



Analysis on the Difference of the Influence of Economic Financialization on Regional Economic Growth

Yu Ping*, Li Ying-fei

School of Economics, Wuhan University of Technology, Wuhan, China

Email address:

yuping@whut.edu.cn (Yu Ping), 1536206427@qq.com (Li Ying-fei)

*Corresponding author

To cite this article:

Yu Ping, Li Ying-fei. Analysis on the Difference of the Influence of Economic Financialization on Regional Economic Growth. *Science Innovation*. Vol. 11, No. 2, 2023, pp. 50-56. doi: 10.11648/j.si.20231102.13

Received: February 6, 2023; **Accepted:** March 28, 2023; **Published:** March 31, 2023

Abstract: With the continuous development of the financial industry and its increasing impact on the real economy, it has become the key force to promote the growth of the real economy, and finance has become the new power source of a new round of economic growth. The rapid development of the financial industry has deepened the degree of economic financialization, increasing the impact on the growth of the real economy and the regional growth pattern. The study found that there are significant differences in the impact of economic financialization on the real economy at the three regional levels in China. The eastern economic financialization significantly promotes the growth of the real economy, while the central and western economic financialization will not have a significant impact on the real economy. At the same time, when scientific and technological innovation is taken as the threshold variable, It can be found that there are significant threshold effects and regional heterogeneity in the impact of economic financialization on the growth of regional real economy. Based on this, this paper suggests strengthening the construction of financial industry in the central and western regions, including infrastructure construction, talent team, etc; Guided by deepening market-oriented reform, we should give full play to market potential and achieve coordinated economic development between and within regions; Grasp the principle of "degree", constantly improve the regional financial comprehensive competitiveness, and improve and perfect the construction of ecological environment such as the legal and credit environment.

Keywords: Economic Financialization, Regional Economic Growth, Real Economy, Threshold Effect

经济金融化对区域经济增长影响的差异性分析

喻平*, 李盈霏

武汉理工大学经济学院, 武汉, 中国

邮箱

yuping@whut.edu.cn (喻平), 1536206427@qq.com (李盈霏)

摘要: 伴随着金融业的不断发展以及其对实体经济影响的不断增大, 其已经成为了推动实体经济增长的关键力量, 金融成为新一轮经济增长的新的动力源泉。金融业的快速发展促使经济金融化程度不断加深, 加大了对实体经济增长以及区域增长格局的影响。研究发现, 经济金融化对实体经济的影响在中国三大区域层面上存在显著差异, 东部经济金融化明显促进实体经济增长, 而中西部经济金融化则不会对实体经济产生较为显著的影响, 与此同时, 当以科技创新作为门槛变量时, 可以发现经济金融化对区域实体经济增长的影响存在显著的门槛效应以及区域异质性。基于此, 本文建议加强中西部地区金融业的建设力度, 包括基础设施建设、人才队伍等; 以深化市场化改革为导向, 发挥市场潜

力, 实现区域间及区域内经济协调发展; 把握好“度”的原则, 不断提升地区金融综合竞争力, 并且要健全和完善如法律、信用环境等生态环境的建设。

关键词: 经济金融化, 区域经济增长, 实体经济, 门槛效应

1. 引言

实体经济是我国现代化经济建设的关键, 金融业是我国现代化经济的核心, 为实体经济发展服务是其时代使命, 也是金融业发展的出发点和落脚点, 而科技创新也早已成为了推动实体经济增长的新动力, 金融行业的发展可以为市场提供资金, 而充足的资金下, 科技进步将会推动经济增长, 进而反过来刺激金融业的发展。

近年来, 我国金融体系逐渐完善, 金融业增加值明显增大, 然而与高增速的金融行业相比, 我国经济出现“结构性减速”、经济结构转型以及不同地区争相建设区域金融中心, 落实“金融服务实体经济”这一命题也不像表面看上去的那么简单了。随着经济金融化程度的不断提高, 各个地区都希望能够利用金融行业的发展带动实体经济的增长, 进而形成辐射效应促进周边地区的发展, 从而促进实体经济协调、稳定的增长, 那么中国经济金融化的实体经济增长效应是什么呢? 本文通过研究经济金融化对区域实体经济增长的影响, 基于门槛效应检验和空间杜宾模型分析, 并结合我国实体经济和金融发展现状为我国区域实体经济增长提出合理建议。

