

人民币国际化进程中货币反替代现象与人民币汇率的关系

王丽平

(湖南大学工商管理学院, 湖南省、长沙市, 410082)

摘要: 本文建立 VEC 模型分析货币反替代现象与相关宏观经济因素的协整关系, 得出人民币汇率对货币反替代率的影响程度较大, 长期来看两者间存在因果关系, 但就短期而言, 货币反替代率变化会引起人民币汇率的变化, 而人民币汇率的变化给货币反替代率带来的影响较小。同时, 在 VEC 模型的基础上构建二元 t-Copula 模型分析货币反替代率残差与人民币汇率残差的相依关系, 两者间线性相关系数为-0.3988, Kendall 秩相关系数为-0.2611。表明两者的涨跌存在负相关关系, 人民币汇率的涨跌对货币反替代的涨跌有一定程度的相互影响, 即当其中一个指数暴跌时, 另外一个指数将会有上升的趋势。

关键词: 货币反替代, 人民币汇率, VEC 模型, 二元 t-Copula 模型

中图分类号: F8 **文献标识码:** A

0 引言

在开放经济中, 可自由兑换条件下的货币产生了一种特殊的扰动现象——货币替代, 表现为本币资产的实际收益率相对较低时发生的外币对本币的替代^[1]。在金融全球化的进程中, 发展中国家由于经济发展水平以及市场成熟度等多方面因素都难以与发达国家趋同, 因此, 发展中国家居民对于外币有着更强的信心, 更倾向于持有外币, 从而形成了外币对本币的货币替代^[2]。

随着中国对外开放的不断深入以及国际地位的不断提高, 人民币国际化的程度更加深化。到目前为止, 人民币已成为全球第二大贸易货币, 第五大国际支付货币, 第六大交易货币和第七大储备货币, 正向国际交易货币等高层次的职能初步演进。国际货币基金组织(IMF)已开始考察是否将人民币纳入特别提款权一揽子货币中。自 2005 年 7 月人民币汇率制度改革以来, 人民币便走向了升值之旅。范从来等学者对货币替代现象进行了跟踪研究, 发现在中国经济不断开放, 尤其是金融的不断开放背景下, 人们对本外币的需求也发生了新的变化, 货币替代程度较低, 原有的本币被外币替代的状况逐步变为本币资产能够表现出明显的竞争优势, 将外币资产替代的货币反替代现象^[3]。这种货币反替代现象随着经济的不断开放和转型升级而日趋明显, 受到人民币汇率波动以及相关宏观经济因素的影响, 同时也会给人民币汇率带来一定程度上的影响, 并影响货币政策的独立性, 给宏观经济带来一定的冲击。因此, 通过研究货币反替代现象与人民币汇率以及相关宏观经济因素之间的关系, 采取积极的措施防范不利影响是十分必要的。

1 文献综述

国外对于货币替代现象的研究始于 20 世纪 60 年代。学者们对货币替代的形成机制进行了深入的研究, 主要包括四大理论: 一是 Miles(1978)年提出货币服务的生产函数理论, 该理论认为人们持有货币的原因是货币具有服务性的功能, 为获得最大化的货币服务, 人们会根据持有本外币的相对效益和机会成本来调整持有比例^[4]; 二是 Micheal 和 Bordo(1982)等提出货币替代的边际效用理论, 该理论认为人们持有本外币余额的目的在于获得持币的交易性便利^[5]; 三是 David(1978)等提出货币需求的资产组合理论, 该理论认为投资者将持有的货币当作一种资产, 根据货币资产的收益均值和风险方差来确定最佳的本外币持有比例^[6]; 四是 Stephen(1986)提出货币预防需求理论, 该理论认为当经济主体遇到交易成本和支出不确定性时, 将会出于谨慎原则调整资产组合形式^[7]。同时, 学者们也对货币替代现象所带来的经济影响进行了一定的研究。Roper(1981)、Russell(1987)和 Mehmet(2009)等从不同的角度研究表明货币替代的波动与汇率的波动呈一定的相关性^[8-10]; Marc(1978)、Mckinnon(1982)、

