1+\xi^D)} \quad (13)$$

$$1 + i_t^D = \left[ \int_0^1 (1 + i_t^{D,i})^{1+\xi^D} di \right]^{1/(1+\xi^D)} \quad (14)$$

$$L_t = \left[ \int_0^1 (L_t^i)^{(\xi^L-1)/\xi^L} di \right]^{\xi^L/(\xi^L-1)} \quad (15)$$

$$1 + i_t^L = \left[ \int_0^1 (1 + i_t^{L,i})^{1-\xi^L} di \right]^{1/(1-\xi^L)} \quad (16)$$

$$L_t^i + RR_t^i = d_t^i + z_t L_t^{F,B,i} + L_t^{C,B,i} \quad (17)$$

$$RR_t^i = \mu^R d_t^i \quad (18)$$

$$1 + i_t^{F,B,i} = (1 + i_t^W) (1 + \theta_t^{F,B,i}) \quad (19)$$

$$\theta_t^{F,B,i} = \frac{\theta_0^{F,B}}{2} L_t^{F,B,i}, \theta_0^{F,B} > 0 \quad (20)$$

商业银行  $i$  的预期期末利润为式(21),期末从企业处获得的现金流为  $q_t^p(1+i_t^{L,i})L_t^i + (1-q_t^p)\kappa^i N_t^i$ ,  $q_t^p$  为企业的期末还款概率。若企业顺利归还贷款,则商业银行收回贷款本息为  $q_t^p(1+i_t^{L,i})L_t^i$ ;企业若无法还款而破产清算,则商业银行可得金额为企业期末净值的一部分  $(1-q_t^p)\kappa^i N_t^i$ ,  $\kappa^i$  是债务担保比率。

$$E_t(\Pi_{t+1}^{B,i}) = q_t^p(1+i_t^{L,i})L_t^i + (1-q_t^p)\kappa^i N_t^i - (1+i_t^{D,i})d_t^i - (1+i_t^{C,B,i})L_t^{C,B,i} - (1+i_t^{F,B,i})E_t(S_{t+1}/S_t)z_t L_t^{F,B,i} \quad (21)$$

商业银行体系设定总体存款利率  $i_t^D$  和贷款利率  $i_t^L$ ,决定着银行境外融资  $L_t^{F,B,i}$  的最佳水平,从而实现预期的利润最大化。在约束条件式(13)~(20)下,最大化目标函数式(21),最优化问题的一阶条件为式(22)~(25)。式(22)表明,商业银行的均衡存款利率是中央银行再贷款利率存存款准备金率负向调整后的加成利率。式(23)表明,商业银行贷款利率与企业还款概率成反比,与央行的再贷款利率成正

比。式(24)表明,商业银行的境外债务融资需求与境外融资成本成反比,与境内借贷成本成正比。企业还款概率  $q_t^p$  与债务担保比率系数  $\kappa^i$  及产出变动代表的经济周期成正比,具体为式(25)。

$$i_t^D = \frac{\xi^D}{1+\xi^D} (1-\mu^R) (1+i_t^C) - 1 \quad (22)$$

$$i_t^L = \frac{\xi^L}{q_t^p(\xi^L-1)} (1+i_t^C) - 1 \quad (23)$$

$$L_t^{F,B} = \frac{1+i_t^C - (1+i_t^W)E_t(S_{t+1}/S_t)}{\theta_0^{F,B}(1+i_t^W)E_t(S_{t+1}/S_t)} \quad (24)$$

$$q_t^p = \left( \frac{\kappa^i N_t^i}{L_t^i} \right)^{\varphi_i} \left( \frac{Y_t}{Y} \right)^{\varphi_i} \quad (25)$$

#### 4. 企业

资本品生产商所生产资本的动态方程为式(26),  $\delta_K$  是资本折旧率。其中,  $\Phi(I_t/K_t) = [I_t/K_t - \psi/2(I_t/K_t - \delta)^2]$ 。投资品  $I_t$  由国内投资品  $I_t^H$  和进口投资品  $I_t^M$  根据式(27)组成,其中,  $\omega_I$  是国内投资品权重参数,  $A_I = (\omega_I)^{-\omega_I} (1-\omega_I)^{-(1-\omega_I)}$ 。资本品生产商的国内外投资品需求分别为式(28)和式(29)。

$$K_{t+1} = \Phi(I_t/K_t)K_t + (1-\delta_K)K_t \quad (26)$$

$$I_t = A_I (I_t^H)^{\omega_I} (I_t^M)^{1-\omega_I} \quad (27)$$

$$I_t^H = \omega_I \left( \frac{P_t^H}{P_t^I} \right)^{-1} I_t \quad (28)$$

$$I_t^M = (1-\omega_I) \left( \frac{P_t^M}{P_t^I} \right)^{-1} I_t \quad (29)$$

本国投资品的总体价格指数  $P_t^I = (P_t^H)^{\omega_I} (P_t^M)^{(1-\omega_I)}$ ,其中  $P_t^H$  和  $P_t^M$  分别是国内投资品价格和进口投资品的本币价格,  $P_t^H$ 、 $P_t^M$  和  $P_t^I$  代表经 CPI 平减后的相对价格,满足  $(P_t^H)^{\omega_I} (P_t^M)^{1-\omega_I} = P_t^I/P_t = P_t^I$ 。达到均衡状态时,给定  $\Phi(\cdot)$  的具体形式,通过求解资本品生产商的利润最大化问题,可以得出资本品的价格  $Q_t$ ,如式(30)所示。

$$Q_t = [\Phi(I_t/K_t)]^{-1} P_t^I/P_t \quad (30)$$

中间品生产商投入资本和劳动力进行生产。假定规模报酬不变,其加总生产函数为式(31)。  $Y_t$  是加总产出,  $K_t$  是  $t-1$  期购入资本,  $H_t$  是  $t$  期投入的劳动,  $A_t$  是外生技术参数。劳动力需求为式(32),中间品生产商将产品出售给零售商,  $1/X_t$  为中间产品的

相对价格。中间品生产商期末的企业净值为式(33),  $L_t$  是中间商从商业银行体系获得的现金贷款。每单位资本的租金为  $\alpha Y_{t+1}/X_{t+1}K_{t+1}$ , 从  $t$  到  $t+1$  期持有 1 单位资本的预期实际收益为式(34)。从宏观经济产生看, 总产出还是由国内消费、国内投资、政府支出和出口组成, 具体为式(35)。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha} \quad (31)$$

$$(1-\alpha) Y_t / (H_t X_t) = W_t / P_t \quad (32)$$

$$N_t = Q_t K_{t+1} - L_t \quad (33)$$

$$E\{1+r_{t+1}^k\} = E\{[\alpha Y_{t+1}/(X_{t+1}K_{t+1}) + Q_{t+1}(1-\delta_k)]/Q_t\} \quad (34)$$

$$Y_t = C_{n,t}^H + I_t^H + G_t + Y_t^\alpha \quad (35)$$

中间品生产商融资的预期实际使用成本为式(36)。企业净值的运动路径为式(37)。企业外部融资溢价  $l(\cdot) = (Q_t K_{t+1}/N_t)^\nu$ 。  $(1+i_t^l)/(1+\pi_{t+1})$  是无风险利率。为了避免无限期借贷, 假设每期企业家的生存概率为  $\gamma$ 。

$$E\{1+r_{t+1}^k\} = l(Q_t K_{t+1}/N_t) E_t[(1+i_t^l)/(1+\pi_{t+1})] \quad (36)$$

$$N_{t+1} = \gamma\{(1+r_{t+1}^k)Q_t K_{t+1} - [l(Q_t K_{t+1}/N_t)(1+i_t^l)/(1+\pi_{t+1})](Q_t K_{t+1} - N_t)\} \quad (37)$$

