

# 基于“一带一路”国家的 金融合作溢出效应异质性检验

申 韬<sup>1</sup>(教授), 张 泉<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文运用我国与64个“一带一路”沿线国家2013~2020年的金融合作面板数据,首先采用OLS回归模型检验金融合作对东道国经济增长存在溢出效应,然后根据金融合作程度进行国别分组,进一步检验溢出效应异质性问题。研究表明,金融合作的确对东道国经济增长存在正向溢出效应,主要通过国内消费和科技创新两个渠道产生促进作用,且异质性显著,主要表现为高金融合作程度国家对东道国经济增长的促进作用高于低金融合作程度国家。进一步研究发现,我国与东道国间的金融合作存在国别迁徙现象,表现为向下迁徙和向上迁徙两种情况。我国应根据异质性开展差异化金融合作,以更好地促进“一带一路”沿线经济体的经济稳定增长。

**【关键词】** 一带一路; 溢出效应; 异质性; 国别迁徙

**【中图分类号】** F831.6

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1004-0994(2023)03-0143-7

## 一、引言

自2013年秋习近平总书记首次提出建设“丝绸之路经济带”重大倡议以来,“一带一路”建设工作保持着高质量发展,取得了累累硕果。当前,投资合作持续增长,相关政策不断强化、法规不断完善、标准逐步制定,围绕互联互通的金融发展建设,金融合作工作从政策、规则、制度等方面展开。习近平总书记在2021年11月出席第三次“一带一路”建设座谈会时也对继续推动共建“一带一路”高质量发展作出部署,结合我国促进共同发展的外交政策,“一带一路”建设工作必将为世界发展带来重大影响,推动构建全球经济一体化平稳高速发展。

“一带一路”倡议更好地发挥了多边合作对经济体的良好效应,区域经济一体化为沿线国家带来了新机遇和新挑战。但“一带一路”建设工作面临着各国宏观经济环境差异较大,金融发展水平差异较大,部分区域金融合作的实际落地和执行水平不足,金融合作在政策、规则、标准等方面的深度与广度差异等问题,增大了未来金融合作前景的不确定因素。如何设计平等、互利的多层次金融合作机制,成为当下我国推进“一带

一路”倡议所要面临的重要问题。因此,本文旨在探讨金融合作对“一带一路”沿线国家经济增长产生的溢出效应的异质性,根据研究结果,积极探讨有关“一带一路”倡导的因地制宜、因势利导的多层次金融合作机制的政策建议。

## 二、文献回顾

目前,有关“一带一路”沿线国家间合作的研究文献覆盖较广。闫衍(2015)提出,“一带一路”建设和发展将更多地依赖金融这一载体。随着我国经济的高速发展,进出口贸易不断增长,我国与“一带一路”沿线国家间的金融合作也在不断加深,进一步推进了“一带一路”国家之间的经济发展。左喜梅(2018)利用PVAR模型将“一带一路”沿线55国金融发展水平按金融一体化中位数分组,指出各国金融一体化水平的提高对货币金融合作具有非常重要的作用。云倩(2019)提到,差异化的金融开放程度也在一定程度上影响着区域金融合作步调。

近几年,学者们聚焦金融合作对“一带一路”沿线国家的作用机制与作用途径进行研究。Dick Dunmore等(2019)指出,“一带一路”倡议包括建设亚洲和欧洲

**【基金项目】** 国家社会科学基金项目“双门槛视角下‘一带一路’金融合作机制设计”(项目编号:18XJY021)

**【作者单位】** 1.广西大学工商管理学院,南宁 530004; 2.广西大学经济学院,南宁 530004

之间的陆上运输连接,创建欧亚合作的经济带,以及我国与所有可能与其进行贸易的大陆之间的海上航线。李延喜等(2019)探讨了金融合作提升区域创新能力的路径,为推进“一带一路”国家金融合作与区域创新发展提供借鉴。申韬和蒙飘飘(2020)指出,我国与“一带一路”沿线国家金融合作形成“直接投资—促成金融合作—更高效直接投资—更高质金融合作”的良性循环。