Joines(1985)和 Rodriguez(1993)等认为货币替代现象的存在会影响货币政策的独立性^[11-14]；Roberto(1994)等指出货币替代现象会影响通货膨胀^[15]。

国内学者在国外的理论基础针对人民币货币替代问题进行了相应的研究。姜波克、李心丹(1998)指出货币替代会严重影响国家宏观经济的稳定和经济政策的效力、削弱政府税基、引发资本外流，对中国来说，还会减缓甚至中止人民币走向自由兑换的进程^[16]。姜波克(1999)全面地介绍了国外货币替代理论，并结合中国国情建立了能够解释我国货币替代问题的理论模型^[17]。范从来、卞志村(2002)指出中国货币替代的主要影响因素包括汇率水平的波动、名义收益率因素、物价变动率水平、国民收入水平和其他制度性因素，并强调要警惕货币替代的蔓延，努力控制和缩小货币替代的消极影响^[18]。岳意定、张琦(2004)提出国内生产总值、中美两国利率差、汇率高估程度对货币替代的影响程度较大，并指出当前阶段汇率并不是货币替代的影响因素^[19]。李富国、任鑫(2005)表明汇率因素对货币替代影响不明显，国内外名义收益率之差和通货膨胀率是决定现阶段中国货币替代的主要因素，本外币生息资产的替代是中国现阶段货币替代的主要类型^[20]。

随着中国对外开放的程度加深以及国际地位的不断提高，人民币国际化的程度更加深化。自2005年7月人民币汇率制度改革以来，人民币便走向了升值之旅。学者们发现，在中国，外币对本币的货币替代的程度在逐渐减弱，而强势的本币在逐步取代外币，货币反替代现象凸显出来。因此，国内学者对中国的货币反替代进行了研究。陶士贵(2007)提出，人民币升值趋势下的货币反替代问题已对中国的货币政策和开放经济产生了消极影响，其影响的因素主要有国民收入水平、国际收支状况、人民币汇率稳定程度、国内外的短期利率水平及其差异、国内通货膨胀水平、人民币可兑换程度与外汇冲销机制的发挥^[21]。范从来、卞志村(2008)指出，货币反替代现象从流量上、存量上和不对称性上等三个方面对货币政策产生了冲击^[22]。黄静寅、刘亦文(2008)针对中国当下出现的由货币替代转变成货币反替代的现象，分析其出现的原因，并指出其对中国经济的影响^[23]。刘亦文、胡宗义(2009)采用 Johansen 的协整方法检验本币需求与本外币货币资产收益率差、本币货币资产与本币非货币资产收益率差、制度变量、汇率及规模变量之间的协整关系，建立中国货币反替代模型，研究得出：货币反替代的出现主要是因为中国经济持续快速稳定增长、人民币稳定及日益开放的国内市场等因素引起的^[24]。何国华、袁仕陈(2011)通过构建包含货币替代和货币反替代的粘性价格货币模型，运用回归方法检验了货币替代和货币反替代对中国货币政策独立性的影响程度^[25]。陶士贵、崇亮亮(2014)构建了适合中国的货币替代和货币反替代的模型，并通过 VAR 模型、协整检验和格兰杰因果检验，得出国民收入水平、中美两国利率差异、通货膨胀率、实际有效汇率对货币替代和货币反替代的影响程度^[26]。花文苍、杜朝运、孙璐(2015)运用 VEC 模型检验了货币反替代率的影响因素，发现当前的人民币升值预期及本外币利差对反替代率的提高有较大的影响，中国可以通过增强人民币汇率弹性、缓解人民币升值预期等措施来降低货币反替代的不良效应^[27]。

