

科技金融的发展对银行业全要素生产率的影响研究

李玉娇

西南大学经济管理学院, 重庆

收稿日期: 2025年1月21日; 录用日期: 2025年2月5日; 发布日期: 2025年3月10日

摘要

随着科技进步和变革, 科技和金融相互融合不断增强, 本文基于2006至2022年期间商业银行的数据, 运用多种估计方法探讨了地区科技金融发展对银行全要素生产率的影响。实证分析结果表明, 科技金融的发展显著促进了银行业的全要素生产率, 即地区科技金融发展水平越高, 对银行经营绩效的提升效应越明显。此外, 各地区产业结构的差异在科技金融与银行全要素生产率之间的关系中起到调节作用, 第三产业占比越高时, 科技金融对银行业全要素生产率的促进效应越显著。

关键词

科技金融, 商业银行, 全要素生产率, 调节效应

Study on the Influence of the Development of Science and Technology Finance on the Total Factor Productivity of the Banking Industry

Yujiao Li

College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing

Received: Jan. 21st, 2025; accepted: Feb. 5th, 2025; published: Mar. 10th, 2025

Abstract

With the progress and change of science and technology, the mutual integration of science and technology and finance is constantly enhanced. Based on the data of commercial banks from 2006 to 2022, this paper discusses the impact of the development of regional science and technology finance

on the total factor productivity of banks with various estimation methods. The empirical analysis results show that the development of science and technology finance has significantly promoted the total factor productivity of the banking industry, that is, the higher the development level of regional science and technology finance, the more obvious the improvement effect on the business performance of banks. In addition, the differences of industrial structure in different regions play a regulating role in the relationship between science and technology finance and the total factor productivity of banks. The higher the proportion of the tertiary industry is, the more significant the promotion effect of science and technology finance on the total factor productivity of the banking industry is.

Keywords

Science and Technology Finance, Commercial Banks, Total Factor Productivity, Regulation Effect

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在我们国家，科技进步和变革是推动经济增长方式转变的一个重要方面。科技和金融的相互融合将不断加强，科技和金融在现代经济发展中的作用也会越来越明显。从某种意义上说，科技与金融机构的融合是未来科技金融发展的重要趋势。目前，全球经济正处于发展阶段，传统增长模式已经难以维持，我们要致力于调整，促进经济发展。

从狭义上来说，科技金融的含义是指各种金融组织利用金融工具和创新金融工具来帮助科技企业发展的方向和途径。从广义上说，它是一个有机整体，由金融工具、金融制度和金融政策等要素构成，涵盖了科技研发、科技成果的转化等领域。图 1 从资金投入、创新环境和影响机制三个方面描述了我国科技融资体系的组成。科技创新需要的经费主要有政府投入、传统银行信贷、股权融资以及私人融资，银行是我国科技创新融资的主要渠道。需要思考的问题是，高风险是科技金融的固有特征，在我国的政策需求下，传统银行是否只对科技金融进行资金支持，还是会通过优化银行的运营环境来正向反馈？进一步，科技金融正向反馈银行业金融机构的作用机制是什么？

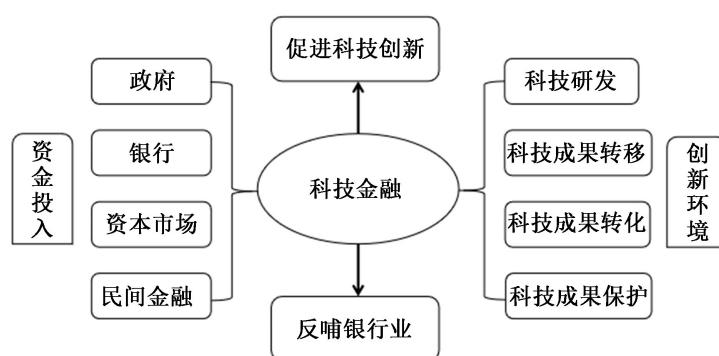


Figure 1. Connotation of technology and finance

图 1. 科技金融的内涵

针对上述问题，本文将以省级数据为基础，将 2006~2022 年作为样本量，选取 30 个省份(西藏除外)