零售商从本国中间品生产商购入产品, 从国外进口产品, 包装后进行差异化的产品销售。考虑到价格黏性, 这里假设每期只有  $1-\theta$  比例的零售商能够重新调整价格, 其余零售商保持上期价格水平不变。对于国内中间产品, 零售商价格加成为  $X_t^H = P_t^H/P_t^{HW}$ , 其中,  $P_t^{HW}$  为中间品价格。对于进口产品, 零售商价格加成为  $X_t^M = P_t^M/P_t^{MW}$ , 其中, 进口品进价  $P_t^{MW}$  等于经汇率调整的进口商品外币价格  $WP_t^M$ , 具体为式(38),  $\mu^F$  是汇率传递效率系数。本国产品出口需求为式(39), 其中  $Y_t^*$  是外国需求,  $P_t^*$  是外国一般价格水平,  $v^x$  是出口价格弹性。假设中间商对进口产品和本国中间产品采取相同加成率即  $X_t^M = X_t^H = X_t$ , 则本国出售的零售本地品和进口品的价格形成过程分别为式(40)和式(41)。

$$P_t^{MW} = S_t^{\mu^F} S_{t-1}^{1-\mu^F} WP_t^M \quad (38)$$

$$Y_t^\alpha = (P_t^H/P_t^* S_t)^{-v} Y_t^* \quad (39)$$

$$\left(\frac{P_t^H}{P_{t-1}^H}\right) = E_t\left(\frac{P_{t+1}^H}{P_t^H}\right)^\beta \left(\frac{P_t^{HW}}{P_t^H}\right)^{(1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta} \quad (40)$$

$$\left(\frac{P_t^M}{P_{t-1}^M}\right) = E_t\left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M}\right)^\beta \left(\frac{P_t^{MW}}{P_t^M}\right)^{(1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta} \quad (41)$$

本国的国际收支均衡为式(42), 其中  $WP_t^X$  是出口品外币价格,  $R_t^F$  是外汇储备水平,  $L_t^{F,B}$  是商业银行的外币债务融资。贸易余额为式(43)。

$$WP_t^X Y_t^X + i_{t-1}^W (R_t^F + B_t^{F,P} - L_t^{F,B}) + \theta_{t-1}^{F,P} B_{t-1}^{F,P} - \theta_{t-1}^{F,B} L_{t-1}^{F,B} = (\Delta R_t^F + \Delta B_t^{F,B} - \Delta L_t^{F,B}) + WP_t^M (C_t^M + I_t^M) \quad (42)$$

$$TB_t = WP_t^X Y_t^X - WP_t^M (C_t^M + I_t^M) \quad (43)$$

## 5. 家庭

代表性家庭提供劳动  $H_t$ , 进行消费  $C_t$ , 持有现金  $m_t$  和存款  $d_t$  构成的实际货币资产  $\chi_t$ 、政府债券  $b_t^P$  和外国债券  $B_t^{F,P}$ 。假定家庭拥有企业和银行的所有权, 代表性家庭最大化效用函数如式(44)所示。其中,  $C_t$  是消费,  $H_t$  是工作时长。  $\beta$  是主观贴现因子,  $\zeta > 0$  是消费的跨期替代弹性,  $E_t$  代表基于  $t$  期开始时已有信息的条件预期,  $\eta_N > 0$  且  $\eta_x > 0$ 。货币资产组合  $\chi_t$  是实际现金余额  $m_t^P$  和实际银行存款  $d_t$  的几何平均值, 具体如式(45)所示, 其中  $m_t^P$  和  $d_t$  均以国内价格  $P_t$  度量。代表性家庭的预算约束为式(46), 定义  $1+\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 。  $b_t^P(B_t^{F,P})$  是家庭持有的 1 期非状态依存的本国(外国)政府债券,  $i_t^D$  是银行存款利率,  $i_t^b$  和  $i_t^{F,P}$  分别是本国和外国的政府债券收益率,  $w_t$  是以国内价格  $P_t$  度量的实际工资,  $T_t$  是实际定额税,  $\Pi_t$  和  $\Pi_t^B$  分别是企业体系和商业银行的期末实际利润。外国政府债券收益率为式(47), 其中  $i_t^W$  是全球无风险利率, 风险溢价  $\theta_t^{F,P}$  为式(48)。依据风险溢价公式, 家庭持有外国债券余额越大, 其面临的风险越大, 从而会要求更高的债券收益率。

$$U_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left( \frac{C_{t+s}^{1-\zeta-1}}{1-\zeta} + \eta_N \ln(1-H_{t+s}) + \eta_x \ln \chi_{t+s} \right) \quad (44)$$

$$\chi_t \equiv (m_t^P)^v (d_t^{1-v})^v, v \in (0, 1) \quad (45)$$

$$m_t^P + d_t + b_t^P + z_t B_t^{F,P} = w_t H_t - T_t - C_t + \frac{m_{t-1}^P}{1+\pi_t} +$$

$$\left(\frac{1+i_{t-1}^D}{1+\pi_t}\right) d_{t-1} + \left(\frac{1+i_{t-1}^b}{1+\pi_t}\right) b_{t-1}^P + (1+i_{t-1}^{F,P}) z_t B_{t-1}^{F,P} + \Pi_t + \Pi_t^B \quad (46)$$

$$1+i_t^{F,P} = (1+i_t^W)(1+\theta_t^{F,P}) \quad (47)$$

$$\theta_t^{F,P} = \frac{\theta_0^{F,P}}{2} B_t^{F,P}, \theta_0^{F,P} > 0 \quad (48)$$

家庭在约束条件式(45)~(48)下,将 $t-1$ 期函数视为给定值,通过选择 $C_t, H_t, m_{t+1}^p, d_{t+1}, b_{t+1}^p$ 和 $B_{t+1}^{F,P}$ ,最大化目标函数式(44),其一阶条件为式(49)~(53)。式(49)是欧拉方程,而式(50)~(52)分别定义劳动力供给、现金需求和存款需求,式(53)是基于世界资本市场不完善条件下的非抛补利率平价条件。

$$C_t^{-1/\zeta} = \beta E_t \left[ C_{t+1}^{-1/\zeta} \left( \frac{1+i_t^B}{1+\pi_{t+1}} \right) \right] \quad (49)$$

