

金融发展对跨境人民币结算的空间 溢出效应及异质性研究

李艳丰^{1,2} 黄纪强³¹

(1. 湘潭大学 商学院, 湖南 湘潭 411105;

2. 湖南财政经济学院 财政金融学院, 湖南 长沙 410205;

3. 中南财经政法大学 财政税务学院, 湖北 武汉 430073)

【摘要】: 基于 2011-2019 年我国 30 个省(区、市)平衡面板数据研究跨境人民币结算的空间集聚特征, 使用空间计量模型实证分析金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应及异质性。发现省际跨境人民币结算呈现高-高、低-低的聚集趋势。通过构建多维度金融发展指标检验发现, 金融发展规模、金融集聚、金融开放度均能有效推动跨境人民币结算, 并呈现显著的正向溢出效应, 金融开放度的影响效应更为明显。金融发展对跨境人民币结算在时间和空间上存在显著的异质性, 正向溢出效应从 2015 年之后转变为负向溢出效应, 通过更换权重矩阵发现结论依旧成立。

【关键词】: 金融发展 金融集聚 金融开放 跨境人民币结算 空间溢出效应

【中图分类号】: F832.6 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7217 (2022) 05-0010-09

一、引言

跨境人民币结算能有效降低企业汇率风险, 提升企业在国内和国外两个市场的资源配置能力并支持中国经济高水平开放和高质量发展。全球金融危机爆发后, 为降低对美元国际货币的依赖, 中国政府开始推进本币在对外经济往来中的使用。在中国人民银行等部门的一系列政策指引下, 人民币跨境收付规模显著增加, 人民币投融资功能深化, 人民币价值储藏功能稳步推进, 市场主体对人民币接受程度不断提升。截至 2021 年底, 人民币跨境收付金额达 36.6 万亿元¹, 人民币跨境收付占同期本外币跨境收付总额的 46.2%²。与此同时, 全球人民币地位稳步上升, 人民币全球支付份额达 2.7%³, 全球贸易融资货币人民币占比达 2.01%, 全球央行外汇储备币种构成人民币占比达 2.75%, 全球排名分别位列第四、第三和第五。从国内地理分布看, 跨境人民币结算主要集中于东部地区, 包括上海、北京和广东等五省(市)占全部跨境人民币收付比重达 90.3%。“十四五”规划中明确提出“实行高水平对外开放”“稳妥推进人民币国际化”以及“维护国家金融安全”。在跨境人民币结算以及人民币国际化促进中国高水平对外开放的背景下, 探讨跨境人民币结算区域差异以及金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应及异质性, 进而找到优化

作者简介: 李艳丰(1981—), 女, 湖南益阳人, 经济学博士, 湖南财政经济学院财政金融学院副教授, 湘潭大学理论经济学博士后, 研究方向: 货币国际化与国际金融。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(20BJL061); 湖南省哲学社会科学基金一般项目(17YBA054); 湖南省教育厅优秀青年科学研究项目(20B099)

跨境人民币结算实现本币优先的科学路径，对于发挥跨境人民币结算服务实体经济高质量发展的内在动力，有着重要的理论与实践意义。

国内外学者有关跨境人民币结算的研究主要是在货币国际化的大框架下，具体包括以下三个方面：一是国际贸易计价货币选择。学者从经济规模、出口市场份额等宏观因素^[1]，产品差异性以及需求弹性等产业特征与产品结构^[2]，汇率波动性、货币交易成本和讨价还价能力等厂商层面^[3]研究贸易计价货币的选择问题。二是跨境人民币结算影响因素研究。有学者认为金融发展能有效推动跨境贸易人民币结算以及人民币国际化^[4,5]，同时发现产业结构升级、科技创新^[6]、自由贸易协定^[7]和双边货币互换^[8]对跨境贸易人民币结算业务均有正向的影响。三是人民币交易地理差异以及空间溢出效应。有学者认为人民币交易与美元、欧元等国际货币存在地理分布的趋同^[9]，人民币在全球伙伴国以及在“一带一路”沿线国家的空间布局呈聚类特征及显著差异^[10,11]。跨境贸易人民币结算存在东、中、西部地区差异^[12]且呈“沿海-沿边-内地”空间演化特征^[13]。考虑到地区经济金融发展水平的不平衡，跨境贸易人民币结算可能存在空间集聚效应。邓富华和霍伟东等研究认为金融发展通过激发市场潜能来促进跨境贸易人民币结算^[14]，不过由于空间自回归系数未通过显著性水平的检验，作者仅限于对直接效应进行阐释，间接效应即空间溢出效应还有待深入探讨。在金融发展过程中，金融资源流动既能促进本地区经济发展，也会通过空间溢出效应带动周边地区经济发展^[15,16]。由于金融资源向中心集聚形成对其他生产要素的吸引力，导致金融集聚产生对周边的负向溢出效应^[17]。