作为样本。预期的边际贡献主要体现在以下两个方面：一是重点关注的是科技金融和商业银行，过去的学者们主要关注的是科技金融对技术创新的影响，但是现在的商业银行在发展技术方面还面临着很多问题，例如缺乏动力、信心和发展模式等。因此，本文探究了科技金融与商业银行全要素生产率之间的关联，为两者之间的持续发展提供了有益的参考，同时也为科研和实践领域提供了相关的理论和实证支持。二是本文拓宽了研究的时间长度，由于不同阶段商业银行参与程度的差异性可能导致科技金融对商业银行作用效果具有差异性，因此本文对比分析了 2006~2009 年及 2010~2022 年两个科技金融不同的发展阶段对商业银行的影响，并完善了现有的研究。

2. 文献综述与研究假设

“科技金融”作为一个全新的学科，在学术上还没有建立起一个完整的、属于自己的概念。国内外众多研究关注了宏观金融对技术效率的作用，如 Atanassov 通过对美国企业的统计分析，得出了相对于银行为主的金融系统，以市场为导向的金融系统对于高创新程度的技术研究更具优势[1]。很多国内的研究人员也开始关注科技融资，并且将重点放在如何从宏观和财务的角度来研究科技融资。在此基础上，既有研究集中探讨了“科技融资的含义和发展模型”、“传统金融对科技金融的支撑作用”和“科技金融对我国企业技术创新的推动作用”。段世德与徐璇认为，科技融资是推动科技创新和产业发展的关键因素，并对同质融资与异质型科技创新的整合方式进行了较为全面的论述[2]。叶莉等人基于企业的视角分析了我国的科技金融对企业的创新效应，发现政策性资金和自主资金对我国的企业技术创新产生了积极的影响，尤其是政策性资金对我国的技术支撑效果更好[3]。

但是，已有文献对于科技金融向商业银行正向反馈的研究甚少，且缺乏相关机制方面的研究。科技金融的产生必将有助于银行业的发展，一方面，基于 Schumpeter 的创新理论框架，结合金融结构、中介、约束、内生发展及可持续性等多元视角，已充分验证一个健全的金融体系具备有效降低并广泛分散市场交易风险的能力。该体系通过推动资本的持续积累和高效配置，有效整合关键生产要素，从而拓展科技创新边界，提升创新效率与成果转化率，显著推动国家经济增长。同时，技术、经济和人才的多重溢出效应反哺金融体系，尤其是银行机构，促进了金融与实体经济的良性循环和协同发展。另一方面，科技金融通过自动化流程和数字化平台，减少了人工操作环节，提高了业务处理速度，从而提升了银行的运营效率，并且借助金融科技，银行能够根据客户的信用状况和风险特征，制定更加精准的风险定价策略，从而在控制风险的同时提高收益。基于上述分析，本文提出第一个研究假设：

假设 1，科技金融的蓬勃发展对银行业全要素生产率构成显著的正面驱动效应。

由以上可知，科技金融对银行业全要素生产率的提升具有正向作用，这一作用的发挥可能受到产业结构的调节影响。具体而言，产业结构的差异会改变区域内的资源配置状况，促使资源向高效率行业流动，从而优化整体的结构效率。第三产业的占比是产业结构高级化程度的重要标志，而产业结构的高级化会加速资源在不同部门之间的流动。这种加速效应不仅推动了科技金融发展所引发的要素流动，还进一步促进了经济、技术和人才在银行业的流动，最终有利于实现资源的有效配置。

因此提出第二个研究假设：

假设 2，鉴于各地产业结构的异质性，科技金融与银行业全要素生产率之间的关系会随之变化。尤为显著的是，在第三产业比重较高的区域环境下，科技金融对银行业全要素生产率的促进作用会更为显著。

3. 模型设定与变量说明

3.1. 模型设定

为了深入探究科技金融发展对银行业整体生产效率(具体以全要素生产率衡量)的潜在影响，本文基

于面板数据构建如下基准模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \sum_{j=2}^T \alpha_j Control_{it}^j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

这里， Y 表示被解释变量，也就是银行全要素生产率。 X 表示的是核心解释变量，也就是科技金融发展指标。 $Control$ 表示各个控制变量， ε_{it} 是残差， i 表示各个省份， t 表示时间， j 表示各种控制变量。

Table 1. Table of changes in total factor productivity of provincial banks over the years
表 1. 各省银行全要素生产率历年变化表

