

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2018.01.003

欢迎按以下格式引用:王珊珊, 黄梅波, 陈燕鸿. 金融市场发展对一国储备货币地位的影响与人民币国际化——基于 PSTR 模型的实证分析[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2018(1):22-33.

Citation Format: WANG Shanshan, HUANG Meibo, CHEN Yanhong. The nonlinear effect of financial market development on status as a reserve currency and Renminbi internationalization: Empirical analysis based on PSTR model [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2018(1):22-33.

金融市场发展对一国储备货币地位的影响与人民币国际化

——基于 PSTR 模型的实证分析

王珊珊¹, 黄梅波², 陈燕鸿¹

(1. 厦门理工学院 经济与管理学院, 福建 厦门 361024; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要:文章以 1999—2013 年美、日、欧、英、瑞、中的面板数据为样本, 构建面板平滑转换模型 (PSTR), 分析一国金融市场发展对其储备货币地位的非线性影响。研究表明: 金融市场规模和效率对一国储备货币地位具有显著的非线性影响, 影响系数在高低体制构成的区间上进行转换; 金融市场效率的影响整体上大于金融市场规模; 加大金融市场开放程度不应成为提升人民币的国际储备货币地位的捷径。

关键词:储备货币; 人民币; PSTR; 金融市场

中图分类号:F830 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2018)01-0022-12

2015 年 12 月 1 日, 国际货币基金组织正式确认将人民币纳入了特别提款权 (Special Drawing Right, SDR) 篮子, 并于 2016 年 10 月正式生效, 人民币国际化迈出了极为关键的一步。因为这意味着人民币已成为继美元、欧元和英镑等国际货币之后的另一种全球主要储备货币。与此同时, 中国

修回日期: 2017-06-05

基金项目:国家自然科学基金项目“风险投资在上市公司中的财务行为研究”(71502154); 福建省社会科学规划项目“‘一带一路’倡议下福建与东南亚国家深度经贸合作研究”(FJ2016C143)

作者简介:王珊珊(1986—), 女, 福建南安人, 厦门理工学院经济与管理学院讲师, 经济学博士, 主要从事国际金融研究, Email: dblmountain@163.com; 黄梅波(1966—), 女, 福建三明人, 厦门大学经济学院国际经济与贸易系教授, 博士研究生导师, 经济学博士, 主要从事国际金融和世界经济研究。

通信作者:陈燕鸿(1979—), 女, 福建连江人, 厦门理工学院经济与管理学院副教授, 经济学博士, 主要从事国际融资研究, Email: amber@126.com。

“十三五”规划提出将推动人民币成为可兑换可自由使用货币。由此可知,人民币国际化已进入新阶段:资本项目的对外开放和人民币自由兑换的作用日益显现。从根本上说,这一阶段的进程是以包括金融市场的规模、效率和流动性在内的金融市场发展深度为前提的。也就是说,在此阶段,资本市场的开放程度和深度将极大促进人民币储备地位的提升。此外,总结国内外关于货币国际化或国际储备货币地位影响因子的研究,本文发现主要的经济影响因子有:经济实力、币值的稳定性、金融市场的发展深度和开放水平、现有国际货币的惰性或网络外部性等。中国经济总量大,人民币币值较为稳定,国内的金融市场发展水平^①则是人民币成为主要国际储备货币的主要障碍。相比于其他制约因素(如美元网络外部性影响)而言,金融市场发展水平也是我们掌握改革主动权的影响因素。

可见,当前提升人民币国际储备货币地位越来越聚焦到中国金融市场的发展深度和开放水平上。因此如何在现有的国内金融市场环境下,找到提升推进人民币国际化的最佳时机,显得尤为重要。鉴于此,本文结合金融市场、国际货币需求的复杂性和金融市场发展对储备货币地位影响的特点,构建 PSTR 模型研究金融市场发展与储备货币地位间的非线性关系。

一、文献综述和理论框架

目前国内外关于货币国际化影响因子的众多理论研究大多表明金融市场发展水平是影响货币国际化或储备货币地位的关键因子。具体到主要国际储备货币上, Galati 和 Wooldridge^[1]、Chitu 等^[2]认为美元作为主要国际货币并没有被后起的欧元所替代,主要得益于其高度发达的金融市场,欧元的诞生并没有改变美元作为主要国际储备货币地位的现状,这主要是因为美国金融市场在规模、信贷质量、流动性等方面始终超过欧洲金融市场。Chinn 进一步指出相对于金融市场开放程度,金融市场发展深度更为重要,纽约较伦敦和法兰克福而言,金融市场更发达,这在很大程度上决定了美元的国际地位高于英镑和欧元(或其前身马克)^[3]。Chey 也发现英镑主导国际货币体系时也依赖其发达的金融市场^[4]。在新兴市场经济体的货币国际化方面,Ahmed 等在研究其国际储备货币地位时,发现发达的金融市场和开放的资本账户是新兴经济体国家提升其国际储备货币地位的重要决定因素,那些金融市场不发达、封闭的发展中国家,其货币成为国际储备货币的前景并不明朗^[5]。关于人民币国际化影响因子理论研究的文献中,国内外众多研究也都表明中国金融市场是人民币国际化和国际储备地位的重要影响因子,这些研究的差异主要体现在所强调的金融市场发展的方面不同。有些研究从金融市场整体的角度出发,不强调金融市场发展深度和金融市场开放程度影响的差异。Kenen^[6]、Cohen^[7]、Dobson 和 Masson^[8]明确指出目前中国金融市场不完善是阻碍人民币国际化进程的首要因素。持相同观点的国内学者包括郝宇彪和田春生^[9]、陈建奇和张岸元^[10]、邓黎桥^[11]等。有些研究则强调金融市场开放程度的作用。Eichengreen 等指出政府限制资本项目自由流动和干预外汇政策导致国内金融市场不发达,进而阻碍了人民币国际化步伐^[12]。Eichengreen 等^[12]、Delatte 和 Fouquau^[13-14]均认为逐步解除对资本项目的限制和增强汇率制度弹性是人民币国际化取得成功所必需的条件。也有少量的研究认为相比金融市场开放水平,金融市场发展的深度对于人民币储备地位的提升更为重要^[15]。

