

金融可得性对经济发展的影响

——基于33个亚洲国家的面板数据

李显义

(西交利物浦大学, 江苏 苏州 215123)

摘要: 金融服务主要针对高收入群体, 低收入群体往往被排除在外。世界银行将普惠金融定义为能够以负责任和可持续的方式获得满足其需求的、负担得起的金融产品和服务的个人和企业, 包括交易、支付、储蓄、信贷和保险等。普惠金融的对象包括各个收入水平的阶层。本文研究了金融可得性对经济发展的影响, 运用空间自相关和空间效应检验金融可得性对经济增长是否有空间自相关和空间效应。实证结果表明, 在研究可得性对 GDP 增长率影响时, 没有必要考虑地理因素。从固定效应的角度, 测验得出提高金融可得性水平对经济发展的影响是有条件的。

关键词: 金融可得性; 经济发展; 空间自相关; 空间效应; 固定效应

中图分类号: F832; F224

文献标识码: A

DOI: 10.12230/j.issn.2095-6657.2022.32.002

获得金融服务可以使经济实体参与投资活动并促进生产资源的有效分配, 从而降低融资成本并改善日常财务管理^[1]。以往的文献已经从普惠金融的角度提出了许多解决贫困和收入问题的方法。然而, 很少有文献实证分析金融可得性及其空间特征, 特别是, 金融可得性本身是否存在空间自相关、对经济发展是否有空间影响、对经济发展的影响需要的条件等方面。因此, 本文从金融可得性的定义入手, 构建基于银行可得性维度的指标体系; 并沿用前人关于金融深化与空间溢出效应的研究的测度方法, 从空间维度进行分析, 确认所研究的可得性和经济增长两者之间的关系是否需要考虑地理因素^[2]。如果结果表明空间特征很重要, 则构建空间计量模型, 进一步评估空间效应; 如果结论表明不需要考虑空间属性, 那么本文将构建广义模型来评估条件效应。

1 文献综述

1.1 金融可得性和经济增长

该类研究集中在可得性的作用和改善经济发展的影响。Beck, Demirgüç-kunt 和 Martinez Peria 提出了金融可得性对经济发展有积极影响的假设, 得出银行网点和 ATM 的分布越密集, 贷款服务量越大, 可以降低融资壁垒, 从而刺激投资, 促进经济增长^[3]。Boldbaatar 和 Lee 发现高金融可得性常会带来高收入^[4]。此外, 金融准入指标的提高对低收入国家经济增长的影响大于对高收入国家的影响。Gul 等使用与银行服务相关的数据来衡量金融包容性, 并使用 GDP 增长率来代表经济增长^[5]。固定效应模型的结果与大多数经验证据的结论相同, 即普惠金融可以促进经济发展。Dinh 和 Nguyen 的回归结果表明, 每 10 万成年人银行网点数

量和每 10 万成年人 ATM 数量对经济发展的影响大于其他变量^[6]。Abdullah 和 Kazuo 在分析影响普惠金融的因素时发现一个国家的人均收入越高, 人们就可以获得更多的金融服务^[1]。此外, 他们还使用固定效应模型来评估普惠金融和控制变量的交互项对因变量人均 GDP 的影响, 但是, 普惠金融的效果并不完全足够。

1.2 金融可得性和地理维度

在衡量金融可得性时, 学者们会引入地理因素。Mookerjee 和 Kalipioni 将地理位置视为一个国家的初始禀赋^[7]。由于金融服务的多样性, 王伟和孙芳城将银行、证券和保险维度纳入金融可得性指标^[8]。他们使用 CRITIC 方法测度金融可得性水平后, 得出可得性存在空间差异, 即经济越发达, 金融可得性水平越高。全域和局部空间分析也表明, 经济发达省份具有较高的空间集聚度。

鉴于金融深化与城乡收入差距存在明显的空间相关性和空间溢出性, Ran 等运用空间计量模型和空间自相关检验来克服传统方法可能产生的估计偏差。结果表明, 地理因素和空间影响对中国城乡收入差距具有关键作用, 计量模型应将空间影响因素纳入解释变量^[2]。相反, 一些文献会抛弃地理因素。Beck 认为, 研究普惠金融的地理属性并不重要。他在 2007 年提到, 不同地区的金融体系之间存在很大差异, 并且随着时间的推移而变化。此外, 他在 2008 年指出, 技术进步可以缓解因地理因素差异导致的金融服务获取障碍^[3, 9]。

