

# 人民币货币互换协议, 谁最 终获益? 一基于双边贸易的视角

## 张策 何青 唐博文

【摘 要 】 本文对人民币互换协议签订的政策效果进行经济学分析,采用倾向 得分匹配的方法 (PSM) 克服了样本选择偏误,同时运用近邻匹配、 核匹配、卡尺匹配等方法确保结果的稳健性。从整体来看,人民币 互换协议的签订能够促进双边的贸易往来,但由于中国的市场规模 巨大,人民币互换协议的签订对签订国贸易的促进作用要大于对中 国贸易的促进作用。从签订国的角度,人民币互换协议的签订对签 订国出口的促进作用大于对进口的促进作用。此外, "一带一路" 作为中国主导的国际战略,沿线国家缺乏有效的国际市场融资渠 道,人民币货币互换协议的签订对"一带一路"沿线国家的贸易促 进作用更明显。

【关 键 词】货币互换;贸易;一带一路;倾向得分匹配

【文章编号】 IMI Working Paper No. 1711







更多精彩内容请登陆 图 際货币网 http://www.imi.org.cn/

## 人民币货币互换协议,谁最终获益? ——基于双边贸易的视角

## 张策1何青2唐博文3

内容摘要:本文对人民币互换协议签订的政策效果进行经济学分析,采用倾向得分匹配的方法(PSM)克服了样本选择偏误,同时运用近邻匹配、核匹配、卡尺匹配等方法确保结果的稳健性。从整体来看,人民币互换协议的签订能够促进双边的贸易往来,但由于中国的市场规模巨大,人民币互换协议的签订对签订国贸易的促进作用要大于对中国贸易的促进作用。从签订国的角度,人民币互换协议的签订对签订国出口的促进作用大于对进口的促进作用。此外,"一带一路"作为中国主导的国际战略,沿线国家缺乏有效的国际市场融资渠道,人民币货币互换协议的签订对"一带一路"沿线国家的贸易促进作用更明显。

关键词: 货币互换; 贸易; 一带一路; 倾向得分匹配

## 一、引言

货币互换作为一种央行货币合作方式,在稳定金融市场、提供短期流动性便利等方面发挥了重要作用(Goldberg et al.,2010)。2008年-2009年的国际金融危机期间,美联储与欧洲央行、瑞士央行等14个国家的央行签署的货币互换协议。事实证明美联储货币互换为全球金融市场提供了充足的美元流动性,在降低金融市场的成本、缓解信用风险压力方面成效显著(Fleming和 Klagge,2010;Goldberg et al.,2010)。不仅如此,美联储与其他央行签订的货币互换协议也缓解了巴西、韩国等其他新兴市场国家外汇市场的压力(Stone et al.,2009;Aizenman,2010)。与美联储与其他国家签订的货币互换协议相并行,2008年金融危机之后,中国人民银行与香港、韩国、马来西亚等36个国家和地区货币当局签署了货币互换协议,总金额超过3万亿人民币。此次货币互换协议与之前"清迈协议"下的货币

<sup>1</sup> 张策,中国人民大学国际货币研究所研究员,中国人民大学财政金融学院博士研究生。

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> 何青,中国人民大学国际货币研究所特约研究员,中国人民大学财政金融学院教授、副系主任。

<sup>3</sup> 唐博文,中国人民大学国际货币研究所研究员。

互换协议不同,全部使用人民币标价而不是美元。人民银行曾多次与市场沟通表示,央行货币互换协议旨在便利双边贸易投资结算、为金融市场提供短期流动性支持、维护两国金融稳定和促进人民币国际化发展,市场和学者也对货币互换的成果持有积极态度。然而,2015年12月17日,阿根廷取消汇率管制,同时将价值31亿美元的人民币外汇储备换成美元,以图获得更高的流动性应对可能的危机。后经官方证实,31亿美元的人民币外汇储备来自央行货币互换。"一石激起千层浪",人民银行所签署的金额重大的央行货币协议没有应用到贸易和投资结算之中,从而促进双边的贸易和投资?如果所有的国家效仿阿根廷将人民币换成美元,人民币会不会面临更大的贬值压力?与阿根廷这种国家签署货币互换协议,是否会面临主权信用风险?市场对央行货币互换的担忧开始发酵。

虽然,周小川行长在 2017 年的 G20 首次峰会上再次重申,要继续加强货币互换和本币结算领域的货币合作,为企业的贸易与投资活动提供便利。事实上,人民币货币互换协议是否发挥其应有的作用?是否促进了双边的经贸外来?尚无全面系统地研究。这可能出于两个方面的原因,第一,在阿根廷事件发生之前,市场对央行货币互换的积极作用百喙如一,直到阿根廷事件发生之后市场开始对央行货币互换的作用产生分歧;第二,央行货币互换协议的签订国家较少,时间区间较短,并且直接比较协议签订前后的贸易增长会出现"样本选择偏误",这对研究方法的选择提出了挑战。

本文选择倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)的方法对央行货币互换的 政策效应进行评价,首先讨论央行签订货币互换协议的决定性因素,再探讨货币互换协议的 签订是否促进了双边贸易,最后探讨与不同类型国家签订的货币互换协议的政策效应是否存在差异。后文的安排如下:第二部分归纳总结相关的问题,提出本文的研究假说;第三部分介绍中国的货币互换协议,进行相关的描述性统计分析;第四部分提出研究框架、进行相关的描述性统计;第五部分运用 logit 模型探讨决定签订货币互换协议的决定因素;第六部分运用倾向得分匹配的方法探讨货币互换的政策效果,验证本文提出的研究假说;第七部分是本文的结论和相关政策建议。

## 二、 文献回顾和研究假说

美国的货币互换网络起源于 2007 年次贷危机之后。随着银行在过去几十年来的国际化发展,资本负债表变得越来越复杂,期限错配和货币错配的问题越来越严重。自从 2007 年次贷危机发酵以来,交易对手方的信用风险急速上升,为避免不确定性导致的银行信用风险

暴露,市场开始大量收回流动性。国际金融机构出现了普遍性的短期美元流动性的紧缺,2007年中期欧洲银行的美元资金缺口超过2万亿美元(McGuire 和 Peter,2009)。一般来说,中央银行借给国内商业银行的钱是本币,但是如果商业银行需要外国货币的流动性,中央银行只能消耗自己的外汇储备或者申请美元贷款。货币互换这种央行货币合作的方式可以在不消耗自己的外汇储备的情况下,满足本国商业银行等金融机构的外币流动性需求。并且与其他方式相比,国内货币扩张会带来货币贬值压力,使用央行外汇储备会增加市场恐惧,货币互换协议是解决这一问题的最好方式(Obstfeld et al.,2009)。通过对美联储的货币互换网络的分析发现,美联储的货币互换网络不仅在降低金融市场的成本、缓解信用风险压力起到了重要作用,减轻了全球美元融资链条断裂的风险(Fleming 和 Klagge,2010; Goldberg et al.,2010),还通过信号效应提振了金融市场的信心,美联储与央行签订货币协议的当天就缓解了巴西、韩国等新兴市场国家的外汇市场压力,巴西自始至终就没用过货币互换的额度(McAndrews et al.,2015; Stone et al.,2009; Aizenman,2010)。