①文中研究的金融市场发展包括金融市场发展深化和金融市场开放,金融市场发展深化则包括金融市场规模和效率。

关于金融市场与货币国际化或货币储备地位关系的经验研究方面,以线性关系研究为主^[16-17]。近年来非线性分析开始应用于储备货币影响因素的一些研究中,但金融市场发展未能作为主要影响因素纳入其中,探讨它与储备货币地位的实证关系。关于储备货币国际地位的非线性估计方法主要有两种:一是对因变量进行 Logistic 转换^[18];二是构建平滑转换的非线性模型。但这些研究往往忽视量化金融市场发展的影响。Chinn 和 Frankel 通过观察一国官方储备(进行 logistic 变换后的官方储备)在世界官方储备中的比重与其 GDP 占世界 GDP 比重在图形上的关系,提出二者呈现非线性关系的假定,并进一步基于非线性的实证检验结果,指明官方储备占 GDP 比重与其影响因子之间呈现非线性关系问题的本质;而且,研究发现金融市场发展的广度和深度是最重要的影响因素。Delatte 和 Fouquau 在检验新兴经济体持有国际储备货币的动态行为时,也采用非线性面板平滑转换模型,并放松有些文献中的同质性和时间固定假定,发现对国际储备货币的需求是一种非线性的行为,实证研究的结果也表明,影响系数是平滑转变的。Delatte 和 Fouquau 进一步基于时变的 PSTR 模型,分别从线性和非线性的角度研究了新兴经济体国家储备货币快速增长的影响因素,发现基于时变的 PSTR 模型的非线性估计从内容和技术上都更加符合实际。这主要是因为:在内容上,新兴经济体货币作为储备货币的影响因子和作用的大小会随时间的变化而变化;在技术上,非线性估计的结果也更加稳健。丁剑平和楚国乐也构建类似的模型研究国际储备货币地位的影响因素^[19]。此外,Wu 等从线性和非线性的角度检验了人民币作为储备货币的影响因素,并对人民币作为主要国际储备货币进行反事实模拟,其中非线性估计下的模拟结果显示,人民币作为主要国际储备货币占有所有外汇储备的比重在未来一些年份甚至会超过日元^[20]。

从国内外的研究中发现,在研究内容上,理论和实证研究均表明金融市场发展深度和开放度对货币国际化或人民币国际化有重要影响,但尚存在两方面的问题:一是在构建 PSTR 模型分析非线性储备货币地位的影响因素时,囿于金融市场发展水平测算的复杂性,较少文献将金融市场发展和开放指标化并纳入模型,研究它与一国货币储备货币地位的实证关系;二是更多强调金融市场开放对人民币国际化或其储备货币地位的影响,忽视金融市场发展深化的内在作用。但金融市场发展深度是金融市场开放的前提,也决定金融市场开放的程度,其重要作用不容忽视。在研究方法上,现有的文献研究得出非线性分析更加稳健和有效,但并未指明不同非线性分析的适用情况。因此,本研究以“金融市场发展水平指标的构建”为研究的起点,并在此基础上建立面板平滑转换模型(PSTR),着重探讨金融市场发展与货币国际化之间的非线性关系。最后,在实证结论的基础上,深入探讨非线性关系出现的原因和参数估计结论的经济含义,并有针对性地提出处理好金融市场发展与人民币国际储备货币地位间关系的政策建议。

二、面板平滑转换模型(PSTR)的构建

在复杂的经济系统中,不同变量之间往往表现出非线性关系。用于刻画经济现象中非线性特征的模型中,区制转换模型因其可以较好地解释经济现象中的周期性、非对称性,以及其简便易操作的特点,运用广泛。根据对区制转换行为的不同假设,区制转换模型可以分为三类:平滑转换模型、门限模型和马尔科夫区制转换。面板平滑转换模型(Panel smooth transition regression, PSTR)的本质特点在于,它允许其回归系数从一个组别向另一个组别逐渐移动时,逐渐地变化,也就是说模型中的参数可随着一个含外生变量的函数的变化而在不同极端区制之间连续、渐进地平滑转变。

这一特点符合国际储备货币数额变化的特点,它的变化不是急剧的,会随着一国的经济金融总量、金融市场效率等的变化而逐渐变化。

一般而言,包括 $(m+1)$ 个不同区制 PSTR 模型($m \geq 1$),其基础的模型形式可以表示如下:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \sum_{m=1}^r \beta'_m x_{it} g_m(q_{it}^{(m)}; \gamma_m, c_m) + u_{it} \quad (1)$$

其中, μ_i 表示固定个体效应, q_{it} 为连续方程中可观测变量(也称为门槛变量)且被标准化到 $[0, 1]$ 区间, $g_m(q_{it}; \gamma, c)$ 是可观测变量 q_{it} 的连续方程, q_{it} 的值决定 $g_m(q_{it}; \gamma, c)$ 的大小,并进而决定在时间 t 个体 i 的有效回归系数 $\beta_0 + \beta_1 g_m(q_{it}; \gamma, c)$ 的大小; u_{it} 为标准误差项; γ 代表区制转换的平滑度,决定不同区制之间转换的平滑性和速度。一般来说,平滑转换模型中的转换函数一般有两种形式,即逻辑型(logistic)和指数型(exponential)。遵循 Jansen 和 Teräsvirta^[21]的做法,本文选择指数型的转换函数(如式(2))^②。为确保模型的可识别性,我们进一步设定 $\gamma > 0, c = (c_1, \dots, c_m)$, $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$ 。

$$g_j(q_{it}; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m q_{it} - c_j))^{-1} \quad (2)$$