$$H_t = 1 - \frac{\eta_H C_t^{1/\zeta}}{w_t} \quad (50)$$

$$m_t^p = \frac{\eta_x v C_t^{1/\zeta} (1+i_t^B)}{i_t^B - i_t^D} \quad (51)$$

$$d_t = \frac{\eta_x (1-v) C_t^{1/\zeta} (1+i_t^B)}{i_t^B - i_t^D} \quad (52)$$

$$1+i_t^B = (1-\theta_0^{F,P} B_t^{F,P})(1+i_t^W) E_t(S_{t+1}/S_t) \quad (53)$$

整理式(53)可以得出式(54),即家庭外国债券最佳持有量 $B_t^{F,P}$ 是经汇率调整后的预期世界无风险利率 $i_t^W$ 与本国债券收益率 $i_t^B$ 之差的函数。当 $\theta_0^{F,P} \rightarrow 0$ ,即国际资本完全自由流动时,可推出 $(1+i_t^W) E_t(S_{t+1}/S_t) = (1+i_t^B)$ ,这就是风险中性时的非抛补利率平价条件。假定世界无风险利率遵守式(55)定义的AR(1)过程,其中 $\bar{i}^w$ 表示变量稳态值。

$$B_t^{F,P} = \frac{(1+i_t^W) E_t(S_{t+1}/S_t) - (1+i_t^B)}{\theta_0^{F,P} (1+i_t^W) E_t(S_{t+1}/S_t)} \quad (54)$$

$$\frac{1+i_t^W}{1+\bar{i}^w} = \left( \frac{1+i_t^W}{1+\bar{i}^w} \right)^{\rho_w} \exp(\xi_t^W), \rho_w \in (0, 1), \xi_t^W \sim N(0, \sigma_\xi^2 W) \quad (55)$$

家庭消费 $C_t$ 由用于国内消费的非贸易品 $C_t^H$ 和进口消费品 $C_t^M$ 组成,具体为式(56),其中 $\omega_n$ 是用于消费的非贸易品权重参数。本国消费品价格指数为式(57), $P_t^H$ 和 $P_t^M$ 分别是本国产非贸易品价格和进口品本国价格。CPI通胀率 $\pi_t$ 由式(58)表示。

$$C_t = (\omega_n)^{-\omega_n} (1-\omega_n)^{-(1-\omega_n)} (C_t^H)^{\omega_n} (C_t^M)^{1-\omega_n} \quad (56)$$

$$P_t = (P_t^H)^{\omega_n} (P_t^M)^{1-\omega_n} \quad (57)$$

$$1+\pi_t = (P_t^H/P_{t-1}^H)^{\omega_n} (P_t^M/P_{t-1}^M)^{1-\omega_n} \quad (58)$$

### 三、参数校准、稳态设定和数值模拟

#### 1. 参数校准和稳态设定

对于模型参数,采用校准方法确定。为了更好地捕捉汇率逆周期因子实施时期资本外流冲击导致汇率顺周期贬值及无风险利率提升的场景,代表性家庭方面的参数参考何德旭等(2023)的研究,家庭主观贴现率 $\beta$ 设定为0.985,使得无风险利率稍高于2017~2018年间汇率逆周期因子实施时期的1年期国债到期收益率。家庭消费跨期替代弹性根据Agénor等(2018)对中等收入国家的估计值设定为0.6,与国内已有研究相符(康立和龚六堂,2014;梅冬州和张咪,2024)。将家庭休闲偏好系数 $\eta_N$ 设为2.89,保证稳态时产出为1。家庭的货币持有偏好系数 $\eta_x$ 设定为0.02(Christoffel和Schabert,2015)。鉴于中国属于发展中国家和中等收入国家,<sup>②</sup>家庭现金持有偏好系数 $v^c$ 根据Agénor等(2018)对中等收入国家的估计设定为0.35。家庭外国债券持有量的风险溢价系数 $\theta_0^{F,P}$ 根据Ferrucci(2003)的估计设定为0.5。

企业方面的设定与已有研究(梅冬州等,2023)一致,即根据Bernanke等(1999)的经典研究,资本占比 $\alpha$ 为0.35;资本季度折旧率 $\delta_K$ 为0.025;零售商价格加成为1.1;资本价格对投资资本比率的弹性系数 $\psi$ 设为0.25;关于价格粘性参数,假定任意一期零售商不调整价格的概率为0.75(Gali和Moacelli,2005),代表平均价格调整区间为4个季度。选择中间产品生产企业存活概率为0.9728,使得稳态时风险溢价 $r_t^k - i_t^L$ 约为200个基点。将风险溢价对融资杠杆的弹性系数校准为0.0275,使得总资产对净资产的比例为2,即杠杆率为1。出口价格弹性根据Gertler等(2007)研究设为1,与国内已有研究保持一致(温兴春和梅冬州,2020)。

商业银行方面,存款替代弹性系数 $\zeta^D$ 和贷款替代弹性系数 $\zeta^L$ 根据Dib(2010)和Agénor等(2018)的方法,使用Choice有关数据,<sup>③</sup>可以算出两者分别设定为2.0和4.5。商业银行企业贷款还款概率对存款担保比例的弹性系数 $\varphi_1$ 和对产出偏离的弹性系数 $\varphi_2$ 分别设定为0.1和0.3。商业银行境外融资

的风险溢价系数  $\theta_0^{r,B}$  设定为 0.16, 使得稳态时商业银行外债融资约占其总体负债的 40%。

假设汇率逆周期因子服从 AR(1) 过程, 其自回归系数  $\rho_{cn}$  设定为 0.95。参考葛天明等(2019)的研究, 逆周期因子系数  $\rho_{cz}$  设定为 8, 以保证整体逆周期系数约为 0.4。固定准备金率系数  $\mu^R$  设定为 10%, 接近中国 2020 年 1 月 6 日降准后 9.9% 的金融机构平均存款准备金率。结合中央银行的货币政策实践及已有研究, 将利率自回归系数  $\rho_r$ 、通胀目标系数  $\epsilon_1$  和产出偏离系数  $\epsilon_2$  分别设定为 0.8、2 和 0.5。中央银行通过外汇市场干预实施的管理浮动汇率规则中, 分别将汇率干预程度系数  $\varphi_1^R$  设定为 0.5, 外汇储备的进口交易需求系数  $\varphi^R$  设定为 0.8, 自回归系数  $\varphi_2^R$  设定为 0.8, 汇率传递效率系数  $\mu^F$  设定为 0.5。

拟合经济运行结构特征非标准参数的设定主要参考中国的实际经济运行数据。稳态产出设为 1, 总消费稳态值校准为 0.51 (占产出比例, 下同), 其中包括本国消费品 0.41 和进口消费品 0.10; 稳态时出口为 0.21, 进口为 0.20, 其中包括进口消费品 0.10 和进口投资品 0.10; 稳态贸易余额校准为 0.01; 国内投资为 0.18, 政府支出为 0.20。以上校准数据与中国 1986 ~ 2019 年间的国内生产总值、最终消费支出、资本形成总额、全国财政支出、货物和服务进出口以及贸易余额的历史均值大体相符。稳态价格关系校准为  $\bar{p}^H = \bar{P}^M = \bar{P}^I = \bar{P}^* = \bar{z} = \bar{S} = \bar{\pi} = 1$ 。主要参数校准细节见表 1。

## 2. 汇率逆周期因子的政策效应

### (1) 汇率逆周期因子的选择

根据中国人民银行《2017 年第二季度货币政策执行报告》, “逆周期因子”的计算分为两个步骤: 第一步, 将上一日收盘价较中间价波幅中篮子货币变动的影响剔除, 得到主要反映市场供求的汇率变化; 第二步, 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, 不受第三方干预。在各行报价基础上, 汇率“逆周期因子”由中国人民银行统一进行加权平均处理。汇率逆周期因子主要基

