

市场化改革背景下人民币利率和汇率的联动效应研究

姜松妍

中央民族大学, 北京

Email: 15195380987@163.com

收稿日期: 2021年7月21日; 录用日期: 2021年9月9日; 发布日期: 2021年9月24日

摘要

本文将市场化改革新阶段纳入考量, 结合货币市场利率、债券市场利率和人民币汇率, 运用时间序列分析方法对市场化改革环境下人民币利率和汇率的联动关系进行分析研究, 发现人民币利率和汇率之间存在单向传导效应, 汇率向利率的传导较为通畅, 且长期弱于短期, 利率向汇率传导受阻。今后应继续推进利率市场化改革, 培育DR为重点、健全中国基准利率和市场化利率体系, 完善汇率形成机制, 进一步提升资本项目的开放程度。

关键词

人民币利率, 汇率, 十年期国债收益率, 联动关系

Research on the Linkage Effect of RMB Interest Rate and Exchange Rate under the Background of Market Reform

Songyan Jiang

Minzu University of China, Beijing

Email: 15195380987@163.com

Received: Jul. 21st, 2021; accepted: Sep. 9th, 2021; published: Sep. 24th, 2021

Abstract

This article took the new stage of market reform into consideration, combined money market in-

文章引用: 姜松妍. 市场化改革背景下人民币利率和汇率的联动效应研究[J]. 金融, 2021, 11(5): 438-453.

DOI: 10.12677/fin.2021.115049

interest rate, bond market interest rate and RMB exchange rates, and used time series analysis methods to analyze and study the linkage relationship between RMB interest rate and exchange rate in the market reform environment. The result showed that there is a one-way transmission effect between the exchange rates, the transmission of the exchange rate to the interest rate is relatively smooth, and the long-term is weaker than the short-term, also, the transmission of the interest rate to the exchange rate is blocked. Therefore, we should continue to promote the reform of interest rate marketization, cultivate DR as the focus to improve China's benchmark interest rate and market-based interest rate system, improve the exchange rate formation mechanism, and further increase the degree of openness of capital accounts.

Keywords

RMB Interest Rate, Exchange Rate, Yield to Maturity of Ten-Year Treasury Bond, Linkage Relationship

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着经济一体化的发展,我国综合实力不断提升,经济实力持续增强。在经济全球化和金融一体化的背景下,为顺应世界经济与金融发展的潮流,利率和汇率市场化改革成为我国经济改革的核心内容之一,其对于引导金融市场资金的合理配置、调节经济长短期的内外均衡、促进经济可持续增长具有至关重要的作用。

近年来我国利率市场化改革已基本完成。2015年,我国放开存贷款利率上限,逐步推进“两轨并一轨”,开启了市场化改革的新阶段,2019年,我国取消央行贷款基准利率并决定改革完善贷款市场报价利率(LPR)形成机制,进入了利率市场化的“最后一公里”。与此同时,我国汇率市场化改革也在持续推进。2005年7月21日,我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币调节、有管理的浮动汇率制度,2015年,我国对人民币汇率的报价机制进行了调整,人民币加入特别提款权(SDR),现阶段,汇率市场化改革已经达到了新的高度。

利率和汇率作为国内外市场的货币价格指标,是调节经济的重要手段。其中利率作为借贷市场的价格表现,是引导资金流向的重要工具,而汇率是货币之间兑换的比率,能够体现货币在外汇市场上的价值。我国早期存在较多管制因素,削弱了汇率和利率的传导效果,随着我国利率和汇率市场化改革的逐渐完善以及金融开放程度的加深,人民币利率和汇率的相关性和联动效应可能会逐步增强。同时,利率政策和汇率政策也是我国进行宏观调控的重要经济手段。目前我国正处于人民币国际化推进和金融体系改革的特殊阶段,在此背景下研究利率和汇率的联动关系,一方面有利于判断我国经济的宏观走势,另一方面有助于利率和汇率政策的实施,从而促进整体经济的均衡发展。

2. 文献综述

关于利率和汇率的联动关系, Dekle *et al.* (2001) [1]等研究发现韩国的汇率和利率之间存在先导滞后关系,但 Carlos A Vegh (2001)认为汇率和利率之间的关系是非单调的,强调无论在理论推导上还是数据实证上,均无法证明汇率和利率之间的明确关系, Meese (1998)和 Rogoff (2002)、Calvo 和 Reinhart (2002)

也赞同这一观点。王爱俭(2003) [2]通过格兰杰因果检验进行考察,指出人民币利率和汇率之间的联动效应较弱,何慧刚(2007) [3]、管龙(2012) [4]潘双庆(2016) [5]也是这一观点的支持者。梁迎利(2004) [6]指出,由于利率和汇率传导需要的假设条件在中国不能完全满足,在中国利率对汇率的影响效应受到限制。对此,陈创练、姚树洁等人(2017) [7]应用时变参数向量自回归模型进行分析,发现汇率对利率的传导受阻,利率对汇率的传导影响相对有限。周建等(2018) [8]进一步借助结构突变分析,强调,随着市场化改革的推进,我国利率和汇率的形成机制发生了变化,但利率和汇率市场的内生传导机制仍缺乏有效性。

然而很多学者通过研究指出,利率和汇率之间存在较强的联系。Edison 和 Pauls (1993) [9]、Baxter (1994) [10]以及 Eichenbaum 和 Evans (1995) [11]认为汇率和利率是相互关联的,Tse (1996) [12]以美元为例,借助多变量 EGARCH 模型对汇率和利率的短期动态关系进行分析,发现利率的变化显著影响了汇率的波动。姜波克(1999) [13]认为,人民币利率和汇率大致是一种正相关关系,但陈文新和祝艳梅(2016) [14]的研究表明,人民币汇率与 Shibor 存在显著的负相关关系。薛宏立(2006) [15]强调我国利率和汇率之间存在联动效应,杨林(2011) [16]通过研究进一步指出长期内人民币利率和汇率的联动效应大于短期,人民币利率对汇率的影响大于汇率对利率的影响。王玉华、惠晓峰等(2014) [17]经实证研究发现,人民币汇率对利率的影响具有较强的非线性转移动态特征,短期内汇率对利率影响较大,郭庆平、王爱俭(2007) [18]也支持这一观点。赵天荣等(2010) [19]借助二元 VAR-GARCH 模型进一步刻画了汇改前后人民币利率和汇率的关系,强调在短期内人民币汇率弹性的增大使得利率波动幅度增加,但长期内减小了利率的波动。