综合来看，国内外研究更多侧重人民币全球交易的地理分布视角，针对境内省际跨境人民币结算区域差异与空间溢出效应的研究较少。从研究指标来看，金融发展主要选取金融发展规模和金融发展效率等指标进行研究，未能体现金融的空间属性和金融开放的特征与水平。从研究内容来看，主要围绕直接效应进行研究，未能从空间溢出效应以及时空异质性进行研究，难以深入揭示跨境人民币结算的地区特征及内在影响机理，降低了各地区推进人民币跨境结算政策的针对性和有效性。因此，本文基于2011-2019年30个省(区、市)的跨境人民币结算数据，多维度建立金融发展指标，将金融发展规模、金融集聚、金融开放度与跨境人民币结算纳入统一框架，运用空间计量模型探讨跨境人民币结算区域集聚以及金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应和时空异质性，为积极推进本币结算并促进区域协调发展提供理论依据与经验启示。

二、理论基础与研究假设

金融发展是一国货币成为国际货币的重要条件。金融发展指金融发展规模、金融结构与效率以及金融功能不断完善^[18]。金融开放既有助于一国金融市场深化和金融效率的提升，同时作为资本账户可自由兑换的关键内容，也是人民币充分发挥国际货币职能的重要影响因素。金融发展为跨境人民币结算提供货币兑换、收付与风险管理等跨境金融服务，推动本币国际化使用；同时金融发展促进企业创新、提高商品差异化程度，从而提高企业双边议价能力，为本币结算提供动力^[19]。金融发展进入金融集聚高级阶段以后，通过规模经济提升金融效率并加速产业结构优化^[20]，金融集聚也是金融要素区域选择与金融效率在空间上的调整。随着我国经济开放程度的不断提高，企业“走出去”与外资“引进来”以及短期资本跨境自由流动均在提升。金融市场开放有助于提高资源配置效率，有助于完善与构建人民币国际使用跨境循环体系。直接投资通过增强一国经济实力和贸易规模实现对货币国际化的促进作用，中国产业链重构以及产业对外转移中需优先本币结算^[21,22]。金融开放既有助于人民币流动性输出，又为非居民主体投资人民币资产提供便利。因此，金融发展可以降低人民币交易成本、提高企业议价能力以及畅通人民币国际循环，促进跨境人民币结算。由此提出假设1。

假设1 金融发展促进本地区跨境人民币结算。

金融发展尤其是金融集聚具有空间属性。金融地理学研究金融要素和活动的空间分布及影响。金融资源与区位地理条件、产业与政策环境相互融合与影响，促进金融资本、信息、技术和人才在空间上集聚、扩散，由此产生集聚与扩散效应^[23]。金融集聚通过促进企业技术进步并优化产业结构的中介效应对跨境人民币结算形成正向影响^[24]。金融集聚在促进本地区跨境人民币结算的同时，通过信息、知识以及技术的空间外溢^[17]对周边区域跨境人民币结算形成带动作用。跨境人民币结算由局部地区试点到面向全国推广，金融机构提供的跨境金融服务与各省(区、市)对外经贸往来人民币结算需求得以有效匹配。有学者认为金融集聚的

空间溢出程度与空间距离、吸收方的经济发展与文化等因素有关^[25]。中国金融资源地区非均衡分布以及地区经济发展差异，导致知识与资本外溢障碍，地区间金融资源竞争激烈，呈现负的空间溢出效应^[26]。中国“一带一路”倡议和境内自由贸易试验区等经济开放战略的分阶段推进，在促进贸易市场多元化、贸易投资以及本币结算便利化的同时，自由贸易试验区先行先试政策客观上形成地区间经济金融资源的差异与竞争。因此，金融发展对跨境人民币结算的影响存在正向溢出效应，也可能因经济发展和金融资源地区差异、政策差异或竞争性影响，溢出效应存在异质性。由此提出假设 2。

假设 2 金融发展对跨境人民币结算的影响存在正向溢出效应，且存在时空异质性。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

以 2011-2019 年跨境人民币结算省际面板数据为研究对象。相关数据来源于中国人民银行、国家统计局、Wind 数据库以及中国分省(区、市)市场化指数数据库。自 2011 年开始跨境人民币结算扩展至全国，对于 Wind 数据中缺损省(区、市)的数据，通过各省(区、市)区域金融运行报告、央行发布的历年人民币国际化报告、公开网站搜索、信函及调研武汉中心支行等方式进行补充。西藏的数据因前后年份波动异常而忽略。控制变量包括政府干预指数以及金融市场化指数，中国分省份市场化指数数据已做可比化衔接处理⁴。为防止数据波动较大产生的异方差影响，对所有的绝对数指标进行对数化处理，数据处理与分析使用软件 Stata14.1。

(二) 模型设定

考虑到我国各省份地区之间的资金流、人流、物流和信息流，与跨境人民币结算形成空间相互依赖，因此采用空间计量模型估计金融发展对跨境人民币结算的影响。分别建立空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型来分析金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应，模型形式设定分别如式(1)、式(2)和(3)所示：

$$cyls_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fd_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{jit} + \rho W cyls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$cyls_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fd_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{jit} + \rho W \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$cyls_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fd_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{jit} + \rho W \mu_{it} + \delta W fd_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，cyls 是跨境人民币结算规模，i、t 分别代表省(区、市)和年份；fd 为金融发展；X 是控制变量，包括地区生产总值(gdp)、贸易开放度(open)、政府干预指数(gov)、金融业市场化指数(com)、专利申请数(rd)、实际汇率(rex)；W 为空间权重矩阵； ρ 是空间滞后自回归系数， δ 为其解释变量； μ 是误差项； ε 为随机扰动项。