于实务计算各报价行的汇率变化, 自行选择逆周期系数, 直接对汇率中的非理性顺周期行为做出逆向调整, 但并未对逆周期因子涉及的具体周期性因素给予说明。考虑到全球中心国家货币政策调整、地缘政治冲突和风险偏好等冲击会引发新兴市场国家资本外流, 进而选择适合的逆周期因子。在管理浮动汇率基础上, 比较分析附加逆周期因子的汇率逆周期调节政策与其他逆周期宏观审慎政策的组合效应。

首先, 针对经济体面临资本外流的不利冲击, 选择最适合的汇率逆周期因子。在中央银行根据式(3)通过外汇市场干预实施管理浮动汇率安排的基础上, 依据引发本币汇率顺周期行为的外部货币政策因素, 将汇率逆周期调节因子设定为世界利率代表的外国货币政策周期, 如式(59)所示。

$$\frac{1+CI_t}{1+CI} = \left( \frac{1+CI_{t-1}}{1+CI} \right)^{\rho_{cn}} \left( \frac{iw_t}{iw} \right)^{\rho_{cn}(1-\rho_{cn})} \quad (59)$$

其次, 基于全球中心国家货币政策外溢效应, 将汇率逆周期调节因子设定为政策利率代表的本国货币政策周期 (如式(60)所示), 后文进一步替换为通胀率和货币供给等指标进行稳健性检验。

$$\frac{1+CI_t}{1+CI} = \left( \frac{1+CI_{t-1}}{1+CI} \right)^{\rho_{cn}} \left( \frac{ir_t}{ir} \right)^{\rho_{cn}(1-\rho_{cn})} \quad (60)$$

### (2) 两种汇率逆周期因子的政策效应

基于以上分析, 一个经济体执行固定准备金政策, 实施管理浮动汇率制, 设定了汇率逆周期因子。假设外国 (全球中心国家) 加息 100 个基点, 引发国际资本外流的不利冲击, 比较分析基于外国货币政策和本国货币政策的汇率逆周期因子的政策效应, 两种情形的脉冲响应如图 2 所示。

从中央银行货币政策指标来看, 依据图 2 第 1 行第 4 列, 基于外国货币政策变动的汇率逆周期因子缓慢增加, 然后向稳态回归。由于在线性模型中, 汇率逆周期因子与名义汇率是此消彼长的加总关系, 即在不冲击后, 名义汇率缓慢下降, 然后逐步上升到稳态, 这有助于抑制资本外流冲击时本币汇率的过度贬值。而基于本国货币政策的逆周期因子在资本外流冲击后产生显著的负向变动, 因而无法抑制汇率的过度贬值。依据图 2 第 2 行第 1、2 列, 加



表 1 参数校准表

| 参数               | 参数意义                   | 校准     | 依据                                |
|------------------|------------------------|--------|-----------------------------------|
| $\beta$          | 主观贴现率                  | 0.985  | 何德旭等(2023)                        |
| $\zeta$          | 家庭消费跨期替代弹性             | 0.6    | 康立和龚六堂(2014);梅冬州和张咪(2023)         |
| $\eta_N$         | 家庭休闲偏好系数               | 2.89   | 根据稳态值计算                           |
| $\eta_x$         | 家庭货币持有偏好               | 0.02   | Christoffel 和 Schabert(2015)      |
| $v^c$            | 家庭现金持有偏好               | 0.35   | Agénor 等(2018)                    |
| $\theta_0^{F,P}$ | 家庭持有外国政府债券的风险溢价系数      | 0.5    | Ferrucci(2003)                    |
| $\alpha$         | 资本产出弹性                 | 0.35   | Bernanke 等(1999);梅冬州等(2023)       |
| $\delta_K$       | 资本季度折旧率                | 0.025  | Bernanke 等(1999);梅冬州等(2023)       |
| $\psi$           | 资本调整成本系数               | 0.25   | Bernanke 等(1999);梅冬州等(2023)       |
| $\theta$         | 价格粘性系数                 | 0.75   | Gali 和 Monacelli(2005);梅冬州等(2023) |
| $v^x$            | 出口产品价格弹性系数             | 1      | Gertler 等(2007);温兴春和梅冬州(2020)     |
| $v$              | 风险溢价弹性系数               | 0.0275 | Bernanke 等(1999)                  |
| $\gamma$         | 每一期中间品生产商存活率           | 0.9728 | Bernanke 等(1999)                  |
| $\kappa$         | 企业破产清算时资产净值偿还银行贷款的比例系数 | 0.2    | Djankov 等(2008)                   |
| $\zeta^D$        | 家庭存款替代弹性               | 2.0    | Dib(2010),根据稳态方程计算                |
| $\zeta^L$        | 企业贷款替代弹性               | 4.5    | Dib(2010),根据稳态方程计算                |
| $\varphi_1$      | 企业贷款还款概率对抵押贷款占比弹性      | 0.1    | Agénor 等(2018)                    |
| $\varphi_2$      | 企业贷款还款概率对产出偏离弹性        | 0.3    | Agénor 等(2018)                    |
| $\theta_0^{F,B}$ | 商业银行境外融资风险溢价系数         | 0.16   | Agénor 等(2018)                    |
| $\rho_{ir}$      | 国内政策利率自回归系数            | 0.8    | 根据中国数据估算                          |
| $\epsilon_1$     | 利率规则对通胀反应系数            | 2.0    | 根据中国数据估算                          |
| $\epsilon_2$     | 利率规则对产出偏离反应系数          | 0.5    | 根据中国数据估算                          |
| $\theta_0^{C,B}$ | 央行再贷款利率逆周期调节系数         | 0.1    | Agénor 等(2018)                    |
| $\varphi_1^R$    | 央行外汇市场干预规则汇率平滑参数       | 0.5    | 根据国内数据估计调整                        |
| $\varphi_2^R$    | 央行外汇市场干预规则外汇储备自回归系数    | 0.8    | 根据国内数据估计调整                        |
| $\varphi^R$      | 央行外汇市场干预规则中进口交易需求权重参数  | 0.8    | Agénor 等(2018)                    |
| $\kappa^F$       | 央行外汇市场干预冲销系数           | 0.5    | 根据中国数据估算                          |
| $\rho_{cn1}$     | 汇率逆周期因子自回归系数           | 0.95   | 葛天明等(2019)                        |
| $\rho_{cn2}$     | 汇率逆周期因子系数              | 8      | 葛天明等(2019)                        |
| $\chi_1^R$       | 央行存款准备金率规则自回归系数        | 0.1    | Agénor 等(2018)                    |
| $\rho^W$         | 外国利率自回归系数              | 0.9    | 根据美国数据估算                          |
| $\rho^G$         | 政府支出自回归系数              | 0.9    | 根据美国数据估算                          |
| $\mu^F$          | 汇率传递效率系数               | 0.5    | Burstein 等(2005)                  |

入外国货币政策逆周期因子时的汇率形成机制显著缓解了中央银行的外汇储备规模需求,相应减少了外汇储备经由外汇占款渠道带来货币供给的被动增减压力,本国货币供给的变动幅度也显著变小,即对宏观金融的冲击较小。