此外,也有学者单独研究债券市场利率对于汇率的影响,这主要由于债券市场利率对推进汇率市场化和稳定汇率有重要作用。依据利率平价理论,不同货币的利差决定了远期汇率,因此,利率市场化为汇率市场化提供了前提和基础。目前,随着利率市场化改革的深入推进,我国国债市场为整个金融体系提供基准利率的作用也愈加显现。而在资本开放条件下,作为跨国资金流动的重要途径,债券市场利率的变动将造成国际资本流动,导致不同时刻外汇市场上货币的供求差异,进而影响汇率稳定。在相关研究中,李成等(2010) [20]认为,在我国,汇率市场与债券市场之间存在显著双向波动溢出效应。赵锡军(2018) [21]经实证研究发现,债券市场对人民币汇率的影响呈现典型的时变特征,且随着汇改的推进与深化,影响呈现出不断增强的趋势。李超等(2017) [22]指出汇率对债券有传导效应,洪朝伟(2017) [23]进一步说明人民币汇率贬值将导致我国十年期国债收益率上升。刘彦磊(2017) [24]强调人民币国际价值变动与国内债券市场走势存在显著的正向相关关系,梁琪(2019) [25]、潘星群(2019) [26]、叶芳(2020) [27]等人也是这一观点的支持者。

综上所述,目前学界对于市场化改革阶段利率和汇率之间影响的研究较多,但相关文献主要集中于2015年之前的样本信息,未能充分分析利率和汇率市场化改革新阶段的特点,后续市场化改革仍需要更具时效性的研究作为依据。同时,现有文献多为分别研究货币市场利率、债券市场利率和汇率之间的影响,将三者相结合的研究较少,因此,本文将三者联系在一起,考虑市场化改革新阶段的变化,对我国市场基准利率和汇率的联动效应进行进一步的分析和探讨。

3. 理论假设

利率与汇率作为国内外资金价格的指标,之间的联动效应是指二者相互作用、相互影响的动态反馈过程,主要包含内部联动和外部联动。其中内部联动是指利率和汇率对彼此的直接影响,外部联动主要指二者通过影响外部因素的变化,即外汇储备和货币供给量的变动,产生相互作用。

3.1. 内部联动机制分析

如下图 1 所示,人民币利率和汇率的内部联动机制主要包括两种路径。一是利率变动对总需求产生

影响，从而影响经常项目，进而造成汇率的波动；汇率波动又使得不同货币的相对价格发生变动，再通过经常项目影响利率，形成循环。二是利率变动造成国际资本流动，影响资本和金融项目，进而影响汇率；汇率的波动又使得投资者改变了汇率预期，通过对资本和金融项目的影响最终引发利率的波动。

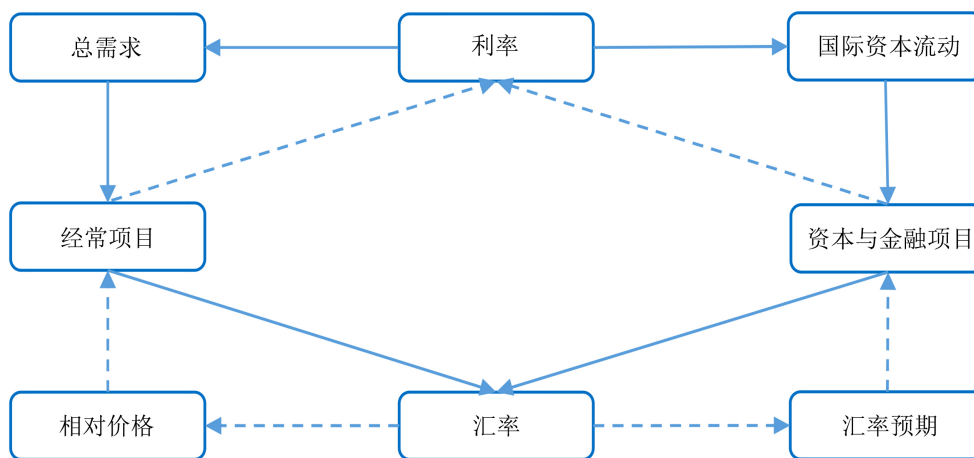


Figure 1. Schematic diagram of the internal linkage mechanism of interest rates and exchange rates
图 1. 利率和汇率内部联动机制示意图

3.2. 外部联动机制分析

如图 2 所示，在外部联动机制中，由于货币政策的实施，货币供应量发生变动，导致利率和汇率的相互作用。货币政策的变动主要表现为货币供应量的变化，将直接影响利率水平。一方面，货币供给量的变动将引起货币政策预期，人们预计本币升值或贬值，导致资本流动，不同货币的相对供应量发生变化，从而对汇率产生影响。另一方面，货币政策的变动将造成本币实际利率水平的变化，以本币标价的商品国际竞争力发生改变，对经常项目产生影响，外汇储备随之变化，最终导致汇率的变动。

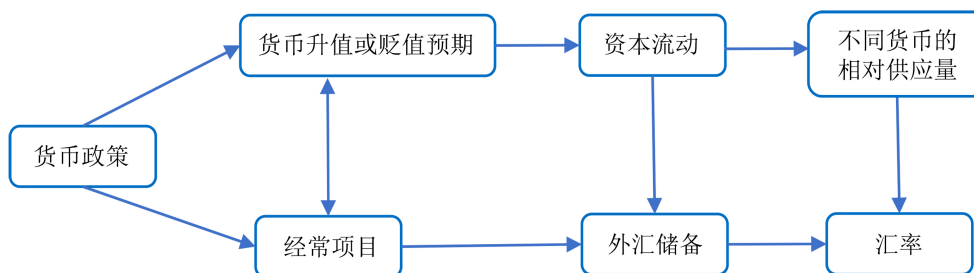


Figure 2. Schematic diagram of the external linkage mechanism of interest rates and exchange rates
图 2. 利率与汇率外部联动机制示意图

总体而言，当本币利率上升时，本币的需求将增加，使得本币的即期汇率上升。当汇率上升时，以本币表示的商品价格上升，将有利于进口不利出口，形成贸易逆差，本国外汇储备减少。在货币供给内生性作用下，本币投放量将会增加，最终使得利率发生变动。利率下降时，情况相反。而由于资金总是会流向收益率更高的地方，在资本可以自由流动的前提下，利率变动将会诱发套利行为，影响短期内国际资本的流向，进而影响汇率。当利率上升时，将造成短期国际资本的流入，使得本国货币的需求上涨，最终推动本国汇率的上升。此时，汇率的上升又会引发人们对于汇率进一步上升的预期，使得短期