迄今,“一带一路”金融合作研究已涵盖多个领域,但缺少在时间和空间维度下对“一带一路”沿线国家金融集聚溢出效应的定性定量研究。实际上,在时间和空间两个维度上深度挖掘金融合作潜力,有效考察国别层面金融合作差异化投入抉择具有较大的学术价值和应用价值,也对进一步研究“一带一路”金融合作机制设计具有其特殊意义。综上,本文拟从以下三点补充现有文献成果:第一,研究层层递进,首先基于OLS回归模型测度金融合作对东道国经济增长的溢出效应,进一步通过面板数据按平均数分组回归,尝试按照金融合作程度对东道国进行国别分类、组间差异分析,获取差异化的国别溢出效应。第二,深入研究金融合作对东道国经济增长的传导机制和溢出效应主要途径,探寻金融合作的作用渠道。第三,针对大多数文献样本选择的局限性,本文选取了“一带一路”沿线国家中64个国家进行研究,涵盖了几乎全部“一带一路”沿线国家,使研究更加全面。

### 三、研究假设

**1. 基本假设。**一国经济增长的影响是极为复杂的,很难将其归结为某一特定因素。国家经济增长不仅受到国内市场变化与政策调控的影响,也会受到来自外部环境的影响。徐永红和马赛(2017)通过实证分析得出,对外直接投资对接受国经济增长具有正向推动作用。这种外部环境的影响对于发展差异较大的“一带一路”沿线国家而言尤甚。在“一带一路”沿线国家中,经济发展水平相对较低的发展中国家占大多数,这些国家普遍缺乏金融基础设施,也不能满足其他硬件基础设施建设和拓展贸易的资金需求。由此,国际间的金融合作就成为提供基础设施建设和促进贸易发展的重要手段。黄亮雄和钱馨蓓(2016)研究指出,我国对“一带一路”沿线国家的直接投资在统计上显著提高了沿线国家的人均实际GDP。李红权等(2018)的研究表明,金融合作显著提升了“一带一路”沿线国家的人均实际GDP,进一步的研究表明,金融合作的经济增长效应具有区域性特征。以上研究均说明,国际间的金融合作对一国经济增长具有推动作用。

基于此,本文提出H1:金融合作对东道国经济增长产生正向溢出效应。

**2. 传导机制。**金融合作对东道国经济增长的影响路径体现在多方面。

(1)国内消费。中国人民银行秉承“一带一路”共建理念,积极协同多家多边开发银行开展交通运输、农业等领域的联合融资,为东道国打通国内生产、消费等市场注入动力。同时,已有研究证明,居民消费与经济增长耦合明显,关联较强。随着“一带一路”建设稳步推进,我国与沿线国家的线上贸易发展迅速,跨境电商行业高速发展。我国电商企业拥有成熟的经营经验和庞大的消费信息市场,通过“一带一路”平台打入签署了共建“一带一路”合作文件的欧洲、亚洲、非洲的多国消费市场,为其注入蓬勃动力,沿线国家因此迎来了新的经济增长点。

(2)科技创新。我国对沿线国家一系列重大基础设施工程建设的投入构建起一个综合性立体互联互通网络,为沿线国家第二产业提高了发展效率,降低了上游成本,提供了一个便捷、高效、稳定的优势平台。以中巴、中蒙俄等经济走廊建设为标志,沿线国家经济增长进入新阶段。何建军等(2022)通过构建中国—东盟金融合作水平测度的引力模型发现,中国—东盟金融合作能够提升东盟各国的区域创新发展水平。而在新熊彼特理论视角下,创新决定了经济增长和国际竞争力。科技创新能够在保持成本不变甚至减少成本的情况下实现产出增加,提高行业效率。企业将大数据、云计算等新兴技术运用于日常运营中,大幅降低了运作成本。同时,科技创新能够有效推动形成行业集聚效应,例如金融科技公司会运用科技不断提供新产品、新服务,扩大市场、发展新客户,其他同业公司也会因为竞争积极模仿和创新,充分发挥行业集聚效应。王立平和鲍鹏程(2022)从地理邻接、空间距离和信息空间距离三个维度构建了创新驱动的空间溢出模型,发现创新驱动对本地区经济增长的影响正向显著。

基于此,本文提出H2:金融合作对经济增长的影响作用存在基于国内消费和科技创新的中介效应。

**3. 区域异质性。**东道国的政治体制、经济水平、地理位置等因素存在较大的国别差异,导致双边金融合作程度的差异化特征明显。而本国经济发展的基本环境、金融合作程度也在一定程度上影响着一国财政政策、货币政策等宏观调控政策的实施效果,进而作用于经济增长。李红权等(2018)研究发现,对于不同地区的国家而言,促进经济增长的金融合作方式却是不一