(三) 变量定义

被解释变量为跨境人民币结算规模，采用各省跨境人民币收付金额衡量。解释变量为金融发展，包括金融发展规模、金融业

集聚规模、银行业集聚规模、证券业集聚规模以及金融开放度。参考以往研究,采用银行业金融机构存贷款余额之和占各省(区、市)经济总量比重来衡量金融发展规模^[27]。采用金融业增加值与 GDP 比值测度金融业集聚规模,各省(区、市)人均存款规模与全国人均存款规模比值测度银行业集聚规模,各省(区、市)人均股票市值与全国人均股票市值之比测度证券业集聚规模^[24]。参照刘兰凤等的研究,采用资本跨境流入与流出以及外资在总资产中的比例的指标来衡量金融开放度^[28],即由外商直接投资与海外直接投资之和与 GDP 比值以及外币存贷款总额与本外币存贷款总额之比两部分之和构成。

控制变量包括地区生产总值、贸易开放度、政府干预指数、金融业市场化指数、专利申请数以及实际汇率。一国或地区经济规模和贸易规模是影响跨境人民币结算的直接因素。政府干预指数用政府治理能力和市场配置资源市场化程度衡量,金融业市场化指数用金融业市场竞争程度衡量。跨境人民币结算受到地方政府现代化治理能力以及金融资源市场竞争程度的影响。用各地区专利申请数衡量该地区市场主体的创新能力。借鉴邓富华和霍伟东等的研究,用中美两国物价指数来衡量人民币实际汇率^[14]。各变量定义、符号及处理方式如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述统计

变量	变量名称	符号	变量处理
被解释变量	跨境人民币结算规模	cyts	跨境人民币收付金额,取对数
解释变量	金融发展规模	fds	金融机构存贷款之和占 GDP 比重,取对数
	金融业集聚规模	fdfj	各省(区、市)金融业增加值占当地 GDP 比值与全国金融业增加值占 GDP 比值之比,取对数
	银行业集聚规模	fdbj	各省(区、市)人均存款规模占全国人均存款规模比值,取对数
	证券业集聚规模	fdsj	各省(区、市)人均股票市值占全国人均股票市值比值,取对数
	金融开放度	fdfo	(FDI+OFDI)/GDP+(外币存贷款总额/本外币存贷款总额)
控制变量	地区生产总值	gdp	各省(区、市)地区生产总值取对数
	贸易开放度	open	地区贸易进出口总额/GDP
	政府干预指数 金融业市场化指数	govcom	使用王小鲁和樊纲等编制的中国分省份市场化指数(政府干预指数、金融业市场化指数的数据均来自中国分省份市场化指数数据库)
	专利申请数	rd	每万人专利申请授权数,取对数
	实际汇率	rex	名义汇率×美国物价指数/中国各省(区、市)物价指数

表 2 是各变量的描述统计,分别汇报了变量的观测值、均值、标准差、最小值与最大值。从中发现跨境人民币结算的最小值和最大值分别为 0.095 和 11.286,标准差为 1.833,表明各省(区、市)之间的跨境人民币结算均存在较大差异。

四、实证结果及分析

(一)基于莫兰指数的跨境人民币结算空间相关性检验

1. 基于莫兰指数 (Moran' sI) 的空间自相关检验。

随着经济金融的发展，跨境人民币结算不仅受到本地区经济金融发展水平的影响，而且越来越受到周边地区经济关联作用的影响，省际跨境人民币结算呈现出空间关联性。利用莫兰指数对跨境人民币结算集聚程度的空间自相关进行检验，具体如式 (4) 所示。

表 2 描述统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
cyts	270	6.481	1.833	0.095	11.286
fds	270	3.230	0.992	1.678	7.035
fdfj	270	1.019	0.413	0.487	2.442
fdbj	270	10.510	10.589	2.476	77.055
fdsj	270	4.429	11.858	0.258	77.988
fdfo	270	0.077	0.064	0.008	0.344
gdp	270	9.751	0.879	7.223	11.59
open	270	0.279	0.297	0.013	1.464
gov	270	6.713	1.849	0.841	12.152
com	270	12.894	4.797	2.838	23.067
rd	270	1.803	1.027	-0.151	4.097
rex	270	6.428	0.278	6.044	6.898

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

式中， S^2 为样本方差， W_{ij} 表示空间权重矩阵的 (i, j) 元素 (用来度量区域 i 与区域 j 之间的距离) ; Moran' sI 的取值范围为 $-1 \leq I \leq 1$, 当 $I > 0$ 时，相邻地区间的跨境人民币结算集聚程度存在空间正相关，即跨境人民币结算集聚程度高的省 (区、市) 与跨境人民币结算集聚程度高的省份相邻，跨境人民币结算集聚程度低的省 (区、市) 与跨境人民币结算集聚程度低的省 (区、市) 相邻，当取值趋近于 1 时，空间正相关程度越强；当 $I < 0$ 时，表示相邻地区间的跨境人民币结算集聚程度存在空间负相关；当 Moran' sI 趋近于 0 时，表示相邻地区间跨境人民币结算集聚程度不相关，为随机分布。对空间权重矩阵设置空间邻接矩阵，其中，i 和 j 分别表示空间单元编号，即中国 30 个省 (区、市)，空间邻接矩阵的对角线元素为 0，相邻省 (区、市) 设定为 1。在回归中采用邻接权重矩阵进行检验，并且借鉴林光平等^[29]的研究方法，采用经济权重矩阵进行稳健性检验。具体如式 (5) 所示。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 与 } j \text{ 空间相邻,} \\ 0, & i \text{ 与 } j \text{ 空间不相邻} \end{cases} \quad (i \neq j) \quad (5)$$