资本流入，从而增加了货币供给，使得利率下降。当利率下降时，情况则相反。

4. 实证分析

4.1. 变量与样本数据的选取

根据以上对市场基准利率与人民币汇率联动机制的分析，本文选取以下 6 个变量进行实证研究。

1) 上海银行间同业拆借利率(Shanghai Interbank Offered Rate, SHIBOR)。由于 DR007 利率于 2014 年 12 月 15 日才开始正式对外公布，样本范围较小，且我国于 2019 年才确认将 DR007 作为市场基准利率的重要培育目标，在此之前广泛以 SHIBOR 为基准利率，现阶段我国基准利率的转型尚未完成，因此本文仍以 SHIBOR 作为考察对象。

2) 十年期国债到期收益率(Yield to Maturity of Ten-Year Treasury Bond, YTM)。作为货币市场基准利率，短端 SHIBOR 能够较好地反映货币市场的实际情况，主要反映短期融资成本，但金融市场对中长期利率也有一定的运用需求。十年期国债收益率是中长期资本市场的无风险收益率，因此，为更全面地探究我国市场基准利率与汇率的联动关系，本文分别以 SHIBOR 和十年期国债收益率作为利率的代表进行实证分析。

3) 人民币名义有效汇率(Nominal Effective Exchange Rate, NEER)。目前，我国实行以市场供求为基础，参考一篮子货币进行调节的有管理的浮动汇率制度，因此，人民币兑单一国家汇率指标不能完整反映出我国货币价值变量情况以及外汇市场供求状况，而人民币名义有效汇率是根据一定的权重对我国与多个国家的名义双边汇率进行加权而得的，能够刻画人民币对多国货币的平均变化水平，从而更好地反映我国汇率的整体状况，故选取人民币名义有效汇率作为汇率指标。

4) 货币供应量。作为我国制定和实施货币政策的重要中介变量之一，货币供应量是人民币利率和汇率相互影响过程中的重要纽带，其对于二者之间的联动效应有重要影响，因此本文引入货币供应量指标，并用 M2 同比表示。

5) 外汇储备(Foreign Exchange Reserves, FR)。在长期的出口导向型战略之下，我国外汇储备持续快速增长，其变化不仅反映了国际收支中各个项目的变化，同时也会对货币供应量产生影响，进而影响人民币利率水平，因此我国的外汇储备也在一定程度上影响了人民币利率和汇率之间的联动效应，故引入外汇储备变量。

6) 美国联邦基金利率(Federal funds rate, FFR)。一方面，长期以来，美国作为世界上的超级大国，是我国最重要的贸易伙伴之一，因此美国基准利率的变动必然在一定程度上对我国的货币政策取向产生影响。另一方面，我国现阶段的外汇储备以美债为主，因而美国基准利率的变动将对国际资本流动的影响造成外汇储备的变动。故而美国基准利率也是影响人民币利率和汇率联动的重要因素，这里引入美国联邦基金利率指标。

近年来，我国持续推进利率市场化改革。2015 年，我国全面放开金融机构贷款利率管制，逐步取消商业存款利率浮动上限，开始逐步推进“两轨并一轨”。2019 年，取消了中国人民银行贷款基准利率，LPR 开始挂钩 MLF，我国进入了利率市场化的“最后一公里”，利率市场化改革逐渐深入。与此同时，随着“811”汇改的推进，汇率市场化改革在 2015 年后也上升到新的高度。然而已有文献主要聚焦于 2015 年之前研究，对利率、汇率市场化进入新阶段以来的分析较少，为进一步提高研究的时效性，本文将 2015 年以来的样本纳入考量。鉴于日度数据受交易行为、市场情绪等短期因素影响，波动较大，而月度数据相对平滑，数据变化关系更加明显，因此本文最终将处理后所得的 2006 年 10 月至 2020 年 12 月的 170 个月度数据作为样本，进行实证分析。具体变量的选取与处理见表 1。

Table 1. Selected variables

表 1. 变量选取

变量代码	变量名称	单位	计算方式	数据来源
SHIBOR	上海银行间同业拆借利率	%	对隔夜 SHIBOR 按月取平均值	Wind 数据库
YTM	十年期国债到期收益率	%	对其日度数据按月取平均值	
NEER	人民币名义有效汇率	2010 年 = 100	使用月度数据	
M2	广义货币供应量	%	当月同比	
INFR	外汇储备	亿美元	对其月度数据取对数	
FFR	美国联邦基金利率	%	对其日度数据按月取平均值	

4.2. 平稳性检验

为防止出现伪回归，本文在构建自回归向量模型之前，首先进行单位根检验判断数据的平稳性。这里使用 eviews 软件对选取的所有变量进行单位根检验。

考虑含截距项与趋势项、仅含截距项以及二者均不含三种情形进行单位根检验，从而判断样本数据是否平稳检验，对应结果如表 2 所示。根据检验结果，除 NEER 外的其他变量均通过了单位根检验，但 NEER 在三种情形下均不能通过单位根检验，为非平稳数据。鉴于此，对数据做一阶差分并再次进行单位根检验，结果显示，所有变量在 5% 显著性水平下均拒绝具有单位根的原假设，故而该 6 个变量均为 1 阶单整，符合对选取的所有变量建立 VAR 模型的同阶单整条件。

Table 2. Unit root test result

表 2. 单位根检验结果

变量	检验形式	ADF 检验值	P 值	5% 临界值	是否平稳
SHIBOR	(c, t)	-4.425482	0.0026	-3.436475	平稳
	(c, 0)	-4.429685	0.0004	-2.878413	平稳
	(0, 0)	-0.714641	0.4058	-1.942745	非平稳
YTM	(c, t)	-4.010577	0.0101	-3.436634	平稳
	(c, 0)	-3.477813	0.0097	-2.878515	平稳
	(0, 0)	-0.371250	0.5495	-1.942722	非平稳
NEER	(c, t)	-2.259412	0.4534	-3.436634	非平稳
	(c, 0)	-1.826714	0.3666	-2.878515	非平稳
	(0, 0)	0.989840	0.9146	-1.942722	非平稳
M2	(c, t)	-3.538598	0.0386	-3.436957	平稳
	(c, 0)	-1.857491	0.3518	-2.878723	非平稳
	(0, 0)	-0.877466	0.3346	-1.942745	非平稳
INFR	(c, t)	-2.982329	0.1403	-3.436957	非平稳
	(c, 0)	-3.681791	0.0052	-2.878723	平稳
	(0, 0)	1.174813	0.9380	-1.942745	非平稳