样的。并且不同的金融合作方式对不同地区的国家影响也不一样,即便同一种金融合作方式对不同国家经济增长作用也不一样。杜婕等(2022)研究发现,中国—东盟金融合作对经济增长具有显著的正向效应,同时中国—东盟金融合作对经济增长的影响存在差异性。“一带一路”倡议提出,将企业间的金融合作拓展至国家与国家之间,在促进了区域经济一体化的同时,也需积极寻求国与国之间的有效合作机制。尽管在不断加强双边合作,提高对外投资规模,但各国经济环境、政策等的差异导致效应程度并不一致,大大降低了资本利用效率,导致金融合作效果无法实现预期目标。因此,分析我国与不同层级东道国间金融合作程度对东道国经济的实际影响,以获取经济合作的具体开展情况,探寻谋求更为全面、有效的金融合作机制。

基于此,本文提出H3:金融合作对东道国的溢出效应强弱取决于金融合作程度,即存在异质性。

我国与东道国金融合作对东道国经济增长的传导机制分析和溢出效应主要途径如图1和图2所示。

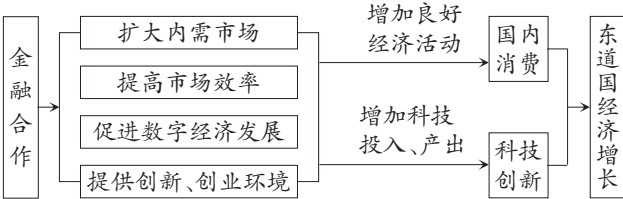


图1 金融合作影响经济增长的机制分析

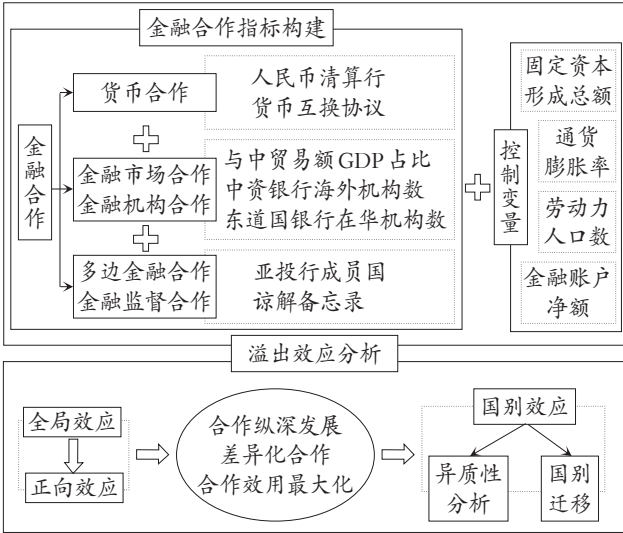


图2 金融合作对东道国经济增长溢出效应机制分析

四、研究设计

1. 模型构建。为验证H1,本文构建基准回归模型如下:

$$\ln GDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Fincooper_{i,t} + \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中:  $\ln GDP_{i,t}$  代表*i*国家*t*年经济发展水平;  $\ln Fincooper_{i,t}$  代表*i*国家*t*年与我国金融合作水平;  $X_{i,t}$  为一系列控制变量;  $\varepsilon_{i,t}$  代表随机干扰选项;  $\beta_0$  代表模型截距项;  $\beta_1$  代表金融合作变量系数。

2. 变量选取。

(1)被解释变量 GDP。被解释变量为“一带一路”沿线国家的国内生产总值。国内生产总值是检验一个国家或地区经济的一项科学、有效的重要检测工具,具有权威性,有助于提高实证结果的准确性。

(2)核心解释变量 Fincooper。核心解释变量为我国与“一带一路”沿线国家的金融合作程度。“一带一路”沿线国家大部分属于发展中国家,金融发展水平参差不齐,金融合作效率和效果更是差异悬殊。若是采用单一指标作为变量进行数据分析,极有可能导致实证结果与实际情况产生较大偏差,参考申韬和蒙飘飘(2020)的指标构建体系,通过东道国与我国的货币合作、金融监督合作、金融机构合作、金融市场合作、多边金融合作等五个方面的具体合作指标分析,采用熵值法确定各指标间的权重,规避直接运算导致的指标间的误差。具体指标体系如表1所示。