表 3 汇报了邻接权重矩阵和经济权重矩阵下 2011-2019 年中国省际跨境人民币结算莫兰指数的变动情况。从表 3 可知, 2011-2019 年间跨境人民币结算均存在着正向空间自相关性, 邻接权重矩阵下的莫兰指数在 0.180~0.360 之间波动, 均通过 5% 及更小的显著性水平的检验; 经济权重矩阵下莫兰指数在 0.253~0.349 之间波动, 均通过 1% 的显著性水平的检验, 两种权重矩阵下莫兰指数的变化趋势基本一致。我们发现, 在 2011-2019 年之间莫兰指数值并不是呈现稳定上升趋势, 而是在 2016 年达到峰值, 在 2016 年之后莫兰指数呈现下降趋势, 表明在 2015 年之后跨境人民币结算的空间集聚效应在减弱。在检验的样本区间内, 跨境人民币结算通过了空间自相关系数的检验, 表明跨境人民币结算存在空间自相关效应, 采用空间计量模型进行检验是合理的。

表 3 2011-2019 年跨境人民币结算的莫兰指数

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
邻接权重矩阵	0.180** (1.77)	0.235** (2.27)	0.298*** (2.78)	0.281*** (2.62)	0.335*** (3.06)	0.360*** (3.28)	0.318*** (2.94)	0.270*** (2.61)	0.289*** (2.73)
经济权重矩阵	0.256*** (3.10)	0.253*** (3.12)	0.268*** (3.28)	0.316*** (3.75)	0.332*** (3.93)	0.349*** (4.11)	0.345*** (4.08)	0.288*** (3.56)	0.306*** (3.70)

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著, 下表同; 括号内为 Z 统计量, 权重进行了标准化处理。

2. 基于莫兰散点图的空间演变特征。

基于莫兰指数绘制的莫兰散点图可以判断跨境人民币结算的空间相关性及其空间演变规律。从中国省际区域跨境人民币结算莫兰散点图可以看出, 各省(区、市)聚集变化主要呈“高-高”与“低-低”聚集状态(图 1)。相比于 2011 年, 2019 年“高-高”聚集省(区、市)从 9 个下降至 8 个, “低-低”聚集省(区、市)从 6 个上升至 12 个(表 4)。其中, 东部地区大部分省(区、市)为“高-高”聚集; 中西部的山西、内蒙古和湖南等省(区、市)属于“低-低”聚集, 处于两大聚集之间的河北、安徽、江西等省(区、市)属于“低-高”聚集, 辽宁、广东、四川等省(区、市)属于“高-低”聚集。总体上来说, 跨境人民币结算的地区分布规律较为明显, 处于“高-高”区域大多为东部沿海地区, 而中西部地区普遍处于“低-高”“低-低”和“高-低”区域。由于沿海地区经济开放程度较高, 金融机构与金融市场形成内生创新能力, 为市场主体提供有效本币结算金融服务供给。金融发展或金融集聚形成要素集聚创新优势, 跨境金融服务的经验通过银行分支机构复制并推广至不同省(区、市)形成知识溢出效应。对于大部分中西部省市而言, 金融发展对跨境人民币结算的带动作用还需提升。具体而言, 样本期处于“高-低”区域的辽宁、广东、四川和重庆四省(市)的金融发展有效促进了本地区跨境结算, 但是对邻接省(区、市)跨境人民币结算的辐射带动作用还不显著。

