

# 货币国际化对进出口贸易的影响研究

## ——基于双边货币互换协议视角

白鲁昕

云南财经大学金融学院, 云南 昆明

收稿日期: 2025年1月7日; 录用日期: 2025年1月24日; 发布日期: 2025年2月24日

### 摘要

货币国际化是一个需要一系列政策工具驱动的曲折过程, 双边货币互换协议作为推进人民币国际化的系列政策之一发挥着重要作用。2024年, 相关国家已经成功完成39个双边本币交换协定, 这些国家的积极参与使得这些国家成为中国双边本币交换的核心领域。而双边本币互换协议在我国与这些国家的进出口之间通过货币汇率波动的影响后又存在何种联系, 这值得做一些研究。本文采用DCC-MIDAS模型, 首先利用两步法的GARCH-MIDAS部分对双边汇率的波动进行测算, 其次对2005年至2024年期间签署的双边本币互换协议的国家及地区的进出口贸易影响进行了深入的分析。研究结果表明, 该协议不仅显著促进了人民币与相关国家货币之间的关系, 而且还有助于中国经济的可持续发展。

### 关键词

双边互换协议, 人民币国际化, 汇率, DCC-MIDAS

# Internationalisation on Import and Export Trade

## —Based on the Perspective of Bilateral Currency Swap Agreements

Luxin Bai

School of Finance, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Jan. 7<sup>th</sup>, 2025; accepted: Jan. 24<sup>th</sup>, 2025; published: Feb. 24<sup>th</sup>, 2025

### Abstract

Currency internationalisation is a tortuous process driven by a series of policy tools, and bilateral currency swap agreements play an important role as one of the series of policies to promote the

internationalisation of the RMB.2024, the relevant countries have successfully completed 39 bilateral local currency swap agreements, and the active participation of these countries has made these countries become the core area of China's bilateral local currency exchange. And what kind of linkage exists between bilateral local currency swap agreements in the import and export between China and these countries through the impact of currency exchange rate fluctuations, which is worth doing some research. This paper adopts the DCC-MIDAS model to firstly measure the fluctuation of bilateral exchange rate by using the GARCH-MIDAS part of the two-step method, and secondly conducts an in-depth analysis of the impact of the import and export trade of the countries and regions that have signed the bilateral local currency swap agreement during the period from 2005 to 2024. The findings show that the agreement not only significantly promotes the relationship between the RMB and the currencies of the countries concerned, but also contributes to the sustainable development of China's economy.

## Keywords

Bilateral Swap Agreement, RMB Internationalisation, Exchange Rate, DCC-MIDAS

Copyright © 2025 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

近年来尤其是改革开放以来,中国的进出口贸易经历了高速增长阶段,而2008年国际金融危机后,全球市场需求疲软、经济不确定性加剧,汇率风险进一步恶化了中国进出口贸易的发展,此时,双边本币互换协议成为应对危机的一种有效手段。但是,双边货币互换协议的实施效果如何?互换协议签订后,各国的货币汇率波动之间有着怎样的关系?

货币互换是约定的期限相同、计息方法相同但币种不同的两笔资金按约定的汇率在不同主体间进行互换的一种金融衍生工具。以人民币和他国货币的交换为例,利用该协定,协议双方中的任何一方即可发起交换,并根据协议的汇率交换所需协议对方国货币。在协定执行的全过程中,双边国家的央行发放和接受的都是本币,同时汇率的锁定使得相应的汇率风险也被抹去。该协定能够确保在一国发生流动性危机时能够尽快进行补偿,以避免金融环境的波动。本文所着重研讨的内容为政府部门之间货币互换协定,特指中国的双边本币互换协议,从货币互换协定的角度出发结合各国货币汇率探讨其对各国贸易的影响。

人民币跨境结算是推动人民币国际化的重要起点,与双边本币互换协议之间的密切关系显而易见。在人民币国际化的早期阶段,使用人民币的区域交易成本相对较高,尤其是在当前人民币升值的周期中。为了突破这一瓶颈,我国政府在体制和利益方面提供了相关优惠政策,这有助于提高人民币的实际使用比例,推动区域经济和贸易的全球化发展。