Continued

FFR	(c, t)	-2.667455	0.2516	-3.436634	非平稳
	(c, 0)	-2.969800	0.0398	-2.878515	平稳
	(0, 0)	-3.196640	0.0015	-1.942722	平稳
DSHIBOR	(c, t)	-10.81206	0.0000	-3.436957	平稳
	(c, 0)	-10.82039	0.0000	-2.878723	平稳
	(0, 0)	-10.85394	0.0000	-1.942745	平稳
DYTM	(c, t)	-7.894244	0.0000	-3.436634	平稳
	(c, 0)	-7.899464	0.0000	-2.878515	平稳
	(0, 0)	-7.922665	0.0000	-1.942722	平稳
DNEER	(c, t)	-8.331320	0.0000	-3.436634	平稳
	(c, 0)	-8.308106	0.0000	-2.878515	平稳
	(0, 0)	-8.216377	0.0000	-1.942722	平稳
DM2	(c, t)	-5.052411	0.0003	-3.436957	平稳
	(c, 0)	-5.062973	0.0000	-2.878723	平稳
	(0, 0)	-5.069462	0.0000	-1.942745	平稳
DINFR	(c, t)	-4.059908	0.0087	-3.436957	平稳
	(c, 0)	-3.368931	0.0135	-2.878723	平稳
	(0, 0)	-3.131312	0.0019	-1.942745	平稳
DFFR	(c, t)	-5.571839	0.0001	-3.474363	平稳
	(c, 0)	-5.302490	0.0000	-2.902953	平稳
	(0, 0)	-5.340775	0.0000	-1.945456	平稳

注：D 代表该变量的一阶差分；检验形式(c, k)中，c 表示截距项，t 表示趋势项。

4.3. Johanson 协整检验

由于平稳性检验结果显示，选取的样本数据均为一阶单整序列，满足协整检验的前提条件，故对数据进行 Johanson 协整检验。其中迹检验结果如表 3 所示，表明在 10% 的显著性水平下至少五个变量之间存在协整关系，即存在长期动态均衡关系。

Table 3. Johansen cointegration test (trace) result

表 3. Johansen 协整检验(迹检验)结果

假设 CE(s)数量	特征值	迹统计量	0.05 临界值	P 值**
None*	0.419862	267.5822	103.8473	0.0000
At most 1*	0.335155	176.6524	76.97277	0.0000
At most 2*	0.211407	108.4827	54.07904	0.0000
At most 3*	0.186379	68.81927	35.19275	0.0000
At most 4*	0.145383	34.37365	20.26184	0.0003
At most 5	0.047560	8.137589	9.164546	0.0781

注：*表示拒绝 0.05 水平的假设，**表示麦农豪格米其利斯(1999) P 值。

4.4. 建立 VAR 模型

根据平稳性检验结果, 本文选取的 6 个变量均为 1 阶单整, 可以对所有变量建立 VAR 模型。基于变量的平稳性和协整性, 构建 VAR 模型对人民币利率与汇率的联动关系进行实证检验。建立的 VAR 模型如下所示:

$$\text{VAR}(P): Y_t = C + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中 Y_t 为当期的时间序列变量, $Y_{t-i} = Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ 为 Y_t 的滞后 i 期变量, ε_t 为随机误差项, C 为常数项, $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ 为自回归系数矩阵。由于建立 VAR 模型需确定模型的最优滞后阶数以及对模型稳定性进行检验, 这里首先确定模型的最优滞后阶数。

1) VAR 模型的最优滞后阶数

根据信息准则确定模型的最优滞后阶数, 如表 4 所示, 综合考虑 LR、FPE、AIC、SC 与 HQ 准则, 最终确定 VAR 模型最优滞后阶数为 3 阶。

Table 4. Optimal lag order

表 4. 最优滞后阶数

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-10.29815	NA	4.90e-08	0.195187	0.307211	0.240655
1	115.9574	241.9267	1.66e-08	-0.885717	-0.101551*	-0.567441*
2	163.4667	87.62195	1.45e-08	-1.023553	0.432756	-0.432469
3	204.2512	72.28875*	1.38e-08*	-1.080853*	1.047598	-0.216961

注: *表示 5%水平下显著。

2) 模型平稳性检验

检验模型的平稳性, 结果如图 3 所示, VAR 模型中特征方程的根均在单位圆内, 模型平稳, 满足变量间的冲击响应分析条件。

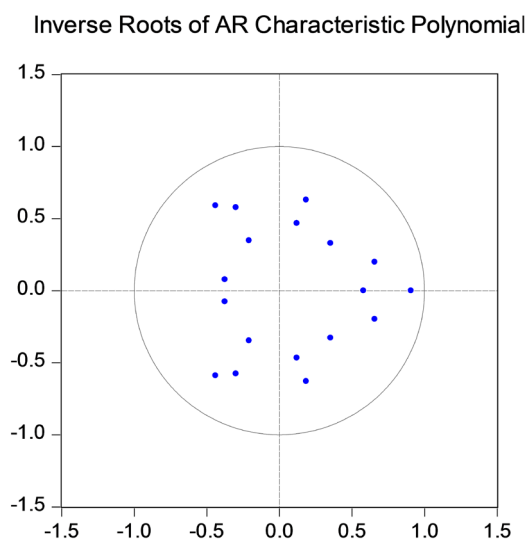


Figure 3. Root distribution diagram of characteristic polynomial of VAR model

图 3. VAR 模型特征多项式的根分布图

在确定模型最优滞后阶数以及平稳性的基础上, 本文构建最优滞后阶数为 3 的 VAR 模型, 此时 DNEER、DSHIBOR、DYTM 三个方程对应的 F 统计量均显著, 模型的参数估计结果如表 5 所示。