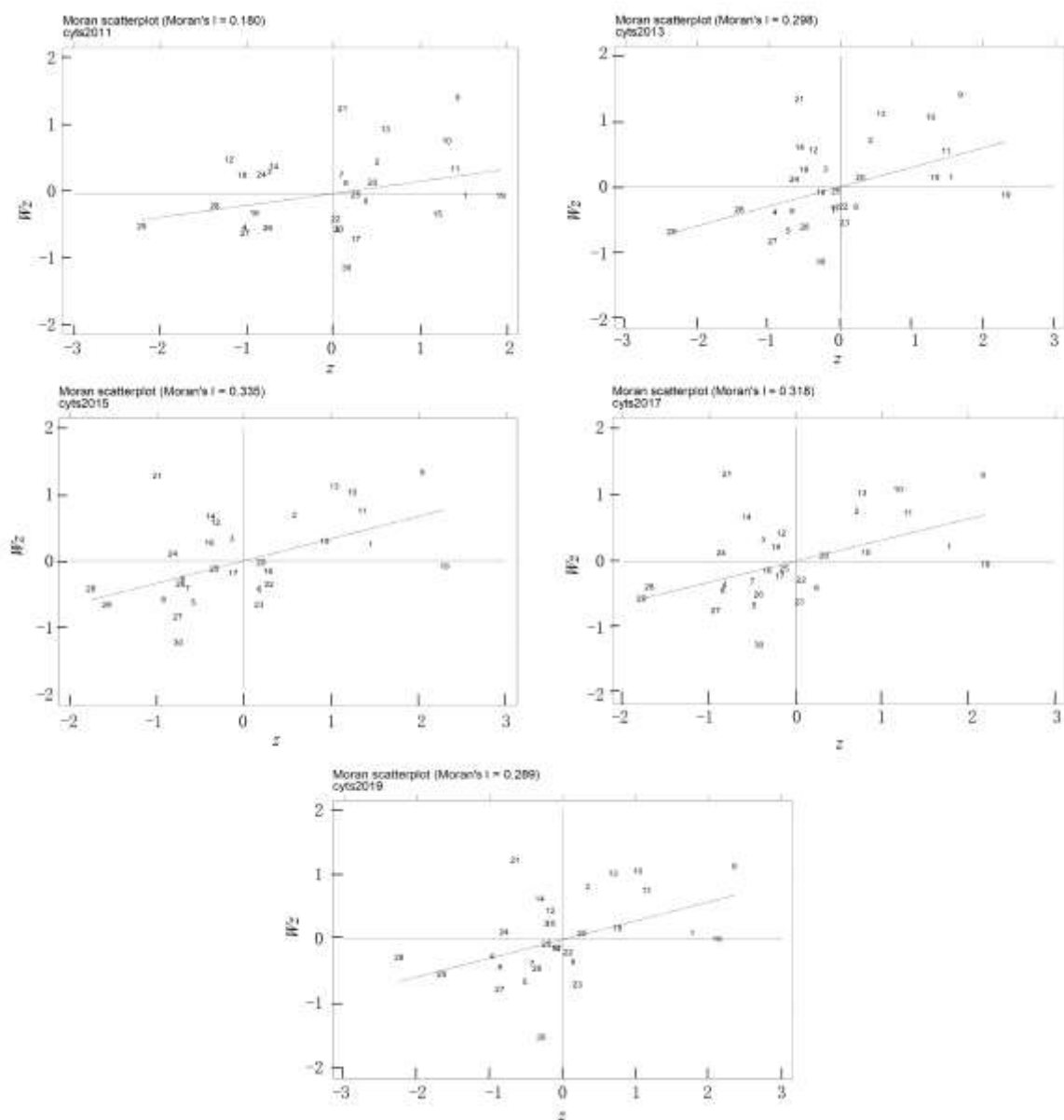


图 1 跨境人民币结算的莫兰散点图

注：图中的数字代表省（区、市），编号顺序按国家统计局各省（区、市）面板数据排列，其中 1 代表北京、2 代表天津，依此类推。

表 4 跨境人民币结算的空间相关模式

象限	状态	2011	2013	2015	2017	2019
第一象限	高-高(H-H)	9	8	7	8	8
第二象限	低-高(L-H)	5	6	6	6	6

第三象限	低-低(L-L)	6	12	11	12	12
第四象限	高-低(H-L)	10	4	6	4	4

(二)空间计量模型估计

1. 空间基准回归分析

(1) 金融发展对跨境人民币结算的空间基准回归。

表 5 主要汇报了金融发展对跨境人民币结算的影响,模型(1)~(5)分别检验金融发展规模、金融业集聚规模、银行业集聚规模、证券业集聚规模以及金融开放度对跨境人民币结算的影响。空间计量结果显著,不同维度的金融发展指标均能有效推动跨境人民币结算,即金融发展能有效推动本省(区、市)跨境人民币结算,均通过了 10%及更小的显著性水平的检验,并且与包括空间杜宾模型在内的三个模型检验结论相似。其中,金融开放度对跨境人民币结算影响的估计值远高于金融发展其他维度的变量。随着人民币资本账户开放,人民币直接投资^⑤快速增长促使跨境人民币结算大幅提升^[30],印证了金融开放度提升有利于畅通人民币内外循环,是影响人民币国际化计价结算的重要原因。金融集聚变量参数估计中金融业集聚规模估计值最高,银行业集聚规模次之,证券业集聚规模最小,这与金融业集聚规模包括银行、证券和保险在内所创造的附加值之和以及银行业在社会融资规模仍然占主导有关。为进一步衡量金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应,表 5 汇报了各个空间自回归系数,从检验结果得知,空间计量模型的空间自回归系数均为正且通过显著性水平的检验,这表明金融发展对跨境人民币结算存在显著的正向空间溢出效应。

表 5 空间基准回归结果

模型	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
金融发展	fds	fdfj	fdbj	fdsj	fdfo
空间滞后模型	1.066*** (0.229)	1.396*** (0.377)	0.096*** (0.027)	0.054** (0.026)	6.325* (3.442)
空间误差模型	1.241*** (0.239)	1.281*** (0.434)	0.091*** (0.031)	0.037* (0.021)	6.236* (3.556)
空间杜宾模型	0.965*** (0.198)	1.495*** (0.450)	0.098*** (0.029)	0.065** (0.026)	5.087* (2.956)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
Spatial lambda/rho	0.271*** (0.095)	0.419*** (0.091)	0.487*** (0.142)	0.447*** (0.093)	0.477*** (0.094)
	0.272** (0.109)	0.385*** (0.078)	0.449*** (0.082)	0.469*** (0.176)	0.529*** (0.173)