在实际的计量分析中,我们往往考虑 $m=1$ 和 $m=2$ 两种情形,当 $m=1$ 时,PSTR模型有2个极端区制,对应 q_{it} 的低值和高值,不同区制下的参数以 c_1 为中心,在单调变化的转换参数 $(\beta_0, \beta_0 + \beta_1)$ 区间,随着 q_{it} 的变化而变化。当 $m=2$ 时,模型的转换方程在 $(c_1 + c_2)/2$ 处取最小值,转换方程在 q_{it} 的低值和高值处取值为1,而且当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时, $g(q_{it}; \gamma, c)$ 变为指示函数:当 $q_{it} > c$ 时, $g(q_{it}; \gamma, c) = 1$,否则为0,此时该PSTR模型转换为三区制的面板门限模型。其中 $\gamma > 0$,表示区制转换的平滑度; $c = (c_1, \dots, c_m)$ 是一个 m 维位置系数向量,而且 $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$ 。 $m=1$ 则为两区制,参数在高低两个区制之间进行转换, $m=2$ 则表示为三区制模型,参数在两个断点切开的三个范围内进行转换。

从一国货币作为其他国家官方储备货币的数额与国内生产总值(见图1)、金融市场规模(见图2)、金融市场效率(见图3)等在数据上的关系中,不难发现它们之间呈现出非线性关系。至于呈现哪种具体的非线性特征,结合本文研究问题的特点,PSTR模型有其优点和适用性,主要体现在三个方面:第一,变量的系数可随着国家和时间的变化而变化,个体可在不同组合间移动,不同时间上的移动依赖于门槛变量的变化。在本研究中,即不同的金融市场规模和金融市场效率条件下,它对一国货币作为储备货币地位的影响是不同的。第二,可以克服模型中被解释变量与解释变量之间因双向因果关系引起的内生性问题^[22]。在本研究中,一国货币在世界官方中的储备额与国际货币的网络外部性、经济总量等在经济理论上可能相互影响,PSTR模型中不同的状态变量在线性条件下和非线性条件下分别对应不同的回归参数,可避免模型估计中的内生性问题。第三,PSTR模型提供了有效的面板数据的参数估计方法。

我们以 González 等^[23]构建的PSTR模型为基础,设定国际储备货币数额与金融市场发展在内的影响因子间关系的基本模型。具体形式如式(3)所示。

$$resv_{it} = \beta_0 + \beta_1 l.resv_{it} + \beta_2 gdp_{it} + \beta_3 fis_{it} + \beta_4 fie_{it} + \beta_5 X_{it} +$$

②一般来说,在固定一个位置参数和一个尺度参数的情况下,指数平滑比 logistic 平滑更具一般性。

$$\beta_6 fis * g_1(nfis_{it}, \gamma_1, c_1) + \beta_7 fie * g_2(nfie_{it}, \gamma_1, c_1) + \mu_{it} \quad (3)$$

$$\beta_5 X_{it} = \beta_{51} trade + \beta_{52} cpi + \beta_{53} ofdi + \beta_{54} exchange + \beta_{55} kaopen \quad (4)$$

$$\text{其中 } g_1(nfis_{it}, \gamma, c_1) = 1/[1 + \exp[-\gamma_1 \prod_{j=1}^2 (nfis_{it} - c_1)]] \quad (5)$$

$$g_2(nfie_{it}, \gamma, c_2) = 1/[1 + \exp[-\gamma_1 \prod_{j=1}^2 (nfie_{it} - c_2)]] \quad (6)$$

$g_1(nfis_{it}, \gamma, c_1)$ 和 $g_2(nfie_{it}, \gamma, c_2)$ 是转换函数, 在 $[0, 1]$ 区间连续变化, 当转换函数 $g = 0$ 时, fis 和 fie 的系数为 β_3 和 β_4 ; 当转换函数 $g = 1$ 时, fis 和 fie 的系数为 $\beta_3 + \beta_6$ 和 $\beta_4 + \beta_7$ 。因此, 本研究中的计量模型是以 c 为中心随着状态变量在 $[\beta_3, \beta_3 + \beta_6]$ 和 $[\beta_4, \beta_4 + \beta_7]$ 之间平滑转换的。

