

最优金融空间结构与区域经济协调发展

周立,陈彦羽

(兰州财经大学金融学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:基于2005—2019年中国30个省级行政区面板经济数据,采用空间杜宾模型从金融比率、金融活力、金融效率及金融密度4个子维度检验了金融空间结构与区域经济发展的关系。研究发现:金融结构对我国区域经济协调发展存在显著的空间效应,地区经济发展不仅受本地区金融结构的影响,还受到相邻地区金融结构的影响;从金融结构对经济发展的直接效应来看,金融效率促进了本地经济发展,金融密度则抑制本地经济及邻近地区经济发展,金融比率与金融活力显著地带动周边省份经济发展;金融空间结构在东、中、西部地区经济影响的表现不尽相同。应继续深化我国金融体制改革,优化金融空间结构与实体产业结构匹配程度;发挥“有为政府”的政策指引功能和“有效市场”金融资源配置功能;因地制宜、因地施策,根据本地产业禀赋基础实施差异化金融发展战略。

关键词:金融空间结构;空间金融布局;空间溢出效应;区域经济协调;空间杜宾模型

中图分类号:F830

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2022)03-0060-08

一、引言

习近平总书记在中共中央政治局第十三次集体学习时强调,要深化对当前金融形势的认识,深化金融供给侧结构性改革,既要实现经济稳发展,又要加强重点领域、薄弱环节的风险(尤其是金融风险)防范与化解,使金融部门更好地服务实体经济。深化金融供给侧结构性改革暗含了我国金融供给不平衡、不充分的现状,同时,也反映了我国金融体系功能不完善、层次结构不健全的问题,金融业发展呈现出明显的“需求侧驱动”特征,同质化、粗放型经营较为严重。当前,中国正处于由高速度发展向高质

量发展的关键转型期,其发展内涵决定了中国必须走上集约式产业技术创新之路,并在这一过程中不断调整并匹配以最优金融结构。过去“大水漫灌”的政策措施或保发展的目标政策导向,造成了我国金融总量供给过度 and 金融质量供给不足并存的问题^[1],这些积弊造成我国金融结构未必尽然合理。立足中国实体经济高质量发展的现实需要,全面深化金融供给侧结构性改革,进一步优化融资成本和金融体系效率,为实体部门发展提供优质高效的融资服务是金融部门的本职任务。

一国金融结构为金融体系内的各种金融产品、制度的安排比例和相对金融市场结构,既包括金融

基金项目:甘肃省技术创新引导计划软科学专项(21CX11ZA005);甘肃省“双一流”科研重点项目(GSSYLXM-06)

作者简介:周立(1982—),男,副教授,博士,主要从事金融计量学研究。E-mail: 59373367@qq.com

供给总量,也即一国金融业总增加值,又包括金融供给质量,如金融市场活力、金融市场效率等方面。一国金融结构是否合理,一个重要评判标准是看其是否有助于不断推进整体产业结构良性升级和区域经济协调发展。优化金融结构会促进产业技术创新、降低经济运行风险、降低经济信息成本、提高资本配置效率、促进生产行为创新、形成技术溢出效应和规模经济效益,进而带动整个社会的经济发展。一国不同经济发展阶段和不同地区经济发展状态,决定了其最优金融结构也是不相同的,适宜一国整体及不同地区经济持续发展的最优金融结构是动态变迁的^[2]。林毅夫等指出不论经济体处于何种发展阶段,均存在其最优的金融制度安排、比例构成及其相互关系,只有这样才能促使金融体系基本职能的有效实现,并促进实体经济高质量发展^[3]。这种最优的金融制度安排、比例构成及相互关系即为最优金融结构。只有与由经济体要素禀赋结构所内生决定的最优产业结构、企业特性等相匹配时的金融结构才处于最优水平,才能更好地支持一国或地区具有比较优势的产业和拥有自生能力的企业良性成长^[4]。要想有效地实现金融体系的基本职能并促进经济良性发展,就应主动探寻与一国或地区整体产业结构、区域经济发展特征及各种经济制度安排方式相适应的动态最优的金融结构。