大部分国家并没有积累足够多的外汇储备,这些储备只能在危机来临时维持本国金融稳 定。但中国拥有充足的外汇储备可以在金融危机中扮演领导者的角色,帮助其他政府渡过难 关(Obstfeld et al., 2009; Obstfeld et al., 2010)。与美元货币互换网络相并行,中 国人民银行也与三十多个国家签订了货币互换协议。但在缓解流动性紧缺、维持金融稳定方 面,人民币地位远不如美元、欧元这种国际化货币,国外央行难以直接使用人民币来缓解本 国金融机构的短期流动性压力,因此,人民币货币互换协议更多的是促进两国的贸易和投资 发展(张明,2012)。货币因素在推动双边贸易中有强大的作用,使用同一种货币可以成倍 的扩大双边贸易规模 (Helliwell, 1996; Rose, 2000; Rose 和 Engel, 2002), 而相较于美 元,区域货币的使用可以更好的服务于区域经济发展和贸易一体化,提高本区域抵御国际资 本冲击的能力(王芳等, 2016; Goldberg 和 Tille, 2008)。中国与其他国家签订的货币互 换协议可以直接用于与中国贸易的跨境结算,一方面便利了双边贸易,货币互换的额度可以 直接用于购买对方国家的产品和服务,同时央行货币互换锁定了外汇风险,两国的贸易伙伴 可以用本国的货币进行计价和结算,避免了使用第三方货币的额外费用和风险;另一方面提 高了本国商品和服务的吸引力,央行之间的货币合作降低了企业贸易的成本,增加了金融市 场的稳定性,提升了收益降低了风险增强了本国商品和服务的竞争力,能够更好的开拓对方 的市场。基于此,本文提出了第一个研究假说:

假说 1: 人民币互换协议的签订能够促进双边的贸易往来

Caliendo 和 Parro (2014) 研究发现自由贸易协定的签订对每个国家的福利提升是不一

样的,NAFTA 的签订提升了墨西哥 1.31%的福利,而对美国仅有 0.08%。同样,货币互换协议的签订对双方的贸易改善效应会存在差异 (Rose 和 Spiegel, 2012)。Goldberg 和 Till (2008)总结美元在计价货币中的霸主地位时提到,经济实力和其他国家间接采用盯住美元的汇率制度是两个重要的原因。中国是世界上最大的贸易国、人民币汇率灵活性在不断提升,并且中国积极推进区域合作,致力于形成面向全球的高标准自由贸易区网络(易纲,2015)。上面分析到,平等的货币互换协议的签订为进入对方市场提供了便利。中国作为世界上最大的市场之一,与中国签订货币互换协议有利于本国企业开拓广阔的中国市场,相对于中国,对签订国的贸易改善应该是更为明显的。由此提出本文的两个假说:

假说 2: 人民币互换协议的签订对签订国贸易的促进作用要大于对中国贸易的促进作用 假说 3: 人民币互换协议的签订对签订国出口的促进作用大于对进口的促进作用

中国是世界上最大的对外贸易国,根据 Bacchetta 和 Wincoop(2005)的理论,使用人民币作为对外贸易的计价和结算货币可以更好的发展贸易、促进经济增长。但是与理论预测相背离,人民币的国际分布并没有达到应有的高度(He et al., 2016)。重要的原因是国际货币地位的更迭本质是一种货币对另一种货币的替代,具有一定的"滞后效应"(Rey,2001)。王芳等(2016)提出在人民币国际化推广的初期,使用人民币的交易成本较高,应该从制度和福利给予一定的优惠,推动人民币的使用比例跨越"U型"拐点,带动区域贸易一体化的提升。"一带一路"的沿线国家正是现阶段推动人民币国际使用的重要突破口。人民币货币互换协议的标价币种主要是人民币,作为货币的发行国,在跨境贸易人民币计价和结算比例提高的过程中,改善了中国的福利水平(鄢莉莉和宋芳秀,2013)。由于货币国际化带来中国福利的提升,中国有动机来适当牺牲一些本国经济,来稳定人民币在区域货币中的核心地位,促进区域经济的发展(Kirshner, 1997)。由此,提出了本文的第四个假说:

假说 4: 人民币互换协议的签订对"一带一路"沿线国家的贸易促进作用大于对其他签订国家的贸易促进作用

## 三、 人民币货币互换协议

2009 年,中国先后和韩国等六个国家和地区签订货币互换协议。此后的 7 年中该项目 迅猛发展,截至 2016 底,中国已经和 36 个国家和地区先后签订人民币互换协议,总额达 33257 亿元人民币,人民币货币互换协议签订的国家数量和规模都远远超过其他国家的货币 互换协议。人民币货币互换网络的建立,旨在通过深化双边货币合作,促进两国贸易和投资, 加强双边金融合作,维护地区金融稳定。并且与美元、日元以及欧元的货币互换协议不同,人民币货币互换协议大部分条款具有对称性,中国在推动人民币国际使用的同时,尊重对方货币的地位。这不仅有利于其他国家与中国进行深入的金融合作,助推人民币国际化,更体现了中国公正良好的国际形象,提升了中国的国际地位。

表 1 中国人民银行与其他货币当局双边本币交换一览(截至 2016 年底)

签订时间	相关国家、地区	规模 (按人民币计)	备注			
	韩国	1800 亿元	于 2011 年, 2014 年续签, 规模扩大			
	의 다무	1800 12.76	为 3600 亿元人民币			
	<b></b>	2000 /7 =	于 2011 年, 2014 年续签, 规模扩大			
	香港	2000 亿元	为 4000 亿元人民币			
2009	马来西亚	800 亿元	于 2012 年, 2015 年续签, 规模扩大			
2009	与禾四亚	800 12.76	为 1800 亿元人民币			
	白俄罗斯	200 亿元	于 2015 年续签, 规模缩小至 70 亿元			
	口似夕利	200 12.76	人民币			
	印度尼西亚	1000 亿元	于 2013 年续签,规模不变			
	阿根廷	700 亿元	于 2014 年续签,规模不变			
	冰岛	35 亿元	于 2016 年续签,规模不变			
2010	新加坡	1500 /7 =	于 2013 年和 2016 年续签,规模扩大			
	机加圾	1500 亿元	至 3000 亿元人民币			
2011	新西兰	250 亿元	于 2014 年续签,规模不变			
	乌兹别克斯坦	7 亿元	已失效			
	蒙古	50 亿元	于 2014 年续签,规模扩大至 150 亿			
2011		30 7476	元人民币			
2011	哈萨克斯坦	70 亿元	于 2014 年续签,规模不变			
	泰国	700 亿元	于 2014 年续签,规模不变			
	巴基斯坦	100 亿元	于 2014 年续签,规模不变			
	阿联酋	350 亿元	于 2015 年续签,规模不变			
2012	土耳其	100 亿元	于 2015 年续签,规模不变			
2012	澳大利亚	2000 亿元	于 2015 年续签,规模不变			
	乌克兰	150 亿元	于 2015 年续签,规模不变			
	巴西	1900 亿元	已失效			
	*日	2000 /7 =	于 2015 年续签,规模扩大至 3500			
	英国	2000 亿元	亿元人民币			
2012	匈牙利	100 亿元	于 2016 年续签,规模不变			
2013	阿尔巴尼亚	20 亿元				
	欧洲央行	3500 亿元	于 2016 年续签,规模不变			
	瑞士	1500 亿元				
	斯里兰卡	100 亿元				
2014	俄罗斯	1500 亿元				