省份	2006~07	2007~08	2008~09	2009~10	2010~11	2011~12	2012~13	2013~14	2014~15	2015~16	2016~17	2017~18	2018~19	2019~20	2020~21	2021~22
北京	0.94	1.18	1.25	1.15	1.09	0.94	0.88	1.02	1.62	0.89	1.03	1.04	1.43	1.06	1.32	1.26
天津	1.05	1.05	1.05	0.96	0.94	1.03	0.98	1.00	0.98	1.09	1.01	0.98	1.04	1.08	1.28	1.15
河北	1.00	0.99	0.98	0.91	0.96	0.96	1.01	1.00	1.00	0.99	1.02	1.04	1.03	1.09	0.98	1.05
山西	1.16	0.89	1.02	0.91	0.99	0.93	1.05	0.99	0.92	1.00	0.97	0.99	1.01	1.05	0.98	1.03
内蒙古	1.03	0.94	0.98	1.00	0.93	0.98	0.98	1.15	0.92	1.01	1.03	0.98	1.11	1.02	1.07	1.14
辽宁	0.93	1.02	1.06	0.91	0.92	1.12	1.01	0.95	0.97	0.95	1.04	1.10	1.12	1.09	1.04	0.99
吉林	1.00	1.08	0.97	1.01	0.98	0.96	1.03	0.99	0.92	0.94	1.15	1.03	1.01	0.97	1.06	1.10
黑龙江	0.98	1.10	1.00	0.92	0.88	0.84	1.01	0.99	0.94	0.99	1.02	1.03	1.06	1.03	0.98	1.01
上海	0.93	1.14	1.33	0.69	0.87	1.39	0.97	0.96	1.09	1.04	0.93	1.55	1.25	1.33	1.08	1.11
江苏	0.98	1.02	1.05	0.99	0.95	1.00	1.02	1.00	1.05	1.02	1.03	1.05	1.01	1.04	1.09	1.06
浙江	1.12	0.95	1.09	1.06	0.98	1.23	0.98	0.98	0.97	1.00	1.03	1.08	1.14	1.05	1.02	0.97
安徽	0.98	1.04	0.95	0.97	0.96	0.97	0.98	0.99	1.00	1.00	1.02	1.02	1.03	1.01	0.98	1.02
福建	1.33	0.39	1.21	1.18	1.06	0.97	0.94	0.95	0.90	1.00	1.09	1.04	0.95	1.04	1.02	0.92
江西	0.99	0.96	0.96	0.95	1.00	0.98	1.02	0.99	1.01	1.00	1.01	1.04	1.02	1.01	0.99	1.02
山东	0.96	1.01	0.99	0.96	0.95	0.97	0.96	1.10	0.94	0.98	1.04	1.00	1.02	0.99	1.03	0.98
河南	0.98	1.01	0.93	1.01	0.97	0.94	1.01	0.98	0.99	0.98	1.00	1.06	0.99	1.02	1.05	0.97
湖北	1.05	1.02	1.02	1.00	0.97	0.97	1.03	0.99	0.99	1.01	0.98	1.02	1.01	1.03	0.98	1.02
湖南	0.98	0.93	0.99	0.98	0.92	0.95	1.02	0.99	1.04	0.99	1.02	1.03	0.98	1.01	1.02	0.99
广东	0.91	0.96	1.03	0.98	0.98	0.99	1.04	0.93	1.14	1.01	1.10	1.05	1.07	1.03	1.11	1.06
广西	1.00	1.01	1.01	0.97	0.94	0.99	1.02	0.99	0.97	1.02	1.04	1.04	1.01	1.02	0.98	0.96
海南	1.09	0.97	1.08	0.90	0.96	1.01	1.02	1.00	0.97	0.99	1.03	1.05	1.01	1.02	1.06	1.03
重庆	1.05	0.94	1.04	1.09	1.08	1.09	1.10	0.95	0.85	0.96	1.04	1.04	0.97	0.99	1.02	1.05
四川	0.96	1.10	1.03	0.88	0.96	0.98	0.99	1.06	0.92	1.00	1.01	1.01	1.02	1.05	1.03	0.99
贵州	1.01	0.93	0.95	0.95	0.95	0.96	0.99	1.01	0.99	0.98	1.01	1.05	0.98	1.03	1.02	1.04
云南	0.92	1.06	0.99	1.00	0.99	0.97	1.01	0.97	0.97	1.00	0.99	1.06	0.98	1.03	1.08	1.02
陕西	0.99	0.99	1.02	0.98	0.97	0.99	1.09	0.93	1.01	1.00	1.02	1.03	1.01	0.98	1.02	1.03
甘肃	0.99	0.98	0.97	1.02	0.91	0.98	1.00	1.01	1.01	1.02	1.04	1.02	1.01	1.03	1.06	1.07
青海	0.99	1.00	0.98	0.90	1.09	0.96	1.01	1.05	0.97	0.99	1.08	1.08	0.99	1.05	1.03	1.06
宁夏	1.05	0.91	0.96	1.13	0.97	0.99	1.01	0.97	0.94	1.00	1.02	1.07	1.03	1.05	1.04	1.07
新疆	1.01	1.02	1.03	1.00	0.93	1.00	0.99	0.99	1.03	0.98	1.01	1.00	1.03	1.02	0.99	1.04