综上所述，人们对于货币反替代现象大多基于宏观分析角度研究货币反替代现象与宏观经济因素之间的关系，甚少有针对性研究货币反替代现象与人民币汇率的相互影响，并未考虑两者之间的波动相关性。本文从计量经济学的角度出发，建立 VEC 模型对货币反替代与人民币汇率的协整关系，并运用 t-Copula 模型研究货币反替代与人民币汇率的残差之间的相依关系。

2 模型介绍

Engel 和 Granger 指出两个或者多的非平稳的时间序列的线性组合可能是平稳的，如果这样的一种平稳的线性关系存在，则可认为这些非平稳的时间序列之间存在协整关系，他们将协整与误差修正模型结合起来，建立了向量误差修正 VEC (Vector Error Correction) 模型^[28]。易文德(2011)在 VEC 模型的基础上，选取每个方程的误差项建立 Copula 函数模型分析股票指数对数与交易量对数之间的相依关系，形成 VEC-Copula 模型^[29]。

本文建立人民币货币反替代率与名义汇率、利率、通货膨胀率和经济增长率之间的 VEC 模型。下式(1)为含有趋势项和截距的 VEC 模型表达式。

$$\begin{cases}
\Delta \text{acs}_t = \alpha_{10} + \alpha_{\text{acs}} \cdot \text{ecm}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i) \Delta \text{acs}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12}(i) \Delta \text{er}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{13}(i) \Delta \text{ir}_{t-i} \\
+ \sum_{i=1}^p \alpha_{14}(i) \Delta \text{cpi}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{15}(i) \Delta \text{gdp}_{t-i} + \varepsilon_{\text{acs}_t} \\
\Delta \text{er}_t = \alpha_{20} + \alpha_{\text{er}} \cdot \text{ecm}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21}(i) \Delta \text{acs}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22}(i) \Delta \text{er}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{23}(i) \Delta \text{ir}_{t-i} \\
+ \sum_{i=1}^p \alpha_{24}(i) \Delta \text{cpi}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{25}(i) \Delta \text{gdp}_{t-i} + \varepsilon_{\text{er}_t} \\
(\varepsilon_{\text{acs}_t}, \varepsilon_{\text{er}_t}) | I_{t-1} \sim C(F_1(\varepsilon_{\text{acs}_t}), F_2(\varepsilon_{\text{er}_t}) | I_{t-1})
\end{cases} \quad (1)$$

其中 ecm_t 为误差修正项, 反映变量间的长期均衡关系; Δ 为一阶差分符号; 误差修正系数 α_{acs} 和 α_{er} 反映变量间的均衡关系偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的均衡速度; p 为滞后阶数; 差分项的系数反映各变量的短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响; ε_{acs} 和 ε_{er} 为残差项, 反映货币反替代率和汇率不能被模型解释的部分, 货币反替代率和汇率之间的相依关系蕴含在残差项的相依结构中。因此, 可通过研究残差项 ε_{acs} 和 ε_{er} 的相依关系来研究变量之间的相依关系。(1)中第三式为残差项 ε_{acs} 和 ε_{er} 的 Copula 相依关系函数模型, $F_1(\cdot)$ 和 $F_2(\cdot)$ 分别为残差项 ε_{acs} 和 ε_{er} 的边缘分布函数。

式(1)可以用来推断货币反替代率和人民币汇率间的因果关系及研究他们之间的相依结构: 如果 α_{acs} 统计显著(长期因果关系)或者 $\alpha_{12}(i)$, $i=1, \dots, p$ 联合统计显著, 则人民币汇率是货币反替代变化的原因; 同样, 若 α_{er} 统计显著(长期因果关系)或者 $\alpha_{21}(i)$, $i=1, \dots, p$ 联合统计显著, 则货币反替代是人民币汇率变化的原因; 如果都显著, 则货币反替代和人民币汇率间存在双向的因果关系, 若都不显著, 则不存在因果关系。式(1)前两个回归方程反映了货币反替代和人民币汇率间的长期的和短期的线性关系, 对于线性以外的相依性信息包含在回归方程的残差序列中。