自2015年以来,中国政府积极参与推动地区经济,在贸易、投资、金融服务等领域不断加强与其它国家和地区的协作,为人民币全球化创造了有利的市场环境,凸显了中国政府在共商共建共享原则下的巨大作用。根据中国银行业协会发布的《人民币国际化报告(2018)》,2018年,我国与多个国家之间的人民币跨国支付交易规模达13.1%,达2.07万亿元。2019年底,RQFII在这些国家中获得3300万元,占比达16.5%,而661家中国银行也成功加入了人民币跨国支付体系(CIPS)。2020年第一季度末,中国已成功完成36个国家的双边本币结算,从而带动中国在全球的发展。中国在全球的国民经济、金融及贸易中

的重要作用日益凸显，人民币的重大国际影响也日益凸显。因此，深入研究人民币的国际性，将为我们更好地促进中国的国际发展提供重要参考。

本文综合分析 14 个相关国家货币汇率的日度数据，并利用 DCC-MIDAS 模型深入探究了人民币在该地区的汇率波动特征，以及它与短期和长期经济变化之间的关联性。

## 2. 文献综述

货币互换对国际贸易影响的研究，主要从利益和成本两个视角展开。关于收益方面，薛静芸(2011)指出，货币互换协议的签署将促进国际贸易，主要因为协议能在一定程度上减轻外汇风险，并能够直接促进双边贸易，增加贸易总量。随着国际货币互换协议经济规模的扩大，也有助于推动全球市场经济发展，进而加速全球化进程，促进经济文化多样性以及跨国投资。2007 至 2017 年期间与我国签订货币互换协议的 33 个国家或地区的双边贸易数据，并运用系统 GMM 方法展开深入研究，最终得出的结论表明，签署该协议能够产生贸易创造效应。这一进程也推动了国际人民币支付的使用范围[1]。在一些发展中国家，协议资金可用于国际贸易投资，从而提高双边贸易的整体规模。有学者深入分析了金融危机后东亚地区双边货币互换协议的签署，指出中国借此机会参与东亚投资市场并推动人民币在海外的推广，同时促进了双边贸易[2]。

现有研究主要关注以下几个关键事件：1) 2005 年，中国将汇率制度从与美元挂钩改为参考一篮子货币，这一改革有效减少了亚洲货币对美元的依赖，为人民币成为区域“锚”货币奠定了基础[3] [4]；2) 2015 年“8.11”汇率改革引入了市场供求因素来决定人民币兑美元的中间价，有学者采用协整 VAR 模型以及规则 Copula 模型等，研究了人民币与一篮子货币的尾部依赖关系，发现改革后人民币与欧元的依赖性增强，而与美元的依赖有所下降[5]；3) 2016 年 10 月，人民币正式纳入特别提款权(SDR)。

在货币互换协议的成本方面，已有研究提出了以下几个观点。货币互换协议能够有效降低外汇交易风险、稳定双边贸易、吸引外资，并有助于提升全球市场对人民币的信任度。早期的研究主要聚焦于货币互换的目的、作用以及理论和应用，普遍认为，双边本币互换协议有助于促进资金流动、增强金融风险抵御能力、维护金融稳定[6] [7]。这种协议也便利了对外投资。随着经济的发展，货币互换协议逐渐呈现本币互换的新趋势[8]，例如中国通过与多个国家央行签订双边协议，增强人民币的流动性[9]，进一步推动人民币国际化[10]。

签署货币互换协议能够增强投资者对金融市场的信心，避免“羊群效应”，同时也有助于促进双边贸易和投资[11]。以中菲双边贸易为例，发现两国的货币互换协议对双边贸易增长产生了积极影响[12]。自与中国签署货币互换协议之后，规模较小的经济体、处于贸易逆差状态的经济体以及外汇储备相对较少的经济体均从中受益。具体表现为在与中国签署协议后，这些经济体对中国的出口在其总出口中所占的份额有所增加，而且货币互换协议对伙伴国出口方面的影响程度要大于其对伙伴国进口方面的影响[13]。

进一步的研究表明，中国与某些国家签署的货币互换协议对双边进出口贸易产生了显著的正向影响。双边互换协议的实施不仅增加了总体贸易量，还有效促进了双边贸易量较小的国家之间的贸易发展。随着我国与这些国家经济关系的日益紧密及贸易量的逐年增加，缺乏双边本币互换协议可能使贸易受到美元汇率波动的影响，从而增加外部金融风险 and 不确定性。通过本币互换，能够去除美元作为中介货币，直接以双方本币进行结算，降低汇兑风险，促进国际贸易的发展[14]。