3.2. 指标选取与数据来源

3.2.1. 被解释变量

现有研究多采用马尔奎斯特指标(Malmquist Index)进行测度,这一模型具有一定的主观性,且没有反映出商业银行的经营质量。因此,本文运用了兼顾不良贷款“负面”效应的 Malmquist-Luenberger 生产率指数法,以精确评估银行系统的全要素生产率表现。在此基础上,将资本、机构数量、从业人员等因素考虑在内,将储蓄、信贷等因素计入预期输出,剔除银行不良资产,测算我国各省(西藏除外)2006~2022 年间银行全要素生产率的变动情况。具体计算结果如表 1 所示。

从 2006 年至 2022 年的计算结果来看,我国大部分省份的银行业全要素生产率均超过 1,表明在该时期内,我国银行业整体呈现良好发展趋势,生产要素利用效率逐年提升,金融环境持续改善。此外,4 万亿经济刺激计划推动全社会资金规模翻倍增长,进而带动货币信贷规模显著扩张,其中银行贷款在相关投资项目中占据较大比重。在此期间,各类信贷产品也得到快速发展。然而,这种增长态势未能长期维持,随后逐渐衰退。在政府“去产能、去杠杆、去库存”政策的推动下,银行信贷风险逐渐显现,不良贷款率不断攀升,导致银行业的生产效率下滑,全要素生产率也随之降低,如表所示。

3.2.2. 核心解释变量

科技金融发展指数(Fintech)系一量化工具,旨在精准反映科技金融发展的综合水平。考虑到科技金融发展指数的指标应当是可量化、客观存在的指标,最大程度避免主观判断对科技金融发展的影响;此外,选择的指标应能够获得权威的数据,并且由于我国各地区科技金融发展程度不同在规模、体量方面存在较大差异,为了保证各地区的可比性,应选择相对量指标,因此本研究决定将指标依托于曹颖构建的指数体系及研究样本集,作为各地区在研究时段内科技金融发展状况的代表性衡量标准[4]。表 2 和图 2 直观展示了东部、中部、西部及东北部四大区域在研究周期内,其科技金融发展指数的动态演变趋势。

Table 2. Changes of the regional science and technology and financial development index over the years
表 2. 各区域科技金融发展指数历年变化

区域	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
东部	66.8	75.8	77.5	86.8	96.3	100.9	114.4	117.0	116.9	126.6	125.1	124.3	135.4	138.5	145.5	149.3	153.9
中部	18.7	21.0	5.9	5.0	11.0	15.6	25.0	30.5	31.4	44.4	43.0	44.1	53.0	58.3	62.1	66.5	67.0
西部	31.1	36.5	22.5	17.5	17.1	17.0	37.0	68.7	50.4	56.4	59.8	56.9	74.1	78.4	85.3	89.6	97.2
东北部	43.7	53.0	35.8	17.5	31.8	16.1	26.7	28.2	21.8	35.1	43.6	44.7	55.3	56.4	58.9	55.7	62.5

区域科技金融发展指数历年变化

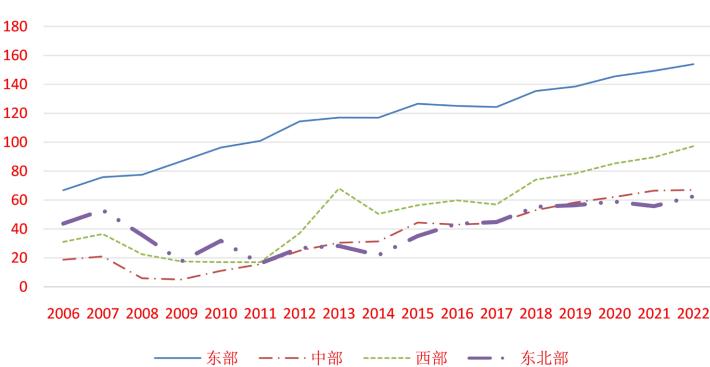


Figure 2. Changes of regional technology and financial development index
图 2. 区域科技金融发展指数变化