	卡塔尔	350 亿元	
	加拿大	200 亿元	
	苏里南	10 亿元	
	亚美尼亚	10 亿元	
2015	南非	300 亿元	
	智利	220 亿元	
	塔吉克斯坦	30 亿元	
	摩洛哥	100 亿元	
2016	塞尔维亚	15 亿元	
	埃及	180 亿元	



图 1 中国每年新签定人民币货币互换协议数目一览(截至 2016 年底)

从货币互换协议签订的缘由来看,人民币货币互换协议更具有多元性。美联储与其他国家央行签订货币互换协议的目标非常明确,就是在金融危机时期为市场提供充足的美元流动性,稳定全球金融市场。人民币货币互换协议的签订始于 2008 年国际金融危机之时,应对流动性紧缩、提振市场信心、稳定金融市场是当时签订货币互换协议的重要逻辑起点。然而,随着中国本身实力的增强,金融市场化程度不断地提高,人民币国际化进程不断地加快,签订人民币货币互换协议的诉求本身也在多元化。签订货币互换协议的目的不仅仅在于维持金融稳定,更重要的是促进双边贸易投资领域的合作,加强双边金融合作。中国也可以借此机遇,推动人民币的国际使用规模的扩张,增强在区域货币体系中的话语权。

从货币协议签订的国家来看,中国货币互换协议的签订更加平衡。美元在签订货币互换协议的时候,主要是与美元风险暴露程度比较高的地区签订(Aizenman 和 Pasricha, 2010), 所以可以看到美元与欧元的货币互换协议占全部美元货币互换协议使用规模的 60%以上,最

高年份超过了80%。人民币货币互换协议的全球分布则更加平衡,无论是从地理角度还是从经济角度,人民币货币互换协议并没有明显的偏向性。从地理意义上看,人民币货币互换协议主要和邻国签订,此外,多分布于亚欧大陆。但应该注意到人民币货币互换协议的签订除邻国外,从全世界范围看并不是以地理距离为重心,而是在全世界范围内普遍进行。不仅会选择在经济、政治、地缘或资源上最有影响力和战略意义的国家,还会与一些较为落后、发展中的小国签订。从经济意义上看,人民币货币互换协议在发达国家和发展中国家的分布较为均衡。从货币互换协议的签订规模来看,都是根据双边的贸易投资规模和人民币使用规模,比较平衡,没有占比特别突出的国家,规模最大的欧洲央行也仅有 3500 亿人民币,占比10.52%。

表 2 签订货币互换协议在我国邻国(或地区)的分布情况

签订的邻国(国家或地区)总数	10
签订的非邻国(国家或地区)总数	26
签订的邻国(国家或地区)数占总数之比	27. 78%
签订的邻国数量(国家或地区)占总邻国(国家或地区)数量之比	41.6%

表 3 从地理意义上看签订货币互换协议在世界范围内的分布情况

	签订国家数量	占总签订数量之比
亚洲	16	44. 44%
欧洲	10	27. 78%
非洲	3	8.33%
北美洲	1	2.78%
拉丁美洲	4	11.11%
大洋洲	2	5. 56%

表 4 从经济意义上看签订货币互换协议在世界范围内的分布情况

	签订国家数量	占总数的比重
发达国家	9	25. 00%
发展中国家	27	75. 00%

四、 研究框架

## 1、研究方法和模型简介

通过分析相关文献和人民币互换协议,人民币互换协议更多的会在便利贸易和投资领域 发挥自己的作用。但是,货币互换协议的签订并不是一种随机性为,而是内生的(Rose 和 Spiegel, 2012)。中国是否与对方国家签订货币互换协议存在"自我选择"的问题,如果直 接比较签订国和非签订国的贸易增速会存在"选择性偏差",我们真正关心的并不是签订国和非签订国对华贸易的差异,而是货币互换协议的签订对双边贸易是不是可以产生积极的影响。为了有效避免这种选择偏差,本文采用了Rosenbaum和Rubin(1983)提出的"倾向得分匹配"的方法(PSM),将已经和中国签订货币互换协议的国家设为处理组,根据一些协变量为每一个处理组样本匹配对照组,进而计算平均处理效应。

根据 Rosenbaum 和 Rubin (1985)、Dehejia 和 Wahba (2002), 本文使用 logit 模型估计倾向得分,

$$P(X_i) = F(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)}$$

其中, $F(X_i)$ 的是逻辑斯提分布的累积分布函数(cumulative distribution function,CDF), $X_i$ 是协变量构成的向量,即可能影响签订货币互换协定和影响双边贸易的一切的国家特征层面的变量。通过估计出具体的参数和方程后,我们可以据此估计和计算倾向得分。

通过 logit 模型估计模型参数,从而可以计算出倾向得分。在计算出倾向得分后,我们仍然无法准确地进行实验组和对照组的匹配,这是因为我们很难找到倾向值完全相同的两组样本,因此也无法直接进行样本的匹配。而在实证研究中,有着众多的倾向值得分的匹配方法,最常用的包括:最近邻匹配法、卡尺匹配法、核函数匹配法等。本文将利用以上方法进行样本的匹配,以期得到比较稳健的估计结果,并一一展示和分析。

最近邻匹配法的思想就是寻找与是养足样本倾向得分最近的 k 个对照组样本。本文考虑了 k 为 1、2 和 3 的情况,分别为一对一匹配、一对二匹配和一对三匹配。卡尺匹配是在给定的卡尺 u 的范围内的样本全部作为匹配对象。匹配结束后,我们可以根据匹配后的样本计算平均处理效应。具体地,依据签订人民币货币互换协议的平均处理效应 ATT 的表达形式为: ATT =  $\mathbf{E}(y_{1i}-y_{0i}|D_i=1)$ 。 那么对于实验组中的第 i 个观察值,假设它有 $N_i$ 个匹配对象,则设定权重 $w_{ij}=1/N_i$ ,由此,平均处理效应的估计式为 $\mathbf{ATT}=\frac{1}{N_i}\sum_{i:D=1}(y_i-\sum_{j:D=0}wy_j)$ 。如果采用核匹配,其权重表达式为 $w_{ij}=\frac{K((x_j-x_i)/h)}{\sum_{i:D=0}K((x_i-x_i)/h)}$ ,其中  $\mathbf{K}(\bullet)$ 是核函数,h 为带宽。