目前对金融可得性的研究仍存在不足: 一是金融准入对象不一致, 导致衡量金融准入的指标和权重不同。二是文献介绍了可达性的地理要素, 但缺乏实证分析。三是金融可获得性与

GDP 增长率之间是否存在明显的直接因果关系或相关性，前人的研究缺乏充分的证据来证明这两个变量之间的逻辑关系。因此，本文将弥补这些不足，并提供相关的经验证据。

3 计量分析

3.1 数据来源

本文的金融可得性数据来自国际货币基金组织发布的金融可得性调查 (FAS)。该调查中的所有信息均基于从当局收集的行政数据，因此，其提供的数据是定期更新的供应方数据，而因变量和控制变量的数据来自世界发展指标。

3.2 假设与模型

本文设定了金融可得性三个假设。

H1: 在空间上是自相关的。

H2: 对经济发展具有一定的空间效应。

H3: 独自不足以影响经济发展。

在确认空间计量模型是否可以应用之前，需要进行空间自相关检验以确定不同空间单元之间是否存在相关性。本文首先简单地构造了一个如下形式的 OLS 面板回归：

$$gdpgr_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 cfii_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，i 是第 i 个国家， α_i 是常数项， $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项。

(1) 变量选取

表 1 变量选取

因变量	gdpgr: GDP增长率	
控制变量	gcons: 一般政府最终消费支出 (占GDP的百分比)	
	trd: 商品和服务贸易 (占GDP的百分比)	
	dtp: 对私营部门的国内信贷 (占GDP的百分比)	
	gfcf: 固定资本形成总额 (占GDP的百分比)	
自变量 (综合普惠金融指数)	银行网点分布密度	cbkm: 每平方公里商业银行网点数量
		cbad: 每10万名成年人的商业银行分支机构数量
		atkm: 每平方公里的ATM数量
		atmad: 每10万名成年人的ATM数量
	存款服务	debad: 每千名成年人在商业银行的存款人数量
		dacbad: 每千名成年人在商业银行的存款账户数量
	贷款服务	bcbad: 每千名成年人从商业银行借款的人数
		lacbada: 每千名成年人在商业银行的贷款账户数量

(2) 普惠金融指数的构建

建立综合普惠金融指数具有以下优势：一是样本中可以包含尽可能多的经济体，避免使用单一指标可能会限制样本量，导致跨国设置结果出现偏差；二是大量经济体制定一致且稳健的普惠金融计量有助于标准化样本中所有国家的计量；三是一致且稳健的普惠金融指数可以轻松验证早期发现^[10]。

另外，相关文献选择使用主成分分析来构成综合可得性指标。本文参考并结合了 Cyn-Young Park 和 Rogelio 和 Anarfo 等研究中的主成分分析方法^[10-11]：

$$CFII_i = w_1 D_{1i} + w_2 D_{2i} + w_3 D_{3i} + w_4 D_{4i} + w_5 D_{5i} + w_6 D_{6i} \quad (2)$$

w 是从主成分分析得出的权重， D_i 是维度。该等式表明，33 个亚洲国家样本的普惠金融指数是各个维度的加权平均值。

以 2004 年为例，可得性指标中权重较高的是银行网点密度，加权和为 0.6155；其次是存款服务和贷款服务，加权和分别为 0.2263 和 0.1582。相应地，在 2021 年，可用性权重较高的仍然是银行网点的密度，权重较低的是存款服务和贷款服务。通过对比可以看出，存款服务和贷款服务的重要性明显提高，而银行网点密度明显下降。银行网点密度、存款服务和贷款服务的权重之和也演变为 0.4973、0.2349 和 0.2678。贷款服务和存款服务得到了加强，而银行网点的密度却被削弱了。

3.3 空间自相关分析

(1) 全局自相关分析

空间自相关分析可以根据区域间共同的地理特征揭示一个单元与相邻单元之间的相关性。自相关特征可以从全局和局部的角度进行分析^[12]。常用的空间自相关度量是 Moran 指数。全域 Moran's I 指数可以显示金融可得性覆盖的全域空间相关性。

全局空间相关性检验的原假设是不存在全局空间自相关。如果全局空间自相关检验的结果不拒绝原假设，则说明不存在全局空间自相关，但可以考虑进行空间效应检验。如果结果拒绝原假设，则表明存在全局空间自相关。