从各省市的科技金融发展指标变化来看，东部地区凭借充足的资金供应和发达的渠道，在科技金融领域占据领先地位。近年来，在国家政策引导下，西部地区科技发展速度显著提升，科研经费投入不断增加。相比之下，东北地区的科技金融发展相对滞后，经历前期下滑后，目前处于相对稳定阶段。总体而言，2011年至2021年期间，各区域科技金融发展呈现加速上升态势，这主要得益于政府采取的一系列政策措施，充分体现了政府适度介入在科技金融领域发展中的关键引导作用。

3.2.3. 调节变量

产业结构(Structure): 区域间的差异性通过影响区域内技术融资的流动，进而对资本配置和经济结构造成影响。此外，不同行业间的匹配程度也存在差异，这同样会对资产配置产生影响。本研究采用各地区第三产业增加值占国内生产总值的比重，作为衡量区域产业结构的指标。

3.2.4. 控制变量

为了更精准地揭示科技金融发展对银行业全要素生产率的作用机制，有必要控制除科技金融发展水平之外的其他影响因素。本研究在参考王龔等既有研究的基础上，结合相关理论，对影响因素进行了筛选[5]。以下是选定的控制变量：

(1) **开放程度(Open):** 随着经济一体化的推进，我国银行业的外币投资规模不断扩大，深刻影响了商业银行的资产负债结构。同时，国际贸易参与度的提升也可能推动银行业的创新能力和全要素生产率增长。本文以各省进出口贸易总量与国内生产总值(GDP)的比值来衡量其对外开放水平。

(2) **货币环境(CPI):** 商业银行作为经济体系的核心，其运营状况对整体经济运行具有重要影响。本文采用各省消费者价格指数(CPI)增长率作为货币环境的衡量指标。

(3) **金融环境(Finance):** 经济状况的改善会促进银行业务和金融机构间的互动，有利于人才交流，从而提升商业银行的经营效率、竞争力和全要素生产率。参考国内外文献，本文以省级财政收入占GDP的比重作为金融环境的评估指标。

(4) **存贷比(Ltd):** 在商业活动中，风险管理至关重要，其对资本分配的要求直接影响全要素生产率。本文以各省份的贷款与存款比例作为衡量风险控制能力的指标。

(5) **银行业资本增长率(Growth):** 银行资产是其经营活动的基础，资产增长速度直接关系到银行的生产效率。

(6) **经济增长(GDP):** 经济增长或衰退会直接影响银行业的存贷款业务规模和市场资产配置，进而影响银行业的资产结构和全要素生产率。本文通过各省GDP增长率来衡量经济增长水平。

(7) **银行业集中度(HHI):** 从商业银行角度看，市场竞争推动了金融创新和衍生产品的发展，但也带来了额外成本与风险。随着竞争的加剧，企业创新和成长的风险增加，不仅减少了未来的资金流入，还影响了当前项目的估值。在借鉴Chong等和尹志超等研究的基础上，本研究采用赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)来衡量银行业的集中度[6][7]。该指数反映了银行业的竞争程度，数值越大，竞争水平越低；反之，竞争力越高。该指标基于各省城市各类银行在银行机构中的资产或员工比例计算得出，具体公式如下：

$$HHI = \sum_{j=1}^n \left(\frac{bank_j}{banking_total} \right)^2 = \sum_{j=1}^n (S_j)^2 \quad (2)$$

在此， n 代表选定的银行机构类型数量。具体来说，本文根据银行的所有制形式、业务领域和地理分布，将其详细归类为五个主要类别：国有大型商业银行、邮政储蓄银行、十二家全国性股份制银行(包括外资银行)、城市商业银行及城市信用社，以及众多农村金融机构。因此，公式中的 n 值设定为 5。相关变量的具体名称、符号和定义请参见表 3。

Table 3. Variable names, symbols, and definitions
表 3. 变量名称、符号及定义

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	全要素生产率	TFP	银行业全要素生产率
核心解释变量	科技金融指数	Fintech	各省科技金融发展指数
调节变量	产业结构	Structure	第三产业产值占 GDP 的比重
	经济增长	GDP	各省 GDP 增长率 - 全国 GDP 增长率
	货币环境	CPI	各省 CPI 指数增长率
	金融环境	Finance	各省金融业占 GDP 比重
控制变量	开放程度	Open	进出口总额占 GDP 的比重
	存贷比	Ltd	贷款/存款
	资产增长	Growth	各省银行业资产的增长率
	银行业集中度	HHI	各省银行业集中度