表1 金融合作指标体系				
一级指标	二级指标	指标赋值	数据来源	权重
货币合作	人民币清算行	设立人民币清算行赋值为1,否则为0	中国人民银行	0.251815
	是否签订货币互换协议	签订货币互换协议赋值为1,否则为0		0.200112
	货币互换协议规模	按协议存续期金额(人民币)计算		0.309870
金融机构合作	中资银行海外机构数	按海外分支机构数量赋值(个)	商业银行年报	0.016947
	东道国银行在华机构数	按东道国银行在华机构数量赋值(个)	中国银保监会	0.092323
金融市场合作	与我国贸易额占GDP比重	按东道国与我国贸易额占GDP比重赋值	Wind数据库、世界银行数据库	0.096318
多边金融合作	是否为亚投行成员国	若加入亚投行则赋值为1,否则为0	亚投行网站	0.008630
金融监督合作	谅解备忘录	签订谅解备忘录赋值为1,否则为0	中国银保监会	0.023985

(3)控制变量。为了确保实证研究结果的有效性和真实性,剔除其他因素对回归结果的影响,本文选取以



下两个方面的变量作为控制变量：一是东道国国内金融市场发展，选取东道国通货膨胀率(inflation)和东道国金融账户净额(account)衡量波动水平；二是东道国资本市场发展，主要选取东道国固定资本形成总额(capital)和东道国劳动力人口数(woker)衡量资本市场发展水平。

(4)中介变量。根据前文机制分析，本文选取国内消费和科技创新作为模型中介变量。其中，国内消费采用东道国居民最终消费支出(consume)衡量东道国国内消费水平，科技创新采用东道国的研发支出占GDP的比值(R&D)衡量东道国科技创新水平。

3. 数据来源。文章数据主要来源于世界银行数据库以及 Wind 数据库等，其中测算核心解释变量的指标数据详见表 1。出于数据可得性、全面性、可比性原则，选取除巴勒斯坦以外的 64 个“一带一路”沿线国家的面板数据进行研究，研究期设置为 2013~2020 年，上述变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变 量	符 号	N	Mean	Sd	Max	Min
国内生产总值	lnGDP	508	24.95019	1.548851	28.62265	21.29774
金融合作程度	lnFincooper	512	-7.651287	2.090224	-4.105224	-14.46028
固定资本形成总额	lncapital	443	23.54106	1.595888	27.43103	20.39046
通货膨胀率	lninflation	423	1.159833	1.159813	4.437761	-2.753841
劳动力人口数	lnwoker	512	15.82252	1.624488	20.64883	12.57445
金融账户净额	lnaccount	197	21.87293	1.835934	25.56377	12.51666
国内消费	lnconsume	445	24.50383	1.557699	28.10515	20.73041
科技创新	lnR&D	348	-0.7654631	1.032914	1.692974	-3.930696

## 五、实证结果与分析

1. 基准回归分析。本文通过统计软件 Stata 15.0 进行数据处理与分析，采用最小二乘法(OLS)进行计量估计以检验金融合作溢出效应的存在性。回归结果见表 3。列(1)~(5)分别是在基准回归模型基础上依次加入控制变量进行处理的回归结果。

从回归结果可以看出，金融合作程度对东道国 GDP 的影响显著为正，且在 5%的水平上通过检验，也就是说金融合作对东道国经济增长存在溢出效应，且为正向溢出。回归结果进一步分析发现，控制变量中，固定资本形成总额、劳动力人口数和金融账户净额对东道国 GDP 的影响显著为正，而通货膨胀率则对东道

表 3 基准模型回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnGDP	lnGDP	lnGDP	lnGDP	lnGDP	Res
lnFincooper	0.458*** (0.0276)	0.156*** (0.0184)	0.161*** (0.0194)	0.140*** (0.0194)	0.116*** (0.0253)	1.216*** (0.359)
lncapital		0.787*** (0.0235)	0.795*** (0.0246)	0.691*** (0.0333)	0.371*** (0.0424)	
lninflation			-0.129*** (0.0297)	-0.136*** (0.0290)	-0.0635* (0.0343)	
lnwoker				0.145*** (0.0319)	0.206*** (0.0362)	
lnaccount					0.238*** (0.0293)	
常数项	28.43*** (0.217)	7.665*** (0.638)	7.625*** (0.667)	7.648*** (0.650)	9.136*** (1.064)	-7.543*** (0.167)
样本量	508	442	373	373	134	134
R <sup>2</sup>	0.353	0.824	0.843	0.851	0.881	0.080

注：\*\*\*、\*表示 1%和 10%的显著性水平，括号内数值为标准误。下同。

国 GDP 存在负向影响。

为进一步验证金融合作程度对东道国经济增长的影响，同时考虑经济增长影响因素的复杂性，参照沈永建等(2019)通过经济增长影响因素模型估计上文所列因素无法解释的金融合作，即残差，然后以此为因变量，考察金融合作程度与东道国经济增长之间的关系。回归结果见列(6)。根据列(6)可知，金融合作程度与经济增长的残差显著负相关，说明金融合作程度能够解释东道国经济市场和资本市场发展等因素无法解释的经济增长情况。

