

人民币对印尼卢比的隐性货币锚效应实证研究 ——基于“一带一路”视角^{*}

● 睦 川¹, 傅建雯²

(1. 厦门软件职业技术学院 外语外贸系, 福建 厦门 361024; 2. 厦门理工学院, 福建 厦门 361024)

摘 要:在“一带一路”倡议应者云集和人民币国际化大势所趋的背景下,主要研究人民币对印尼卢比的隐性货币锚效应。通过建立货币锚回归模型,采用 VAR 模型的脉冲响应,构建结构突变模型等方式,对人民币目前是否已成为卢比的隐性货币锚和“一带一路”倡议上升为国家战略影响人民币成为卢比货币锚的显著性进行实证检验。结果表明:人民币已经事实上成为卢比最重要的隐性货币参照锚;“一带一路”倡议上升为国家战略显著加快了人民币升格为卢比隐性货币锚的进程。建议政府现阶段应持续推进人民币汇率制度改革,建立人民币—卢比汇率稳定协调机制,不断拓展“一带一路”国家的货币合作空间。

关键词:“一带一路”;人民币;卢比;货币锚

中图分类号:F822

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)03-078-08

一、研究背景

“一带一路”下的“21 世纪海上丝绸之路”国家倡议与东南亚各国对接发展战略对人民币国际化提出了更为紧迫的需求,人民币国际化也需要该倡议在东南亚的实施过程中提供更为广阔的平台。因此,在“一带一路”框架内推动人民币国际化,可以为彼此注入新的活力源泉和设置合理的推进线路,这其中,人民币国际化的重要基石是人民币周边化和区域化。印尼作为“21 世纪海上丝绸之路”的首倡之地和东盟十国面积最大的国家,其国土面积、人口数量和经济总量均占到东盟十国的 40% 左右,在区域乃至全球经济中都占据重要分量。因此,关注周边国家、聚焦东盟印尼是我国提高对外开放层次和质量的必要举措。

郑和下西洋在印尼三宝垄登陆,开辟古代海

上丝绸之路,疏通中印两国的经贸通道并确立了基本的商贸规则:既出口实物商品,也带去中国货币,成为促成历史上我国货币在该地区具有较大影响力的重要历史因素。“21 世纪海上丝绸之路”国家倡议紧密对接印尼等“一带一路”枢纽国家的根本利益和发展战略,在《中国—东盟全面经济合作框架协议》和《清迈协议》的共同支撑下,2018 年中国与印尼双边商品进出口额为 724.8 亿美元,同比增长 23.7%^[1]。中国作为印尼的第一大贸易伙伴,与印尼签订了 2 000 亿人民币规模的本币互换协议。2019 年印尼央行表示将继续加大人民币在双边投资贸易的使用比重,必将进一步促进人民币跨越作为中印双边经贸往来的计价货币和结算媒介的阶段,成为其重要的外汇战略储备,乃至上升为卢比汇率形成机制参考的隐性货币锚之一。因此,立足于“一带

。收稿日期:2019-02-17

基金项目:福建省中青年教育科研项目(JAS171252)。

作者简介:睦川(1988—),男,福建厦门人,助教、中级经济师,研究方向:国际金融汇率与货币;傅建雯(1965—),女,福建厦门人,高级会计师,研究方向:财务与会计。

一路”大框架下的“21 世纪海上丝绸之路”倡议,研究人民币对卢比隐性货币锚(Invisible Anchor Currency)^①效应,有助于考究人民币国际化的微观基础,用人民币局域化措施的真实效果为人民币国际化动向提供实证参考依据;有助于中国与沿线各国展开错综复杂背景下的金融合作和货币互换,提升人民币的区域向心力和影响力,这对人民币从周边化、区域化到国际化和“一带一路”倡议向纵深落实都具有重要的基础理论意义和现实应用价值。

二、文献综述

货币锚按表现形式可划分为显性锚和隐性锚,按锚定对象可划分为实物锚和信用锚,其中信用锚又可划分为货币篮子和一篮子商品。本文主要研究货币篮子为锚定对象的隐性锚。对于人民币货币锚效应的度量研究,当前学术界主要可以分为以下三大方向。