2. 文献综述

2.1. 经济金融化成因研究

由于金融业的快速发展对实体经济产生了影响, 尤其是在2020年新冠肺炎疫情的爆发之后, 这种影响更加显著, 一些小微企业由于受到疫情的冲击, 经营状况每况愈下。关于是什么引起了金融部门的快速扩张这一问题, 学者们也展开了广泛的讨论。Foster (2010) 认为资本主义国家传统行业利润率的下降以及资本的逐利性导致其经济重心转移至金融领域, 从而推动了金融化的发展[1]。张成思, 张步昙 (2015) 将经济金融化的成因归结为三个方面, 即传统行业利润的下降、对外开放以及人口老龄化的加剧[2]。

2.2. 经济金融化与区域实体经济增长的关系研究

S. H. Law等以87个国家的相关经济指标数据为研究对象, 建立动态面板门槛模型实证检验了金融发展与实体经济增长之间的关系, 发现金融发展会影响经济增长, 并且这种影响是促进还是抑制主要取决于金融发展与经济增长之间的阈值, 超过阈值会抑制经济增长, 反之则会促进经济增长[3]。Banerjee等通过研究发展中国家的金融发展与实体经济增长之间的关系发现, 金融发展与实体经济增长之间存在线性关系和门槛效应, 即经济发展较好的地信贷市场相对较为完善, 该区域的企业获得融资的机会更

多, 其实体经济发展就越快[4]。Saint以新加坡为研究样本, 通过构建面板门槛回归模型分析发现, 当金融发展水平较低时, 金融化对经济增长的作用并不显著, 当金融发展水平达到某一临界值时, 金融规模的扩大可以促进实体经济增长[5]。杜两省等通过研究技术创新对区域经济发展的影响发现, 不同的制度环境对技术创新资本流动的促进作用存在区域异质性[6]。Khatatbeh等提出经济金融化会导致收入差距的变化, 而作为实体经济重要部分的消费在很大程度上会受到收入差距的影响[7]。Li Jia et al.提出金融化水平是衡量金融体系向实体经济提供的融资总量的比例[8]。

2.3. 文献评述

在国内外研究中, 学者们日益关注经济金融化如何影响经济增长, 并且关于区域经济发展的研究也更加成熟, 研究内容也更为广泛, 但是由于中国经济金融化与区域实体经济增长的关联与影响的研究尚未成熟, 系统分析二者关系的文献不多, 经济金融化如何影响区域实体经济发展尚未得出统一的结论。

基于此, 本文深入研究了经济金融化与区域实体经济增长之间的关系, 结合我国总体发展情况以及东部、中部、西部地区的经济增长现状, 对经济金融化与实体经济之间的非线性关系进行检验, 并根据发展现状以及研究结论提出建设性建议, 以期使得金融能够更好的服务于实体经济。

3. 经济金融化的测算及其对区域实体经济增长的影响机制

3.1. 经济金融化的测算

随着我国金融体系的不断优化、金融资产的逐渐积累, 经济金融化对实体经济的影响直接表现在投资比例的变化引起了金融部门和实体经济部门投资收益的变化, 最终影响投资者的投资倾向。具体计算公式如下:

$$FI = \frac{FIN_{i,t}}{PGDP_{i,t}} \quad (1)$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, FIN 表示各地区的金融产业产值, $PGDP$ 表示各地区的生产总值。 FI 值越大, 说明该地区经济金融化程度越高, 金融业竞争力越强, 反之, 则表明该地区经济金融化水平较低, 金融业竞争力较弱。

3.2. 经济金融化对区域经济增长的影响机制

假设: 区域1是经济欠发达的区域, 区域2是经济较发达的区域, $Y_1 < Y_2$, 经济发达地区的生产要素价格相对较

高, $w_1 > w_2$, 经济发达地区的单位生产要素消耗相对较低, $a_{s1} > a_{s2}$ 。

构建区域收入均衡模型: 假设不同区域的企业数量分别为 n_1 和 n_2 。假设产品在区域内以及区域之间从生产到消费成本均为 0。设区域 1 和区域 2 的产品市场价格为 p_1 和 p_2 。

首先设定家庭部门的消费者效用函数:

$$U = U(C_F, C_N) = C_F^\mu C_N^{1-\mu} \quad (0 < \mu < 1) \quad (2)$$

其中, C_F 和 C_N 分别表示私人金融相关类消费总量和非金融相关类消费总量, 表示 μ 和 $1-\mu$ 其对应的支出份额。对于区域内金融相关消费品的消费是异质性的, 但是假设存在垄断竞争情况, 金融相关类消费品的替代弹性不变函数为:

$$C_F = \left(\sum_{i=1}^{n+n^*} c_i \frac{\sigma-1}{\sigma} \right) (0 < \sigma < 1) \quad (3)$$