Table 5. Vector autoregression estimates

表 5. VAR 模型估计结果

	DNEER	DSHIBOR	DYTM
F 统计量	(2.083394)*	(4.409264)*	(3.963734)*
DNEER(-1)	0.446790 [5.12976]*	0.060330 [1.31800]	-0.015091 [-1.46933]
DNEER(-2)	-0.013147 [-0.14195]	-0.074866 [-1.53803]	-0.010603 [-0.97078]
DNEER(-3)	-0.053170 [-0.62239]	0.013402 [0.29852]	-0.003904 [-0.38755]
DSHIBOR(-1)	-0.085762 [-0.53789]	-0.040624 [-0.48480]	0.024769 [1.31736]
DSHIBOR(-2)	-0.102164 [-0.65781]	-0.124140 [-1.52091]	0.056388 [3.07879]*
DSHIBOR(-3)	0.133253 [0.83577]	-0.109864 [-1.31116]	0.003562 [0.18946]
DYTM(-1)	-1.067569 [-1.45854]	-0.043211 [-0.11233]	0.375698 [4.35266]*
DYTM(-2)	-0.393260 [-0.51206]	0.287932 [0.71339]	-0.066289 [-0.73194]
DYTM(-3)	0.388340 [0.54096]	0.230474 [0.61090]	-0.071099 [-0.83988]
DM2(-1)	-0.047611 [-0.52663]	0.058729 [1.23607]	0.023682 [2.22136]*
DM2(-2)	-0.225173 [-2.46494]*	0.000937 [0.01953]	0.013460 [1.24949]
DM2(-3)	0.059037 [0.64855]	0.001256 [0.02625]	-0.003291 [-0.30657]
DINFR(-1)	-7.036856 [-0.93532]	-8.698143 [-2.19989]*	0.316971 [0.35727]
DINFR(-2)	19.46078 [2.50628]*	12.78709 [3.13352]*	1.436626 [1.56894]
DINFR(-3)	-2.555620 [-0.32925]	-0.326478 [-0.08003]	-0.665725 [-0.72731]
DFFR(-1)	0.575832 [0.80454]	0.270477 [0.71907]	0.014010 [0.16599]
DFFR(-2)	1.403833 [1.79041]*	0.154215 [0.37424]	-0.035142 [-0.38006]
DFFR(-3)	-2.109897 [-3.13959]*	-0.054749 [-0.15502]	-0.036894 [-0.46554]

注: []表示 t 统计量, ()表示方程对应的 F 统计量, *表示在 10%显著性水平下结果显著。

从 DNEER 方程的各个系数来看, DNEER 受自身的影响显著, 受 DSHIBOR、DYTM 的影响不显著, 说明从短期到中长期, 人民币基准利率对汇率的影响不显著, 传导效应受阻。根据估计结果, 外汇储备和货币供应量对人民币有效汇率影响显著, 因为货币供应量对汇率有直接影响, 而外汇储备反映了一国的国际竞争力和影响力, 当外汇储备增加时, 本币购买力增强, 导致本币的需求量增加, 根据需求和供给的关系, 伴随我国外汇储备的增加, 人民币将会有升值的趋势。反之, 人民币将面临贬值压力。此外, 从估计结果中可以看出, 美国联邦基金利率对人民币汇率有显著影响, 这主要因为美元是原油等国际大宗商品定价货币, 具有全球硬通货的地位, 因而美联储对联邦基金利率的调整具有全球影响力, 且理论上而言, 上调联邦基金利率目标(加息)意味着美元价值的增加, 以美元标价的资产价格上升, 将导致我国资本外流, 国内金融机构的流动性收紧, 最终使得人民币有效汇率上升。

从 DSHIBOR 方程的各个系数来看, DSHIBOR 受自身影响较大, DNEER 对其影响虽然不显著, 但影响效应明显大于 SHIBOR 对汇率的传导, 说明短期内汇率向利率的传导较为通畅。根据参数估计结果, 货币供应量对 SHIBOR 有较小的同向影响, 主要因为其变动将直接影响到资金的供求关系。而外汇储备对 SHIBOR 利率影响显著, 主要因为其变化将使得外汇占款发生变动, 影响了市场上的资金供求关系, 短期利率随之改变。此外, DFFR 对 DSHIBOR 有一定影响, 这是由于美国联邦基金利率的上升将会引起我国资本外流, 国内资金供给减少, 短期内, 人民币利率上行。

从 DYTM 方程的各个系数来看, DYTM 受 DNEER 的影响虽不显著, 但明显大于十年期国债收益率向汇率的传导, 说明长期来看, 汇率向利率的传导较为通畅。而 DSHIBOR 及其自身对其影响显著, 这反映了 SHIBOR 对于中长期利率的引导作用。此外, 参数估计结果显示, 货币供应量对十年期国债收益率有显著影响, 说明十年期国债收益率作为利率市场定价的锚, 较好地反映了货币需求相对供给变化对资金价格的影响。长期来看, 外汇储备与美国联邦基金利率对利率的影响相类似, 但影响相对弱于短期。

总体而言, 人民币汇率对利率的影响较大, 而人民币利率对汇率的影响受阻。

4.5. Granger 因果检验

Granger 因果关系检验法是检验因果关系的常用方法, 结合 VAR 模型估计结果, 本文借助 Granger 因果检验进一步研究变量之间的因果关系, 结果分别如表 6~8 所示。

Table 6. Granger causality test of SHIBOR
表 6. 关于 SHIBOR 的 Granger 检验结果

零假设	F 统计量	P 值
DNEER 不是 DSHIBOR 的格兰杰原因	4.15132	0.0073*
DYTM 不是 DSHIBOR 的格兰杰原因	2.07244	0.1060

注: *表示在 5%的显著性水平下拒绝零假设。

关于 SHIBOR 的 Granger 检验结果显示, DNEER 是 DSHIBOR 的格兰杰原因, DYTM 不是 DSHIBOR 的格兰杰原因, 说明人民币汇率对短期利率影响较大, 即短期内, 人民币汇率对利率有传导效应。

Table 7. Granger causality test of DYTM
表 7. 关于 DYTM 的 Granger 检验结果

零假设	F 统计量	P 值
DNEER 不是 DYTM 的格兰杰原因	2.98513	0.0329*
DSHIBOR 不是 DYTM 的格兰杰原因	2.06446	0.1071

注: *表示在 5%的显著性水平下拒绝零假设。

关于 DYTM 的 Granger 检验结果显示, DNEER 是 DYTM 的格兰杰原因, DSHIBOR 不是 DYTM 的格兰杰原因, 说明人民币汇率对长期利率影响较大, 从长期来看, 人民币汇率对利率同样有传导效应。

Table 8. Granger causality test of DNEER

表 8. 关于 DNEER 的 Granger 检验结果

零假设	F 统计量	P 值
DSHIBOR 不是 DNEER 的格兰杰原因	1.07058	0.3633
DYTM 不是 DNEER 的格兰杰原因	0.67654	0.5676