第一大方向主要基于一价定理和最优货币区理论,运用购买力平价即 PPP 检验人民币是否具备充当货币锚的条件以及是否已成为区域货币锚。基本思路是利用一组样本国家的宏观经济变量来解释汇率的变动,PPP 模型成立则说明人民币对其他样本国货币具备隐性锚效应。Enders & Hum(1994)^[2]提出 G-PPP(广义购买力平价)理论,认为如果不同国家的货币供给等关键因素高度相似,即使其他经济要素迥异,汇率也会呈现出相似走势。方霞、陈志昂(2009)^[3]在 G-PPP 模型的基础上发现人民币在金融危机后事实上已经成为东亚货币区的隐性锚。王颖、李甲稳(2015)^[4]也基于 G-PPP 模型和最优货币区理论,实证分析得出人民币存在成为东盟地区隐性货币锚的可能性。

第二大方向是 Fratzscher & Arnaud(2012)^[5]研究人民币在亚洲货币区的角色时使用的事件分析法,借助亚洲各大经济体的外汇市场和货币汇率对人民币汇率波动的敏感性,得出人民币在亚洲货币区是否为“驻锚”货币以及锚效应的强弱。杨荣海、李亚波(2017)^[6]在

面板数据基础上,结合利率平价理论,讨论了资本账户开放这一事件对人民币国际化货币锚地位的影响,得出资本账户开放速度的加快有利于提升人民币隐性货币锚地位。唐勇、钟莉、朱鹏飞(2018)^[7]采用 TVP-VAR 模型分析认为美国次贷危机和欧债危机这两次重大事件造成了风险传染,显著影响了人民币对港币、澳元和新台币的汇率波动情况。

第三大方向主要从名义汇率角度并肇基于 Francle & Wei(1994)^[8]构建的货币锚效应回归模型。张大威、谢宝剑(2014)^[9]、蔡彤娟、陈丽雪(2017)^[10]在此模型基础上检验人民币与港澳台三地货币的联动效应,得出后金融危机时代人民币已成为三地的隐含货币锚的结论。杨克斯等(2015)^[11]在此模型基础上测算回归系数,初步分析人民币所占东盟国家货币篮子的比重情况,并得出人民币事实上已经成为 CAFTA 地区的隐形货币锚的结论,对东盟国家货币汇率的形成起到重要作用。李青(2012)^[12]却认为虽然部分东盟国家货币与人民币建立了较稳定的联系,但该区域内美元本位制并没有退位,人民币短期内无法接棒美元成为区域货币锚。

从现有文献来看,关于人民币货币锚的相关研究对象多为港澳台三地以及东亚地区的多种货币组合,研究重整体、轻特色个体,面广而不深、多而不精,无法全面深入地体现“一带一路”特别是“21 世纪海上丝绸之路”沿线国家和地区的单货币与人民币的联动效果,也无法研判人民币为单一币种货币锚存在与否。此外,现有的部分研究采取孤立静态的角度展开实证,其他部分研究虽能从动态时变的视阈建立模型,但时间界点多为 1997 年或 2008 年的金融危机和 2005 年的人民币汇改,未能将“一带一路”倡议带来的国内国际政策联动视为结构突变的临界点,难以与时俱进地体现新时代国家全球倡议在人民币国际化领域和货币金融开放局面的努力和成效。

有鉴于此,本文主要在以下三个方面展开创

① 隐性货币锚,即区域性乃至国际性的货币竞争实现的实际均衡结果,但属于非官方且不公开的状态。

新性探究:一是以“一带一路”东向海线上重要的枢纽印尼的货币卢比作为测试对象,利用货币锚回归模型和 VAR 模型的脉冲响应实证分析人民币目前是否已成为卢比的隐性货币锚;二是在货币锚回归模型的基础上,以 2013 年 11 月“一带一路”倡议上升为国家战略作为时间和事件界点,引入虚拟变量,实证分析中印“一带一路”务实合作影响人民币成为卢比隐性货币锚的显著性。三是结合“一带一路”国家倡议,将人民币对卢比发挥出的隐性货币锚效应的相关经验总结、改进并应用到“一带一路”沿线国家,真正践行人民币周边化、区域化和国际化“三步走”战略和“一带一路”国家倡议。