#### 2、变量设定和描述性统计

为了合理的估计倾向得分,需要对影响货币互换协议签订的因素进行分析。如前文所述,使用 PSM 研究处理效应需要明确协变量,引入尽可能多的和政策本身和双边贸易相关的因素。本文将沿用 Martin 和 Rey(2004)的分析方法,基于引力模型(gravity model)来分析影响人民币货币互换协议签订的因素。引力模型起源于物理学界的万有引力模型,在国际贸易、

国际投资和资源流动等经济学研究领域有广泛应用,对此类问题的研究有较强的解释力(Reinert,2011)。在协变量的选择方面,基于引力模型我们首先引入了国内生产总值(GDP)和地理距离作为控制变量。此外,我们注意到,引力模型本身的逻辑起点来源于物理学中的物体质量和两物体的距离,对于国际经济学问题来说,经济体的质量不应该仅仅就体量而论,还应该包括更多更多元的因素(例如:该国的资本流动情况、该国的金融基础建设情况、该国的人口、该国的政治情况等);同样地,经济体之间的距离也不应该仅仅是地理意义上的距离,还应该包括两国地缘上、文化上、制度上的距离。同时,参考前人关于美元货币互换协议的研究,Aizenman(2010)认为与美国有更多贸易和金融联系的国家,签署协议的可能性就越高。Allen和 Moessner(2010)认为存在一个大型金融中心是获得美元货币互换的重要因素。最终本文选择了12个变量,具体的定义参见表5。

表 5 主要变量的定义

变量名称	变量定义
$P^4$	讨论该国是否和中国签订人民币货币互换协议,是则为1,否则为0
$LogGDP^5$	国内生产总值的对数,反映该国的经济总量规模
Logtrade	该国贸易总额的对数,反映该国和中国贸易层面上的距离远近
Logdis <sup>6</sup>	首都距离的对数,反映该国在地理层面上和中国的距离远近
$FDI\_std^7$	标准化后的外商直接投资,反映该国资本流动的热度。这里采用标准化的 FDI 数据,
	$\text{# } Std\_FDI_i = \frac{FDI_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} FDI_i}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (FDI_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} FDI_i)^2}}$
lang	讨论该国是否和中国为同一语系的国家,如果同为汉藏语系则取 1,否则为 0,反
	映该国在语言文化上和中国距离的远近
$land^8$	讨论该国是否和中国接壤,是则为 1,否则为 0,反映该国在地缘上和中国距离的
	远近
$pol^9$	该国的政治稳定程度,反映该国国内政治和社会环境
$logpop^{10}$	该国的人口对数,反应该国人口数量

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> 关于签订当年的处理,默认是已签订。本文除此之外还进行了三种处理,第一种签订当年认为是没有签订,第二种签订当年6月份及之前认为已经签订,7月份及之后认为没有签订,第三种将签订当年的样本去掉,三种方法的结果与本文相一致,并不影响本文的结论。

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> 数据来源于世界银行 WDI 数据库,下同

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> 数据来源于 CPEII 数据库,下同。

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup>数据来源于国际货币基金组织 DOTS 数据库,下同

<sup>8</sup> 本文中邻国的概念,不仅指陆地上的邻国,还包括隔海相望的邻国

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> 数据来源于 Kaufmann 等人的测算的 WGI 指标,该数据用以衡量一个国家政治的稳定性程度,将政治稳定性分成五个维度:政局稳定性、政府的效率、管制规则的质量、法律质量、管控腐败质量等,最新的 WGI 数据已经更新至 2016 年,详见 www. govindicators. org。本文中为使得指标全面反映该国社会政治情况,对指标的五个维度进行了简单平均处理并得到文中指标。

cooperation	讨论该国是否和中国处于同一区域经贸合作组织中:则取 1,否则为 0
Dev <sup>11</sup>	讨论国家目前的发展程度,如为发达国家则为0,否则为1,综合反映该国发展程
	度
Law	讨论该国家或地区目前的法系,如采用大陆法系则为 1,如采用不同于大陆法系之
	法系(例如英美法系;伊斯兰法系等)则为0。反映法律制度层面上该国和中国距
	离的远近
Center <sup>12</sup>	讨论该国家或地区是否有国际重要的金融中心,如有则为 1,否则为 0。反应该国
	金融基础设施发展的程度。

基于样本数据的可获得性,剔除对象为袖珍国家、殖民地自治领、未受普遍承认为主权国家的国家和地区,本文选择了 99 个国家和地区作为研究的样本。其中发达国家 26 个<sup>13</sup>,发展中国家 71 个。从经济总量上看,该样本国家的 GDP 总量达到全球 GDP 总量的 90% 以上,人口也同样达到了 90%以上,因此可以视为一个有效的,具有一定代表性的样本 •。

在估计倾向得分的基础上,为处理组匹配对照组来计算签订人民币互换协议的平均处理效应,分析签订人民币货币互换协议是否能够促进双边贸易的发展。上文已经尽可能多地考虑和签订货币互换协议及影响双边贸易的因素作为我们的协变量,为了验证本文提出的四个假说,笔者构建了不同指标反映不同层面的双边贸易情况。第一个变量是双边进出口贸易总额占签订国进出口贸易总额的比重,该变量从签订协议国家角度思考,用以讨论人民币货币互换协议是否有力地促进了该国贸易发展。第二个变量是双边进出口贸易总额占中国进出口贸易总额的比重,该变量从中国角度思考,用以讨论人民币货币互换协议是否有力地促进了中国贸易发展。第三个变量是签订国对华出口额占该国出口总额的比重,第四个变量是签订国对华进口额占该国出口总额的比重,第四个变量是签订国对华进口额占该国进口总额的比重,第四个变量是签订国对华进口额占该国进口总额的比重,这两个变量的构建用于验证第三个研究假说。具体的变量定义和描述性统计见表6和表7。

表 6 主要变量的定义

变量名称	变量定义				
ratio_1 <sup>14</sup>	双边进出口贸易总额占签订国进出口贸易总额的比重,该变量从签订协议国家角度思考,				
	用以讨论人民币货币互换协议是否有力地促进了该国贸易发展				

<sup>10</sup> 数据来源自世界银行 WDI 数据库,下同

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> 这里的国家分类是按照 IMF 标准,将国家划分成发达国家(developed country)和新兴市场国家(emerging market country)

 $<sup>^{12}</sup>$ 数据引自伦敦金融城发布的"全球金融中心指数(GFCI)",该指数对全球范围内各大金融中心竞争力最为专业和权威的评价。详见  $\frac{\text{http://www.cfci.org.cn/Global/index.html}}{\text{http://www.cfci.org.cn/Global/index.html}}$ 。鉴于该指标系用于衡量城市作为金融中心的指标,因此不便直接引用讨论国家作为国际金融中心的情况。因此我们将该指标涉及评价前四十城市所在的国家设定为 1,不涉及评价的国家设定为 0