金融结构还应从空间布局上进行考量,以适应区域经济高质量协调发展。因为区域经济协调与发展成果共享是经济高质量发展的题中要义^[5]。一直以来,中国通过政府强制干预配置资金资源,将金融资源优先配置于资本密集型的工业部门,以“金融抑制”之手段来扶持重点产业和重点地区的优先发展^{[6]124-125},导致金融在支持区域经济协调发展和整体产业部门良性升级时存在扭曲现象,兼之中国经济东、中、西部地区原本存在很大区域经济差距、地理人口及自然资源分布不均衡的问题,导致扭曲现象就更为严峻。因此,金融结构空间布局优化与区域经济协同发展一直是学界研究的重要课题和政府部门致力解决的现实问题。必须通过有效的金融空间改革整体方案,使金融空间结构及其要素配置合理化,即金融比率、金融活力、金融效率及金融密度等各要素配置结构符合区域产业发展及转型升级的要求,以达各地区金融供给水平与实体经济发展需要动态匹配之状态,并以此来弥合区域金融资源

分布不均及经济发展上的差距。当前,全球还面临着中美贸易争端和新冠肺炎疫情的双重冲击,我国及时启动“双循环”战略,以扩大内需消费和高新产业技术突破式发展作为主要经济发展方向,成为全球主要经济体中率先突围实现正增长的国家。在总体经济企稳过程中,我国金融供给总量及时适度扩大并辅以渐进式金融供给侧改革,这对于当前经济复苏来说是一剂良方。但由于过去长期的政策积弊,我国金融结构性问题仍十分突出,金融资源空间分布不合理问题仍然严峻,产业转型升级与区域经济协同发展所要求的金融空间结构错配问题依然存在。

本文的主要贡献为:首先,从新结构经济学出发,系统地进行了学理上的论证,并从省际金融比率、金融活力、金融效率及金融密度4个具体子维度的空间面板数据出发,全面研究了金融结构与区域经济协调发展之关系。其次,对金融空间结构与区域经济协调发展进行了异质性检验:分别构造了东、中、西部地区经济-反距离嵌套权重矩阵,测度了区域金融空间结构对本地区经济发展的具体影响,为政府因地制宜、因地施策提供了决策参考依据,有助于发挥金融资源优化配置对产业转型升级与区域经济协调发展的基础性作用。最后,从实证研究方法切入,通过相关检验,认为空间杜宾模型(spatial Durbin model)比空间滞后模型(spatial lag model)和空间误差模型(spatial error model)能得出更具一般性的结论,采用经济-反距离嵌套权重矩阵可以更好地检验一地区经济发展受其金融结构影响之程度、邻近地区的金融结构对本地区经济发展存在何种影响及不同地区金融空间结构是否存在溢出互动效应^[7]。

二、数据来源及变量选取

1. 变量选取及说明

a. 被解释变量。被解释变量为地区生产总值增长率 Y_g ,剔除价格因素影响以不变价的年度发展率作为衡量经济发展的指标。

b. 核心解释变量。核心解释变量为金融空间结构4个具体子维度,分别为金融比率结构 X_{fra} 、金融活力结构 X_{fac} 、金融效率结构 X_{eff} 和金融密度结构 X_{fde} 。核心解释变量从密度、活力、效率、比率4个方面选取,用来衡量金融结构的做法^[8-9]。

c. 控制变量。选取的控制变量包括产业结构水平 Z_{is} 、城市化水平 Z_{urb} 、固定资产投资水平 Z_{fai} 、

劳动就业率 Z_{lab} 、老龄化水平 Z_{ag} 、进出口水平 Z_{tra} 。所有变量的简要说明见表 1。

表 1 变量选取及简要说明

变量类型	变量内容	变量符号	简要说明
因变量	经济发展	Y_g	地区生产总值增长率
解释变量	金融比率结构	X_{fra}	A 股年度市值/银行业年度总资产
	金融活力结构	X_{fac}	股市年度新增融资额度/银行年度信贷新增额度
	金融效率结构	X_{eff}	居民年度储蓄余额/银行年度贷款余额
	金融密度结构	X_{fde}	年末金融机构存贷款总额/年末地区总人口
控制变量	产业结构水平	Z_{is}	第三产业产值/第二产业产值
	城市化水平	Z_{urb}	年末城镇人口额/年末地区总人口额
	固定资产投资水平	Z_{fai}	固定资产投资额/年末 GDP
	劳动就业率	Z_{lab}	16~64 岁人口中就业人口数/总人口
	老龄化水平	Z_{ag}	65 岁以上老人数/总人口
	进出口水平	Z_{tra}	年度进出口总额/年末 GDP