	0.278*** (0.094)	0.414*** (0.091)	0.396*** (0.072)	0.384*** (0.075)	0.478*** (0.123)
N	270	270	270	270	270

注：①括号中表示标准误。②在空间杜宾模型中剔除了空间滞后项不显著的变量进行回归，Spatiallambda 为空间误差模型的空间自回归系数，Spatialrho 为空间滞后模型和空间杜宾模型的空间自回归系数。下表同。

(2) 金融发展对跨境人民币结算溢出效应的影响。

为衡量金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应，表 6 采用偏微分分解的方式衡量金融发展对跨境人民币结算的直接效应、间接效应(溢出效应)和总效应。首先，直接效应与空间基准回归结果保持一致。即不同维度的金融发展指标能有效推动本地区跨境人民币结算，均通过 10%及更小的显著性水平的检验，其中金融开放度的估计值远高于其他维度的变量。其次，间接效应(溢出效应)分析。空间杜宾计量回归结果显著，不同维度的金融发展能有效带动邻接省(区、市)跨境人民币结算，均通过 10%及更小的显著性水平的检验。表明金融发展水平越高，越能有效降低市场主体使用本币结算的交易成本，尤其是金融集聚提高金融服务的市场化程度并形成规模经济，对邻接省(区、市)带来经验输出以及知识溢出效应。金融市场开放能有效实现资源优化配置，为人民币输出和回流提供循环路径，提高人民币在跨境资本流动中的使用。这说明金融发展对邻接省(区、市)跨境人民币结算产生正向空间溢出效应。从总效应来看，金融发展规模、金融集聚与金融开放度是促进跨境人民币结算的重要因素，均通过显著性水平检验。

2. 分阶段异质性的空间计量回归分析

“一带一路”倡议和境内自由贸易试验区等国家经济开放战略的分阶段推进，客观上形成地区间经济金融资源的差异与竞争。与此同时，在 2015 年人民币汇率市场化改革以后，人民币作为跨境结算货币从双向套利驱动^[31]进入均衡发展阶段。因此，分两阶段即 2011-2015 年、2016-2019 年，基于空间杜宾模型实证分析金融发展对跨境人民币结算影响的时空异质性。

表 6 金融发展对跨境贸易人民币结算溢出效应的影响

模型	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
金融发展	fds	fdfj	fdbj	fdsj	fdfo
直接效应	0.996*** (0.219)	1.354*** (0.460)	0.104*** (0.030)	0.068** (0.027)	6.059* (3.463)
间接效应	0.383** (0.190)	0.772** (0.316)	0.062*** (0.023)	0.039** (0.019)	5.453* (3.098)
总效应	1.379*** (0.350)	2.126*** (0.719)	0.166*** (0.051)	0.107** (0.045)	11.512* (6.325)

注：因空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型下空间溢出效应结果较为相似，因此仅汇报空间杜宾模型的回归结果，对其他回归结果感兴趣的读者可以联系作者索取。

表 7 主要汇报两阶段金融发展对跨境人民币结算影响的时空异质性。模型(1)~(5)表明金融发展对跨境人民币结算的影响由正向溢出效应转向负向溢出效应。除银行业集聚规模和证券业集聚规模之外,空间自回归系数均通过显著性水平检验。模型(1)表明金融发展规模对跨境人民币结算的影响由正向溢出效应转向呈虹吸效应的趋势,间接效应估计参数由正值下降为负值,总效应为正。由于区域金融发展的不平衡⁶,使得金融资源从中西部地区向经济发达地区转移,导致正向溢出效应减弱。模型(2)表明金融业集聚规模对跨境人民币结算的影响由正向溢出效应转向负向溢出效应,间接效应估计参数由正值下降为负值,总效应为正,通过显著水平检验。模型(5)表明金融开放度对跨境人民币结算的影响由正向溢出效应转向负向溢出效应,间接效应估计参数由正值下降为负值,总效应由正转为负。自 2013 年至今,中国对外开放战略的分阶段实施,包括“一带一路”倡议以及自由贸易试验区高水平建设,经济与金融资源在省际客观上形成差异与竞争。金融发展对跨境人民币结算的影响不仅存在辐射效应还出现虹吸现象,表明金融发展对跨境人民币结算的影响存在时空异质性。这也足以解释我国资本账户开放试点所带来的跨境人民币结算所呈现的地理集聚的现实情境。上海率先试行自贸区分账核算业务以及自由贸易账户,资本账户人民币结算上海地区占全国比重达到 60.54%⁷,远超过排名第二和第三的北京和广东。