三、数据处理与模型设定

(一)变量阐述与数据优化

1. 变量选取与数据来源

选取国际清算银行(BIS)数据库提供的 2008 年 1 月至 2019 年 1 月共 133 组月度实际有效汇率指数序列,考证人民币是否已经成为卢比的隐性“驻锚”货币以及 2013 年 11 月的“一带一路”倡议上升为国家战略带来的中印全面合作是否对前述结果产生显著影响。由于研究主要基于国际货币汇率的波动溢出效应,因此控制变量除卢比和人民币的实际有效汇率指数外,添加了 SDR 货币篮子里美元、欧元、日元和英镑四种货币的实际有效汇率指数,其他非国际通用性货币的影响因素由残差变量来体现,以实现模型方程的周密性。通过对六种货币汇率指数做自然对数化处理(表示为 LN+货币简称),实现数据之间的可比性,并采用 X-12 方法对数据做季节调整以剔除季节性变化带来的影响。各变量名称和符号如表 1 所示。

2. 描述性统计

| 表 1 变量名称与符号 | | | | | |
|-------------|------|-------|------|------|-------|
| 货币名称 | 货币符号 | 使用符号 | 货币名称 | 货币符号 | 使用符号 |
| 卢比 | IDR | LNIDR | 人民币 | CNY | LNCNY |
| 美元 | USD | LNUSD | 欧元 | EUR | LNEUR |
| 日元 | JPY | LNJPY | 英镑 | GBP | LNGBP |

| 表 2 各币种汇率处理值序列的描述性统计 | | | | | | |
|----------------------|----------|-----------|----------|----------|----------|----------|
| | LNIDR | LNCNY | LNUSD | LNEUR | LNJPY | LNGBP |
| Mean | 4.438883 | 4.720238 | 4.643836 | 4.579630 | 4.438591 | 4.645857 |
| Median | 4.417756 | 4.738652 | 4.614031 | 4.576359 | 4.374498 | 4.619566 |
| Maximum | 4.628984 | 4.875732 | 4.785657 | 4.697932 | 4.708899 | 4.789573 |
| Minimum | 4.218625 | 4.504023 | 4.532815 | 4.464643 | 4.217741 | 4.543827 |
| Std. Dev. | 0.125861 | 0.104547 | 0.076455 | 0.056838 | 0.141624 | 0.059983 |
| Skewness | 0.026016 | -0.256464 | 0.360383 | 0.255832 | 0.370953 | 0.720472 |
| Kurtosis | 1.417635 | 1.819186 | 1.668980 | 2.318532 | 1.652809 | 2.345914 |
| Jarque - Bera | 12.69660 | 4.024355 | 13.10796 | 13.87716 | 12.69660 | 4.024355 |
| Probability | 0.001750 | 0.133697 | 0.001424 | 0.000970 | 0.001750 | 0.133697 |

由表 2 可知,六个时间序列中,除日元、卢比和人民币的汇率波动幅度相对较大,而其他三种货币的汇率波动幅度相对较小,标准差控制在 0.1 以内。从偏度系数来看,除人民币略显左偏倾向外,其余货币均略微右偏。通过峰度系数,可以看出六

个币种的时间序列数据显示出大体均匀分布的走势特征。从 Jarque - Bera 值和其概率值可以得出,在 5% 显著性水平下,除人民币和英镑汇率序列接受服从正态分布的原假设外,其他四种货币的汇率序列均不能接受服从正态分布的原假设。

(二)模型设定

Francle & Wei(1994)^[8]开创了货币锚回归研究领域的先河,其在研究东亚国家在汇率改革时是否由盯住美元转变为盯住日元时创造性地构建了货币锚模型,来测算当时主要国际通货在东亚国家货币篮子里的权重。该模型的基本构建思路是借助名义汇率的高频月度或日度数据,假定 n 种主流货币是某样本国家汇率形成参考货币篮子的组成部分,通过该计量模型分析这 n 种通用货币的汇率变化对该样本国家汇率变化的影响度,以测算所选货币是否为该国的锚货币以及该货币在样本国参考货币篮子中的比重。原始模型如下:

$$e_t^{EASF} = a_1 + a_2e_t^{DSF} + a_3e_t^{YSF} + a_4e_t^{MSF} + \mu_t \quad (1)$$