2. 数据来源

本文研究样本为中国内地 30 个省级行政区 2005—2019 年度的面板数据^①。根据各类统计年鉴中数据统计口径一致性、数据充分性及可得性,确定本文样本时间跨度。个别省份的单指标零星缺失的年度数据采用前后两年的平均值代替。本文数据来源于《中国统计年鉴》《中国金融统计年鉴》、各省(自治区、直辖市)的年度统计年鉴、中经网统计数据库、中国人民银行官方数据库、Wind 资讯金融数据库以及国泰安数据库。金融结构 4 个子维度指标中均使用官方公布的本外币余额总和。

3. 理论机制

(1) 空间杜宾模型

空间杜宾模型需同时考虑空间金融结构的溢出效应及其对区域经济发展影响的空间相关性。相较于空间误差模型和空间滞后模型,空间杜宾模型具有更好的检验效果,基本结构如下:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: y_{it} 为因变量; x_{it} 为 k 维自变量; w_{ij} 为空间权重矩阵元素; $\sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt}$ 为空间滞后解释变量; δ, β, θ 为

待估参数; μ_i 为个体固定效应; λ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为正态分布随机扰动项; i, j 分别为地区 i 和地区 j ; t 为时间。

(2) 空间权重矩阵

金融空间结构是优化经济地理要素配置的重要手段,受到多种经济发展因素的影响。反距离空间权重矩阵假定空间经济溢出效应强度随距离远近而改变,其充分考虑经济地理特征;用地区实际年度 GDP 增长率表征包含贸易开放度、产业结构、老龄化等要义的经济要素,充分考虑地理相对距离。因此,本文采用包含贸易往来、经济区域一体化等经济内涵要义的经济-反距离嵌套权重矩阵来检验金融空间结构的经济效应,充分考虑地理距离及经济距离。权重矩阵基本形式为

$$w_{ij} = \mathbf{w}_d \text{diag} \left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}} \right) \quad (2)$$

其中

$$w_{dij} = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$
$$d_{ij} = \arccos [\sin \Phi_i \sin \Phi_j + \cos \Phi_i \cos \Phi_j \cos (\Delta \tau)] R$$

$$\bar{Y}_i = \frac{\sum_{t_0}^{t_1} Y_{it}}{t_1 - t_0 + 1} \quad \bar{Y} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} Y_{it}}{n(t_1 - t_0 + 1)}$$

式中: $\mathbf{w}_d$ 为反距离空间权重矩阵; w_{dij} 为矩阵 $\mathbf{w}_d$ 的元素; Y_{it} 为 t 时刻 i 地区的经济产值; $\bar{Y}_i$ 为时间段 t_0 到 t_1 内 i 地区的经济总产值 Y 的均值; $\bar{Y}$ 为样本期内所有地区经济总产值的均值; n 为地区数量; d_{ij} 为 i 地区与 j 地区之间的空间距离; Φ_i, Φ_j 分别为某个省份的经度和纬度; $\Delta \tau$ 为省份间的经度之差; R 为地球半径长度单位。

4. 回归模型

对中国内地 30 个省级行政区进行金融空间结构单元自相关检验,以判断各地金融结构是否呈现明显的空间“蔓延”特征。全局空间自相关反映一地区整体金融空间联系程度,可以用莫兰指数 Moran's I 度量。Moran's I 检验位置相近区域是否具有相似的经济行为,也即空间经济自相关,它反映了一国或地区空间经济地理关联或空间经济互动属性的相关程度。全局 Moran's I 取值范围为 $[-1, 1]$,其绝对值越靠近 1,金融结构空间自相关性

^①由于西藏自治区年度经济数据缺失过多及经济异质性过大,本文样本源未将其包括。

就越强。Moran’s $I>0$ 表示金融空间结构的正相关性,存在相似属性,Moran’s $I<0$ 表示金融空间结构的负相关性,存在相异属性。

表2为全局金融结构莫兰指数^①及其年度相关性显著程度,通过 Moran’s I 和显著水平 P 值检验发现,近年来我国各省份金融空间结构相关性愈加显著。这表明一地经济发展不仅受本地区金融结构的影响,还受到周边地区金融结构溢出效应的影响。一个明显的特征是中国省际金融空间结构相关性以2011年为分界点(除个别值外),其相关性由负相关转为正相关,且相关程度愈来愈强。经检验,显示应选择时间效应非固定的个体固定效应^②。