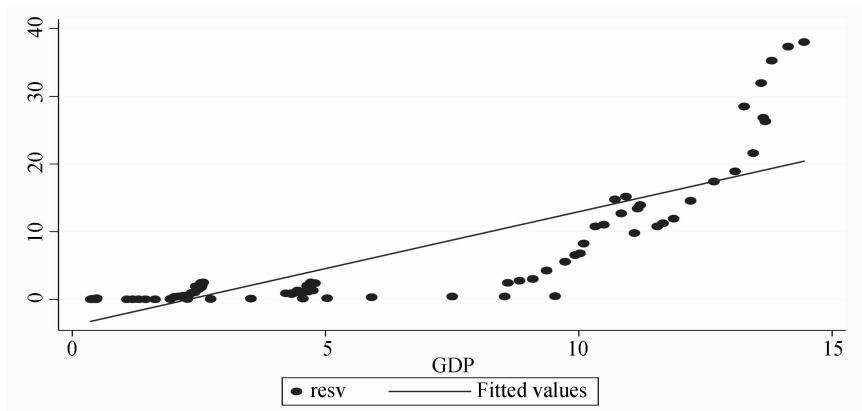


图1 外汇储备额与国内生产总值关系和趋势图

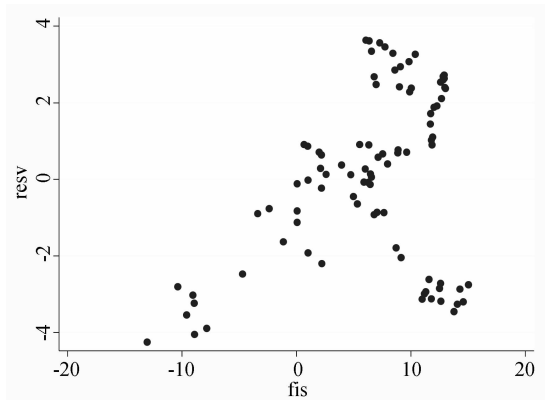


图2 外汇储备额与金融市场规模

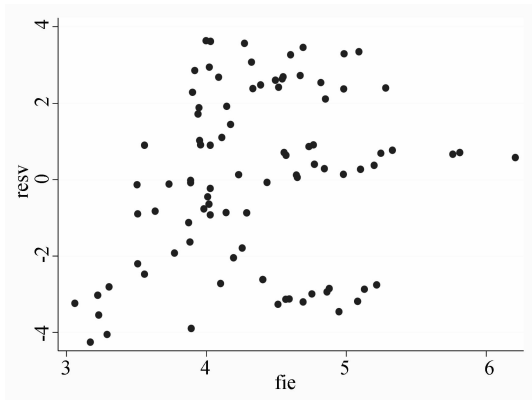


图3 外汇储备额与金融市场效率

三、模型设定的相关检验及结果

本文构建 PSTR 模型后, 将进一步通过以下四个步骤研究一国货币作为世界官方储备额与金融市场发展水平和其他控制变量之间的非线性关系: 一是模型的非线性检验, 二是转换方程个数的检验, 三是模型的参数估计, 四是稳健性检验。

(一) 数据来源和变量说明

本文构建的是一国货币作为世界官方储备额与金融市场发展指标和其他影响因子之间的计量模型。其他国家的中央银行是否使用一国货币作为官方外汇储备, 是国际货币的核心职能, 是衡量

该国货币国际化程度的重要标准,因此我们选用一国货币作为世界官方储备额来衡量其作为国际储备货币的地位和国际化程度。此外,因变量之所以没有选择一国货币在世界外汇储备中所占比重,主要是因为考虑到因变量是比重的话,其值域范围将被限定在 $[0,1]$,但自变量并没有取值范围的限制,这将影响模型参数估计的有效性。因变量的数据来源为 IMF 的 COFER (Composition of Official Foreign Exchange Reserve) 数据库^③,经过 Stata13.0 将季度数据转换为年度数据。

主要解释变量为金融市场规模(fis)和金融市场效率(fie),本文借鉴 Levine^[24]对指标的构造,计算这两个指标。金融市场规模 = $\ln(MCR * PCR)$,其中 MCR 为一国所有上市股票价值占 GDP 比重, PCR 为银行和其他金融机构对私人部门提供的个人信贷占 GDP 比重。金融市场效率 = $\ln(VTR * OHCR)$,其中 VTR 为一国国内证券交易所上该国股票的流通市值, $OHCR$ 为银行营业费用占总资产的比重。这些数据主要来自世界银行的 Global Financial Development 数据库。

控制变量主要为影响一国货币作为储备货币的重要因素,归结起来主要包括:国内生产总值(gdp):代表货币发行国的经济规模大小,它会直接影响作为国际货币使用时能够提供的容量;为客观地反映各国实际经济规模,进一步剔除通货膨胀的影响,本文使用以 2005 年为基期的实际 GDP。净出口额(nx):如果一国在国际贸易中保持着赤字,说明将进口更多的商品和服务,也支付了更多的货币,本国货币也将因此流向国际市场,有利于其国际地位的提升。对外直接投资额($ofdi$):为世界市场提供流动性,也体现了一国对外经济联系与影响力。杨荣海就在研究中指出对外直接投资与一国货币的国际化进程密切相关。消费者价格指数(cpi)和一国货币币值的稳定情况——汇率的波动性($Exchange$)是影响货币作为国际储备货币地位的重要价格因素,它们分别代表国内、国际价格的波动情况,总体上反映了一国货币价值的稳定性。一国货币作为官方外汇储备的地位还受主要国际货币惰性或网络外部性的影响,国内外相关研究大多是用滞后一期的一国货币作为世界官方储备额($l.resv$),来反映国际货币的网络外部性或者说是惰性的影响。资本项目开放指数($KAOPEN$,也称 Chinn - Ito 指数)是反映金融市场开放程度的量化衡量指数,它是 Chinn 和 Ito^[25]基于二进制的哑变量计算得来的,该变量根据 IMF 发布《外汇安排和外汇限制报告》(AREAER)编纂而成,用于反映跨境金融所受的限制。控制变量的数据主要来自 CEIC 数据库、RESSET 金融研究数据库和 Wind 数据库,其中对外直接净投资($ofdi$)的数据来自于联合国贸发会议(UNCTAD)数据库。

在对所有变量进行定义和描述后(见表 1),对模型中一些数据进行处理,主要体现在两方面:其一,由于金融市场规模和金融市场效率在设定上已经取其自然对数,为确保模型估计的有效性和变量处理的一致性,我们对模型中的其他变量,包括 $resv$ 、 gdp 、 nx 、 $ofdi$ 等取其对数再作处理,此外对数处理也可以减弱模型异方差的影响。特别需要指出的是,由于净出口有负值,不能直接求对数,因此我们转化为求出口和进口各自对数的差。对汇率变动情况对数和消费者价格指数对数的处理也类似于对净出口的处理,分别是当期与上期汇率的对数差和消费者价格指数差。并且通过标准化将门槛变量的值限定在 $[0,1]$ 区间,本研究中的门槛变量分别是状态变量的标准化的式子,譬如金融市场规模的标准化式子为 $[fis - \min(fis)] / \max(fis) - \min(fis)$ 。其二,为保持一致性,各个控制变量的值均以 2005 年为基期计算而得。