其中,EASF、DSF、YSF、MSF 分别代表东亚各国货币、美元、日元和马克与瑞士法郎的比价汇率,a₁表示截距项,a_i(i=2、3、4)表示各解释变量的回归系数,μ_t表示残差变量,以此衡量美元、日元和马克在东亚各国货币篮子里的权重。

在辩证性地参考该模型的基础上,研究将SDR 货币篮子里五种货币也即当今世界最具有影响力的五种货币替代(1)式中三种货币,采用国际清算银行(BIS)数据库中的实际有效汇率指数来替代(1)式中以瑞士法郎作为中间比价货币

得出的汇率。建立货币锚模型方程(2):

$$LNIDR_t = a_1 + a_2LNCNY_t + a_3LNUSD_t + a_4LNEUR_t + a_5LNJPY_t + a_6LNGBP_t + \mu_t \quad (2)$$

四、实证分析与检验

实证分析人民币对卢比是否具有隐性货币锚效应,首先要检验样本数据序列的稳定性;然后分析各组数据之间的协整关系,构建基于长期协整关系的货币锚回归模型方程,此时回归方程的解释变量系数可作为初步研判人民币是否为卢比隐性“驻锚”货币的依据;最后利用 Granger 因果关系检验和基于 VAR 模型的脉冲响应路径做出终极裁定。

实证检验 2013 年 11 月“一带一路”倡议上升为国家战略带来的中印“一带一路”全面合作作为界点对人民币成为卢比隐性货币锚产生影响的显著性,需要引入虚拟变量并与解释变量乘积交互,以此构建结构突变方程模型来加以判定。

(一)时间序列稳定性检验

为消除单位根对建立货币锚回归模型方程的影响,采用 ADF 单位根检验方法检验包括解释变量和被解释变量的时间序列数据是否稳定,检验结果如表 3 所示。

表 3 2008 年 1 月—2019 年 1 月各变量及其一阶差分检验结果

| 变量 | 方式(C,T,K) | t 统计量 | 10% 临界值 | 5% 临界值 | 1% 临界值 | P 值 |
|---------|-----------|------------|---------|---------|---------|--------|
| LNIDR | (C,T,3) | -2.5953 | -3.1473 | -3.4450 | -4.0307 | 0.2832 |
| Δ LNIDR | (C,T,0) | -9.3398*** | -3.1470 | -3.4444 | -4.0295 | 0.0000 |
| LNCNY | (C,T,1) | -2.4069 | -3.1470 | -3.4444 | -4.0295 | 0.3743 |
| Δ LNCNY | (C,T,0) | -7.5849*** | -3.1470 | -3.4444 | -4.0295 | 0.0000 |
| LNUSD | (C,0,1) | -1.4523 | -2.5786 | -2.8835 | -3.4808 | 0.5546 |
| Δ LNUSD | (C,0,0) | -7.2965*** | -2.5786 | -2.8835 | -3.4808 | 0.0000 |
| LNEUR | (C,T,0) | -1.9934 | -3.1469 | -3.4442 | -4.0290 | 0.5992 |
| Δ LNEUR | (C,T,0) | -9.6844*** | -3.1470 | -3.4444 | -4.0295 | 0.0000 |
| LNJPY | (C,0,1) | -1.5053 | -2.5786 | -2.8835 | -3.4808 | 0.5279 |
| Δ LNJPY | (C,0,0) | -7.5856*** | -2.5786 | -2.8835 | -3.4808 | 0.0000 |
| LNGBP | (C,0,0) | -2.5022 | -2.5785 | -2.8834 | -3.4804 | 0.1172 |
| Δ LNGBP | (C,0,0) | -9.8633*** | -2.5786 | -2.8835 | -3.4808 | 0.0000 |

注:Δ表示变量的一阶差分形式;检验方式(C,T,K)中的 C 表示截距项,T 表示趋势项,K 表示最大滞后阶数;*表示在 10% 水平下显著,**表示在 5% 水平下显著,***表示在 1% 水平下显著;下同。

由表 3 可知,各变量原始时间序列在 1% 水平下并不显著,变量数据序列均存在单位根,表现不平稳。但经过一阶差分后在 1% 水平下均显著,变量数据序列均不存在单位根,表现平稳,即为一阶单整 I(1)。因此,可以进行下一步协整检验,以判定各变量之间的协整关系是否成立并根据所建货币锚回归模型方程初步研判人民币是否