关于 DNEER 的 Granger 检验结果表明, 在 10% 的显著性水平下均不能拒绝零假设, DSHIBOR、DYTM 都不是 DNEER 的格兰杰原因, 说明无论短期还是长期, 利率到汇率的传导均受阻。

根据以上分析可知, 人民币基准利率和人民币有效汇率之间存在单向传导机制, 人民币汇率对利率传导较为通畅, 但人民币利率对汇率的传导受阻。一方面, 这与我国利率市场化尚不完全有关——2019 年, 我国进入利率市场化“最后一公里”, 目前人民币利率还没有完全适应基准利率的取消, 尚且处于“两轨并一轨”的初始探索阶段。另一方面, 由于我国对资本项目的管制较为严格, 资金在国际上的流通受阻, 一定程度上阻碍了利率和汇率之间的传导。

4.6. 脉冲响应函数

为进一步了解模型的动态特征, 本文在前文人民币利率和汇率存在单向传导的结论的基础上, 利用脉冲响应函数进一步分析模型中每个内生变量对它自身以及其他内生变量的扰动所做出的反应。脉冲响应结果如图 4 所示。

从利率角度, 二者对其自身的冲击反应较为迅速, SHIBOR 对其自身的冲击迅速反映之后减小并逐渐趋近于 0, 而十年期国债到期收益率对其自身的冲击迅速反应后减弱并逐渐趋于稳定; 汇率冲击对二者总体上都呈现负向影响, SHIBOR 受到汇率冲击后先短暂上升后迅速下降, YTM 受到汇率冲击后不断下降, 具有明显的时滞效应, 同时他们对于外汇储备冲击的反映也较为敏感。由此可见, 汇率改革以来, 随着我国对外开放程度不断加深, 人民币长期保持升值趋势, 外资涌入使得外汇占款长期位于高位, 流动性宽松利率低位运行。而根据脉冲响应结果, SHIBOR 的冲击对十年期国债收益率产生了正向的影响, 这与 SHIBOR 利率对中长期利率的引导作用有关。由于我国债券市场参与者以金融机构为主, 货币市场利率是债券市场参与者对资金价格的重要参考, 因此金融机构的自发定价和交易行为能够将短期市场利率依次传导至中期和长期债券市场利率。在其余变量中, 货币供应量对利率的影响较大, 结合短期和长期来看, 其对利率主要产生正向影响; 而美国联邦基金利率对利率的影响相对较小, 长期内, 其对利率有反向作用。长期来看, 利率对控制变量的敏感性总体低于短期。

从汇率角度, 其自身的冲击在第一期便产生了较大的正向影响, 之后影响逐渐减小, 第三期以后趋近于 0。一个标准的利率冲击对汇率产生较小的反向影响, 且具有明显的时滞效应, 这说明人民币利率对汇率的传导不畅。从控制变量来看, 汇率对货币供应量和美国联邦基金利率的冲击反应较为敏感, 其次是外汇储备, 说明我国汇率在很大程度上受美国联邦基金利率的影响, 联邦基金利率的变动通过影响资金流向, 使得流动性发生变动, 对人民币汇率变动产生较大作用。

4.7. 方差分解

进一步地, 本文利用方差分解将系统的预测均方误差分解成为系统中各变量冲击所做的贡献, 即变

量的贡献占总贡献的比例，进而解析利率和汇率之间的相互贡献率，从而理解各个变量对模型内生变量的相对重要性。DSHIBOR、DYTM、DNEER 的方差分析结果分别如表 9~11 所示。