表2 全局金融结构莫兰指数及其年度相关性显著程度

年份	Moran’s I	期望	标准差	Z 值	P 值
2005	-0.0100	-0.0340	0.0440	0.5630	0.5730
2006	-0.0300	-0.0340	0.0480	0.0970	0.9220
2007	-0.0320	-0.0340	0.0480	0.0570	0.9540
2008	-0.0820	-0.0340	0.0490	-0.9550	0.3400
2009	-0.0460	-0.0340	0.0490	-0.2400	0.8100
2010	-0.0360	-0.0340	0.0490	-0.0330	0.9740
2011	0.0520*	-0.0340	0.0490	1.7530	0.0800
2012	0.0400	-0.0340	0.0500	1.4950	0.1350
2013	-0.000	-0.0340	0.0500	0.6940	0.4880
2014	0.0240	-0.0340	0.0490	1.1860	0.2360
2015	0.0360	-0.0340	0.0480	1.4610	0.1440
2016	0.0120	-0.0340	0.0440	1.0550	0.2910
2017	0.0910**	-0.0340	0.0490	2.5550	0.0110
2018	0.0720**	-0.0340	0.0490	2.1680	0.0300
2019	0.0770**	-0.0340	0.0490	2.2750	0.0230

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平下显著。下同。

根据上述理论分析及检验结果,分别构建4个子维度上带有个体固定效应的空间杜宾金融结构识别模型,以期考察金融空间结构对地区经济发展具体作用效果。由于被解释变量与解释变量均要考察其空间经济溢出效应,且需假定区域之间的经济距离构成要素大致相同,故可设定被解释变量与解释变量拥有相同的空间权重矩阵。具体测度方程为^③

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} \alpha_3 + \sum_{j=1}^N w_{ij} Z_{jt} \alpha_4 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: ρ 为解释变量 Y_{it} 的空间滞后项的待估参数; α_1 为核心解释变量 X_{it} 的待估参数,在4个模型中分别为 X_{fra} 、 X_{fac} 、 X_{eff} 、 X_{fde} ^④; α_2 为控制变量 Z_{it} 的待估参数; Z_{it} 包含 Z_{isi} 、 Z_{urb} 、 Z_{fai} 、 Z_{lab} 、 Z_{ag} 、 Z_{tra} ; $\sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt}$ 、 $\sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt}$ 、

$\sum_{j=1}^N w_{ij} Z_{jt}$ 分别为被解释变量、解释变量以及控制变量的空间滞后; N 为地区总数; α_3 为核心解释变量空间滞后项的待估参数; α_4 为控制变量的空间滞后项系数; μ_i 为个体固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

三、实证结果

1. 基本回归结果

本文基于总体样本面板数据进行 OLS 回归,以考察金融结构具体子维度与经济发展的关系,回归结果见表3。从表3的实证结果来看,金融密度在1%水平显著性上对区域经济发展有明显的抑制作用,而金融结构的其他3个子维度(X_{fra} 、 X_{fac} 、 X_{eff})没有明显作用机制。但从上文 Moran’s I 结果可知,金融空间结构与区域经济发展在地理空间或经济空间上都不是相互独立随机分布的,存在着明显的全局空间相关性,即 X_{fra} 、 X_{fac} 、 X_{eff} 、 X_{fde} 等要素不仅对本地区的经济发展发挥直接作用,还会对周边地区经济发展存在空间溢出效应。下面本文将从空间杜宾计量模型出发来考察金融结构4个具体子维度对经济发展的具体影响。

表3 OLS 回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
X_{fra}	-0.0069 (-0.98)			
X_{fac}		-0.0119 (-1.01)		
X_{eff}			0.0016 (0.763)	
X_{fde}				0.0006*** (3.92)
调整的拟合度	0.8453	0.8454	0.8450	0.8496
控制变量	是	是	是	是
样本数量	450	450	450	450

注:括号内为 t 值。下同。

①局部莫兰指数及散点图可向作者索取。
② 基于篇幅限制,具体检验结果及相关分析可向作者索取。
③本文系统性研究金融结构与经济增长之关系,将金融结构分为金融比率、金融活力、金融效率以及金融密度4个子维度进行考察,采用空间计量模型重点考察金融空间效应,需将金融结构4个子维度分别放入4个回归方程进行考察。如把4个子维度指标放入同一回归方程,则在空间回归技术手段难以实现4个变量的总体溢出效应,目前也没有搜寻到多变量的空间溢出效应的计量处理办法。
④分别对应下文的模型1、模型2、模型3及模型4。