③截至 2017 年 3 月,共有 147 个国家(或地区)向 IMF 成员国和非成员国汇报了其外汇储备构成情况,这些国家有些是 IMF 成员国,有些则是持有外汇储备的非 IMF 成员国。IMF 对各个汇报国的信息进行保密。

表1 变量的定义和描述

变量	名称	数据来源	均值	标准差	最小值	最大值
<i>resv</i>	一国货币在世界官方中的储备额	IMF 的 COFER 数据库	5.741 341	9.301 044	0.014 254	38.017 68
<i>fis</i>	金融市场规模	Global Financial Development	6.344 425	6.498 602	-13.039 8	15.037 25
<i>fie</i>	金融市场效率	Global Financial Development	4.351 195	0.620 31	3.059 078	6.207 503
<i>lngdp</i>	国内生产总值	CEIC 数据库、WEO	5.706 616	4.583 932	0.364 013	14.45 033
<i>lnnx</i>	出口的对数-进口的对数	CEIC 数据库、WEO	2 149.953	46.171 93	149.308 7	43 901.17
<i>lncpi</i>	消费者价格指数相对上一年的变化	Wind 资讯	0.000 563	0.013 139	-0.064 35	0.039 492
<i>lnofdi</i>	对外直接投资	UNCTAD	104.242 1	146.685 6	-1.453 6	801.117 7
<i>lnexchange</i>	汇率	www.oanda.com	0.012 026	0.066 99	-0.172 64	0.170 966
<i>kaopen</i>	资本项目开放指数(Chinn-Ito index)	Chinn and Ito(2014)	1.789 983	1.339 875	-1.188 76	2.389 193

(二) 模型设定的相关检验及参数估计

1. 非线性检验

通过对一国货币作为世界官方储备额与其主要影响因子之间关系的图形描述,我们观察到二者间的非线性关系较为明显,线性关系不成立。在非线性检验中,由于面板平滑转换模型(PSTR)在原假设条件下包括未知参数 γ 和 c ,不能直接进行非线性检验。对于原假设包含未知参数的问题,Davies, Luukkonen 等和 Hansen 已经进行了相关研究,在具体研究方法上,本文将借鉴 Delatte 和 González 的方法首先在 $\gamma = 0$ 处进行一阶泰勒展开,可得到如下的辅助方程(7)所示的回归方程:

$$\ln resv_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(l.resv_{it}) + \beta_2 fis_{it} + \beta_3 fie_{it} + \beta_4 \ln X_{it} + \beta_5 fis_{it} * n fis_{it} + \beta_6 fis_{it} * n fis_{it}^2 + \beta_7 fie_{it} * n fie_{it} + \beta_8 fie_{it} * n fie_{it}^2 \quad (7)$$

模型的非线性检验等同于检验 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$,再进一步通过拉格朗日乘数检验(Lagrange multiplier test, LM)和似然比检验(likelihood ratio test, LR)确认模型是否存在非线性,构造的 Wald 拉格朗日乘数检验的统计量和似然比检验的统计量如式(8)和(9)所示。其中 SSR_0 是在原假设条件下方程的残差平方和,也就是在固定效应的线性面板模型的原假设下, SSR_1 则是在备择假设条件下的残差平方和,也就是在两区制下的 PSTR 模型下的残差平方和;其中 N 表示面板数据的个体数,这里为 6, T 表示面板数据的时间长度,这里为 15。

$$LM_{wald} = NT(SSR_0 - SSR_1)/SSR_0 \quad (8)$$

$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)] \quad (9)$$

根据如表 2 所示的模型非线性检验结果,我们发现当 $m = 1$ 和 $m = 2$ 时,Wald 拉格朗日乘数检验和似然比检验的结果均表明在 1% 的显著水平下是拒绝原假设的,模型是非线性的。而且 $m = 1$ 时模型拒绝原假设显著性更强。因此,我们得出结论认为构建的 PSTR 模型中世界官方储备中一国货币的储备额与其影响因子之间呈非线性关系,而且存在两个转换方程的显著性更强。

表2 Wald 拉格朗日乘数和似然比检验结果

	$m = 1$		$m = 2$	
	统计量	P 值	统计量	P 值
WaldLM	22.91	0.000 ***	24.65	0.000 ***
LR	30.63	0.000 ***	33.56	0.000 ***

注:用于比较两个不同模型的适用性,似然比率用于描述其中一个模型与样本数据的拟合优度与另一个模型的拟合优度的比值

2. 转换方程个数的检验

在 PSTR 模型框架下,我们假定不存在非线性的原假设是被拒绝的,说明我们构建的 PSTR 模型是非线性的,但至于存在多少个非线性的转换方程还有待进一步检验。因此,我们接下来的问题是检验模型是否只有一个转换方程($H_0:r = 1$)或只有两个转换方程($H_0:r = 2$)。 SSR_0 表示转换模型(只有一个转换方程的 PSTR 模型)中的残差平方和, SSR_1 则为保留一个转换方程同时另一个转换方程在 $\gamma = 0$ 处进行一阶泰勒展开(如模型(10))^④的残差平方和。

$$resv_{it} = \beta_0 + \beta_1 l_{it} + \beta_2 fis_{it} + \beta_3 fie_{it} + \beta_4 X_{it} + \beta_5 fis_{it} / \{1 + \exp[-\gamma_1 \prod_{j=1}^2 (nfis_{it} - c_1)]\} + \beta_6 fie_{it} * nfie_{it} + \beta_7 nfie_{it} * (nfie_{it})^2 \quad (10)$$