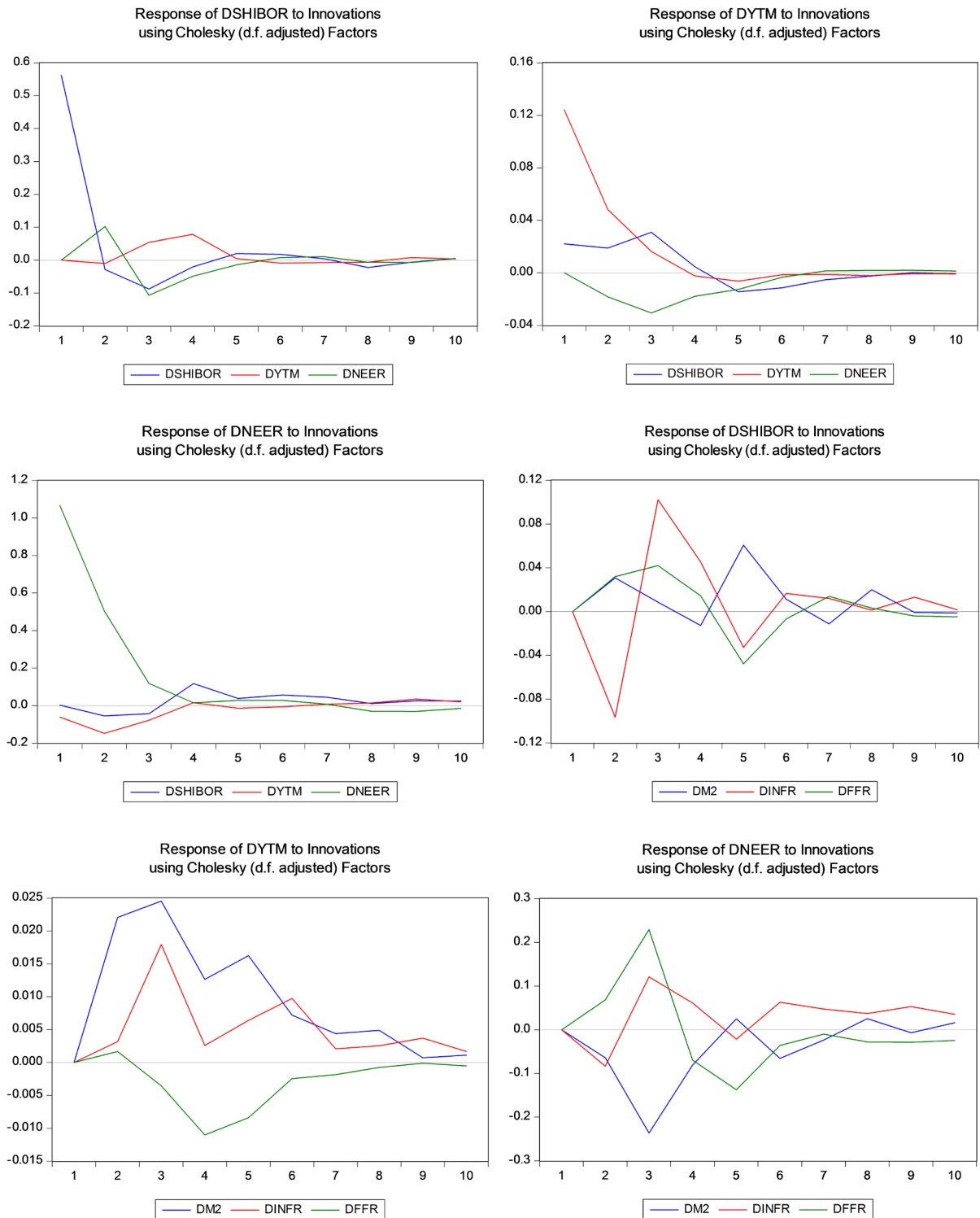


Figure 4. Impose response
图 4. 脉冲响应

Table 9. Variance decomposition of DSHIBOR
表 9. DSHIBOR 方差分解结果

Period	DSHIBOR	DYTM	DNEER	DM2	DINFR	DFFR
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	93.56468	0.030597	3.067029	0.280985	2.754003	0.302709
3	87.02040	0.807613	5.840388	0.274993	5.306576	0.750035
4	84.54092	2.389257	6.294812	0.308948	5.684787	0.781274
5	82.98800	2.348029	6.224053	1.242140	5.848176	1.349602
6	82.87743	2.362911	6.224729	1.271934	5.904767	1.358230
7	82.74442	2.373610	6.242840	1.301805	5.931991	1.405334
8	82.66328	2.377763	6.237116	1.399822	5.917641	1.404374
9	82.60253	2.390884	6.244022	1.398788	5.956540	1.407232
10	82.59160	2.393378	6.247371	1.398982	5.956076	1.412594

Table 10. Variance decomposition of DYTM
表 10. DYTM 方差分解结果

Period	DSHIBOR	DYTM	DNEER	DM2	DINFR	DFFR
1	3.088673	96.91133	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	4.370012	91.33777	1.721118	2.505304	0.051649	0.014147
3	8.015650	79.97863	5.627564	4.837472	1.472288	0.068395
4	7.892754	77.81246	6.846813	5.395615	1.460904	0.591453
5	8.503761	75.43895	7.282340	6.322819	1.584466	0.867662
6	8.939066	74.52396	7.240077	6.458817	1.956211	0.881868
7	9.031344	74.35095	7.232259	6.522312	1.969406	0.893733
8	9.041168	74.22982	7.233346	6.608953	1.992232	0.894483
9	9.034327	74.17470	7.244511	6.605971	2.046637	0.893854
10	9.033629	74.15511	7.249985	6.609192	2.057370	0.894717

Table 11. Variance decomposition of DNEER
表 11. DNEER 方差分解结果

Period	DSHIBOR	DYTM	DNEER	DM2	DINFR	DFFR
1	0.000590	0.325042	99.67437	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.208346	1.780093	96.92103	0.285079	0.482751	0.322705
3	0.306154	1.999826	88.92761	3.794166	1.361749	3.610494
4	1.163011	1.979090	87.31511	4.128809	1.569334	3.844645
5	1.236868	1.963673	86.16663	4.110562	1.576432	4.945839
6	1.423427	1.949614	85.50219	4.337696	1.804397	4.982671
7	1.539301	1.947003	85.24741	4.357876	1.934520	4.973885
8	1.543367	1.955540	85.09402	4.385863	2.012287	5.008927
9	1.578648	2.020743	84.81736	4.371692	2.173105	5.038455
10	1.611993	2.042176	84.65931	4.378165	2.243219	5.065135

从利率角度，短期利率受到自身扰动项的影响较大，第一期其波动完全由自身冲击引起，随后影响逐渐减小，第 7 期短期利率的冲击对其自身的解释力度减为 82.7%，同样长期利率也是受到自身影响较大，第一期占比为 96.9%，随后第 8 期减为 74.2%，说明利率的波动主要根源在于其自身冲击的变化；对于短期利率，汇率对其波动的解释力度在第二期仅为 3%，第四期达到最大，约为 6.3%，对于长期利率，在第二期汇率的贡献仅有 1.7%，在第五期达到最大，为 7.3%，说明汇率对利率的波动贡献总体微弱。在其他控制变量中外汇储备对利率波动的贡献较大，与脉冲分析的结果相互印证。

从汇率角度，汇率的冲击对其自身影响较大，在第一期其波动几乎完全由自身冲击引起，此后影响逐渐降低，趋于稳定值 84%；利率对汇率的贡献度依旧不大，其中短期利率对汇率波动的解释力度最高为 1.6%，长期利率的占比随着时间的推移逐渐增加，之后趋于稳定值 2%，因此，就利率对汇率波动的贡献而言，市场化改革以来中国还没有形成利率到汇率的有效传导，利率对汇率波动贡献缺乏有效性。其他变量中，货币供应量和美国联邦基金利率对人民币汇率的解释力度较好，人民币汇率对美国联邦基金利率的变动较为敏感，并且高于人民币利率对其的敏感性。

综合以上分析，人民币汇率和利率波动主要受自身的影响，人民币汇率对利率的影响较大，人民币利率对汇率的影响不明显，从短期到中长期，利率对汇率的传导受阻，利率对汇率的传导效应低于汇率对利率的传导效应。这表明受市场化改革现状的限制，我国市场基准利率和汇率的联动效应仍有待加强。

5. 结论和建议

5.1. 结论

根据以上分析，人民币汇率和利率之间存在长期协整关系，同时汇率对利率的影响较为显著，汇率受利率波动的影响较小，二者之间存在单向传导效应。两者受自身波动影响较大。人民币利率对汇率的敏感性较强，汇率对利率的敏感性较弱，且人民币汇率向短期基准利率的传导强于长期，利率对汇率的传导效应低于汇率对利率的传导效应。这说明，目前，由于我国利率市场化改革还不完善，市场基准利率和汇率的联动效应存在阻碍，我国资本项目的开放程度还有待进一步提升。