为卢比的隐性“驻锚”货币。
(二)时间序列协整检验和货币锚方程建立
因为各变量时间序列不平稳,但均为一阶单整 I(1),所以可采用 Johansen 协整检验法,测定各不平稳变量之间是否存在长期均衡关系。对各变量时间序列的残差进行提取并对残差进行 ADF 单位根检验,协整分析结果如表 4 所示。

| 表 4 方程残差变量序列的单位根检验结果 | | | | | |
|----------------------|-------------|---------|---------|---------|--------|
| 变量 | t 统计量 | 10% 临界值 | 5% 临界值 | 1% 临界值 | P 值 |
| Residual | -11.3176*** | -2.5786 | -2.8837 | -3.4812 | 0.0000 |

上述协整检验结果显示,在 1% 显著性水平下,方程残差序列是平稳的。因此,各控制变量之

$$\begin{aligned} \text{LNIDR}_t = & 13.4589 - 0.9915\text{LNCNY}_t - 0.4297\text{LNUSD}_t + 0.1615\text{LNJPY}_t - 0.6949\text{LNEUR}_t + 0.0261\text{LNGBP}_t \\ & (11.3899) \quad (-11.7498) \quad (-6.0553) \quad (3.4499) \quad (-6.6393) \quad (0.3433) \\ & R^2 = 0.9098 \qquad \qquad \qquad P(F - \text{statistic}) = 0.0000 \end{aligned} \tag{3}$$

由于其中一个变量 LNGBP 回归系数的 P 值为 0.7319,远大于 0.05 的显著性水平,所以变量 LNGBP 较为不显著,应该被剔除,最终的货币锚回归方程为:

$$\begin{aligned} \text{LNIDR}_t = & 13.4589 - 0.9915\text{LNCNY}_t - 0.4297\text{LNUSD}_t + 0.1615\text{LNJPY}_t - 0.6949\text{LNEUR}_t \\ & (11.3899) \quad (-11.7498) \quad (-6.0553) \quad (3.4499) \quad (-6.6393) \\ & R^2 = 0.9098 \qquad \qquad \qquad P(F - \text{statistic}) = 0.0000 \end{aligned} \tag{4}$$

从回归方程结果的整体可以看出,2008 年 1 月至 2019 年 1 月为止,在仅允许一个标准误差存在的情况下,卢比对人民币的锚定权重在 SDR 篮子货币中最大,人民币对卢比的单向汇率溢出效应系数为| -0.9915|,远高于美元的系数| -0.4297|和欧元的系数| -0.6949|,可以初步推断当前人民币已成为卢比的隐性锚货币。

(三)时间序列 Granger 因果关系检验
通过对人民币有效汇率指数的时间序列和卢比有效汇率指数的时间序列展开基于各序列一阶单整和长期协整前提条件的 Granger 因果关系检验,可以为更深入检验人民币是否为卢比的隐性“驻锚”货币提供更加确凿的实证证据,检验结果见表 5。

| 表 5 LNIDR 与其他变量的 Granger 因果关系检验结果 | | | |
|-----------------------------------|------------|--------|-----------|
| Null Hypothesis | Lag length | F 统计量 | P 值 |
| LNCNY 不是 LNIDR 的 Granger 原因 | 2 | 4.5964 | 0.0118** |
| LNUSD 不是 LNIDR 的 Granger 原因 | 2 | 3.2824 | 0.0408** |
| LNEUR 不是 LNIDR 的 Granger 原因 | 2 | 2.7134 | 0.0702 |
| LNJPY 不是 LNIDR 的 Granger 原因 | 2 | 8.6486 | 0.0003*** |

从表 5 可以看出在 5% 的显著性水平下,拒绝“LNCNY 不是 LNIDR 的 Granger 原因”和

“LNUSD 不是 LNIDR 的 Granger 原因”的原假设;在 1% 的显著性水平下,拒绝“LNJPY 不是 LNIDR 的 Granger 原因”,即人民币、美元、日元均对卢比存在显著的汇率波动溢出效应。因此,可以进一步认定人民币目前已成为卢比的隐性货币锚之一。