表 2 CFI 的全域 Moran's I 指数

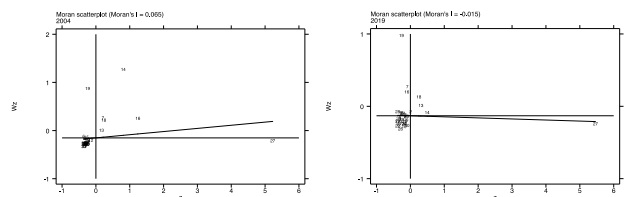
年份	全域 Moran's I	p 值*
2004	0.074	0.458
2021	0.093	0.353

注：* 双尾测试

表 2 显示得出，不同空间单元之间不存在明显的空间依赖关系，国家之间不存在明显的空间集聚特征 (Hu 等)^[13]。

(2) 局部自相关检验

整体金融可获得性的平均集聚程度不能对具体领域进行分析^[14]。然而，局部空间自相关分析可以进一步识别每个区域的空间属性，补充全局自相关分析的局限性 (王伟和孙芳城)^[8]。



2004 年 (Moran's I = 0.065) 2021 年 (Moran's I = -0.015)

图 1 CFI 的 Moran 散点图

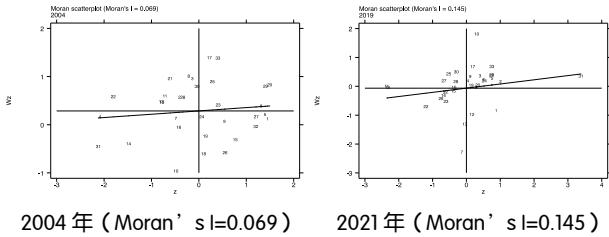


图2 GDP增长率的Moran散点图

CFII的空间集聚特征没有显著变化, 33个亚洲国家的金融可得性与GDP增长率之间不存在显著的空间正相关关系。因此, 本文中的假设1被拒绝, 大多数国家与邻国没有相似的属性。

3.4 空间效应分析

在Moran指数探索空间自回归后, 需要使用拉格朗日乘数检验(LM)和稳健拉格朗日乘数检验(Robust LM)来判断是否存在空间滞后或空间误差项^[15]。结果表明, 如果P值大于0.05, 则不能拒绝原假设。因此, 普惠金融不存在跨国家的空间效应, 本文假设2也被否定。综上所述, 在评估金融可得性与经济增长之间的关系时, 没有必要考虑地理属性。

3.5 广义回归分析

根据前文的研究发现, 没有明确的空间自相关关系和明显的空间效应。因此, 本文无法构建空间测量模型。这一发现证明了Beck的相关论点。因此, 计量部分只能构建一般回归模型来研究金融可得性对经济发展的影响。假设3可以通过以下分析得到验证。

首先, 当没有明确的面板数据回归方法时, 进行pooled

OLS回归, 公式如下:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其次, 使用包括个体特征的模型——固定效应模型和随机效应模型。

固定效应模型的公式如下:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

随机效应模型的公式如下:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(1) OLS回归

表3 OLS回归结果

	(1)
变量	gdpgr
cfii	-0.00443*** (0.00142)
gcons	-0.0526*** (0.0125)
trd	0.0155*** (0.00339)
dtp	-0.0146*** (0.00320)
GFCF	0.106*** (0.0172)
_cons	2.624*** (0.562)
样本量	528
调整后的R-squared	0.131

注: ***P < 0.01, **P < 0.05, *P < 0.1

表4 合并OLS、固定效应和随机效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	POLS	FE_robust	FE	RE_robust	RE
cfii	-0.00443*** (0.00119)	-0.00178 (0.00326)	-0.00178 (0.00482)	-0.00611*** (0.00137)	-0.00611** (0.00221)
gcons	-0.0526 (0.0289)	-0.0410 (0.0587)	-0.0410 (0.0345)	-0.0446 (0.0371)	-0.0446* (0.0202)
trd	0.0155*** (0.00421)	0.0418** (0.0129)	0.0418*** (0.00936)	0.0231*** (0.00464)	0.0231*** (0.00505)
dtp	-0.0146** (0.00518)	-0.0237* (0.0114)	-0.0237** (0.00721)	-0.0179** (0.00585)	-0.0179*** (0.00493)
gcf	0.106** (0.0366)	0.0706 (0.0383)	0.0706** (0.0252)	0.0862* (0.0338)	0.0862*** (0.0217)
_cons	2.624* (1.013)	1.349 (1.795)	1.349 (1.168)	2.607* (1.055)	2.607** (0.805)
N	528	528	528	528	528
r2	0.1390	6.20	0.0860	0.0767	0.0767
F	8.58	0.0860	9.22	-	-
Wald	-	-	-	52.77	51.43