检验转换方程个数的逻辑类似于检验极端区制,在 PSTR 模型中进行非线性检验时,我们设定模型不存在非线性的原假设,如果原假设被拒绝则表明存在非线性。不存在其他的非线性方程时,在 PSTR 框架下,我们假定不存在非线性的原假设是被拒绝的。因此,我们接下来聚焦的问题便是检验是否只有一个转换方程($H_0:r = 1$)或者只有两个转换方程($H_0:r = 2$)。假定转换方程的个数为 h ,则平滑转换模型中的极端区制的个数则为 $(h + 1)$ 。转换方程个数的检验过程主要表现在:原假设为: $H_0:r = r^*$,在进行非线性检验时构造的拉格朗日乘数检验和似然比检验统计量下,如果原假设没有被拒绝,则转换方程检验结束,存在 r^* 个转换方程;若拒绝了原假设 H_0 ,则重新将原假设设定为 $H_0:r = r^* + 1$,再进行检验,若原假设没有被拒绝,则存在 $(r^* + 1)$ 个转换方程,若再被拒绝,则重新设定原假设为 $H_0:r = r^* + 2$ 。如上步骤将一直持续直至检验接受结果 H_0 。

表 3 转换方程个数的检验结果

原假设	检验	统计量	P 值
$H_0:r = 0$	Lagrange multiplier (LM)	24.24	0.000 ***
$H_1:r = 1$	Likelihood - ratio test (LR)	29.64	0.000 ***
$H_0:r = 1$	Lagrange multiplier (LM)	0.41	0.825 8
$H_1:r = 2$	Likelihood - ratio test (LR)	0.39	0.821 7

注:*** 代表 1% 下显著性水平,以上检验结果通过 Stata13 的计算得出

转换方程个数的检验结果显示,在拉格朗日乘数检验和似然比检验下, $r = 1$ 的原假设被拒绝,说明 $r = 2$ 的备择假设是接受的,表明我们构建的 PSTR 模型存在 2 个转换方程。

3. 模型的参数估计

为估计非线性转换面板模型(1),我们将参考 González 等的做法,首先使用网格搜索法寻找模型中的位置参数 C 和转换速度参数 γ 的初始值,然后基于初始值,并使用非线性最小二乘法(Nonlinear Least Square, NLS)得到参数的最后估计值。具体而言,模型中的参数 $(\beta_0, \dots, \beta_9, \gamma_1, \gamma_2, c_1, c_2)$ 的估计可以分成两个步骤:第一步是通过消除个体异质的方法排除个体效应;第二步,对以主要国际储备货币经济体(美、日、英、瑞、中、欧)1999 - 2013 年构成的面板数据,进行非线性最小二乘法(NLS)估计。

4. 模型的稳健性检验

在稳健性检验方面,我们应用的回归方程含有二次方的交互项(如模型(11)),包含交互项是为

^④这里以存在一个转换方程的原假设为例。

挖掘门槛变量的非线性效应,从而便于观测在某个水平处,门槛变量在某种程度上决定金融市场规模和金融市场效率对世界官方储备中一国货币储备额的影响程度。因为差分广义矩估计(differenced GMM)和系统GMM(system GMM)要求有较多的横截面数据和较长的时间序列,但我们的样本只包括6个经济体的观测值,因此,文章采用工具变量GMM(GMM-IV),并使用标准工具变量和二阶段最小二乘法(2SLS)对参数进行估计。使用这些方法得到的参数估计修正了模型的内生性、异方差和自相关。

$$resv_{it} = \delta_0 + \delta_1 l.resv_{it} + \delta_2 fis + \delta_3 fie + \delta_4 X_{it} + \delta_5 nfie + \delta_6 (nfie)^2 + \delta_7 nfis + \delta_8 (nfis)^2 \quad (11)$$

应用GMM-IV方法进行估计时,选择一国经济总量(GDP)作为工具变量,考虑到GDP与金融市场规模、金融市场效率等主要解释变量间相关性较强,余下的控制变量的滞后一期也作为工具变量。在选择工具变量时一般遵循两个原则:一是与解释变量密切相关;二是与扰动项不相关。文章在选择工具变量的过程中,每一次在添加不同的工具变量后都进行过度识别检验,如果P值落在[0, 0.05]区间,则拒绝原假设(所有工具变量均是外生的),说明存在某些工具变量与扰动项相关。过度识别检验将一直持续直到接受原假设,这时候工具变量与扰动项不相关。此外,为使GMM-IV估计系数与PSTR模型的估计一致,同时也为确保选用工具变量的有效性,本文进一步对模型进行Hansen J检验,如果拒绝原假设,则证明工具变量的设定是稳健的。模型稳健性检验的结果如表4所示,参数的系数与PSTR模型下的参数估计较为接近,Hansen J检验也拒绝了原假设,说明我们得到的参数估计值是稳健的。

5. 模型估计结果及说明

根据由上所述的模型参数估计方法和基于GMM-IV的稳健性检验,得到的参数估计和稳健性检验的结论如表4所示。

第一,在1%的显著水平上,金融市场规模(*fis*)、金融市场效率(*fie*)、国内生产总值(*gdp*)、国际货币的网络外部性(*l.resv*)、资本项目开放(*kaopen*)等对一国货币作为国际储备货币产生正向影响,净出口(*nx*)、消费者价格指数变化(*cpi*)对一国货币作为国际储备货币的影响则为负向,这与理论上对它们的影响是一致的。

第二,金融市场规模(*fis*)和金融市场效率(*fie*)对国际储备货币地位的非线性影响显著。这主要归结为:一方面,当一国金融市场整体的发展处于不同水平(起步、发展到一定程度和发达水平等不同阶段)时,金融市场的发展对储备货币地位的影响力也因时而异;另一方面,一国货币作为储备货币地位的提升是多方面因素共同作用的结果。金融市场规模和金融市场效率对一国货币作为储备货币地位的非线性影响,意味着影响系数在某个范围内平滑转换,这说明金融市场规模和金融市场效率对货币国际化的影响并不随着自身规模和效率的提高而无限增强,存在一定的限度(本文中指的是 $(c_1 + c_2)/2$),在这个限度内,它们的影响不断增强,但超过这个限度它们的影响将不断削弱。具体来说,金融市场规模(*fis*)于位置参数 $0.8524((c_1 + c_2)/2)$ 处,在(0.077 71, 0.120 142)的范围内平滑移动;金融市场效率(*fie*)则在(0.454 511, 0.488 124)范围内平滑转换。