2. 空间杜宾回归结果

使用空间杜宾计量模型考察金融空间结构各子维度对区域经济发展的具体影响,结果见表4。

表 4 全样本空间杜宾计量模型回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
X_{fra}	-0.002 3 (-0.30)			
X_{fac}		-0.004 3 (-0.36)		
X_{eff}			0.008 1 ** (2.32)	
X_{fde}				-0.000 8 *** (-4.13)
WX_{fra}	0.186 0 *** (6.06)			
WX_{fac}		0.260 5 *** (3.29)		
WX_{eff}			-0.021 2 * (-1.70)	
WX_{fde}				-0.005 0 *** (-4.14)
拟合度	0.792 4	0.763 8	0.729 7	0.752 4
样本数量	450	450	450	450
控制变量	是	是	是	是

从表4金融空间结构具体子维度对区域经济发展的影响来看,金融密度对地区经济发展存在抑制作用,通过了1%水平的显著性检验,与普通面板数据 OLS 回归结果存在差异,而其他3个子维度(X_{fra} 、 X_{fac} 、 X_{eff})则与普通面板数据 OLS 回归结果在方向、显著性水平上保持一致。从金融结构的空间溢出效应来看,金融比率与金融活力均能显著地促进周边地区经济发展,而金融效率与金融密度均显

著抑制周边地区经济发展,说明一地的金融资源越丰腴,其“虹吸效应”越明显,在促进本地经济的同时掠夺了相邻地区经济发展资源^[10]。

3. 空间效应

从上述分析可知我国金融结构对区域经济发展存在着明显空间交互作用机制,但空间杜宾模型的回归结果并不能直接反映金融结构及其子维度对当地及相邻地区经济发展的影响程度,还需要计算其直接影响效应、空间溢出效应和总经济效应^[11]。进而可将空间杜宾中经济效应分解为两部分:一是直接效应,即本省份金融结构对本省份经济发展的影响;二是空间溢出效应,即本省份金融结构对周边省份经济发展的影响,总体样本回归结果总效应分解结果如表5所示。

从被解释变量 Y_g 的空间效应 ρ 值及其显著性水平来看, X_{fac} 、 X_{eff} 和 X_{fde} 对地区经济发展具有显著的空间效应。从金融空间结构具体子维度上来看, X_{fra} 的直接效应为负值但不显著,但空间溢出效应和总效应系数均在1%水平上显著为正,这说明 X_{fra} 能对周边省份的经济发展产生显著的带动作用; X_{fac} 的空间溢出效应和总效应为正值且通过了1%水平的显著性检验,这说明金融活力的提升显著带动了周边地区经济发展; X_{eff} 的直接效应为正值且通过了5%水平上的显著性检验,空间溢出效应为负值,这说明 X_{eff} 虽然显著促进了本省份的经济发展,但一定程度上会抑制周边省份的经济发展; X_{fde} 的直接效应、空间溢出效应和总效应均为负值且通过了1%水平的显著性检验,这表明 X_{fde} 抑制了本省及周边

表 5 全样本回归空间效应分解

变量	模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应
X_{fra}	-0.001 4 (-0.18)	0.101 4 *** (6.56)	0.100 0 *** (7.25)									
X_{fac}				0.000 2 (0.01)	0.197 4 *** (3.73)	0.197 6 *** (3.66)						
X_{eff}							0.007 8 ** (2.21)	-0.015 4 (-1.25)	-0.007 6 (-0.62)			
X_{fde}										-0.001 0 *** (-4.31)	-0.005 7 *** (-3.24)	-0.006 6 *** (-3.57)
ρ		0.153 0 (0.64)			0.620 9 *** (3.20)			0.895 2 *** (6.02)			0.838 0 *** (5.51)	
拟合度		0.792 4			0.763 8			0.729 7			0.752 4	
样本数量		450			450			450			450	
控制变量		是			是			是			是	