表 7 金融发展对跨境人民币结算的分阶段空间计量回归

模型		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
金融发展		fds	fdfj	fdbj	fdsj	fdfo
2011-2015		0.833*** (0.276)	0.576** (0.284)	0.130*** (0.038)	0.067* (0.038)	6.149* (3.493)
2016-2019		0.914* (0.531)	0.691** (0.289)	0.099*** (0.023)	0.026* (0.014)	5.519** (2.428)
控制变量		是	是	是	是	是
个体固定		是	是	是	是	是
2011-2015 Spatial rho		0.182* (0.103)	0.171* (0.099)	0.056 (0.108)	0.155 (0.968)	0.195* (0.111)
2016-2019 Spatial rho		-0.244*** (0.085)	-0.246*** (0.062)	-0.197** (0.068)	-0.181** (0.073)	-0.181*** (0.063)
2011-2015	直接效应	0.807** (0.379)	0.594** (0.282)	0.132*** (0.039)	0.068* (0.038)	6.149* (3.513)
	间接效应	0.081* (0.047)	0.244* (0.138)	0.002 (0.014)	0.001 (0.008)	0.608* (0.353)
	总效应	0.888*** (0.252)	0.838** (0.388)	0.134*** (0.040)	0.069* (0.039)	6.757 (5.759)
2016-2019	直接效应	1.036* (0.602)	0.713** (0.303)	0.103*** (0.025)	0.028** (0.014)	6.083** (2.637)
	间接效应	-0.246 (0.195)	-0.157* (0.084)	-0.069* (0.039)	-0.022 (0.024)	-9.871*** (2.931)

	总效应	0.790* (0.462)	0.556** (0.227)	0.034 (0.029)	0.006 (0.031)	-3.788** (1.642)
--	-----	-------------------	--------------------	------------------	------------------	---------------------

分阶段的空间计量检验结果显示金融发展对跨境人民币结算的影响存在时空异质性，即金融发展对跨境人民币结算由第一阶段的正向溢出效应转向第二阶段的负向溢出效应。其结论看似矛盾，其实不然。原因在于从 2011 年开始跨境人民币结算推广至全国范围，金融机构先期所积累的跨境人民币结算经验对周边地区形成带动示范效应，跨境金融服务满足经济发展过程中市场主体对于本币计价结算的需求。自 2015 年跨境人民币结算进入均衡发展阶段，市场主体选择本币结算客观上要求金融发展所能提供的跨境金融服务更具有创新性。与此同时，随着中国经济开放战略的布局与推进，区域间金融资源差异与竞争性政策影响，有着良好金融改革创新市场基础的发达地区，金融发展与跨境人民币结算需求之间形成良性循环；而对于大多数中西部地区而言，尚需不断深化金融改革与创新以避免金融资源的外流才能使金融发展更好地满足市场主体对跨境金融服务的需求。

(三) 稳健性检验

为全面、客观分析金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应，基于经济社会特征建立经济距离矩阵，以检验实证结果的稳健性。从检验结果来看，经济距离矩阵的空间杜宾模型拟合结果与邻接权重矩阵的空间杜宾模型拟合结果较为相似，仅系数大小存在差别⁸，回归结果仍支持上述结论，故本文实证结果具有较强的稳健性。

五、结论及建议

围绕 2011–2019 年中国 30 个省(区、市)跨境人民币结算区域差异，阐述金融发展对跨境人民币结算空间溢出效应的理论基础，采用空间计量平衡面板模型研究金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应及时空异质性，得出如下结论：一是通过莫兰指数空间自相关检验发现省际层面的跨境人民币结算存在地理空间差异，呈现出高-高、低-低聚集的趋势。具体而言，东部沿海省份大部分地区处于高-高聚集，除四川、重庆两省(市)处于高-低聚集外，中西部地区普遍处于低-高和低-低聚集。二是从空间基准计量模型看，实证结果均显示金融发展有效推动跨境人民币结算，金融发展对跨境人民币结算存在显著正向溢出效应，且金融开放度的影响程度最高。三是分阶段探讨金融发展对跨境人民币结算影响的异质性。研究发现金融发展对跨境人民币结算的影响由第一阶段的正向溢出转向第二阶段的负向溢出。进入均衡发展阶段的跨境人民币结算要求金融机构提供更具创新的跨境金融服务，发达地区的金融供给能更好地满足市场需求，大部分中西部地区的金融发展尚需不断深化金融改革与创新，避免金融资源外流以服务于本地区市场主体跨境本币结算。四是从多维度研究包括金融发展规模、金融集聚和金融开放度在内的金融发展对跨境人民币结算的空间溢出效应，识别金融发展对跨境人民币结算的影响程度。

基于此，要促进跨境人民币结算高质量发展，可从以下四个方面努力：一是推进金融机构跨境金融服务创新。提高金融机构跨境金融服务创新能力以及跨境人民币产品开发与定价能力，切实服务于市场主体本币结算需求。二是扩大金融市场开放。提高引进来的质和量的同时，培育企业竞争力，稳妥推动企业走出去，增加人民币使用需求，拓展人民币使用场景，提高公司治理能力，为非居民提供高质量人民币金融资产选择。三是加强各省(区、市)间跨境金融交流合作。各地区应贯彻落实跨境人民币结算便利化的服务方针，加强省(区、市)间跨境金融交流与合作，充分实现人才以及各类资源的共享，发挥金融发展对跨境人民币结算的正向溢出效应。四是金融政策的制定应兼顾金融发展与区域经济协调。金融政策的供给应有助于发挥金融资源的合理分配，减少既有金融集聚对相邻地区经济发展与跨境人民币结算的负向溢出效应，促进区域经济协调发展。充分发挥金融资源集聚正向溢出效应，实现各省(区、市)跨境人民币结算从“低-低”向“高-低”和“高-高”聚集转变。

参考文献：

[1]Bacchetta P, Van Wincoop E. A theory of the currency denomination of international trade[J]. Journal of

International Economics, 2005, 67 (2) :295-319.