Copula 函数能完全的描述变量间的相关结构, 它的边缘分布可以为任意形式的分布, 可以更加灵活地反映金融时间序列的分布特征。由 Copula 函数的性质, 如果随机变量作单调变换, 其相依结构和相依性测度是不变的。其相依性不变的测度 Kendall 的 τ 、Spearman 的 ρ 可分别为:

$$\begin{cases}
\tau = 4 \iint_{I^2} C(\mu, \nu) dC(\mu, \nu) - 1 \\
\rho = 12 \iint_{I^2} \{C(\mu, \nu) - \mu \cdot \nu\} d\mu d\nu \\
\mu = F_1(\varepsilon_{\text{acs}}), \nu = F_2(\varepsilon_{\text{er}})
\end{cases} \quad (2)$$

Copula 函数 $C(\mu, \nu)$ 的上下尾部相依系数分别为:

$$\begin{cases}
\tau^U = \lim_{\mu \rightarrow 1} \left[\frac{1 - 2\mu + C(\mu, \nu)}{1 - \mu} \right] \\
\tau^L = \lim_{\mu \rightarrow 0} [C(\mu, \nu) / \mu]
\end{cases} \quad (3)$$

上下尾部相依系数组合风险在典型事件等极端情况的相依程度。运用 Copula 函数理论研究极端风险, 能够提高风险度量的准确性, 达到预测、控制和防范风险的目的。

3 实证研究

3.1 数据选择和来源

本文首先采用 VEC 协整检验来分析货币反替代与人民币汇率、利率、通货膨胀率、经济增长率等主要宏观经济因素之间是否存在长期稳定的均衡关系, 因此文中变量定义如下表 1:

表 1 变量定义

变量	定义
ACS	货币反替代率 (ACS) = 外汇占款 / (外汇占款 + M2)
LN ER	人民币兑美元汇率, 取自然对数
LN IR	利率, 取自然对数
CPI	通货膨胀率
LN GDP	经济增长率, 取自然对数

本文选取 2005 年 7 月~2015 年 6 月年相关月度数据, 数据来源于中国人民银行、国家统计局的统计数据库和圣路易斯的联邦储备银行经济研究网站。由于 GDP 数据只有季度数据, 没有月度数据, 本文采用工业增加值同比增长率作为代替变量; 利率采用我国一个月期加权的银行同业拆借利率; 通货膨胀率采用 CPI 的同比变化率表示。

3.2 VEC 模型构建

第一, 变量间格兰杰因果关系检验。

对 ACS、LN ER、LN IR、CPI、LN GDP 这五个变量进行格兰杰因果关系检验, 结果如下表 2。

由表 2 可知, LN ER、LN IR、CPI 和 LN GDP 这四个变量都是 ACS 的格兰杰原因, 而 ACS 仅仅是 LN ER 的格兰杰原因, 而不是其他三变量的格兰杰原因。

表 2 变量间格兰杰因果关系检验

检验假设	概率
LN GDP 不是 ACS 的格兰杰原因	1.00E-05
CPI 不是 ACS 的格兰杰原因	0.0072
LN IR 不是 ACS 的格兰杰原因	3.00E-06
LN ER 不是 ACS 的格兰杰原因	2.00E-05
ACS 不是 LN ER 的格兰杰原因	0.091
ACS 不是 LN IR 的格兰杰原因	0.1133
ACS 不是 CPI 的格兰杰原因	0.154
ACS 不是 LN GDP 的格兰杰原因	0.8667

第二, 对变量各变量进行单位根检验。

建立 VAR 模型, 如果各变量均是平稳的, 那么模型的结果会更加稳定。因此我们首先利用 ADF 方法考察各变量的平稳, 本文先对所涉及的时间序列数据进行 ADF 平稳性检验, 检验的结果如下表 2。

由表 3 可以看出, 所有变量的原始值, 都不能拒绝存在单位根的原假设, 因此都是非平稳的; 而变量的一阶差分在 10% 的显著性水平下则都是平稳的, 因此可以认为所有变量都是 I(1) 过程。