从商业银行的外部债务融资来看,当汇率形成机制中加入外国货币政策的逆周期因子时,由于中央银行再贷款利率的波动幅度变小,缓解了再贷款规模的变动,商业银行的外债融资利率及境外融资规模变动也有所缓解。从企业的融资角度来看,商业银行的企业贷款利率变动幅度减少,从资金成本端缓解了企业体系的债务融资规模变动程度。从居民家庭来看,家庭在存款上的资产配置变动影响商业银行的外源债务融资能力,而家庭现金配置需求的变动程度是中央银行货币政策执行效力的重要考虑因素。当家庭现金需求剧烈变动时,一定程度上影响货币政策调整的政策效力。另外,家庭作为政府债券的持有者,其在境内外的债券配置变动会影响基于债权发行的政府财政政策的实施效果。从图2第4行看出,当汇率形成机制加入基于外国货币政策的逆周期因子时,家庭的现金、国内债券资产配置变动幅度明显减少。而当汇率形成机制加入基于本

国货币发行量的逆周期因子时,家庭现金需求变动幅度较加入基于外国货币政策的逆周期因子时明显增加。

在基于外国货币政策的逆周期因子调节下,汇率顺周期行为有所缓解,资本外流对宏观微观主体的冲击程度均减弱,政策调节效果显著。因此,下文直接使用外国货币政策变动作为汇率逆周期调节因子。

### 3. 汇率逆周期调节与其他逆周期宏观审慎政策的协调配合

自2008年以来,中国人民银行存款准备金率先后针对2008年全球金融危机、2010~2012年欧债危机、2015年末至2016年初人民币贬值压力及新冠疫情冲击下的经济下行压力等进行逆周期调整。基于此,进一步考察在国际资本外流的冲击下,中央银行实施逆周期准备金率要求(具体如式(61)),同时,在管理浮动汇率安排中导入基于外国货币政策变动的逆周期因子,研究两者的政策组合效应。

如式(61)所示,将企业贷款需求作为准备金率调整的逆周期因素, $\mu_t^R$ 是逆周期准备金率要求, $\chi_1^R$ 是准备金率要求的逆周期系数, $\chi_2^R$ 是准备金率逆实体经济负债周期的强度系数。

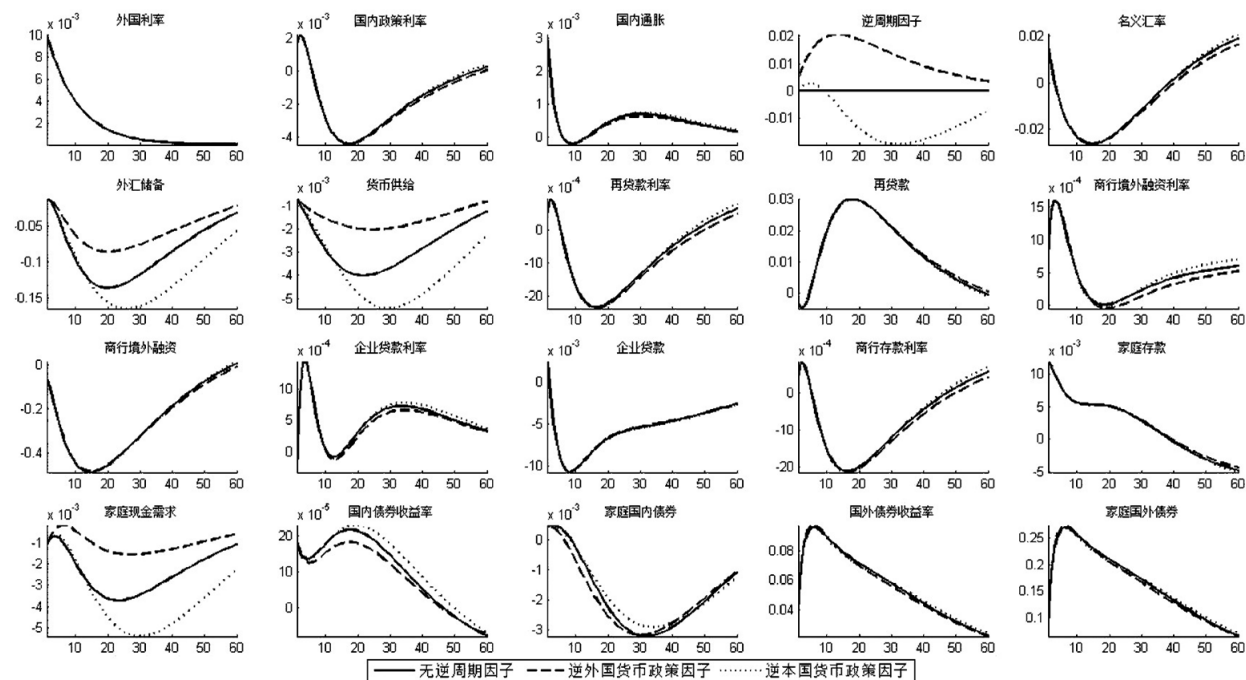


图2 不同汇率逆周期因子的政策效应

$$\frac{1+\mu_t^R}{1+\mu^R} = \left( \frac{1+\mu_{t-1}^R}{1+\mu^R} \right)^{\chi_1^R} \left[ \left( \frac{L_t/Y_t}{L/Y} \right)^{\chi_2^R} \right]^{1-\chi_1^R} \quad (61)$$

在外国加息导致国际资本外流的不利冲击下,不同政策组合的金融稳定效应如图3所示。资本外流使得本国流动性不足,导致显著的短期通货紧缩。由于外汇储备内生于模型,汇率的超调升值通过外汇市场干预渠道和经常账户渠道导致外汇储备规模显著下降。为了缓解资本外流冲击引发的国内流动性不足压力,国内政策利率下降,进而带动货币供给规模显著增加。再贷款利率下降和商业银行再贷款规模提升,部分替代实体企业境外债务融资,最终使其贷款规模在冲击当期下降后出现了滞后的增加过程。总体来看,在无逆周期调节政策时,资本外流冲击导致了本国较大的金融波动。

当中央银行实施准备金率和再贷款利率的逆周期调节时,国际资本外流冲击带来的金融波动幅度显著减少。国内政策利率和通缩的波动程度明显下降,本币汇率超调升值幅度和由此导致的外汇储备规模损失减少,同时使得货币供给的变动幅度也明显下降。由于汇率和货币供给等波动减少,商业银行的再贷款及境外融资等外源性融资的波动显著缓解,进一步降低了企业融资的变动幅度。

在准备金率及再贷款等逆周期调节政策基础

上,再辅以管理浮动汇率下的逆周期因子调节,进一步缓解了外汇储备规模和货币供给的变动程度,体现了组合政策的金融稳定效应。当管理浮动汇率下加入汇率逆周期因子时,中央银行准备金率的逆周期程度有所缓解,两个政策组合有效避免了过度依赖单一货币政策导致的适度性问题,说明货币政策和宏观审慎政策组合起来更加有效。当面临资本外流冲击时,通过汇率逆周期调节,缓解了中央银行外汇储备规模和货币供给变动的压力。