第三,金融市场规模、效率及其与金融市场开放的对比。相比于线性分析,非线性关系下一国金融市场规模对其货币的国际储备货币地位的影响要明显小得多,因为金融市场规模(*fis*)非线性部分的系数为(-0.042 43),使得影响系数范围的下限向下调整为0.120 142(线性部分影响系数)

减去0.042 43;相反地,金融市场效率对一国货币作为国际储备货币地位的影响则要大于线性条件下的影响。此外,总体上,金融市场效率的影响系数要大于金融市场规模。金融市场效率对一国货币作为国际储备货币地位的影响整体上要大于金融市场规模的影响,这主要是因为:一是金融市场效率提供了保持所持货币币值稳定的内在机制,当发生较大的经济冲击,国际上对人民币的需求发生较大的变动后,高效的金融市场效率将为人民币的快速变现提供重要保证,从而形成保持币值稳定的机制;二是金融市场效率的提升也可以保证金融市场规模的稳定增长,其对国际储备货币地位的影响更加深远。此外,金融市场开放的影响系数大于金融市场规模影响的区间,小于金融市场效率影响系数的区间,这表明金融市场开放对储备货币地位的影响并不能简单地将其与金融市场发展深化(由金融市场规模和效率组成)进行对比,它们的作用均不能忽视。

表4 PSTR 和 GMM - IV 的估计结果(被解释变量是世界官方储备中一国货币的储备额)

variables (1)	PSTR		GMM - IV	
	Coef(2)	p - value(3)	Coef(2)	p - value(3)
<i>fis</i>	0.120 141 6	0.000 ***	0.128 699 5	0.000 ***
<i>fie</i>	0.454 511 2	0.002 ***	0.411 921 6	0.007 ***
<i>lngdp</i>	1.451 509	0.000 ***	1.605 956	0.000 ***
<i>lnnx</i>	-0.045 804	0.744	-0.024 717 1	0.223 142
<i>lnofdi</i>	0.019 294	0.836	0.053 263 7	0.517
<i>lncpi</i>	-0.105 293 9	0.053 *	-0.066 591 4	0.005 ***
<i>Ln(l.resv)</i>	0.049 321 5	0.000 ***	0.057 945 2	0.000 ***
<i>nfis</i>			0	
<i>exchange</i>	-0.002 134 7	0.002 ***		
<i>kaopen</i>	0.479 631	0.004 ***		
<i>fie * fie</i>			0.961 525 8	0.326
<i>nfie</i>			0	
<i>fis * fis</i>			-3.329 879	0.02 **
<i>_cons</i>			-1.291 785	0.418
<i>fis * g(nfis)</i>	-0.042 431 5	0.018 **		
<i>gamma1</i>	62.863 06	0.595		
<i>c1</i>	0.843 692 2	0.000 ***		
<i>fie * g(nfie)</i>	0.033 612 3	0.726		
<i>/gamma2</i>	823.325 8	1		
<i>/c2</i>	0.861 141 2	0.986		
Number of obs	90			
Wald chi2(9)	3 264.31			
Prob > chi2	0			
R - squared	0.945 3			
Hansen J test(p - value)	0.735	0.479		

注:***、**、* 分别表示1%、5%和10%下的置信水平

四、相关政策建议

第一,在人民币国际化的初期,进一步做大金融市场规模。一方面,在国际贸易、投资活动中创造稳定的汇率环境,鼓励企业多使用人民币进行计价、结算,加强国内企业与国际市场的联系和接轨,推进国内金融市场规模的不断扩大;另一方面,借力离岸金融市场,延伸中国金融市场的容量。

目前人民币离岸金融市场已经在香港、伦敦、新加坡等地得到快速发展,其职能的发挥还有待进一步加强。当前中国金融市场容量与主要国际货币发行国还存在较大差距,在这种背景下,应充分发挥人民币离岸市场在投资、计价、结算等方面的便利性,从而提升人民币作为储备货币的影响力。借力离岸金融市场时具体应该做到:一是创造机制保证离岸与在岸市场的良性互动(诸如港沪通和深沪通),进而保证离、在岸金融市场资金的稳定循环。二是强化跨境支付系统(Cross-Border Interbank Payment System, CIPS)^⑤等金融基础设施建设,使人民币供求双方能够在低成本下便捷地进行人民币交易。

第二,长期内,人民币国际储备货币地位的不断将主要依赖于金融市场效率的不断提升。金融市场效率是配置资源的能力,效率的提高意味着人民币持有者可以迅速地、低成本地从金融市场获得所需货币。目前,持有一国国债或政府债券是储备货币的重要形式,高效发达的金融市场是这些外汇保值增值的重要保障。因此,在人民币提升其储备货币地位进程中,做大金融市场规模的同时,更重要的是积极提高金融市场效率,主要应从如下几个方面进行改进:(1)改革对象方面,解决金融市场存在的深层次问题,包括金融市场中的国有控股、融资主体主要为国有金融机构、缺乏金融市场的风险规避工具等问题。(2)监管方面,促进金融要素公平竞争,以利于资源的有效配置。(3)参与主体方面,改变传统的利差盈利模式,防范恶性竞争;加快金融机构的股份制改造,形成优化的股权机构和公司治理架构;培养和提升国民的金融知识和金融素质。

第三,正确把握人民币国际化的步骤和主动权。在前文所述的位置参数的限度范围内推进人民币国际化的更有效,在位置参数的限度范围外推行人民币国际化则会更加困难。也就是说在金融市场规模和金融市场效率对储备货币地位影响为高位置时,抓住时机加大推进人民币国际化的力度。