表 3 序列单位根检验结果

变量	原序列		一阶差分	
	P 值	结论	P 值	结论
ACS	0.7538	不平稳	0.0295	平稳
LN ER	0.4207	不平稳	1.48E-07	平稳
LN IR	0.5844	不平稳	6.73E-16	平稳
CPI	0.156	不平稳	0.0001	平稳
LN GDP	0.5552	不平稳	1.25E-14	平稳

第三，协整检验。

本文基于 VAR (q) 模型对变量间的协整关系进行检验，采用 Johansen 的极大似然法，检验结果如下表 4。

表 4 结果显示，在显著性水平 10% 的条件下 ACS、LN ER、LN IR、CPI 和 LN GDP 间存在至少存在 3 个协整关系式。因此，虽然变量间都是有单位根的非平稳时间序列，短时间内走势可能偏离，但长期来讲会保持一致的均衡关系。

表 4 Johansen 协整检验结果

原假设	特征值	迹统计量	5%的临界值	P 值
None *	0.313993	105.4653	69.81889	0
At most 1 *	0.232064	61.37176	47.85613	0.0017
At most 2 *	0.150006	30.47804	29.79707	0.0417
At most 3	0.081554	11.46248	15.49471	0.1846
At most 4	0.012815	1.509066	3.841466	0.2193

第四，滞后阶数的确定。

首先建立无约束的 VAR 模型，确定其最优滞后阶数。滞后阶数 p 是反映变量之间互相影响的最大滞后阶数，它需要足够大，以完整反映变量之间的动态特征，但同时又要兼顾观测值的数量。综合考虑 LR 检验、FPE(最终预测误差)、AIC 准则、SC 准则及 HQ 准则等五个指标，及自由度和模型实际考察问题的需要，最终确定模型的滞后阶数为 2。

表 5 模型滞后阶数选择标准统计

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	87.95131	NA	1.56E-07	-1.481273	-1.359912	-1.432033
1	986.707	1701.216	2.62E-14	-17.08405	-16.35588*	-16.78861
2	1026.942	72.56722	2.00e-14*	-17.35611*	-16.02113	-16.81447*
3	1046.401	33.35832	2.22E-14	-17.25717	-15.31538	-16.46932
4	1070.073	38.46704	2.31E-14	-17.23345	-14.68486	-16.19941
5	1097.4	41.96536*	2.26E-14	-17.27499	-14.11959	-15.99475
6	1122.322	36.04834	2.33E-14	-17.27361	-13.5114	-15.74716

由于误差修正模型的最优滞后阶数是无约束 VAR 模型变量一阶差分后的滞后阶数，因此可以确定误差修正模型的最优滞后阶数为 1。

第五，估计货币反替代的协整方程。

根据上述条件和设定，建立货币反替代的协整方程如下：

$$\begin{aligned}
 \text{ACS}(-1) &= 1.087627\text{LN ER}(-1) + 0.048411\text{LN IR}(-1) + 0.001409\text{CPI}(-1) \\
 &\quad [4.39783] \qquad [4.47938] \qquad [0.42525] \\
 &\quad -0.194808\text{LNGDP}(-1) - 1.927506 \\
 &\quad [-6.56163]
 \end{aligned} \tag{3}$$

从方程中可知，汇率因素、利率因素和经济增长因素给货币反替代现象带来的影响在计量上都是显著的，但是，从系数中可以看出，货币反替代的变化主要是由人民币汇率的变化带来的。其余变量的影响程度相对较小。