#### 4. 汇率逆周期调节的敏感性分析

接下来分析汇率逆周期因子系数对汇率及金融稳定效果的敏感性。依然假定经济体实施逆周期准备金率,面临国际资本外流的冲击,脉冲响应如图4所示。随着汇率逆周期因子程度增加,外国利率增加带来本国政策利率的逆周期下调程度增加,并延长了外国加息冲击后本国利率及通胀回归稳态的过程,好处是缓解了名义汇率的超调及外汇储备的规模变动程度。此外,汇率调节因子逆周期程度对商业银行的融资来源及其向企业的信贷供给波动具有缓解效应。即汇率逆周期因子的调节强度越高,抑制汇率在资本外流冲击和非理性顺周期贬值后变动程度的效果越好。相应地,外汇储备需求越少,商业银行的境外债务融资规模变动也有所减少。

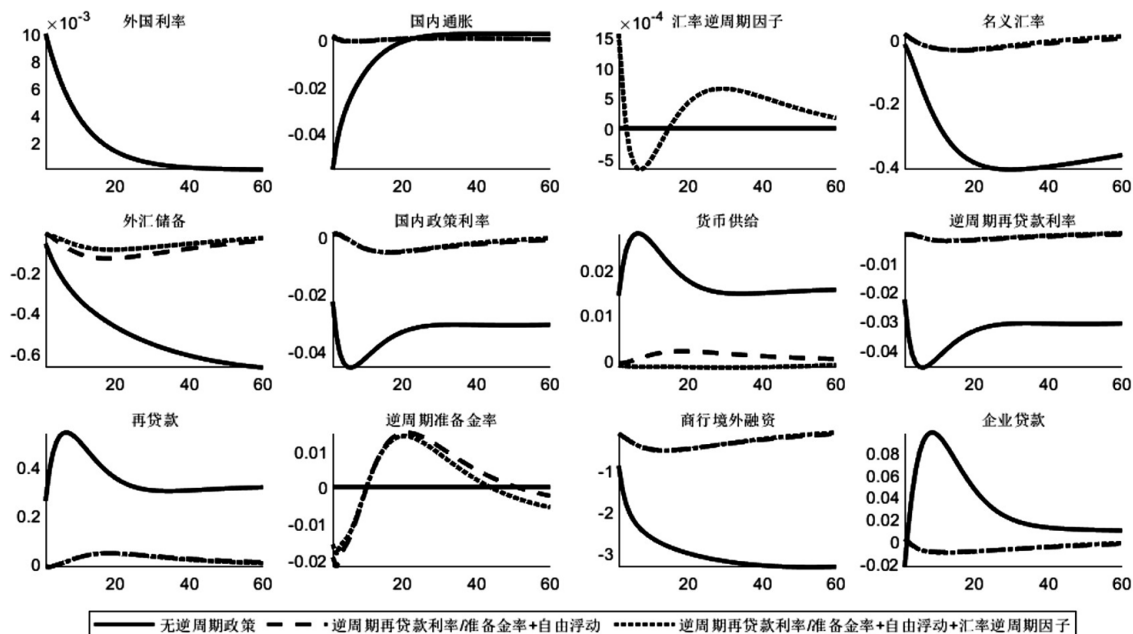


图3 不同政策组合的金融稳定效应

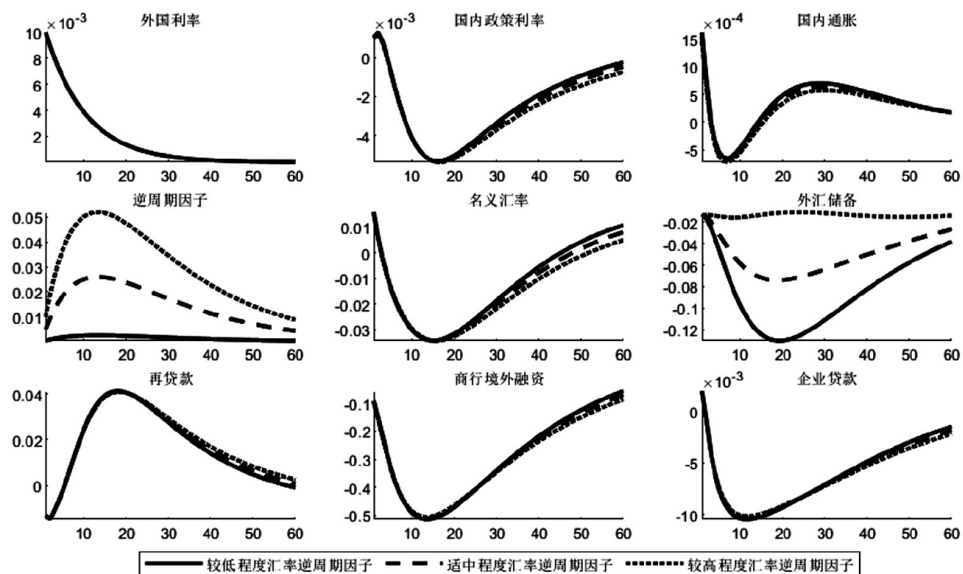


图4 不同汇率逆周期因子调节程度对金融稳定的影响

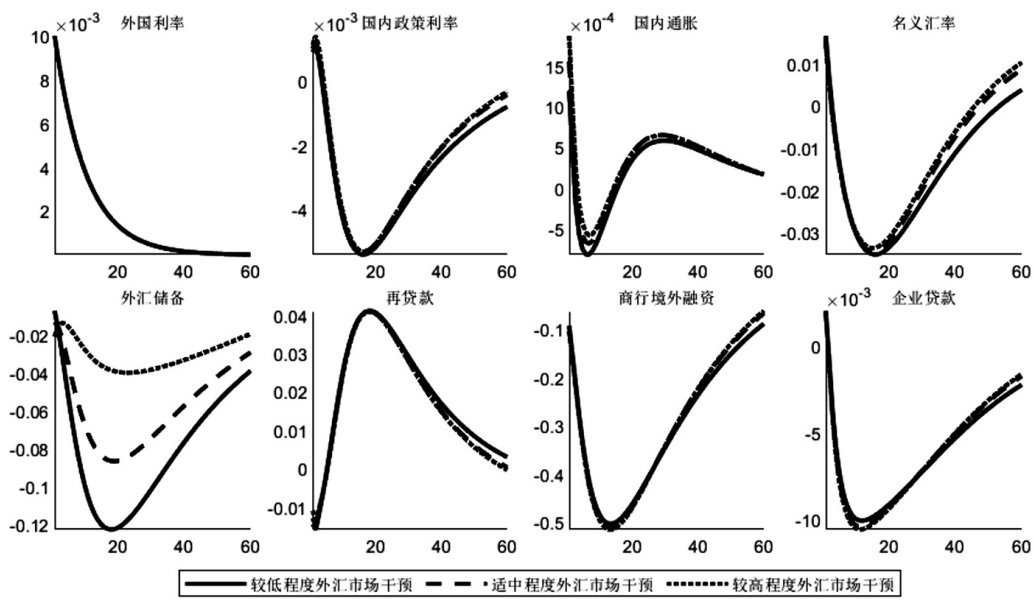


图5 不同汇率干预程度对金融稳定的影响比较

在管理浮动汇率制度下,实施逆周期因子调节时,汇率干预强度系数,即中央银行对外汇市场的干预程度,会影响政策组合的金融稳定效果,脉冲响应如图5所示。外国利率加息冲击下,外汇市场干预程度越强,对国内金融指标的影响越大。汇率干预程度的增加带来直接和间接两个方面的影响:一是对汇率变动及外汇储备规模的直接影响。中央银行干预汇率浮动的程度越强,名义汇率冲击结束后的贬值程度越高,但会降低外汇储备规模的负向变动幅度。原因在于,外汇市场干预配合逆周期因子调