(四) 基于 VAR 的时点脉冲响应分析

货币锚回归模型方程通过解释变量的回归系数即参数估计来展示人民币汇率对卢比汇率的波动溢出效应,Granger 因果关系检验通过推断原假

设是否成立即假设检验来进一步体现人民币对卢比的隐性货币锚效应,而脉冲响应可以描述某变量对其他变量单位的标准误差冲击的动态反应,借助图像可以更加清晰地判断变量之间存在的互动冲击响应关系及未来持续性。

为更加清晰刻画出卢比与人民币之间的动态关系,通过基于向量自回归(VAR)的脉冲响应来分析人民币对卢比汇率的动态影响,更加清晰地揭示出人民币对卢比的隐性货币锚效应的存在性,人民币与卢比的脉冲响应图像如图 1 所示。

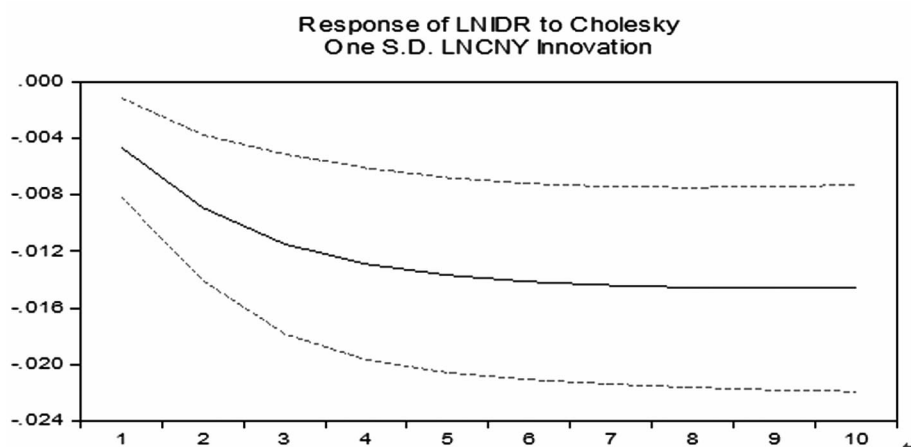


图 1 人民币与卢比的脉冲响应路径

图 1 脉冲响应路径显示,变量 LNIDR 对变量 LNCNY 的一个单位标准误差冲击的响应在 10 期内均为负向,且响应程度持续上升,在到达第 10 期仍然没有达到响应强度峰值。说明人民币对卢比的冲击具有持久性并且作用力持续增加,这可以更加明确清楚地揭示人民币对卢比的隐性货币锚效应。

(五) 时间序列货币锚界点研判

2013 年 9 月和 10 月,习近平总书记分别提出建设“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”,两者共同构成“一带一路”国家倡议。2013 年 11 月,党的十八届三中全会后,“一带一路”倡议上升为国家战略,从战略高度和长远角度为“一带一路”框架下我国与沿线国家在经贸金融、公共安全、基建物流等领域的重大战略性项目的合作规划指明了道路。这对中印两国来说都是都是一座足以载入两国史册的丰碑,势必会对人民币国际化征程和人民币—卢比汇率未来波动状

况以及人民币对卢比的隐性货币锚地位等产生深远影响。

基于 2013 年 11 月,“一带一路”倡议上升为国家战略这一重大里程碑可能带来变化的猜想。通过引入虚拟变量,以 2013 年 11 月为时间结构突变点,建立时间突变模型,分析该时间点中印“一带一路”深度合作对人民币升格为卢比的隐性货币锚产生的影响较之前的差异变化的显著性。

使用 2008 年 1 月至 2019 年 1 月的月度数据共计 133 组观测值,对两个变量取自然对数并经过季节调整,通过设立时间趋势变量,并借助 Logical 执行命令构造虚拟变量 dv,观测值 1~71 为 0,观测值 72~133 为 1。建立加入虚拟变量 dv 的人民币实际有效汇率与卢比实际有效汇率之间的时间突变模型估计方程:

$$\text{LNIDR}_t = c(1) + c(2) \times dv + c(3) \times \text{LNCNY}_t + c(4) \times (dv \times \text{LNCNY}_t) \quad (5)$$