第六，误差修正模型估计。

由于汇率的影响程度较大而其余变量的影响程度偏低，本文仅在保留其他影响因素的前提下，讨论货币反替代与人民币汇率间的误差修正模型。

$$\begin{cases}
 \Delta ACS = -0.026666ECM_{acs} + 0.005094\Delta ACS(-1) - 0.021698\Delta LNER(-1) \\
 \quad \quad \quad [-5.36719] \quad \quad \quad [0.05398] \quad \quad \quad [-0.42308] \\
 +0.002381\Delta LNIR(-1) + 0.000638\Delta CPI(-1) - 0.00278\Delta LNGDP(-1) - 0.000232 \\
 \quad \quad \quad [2.57903] \quad \quad \quad [1.89059] \quad \quad \quad [-1.71992] \quad \quad \quad [-0.96520] \\
 \Delta LNER = 0.016942ECM_{lner} + 0.276153\Delta ACS(-1) + 0.495848\Delta LNER(-1) \\
 \quad \quad \quad [2.05459] \quad \quad \quad [1.76341] \quad \quad \quad [5.82536] \\
 -0.002552\Delta LNIR(-1) - 0.00055\Delta CPI(-1) + 0.000807\Delta LNGDP(-1) - 0.000971 \\
 \quad \quad \quad [-1.66578] \quad \quad \quad [-0.98101] \quad \quad \quad [0.30070] \quad \quad \quad [-2.43739]
 \end{cases} \quad (4)$$

从上述方程看出, 误差修正项 ECM_{acs} 和 ECM_{lner} 的系数都是统计显著的。说明货币反替代现象与人民币汇率间存在着彼此之间相互的长期因果关系。同时, 应用误差修正模型的格兰杰因果关系检验, 检验反替代现象与人民币汇率间的短期因果关系, 发现 $D(LNER)$ 不是 $D(ACS)$ 的短期格兰杰原因, 而在 90% 的置信水平下, $D(ACS)$ 是 $D(LNER)$ 的短期格兰杰原因。因此, 短期来讲, 货币反替代变化会引起人民币汇率的变化, 而人民币汇率的变化短期并不会引起货币反替代的变化。

3.3 货币反替代与人民币汇率间的相依结构分析

在 VEC 回归方程中, 残差序列是不能被线性解释的部分, 而在它们之间蕴含了相依关系。因此, 可以通过研究残差序列间的相依结构来分析货币反替代率与人民币汇率间的相依关系。由上文可知, 货币反替代与人民币汇率间存在相互影响的关系, 而且对于货币反替代现象, 汇率的影响权重最大。因此, 本文主要选取货币反替代残差和人民币汇率残差这个变量, 分析两者间的相依结构。经过对残差序列进行相关性检验和单位根检验, 两残差序列都是无序列相关的平稳序列。

对残差序列进行 Jarque-Bera 检验, 结果如下表 6:

表 6 Jarque-Bera 检验结果

变量	Jarque-Bera 检验 h 值	概率 p
ACS 残差	1	0.022
LN ER 残差	1	0.0084

可知两序列都不服从正态分布, 因此本文选用二元 t-Copula 进行两残差序列的相依结构分析。

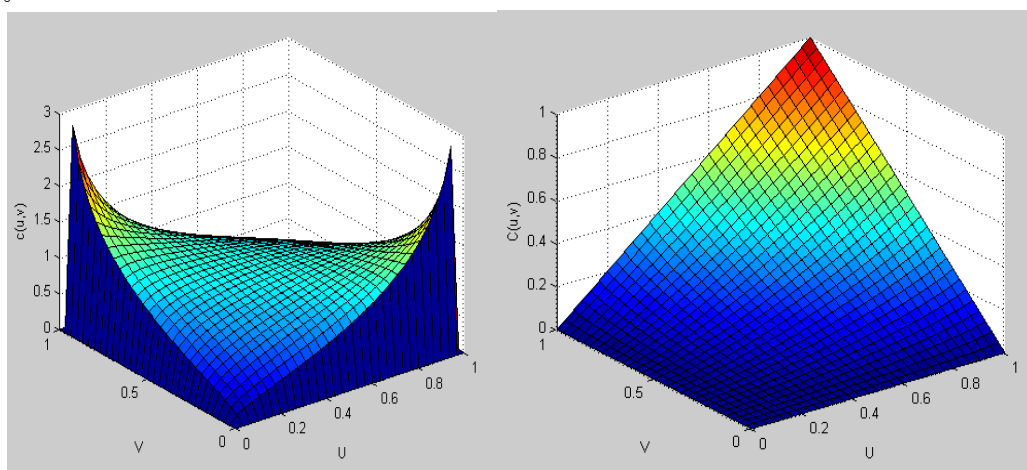


图 1 二元 t-Copula 的密度函数图

图 2 二元 t-Copula 分布函数图

通过样条插值法和核密度估计法, 对货币反替代与人民币汇率的残差序列进行经验分布函数和核分布估计, 结果虽不完全相同, 但是差别非常微小; 因此, 我们可以用样本经验分布函数作为总体分布函数的近似, 并且这种近似的可靠性很高。

通过计算知二元 t-Copula 中的线性相关参数 ρ 的估计值为:

$$\hat{\rho} = \begin{bmatrix} 1 & -0.3988 \\ -0.3988 & 1 \end{bmatrix}$$

根据以上分析结论所绘制二元 t-Copula 的密度函数图和分布函数图则分别如 1 和图 2 所示。

进而求得二元 t-Copula 的 Kendall 秩相关系数为-0.2611。表明人民币汇率的涨跌对货币反替代的涨跌有一定程度的相互影响，即当其中一个指数暴跌时，另外一个指数将会有上升的趋势。它们之间的这种相关程度也可以用在货币反替代现象的预测，也可以用于人民币汇率稳定的研究，为货币市场起到预警和预防的作用。

4 结论

本文以货币反替代现象为研究对象，建立货币反替代现象相关影响因素的 VEC 模型分析变量间的协整关系，发现人民币汇率因素是货币反替代现象的最主要影响因素，由此在 VEC 模型的基础上构建二元 t-Copula 模型研究货币反替代现象与人民币汇率的残差相依关系，得出以下结论：

第一，众多影响货币反替代现象的宏观因素中，人民币汇率的影响程度较大，是货币反替代现象的主要影响因素。货币反替代现象与人民币汇率间存在着彼此之间相互的长期因果关系。但就短期而言，货币反替代变化会引起人民币汇率的变化，而人民币汇率的变化短期并不会引起货币反替代的变化。

第二，货币反替代残差与人民币汇率残差呈现一定的相关性，线性相关参数 ρ 为-0.3988，Kendall 秩相关系数为-0.2611。表明人民币汇率的涨跌对货币反替代的涨跌有一定程度的相互影响，即当其中一个指数暴跌时，另外一个指数将会有上升的趋势。

因此，把握好货币反替代现象和人民币汇率间的短期和长期协整关系，更充分的了解两者间涨跌的尾部相依关系，对货币反替代现象的预测、人民币汇率稳定有重要的意义，为货币市场的稳定和健康发展起到预警和预防的作用。

参考文献

- [1] 姜波克. 货币替代研究[M]. 复旦大学出版社, 1999, 73-135.
- [2] 岳定意, 张琦. 开放经济条件下中国货币替代主要成因的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2004, (8): 5-12.
- [3] 范从来, 卞志村. 论中国的反向货币替代[J]. 学术月刊, 2008, (40): 64-70.
- [4] Marc A M. Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence [J]. American Economic Review, 1978, (68): 428 - 437.
- [5] Michael D B, Ehsan U C. Currency Substitution and the Demand for Money: Some Evidence for Canada [J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 1982, (14): 48-57.
- [6] David T K, Blueford H P, Wiford D S. A Currency portfolio Approach to Exchange rate Determination: Exchange Rate Stability and the Independence of monetary policy. The monetary Approach to International Adjustment[J]. New York: Praeger, 1978, (31): 68-87.
- [7] Stephen S, Poloz. Currency Substitution and the Precautionary Demand for Money [J]. Journal of International Money and Finance, 1986, (1): 115-124.
- [8] Griton L, Roper D. Theory and implication of currency substitution[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1981, (13): 256-281.
- [9] Russell S, Geoffery H K. Currency substitution under finance constraints[J]. Journal of International Money and Finance, 1987, (6): 107-119.
- [10] Kenen, peter. Currency international—an overview on currency internationalization: Lesson from the global financial crisis and prospects for the future in Asia and the Pacific, 2009, (3): 19-20.
- [11] Manfred G. Macroeconomics under flexible exchange rate[M]. Harvester Wheatsheaf, 1993.
- [12] Marc A M. Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence [J]. American Economic Review, 1978, (68): 428 - 437.
- [13] Mckinnon. Currency substitution and instability in the world dollar standard[J]. American Economic Review, 1982, (6): 134-157.
- [14] Douglas H. International currency substitution and the income velocity of money [J]. Journal of International Money and Finance, 1985, (4): 303-316.