其中, c_i 表示对第 i 类金融类消费品的消费量, n 和 n^* 分别为本区域和其他区域企业生产的差异化产品种类数, σ 为差异化产品之间的消费替代弹性。

为了确定满足消费者效用最大化的消费支出组合, 基于以下函数建立拉格朗日函数:

$$\max C_F^\mu C_N^{1-\mu}, \quad s.t. E_F + E_N = E \quad (4)$$

其中, E_F 和 E_N 、 E 分别表示消费者对金融类消费品和非金融类消费品和总的支出水平, P_F 表示金融类消费品的价格, P_N 表示非金融类消费品的价格。

求解得:

$$C_N = \frac{(1-\mu)E}{P_N}, \quad c_i = \frac{\mu E}{P_F^{1-\sigma}} p_i^{-\sigma} \quad (5)$$

区域收入水平 Y 与支出水平 E 均衡, 消费者最优决策可以表示为:

$$C_N = \frac{(1-\mu)Y}{P_N}, \quad c_i = \frac{\mu Y}{P_F^{1-\sigma}} p_i^{-\sigma} \quad (6)$$

也就是说, 第 i 类金融相关消费品与第 i 类产品成反比, 同时与区域收入水平成正比, 与整体价格水平成反比。

基于消费者最优行为决策可以求得:

$$x_i = c_i = \frac{\mu Y}{P_F^{1-\sigma}} p_i^{-\sigma} \quad (7)$$

因此, 可得区域 1 的消费者对该区域企业生产的产品支出水平为:

$$\begin{aligned} E_{11} &= \sum_{i=1}^{n_1} p_i^i c_{11}^i = \frac{\mu Y}{P_F^{1-\sigma}} \sum_{i=1}^{n_1} (p_i^i)^{1-\sigma} \\ &= \frac{\mu Y}{P_F^{1-\sigma}} n_1 \left(\frac{\sigma}{1-\sigma} \phi_1 w_1 a_{F1} \right)^{1-\sigma} \end{aligned} \quad (8)$$

同理可以求得得到:

$$E_{12} = \frac{\mu Y}{P_F^{1-\sigma}} n_1 \left(\frac{\sigma}{1-\sigma} \phi_1 w_2 a_{F2} \right)^{1-\sigma} \quad (9)$$

$$E_{21} = \frac{\mu Y}{P_F^{1-\sigma}} n_2 \left(\frac{\sigma}{1-\sigma} \phi_2 w_1 a_{F1} \right)^{1-\sigma} \quad (10)$$

$$E_{22} = \frac{\mu Y}{P_F^{1-\sigma}} n_2 \left(\frac{\sigma}{1-\sigma} \phi_2 w_2 a_{F2} \right)^{1-\sigma} \quad (11)$$

其中, w 为区域 1 和区域 2 的平均要素价格, a 而是区域 1 和区域 2 的单位生产要素消耗量。

又因为 $E_1 = E_{11} + E_{12}$ 和 $E_2 = E_{21} + E_{22}$ 分别为区域 1 和区域 2 的产品总支出。

区域 1 的总支出为:

$$\frac{E_{11}}{E_1} Y_1 + \frac{E_{21}}{E_2} Y_2 \quad (12)$$

区域 2 的总支出为:

$$\frac{E_{21}}{E_1} Y_1 + \frac{E_{22}}{E_2} Y_2 \quad (13)$$

要素收支均衡为区域要素总收入来源于家庭部门对区域产品的支出之和, 因此可建立不同区域的收支均衡:

区域 1:

$$w_1 F_1 = \frac{E_{11}}{E_1} Y_1 + \frac{E_{21}}{E_2} Y_2 \quad (14)$$

区域 2:

$$w_2 F_2 = \frac{E_{21}}{E_1} Y_1 + \frac{E_{22}}{E_2} Y_2 \quad (15)$$

同时满足 $w_1 F_1 = Y_1$, $w_2 F_2 = Y_2$ 。

因此可以得出区域 1 和区域 2 产出水平和支出水平的均衡关系:

$$\frac{E_{12}}{E_1} Y_1 = \frac{E_{22}}{E_2} Y_2 \quad (16)$$

根据 DS 模型建立产品异质条件以及区域异质条件的假设, 利用 Y_1/Y_2 描述区域经济协调发展水平, 比值增大时, 表明不同区域间经济发展差距缩小, 比值减小时, 表明不同区域间经济发展差距不断增大。