同时，中国通过与其他国家的中央银行或货币当局签署双边本币互换协议，旨在促进本币互换、加强区域金融危机预防与处理，提升国际信任与合作，减少双边经贸合作中的信息不对称，推动人民币的国际化。双边本币互换协议已经成为人民币国际化的重要工具之一。大量研究表明，人民币国际化对中国贸易条件产生了积极影响，因此，双边本币互换协议也有助于促进国际贸易。

通过对相关文献的梳理可以发现,国内外学者对双边货币互换协议进行了大量研究,为本文后续的实证分析提供了重要的理论依据。然而,现有研究也存在一些不足,主要表现在以下几个方面:第一,双边货币互换协议的研究历史较短,相关数据的时间跨度较小,影响力有限;第二,大多数文献主要从金融角度分析双边货币互换协议的影响,关于其对贸易的影响研究较少;第三,虽然已有研究探讨了中国双边货币互换协议对个别国家双边贸易的影响,但对其在区域性双边贸易中的影响研究尚显不足。

本文旨在通过对中国货币互换协议与相关国家双边贸易额之间的关系进行定量实证分析,探讨中国货币互换协议是否对相关国家的双边贸易额产生实质性影响,从而在新的视角下应用和发展以往的研究成果。随着相关倡议的发展,人民币的流入受到了相关协议所带来的更多的影响。为了更好地研究人民币流入这些协议所带来的影响,我们采取 DCC-MIDAS 模型,它可以把人民币的流入流出情况划分为长期和短期,并运用大量的高频数据,以更准确地评价这些地区的人民币流入流出情况。这种方法可以更好地反映汇率联动效应在不同时间尺度下的变化特征,并为我们提供一个更为细致和准确的视角来理解相关背景下的人民币与签署货币互换协议沿线国家货币的互动关系。

### 3. 模型构建

遵循 Colacito 的做法,通过使用 MATLAB 软件,采用 DCC-MIDAS 模型的两步法进行估算建模。GARCH-MIDAS 模型能够提取变量波动的两个组成成分,分别与短期和长期波动有关,其中 GARCH 成分是基于日度资产回报的短期成分,它围绕一个长期成分波动[15]。长期成分以月、季或年为单位来计算已实现波动率。MIDAS 加权方案可以提取出每日波动率周围缓慢波动的长期成分。将提取出的 MIDAS 成分与宏观经济联系起来,这样该模型可以有效刻画市场中的混频成分波动,亦能分析多市场间的动态条件相关性,是一个可以充分挖掘高频数据信息,带有长期成分和短期成分的动态相关模型。首先,考虑由 14 国美元兑相应国家汇率组成的向量:

第一步,使用广义自回归条件异方差-混频抽样(GARCH-MIDAS)模型进行估计单变量条件波动率模型的参数。该模型可将布伦特原油及清洁能源回报分解成短期波动成分和长期波动成分,作为一种特殊的波动率模型,其形式分别如公式(1)所示:

$$r = \mu + \sqrt{m \cdot g} \xi, \forall_i = \tau N, \dots, (\tau+1)N_v \quad (1)$$

$g$  表示各国汇率的分量,  $m_\tau$  表示原油及清洁能源收益率的长期方差分量。  $N_v$  表示  $m_\tau$  被固定的天数。  $i$ 、 $\tau$  表示两个时间尺度,短期分量每天移动而长期分量每  $N_v^\tau$  天变化一次。

$$g_t = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{(r_{t-1} - \mu)^2}{m_\tau} + \beta g_{t-1} \quad (2)$$

其中,  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$  且  $\alpha + \beta < 1$ 。这保证 GARCH 模型较好地描述金融市场的短期及长期波动(Engle et al., 2005)。

长期波动成分  $m_\tau$ 、 $m_\tau$  可由低频宏观变量或已实现波动率(Realized Variances, RV)来刻画。

### 4. 数据选取

2023 年 10 月 10 日中国国务院新闻办公室发布的《共建“一带一路”:构建人类命运共同体的重大实践》白皮书称“中国已与 20 个‘一带一路’共建国家及地区签署双边货币互换协议。”基于数据可获得性并剔除数据不全的 7 个国家,本研究选取了沿线签订货币互换协议的 14 个主要国家及地区(包括中国)的美元兑本国货币汇率日度交易数据。样本时间范围为 2005 年 1 月 2 日至 2024 年 3 月 31 日,数据来源于 Wind 数据库和同花顺。由于各国交易日不一致,直接删除缺失值可能会导致时间序列不连续,因