[2]Goldberg L S,Tille C.Vehicle currency use in international trade[J].Journal of International Economics, 2008, 76 (2) :117-192.

[3]Giovannini A.Exchange rates and traded goods prices[J].Journal of International Economics, 1988, 24 (1-2) :45-68.

[4]Ito H,Chinn M.The rise of the “Redback” and China’ s capital account liberalization:an empirical analysis on the determinants of invoicing currencies[R].Working Paper,Portland State University,2014.

[5]吴志明,熊小灵,谷浩然.贸易与金融双视角下的跨境贸易人民币结算影响因素研究[J].财经理论与实践, 2014, 35 (1) :8-14.

[6]苗艺馨.人民币国际使用中的跨境贸易结算问题研究[J].学术研究, 2019 (11) :92-99.

[7]邓富华,杨甜婕,霍伟东.自由贸易协定、制度环境与跨境贸易人民币结算[J].中国工业经济, 2017 (5) :75-93.

[8]邓富华,杨甜婕,霍伟东.双边货币互换协议与跨境贸易人民币结算——基于资本账户约束视角的实证研究[J].国际贸易问题, 2020 (6) :160-174.

[9]Cheung Y,McCauley R N,Shu C.Geographic spread of currency trading:the renminbi and other Emerging Market currencies[J].China&World Economy, 2019, 27 (5) :25-36.

[10]徐珊,潘峰华,曾贝妮,等.人民币国际化的地缘空间格局研究[J].经济地理, 2019, 39 (8) :1-11.

[11]程贵,李杰.新发展格局下人民币国际化的空间布局研究——以“一带一路”沿线国家为例[J].金融经济研究, 2021, 36 (2) :52-66.

[12]董有德,李晓静.“一带一路”与跨境贸易人民币结算发展的地区差异——基于中国各省份面板数据的研究[J].国际贸易问题, 2015 (11) :4-14.

[13]马涛.人民币国际化的空间结构演化研究[D].昆明:云南师范大学, 2018.

[14]邓富华,霍伟东,胡兵.市场规模、金融发展与跨境贸易人民币结算[J].财经科学, 2017 (3) :14-26.

[15]龚勤林,宋明蔚.金融集聚的区域经济增长效应研究——基于省域面板数据的实证分析[J].云南财经大学学报, 2021, 37 (4) :61-74.

[16]甘星,甘伟.金融集聚对经济增长的影响及行业异质性——基于粤港澳大湾区的实证研究[J].宏观经济研究, 2020 (7) :33-46.

[17]梅冰菁,罗朝剑.金融集聚对经济增长的空间溢出效应及时空异质性研究——基于产业结构的调节效应检验[J].新疆大

学学报(哲学·人文社会科学版),2020,48(6):9-22.

[18]李延凯,韩廷春.金融环境演化下的金融发展与经济增长:一个国际经验[J].世界经济,2013,36(8):145-160.

[19]Bilson J.The choice of an invoice currency in international transactions[M].Cambridge:MIT Press,1983.

[20]黄丹荔,吴昉.长三角城市群的金融集聚效应和金融辐射效应研究[J].财经问题研究,2019(12):65-72.

[21]周诚君.关于金融支持高质量发展和双循环新发展格局更好推动产业结构调整升级有关问题的思考[J].南方金融,2020(12):3-10.

[22]杨丹丹,沈悦.金融开放进程中的中国跨境资本流动风险预警研究——基于MS-TVTP模型的分析[J].国际金融研究,2021(5):76-85.

[23]甘星,刘成昆.粤港澳大湾区金融集聚空间溢出效应及异质性研究[J].金融经济研究,2021,36(1):151-160.

[24]黄阳洋.金融发展对跨境人民币结算的影响研究[D].大连:东北财经大学,2020.

[25]Capello R.Regional economics[M].London:Routledge,2007.

[26]张秀艳.金融集聚引导下的经济增长路径——基于门限效应和空间效应的解析[J].财经问题研究,2019(11):47-54.

[27]霍伟东,邓富华.金融发展与跨境贸易人民币结算——基于省际面板数据的实证研究[J].国际贸易问题,2015(8):145-155.

[28]刘兰凤,袁申国.金融开放、金融效率与中国宏观经济波动[J].国际经贸探索,2021,37(11):68-84.

[29]林光平,龙志和,吴梅.我国地区经济收敛的空间计量实证分析:1978-2002年[J].经济学(季刊),2005(S1):67-82.

[30]中国人民大学国际货币研究所.人民币国际化报告2021[M].北京:中国人民大学出版社,2021.

[31]李曦晨,张明,朱子阳.资本流动视角的人民币国际化:套利还是基本面驱动?[J].世界经济研究,2018(2):26-37.

注释:

1 数据来源:2021年第四季度中国货币政策执行报告。

2 数据来源:央行发布的2021年人民币国际化报告。

3 数据来源:2022年12月SWIFT RMB Tracker。

4 源自最新的中国分省份市场化指数数据库,对1997-2019年数据已做可比化衔接处理。

5 人民币直接投资包括人民币对外直接投资和人民币外商直接投资。

6 数据来源：2021 年第二季度中国货币政策执行报告。

7 数据来源：央行发布的 2021 年人民币国际化报告，经作者计算。

8 囿于篇幅限制，相关实证检验结果予以省略。