由于 $\frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_1} > 0$, $\frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_2} < 0$

再结合金融功能的效用函数: $\frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_1} * \frac{d\phi_1}{d\phi_1} > 0$,

$\frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_1} * \frac{d\phi_1}{d\omega_2} < 0$, $\frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_1} * \frac{d\phi_1}{d\omega_2^*} > 0$,

$$\frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_2} * \frac{d\phi_1}{d\phi_2} < 0, \quad \frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_2} * \frac{d\phi_2}{d\omega_1} > 0, \\ \frac{d(Y_1/Y_2)}{d\phi_2} * \frac{d\phi_2}{d\omega_1^*} > 0.$$

其中， ω_2^* 和 ω_1^* 分别是区域1对区域2的扩散效应和区域2对区域1的扩散效应。

因此可以发现， Y_1/Y_2 随 ϕ_1 的升高而升高， ϕ_1 表示欠发达地区的金融效应，其升高表示该地区在金融效应的影响下，要素使用成本升高，反之表示金融效应使该地区金融资源配置水平升高，使得本地区在产品成本减少的情况下，不同区域差距增加。

同时，由模型观察得出，如果经济金融化的扩散效应很弱，而经济金融化本地市场效应很强，会加大区域间经济发展的差距。

4. 研究设计

4.1. 模型构建及变量选取

4.1.1. 模型构建

基于前文分析发现，区域经济增长得益于经济金融化的知识外溢和技术外溢的正向外部效应，在保证投入生产要素稳定的情况下，总产出会受到正向外部效应的影响而得到提高，为了充分确定经济金融化对区域经济增长的影响，本文参考Yu等的研究结果设定如下模型[9]:

$$RGDP_{i,t} = c + a_1 FI_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

其中， i 表示不同地区， t 表示时间， a_1 和 γ 均表示待估参数；RGDP代表各地区的人均生产总值增长，即实体经济增长水平，FI代表各个地区的经济金融化程度，控制变量X为经济金融化的经济增长效应的影响因素， δ_i 和 μ_i 分别表示地区效应和时间效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

4.1.2. 变量选取及来源

被解释变量：实体经济增长指数（RGDP）是通过排除金融业和房地产业产值的GDP，采用各个地区生产总值占总人口的比重来衡量[10]。

核心解释变量：FI采用各个地区经济金融化指数来衡量[11]。

控制变量：政府干预（Gov_{i,t}）：用区域财政支出占当地GDP的比重来衡量。知识溢出效应（Edu_{i,t}）：用区域就业人

员中大学专科文化程度以上的就业人员占比衡量。对外开放程度（FDI_{i,t}）：用外商直接投资使用总额占GDP比重衡量。由于部分省份数据缺失，因此缺失的数据采用ARIMA法填补。区域城镇化水平（Urb_{i,t}）：采用各地区年末城镇常住人口占地区常住总人口的比重来衡量；产业结构高级化程度（Ind_{i,t}）：用第二产业占第三产业的比重来衡量。

结合本文所研究的内容和相关数据的可得性，本文将2011年作为研究的初始年份。文中所涉及的数据均来自于《中国统计年鉴》、国泰安数据库以及不同省份的统计年鉴，数据跨度为2011年-2020年，其中缺失数值采用插值法补齐。变量的描述性统计如下表1所示：

表1 变量基本描述性分析。

变量名	观测值	平均数	方差	最小值	最大值
RGDP _{i,t}	310	9.616	0.973	6.322	11.410
FI _{i,t}	310	0.117	0.044	0.041	0.278
Gov _{i,t}	310	0.028	0.031	0.010	0.221
Edu _{i,t}	310	0.191	0.100	0.059	0.630
FDI _{i,t}	310	0.019	0.018	0.0001	0.121
Urb _{i,t}	310	0.581	0.131	0.228	0.896
Ind _{i,t}	310	0.971	0.343	0.189	1.930

4.2. 总体样本的估计结果

基于Hausman检验结果，本文分别采用普通最小二乘法和面板数据固定效应模型对基准回归模型进行回归，估计结果如下表2所示。其中，第1列报告了混合OLS回归结果，第2至4列报告了固定效应回归结果。

整体而言，经济金融化的估计系数为正，由混合OLS模型估计表明，经济金融化对实体经济增长的影响为正，但是该影响并不显著，并且与前人的研究结果不一致，主要原因可能是OLS混合模型存在有偏性和不一致性。