<sup>13</sup> 欧元区作为一个国家纳入样本之中

<sup>14</sup> 数据来源于国际货币基金组织 DOTS 数据库,下同

双边进出口贸易总额占中国进出口贸易总额的比重,该变量从中国角度思考,用以讨论人ratio 2

民币货币互换协议是否有力地促进了中国贸易发展

ratio\_3 签订国对华出口额占该国出口总额的比例

ratio 4 签订国对华进口额占该国进口总额的比例

表 7 主要变量的描述性统计

变量名称	样本个数	均值	标准差	最小值	最大值
ratio_1	693	0. 1204	0. 1056	0.00545	0. 6400
ratio_2	693	0.0095	0. 0248	0.00002	0. 1718
ratio_3	693	0.0879	0. 1248	0.00002	0.8963
ratio_4	693	0. 1438	0. 1133	0.0032	0.8044
loggdp	693	11.0281	0. 7659	9. 5883	13. 2540
logtrade	693	4. 7943	0. 7271	3. 4003	6. 6911
logdistance	693	3.8708	0. 2626	2. 9803	4. 2827
cooperation	693	0. 1649	0. 3714	0	1
lang	693	0.0928	0. 2903	0	1
land	693	0. 1546	0. 3618	0	1
pol	693	-0.0538	1.0070	-2. 2766	2. 1632
logpop	693	1. 1589	0. 6782	-0. 4984	3. 1176
dev	693	0. 1546	0. 3618	0	1
Law	693	0.7629	0. 4256	0	1
center	693	0. 1414	0. 3487	0	1

在利用 PSM 研究处理效应之前,笔者首先直接列述了货币互换协议的签订对双边贸易的影响。表 8 展示了与中国签订货币互换的国家与没有签订货币互换的国家,对华贸易占该国贸易总额的比重。与中国签订货币互换协议的国家,对华贸易比重要更大。这种对比可能是由于签订货币互换协议的内生性引起的,进而表 9 展示了签订货币互换协议前后,签订国对华贸易进出口总额占签订国比重的变化。表中按时间列序,可以看到货币互换协议的签订对贸易的促进作用与货币互换协议签订的时间无关,签订的早与晚并不影响双边贸易改善的幅度。从国家角度来看,贸易改善效应最明显的国家,比如印度尼西亚、新西兰、巴基斯坦、斯里兰卡、乌兹别克斯坦、哈萨克斯坦等,都是"一带一路"的沿线国家。而贸易改善效应最差的国家,比如韩国、香港、欧元区、加拿大、南非、冰岛、匈牙利,都是一些较为发达的国家和地区。

表 8 签订国和未签订国对华贸易在该国贸易中地位的对比

	均值	方差	中位数	最大值	最小值
签订国家	0. 1089	0. 0918	0. 0861	0. 6107	0. 0055

未签订国家	0. 1691	0. 1413	0. 1292	0.6400	0. 0252
总体样本	0. 1204	0. 1056	0. 0923	0.6400	0.0055

表 9 签订货币互换协议前后对华进出口贸易总额占签订国比重变化

 国家		签记	丁前			签记	 打后		三年平均
	T-3	T-2	T-1	平均	T	T+1	T+2	平均	变化
韩国	18. 59%	19. 91%	19. 63%	19. 38%	20. 53%	21. 13%	20. 44%	20. 70%	6. 83%
香港	46. 43%	47.51%	47. 58%	47. 17%	48.71%	48.93%	48. 52%	48.72%	3. 28%
马来西亚	9. 46%	10.67%	11.00%	10. 38%	13. 02%	12.55%	13. 16%	12. 91%	24. 41%
白俄罗斯	2. 26%	2.45%	2.82%	2.51%	2. 52%	3. 59%	3. 25%	3. 12%	24. 30%
印尼	8. 13%	8.64%	10.06%	8.94%	11.95%	12.31%	13. 02%	12. 43%	38. 95%
阿根廷	8.33%	10. 44%	10.79%	9.85%	9.08%	11. 34%	10.40%	10. 27%	4. 26%
冰岛	3.60%	4. 93%	3.65%	4. 06%	3.11%	3.44%	4. 10%	3. 55%	-12.56%
新加坡	10.81%	9.85%	10. 15%	10. 27%	10. 59%	10. 42%	10. 56%	10. 52%	2. 47%
新西兰	9. 73%	12. 30%	13. 10%	11.71%	14. 17%	15. 79%	18.60%	16. 19%	38. 23%
蒙古	41.18%	47.70%	62.85%	50. 58%	56.06%	58. 42%	55. 27%	56. 58%	11.88%
乌兹别克斯坦	8. 21%	9.66%	12. 16%	10.01%	9. 13%	12. 37%	17. 68%	13.06%	30. 47%
哈萨克斯坦	11.09%	13. 21%	17. 33%	13.88%	18.81%	19. 36%	17. 49%	18. 55%	33. 70%
泰国	10. 19%	11.59%	12.15%	11.31%	12.58%	13. 39%	13.57%	13. 18%	16. 53%
巴基斯坦	11.99%	9.66%	15. 55%	12.40%	16. 17%	19. 02%	21.55%	18.91%	52. 53%
阿联酋	6.82	7. 10%	7. 55%	7. 16%	8.15%	7. 92%	9. 19%	8.42%	17.65%
土耳其	5.87%	6.50%	6. 43%	6. 27%	6. 20%	7.01%	6.95%	6.72%	7. 23%
澳大利亚	19.96%	22. 10%	23.33%	21.80%	24. 11%	28. 20%	27. 32%	26. 54%	21.78%
乌克兰	4. 90%	5.37%	5. 59%	5. 29%	6.30%	7. 57%	7. 46%	7. 11%	34. 49%
巴西	12. 36%	14.69%	15.99%	14. 35%	16. 20%	17. 30%	17. 16%	16.89%	17. 70%
英国	6. 21%	5.92%	6. 13%	6.09%	6.36%	7. 42%	8.34%	7. 37%	21. 14%
匈牙利	5.62%	4.87%	4. 49%	4. 99%	4. 22	3.82%	3.97%	4. 00%	-19.83%
阿尔巴尼亚	6. 12%	5.35%	5. 31%	5. 59%	7. 97%	7. 70%	9.45%	8.37%	49. 70%
欧元区	9.88%	9. 52%	9.11%	9.50%	8.96%	9.47%	9.90%	9.44%	-0.63%
瑞士	4.07%	5. 21%	8.13%	5.80%	7.47%	8.58%		8.03%	38. 28%
斯里兰卡	7. 12%	3.73%	10.84%	7. 23%	11.63%	13.62%		12.63%	74. 62%
俄罗斯	9.01%	9.75%	9.90%	9.55%	10. 57%	11.48%		11.03%	15. 40%
卡塔尔	4.86%	5.86%	6. 78%	5.83%	7.86%	8.19%		8.03%	37. 57%
加拿大	10.93%	11. 23%	11.28%	11.15%	11.49%	12.49%		11.99%	7. 57%
苏里南	4. 54%	4.40%	5. 52%	4.82%	6.82%			6.82%	41. 49%
亚美尼亚	8.77%	8.78%	11.22%	9. 59%	11.39%			11.39%	18. 77%
南非	12.18%	15. 21%	12.82%	13.40%	14.00%			14.00%	4. 45%
智利	21. 27%	22.68%	23.64%	22.53%	25. 19%			25. 19%	11.81%
塔吉克斯坦	39. 35%	40. 23%	52.32%	43. 97%	46.75%			46.75%	6. 33%