上述结果表明，核心解释变量与控制变量的验证结果基本符合预期，H1 成立。

2. 机制检验。为检验 H2 是否成立，本文采用逐步回归法对假设进行检验。构建模型如下：

$$\ln GDP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Fincooper_{i,t} + \gamma_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Med_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \ln Fincooper_{i,t} + \theta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\ln GDP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Fincooper_{i,t} + \alpha_2 Med_{i,t} + \alpha_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，Med<sub>i,t</sub>为中介变量，其余与前文式(1)一致。

机制检验如下：第一步，利用式(2)检验金融合作程度对东道国经济增长的影响，得到回归系数  $\gamma_1$ ，如果  $\gamma_1$  显著，则进行下一步中介效应检验。第二步，对利用式(3)检验金融合作程度对中介变量的影响，得到回归系数  $\theta_1$ ，如果  $\theta_1$  显著，则进行下一步中介效应的识别。第三步，检验中介效应是否存在，将中介变量加入式(4)进行检验，得到回归系数  $\alpha_2$ 。在  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  两个系

数均显著的情况下,当 $\alpha_1$ 的绝对值比 $\gamma_1$ 小时,则表明存在部分中介效应,即金融合作程度会部分通过影响国内消费或科技创新来促进东道国经济增长;当 $\alpha_1$ 不显著而 $\alpha_2$ 显著时,则表明中介变量具有完全性质的中介效应,即金融合作程度会完全通过影响国内消费或科技创新来促进东道国经济增长。回归结果见表4。

表 4 机制检验结果					
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnGDP	lnconsume	lnGDP	lnR&D	lnGDP
lnFincooper	0.116*** (0.0253)	0.0728*** (0.0256)	0.0519*** (0.0103)	0.114** (0.0494)	0.133*** (0.0250)
lnR&D					0.153*** (0.0489)
lnconsume			0.931*** (0.0354)		
lncapital	0.371*** (0.0424)	0.341*** (0.0432)	0.0587*** (0.0207)	0.140* (0.0805)	0.285*** (0.0403)
lninflation	-0.0635* (0.0343)	-0.0777** (0.0352)	0.00664 (0.0139)	-0.285*** (0.0688)	-0.0339 (0.0368)
lnwoker	0.206*** (0.0362)	0.304*** (0.0391)	-0.0811*** (0.0186)	-0.275*** (0.0821)	0.263*** (0.0427)
lnaccount	0.238*** (0.0293)	0.215*** (0.0301)	0.0436*** (0.0140)	0.144** (0.0580)	0.208*** (0.0295)
常数项	9.136*** (1.064)	7.878*** (1.074)	0.0587*** 1.633***	-1.048 (2.069)	11.11*** (1.024)
样本量	134	127	(0.502)	108	108
R <sup>2</sup>	0.881	0.886	127	0.293	0.910

注:\*\*表示5%的显著性水平。下同。

表4中列(2)和列(3)是以国内消费为中介变量的机制检验结果。列(2)中,金融合作程度对居民最终消费支出影响显著为正,说明金融合作程度对东道国国内消费具有积极影响;列(3)中,居民最终消费支出的系数在1%的水平上显著,这表明金融合作程度能够有效推动东道国消费市场发展,进而促进东道国经济增长。

列(4)和列(5)是以科技创新为中介变量的机制检验结果。列(4)中,金融合作程度对东道国研发支出影响在5%的水平上为正,说明金融合作程度对东道国科技创新具有积极影响;列(5)中,研发支出的系数显著为正,这表明金融合作程度能够有效促进东道国科技创新,为东道国经济新发展注入新活力,进而促进东道国经济水平的提升。

结果表明,机制假设的验证结果基本符合预期,H2成立。

3. 稳健性检验。在实证研究中,模型内生性问题的存在会导致OLS回归结果有偏和不一致。在国别层面上,东道国经济发展情况会影响政府对国际间金融

合作方面的决策,东道国经济发展与我国之间的金融合作程度可能存在双向因果关系。为了有效避免可能存在的双向因果关系导致的回归结果偏差,选取金融合作指数的滞后一期、滞后二期作为当期金融合作指数的工具变量,因为从与内生变量的相关性上来看,东道国与我国的金融合作程度是一个循序渐进的过程,决定金融合作程度指数的指标数据具有一定的积累性,东道国当期的经济增长和往期与我国的金融合作程度具有较强的相关性,所以选取金融合作指数的滞后期作为当期金融合作指数的工具变量是合理的。