注: *P < 0.05, **P < 0.01, ***P < 0.001

表 3 表明,所有变量对因变量都很重要。此外,核心自变量对因变量有显著的负向影响,这与以往的文献结论有所区别。因此,基本模型不足以解决本文的研究问题,需要构建更复杂的模型。

(2) 固定效应模型和条件效应分析

表 5 随机效应或合并 OLS

chibar2 (01)	81.74
Prob>chibar2	0.0000

表 4 是变量的效果检验, POLS 表示汇集的 OLS 回归模型。这张表比较了核心自变量 CFII 在不同效应下的 P 值, 可以得到随机效应和汇集 OLS 回归下的结果是显著的。然后, 对这两个回归的结果进行 Hausman 检验。 P 值为 0 (如表 5 所示), 这拒绝了没有个体随机效应的原假设。因此, 随机效应模型比固定效应和混合效应更有效。但是, 固定效应模型总是比先前文献估计的条件效应更可取^[16]。

3.6 内生性和稳健性

变量的内生性问题会影响估计结果的准确性。可能是由于模型缺失变量和反向因果关系导致模型存在内生性缺陷, 使得研究结论与以往文献不一致^[17]。本文采用有限信息最大似然法来解决内生性和稳健性问题。

表 6 内生性和稳健性检验结果

	(1)	(2)
	OLS_robust	LIML
cfii	-0.00443*** (0.00106)	-0.00443*** (0.00105)
gcons	-0.0526** (0.0211)	-0.0526** (0.0210)
trd	0.0155*** (0.00260)	0.0155*** (0.00259)
dtp	-0.0146*** (0.00319)	-0.0146*** (0.00317)
gef	0.106*** (0.0205)	0.106*** (0.0203)
_cons	2.624*** (0.585)	2.624*** (0.581)
样本量	528	528
R-squared	0.139	0.139

注: *** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$

数据是稳健的, 解释变量是内生的。这进一步印证了选取的变量对因变量有效影响, 探讨金融可得性对 GDP 增长率的条件效应是有意义的。

4 结论

本文对 CFII 空间特征的实证分析结果与 Beck 在 2007 年和 2008 年文献中所做的推论一致。在分析金融可得性与经济增长之间的关系时, 无需引入地理属性。构建空间模型来展示可得性与 GDP 增长率之间的空间关系是不合理的。基于此, 本文构建了一个广义的计量经济学模型来分析金融可得性对经济增长的影响。简单的 OLS 线性回归结果表明, 自变量 CFII 对因变量 GDP 增长率有负向影响, 这与之前的研究结果不一致^[1, 4]。接下来, 应采用更复杂的固定效应模型, 进一步分析 CFII 对增长率的条件效应。这一过程得出的结论可以从以往的文献中得到解释: 当政治权力被滥用时, 政府干预金融体系的发展, 政府消费的增加会降低经济增长率^[18]; 国际贸易让人们有更多渠道获得种类繁多的金融服务和商品, 从而刺激消费和改善经济^[5]; 更多国内信贷流入私营部门将导致资源配置不平衡, 金融部门容易受到精英俘虏的负面影响^[19]; 资本积累会刺激经济发展, 但需要更完善的市场管理制度和政策来补充^[20]。

5 结语

综上所述, 尽管本研究揭示了一些重要发现, 但仍存在一些研究局限。如果有更大的样本量和更多的可用数据, 分析结果会更准确。由于亚洲所有国家的数据所需指标不是可用的指数, 本文的数据仅针对该地区的 33 个国家计算。供给维度使用了国际货币基金组织的金融准入调查数据集, 并组合成一个综合金融包容性指数, 而控制变量数据来自世界银行发布的世界发展指标数据库。不同的官方组织已经在一段时间内编制这些数据库。无法在某个时间点使用集成数据库是本研究的主要限制因素。此外, 在固定模型的条件效应分析中, 资金可得性可以与许多指标共同影响 GDP 增长率。本文仅考虑四个关键要素作为控制变量, 即政府消费、商品和服务贸易、对私营部门的国内信贷和固定资本形成总额。其他因素将在未来的研究中进行研究。

参考文献:

[1]Abdullah, O.M. and Kazuo, I.Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing countries?A panel data analysis[J].Journal of Economic Structures, 2020, 9 (01) .