## 五、 签订人民币货币互换协议的决定因素

首先,笔者将探究影响人民币货币互换协议签订的主要因素。基于引力模型,笔者不仅探究国家在地理意义上的距离(例如:首都之间的直线距离、两国之间是否接壤等)对签订人民币货币互换协议的影响,还探究经济上的距离(例如,两国是否同处在一个区域经济合作组织中)和文化意义上的距离(例如,两国是否使用相同的语言,是否分享相同的语系,或者在历史上是否曾同归属于一个殖民帝国之下等)等众多层面意义上的距离对签订人民币货币互换协议的影响。同时,对以往文献中所涵盖的变量进行控制。表 10 汇报了主要的回归结果,所有的变量采用依次进入回归的方法。

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
loggdp	-0. 913*	-0. 986*	-1. 296**	-1. 259**	-1. 160*	-0.882
	(-2.16)	(-2.25)	(-2.77)	(-2.60)	(-2.33)	(-1.31)
logtrade	1.852***	1.885***	2. 227***	1. 957***	1.826***	1. 784**
	(4.10)	(4.01)	(4.41)	(3.69)	(3.32)	(3.11)
logdistance	-1. 997***	-0.963	-1. 354*	-1.054	-1.904	-0.984
	(-4.80)	(-1.66)	(-2.13)	(-1.59)	(-1.65)	(-1.47)
land		0.878**	0. 995**	1. 186**	1. 210**	1. 413**
		(2.60)	(2.79)	(3. 19)	(3.24)	(3.37)
lang			-1. 111**	-1. 212**	-1. 139**	-0. 998 <sup>*</sup>
			(-2.77)	(-2.93)	(-2.71)	(-2.26)
center				$0.734^*$	0.667	0.763
				(2. 19)	(1.78)	(1.85)
std_FDI				-0.0177	-0.0102	-0.0105
				(-0.20)	(-0.11)	(-0.11)
pol					0.100	0.110
					(0.80)	(0.55)
1aw					0.148	0.188
					(0.80)	(0.71)
dev						-0. 253
						(-0.57)
logpop						-0. 216
						(-0.57)
cooperation						3.638
						(0.74)
_cons	$7.206^*$	3.709	$7.053^*$	6.666	6. 253	6.641
	(2.53)	(1.17)	(2.05)	(1.85)	(1.72)	(1.89)
样本数量	693	693	693	693	693	693
预测准确率	82.54%	81.67%	82.97%	83. 98%	83.84%	84. 99%
似然比	96. 28	99. 19	103. 12	116. 36	117.36	118.84
Pseudo R2	0. 1427	0. 1528	0. 1653	0. 1724	0. 1739	0. 1761

表 10 logit 模型回归结果

从 logit 模型的估计结果中可以看到,签订货币互换协议更多的会考虑双边贸易和金融联系,而不是单纯看经济规模,这与 Aizenman(2010)的研究相一致。这意味着对于两个双边贸易额相近的国家,中国更倾向于同经济总量规模小的国家签订货币互换协议。对于经济总量规模相近的国家,中国更倾向于同双边贸易规模大的国家签订货币互换协议。同样与Allen 和 Moessner(2010)的研究结果相一致,存在一个大型金融中心的国家仍容易获得人民币货币互换协议。一个发达的国际金融中心可以更好的发挥货币互换协议在便利贸易投资、维护金融稳定方面的作用,有利于人民币在国际使用上的推行。除此之外,地理距离并不能很好的解释人民币货币互换协议的签订,而邻国经济是人民币互换协议签订的重要因素,说明中国倾向于同地理距离较远但地缘经济和战略距离较近的国家签订货币互换协议。其他人口、政治稳定性、发达国家、法律体系等因素并不会显著地影响人民币互换协议的签订。

## 六、 签订人民币货币互换协议的政策效果

## 1、对假说 1 和假说 2 的检验

在估计样本平均处理效应 (ATT) 时,根据倾向得分结果,为每一个处理组匹配对照组。 根据上文的介绍,样本匹配的方法有多种,近邻匹配结果作为最常用的匹配方法,在这一部分将作为最重要的方法进行实证分析和解释,而其他样本匹配方法将作为模型稳健性随后展示。从表来看,大部分变量在匹配后,处理组和对照组的标准误有所降低,样本的均值更加接近,这表明经过匹配之后却能够大幅降低处理组和对照组之间的差异,使得它们的分布更加接近。Ratio\_1 变量在匹配前后均在 1%的显著性水平上异于 0,这表明人民币货币互换协议的签订确实能够促进签订国家的贸易发展。Ratio\_2 变量在匹配前在 1%的显著性水平上异于 0,但是在匹配后并不存在明显差异,这表明人民币货币互换协议的签订对中国贸易发展的促进作用是内生的,人民币货币互换协议对中国贸易发展的促进作用有限。

变量名	样本情况	处理组	对照组	标准误(%)	t
Loggdp	匹配前	11. 393	10. 946	61.2	6. 23***
	匹配后	11. 393	11. 633	32.8	-2.54***
Logdistance	匹配前	3. 7219	3.8999	62. 9	-7. 26***

表 11 匹配后样本误差变化

	匹配后	3. 7219	3.8041	29. 1	-2.47***
Lang	匹配前	0. 13636	0. 09269	13. 7	1.50
	匹配后	0. 13636	0. 03788	30. 9	2.87***
Land	匹配前	0. 40152	0. 11765	68. 2	8. 13***
	匹配后	0. 40152	0. 39394	1.8	0. 13
Po1	匹配前	0. 28429	-0. 1715	43.9	4. 69***
	匹配后	0. 28429	-0.06834	33. 9	2. 63***
Logpop	匹配前	3. 298	3. 1422	22. 5	2. 38***
	匹配后	3. 298	3. 516	31.5	-2.49***
Cooperation	匹配前	0. 34848	0. 11765	56. 6	6. 68***
	匹配后	0. 34848	0. 43182	20. 4	-1.39
Dev	匹配前	0. 34091	0. 13369	50. 1	5. 79***
	匹配后	0. 34091	0. 23485	25. 6	1.91*
Law	匹配前	0. 67424	0. 76471	20. 2	-2.16**
	匹配后	0. 67424	0. 79545	27. 1	-2.24**
Center	匹配前	0. 34091	0. 09447	62. 4	7. 60***
	匹配后	0. 34091	0. 25758	21.1	1.48
Std_FDI	匹配前	0. 19877	-0.04677	21.5	2. 55***
	匹配后	0. 19877	0. 38889	16.6	-0.95
Ratio_1	匹配前	0. 1691	0. 1089	50. 5	6.04***
	匹配后	0. 1691	0. 1195	41.6	3.45***
Ratio_2	匹配前	0.0198	0.0071	46.0	5. 43***
	匹配后	0.0198	0.0176	7.84	0. 57