通过 TSLS 两阶段最小二乘法的计算,得到 估计结果为:

$$\begin{aligned} \text{LNIDR}_t = & 7.4533 - 1.7941\text{dv} - 0.6270\text{LNCNY}_t + 0.3482(\text{dv} \times \text{LNCNY}_t) \\ & (21.4619) \quad (-2.3512) \quad (-8.3744) \quad (2.1796) \\ p = & (0.0000) \quad (0.0202) \quad (0.0000) \quad (0.0311) \end{aligned} \quad (6)$$

该模型方程的可决系数为 0.8891, F 统计量概率值为 0.0000, 根据上述计量结果可以看出, 无论是虚拟变量 dv 还是控制变量 LNCNY 以及两者的交互项都是显著的, 因此可以初步判定两个时期的回归是有本质区别的, 即在 2008 年 1 月至 2019 年 1 月间 LNIDR 与 LNCNY 之间的关系发生了结构性转变。

为进一步提高研判的精准性, 再次通过 Wald 检验对系数进行具有约束条件的联合检验, 得到 F 统计量为 47.4836, 其 P 值为 0.0000, Chi-square 统计量为 94.96731, 其 P 值为 0.0000。两个统计量的 P 值都无限接近 0, 说明影响变量的回归系数整体是显著的, 即 2013 年 11 月前后的人民币实际有效汇率与卢比实际有效汇率的关系具备明显差异。换言之, 中印展开“一带一路”合作显著地加快了人民币升格为卢比隐性货币锚的进程。

五、主要结论与政策建议

经过一系列的实证分析和检验, 得到两点结论; 据此, 同时参照中印两国以及“一带一路”沿线国家的具体情况, 提出相应的政策性建议。

第一, 货币锚回归模型方程的参数系数、Granger 因果关系检验结果和脉冲响应路径均显示, 人民币已经事实上已成为印尼卢比最重要的隐性货币参照锚。表明新时期人民币汇率波动已开始对卢比汇率产生明显的波动溢出效应。在一定程度上, 我国对印尼进出口贸易的波动、投融资的变化和利率汇率等经济因素的变动等都会间接对卢比汇率产生影响。

现阶段应持续推进人民币汇率制度改革, 建立人民币—卢比汇率稳定协调机制。在深化国内金融体制改革和放宽资本账户管制的基础上, 以粤港澳大湾区、福建海西自贸区作为对印的全面开放前沿阵地, 发挥当地华人华侨种群网络优势, 弱化外来者劣势对海外投资的影响(万丽霞,

2018)^[13]。在印尼政府宣布人民币为其离岸经营货币和新加坡离岸人民币中心落成的利好条件下, 加快雅加达离岸人民币中心的建设步伐, 缩小在岸、离岸人民币价格差距并逐渐并轨, 形成以国内国外两个市场为基础的合理的人民币汇率形成机制; 建立人民币—卢比汇率磋商机制, 既要科学地预测汇率走势并着力防范汇率风险(赵文霞, 2018)^[14], 稳定人民币汇率波动预期, 为印尼提供币值较为稳定的货币锚, 又要适时创造人民币升值预期, 提振印尼对持有人民币的信心。

第二, 引入虚拟变量并构建时间突变模型方程的实证结果显示, 2013 年 11 月“一带一路”上升为国家战略推动人民币对卢比的影响系数发生结构性突变, “一带一路”国家倡议在中国和印尼落地开花, 进一步促成了人民币演变为卢比的隐性货币锚。

应有效利用我国主导建立的多边金融机构, 拓展“一带一路”国家的货币合作空间。充分发挥亚洲基础设施投资银行、丝路基金等在人民币对外直接投资、开发贷款等方面的先锋作用, 保持对外投资持续性并因地制宜布局“一带一路”对外直接投资区域(张晴等, 2018)^[15], 合理规划人民币多途径流出布局, 增加沿线国家的人民币用量和存量; 在与印尼签订 2 000 亿人民币的本币互换协议基础上, 寻求增加协议签订的参与国家数量和本币互换规模; 不断强化人民币结算行的全球联动, 形成覆盖面广、服务高效的“一带一路”人民币结算网络。