根据上述研究方法，本文度量了2011年-2020年我国31个省份经济金融化指数，计算结果表明，我国经济金融化程度整体呈现不断加深的趋势，从2011年全国均值0.087上升到2020年的均值0.150，到2020年时，经济金融化两个最值分别出现在了北京和西藏，这说明我国经济金融化的发展具有显著的空间异质性。具体来说，东部地区经济金融化指数最高，近10年来其均值达到了0.150，而西部地区的金融化指数最低，为0.102，这说明东部地区经济金融化程度更深，对实体经济的拉动效果更为有效，而西部地区经济金融化指数普遍偏低，表明西部地区经济金融化发展程度还较为落后，由此可见，我国经济金融化的发展具有显著的区域差异性，从总体来看，全国经济金融化趋势与区域经济金融化趋势相同，均呈现出逐步提升的态势，而不同区域经济金融化的增长幅度存在差异。

表2 总体回归估计结果。

变量名	OLS	FE(1)	FE(2)	FE(3)
FI _{i,t}	1.513 (0.76)	0.557** (1.18)	0.580** (1.23)	0.516** (1.21)
Gov _{i,t}	-4.034*** (-3.12)	-3.423*** (-2.63)	-6.113*** (-3.97)	-2.993** (-2.28)
Edu _{i,t}	1.375*** (4.81)	1.498*** (5.32)	1.550*** (5.41)	1.690*** (5.93)
FDI _{i,t}	1.644*** (2.74)	1.726*** (2.93)	1.677*** (2.91)	1.476** (2.50)
Urb _{i,t}	4.902*** (16.39)	5.030*** (17.01)	4.206*** (11.84)	5.198*** (17.22)
Ind _{i,t}	0.323*** (5.92)	0.346*** (6.43)	0.270*** (4.79)	0.286*** (5.15)
R ²	0.469	0.808	0.797	0.806
Hausman	/	-64.49	-12.37	-20.06
P值	0.000	0.000	0.000	0.000

4.3. 稳健性检验

本文分别采用以下两种方式进行稳健性检验:一种是改变样本数量,即去掉2011年和2020年样本数据,为了尽可能消除宏观因素对研究结果的影响,本文在上述面板固定模型的基础上进一步控制年度,重新回归的具体估计结果如表2中模型(2)所示。从回归结果可以看出,即使考虑各种宏观因素对回归结果的影响,经济金融化水平的提高仍然可以促进实体经济增长,与基本回归结果一致;另外一种方法就是替换变量,参考张成思,张步昙(2015)的研究,将FIRE部门,即金融、保险、房地产部门产值占

GDP比重作为经济金融化的代理变量,具体模型分析结果如表2中模型(3)所示,研究结果依旧保持不变。

4.4. 不同区域的样本估计

参考张天舒等以及Fu Jianguan et al关于实体经济区域异质性的研究可以发现[12, 13],东部地区的金融业发展水平始终高于中西部地区,并且经济发展水平上与中西部地区也存在差距。但是随着中西部地区金融业发展速度的不断提升,经济发展差距也存在缩小的趋势,因此,本文基于前文研究基础,将我国区域划分为东部、中部和西部,回归结果如下表3所示。

表3 区域样本回归估计结果。

变量名	东部地区	中部地区	西部地区
$FI_{i,t}$	0.964*** (1.19)	-0.867* (-1.23)	-3.628*** (-5.29)
$Gov_{i,t}$	-34.719*** (-5.38)	-17.290*** (-3.01)	-2.776** (-2.49)
$Edu_{i,t}$	3.128*** (5.97)	0.146 (0.23)	-1.643*** (-4.22)
$FDI_{i,t}$	1.950*** (2.09)	-0.054 (-0.02)	0.447 (0.68)
$Urb_{i,t}$	3.029*** (3.90)	6.322*** (10.06)	7.031*** (20.86)
$Ind_{i,t}$	0.229 (1.21)	0.259*** (2.84)	0.055* (0.90)
c	7.447*** (10.05)	6.774*** (20.10)	6.100*** (30.83)
R^2	0.821	0.943	0.885
Hausman	-64.02	-57.64	-126.71
P值	0.000	0.000	0.000