综上,为进一步验证文章的实证结果,确保研究结论的可靠性,下面以表3的实证结果为基准模型,采用缩尾处理法、工具变量替换法、因变量替换法对实证分析进行稳健性检验。检验结果见表5。

表5中,列(1)采用缩尾处理法以后进行了回归,对数据1%和99%分位做极端值处理,以避免极端值对研究结果产生负面影响。列(2)(3)采用工具变量替换法进行回归,即分别采用金融合作指数滞后一期值、金融合作指数滞后二期值作为当期金融合作程度的工具变量,以此替换表3中列(6)的金融合作指数变量。列(4)采用因变量替换法进行回归,即采用东道国人均国内生产总值替换列(6)中的国内生产总值变量。上述各模型回归结果与基准回归结果保持了较高的一致性,说明结果具有稳健性。

表 5 稳健性检验				
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnGDP	lnGDP	lnGDP	lnGDP
lnFincooper	0.117*** (0.0253)			0.105*** (0.0341)
lnFincooper_lag1		0.120*** (0.0264)		
lnFincooper_lag2			0.129*** (0.0283)	
lncapital	0.372*** (0.0424)	0.383*** (0.0458)	0.403*** (0.0507)	0.329*** (0.0570)
lninflation	-0.0675* (0.0354)	-0.0965** (0.0384)	-0.0905** (0.0412)	0.119** (0.0462)
lnwoker	0.205*** (0.0361)	0.204*** (0.0392)	0.190*** (0.0431)	0.659*** (0.0487)
lnaccount	0.237*** (0.0292)	0.232*** (0.0305)	0.229*** (0.0319)	0.229*** (0.0394)
常数项	9.171*** (1.065)	9.099*** (1.125)	8.990*** (1.213)	7.874*** (1.432)
样本量	134	117	99	134
R <sup>2</sup>	0.881	0.886	0.891	0.671

4. 异质性分析。受传统认知的影响,双边金融合

作会促进合作国的经济繁荣,根据“一带一路”倡议构想,我国与沿线国家或地区间的金融合作越紧密,将越有利于促进东道国的金融行业向纵深发展以及宏观金融环境的稳定性。同时,金融合作的溢出效应可能缺乏同质性,多呈现为非均衡金融合作现象,而不同的金融合作程度会对东道国经济产生不同程度的影响,因此,金融合作对东道国经济增长存在异质性。

为进一步探讨溢出效应可能存在的异质性,以样本期间年度平均数为参考值,将金融合作指数设置为哑变量。若合作程度较高,即金融合作指数大于或等于平均数,则为1,否则为0。实证结果如表6所示。

表 6 经济增长与不同的金融合作程度

变 量	(1)	(2)
	低金融合作程度组	高金融合作程度组
lnFincooper	0.0687* (0.0411)	0.347*** (0.0698)
lncapital	0.413*** (0.0536)	0.307*** (0.0593)
lninflation	-0.0954** (0.0462)	0.0327 (0.0417)
lnwoker	0.204*** (0.0450)	0.278*** (0.0536)
lnaccount	0.189*** (0.0397)	0.257*** (0.0352)
常数项	8.822*** (1.363)	10.21*** (1.444)
样本量	93	41
R <sup>2</sup>	0.836	0.904

表6列(1)(2)的回归结果均正向显著。从国别层面来说,我国与东道国的金融合作程度对东道国经济增长确有正向作用,但在比较二组影响程度后发现,高金融合作程度组和低金融合作程度组存在明显的组间差异,高金融合作程度组回归结果的显著性远高于低金融合作程度组。这说明,沿线国家中与我国金融合作程度低于沿线国家平均值时,金融合作程度对东道国经济增长的推动作用明显小于高于金融合作程度平均值的沿线国家,东道国与中国金融合作程度对东道国经济增长影响存在“高金融合作程度>低金融合作程度”的异质性特征,与东道国金融合作程度越高,经济增长的正向溢出效应越大,H3成立。

通过东道国金融合作程度异质性研究发现,我国与东道国的金融合作存在国别迁徙现象,即存在向下迁徙和向上迁徙两种情况,随着不同国家金融合作程度的不断深化,不同年度东道国金融合作分组的组别结果不尽相同。本文以样本2013年和2020年的数据