第四,加大金融市场开放程度不应成为提升人民币储备货币地位的捷径。处理好金融市场开放与金融市场发展的关系才是目前面临的迫切问题。对于如何通过开放金融市场以更好地与国际接轨,进而提升本国金融市场的效率问题,中国应事先制定好策略;人民币加入SDR对资本项目开放提出了更高的要求,加快金融市场开放已在议事日程中,对于如何更好地发挥金融市场在国内金融市场改革中的倒逼作用,中国应该为金融机构制定具体举措并保证其执行。

参考文献:

- [1] GALATI G, WOOLDRIDGE P. The euro as a reserve currency: A challenge to the pre-eminence of the US dollar? [J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2009, 4(1): 1 - 23.
- [2] CHIU L, EICHENGREEN B, MEHL A. When did the dollar overtake sterling as the leading international currency? Evidence from the bond markets [J]. *Journal of Development Economics*, 2014, 111: 225 - 245.
- [3] CHINN M D. A note on reserve currencies with special reference to the G - 20 countries [R]. International Growth Centre, India Central Programme, University of Wisconsin and NBER, 2012(1): 164 - 176.
- [4] CHEY H K. Can the Renminbi rise as a global currency? The political economy of currency internationalization [J]. *Asian Survey*, 2013, 53(2): 348 - 368.
- [5] AHMED F, WANG S Z, LAGO I M Y, et al. Internationalization of emerging market currencies: A balance between risks and rewards [R]. International Monetary Fund, 2011.
- [6] KENEN P B. The euro versus the dollar: will there be a struggle for dominance? [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2002, 24(4): 347 - 354.

^⑤随着人民币跨境支付结算需求迅速增长,对金融基础设施的要求越来越高。为满足人民币跨境使用的需求,进一步整合现有人民币跨境支付结算渠道和资源,提高人民币跨境支付结算效率,2012年初,人民银行决定组建人民币跨境支付系统。

- [7] COHEN B H. Currency choice in international bond issuance [R]. BIS Quarterly Review, NBER Working Paper, No. 11336, 2005.
- [8] DOBSON W, MASSON P R. Will the Renminbi become a world currency? [J]. *China Economic Review*, 2009, 20(1): 124 – 135.
- [9] 郝宇彪, 田春生. 人民币国际化的关键: 基于制约因素的分析 [J]. *经济学家*, 2011(11): 64 – 72.
- [10] 陈建奇, 张岸元. 人民币国际化研究文献综述 [J]. *经济研究参考*, 2014 (6): 34 – 46.
- [11] 邓黎桥. 人民币国际化: 影响因素、政策配合与监管 [J]. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2016(1): 67 – 73.
- [12] EICHENGREEN B, PARK D H, SHIN K. Growth slowdowns redux: New evidence on the middle-income trap [R]. National bureau of economic research, 2013.
- [13] DELATTE A L, FOUQUAU J. The determinants of international reserves in the emerging countries: A nonlinear approach [J]. *Applied Economics*, 2011, 43(28): 4179 – 4192.
- [14] DELATTE A L, FOUQUAU J. What drove the massive hoarding of international reserves in emerging economies? A time – varying approach [J]. *Review of International Economics*, 2012, 20(1): 164 – 176.
- [15] CHINN M, FRANKEL J A. Will the euro eventually surpass the dollar as leading international reserve currency? [M]// *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*. Chicago: University of Chicago Press, 2007: 283 – 338.
- [16] JIN L H, DU W J. Empirical analysis of factors influencing RMB internationalization [J]. *Management & Engineering*, 2014 (14): 33 – 37.
- [17] 杨荣海. 货币国际化与债券市场发展关系的实证分析 [J]. *经济经纬*, 2011 (4): 155 – 160.
- [18] 李稻葵, 刘霖林. 人民币国际化: 计量研究及政策分析 [J]. *金融研究*, 2008(11): 1 – 16.
- [19] 丁剑平, 楚国乐. 货币国际化的影响因子分析——基于面板平滑转换回归 (PSTR) 的研究 [J]. *国际金融研究*, 2014 (12): 35 – 46.
- [20] WU J, PAN Y L, ZHU Q. The conditions and potential of RMB as an international reserve currency: The empirical evidences from the history of eight major international reserve currencies [J]. *China Finance Review International*, 2014, 4(2): 103 – 123.
- [21] JANSEN S, TERÄSVIRTA T. Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1996, 58(4): 735 – 763.
- [22] FOUQUAU J, HURLIN C, RABAUD I. The Feldstein – Horioka Puzzle: A panel smooth transition regression approach [J]. *Economic Modelling*, 2008, 25(2): 284 – 299.
- [23] GONZÁLEZ A, Terasvirta T, Dijk D V. Panel smooth transition regression models [R]. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 2005.
- [24] LEVINE R. Bank-based or market-based financial systems: Which is better? [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2002, 11(4): 398 – 428.
- [25] CHINN M D, ITO H. A new measure of financial openness [J]. *Journal of comparative policy analysis: Research and practice*, 2008, 10(3): 309 – 322.

The nonlinear effect of financial market development on status as a reserve currency and Renminbi internationalization:

Empirical analysis based on PSTR model

WANG Shanshan¹, HUANG Meibo², CHEN Yanhong¹

(1. School of Economics and Management, Xiamen University of Technology, Xiamen 361024, P. R. China;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, P. R. China)

Abstract: This paper employs PSTR model and empirically tests the nonlinear relationship between financial market development and the status as international reserve using 1993 – 2013 panel data. The results are as follows: firstly, the nonlinear relationship between financial market size, efficiency and international reserve status is significant; secondly, financial market efficiency has more effect on reserve status than financial market size; thirdly, opening financial market quickly is not a good way to improving RMB as international reserve.

Key words: international reserve; RMB; PSTR; financial market

(责任编辑 傅旭东)