5. 经济金融化对区域经济增长的门槛效应分析

科技创新是经济增长最为持久的源泉,也是提升经济实力的重要动力,一个完善且高效的金融结构体系能够快速集聚金融资本,为科技创新提供必要的资金支持,已有研究指出,科技创新水平越高,实体经济发展越好,实体经济的发展水平可能会因为科技创新水平的不同而存在差异性,因此本文将以科技创新作为门限变量,从而分析经济金融化与区域经济增长的非线性关系,本文参考王黎明,王宁的研究,将专利授权数量取自然对数作为衡量科技创新水平的指标[14]。

5.1. 模型设定

本文借鉴Hansen的门限回归模型方法,以科技创新水平作为门限变量[15]。通过门槛变量来检验我国不同地区经济金融化影响实体经济增长的非线性门槛效应,设定门槛模型如下:

$$RGDP_{i,t} = a_1 FI_{i,t} (p_{i,t} \leq \gamma_1) + a_2 FI_{i,t} (\gamma_1 < p_{i,t} \leq \gamma_2) + a_3 FI_{i,t} (p_{i,t} > \gamma_2) + \beta_1 COV_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_{i,t} + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中, p 表示门槛变量,即科技创新水平, γ_i 表示代估门槛值。

5.2. 门槛模型检验

将科技创新作为门槛变量进行门槛效应检验,以确定门槛个数是否拟合其门槛模型,下表4为单一门槛、双重门槛以及三重门槛效应的检验结果,由结果可知,单一门槛在1%和10%的显著性水平下显著,东部地区双重门槛在

5%的水平上显著,中西部地区未通过双重门槛的显著性检验,因此,东部地区存在双重门槛效应,中西部地区存在单一门槛效应。

由表4的检验结果可知,在门槛检验的显著性基础上,对于东部地区而言,其双门门槛值分别为11.432和12.465;对于中西部地区而言,其单一门槛值分别为10.215和7.724。

5.3. 估计结果

根据表5门槛变量的回归结果来看,对于东部地区而言,当科技创新指数低于11.432时,经济金融化对区域实体经济增长表现出显著的负向影响。而当科技创新水平持续增大到12.465时,落入第二个科技创新水平区间,经济金融化对实体经济增长的影响由负转正,这意味着在科技创新水平较高的阶段,相较于经济金融化收入分配效应的负向影响,经济金融化的资本流动效应才是其影响机制中的主导因素,导致其对实体经济的净影响效应为正向,综合来说,经济金融化对东部地区实体经济增长的作用会随着经济金融化水平的提高表现为先抑制后促进再抑制的规律。

中西部地区受到科技创新的作用对经济增长的作用显著为负,当科技创新水平低于门槛时,经济金融化对实体经济的抑制作用较为显著且相对较强,当科技创新水平超过门限值的时候,经济金融化对实体经济的抑制作用则较弱,这可能是由于中西部地区产业结构优化程度不高,经济发展更为依赖第一产业,而第一产业的现代化程度相对也较低,服务业占比低,这对区域内企业创新水平的提高带来了极大的局限性,在一定程度上不利于生产要素的区域间流动,导致经济金融化的阻塞效应大于其促进效应。

6. 研究结论与政策建议

6.1. 研究结论

本文以我国31个省份经济金融化和实体经济增长为研究对象，通过2011-2020年面板数据，提出科技创新是经济金融化对实体经济增长存在差异化影响的一种重要

因素，认为经济金融化主要通过资本流动、收入分配以及资源配置效应对实体经济产生影响，利用2011-2020年我国31个省份的平衡面板数据，构建以科技创新为门槛变量，经济金融化对实体经济增长影响的门槛模型，主要有以下几个特点：

1.我国经济金融化程度、科技创新水平及各区域实体经济发展水平逐步提高

表4 门槛模型检验。

门槛效应	全国			东部地区			中部地区			西部地区		
	F值	P值	门槛值	F值	P值	门槛值	F值	P值	门槛值	F值	P值	门槛值
单一门槛	61.31**	0.000	11.432	43.01**	0.002	11.432	12.59*	0.092	10.215	12.29*	0.094	7.724
双重门槛	25.54*	0.080	11.451	12.03*	0.000	11.432	6.26	0.518	10.215	7.49	0.438	7.531
			11.011		12.465	11.293			6.267			
三重门槛	8.63	0.792	11.432	8.01	0.456	11.432	/	/	11.494	/	/	11.432
			11.451			12.465			10.267			