为例进行金融合作程度分组分析,如表7所示。

表 7 2013年、2020年东道国金融合作程度  
分组国别迁徙情况

组 别	未发生迁徙国别	发生 迁徙国别
2013年	高金融合作程度组 阿拉伯联合酋长国、巴基斯坦、俄罗斯联邦、菲律宾、哈萨克斯坦、老挝、马来西亚、蒙古、泰国、土耳其、新加坡、匈牙利、印度尼西亚、越南	乌克兰、印度
	低金融合作程度组 阿尔巴尼亚、阿富汗、阿拉伯叙利亚共和国、阿曼、阿塞拜疆、爱沙尼亚、巴林、保加利亚、北马其顿、波黑、波兰、不丹、格鲁吉亚、黑山、吉尔吉斯斯坦、捷克共和国、克罗地亚、拉脱维亚、黎巴嫩、立陶宛、罗马尼亚、马尔代夫、孟加拉国、缅甸、摩尔多瓦、尼泊尔、塞尔维亚、塞浦路斯、斯里兰卡、斯洛伐克共和国、斯洛文尼亚、塔吉克斯坦、土库曼斯坦、文莱达鲁萨兰国、乌兹别克斯坦、希腊、亚美尼亚、也门共和国、伊拉克、伊朗伊斯兰共和国、以色列、约旦	埃及、白俄罗斯、柬埔寨、卡塔尔、科威特、沙特阿拉伯
2020年	高金融合作程度组 阿拉伯联合酋长国、巴基斯坦、俄罗斯联邦、菲律宾、哈萨克斯坦、老挝、马来西亚、蒙古、泰国、土耳其、新加坡、匈牙利、印度尼西亚、越南	埃及、白俄罗斯、柬埔寨、卡塔尔、科威特、沙特阿拉伯
	低金融合作程度组 阿尔巴尼亚、阿富汗、阿拉伯叙利亚共和国、阿曼、阿塞拜疆、爱沙尼亚、巴林、保加利亚、北马其顿、波黑、波兰、不丹、格鲁吉亚、黑山、吉尔吉斯斯坦、捷克共和国、克罗地亚、拉脱维亚、黎巴嫩、立陶宛、罗马尼亚、马尔代夫、孟加拉国、缅甸、摩尔多瓦、尼泊尔、塞尔维亚、塞浦路斯、斯里兰卡、斯洛伐克共和国、斯洛文尼亚、塔吉克斯坦、土库曼斯坦、文莱达鲁萨兰国、乌兹别克斯坦、希腊、亚美尼亚、也门共和国、伊拉克、伊朗伊斯兰共和国、以色列、约旦	乌克兰、印度

由表7可知,向下迁徙国为乌克兰和印度。乌克兰是最早响应我国“一带一路”倡议的国家之一,乌克兰参与“一带一路”建设也加强了其与其他国家的贸易合作关系,但同时乌克兰的进口依存度一直处于较高水平,这说明乌克兰的实体经济发展不容乐观,而基础设施建设合作是中乌合作的优先方向之一,因此乌克兰发生向下迁徙。另一国家印度对于“一带一路”倡议各个组成部分态度不一:积极参与了亚投行等与“一带一路”相关的基建项目,但对于“一带一路”倡议的旗舰项目中巴经济走廊持反对态度。随着我国与其他“一带一路”沿线国家的合作不断走深、走实,印度不可避免地由高金融合作程度国家转向低金融合作程度国家。



而向上迁徙国较为典型是柬埔寨。其在“一带一路”框架下与我国进行的深度合作为21世纪海上丝绸之路向印度洋、南太平洋方向延伸提供了重要支撑。同时,“一带一路”建设助力柬埔寨发展转型升级,在基础建设、产能合作等方面为柬埔寨注入新发展理念,其作为“一带一路”合作的样板国家,充分说明了“一带一路”为东道国发展转型升级注入了巨大动力。

总体来看,样本2013年高金融合作程度组只有16个国家,而2020年高金融合作程度组增加至20个国家。即“一带一路”倡议提出7年后,金融合作程度高于样本平均数的国家数显著增加,即使存在国别迁徙现象,但绝大多数东道国与我国一直保持着相对紧密的金融合作关系,金融合作总体趋势呈现稳中向好趋势。对于沿线各国,“一带一路”倡议对本国发展具有积极、稳定和全面的影响效应。