5.2. 建议

从长期来看，进一步促进我国利率和汇率联动的根本出路在于加快利率、汇率市场化进程，加速资本项目开放，从而实现国内外金融市场的良好对接。

1) 加快利率市场化改革

根据分析，人民币利率和汇率之间存在单向传导效应，利率向汇率传导存在阻碍，根源在于我国利率市场化尚不完善。目前，我国基准利率体系已较为健全，但除 LPR 被广泛用于贷款利率定价外，其他基准利率主要发挥反映市场资金供求的指标作用，直接运用其作为定价基准的金融产品仍较为有限。由于 DR 具备充分体现银行体系流动性状况和融资利率水平、市场认可度较高、与国际上新基准利率 RFRs 最为接近等特点，今后我国应继续加快利率市场化改革，培育 DR 为重点、健全中国基准利率和市场化利率体系，畅通利率传导机制。

2) 完善汇率形成机制

虽然人民币汇率向利率的传导较为通畅，但存在明显的时滞效应，因此，应当进一步推动利率汇率市场化改革，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定，继续加大市场决定汇率的力度，完善以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度，增强人民币汇率双向浮动弹性，形成与利率市场化相协调的汇率市场化机制，从而发挥汇率调节宏观经济和国际收支自动稳定器的作用。

3) 进一步提高资本项目开放程度

资本项目的开放对我国货币政策的传导效果有重要影响,也是人民币利率和汇率联动的重要途径。近年来我国资本项目的开放已经取得了重大进展,如沪港通、债券通、取消 QFII 和 RQFII 投资额度限制等,极大提升了境外资本对国内市场的参与度。然而研究表明,现阶段人民币汇率向长期利率的传导弱于短期,因此还应进一步推动资本账户开放,如完善跨境金融区块链服务、支持区域开放创新和特殊区域建设等,同时和宏观审慎相结合,加强国内资本市场基础制度建设,进而畅通国际资本流动的传导渠道,促进人民币利率和汇率的联动,促进国内外均衡发展,助力经济的持续稳定增长。

参考文献

- [1] Dekel, R., Hsiao, C. and Wang S. (2001) Do High Interest Rate Appreciate Exchange Rates during Crises? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **63**, 359-380. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00225>
- [2] 王爱俭, 张全旺. 论不同经济体制下利率与汇率的联动性[J]. 现代财经-天津财经学院学报, 2003, 23(9): 12-15.
- [3] 何慧刚. 中国利率 - 汇率联动协调机制: “利率平价模型”视角[J]. 求索, 2007(4): 8-11.
- [4] 管龙, 刘凯, 张三喜. 人民币利率 - 汇率联动关系研究——基于 2005 年人民币汇率改革以后的时期[J]. 经济论坛, 2012(5): 4-7.
- [5] 潘双庆, 著. 中国金融市场利率与汇率关系研究[M]. 长春: 长春出版社, 2016.
- [6] 梁迎利. 我国利率变动对汇率的影响效应分析[J]. 现代管理科学, 2004(8): 104-105.
- [7] 陈创练, 姚树洁, 郑挺国, 欧璟华. 利率市场化、汇率改制与国际资本流动的关系研究[J]. 经济研究, 2017, 52(4): 64-77.
- [8] 周建, 赵静美. 中国利率和汇率市场化传导协同机制研究[J]. 统计与信息论坛, 2018, 33(12): 44-53.
- [9] Edison, H. and Pauls, B. (1993) A Reassessment of the Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-1990. *Journal of Monetary Economics*, **31**, 165-187. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90043-F](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90043-F)
- [10] Baxter, M. (1994) Real Exchange Rates and Real Interest Differentials, Have We Missed the Business-Cycle Relationship. *Journal of Monetary Economics*, **33**, 5-37. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90012-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90012-4)
- [11] Eichenbaum, M. and Evans, C. (1995) Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rate. *Quarterly Journal of Economics*, **110**, 975-1009. <https://doi.org/10.2307/2946646>
- [12] Tse, Y. and Geoffrey Booth, G. (1996) Common Volatility and Volatility Spillovers between US and Eurodollar Interests: Evidence from the Future Markets. *Journal of Economics and Business*, **48**, 299-312. [https://doi.org/10.1016/0148-6195\(96\)00016-1](https://doi.org/10.1016/0148-6195(96)00016-1)
- [13] 姜波克. 国际金融学[M]. 北京: 高等教育出版社, 1999.
- [14] 陈文新, 祝艳梅. 人民币汇率市场与货币市场的波动及溢出效应[J]. 金融论坛, 2016, 21(1): 50-58.
- [15] 薛宏立. 金融市场动态开放中的利率-汇率联动——以中国为例的研究[M]. 北京: 中共中央党校出版社, 2006.
- [16] 杨林. 经济均衡视角的人民币利率与汇率联动关系[J]. 华东经济管理, 2011, 25(6): 79-84.
- [17] 王玉华, 惠晓峰, 李敦亮. 基于 STR 模型的人民币汇率利率协调机制研究[J]. 运筹与管理, 2014, 23(1): 179-187+195.
- [18] 郭庆平, 王爱俭, 主编. 汇率政策与利率政策协调机制研究[M]. 北京: 中国金融出版社, 2007.
- [19] 赵天荣, 李成. 人民币汇率与利率之间的动态关系——基于 VAR-GARCH 模型的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(2): 72-76.
- [20] 李成, 马文涛, 王彬. 我国金融市场间溢出效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(6): 4-17.
- [21] 赵锡军, 姚玥悦. 我国金融市场价格变动对人民币利率的时变冲击——基于 TVP-VAR 模型的实证研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2018, 58(2): 84-92.
- [22] 李超, 宫飞, 朱洵, 侯劲羽, 孙欧. 汇率与资本流动——寻找金融市场风险传导的逻辑[J]. 金融市场研究, 2017(1): 18-30.
- [23] 洪朝伟. 新一轮美联储加息对中国资产价格的溢出效应——基于 SVAR 模型的研究[J]. 现代管理科学, 2017(12): 66-69.

-
- [24] 刘彦磊. 人民币汇率与我国债券市场走势——理论解释与实证分析[J]. 现代管理科学, 2017(9): 39-41.
- [25] 梁琪, 刘精山, 王睿. 人民币外汇市场压力及其时变溢出效应研究[J]. 东岳论丛, 2019, 40(4): 34-45.
- [26] 潘群星, 宦先鹤. 我国股债汇风险点的长记忆性及关联性研究[J]. 金融与经济, 2019(10): 12-18.
- [27] 叶芳. 亚洲新兴本币债券市场发展的影响因素分析——基于东亚地区九个经济体的经验证据[J]. 亚太经济, 2020(6): 22-31.