表5 门槛面板模型估计结果。

	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	I	II	I	II	I	II	I	II
$Gov_{i,t}$	-3.166*** (-2.75)	-2.734*** (-2.41)	-35.725*** (-6.46)	-31.524*** (-3.37)	-19.534** (-3.54)	-19.505** (-3.57)	-2.010 (-1.49)	-1.010 (-1.01)
$Edu_{i,t}$	0.824*** (3.17)	0.938*** (3.64)	2.693*** (6.10)	2.200*** (8.41)	0.472 (0.58)	0.401 (0.49)	-1.339** (-2.39)	-1.093** (-2.68)
$FDI_{i,t}$	0.822** (1.55)	0.510* (0.98)	-0.027 (-0.03)	0.429 (0.46)	-1.175 (-0.30)	-1.204 (-0.31)	0.645 (0.96)	0.579 (1.13)
$Urb_{i,t}$	5.419*** (20.32)	5.624*** (21.27)	2.284*** (3.35)	2.333* (1.80)	5.728*** (7.81)	6.070*** (7.38)	7.208*** (13.85)	7.616*** (16.44)
$Ind_{i,t}$	0.282*** (5.86)	0.224*** (4.63)	-0.028 (-0.17)	-0.054 (-0.12)	0.241** (2.60)	0.229* (2.38)	0.044 (0.43)	-0.055 (-0.63)
$p_{i,t} \leq \gamma_1$	-0.982*** (-2.12)	-1.732*** (-4.39)	-1.819** (-2.36)	-1.073 (-0.65)	-1.277* (-2.01)	-1.398* (-1.82)	-3.094*** (-3.10)	-3.850*** (-6.97)
$\gamma_1 < p_{i,t} \leq \gamma_2$	0.273**(0.63)	1.097*** (2.93)	0.741* (1.06)	-0.280 (-0.18)	-0.729 (-0.74)	-1.064 (-1.00)	-4.209*** (-3.79)	-4.755*** (-7.94)
$p_{i,t} > \gamma_2$	-0.623 (-1.45)	-0.359 (-0.96)	-0.022 (0.03)	-0.391 (0.29)	/	/	/	/

总的来看，我国经济金融化程度、科技创新水平以及实体经济增长在2020年较2011年均有所提升，但是东部、中部和西部地区差异较大，东部地区始终处于优先状态。同时，区域内部横向之间也存在一定差距，区域内部金融化等溢出效应尚未完全体现。我国实体经济增长水平10年间发展较快，经济金融化对实体经济的驱动效应十分显著。

2.从全国层面上看，经济金融化对实体经济增长的影响存在双重门槛

经济金融化对实体经济增长存在显著的推动作用，随着科技创新水平的提高而存在两个拐点，跨越门槛值，能够充分发挥经济金融化对实体经济的促进作用。在以科技创新为门槛变量的模型中，当科技创新水平低于11.432时，经济金融化对实体经济的影响会变为负向，此时会抑制实体经济增长。仅当科技创新水平增至11.432-11.4511区间时，科技创新、经济金融化和实体经济增长之间相互协调，科技创新能为经济金融化和实体经济增长营造合适的经济发展环境，激励各类创新主体的技术创新，使各类创新资源供需有效匹配，实现实体经济增长。

3.经济金融化对实体经济的影响存在区域差异性

通过分析可以发现，仅东部地区存在双重门槛效应，中部和西部都是单一门槛效应。东部地区经济金融化对实

体经济增长的作用是呈现“倒N型”的非线性关系，在中部和西部地区，经济金融化对实体经济存在显著的负向影响，并且随着科技创新水平的提高，经济金融化对实体经济增长边际效应递减，且会抑制实体经济增长。

6.2. 政策建议

1. 实施供给侧结构性改革，推动金融业精准支持实体经济增长

二十大报告中强调了要深化供给侧结构性改革，增强金融服务实体经济的能力，但是目前仍存在部分产能过剩、僵尸企业或行业过度占用资源等问题导致实体经济有效需求无法得到满足。我们应该畅通金融体系内部的传导渠道，推动金融部门将资金引入实体经济，同时，需要提升直接融资比例，拓宽实体经济的融资渠道，鼓励实体经济选择更多的间接融资工具而不仅仅是银行贷款，还需要构建多元金融体系，鼓励小微金融机构发展，在控制风险的前提下，以小微金融支持小微企业的发展，还需要进行现代化服务业改革，创造有效供给、科技创新等方式促进实体经济增长。