省份的经济发展。

4. 异质性效应

中国各地区经济发展不平衡,东、中、西部地区经济发展水平差异较大,地区间产业集聚程度和发展差距并未呈现缩小之趋势。区域经济发展失衡的重要原因之一是金融集聚水平差异和金融资源的空间错配。应进一步优化金融空间结构及金融资源要素配置以协调区域经济发展,实现空间经济发展总体均衡。下面对中国内地 30 个省级行政区(不包括西藏自治区)分别按东、中、西部地区^①进行讨论。经检验东部地区模型 1、2、3 应采用个体时间双固定的空间杜宾模型,模型 4 应采用随机效应的空间杜宾模型;中部地区 4 个模型均应选择个体固定的空间杜宾模型;西部地区模型 1、2、3 应选用个体时间双固定的空间杜宾模型,模型 4 应采用时间固定的空间杜宾模型。东、中、西部地区金融空间结构经济效应如表 6 所示。

从金融比率结构指标来看,东、中部地区省份 X_{fra} 带动了周边省份经济发展,且东部地区 X_{fra} 还能显著促进本省经济发展,而西部地区省份 X_{fra} 一定程度上抑制本省经济发展,却带动了周边省份经济发展。从 X_{fac} 指标来看,东、中、西部地区 X_{fac} 与本地经济发展、周边省份经济发展相关关系并不显著。从 X_{eff} 指标来看,东部地区省份 X_{eff} 会显著抑制周边省份经济发展;中部地区省份 X_{eff} 与本地经济发展、周边省份经济发展相关关系并不明显,西部地区省份 X_{eff} 促进了本地发展。从 X_{fde} 指标来看,东部地区省份 X_{fde} 与本地经济发展、周边省份经济发展相关关系并不显著,而中、西部地区 X_{fde} 则抑制本地及周边省份的经济发展。整体来看,除 X_{fra} 外,中、西部地区金融结构对经济发展的影响较为一致,但与东部地区存在差异,金融空间结构对区域经济发展影响存在差异,中、西部地区金融活力不足、金融密度仍待发展、金融资源向资本投资转化的效率相对较低,存在金融资源向发达省份转移现象^[12]。

四、稳健性检验

1. 不同空间权重矩阵

前文研究构建空间权重矩阵时综合考虑了经济、地理距离两大因素。但考虑到前面构建经济-反距离权重矩阵时,表征经济距离时运用了不变价 GDP 指标,而本文被解释变量为国内生产总值发展率,这可能存在内生性问题。为检验结果稳健性,本文再构建反距离权重矩阵,只考虑地理距离因素,排除国内生产总值干扰因素。采用反距离权重矩阵后,经检验模型 1 采用个体固定的空间杜宾模型拟合效果最优,模型 2、3、4 则采用个体时间双固定的空间杜宾模型,尽管估计结果的系数大小有所差异,但整体来看支持前文实证结论。金融空间结构经济发展分解效应见表 7。

表 7 模型 1 实证结果表明,本文采取经济-反距离嵌套权重矩阵的回归结果与采用反距离权重矩阵实证结果较为一致, X_{fra} 的直接效应、空间溢出效应和总经济效应与表 5 结果一致,仅估计结果系数大小略有差异。模型 2 实证结果表明, X_{fac} 的直接效应与采用经济-反距离权重矩阵的回归结果略有差异,

表 6 东部、中部及西部地区空间效应分解对比

模型	东部地区			中部地区			西部地区		
	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应
模型 1	0.0260 ** (2.47)	0.0422 * (1.77)	0.0682 *** (2.94)	0.0203 (1.18)	0.0675 *** (2.82)	0.0878 *** (2.82)	-0.0086 (-0.69)	0.0006 (0.01)	-0.0080 (-0.17)
模型 2	0.0033 (0.19)	-0.0160 (-0.44)	-0.0127 (-0.31)	-0.0307 (-1.28)	-0.0491 (-0.51)	-0.0798 (-0.74)	-0.0254 (-1.18)	-0.0737 (-1.08)	-0.0991 (-1.24)
模型 3	0.0084 (1.53)	-0.0342 *** (-3.33)	-0.0259 ** (-2.58)	-0.0053 (0.93)	0.0132 (0.93)	0.0080 (0.53)	0.0229 *** (2.82)	0.0223 (0.97)	0.0452 (1.60)
模型 4	0.0001 (0.40)	0.0003 (0.60)	0.0004 (0.57)	-0.0031 ** (-5.16)	-0.0107 *** (-4.09)	-0.0139 *** (-4.69)	-0.0035 *** (-4.92)	-0.0093 *** (-3.94)	-0.0128 *** (-5.34)