此我们采用了用前后交易日的平均值填补节假日缺失值的方法。

#### (一) 数据预处理

为了提高计算精度，我们对各国货币汇率数据进行了对数一阶差分处理，并将其放大 1000 倍，转化为收益率。这种处理有助于更精确地捕捉汇率波动的细微变化。

#### (二) 描述性统计

**Table 1.** Descriptive statistics

**表 1.** 描述性统计

| 国家     | 货币符号 | 标准差    | 偏度      | 峰度     | JB 检验   | ADF 值   | ADF P 值 |
|--------|------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|
| 中国     | CNY  | 1.991  | 0.05    | 14.888 | 28396   | -71.785 | 0.001   |
| 新加坡    | SGD  | 2.858  | 0.057   | 10.455 | 16242   | -87.076 | 0.001   |
| 乌克兰    | UAH  | 10.141 | -9.692  | 443.68 | 568480  | -96.531 | 0.001   |
| 马来西亚   | MYR  | 4.119  | -0.481  | 77.507 | 162220  | -89.442 | 0.001   |
| 巴基斯坦   | PKR  | 3.686  | 0.198   | 12.743 | 27780   | -90.832 | 0.001   |
| 泰国     | THP  | 4.331  | -1.334  | 40.089 | 403990  | -89.407 | 0.001   |
| 哈萨克斯坦  | KZT  | 0.408  | 0.311   | 66.07  | 116230  | -102.79 | 0.001   |
| 乌兹别克斯坦 | UZS  | 6.531  | -21.25  | 802.11 | 18710   | -84.423 | 0.001   |
| 白俄罗斯   | BYN  | 9.011  | -55.773 | 4045.6 | 477840  | -86.794 | 0.001   |
| 俄罗斯    | RUB  | 5.977  | 1.651   | 1476.9 | 634690  | -86.55  | 0.001   |
| 塞尔维亚   | RSD  | 10.263 | -1.948  | 79.815 | 172840  | -85.297 | 0.001   |
| 埃及     | EGP  | 14.883 | -10.527 | 1610   | 7546000 | -82.2   | 0.001   |
| 南非     | ZAR  | 8.777  | -0.325  | 7.933  | 7233.4  | -84.178 | 0.001   |
| 斯里兰卡   | LKR  | 4.321  | -5.686  | 180.08 | 9198900 | -88.51  | 0.001   |

在模型引入之前，我们首先对每个国家的汇率收益率  $r$  进行了平稳性检验。表 1 显示了收益率残差序列的主要统计特征。从中可以看出，埃及、塞尔维亚及乌克兰的汇率波动幅度相对较大(标准差超过 10)，这在一定程度上与各国的汇率制度有关。同时，所有国家的汇率收益率均呈现“尖峰厚尾”特征(峰度大于 6)，且 Jarque-Bera 检验结果显示这些收益率不服从正态分布。ADF 单位根检验结果表明，这些序列都是平稳的。因此，本文所选汇率收益率的变动状态符合 GARCH 模型的特征。

## 5. 实证结果

通过采用 DCC-MIDAS 模型的两步参数估计方法，我们可以从 14 个国家的货币汇率收益率序列中获取边缘分布信息。接下来，我们将采用最大似然法，对这些国家的货币汇率进行参数估计，从而确定它们之间的短期和长期动态相关性。经过研究“一带一路”倡议的实施，我们可以更加清楚地了解人民币与沿线国家货币汇率之间的相互影响和发展趋势。

在对各国进行 Granger 因果检验后，由于篇幅有限，仅列出结果显著的几个国家及地区的实证结果。根据表 2 的数据，Granger 因果检验的分析结果表明，当人民币汇率受到一定程度的正面影响时，6 个国家及地区的货币汇率都呈现出积极的趋势，分别为白俄罗斯、埃及、斯里兰卡、塞尔维亚、巴基斯坦以及哈萨克斯坦，表 2 中所列数据几乎都在 1% 水平下显著，充分说明了人民币与上述 6 国及地区的货币汇