## 六、研究结论与政策建议

基于我国与“一带一路”64个沿线国家2013~2020年的宏观数据,本文运用OLS方法检验了我国与东道国间的金融合作对东道国经济增长的溢出效应,并以金融合作程度为分组条件进行国别组间研究,主要结论如下:金融合作对东道国经济增长存在正向溢出效应;国内消费和科技创新是金融合作促进东道国经济增长的重要渠道;金融合作对东道国经济增长的溢出效应存在异质性;与我国金融合作的程度越高,越能促进东道国经济增长;我国与东道国的金融合作存在向下迁徙和向上迁徙两种类型的国别迁徙现象。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,“一带一路”沿线国家应当重视与我国的金融合作对自身经济增长的溢出效应,推动双边金融合作向纵深发展。东道国在制定下一阶段的经济政策方针时,应继续加强金融基础设施建设,推动开展签订人民币清算协议等货币合作协议、完善国家间金融监管体系等新阶段合作,协调好国内金融政策环境,为深化双边合作提供政策保障。与此同时,我国应把握“一带一路”经济体多边合作的巨大优势。随着全球经济一

体化的形势势不可挡,我国“和平、发展、合作、共赢”的特色大国外交理念也开始显著发挥作用。“一带一路”建设已度过初期机遇和挑战相伴的时期,开始朝着稳定坚实的合作体制和高速经济发展稳步迈进。我国应抓住这一有利发展时机,更为积极地推动与沿线国家的协调政策制定以及相应的金融合作,促进双边共同发展。

第二,“一带一路”沿线国家应利用与我国良好的金融合作态势,积极引导国内消费市场的健康发展。同时,充分运用“一带一路”建设的先进金融合作体系,加大企业研发力度,推动国内市场技术革新,借助科技创新内生驱动机制,提高国内资源配置效率,实现国内经济高速增长。

第三,引领“一带一路”沿线国家差异化合作。由于不同金融合作程度国家溢出效应存在差异,我国与东道国合作时要注意在合作的方式方法上有所区分。我国应避免采用“大水漫灌”式的强刺激金融合作,注意差异化的适度合作理念,针对不同金融发展水平的国家或地区打造多层次的区域性多边合作,提高金融合作效率。高金融合作程度国应优化战略投资结构,推动本国经济区域金融合作向更高层次发展。低金融合作程度国应着力建设好金融市场基本环境,为双边合作提供高质量发展的环境场所,使得双边金融合作有的放矢,提高金融合作效率,实现东道国经济更快发展,双边金融合作程度向深层次同向发力。

第四,维持金融合作政策稳定性,降低国别向下迁徙发生率。近几年,东盟已经超越欧盟成为我国的第一大贸易合作伙伴。对于东盟各国而言,本国的经济体量使得在“一带一路”倡议下的多边金融市场发展水平在很大程度上决定了自身金融发展水平。因此,我国应基于东道国金融开放程度、经济发展程度等维度,协调促进国家或地区间对话,持续加强金融监管合作,促成搭建分层次的区域金融市场合作体系,着力推动跨境金融创新,因地制宜、因势利导,从而达到维护区域金融稳定的目的,规避国别向下迁徙现象。

## 【主要参考文献】

- 何建军,毛文莉,潘红玉.中国-东盟金融合作与区域创新发展[J].财经理论与实践,2022(2):17~23.
- 黄亮雄,钱馨蓓.中国投资推动“一带一路”沿线国家发展——基于面板VAR模型的分析[J].国际经贸探索,2016(8):76~93.
- 李红权,唐纯,甘顺利.我国对外金融合作的经济增长效应:来自“一带一路”沿线国家的研究[J].金融理论探索,2018(2):3~12.
- 李延喜,何超,周依涵.金融合作提升“一带一路”区域创新能力研究[J].科研管理,2019(9):1~13.
- 申韬,蒙飘飘.对外直接投资、金融发展与双边金融合作——基于中国与
- “一带一路”沿线国家的研究[J].金融与经济,2020(12):62~70.
- 王立平,鲍鹏程.创新驱动对城市经济增长空间溢出效应的实证考察[J].统计与决策,2022(10):146~150.
- 闫衍.“一带一路”的金融合作[J].中国金融,2015(5):32~33.
- 云倩.“一带一路”倡议下中国—东盟金融合作的路径探析[J].亚太经济,2019(5):32~40+150.
- 左喜梅.基于PVAR模型的金融发展对货币金融合作影响分析——以“一带一路”沿线55国为例[J].上海金融,2018(10):48~54.

(责任编辑·校对:刘钰莹 罗萍)