① 地区划分标准来源于国家统计局(由于西藏数据缺失严重,本文的实证研究未将其包含在内;由于中部地区样本较少,为保证中部地区空间权重矩阵的生成和回归的实现,将重庆市置于中部地区)。东部地区:包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省级行政区;中部地区:包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆 9 个省级行政区;西部地区:包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 10 个省级行政区。

表 7 反距离权重矩阵空间效应分解

变量名称	模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应
X_{fra}	-0.0020 (-0.27)	0.1069 *** (6.23)	0.1049 *** (6.57)									
X_{fac}				-0.0021 (-0.10)	0.1650 (0.36)	0.1630 (0.34)						
X_{eff}							0.0018 (0.48)	-0.0134 (-0.35)	-0.0116 (-0.29)			
X_{fde}										0.0004 (1.47)	-0.0026 (-3.86)	-0.0022 (-0.38)
ρ			6.9442 ** (2.05)			-0.5054 (-0.03)			0.1456 (0.01)			0.2383 (0.02)
拟合度			0.7991			0.0086			0.0060			0.0158
样本数量			450			450			450			450
控制变量			是			是			是			是

而空间溢出效应和总效应估计结果与表 5 较为一致。模型 3 实证结果表明, X_{eff} 的直接效应、空间溢出效应与总经济效应与采用经济-反距离嵌套权重矩阵的结果较为一致。模型 4 实证结果表明, X_{fde} 的直接效应与采用经济-反距离权重矩阵的直接效应略有差异, 而空间溢出效应和总效应估计结果与表 5 较为一致, 佐证了本文前面的分析是稳健的。

2. 扩张性金融政策的影响

金融空间结构的各种政策经济效应在扩张性金融政策发生时期会被放大。2008 年 9 月, 国际金融危机危及全球经济发展, 我国政府于 2008 年 11 月推出旨在“保发展、扩内需”以促进经济平稳快速恢复发展的 10 项措施。中央政府提出, 到 2010 年底应使投资规模达到约四万亿元以刺激经济发展的计

划。“四万亿计划”快速让中国摆脱低迷经济状态, 但不可避免地出现了短期刺激过度、金融资源分配不均及空间布局不合理等积弊, 强刺激计划可能放大或扭曲了金融空间结构对区域经济发展的影响, 需将“四万亿计划”实施后(2011—2019 年)的样本区间回归结果与全样本的回归结果进行对照, 以保证基准回归结果的稳健性。本文采用经济-反距离嵌套权重矩阵进行计量, 回归结果见表 8。

表 8 中模型 1、模型 3 及模型 4 的实证结果表明, 扩张性金融政策(“四万亿计划”)发生后的回归结果与全样本实证结果较为一致, X_{fra} 、 X_{eff} 、 X_{fde} 的直接效应、空间溢出效应及总效应与表 5 结果基本一致, 只存在系数大小及显著性水平上的差异。模型 2 的实证结果表明, X_{fac} 直接经济效应与总经济效应

表 8 “四万亿计划”后空间效应分解

变量名称	模型 1			模型 2			模型 3			模型 4		
	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应	直接效应	空间溢出效应	总效应
X_{fra}	-0.0031 (-0.32)	0.1338 *** (4.32)	0.1308 *** (4.33)									
X_{fac}				-0.0044 (-0.15)	0.1142 (0.18)	0.1097 (0.16)						
X_{eff}							0.0006 (0.15)	-0.0062 (-0.11)	-0.0056 (-0.10)			
X_{fde}										-0.00002 (-0.01)	-0.0029 (-0.08)	-0.0029 (-0.08)
ρ			3.4763 (0.65)			0.3000 (0.02)			1.4489 (0.11)			0.3000 (0.02)
拟合度			0.8072			0.0927			0.1043			0.0946
样本数量			270			270			270			270
控制变量			是			是			是			是

与全样本的回归结果略有差异,其空间溢出效应则与全样本回归结果保持一致,仅存在显著性水平上的差异。总体来看,实施扩张性金融政策与全样本回归结果大致相同,扩张性金融政策的实施(“四万亿计划”)并未对前文实证结果有实质性影响,因此金融结构4个子维度基准回归结果的测度是稳健的。