率存在联动关系。根据前人研究结果，我们将进一步利用 DCC-MIDAS 模型，以人民币和其他 6 个国家的货币为研究对象，深入探索汇率之间的动态关系。

**Table 2.** Granger causality test data  
**表 2.** 格兰杰因果检验数据

| 货币符号 | CNY                  | BYN                 | EGP                | LKR                 | RSD                |
|------|----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| CNY  |                      | 8.034***<br>(0.000) | 4.059**<br>(0.017) | 5.925***<br>(0.003) | 3.088**<br>(0/046) |
| PKR  | 22.081***<br>(0.000) |                     |                    |                     |                    |
| KZT  | 5.855***<br>(0.003)  |                     |                    |                     |                    |
| BYN  | 3.503**<br>(0.030)   |                     |                    |                     |                    |

(一) GARCH-MIDAS 模型的估计

在模型中，我们使用固定时窗法来设置已实现变差 RV，参考了现有文献的方法[15]。为提高模型拟合效果，我们将固定窗宽期 N 设置为 30 个月，并采用 Beta 滞后多项式函数形式。滞后阶数选择依据 VAR 模型的估计结果，设定为 8。表 3 展示了第一步的参数估计结果。

**Table 3.** GARCH-MIDAS estimation results  
**表 3.** GARCH-MIDAS 估计结果

| 货币符号 | $\mu$     | $\alpha$ | $\beta$  | $\theta$  | $\omega$ | m        |
|------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| CNY  | 0.017     | 0.153*** | 0.847*** | -0.060*** | 1.771*** | 8.402    |
| PKR  | 0.569***  | 0.075*** | 0.925*** | 1.223***  | 8.915*** | 27.722   |
| KZT  | 0.028***  | 0.367*** | 0.631*** | 1.011***  | 1.001*** | 10.627   |
| BYN  | 0.055     | 0.022*** | 0.978*** | 0.012     | 1.152*** | 9.076*** |
| HKD  | -0.849*** | 0.506*** | 0.494*** | -0.037*** | 3.027*** | 2.294    |
| EGP  | 0.024**   | 0.112*** | 0.855**  | 0.181***  | 2.623    | 1.513    |
| LKP  | 0.092***  | 0.538**  | 0.181*** | 2623**    | 1.513**  | 1.670    |
| PSD  | 0.173**   | 0.092*** | 0.883*** | 0.128*    | 1.235    | 5.065    |

根据表 3 的结果，首先，参数  $\omega$  的系数估计值揭示了月度已实现波动率对汇率动态的最佳贡献权重，所有序列的  $\omega$  估计值均显著为正且大于 1，说明权重随着时间的推移逐渐减少。这表明各国能够及时应对货币汇率波动，自从货币互换协议签订以来，汇率越来越稳定；其次，各国  $\alpha + \beta$  的值小于且接近于 1，基本都在 1% 水平下显著，说明 GARCH-MIDAS 模型能够较好地对各国货币汇率的波动效果进行拟合；最后，本文最重要的参数之一为  $\theta$ ，由表中可以看出，货币互换协议的签订对其余 5 国货币汇率的签订产生了正面影响，增强了汇率的长期波动，而汇率的波动增强反而会促进中国对与其签订货币互换协议的贸易伙伴的贸易，这主要是因为货币互换协议的签订为贸易伙伴规避了汇率波动风险，便利了双边贸易的开展，在双方达成货币互换协议后，于贸易结算环节能够依据固定汇率申请采用出口方货币进行结