节,在降低了外汇储备干预规模需求的同时,通过汇率贬值改善经常账户,增加了外汇储备规模,使得其波动幅度明显减少。二是对商业银行资金供需的间接影响。外汇市场干预加大了商业银行再贷款、境外融资需求及企业贷款供给的波动程度。

#### 四、福利损失分析

首先,引入宏观经济福利损失函数(如式(62)),考虑到货币政策对产出的较高关注度,对产出波动赋予较高权重。其次,引入从实体经济和银行体系负债角度考察的金融稳定福利损失函数(如



式(63)),对企业负债、再贷款和境外负债波动赋予同等权重。最后,从外汇市场干预角度来看,名义汇率及储备规模变动的福利损失指标如式(64)所示。考虑到新兴市场经济体多数情况下受制于“储备损失恐慌”而非“汇率浮动恐慌”(Aizenman 和 Hutchison,2012),该指标为名义汇率波动和外汇储备波动的不同权重加总。

$$\text{经济福利损失: } L_1 = -\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0(0.7\dot{y}_t^2 + 0.3\dot{\pi}_t^2) \quad (62)$$

$$\text{债务波动福利损失: } L_2 = -\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0(1/3 \times \dot{L}_t^2 + 1/3 \times \dot{L}_t^{C,B^2} + 1/3 \times \dot{L}_t^{F,B^2}) \quad (63)$$

$$\text{外汇市场干预福利损失: } L_3 = -\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0(0.3 \times \dot{s}_t^2 + 0.7 \times \dot{R}_t^{F^2}) \quad (64)$$

在固定准备金率下,考察三种政策情景:(1)仅实施管理的浮动汇率;(2)仅实施汇率逆周期因子调节;(3)同时实施管理浮动汇率+汇率逆周期因子调节。不同政策的福利损失如图6所示。情景一和情景二下,外汇市场干预的福利损失差别不明显。情景三下,使用组合政策有效降低了债务和宏观经济的福利损失,但是会带来外汇市场福利损失增加。

基于以上三种不同政策组合的情景,得出其中的最小福利损失,具体如表2所示,其中加粗数字代表对应种类福利损失的最小值。当汇率传递效率较高时,在情景一和情景二下,适中程度的汇率逆周期干预或汇率逆周期因子调节可达到各种福利损失的最小值;在情景三下,较高程度的汇率逆周期干预可达到宏观经济波动福利损失最小。在此基础上,适

度降低汇率逆周期调节程度,可以得到债务波动的最小值;而加大逆周期因子调节和降低汇率干预程度,可以达到外汇市场福利损失最小的效果。

总结起来,实施固定准备金率政策时,管理浮动汇率干预和逆周期因子的共同作用使得外汇市场波动降低,能减少宏观经济波动和债务波动福利损失。

在考虑逆周期准备金下,分析管理浮动辅以汇率逆周期调节与其组合政策的福利损失,如图7所示。在情景一下,逆周期调节配合逆周期准备金率对各种类型福利的损失存在非单调影响。在情景二下,即只使用汇率逆周期因子调节汇率时,当汇率逆周期因子调节程度较小时,逆周期准备金率增加,没有引起宏观经济和债务的大幅波动,而且能明显减少外汇市场的福利损失。来到情景三下,外汇市场波动明显增加,但降低了宏观经济波动的总体水平,债务波动的整体水平也较为平缓。

在三种政策组合情景下计算出政策组合的最小福利损失,如表3所示。在情景一下,在较低的汇率干预程度下,存在宏观经济和债务波动的最小值;较强的汇率干预程度和适中准备金率逆周期程度下,存在外汇市场波动福利损失最小值。在情景二下,使用中等强度的准备金率逆周期程度可以获得宏观经济波动福利损失最小值。较低的汇率逆周期因子调节可以获得债务波动福利损失的最小值,而较低逆周期因子配合较高逆周期准备金率可以获得外汇市场波动福利损失的最小值。而在情景三下实施逆周期调节加逆周期准备金率的政策组合。在较高的

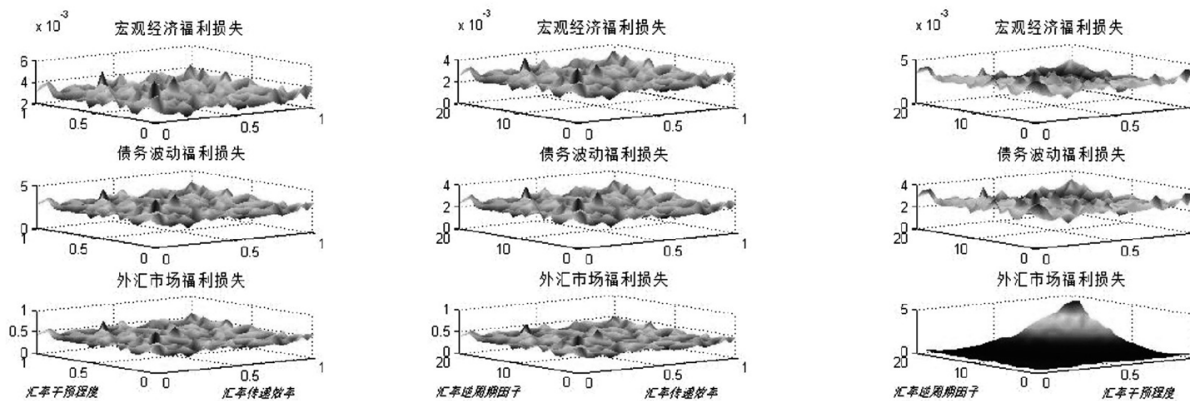


图6 固定准备金时不同政策组合的福利损失模拟



外汇市场干预程度和中等强度的汇率逆周期调节程度的情况下,同时存在宏观经济波动和债务波动的最小值;而较强的外汇市场干预程度和较低的汇率逆周期因子调节程度,可以得到外汇市场波动的福利损失最小值。

在实施逆周期准备金下,汇率浮动管理加汇率逆周期因子调节的政策组合产生的福利损失最小。适度的浮动汇率干预辅以逆周期因子调节,使得宏观经济和债务波动的福利损失最小,但会加大外汇市场波动。此时,若增加浮动汇率干预强度,虽然降低了外汇市场波动,但是会使得宏观经济和债务市场的波动更加剧烈。这表明,汇率浮动管理加汇率逆周期因子调节的最优政策组合对金融稳定和福利损失的适用情形具有一致性,能够有效保障金融稳定,同时减少社会福利损失。

## 五、结论和政策建议

本文构建了一个开放的 NK-DSGE 模型,拟合中国经济结构及运行特征,面对国际资本外流冲击时,在管理浮动汇率中加入汇率逆周期因子,研究汇率逆周期调节的金融稳定效应以及与其他宏观审慎政策组合使用的政策效果。研究发现:第一,当全球中心国家加息引发资本外流冲击时,实施管理浮动汇率和汇率逆周期因子的政策组合,基于外国货币政策的逆周期因子在金融稳定方面优于基于本国货币政策的逆周期调节因子。同时,逆周期因子强度的增加能够更好地平抑汇率波动和外汇储备的变动幅度,但会使得货币供给和家庭资产配置的变动幅度增加。第二,当中央银行实施逆周期准备金率要求时,在管理浮动汇率中加入逆周期调节因子,可以抑制汇率过度贬值的顺周期行为,同时加上央行再贷款利率的逆周期调整,有助于平滑国内债务周期,营造适度稳定的货币金融环境。第三,从社会福利损失分析来看,最优政策组合搭配适用情形和脉冲响应具有一致性,使用汇率浮动管理加逆周期因子调节的政策组合能够降低社会福利损失。