参 考 文 献

- [1] 印度尼西亚国家统计局. 2018 年全年进出口情况新闻发布会[EB/OL]. (2019-01-15)[2019-03-24]. <https://www.bps.go.id/pressrelease/2019/01/15/1550/ekspor-desember-2018-mencapai-us-14-18-miliar-impor-desember-2018-sebesar-us-15-28-miliar-turun-9-60-persen-dibanding-november->

2018. html.
- [2] Enders Walter, Hum Stan. Theory and Tests of Generalized Purchasing - Power Parity: Common Trends and Real Exchange Rates in the Pacific Rim[J]. Review of International Economics, 1994, 2(2): 179 - 190.
- [3] 方霞, 陈志昂. 基于 G - PPP 模型的人民币区域“货币锚”效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2009(4): 57 - 69.
- [4] 王颖, 李甲稳. 东盟货币竞争性均衡与人民币货币锚效应——基于购买力平价模型[J]. 重庆理工大学学报(自然科学), 2015(1): 144 - 149.
- [5] Fratzscher Marcel, Arnaud Mehl. China's Dominance Hypothesis and the Emergence of a Tri - Polar Global Currency System[J]. The Economic Journal, 2014, 124(581): 1343 - 1370.
- [6] 杨荣海, 李亚波. 资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析[J]. 经济研究, 2017(1): 134 - 148.
- [7] 唐勇, 钟莉, 朱鹏飞. 国际重大事件冲击下两岸三地汇率联动性研究[J]. 浙江金融, 2018(7): 17 - 25.
- [8] Francle Jeffrey A., Wei S. Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the 1East Asian Economies[J]. In: Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows, NBER - EASE, 1994, 3: 295 - 333.
- [9] 张大威, 谢宝剑. 基于货币锚效应模型的“两岸四地”人民币区构建实证研究[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2014(5): 37 - 46.
- [10] 蔡彤娟, 陈丽雪. 人民币与东亚国家货币汇率动态联动研究——基于 VAR - MVGARCH - BEKK 模型的实证分析[J]. 亚太经济, 2016(5): 23 - 29.
- [11] 杨克斯, 胡珺, 陈欣. 人民币在 CAFTA 中“货币锚”效应研究[J]. 企业改革与管理, 2015(12): 118 - 119.
- [12] 李青. 人民币区域化与东盟国家“货币锚”调整的效应分析[J]. 河北金融, 2012(12): 55 - 58.
- [13] 万丽霞. 外来者劣势与中国对外直接投资——基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J]. 内蒙古财经大学学报, 2018(5): 11 - 15.
- [14] 赵文霞. 征用风险和汇率波动对“一带一路”沿线国家 FDI 的影响[J]. 西部论坛, 2018(2): 106 - 115.
- [15] 张晴, 杨斌来, 姚佳. 我国对“一带一路”国家直接投资的影响因素分析——来自 55 个主要沿线国家的经验证据[J]. 兰州财经大学学报, 2018(5): 117 - 124.

An Empirical Study on the Implicit Anchor Effect of RMB on Indonesian Rupee

——From the Perspective of "the Belt and Road"

SUI Chuan¹, FU Jian - wen²

(1. Department of Foreign Studies and Trade, Xiamen Institute of Software Technology, Xiamen 361024;
2. Xiamen University of Technology, Xiamen 361024, China)

Abstract: In the context of the positive response to "the Belt and Road" initiative and the general trend of RMB internationalization, this paper mainly studies the implicit currency anchor effect of RMB on Indonesian Rupee. By establishing the anchor currency regression model, using the impulse response of VAR model and constructing the structural mutation model, this paper conducts an empirical test on whether the RMB has become the implicit anchor currency of the Rupee and examines the impact of "the Belt and Road" initiative as a state strategy on developing RMB into an anchor currency of the rupee. The results show that the RMB has in fact become the most important implicit reference anchor of the rupee. The rise of "the Belt and Road" initiative to a state strategy has significantly accelerated the process of advancing the RMB to an implicit anchor for the Rupee. It is suggested that the government should continue to push forward the reform of RMB exchange rate system, establish the stable coordination mechanism of exchange rate between RMB and Rupee, and constantly expand the monetary cooperation among "the Belt and Road" countries.

Key words: "the Belt and Road"; RMB; Rupee; anchor currency

(责任编辑:张宏峰)