算，这极大地削减了汇率风险。故而，即便汇率波动风险呈上升态势，双方的贸易往来仍有增长的可能性。

## (二) DCC-MIDAS 模型的估计

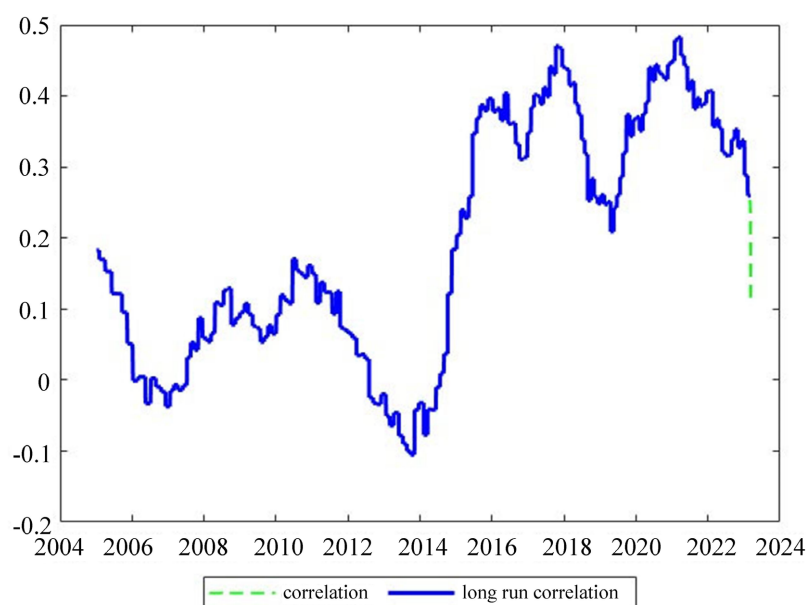
根据 DCC-MIDAS 模型的第二步，通过 GARCH-MIDAS 得到的方差来计算 DCC-MIDAS 模型中的相关系数，结果如表 4 所示。

**Table 4.** DCC-MIDAS estimation results

**表 4.** DCC-MIDAS 估计结果

| 模型        | a       | b       | w        |
|-----------|---------|---------|----------|
| DCC-MIDAS | 0.074** | 0.053** | 1.001*** |

表 4 中参数  $w$  在 1% 的置信水平下显著，参数估计值为 1.001 为正值，表明历史汇率波动影响了 6 国及地区货币间的动态相关性。 $w$  的显著性和估计值突显了月度相关性对长期相关性的影响，表明人民币在“一带一路”沿线部分签订货币互换协议的国家中已形成一定汇率影响力，联动关系具有一定抗干扰性，货币互换协议的签订对白俄罗斯、埃及、斯里兰卡、塞尔维亚、巴基斯坦以及哈萨克斯坦的货币汇率有显著的相关关系，货币互换协议的签订对中国及上述各国的货币汇率有显著影响。根据图 1，相关性曲线呈上升趋势，说明货币协议的签订增强了我国与“一带一路”相关国家及地区之间的联系。



**Figure 1.** Graph of Conditional correlation coefficient

**图 1.** 条件相关系数图

基于这些估计结果，我们进一步分析了各国货币汇率收益率的长期波动成分、条件方差及其长短期动态相关性。图 1 展示了 2005 年 3 月 1 日至 2024 年 3 月 31 日期间人民币的条件波动率及与 7 国货币汇率收益率的条件相关系数，以观察其对人民币汇率的影响。

## 6. 结论与对策建议

本文以双边货币互换协议及双边进出口贸易数据为研究对象，利用沿线 15 个主要国家及地区(含中

国)的货币汇率日度数据,构建了基于 GARCH-MIDAS 模型扩展的 DCC-MIDAS 模型,研究了人民币与这些国家货币的汇率联动性。主要结论如下:

首先,通过格兰杰因果检验的估计结果发现,在选定的 14 个国家及地区中,人民币与白俄罗斯、埃及、斯里兰卡、塞尔维亚、巴基斯坦以及哈萨克斯坦的货币存在汇率波动的因果影响关系。这一结果表明,人民币在这些地区已经形成了一定的辐射效应,尤其是对与中国经贸合作紧密的国家,包括进出口贸易水平较高或签署了货币互换协议的国家。

其次,使用 DCC-MIDAS 模型通过两步法分析了中国与相关国家之间货币互换的贸易效果,并得出了以下结论:从签订货币互换协议后的贸易变化来看,人民币与多个签署了货币互换协议的国家货币的相关性呈上升趋势。总体而言,货币互换协议对进出口贸易有一定的积极影响,双边货币互换规模与双边进出口贸易之间存在中等程度的正相关。基于这些观察,为了扩大人民币的使用范围、巩固其全球地位并保障我国的进出口贸易,提出如下建议:

1) 在国际合作平台的支持下,应积极扩大货币互换协议的签署范围。相关倡议为推动双边货币互换协议的签署提供了良好契机,研究表明,这些协议能够显著促进区域贸易的增长。因此,我们应充分利用这一平台。目前,我国已与多个国家达成双边本币互换协议,这不仅有效扩大了人民币在境外的使用范围,也提升了其在跨境支付中的功能。基于此,我国应依托相关倡议,积极推动国际金融合作,构建长期可持续的投融资体系。具体措施包括加大政策性与合作性金融支持,扩大合作方的数量,拓宽融资渠道,创新融资模式,完善投融资机制。