注:处理组和对照组展示的是均值,t检验是处理组和对照组的均值差异检验,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%,5% 和 10%的水平下显著,下同

上面的统计结果给予了初步的结论,接下来探讨人民币货币互换协议的平均处理效应。 为了保证结果的稳健性,笔者分别使用1对1匹配、1对2匹配、1对3匹配、核匹配和卡 尺匹配的方法对签订人民币货币互换协议的平均处理效应进行分析。从表中可以看到,匹配 后的结果在消除了处理组和对照组的样本误差后,人民币货币互换协议的签订对签订国的贸 易发展有积极的促进作用,平均处理效应 ATT 约为4%。但是人民币货币互换协议的签订对 中国的贸易发展作用有限,所有的匹配方法均不显著。这一结果验证了本文的假说1和假说 2,由于中国是世界上第一大贸易国,也是世界上市场潜力最大的国家,与其他签订国的贸 易规模和市场规模存在量级上的差距。人民币货币互换协议的签订双方具有对称性和平等性, 这势必会带来对双方贸易的促进作用存在差异性。签订国通过货币互换协议便利同中国的贸 易,可以从中国巨大的市场潜力中获得巨额贸易增量,相比而言中国的贸易增量缺较少。这 说明虽然人民币互换协议的签订可以带来双边贸易的增长,但对签订国贸易的促进作用要大 于对中国贸易的促进作用。

表 12 对签订国和中国贸易增长的平均处理效应

	A ra	atio_1	B ratio	0_2
	ATT	t	ATT	t
1对1匹配	0. 0474	2. 19**	0.0000	0.00
1 对 2 匹配	0.0496	2. 52***	0.0022	0.36
1对3匹配	0.0512	2.85***	0.0024	0. 45
核匹配	0. 0365	2. 68***	-0.03866	-1.44
卡尺匹配	0.0314	1. 99**	-0.0341	-0.78

注:对于核匹配,这里使用默认的和函数和带宽;对于卡尺匹配,据计算,标准差的1/4约为0.041,为保守起见和保证结果的可比性,这里将卡尺范围固定在0.03,这意味着对倾向值相差3%进行一对三的匹配(下文基本方法和这里一致,因此不再说明)

## 2、对假说3的验证

上面分析了,由于中国的市场规模相比于其他签订国要大的多,因此对签订国的贸易促进作用要大于对中国的贸易促进作用。接下来自然引出了假说 3,由于中国的市场规模大,人民币互换协议的签订对签订国出口的促进作用应该大于对进口的促进作用,本节将对此进行验证。表中显示,Ratio\_3变量和Ratio\_4变量在匹配前后均在1%的显著性水平上异于0,这表明人民币货币互换协议的签订对签订国的出口和进口都存在明显的促进作用。

表 13 对签订国出口和进口的样本误差消除

变量名	样本情况	处理组	对照组	标准误(%)	t	
Ratio_3	匹配前	0. 1581	0.0715	59. 4	7. 45***	_
	匹配后	0. 1581	0. 1007	39. 4	3. 18***	
Ratio_4	匹配前	0. 1771	0. 1360	36. 1	3. 79***	
	匹配后	0. 1771	0. 1373	35.0	3. 16***	

从人民币货币互换协议的平均处理效应来看,再匹配消除样本误差之后,人民币货币互换协议的签订对签订国的出口和进口都存在显著的促进效应。但是对出口和进口的平均处理效应存在差异,对签订国出口的平均处理效应是 5.5%以上,而对签订国进口的平均处理效应约为 4%,人民币互换协议的签订对签订国出口的促进作用大于对进口的促进作用。可以看到,人民币货币互换协议对于签订国来说,在出口和进口两个维度均有所提升。由于中国市场规模更大,对出口的促进作用要更加显著、程度也更高。

表 14 对签订国出口和进口贸易增长的平均处理效应

	A ra	atio_3	B rati	o_4
	ATT	t	ATT	t
1对1匹配	0. 0589	2. 19**	0. 0372	1. 78*
1对2匹配	0.0574	2. 45***	0. 0399	2.05**
1对3匹配	0.0584	2. 72***	0.0416	2. 33***
核匹配	0.0500	2. 94***	0.0215	1.63
卡尺匹配	0. 0354	1.84*	0.0252	1.64*

## 3、对假说 4 的验证

上文也分析到,中国作为"一带一路"战略的发起国,会维持区域的稳定和发展而牺牲一些利益,同时"一带一路"眼线国家进入国际金融市场的渠道有限,对人民币互换协议的需求更高。人民币互换协议的签订对"一带一路"沿线国家的贸易促进作用应该大于对其他签订国家的贸易促进作用。本节将样本从全样本分为"一带一路"沿线国家"和其他国家。从表 15 中可以看到,签订人民币互换协议对于其他国家的贸易几乎不存在影响,这说明并不是所有的国家都可以从人民币货币互换协议中受益,人民币货币互换协议的签订对其他国家的贸易效应有限。相比来看,"一带一路"沿线国家跟全样本的结果一直,签订人民币互换协议对双边贸易有着积极的促进作用。但是可以发现,这种影响效应存在大小和显著性水平的差异。对"一带一路"沿线国家的的平均处理效应要比全样本国家大 1%~1.5%,同时更加显著。人民币互换协议的签订对"一带一路"沿线国家的贸易促进作用大于对全体签订国家的贸易促进作用。

表 15 对"一带一路"沿线国家贸易增长的平均处理效应

	A 其他国家							
	A ratio_1 B ratio_2			C ra	C ratio_3		tio_4	
	ATT	t	ATT	t	ATT	t	ATT	t
1 对 1	0.0180	1.02	-0.0121	-0.92	0. 0238	1.11	0. 0134	0.70
1 对 2	0.0150	0.92	-0.0073	-0.67	0.0196	0.96	0.0119	0.75
1 对 3	0.0147	0.93	-0.0068	-0.70	0.0184	0.93	0.0123	0.83
核匹配	0.0217	1.58	-0.0055	-1.03	0.0341	1.82*	0.0109	0.91
卡尺匹配	0.0140	0.87	-0.0055	-0.58	0.0182	0.92	0. 0111	0.73
				B一带一路	8沿线国家			
	A ra	tio_1	B rat	io_2	C ra	tio_3	D ra	tio_4
	ATT	t	ATT	t	ATT	t	ATT	t
1对1	0.0441	1.86*	0. 0059	1.05	0. 0442	1.48	0.0478	2. 15**
1 对 2	0.0589	2.94***	0.0044	0.84	0.0667	2.69***	0.521	2.82***