五、结论及建议

1. 结论

a. 样本期间内,中国金融空间结构对区域经济发展存在明显的总体效应、直接效应及空间溢出效应。2010年后中国金融空间结构与区域经济发展的全局 Moran's I 值越来越高,金融空间结构与区域经济发展相关性显著增强。

b. 金融空间结构具体子维度对区域经济发展影响不尽相同。从金融空间结构对经济发展的直接效应来看,金融效率显著促进了本省经济发展,金融密度显著抑制了本省经济发展。从金融结构的空间溢出效应来看,金融比率与金融活力显著带动了周边省份经济发展,金融密度则显著抑制了周边省份经济发展。

c. 金融空间结构与地区经济发展的实证研究结果总体上是稳健的,采用不同权重矩阵检验及考虑扩张性金融政策(“四万亿计划”)对经济实施短期性强刺激后,均未对基准回归结果产生较大不一致的影响。另外,从分地区检验结果来看,我国中、西部地区金融活力不高,存在金融资本利用效率较低的情况。

2. 建议

a. 继续深化金融体制改革,以达金融空间结构与实体产业结构相匹配。不断推进金融结构空间布局及功能优化,即金融比率、金融活力、金融效率及金融密度等具体子维度均应与当地产业发展水平相匹配,以更好地发挥金融体系正向功能。不断优化金融空间结构不仅促进本地区经济良性发展,还能对周边地区有正向溢出效应,以达区域经济协同发展^[13]。

b. 发挥“有为政府”的政策指引功能和“有效市场”金融资源配置功能。政府应继续主导深化金融体系改革,引导金融资源在区域间科学合理配置,打破金融资源流动行政“壁垒”和政策掣肘。继续优化市场化金融资源配置方式,促进金融要素跨区域合理竞争,保证金融资源自由有序流动,满足区域产业转型升级的实际融资需求,以实现区域经济协调平衡发展。

c. 因地制宜、因地施策,根据本地产业禀赋基础实施差异化金融发展战略。东部地区产业基础相对完善、金融市场相对发达,应注重激发金融体系效率,持续保证地区产业投资正向回报率,不断促进产业技术转型升级;而中西部地区产业结构和金融市场功能相对薄弱,更应注重金融比率、金融活力及金融密度的合理配置,持续激发金融体系支持产业聚集及产业转移的承接功能,力促中西部地区产业经济向东部地区收敛,最终实现区域经济协同发展。

参考文献:

[1] 周立,雷中豪. 中国“金融超发展”与经济发展动态阈值效应[J]. 金融经济研究,2019,34(1):3-17.

[2] DEMIRGÜC-KUNT A, FEYEN E, LEVINE R. The evolving importance of banks and securities markets[J]. The World Bank Economic Review, 2013, 27(3): 476-490.

[3] 林毅夫,孙希芳. 银行业结构与经济增长[J]. 经济研究,2008,43(9):31-45.

[4] 龚强,张一林,林毅夫. 产业结构、风险特性与最优金融结构[J]. 经济研究,2014,49(4):4-16.

[5] 郁枫,张圆. 国民财富视角下我国区域经济发展均衡性初探[J]. 商业经济与管理,2021(2):80-96.

[6] 林毅夫. 解读中国经济[M]. 北京:北京大学出版社,2018:124-125.

[7] JIANG M, LUO S, ZHOU G. Financial development, OFDI spillovers and upgrading of industrial structure[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020,155: 1-10.

[8] LEVINE R. Bank-based or market-based financial systems: which is better? [J]. Journal of Financial Intermediation, 2002, 11(4): 398-428.

[9] 杨子荣,张鹏杨. 金融结构、产业结构与经济增长——基于新结构金融学视角的实证检验[J]. 经济学(季刊),2018,17(2):847-872.

[10] 张虎,韩爱华. 金融集聚、创新空间效应与区域协调机制研究——基于省级面板数据的空间计量分析[J]. 中南财经政法大学学报,2017(1):10-17.

[11] ANSELIN L. Spatial econometrics: methods and models [M]. Dordrecht:Kluwer Academic Publishers, 1988.

[12] 孙英杰,林春. 普惠金融发展的地区差异、收敛性及影响因素研究——基于中国省级面板数据的检验[J]. 经济理论与经济管理,2018(11):70-80.

[13] 周立. 空间政治经济学研究进展评介[J]. 中南财经政法大学学报,2021(3):113-125.

(收稿日期:2021-07-25 编辑:张志琴)