2) 适度扩大央行货币互换规模与额度,以改善贸易效果。目前,我国货币互换协议的规模较为有限,协议的额度与期限直接影响着其对贸易的促进作用。适度提高货币互换的规模,有助于更有效地推动国际贸易,但额度需要合理控制,以确保其正向效应的最大化。央行应制定清晰的操作流程和贷款要求,完善资金启动机制,确保协议国能够更加高效地使用额度进行结算。这不仅能够促进双边贸易,还能推动人民币逐渐成为主要的国际贸易计价货币。具体措施包括:建立标准化、长期有效的货币互换制度,提升本币在境外的流动性;制定固定格式的协议文本,以提高协议签署的效率;并适度延长货币互换协议的有效期限。分析表明,人民币与相关国家签订货币互换协议在推动双边关系方面具有积极作用,不仅改善了进口国的福利,还体现了中国对合作国家的支持。

3) 持续关注发展中国家市场,平衡进出口贸易依存度。在经济发展初期,中国大规模吸引了先进国家的工业转移,且与发达国家的贸易占据主导地位。然而,随着贸易保护主义的抬头和产业结构的升级调整,发达国家间的贸易摩擦日益增多,相应的政策倡议也随之产生。为了应对这一挑战,中国积极在发展中国家地区进行资本投入,开拓新兴市场,并通过向这些国家输出过剩产能来平衡与发达国家的贸易依赖。人民币在这些地区的认可度较高,未来中国应进一步加强与这些国家的人民币合作,推动人民币在国际市场的自由流动,助力人民币国际化进程的推进。

## 参考文献

- [1] 林乐芬,付舒涵.中国货币互换协议缔结的驱动因素与双边贸易联动效应研究[J].世界经济与政治论坛,2020(1): 128-149.
- [2] 杨权.全球金融动荡背景下东亚地区双边货币互换的发展——东亚金融合作走向及人民币角色调整[J].国际金融研究,2010(6): 30-40.
- [3] 丁剑平,杨飞.人民币汇率参照货币篮子与东亚货币联动的研究[J].国际金融研究,2007(7): 36-42.
- [4] 李晓,丁一兵.人民币汇率变动趋势及其对区域货币合作的影响[J].国际金融研究,2009(3): 8-15.
- [5] 胡根华.中国-东盟金融市场的结构相依与极值风险:基于“一带一路”的背景[J].管理工程学报,2019,33(2): 18-27.
- [6] 何剑,赵雯,魏涛,等.货币政策与汇率制度对国际收支的影响研究[J].价格理论与实践,2022(4): 110-114.



- 
- [7] 伍戈, 刘琨. 探寻中国货币政策的规则体系: 多目标与多工具[J]. 国际金融研究, 2015(1): 15-24.
- [8] 鲁科技, 王晓芳. 双边货币互换对外商直接投资的影响研究[J]. 金融市场研究, 2023(12): 44-57.
- [9] 李夏玲, 申之峰, 刘宁. 人民币汇率变动与中国对外直接投资的非线性动态效应分析——基于 NARDL 模型分析[J]. 当代经济管理, 2020, 42(7): 92-97.
- [10] 宋楠, 唐欣语. 美联储的货币互换机制[J]. 中国金融, 2015(19): 92-94.
- [11] Su, W. and Liu, W. (2023) Exploring the Ways to Promote the Development of Bilateral Trade China and the Philippines. *American Journal of Industrial and Business Management*, **13**, 778-792. <https://doi.org/10.4236/ajibm.2023.137043>
- [12] Casarin, R., Sartore, D. and Tronzano, M. (2017) A Bayesian Markov-Switching Correlation Model for Contagion Analysis on Exchange Rate Markets. *Journal of Business & Economic Statistics*, **36**, 101-114. <https://doi.org/10.1080/07350015.2015.1137757>
- [13] 曹强, 曾国庆. 双边互换协议对双边贸易的影响——基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J]. 华北电力大学学报(社会科学版), 2019(4): 36-44.
- [14] Engle, R.F., Ito, T. and Lin, W. (1990) Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market. *Econometrica*, **58**, 525-542. <https://doi.org/10.2307/2938189>
- [15] 田萍, 张屹山. 缺失数据下 ARMA(1, 1)模型的估计方法[J]. 中国管理科学, 2008(2): 132-139.