 $<sup>^{15}</sup>$  这里的 belt 定义为是否为一带一路沿线国家,具体定义据一带一路官网,详见 https://www.yidaiyilu.gov.cn

1 对 3	0.0618	3. 24***	0.003	0.63	0.0732	3. 11***	0.0517	2.99***
核匹配	0.0422	2. 44***	0.0096	2. 28**	0.048	2.39***	0.0356	2.11**
卡尺匹配	0.0376	2.30**	0.0074	1.64	0.0390	2.34**	0.0364	2. 10**

## 七、 结论和政策建议

中国人民银行自 2009 年以来陆续与全世界 36 个国家和地区签订了双边货币互换协议,旨在加强双边金融合作、促进双边贸易和投资。本文对人民币互换协议签订的政策效果进行经济学分析,采用倾向得分匹配的方法(PSM)克服了样本选择偏误,同时运用近邻匹配、核匹配、卡尺匹配等方法确保结果的稳健性。本文的基本结论如下,从整体来看,人民币互换协议的签订能够促进双边的贸易往来,但由于中国的市场规模巨大,人民币互换协议的签订对签订国贸易的促进作用要大于对中国贸易的促进作用。从签订国的角度,人民币互换协议的签订对签订国出口的促进作用大于对进口的促进作用。"一带一路"是新时期党和国家重点发展的国际战略,是中国主导的区域经济合作,中国在其中发挥了重要作用。同时,"一带一路"沿线国家缺乏有效的国际市场融资渠道,人民币货币互换协议的签订对"一带一路"沿线国家的贸易促进作用更明显。

可以看出,人民币互换协议具有明显的贸易促进作用,尤其对于签订国和"一带一路"沿线国家。因此,中国应该继续完善人民币货币互换网络,加强双边的货币和贸易合作。与中国签订人民币货币互换协议,对签订国可以促进贸易发展、提升经济增长,对中国可以推动人民币的国际使用,互利互惠实现双赢。同时,要重点发挥人民币货币互换在"一带一路"战略的协同作用,相互促进,最终共同实现打造政治互信、经济融合、文化包容的利益共同体、命运共同体和责任共同体的战略宏景。

#### 参考文献

- [1] 王芳, 张策, 何青, 钱宗鑫. 人民币区域化能促进贸易一体化吗? [J]. 国际金融研究, 2017, 363(7): 86-96.
- [2] 鄢莉莉, 宋芳秀. 跨境貿易人民币结算, 经济政策有效性与福利分析[J]. 经济科学, 2013(5): 62-75. [3] 易纲. 我国积极参与全球经济治理应从六方面入手[J]. 金融博览, 2016(1):38-38.
- [4] 张明. 全球货币互换:现状、功能及国际货币体系改革的潜在方向[J]. 国际经济评论, 2012(6):65-88. [5] Aizenman J, Pasricha G K. Selective swap arrangements and the global financial crisis: Analysis and interpretation[J]. International Review of Economics & Finance, 2010, 19(3): 353-365.

[6]Aizenman J. International reserves and swap lines in times of financial distress: overview and interpretations[R]. ADBI working paper series, 2010.

[7]Allen W A, Moessner R. Central bank co-operation and international liquidity in the financial crisis of 2008-9[M]. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department, 2010.

[8]Bacchetta P, Van Wincoop E. A theory of the currency denomination of international trade[J]. Journal of international Economics, 2005, 67(2): 295-319.

[9]Caliendo L, Parro F. Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA[J]. Review of Economic Studies, 2015, 82(1): 1-44.

[10]Dehejia R H, Wahba S. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies[J]. Review of Economics and statistics, 2002, 84(1): 151-161.

[11]Fleming M J, Klagge N. The Federal Reserve's foreign exchange swap lines[J]. Review of Economics and statistics, 2010, 16(4): 1-7.

[12]Goldberg L S, Kennedy C, Miu J. Central bank dollar swap lines and overseas dollar funding costs[R]. National Bureau of Economic Research working paper No.15763, 2010.

[13]Goldberg L S, Tille C. Vehicle currency use in international trade[J]. Journal of international Economics, 2008, 76(2): 177-192.

[14]He Q, Korhonen I, Guo J, et al. The geographic distribution of international currencies and RMB internationalization[J]. International Review of Economics & Finance, 2016, 42(4): 442-458.

[15]Helliwell J F. Do borders matter for social capital? Economic growth and civic culture in US states and Canadian provinces[R]. National bureau of economic research working paper No.5863, 1996.

[16] Kirshner J. Currency and coercion: the political economy of international monetary power[M]. Princeton University Press, 1997.

[17]Martin P, Rey H. Financial super-markets: size matters for asset trade[J]. Journal of International Economics, 2004, 64(2): 335-361.

[18]McAndrews J, Sarkar A, Wang Z. The effect of the term auction facility on the London interbank offered rate[R]. Federal Reserve Bank of New York, 2015.

[19]McGuire P, von Peter G. The US dollar shortage in global banking[J]. BIS Quarterly Review, 2009.

[20]Obstfeld M, Shambaugh J C, Taylor A M. Financial Instability, Reserves, and Central Bank Swap Lines in the Panic of 2008[J]. The American Economic Review, 2009, 99(2): 480-486.

[21]Obstfeld M, Shambaugh J C, Taylor A M. Financial stability, the trilemma, and international reserves[J].

American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2(2): 57-94.

[22]Reinert K A. An introduction to international economics: new perspectives on the world economy[M]. Cambridge University Press, 2011.

[23] Rey H. International trade and currency exchange [J]. The Review of Economic Studies, 2001, 68(2): 443-464.

[24]Rose A K, Spiegel M M. Dollar illiquidity and central bank swap arrangements during the global financial crisis[J]. Journal of International Economics, 2012, 88(2): 326-340.

[25]Rose A K. One money, one market: the effect of common currencies on trade[J]. Economic policy, 2000, 15(30): 08-45.

[26]Rose A, Engel C. Currency Unions and International Integration[J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 2002, 34(4): 1067-1089.

[27]Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. The American Statistician, 1985, 39(1): 33-38.

[28]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983:70(1), 41-55.

[29]Stone M M R, Walker W C, Yasui Y. From Lombard Street to Avenida Paulista: Foreign Exchange Liquidity Easing in Brazil in Response to the Global Shock of 2008-09[M]. International Monetary Fund, Working paper 09/259, 2009.



## 中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址:北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室, 100872 电话:010-62516755 邮箱:imi@ruc.edu.cn