- [15] Roberto C. Endogenous currency substitution, inflationary finance and welfare[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1994, (12).
- [16] 姜波克, 李心丹. 货币替代的理论分析[J]. 中国社会科学, 1998, (3): 30-40.
- [17] 姜波克, 杨槐. 货币替代研究[M]. 上海: 复旦大学出版社, 1999.
- [18] 范从来, 卞志村. 中国货币替代影响因素的实证研究[J]. 国际金融研究, 2002, (6): 53-58.
- [19] 岳意定, 张琦. 开放经济条件下中国货币替代主要成因的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2004, (8): 5-12.
- [20] 李富国, 任鑫. 中国货币替代模型实证研究[J]. 金融研究, 2005, (11): 46-55
- [21] 陶士贵. 人民币对外币的“货币反替代”问题探讨[J]. 广东金融学院学报, 2007, (6): 78-83.
- [22] 范从来, 卞志村. 论中国的反向货币替代[J]. 学术月刊, 2008, (40): 64-70.
- [23] 黄静寅, 刘亦文. 刍议我国货币反替代现象的成因及影响[J]. 海南金融, 2008, (6): 13-16.
- [24] 刘亦文. 基于季度模型的货币反替代的实证分析[J]. 统计与决策, 2009, (3): 105-107
- [25] 何国华, 袁仕陈. 货币替代和反替代对我国货币政策独立性的影响[J]. 国际金融研究, 2011, (7): 4-10
- [26] 陶士贵, 崇亮亮. 人民币国际化进程中货币替代、货币反替代及其影响因素分析[J]. 创新, 2014, (1): 64-72
- [27] 花文苍, 杜朝运, 孙璐. 我国货币反替代的模型构建与实证分析[J]. 上海经济研究, 2015, (11): 94-98
- [28] Engel R F, Granger, C W J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing[J]. Econometrica, 1982, 50:987-1008
- [29] 易文德. 基于 VAR-Copula 模型的股价、交易量的相依结构[J]. 系统工程理论与实践, 2011, 31(8): 1470-1480.

The relationship between Currency substitution and the RMB exchange rate during the process of RMB internationalization

WANG Lliping

(Business School, Hunan University, Changsha Hunan , 410082)

Abstract: In this paper, the VEC model is established to analyze the relationship between currency substitution and the related macroeconomic factors. The result shows that RMB exchange rate has a large effect on the countersubstitution rate and there is a long time relationship between them. But for short time, the change of currency substitution can lead to the change of RMB exchange rate but RMB exchange rate can not do so. At the same time, this paper establish binary t-Copula model to analyze the relationship between currency substitution and RMB exchange rate. The linear correlation coefficient is -0.3988, and the Kendall rank correlation coefficient is -0.2611. That means the rise and fall of the two factors has a negative correlation relationship. The RMB exchange rate fluctuations in currency of the alternatives to the rise and fall of a certain degree of influence each other, namely when one of them fell, there will be another index rising trend.

Keywords: Currency substitution; RMB Exchange rate; VEC model; binary t-Copula model