2. 推行差异化金融政策，缩小区域间经济增长差异

我国经济金融化发展水平地区差异较大，大体上与实体经济发展状况相吻合，呈现西低东高的局面。由于不同

地区经济发展现状的差异, 东部地区的资源丰富、地理位置优越以及国家的发展倾向, 其经济发展的速度与质量都优于中西部地区, 经济发展快的地区对金融业的要求也更高。为了促进不同区域经济协调发展, 需要推行差异化发展战略, 通过知识溢出机制带动落后地区的经济发展。同时, 要促进区域间经济金融化与实体经济协调发展, 科技创新就显得尤为重要。各级政府应该通过构建城市群实现区域金融协调发展战略, 加快区域间的沟通交流, 促进发达地区的资源向不发达地区流动, 使金融资源得到优化配置, 实现区域金融协调发展。

3. 加强金融监管力度, 防范金融泡沫产生

随着金融管制的放松, 金融风险随着金融业的快速发展而不断增加, 因此, 我国需要进一步加强金融监管力度, 形成科学有效的金融监管机制。促进经济金融化与实体经济增长之间的正向相关关系, 通过科技创新带来的新型金融工具, 可以满足消费者的多样化需求, 政府通过提供适度的监管环境, 不断完善监管体系, 合理制定区域经济金融化发展政策, 比如东部地区加强金融城市圈的建设。既能为经济金融化的发展提供有利的基础设施, 增强金融创新的活力, 同时提升其对实体经济的拉动能力。同时需要引导金融业的发展规模、速度与实体经济相匹配, 使金融业能够有效发挥对实体经济的助推作用。

致谢

本文为国家社会科学基金一般项目《经济高质量发展背景下金融与科技耦合脆弱性及有效性研究》(21BJY253)的阶段性成果之一。

参考文献

- [1] Foster, John Bellamy. The Financialization of Accumulation [J]. *Monthly Review*, 2010, 62 (5): 1-17.
- [2] 张成思, 张步昙. 再论金融与实体经济: 经济金融化视角 [J]. *经济学动态*, 2015 (06): 56-66.
- [3] Siong Hook Law and Nirvikar Singh. Does too much finance harm economic growth? [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014, 41: 36-44.
- [4] Banerjee A. V., Newman A. F., Occupational Choice and the Process of Development [J]. *Journal of Political Economy*, 2016 (2): 274-298.
- [5] Saint Paul, G. Technological Choice, Financial Markets and Economic Development [J]. *European Economic Review*, 2016 (3): 763-781.
- [6] 杜两省, 胡海洋, 姚晨. 制度环境、技术创新资本流动与区域发展——基于空间集聚视角的研究 [J]. *西南民族大学学报 (人文社科版)*, 2020, 41 (02): 142-151.
- [7] Khatatbeh Ibrahim N. and Moosa Imad A.. Financialization and income inequality: An extreme bounds analysis [J]. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2022, 31 (5): 692-707.
- [8] Li Jia et al. Debt-Driven Property Boom, Land-Based Financing and Trends of Housing Financialization: Evidence from China [J]. *Land*, 2022, 11 (11): 1967-1967.
- [9] Yu and Li and Huang. Financial Functions and Financial Development in China: A Spatial Effect Analysis [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2017, 53 (9).
- [10] 罗茜, 王军, 朱杰. 数字经济发展对实体经济的影响研究 [J]. *当代经济管理*, 2022, 44 (07): 72-80.
- [11] 吴金燕, 滕建州. 经济金融化对实体经济影响的区域差异研究——基于省级面板数据的空间计量研究 [J]. *经济问题探索*, 2020 (07): 15-27.
- [12] 张天舒, 唐一鸣, 马靖淳. 金融集聚对实体经济发展的影响机制分析——基于长三角和珠三角城市群的实证研究 [J]. *东北师大学报 (自然科学版)*, 2022, 54 (04): 144-154.
- [13] Fu Jiangyuan et al. The Impact of High-Quality Energy Development and Technological Innovation on the Real Economy of the Yangtze River Economic Belt in China: A Spatial Economic and Threshold Effect Analysis [J]. *Sustainability*, 2023, 15 (2): 1453-1453.
- [14] 王黎明, 王宁. 人才集聚、科技创新与经济高质量增长的交互效应——基于省级面板数据VAR模型的实证分析 [J]. *河南师范大学学报 (哲学社会科学版)*, 2021, 48 (01): 88-94.
- [15] Per H. Hansen. From Finance Capitalism to Financialization: A Cultural and Narrative Perspective on 150 Years of Financial History 1 [J]. *Enterprise and Society*, 2014, 15 (4): 605-642.