基于以上研究结论,提出以下建议:

一是构建完善动态汇率逆周期因子调节机制。为有效维护金融稳定,明确引入和退出汇率逆周期

因子调节的时机,进一步明确汇率逆周期调节的规则和强度,调节非理性顺周期行为。在经济平稳运行时期,可以减少汇率的常态化干预,增强人民币汇率中间价的市场化形成机制。当发达经济体货币政策非常规调整 and 投资者风险偏好显著变化,带来资本外流和本币汇率单向过度贬值时,适时引入逆周期因子进行临时性的逆周期调节,抑制外汇市场的“羊群效应”和非理性顺周期行为,可以减少外汇市场波动,保障金融市场的稳定。

二是注重汇率逆周期因子和其他宏观审慎政策的搭配组合。由于准备金率要求属于基础性货币政策,其调整直接影响流动性充裕程度,继而对宏观金融造成较大冲击。准备金率调整可以配合汇率逆周期调节等宏观审慎措施,在满足实体经济的流动性需求之外,避免引发货币金融市场的大幅波动。在资本流动变化时,采取适度逆周期准备金率要求,缓解紧缩全球金融周期对国内金融环境的不利影响。同时,在管理浮动汇率下,配合对汇率和再贷款利率的逆周期调节,缓解外汇市场波动,平滑微观主体的债务周期。

## 注释:

①阻尼渠道认为,央行可信的外汇市场干预主导了市场上的信息环境,从而减少甚至消除了私人交易流的价格影响。

②世界银行将人均国民总收入(GNI)超过13845美元的经济体定为高收入经济体并认为是发达国家,低于该标准的分为中等偏上收入、中等偏下收入和低收入三类,均为发展中国家(含中国)。https://blogs.worldbank.org/zh-hans/opendata/new-world-bank-group-country-classifications-income-level-fy24。

③与实体企业相比,家庭存款期限一般短于企业贷款期限。家庭存款利率使用五大行近年来1年期存款利率均值1.50%,实体企业贷款利率使用5年期LPR贷款市场报价利率均值4.53%。2007~2022年商业银行坏账比率均值为1.84%,即还款概率为98.16%。基于以上数据计算存贷款替代弹性。

## 参考文献:

[1] Agénor P R, Alper K, Da Silva L P. External shocks, fi-

financial volatility and reserve requirements in an open economy [J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 83: 23-43.

[2] Aizenman J, Hutchison M. Exchange market pressure and absorption by international reserves: emerging markets and fear of reserve loss during the 2008 - 2009 crisis [J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31(5): 1076-1091.

[3] Alla Z, Espinoza R A, Ghosh A R. FX intervention in the New Keynesian model [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2020, 52(7): 1755-1791.

[4] Bermanke B, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework [J]. Handbook of Macroeconomics, 1999, 1: 1341-1393.

[5] Burstein A, Eichenbaum M, Rebelo S. Large devaluations and the real exchange rate [J]. Journal of Political Economy, 2005, 113(4): 742-784.

[6] Christoffel K P, Schabert A. Interest rates, money, and banks in an estimated euro area model [R]. ECB Working Paper, No. 1791, 2015.

[7] Dib A. Banks, credit market frictions, and business cycles [R]. Bank of Canada Working Paper, 2010.

[8] Dixit, A K, Stiglitz J E. Monopolistic competition and optimum product diversity [J]. The American Economic Review, 1977, 67(3): 297-308.

[9] Djankov S, Hart O, Mcleish C. Debt enforcement around the world [J]. Journal of Political Economy, 2008, 116(6): 1105-1149.

[10] Ferrucci G. Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads [R]. Bank of England Working Paper, No. 205, 2003.

[11] Fratzscher M, Gloede O, Menkhoff L. When is foreign exchange intervention effective? Evidence from 33 countries [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2019, 11(1): 132-56.

[12] Gali J, Monacelli T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy [J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 707-734.

[13] Gertler M, Gilchrist S, Natalucci F M. External constraints on monetary policy and the financial accelerator [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007, 39(2-3): 295-330.

[14] Kohn D, Fernando L, Michal S. Financial frictions and export dynamics in large devaluations [J]. Journal of International Economics, 2020, 122(C): 1-13.

[15] Menkhoff L. High - frequency analysis of foreign exchange interventions: What do we learn? [J]. Journal of Economic Surveys, 2010, 24(1): 85-112.

[16] Reitz S, Taylor M P. The coordination channel of foreign exchange intervention: A nonlinear microstructural analysis [J]. European Economic Review, 2008, 52(1): 55-76.

[17] Taylor M P. Is official exchange rate intervention effective? [J]. Economica, 2004, 71(281): 1-11.

[18] ZHENG L, Spiegel M. Optimal monetary policy and capital account restrictions in a small open economy [J]. IMF Economic Review, 2015, 63(2): 298-324.

[19] 方意, 王晏如, 黄丽灵, 文佳. 宏观审慎与货币政策双支柱框架研究——基于系统性风险视角 [J]. 金融研究, 2019(12): 106-124.

[20] 葛天明, 李治国, 徐剑刚. 解析逆周期因子 [J]. 国际金融研究, 2019(5): 65-75.

[21] 何德旭, 张庆君, 陈思等. 资产数字化、银行风险与“双支柱”调控 [J]. 经济研究, 2023, 58(01): 38-55.

[22] 蒋海, 吴文洋, 赵安然. 逆周期因子、汇率波动与银行业系统性风险 [J]. 世界经济研究, 2023(1): 70-85.

[23] 康立, 龚六堂. 金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析 [J]. 经济研究, 2014, 49(5): 147-159.

[24] 芦东, 周梓楠, 周行. 开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究 [J]. 金融研究, 2019(12): 125-146.

[25] 梅冬州, 宋佳馨, 谭小芬. 跨境资本流动、金融摩擦与准备金政策分化 [J]. 经济研究, 2023(6): 49-66.

[26] 梅冬州, 张咪. 货币政策外溢与中国宏观政策选择 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(1): 25-46.

[27] 彭红枫, 李鹤然, 罗宁欣. “逆周期因子”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗? ——基于时变溢出指数的实证研究 [J]. 国际金融研究, 2020(1): 65-75.

[28] 温兴春, 梅冬州. 金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递 [J]. 世界经济, 2020, 43(10): 144-168.

[29] 肖文, 尚玉皇, 李建勇. 人民币离岸价差及其波动研究: 逆周期因子的视角 [J]. 国际金融研究, 2021(8): 64-75.

[30] 张明, 陈胤默. 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 [J]. 经济理论与经济管理, 2020(10): 21-36.

[31] 周炎, 陈昆亭. 利差、准备金率与货币增速——量化货币政策效率的均衡分析 [J]. 经济研究, 2012(7): 22-34.