[2]Ran, M., Chen, L.andLi, W.Financial Deepening, Spatial Spillover, and Urban - Rural Income Disparity: Evidence from China[J].Sustainability, 2020, 12 (04): 1450.

[3]Beck, T., Demirgüç-kunt, A. and Martinez Peria, M.S. Banking Services for Everyone? Barriers to Bank Access and Use around the World[J]. The World Bank Economic Review, 2008, 22 (03): 397-430.

[4]BoIdbaatar, M. and Lee, C.L. Financial Accessibility and Economic Growth[J]. Journal of East Asian Economic Integration, 2015, 19 (02): 143-166.

[5]Gul, F., Usman, M. and Majeed, M.T. Financial Inclusion and Economic Growth: A Global Perspective[J]. Journal of Business and Economics, 2018, 10 (02): 133-152.

[6]Dinh Thi, T.V. and Nguyen, H.L. The Impacts of Financial Inclusion on Economic Development: Cases in Asian-Pacific Countries[J]. Comparative Economic Research, 2019, 22 (01): 7-16.

[7]Mookerjee, R. and Kalipioni, P. Availability of financial services and income inequality: The evidence from many countries[J]. Emerging Markets Review, 2010, 11 (04): 404-408.

[8]王伟, 孙芳城. 金融可得性及其空间变化——基于 31 个省际面板数据[J]. 当代经济管理, 2018, 40 (09): 90-97.

[9]Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. Finance, inequality and the poor [J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (01): 27.

[10]Cyn-Young Park and Rogelio Jr, V.M. Financial Inclusion: New Measurement and Cross-Country Impact Assessment[R]. Asian Development Bank, 2018.

[11]Anarfo, E.B., Abor, J.Y., Osei, K.A. and Gyeke-Dako, A. Financial inclusion and financial sector development in Sub-Saharan Africa: a panel VAR approach[J]. International Journal of Managerial Finance, 2019, 15 (04): 444-463.

[12]Yuan, J., Bian, Z., Yan, Q., Zhi, Y.G. and Hao,

C.Y. An Approach to the Temporal and Spatial Characteristics of Vegetation in the Growing Season in Western China [J]. Remote Sensing, 2020, 12 (06): 945.

[13]Hu, W., Ge, Y., Dang, Q., Huang, Y., Hu, Y., Ye, S. and Wang, S. Analysis of the Development Level of Geo-Economic Relations between China and Countries along the Belt and Road[J]. Sustainability, 2020, 12 (03): 816.

[14]Zhang, J., Zhang, K. and Zhao, F. Research on The Regional Spatial Effect of Green Development And Environmental Governance In China Based On A Spatial Autocorrelation Model[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2020, 55: 1-11.

[15]王少华, 陈艳艳, 黄建玲, 等. 酒精可获得性对酒驾交通事故的空间效应[J]. 北京工业大学学报, 2019, 45 (09): 886-894.

[16]Bell, A., Fairbrother, M. and Jones, K. Fixed and random effects models: making an informed choice[J]. Quality and Quantity, 2019, 53 (02): 1051-1074.

[17]丁忠民, 玉国华, 王定祥. 土地租赁、金融可得性与农民收入增长——基于 CHFS 的经验[J]. 农业技术经济, 2017, (04): 63-75.

[18]Clarke, G.R.G., Xu, L.C. and Heng-fu Zou. Finance and Income Inequality: What Do the Data Tell Us? [J]. Southern Economic Journal, 2006, 72 (03): 578-596.

[19]Burgess, R. and Pande, R. Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment[J]. The American Economic Review, 2005, 95 (03): 780-795.

[20]Gimet, C. and Lagoarde-Segot, T. Financial sector development and access to finance. Does size say it all? [J]. Emerging Markets Review, 2012, 13 (03): 316-337.

作者简介: 李显义 (1999-), 女, 贵州贵阳人, 现就读于西交利物浦大学, 硕士研究生, 主要从事经济与金融研究。