3.2.5. 数据来源

在样本选择方面, 本研究选取中国除西藏外的 30 个省份作为研究对象, 以评估其科技金融发展水平。研究时间跨度为 2006~2022 年。由于多数省份在 2006 年前未披露科技金融数据, 且国家在 2006 年启动了科技金融重点发展计划, 因此将研究起始年份定为 2006 年。

在数据来源方面, 银行存款和贷款数据来源于各省统计年鉴; 从业人员、资本和机构数量数据来自各省市的地区金融发展报告; 不良贷款数据来自各省地方银行和中国银监会官网。科技融资相关指标数据则来源于《中国科学技术年报》和《高技术工业年报》。所有数据均经 CPI 指数调整至 2006 年价格水平。

4. 实证分析

4.1. 回归结果分析

在开展面板数据分析之前, 首要任务是对所有相关变量进行面板单位根检验, 以验证数据的平稳性。基于对现有文献的回顾, 本文选择 LLC 检验作为单位根检验的工具。检验结果显示所有序列均具有平稳性, 为后续模型的有效估计提供了坚实基础。

接下来, 需要明确适用于本研究的面板模型。由于仅依靠样本的固有特征难以直接确定最优模型, 本文采用豪斯曼(Hausman)检验, 对随机效应和固定效应进行系统评估, 以精准选择适合本研究的回归模型。

表 4 列(1)与列(2)为通过 stata 对两种不同类型的面板资料进行回归研究, 并根据稳健的标准误对其进行校正, 以降低因异方差带来的误差。在采用豪斯曼检验时, 我们设定随机面板效应作为检验的原假设, 其得出的 P 值为 0.5537, 这一结果并不足以拒绝随机效应作为面板数据特性的原假设, 故本文决定采用面板随机效应模型作为分析框架。值得注意的是, 鉴于当前研究领域的广度与深度限制, 变量选择过程中可能存在未充分覆盖所有相关因素的情况, 这潜在地增加了模型因遗漏变量而引入偏差的风险。

为增强模型的精确性与解释力, 本文深入探讨了全要素生产率的动态演变规律, 并在模型构建中创新性地纳入了其滞后期项, 以捕捉其时间滞后效应。然而, 此举亦引入了动态依赖性的考量, 即模型内部可能存在的自相关性问题。为有效应对内生性挑战及潜在的变量遗漏问题, 本文进一步将基础模型拓展为动态面板模型, 以期在更为复杂的分析框架下获得更为稳健与可靠的估计结果。

静态面板模型的基本假设如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \sum_{j=2}^T \alpha_j Control_{it}^j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

动态面板模型的基本假定如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + Y_{i-1} + \sum_{j=2}^T \alpha_j Control_{it}^j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

相较于静态面板模型，动态面板模型展现出显著的优越性，其估计策略更为复杂且富有深度。Anderson 和 Hsiao 为处理内生性问题而开发了差分变换模型[8]，Kiviet 则引入了利用虚拟变量的最小二乘法(LSDV) [9]，在广义矩估计(GMM)模型领域，Arellano 和 Bond 在现有的差分变换模型的基础上，提出了差分 GMM (FD-GMM) [10]，Arellano 和 Bover 在前人研究的基础上，进一步扩展了对广义矩估计的探讨，并提出了水平 GMM 和正交差分 GMM (Level-GMM、OD-GMM) [11]，此外，Blundell 和 Bond 对先前的研究成果进行了综合分析，并在此基础上发展了系统 GMM (SYS-GMM) 模型。但是，通过对现有文献的分析，我们可以看到，虽然有多种不同的研究方式，在实证分析方面，却是以系统性的研究为主。这是因为，与已有的差分 GMM 和水平 GMM 相比，系统 GMM 在采样数据方面有着显著的优越性，并且所得到的数据也更为高效。鉴于此，本文在依托随机面板模型初步估计的基础上，进一步采用了动态面板模型体系中的系统 GMM 方法进行深入估算。具体而言，通过一阶自相关检验 AR (1) 获得 P 值显著小于 0.05 的结果，而二阶自相关检验 AR (2) 则显示 P 值大于 0.05，这两项检验共同支持了模型干扰项间不存在显著自相关的结论。此外，Hansen 检验的结果亦表明其值大于 0.05，进一步验证了系统 GMM 估计方法在本研究中的适用性与有效性。估计结果如下表 4 中列(3) 所示。

Table 4. Panel model test results

表 4. 面板模型检验结果

变量	(1) 固定面板效应	(2) 随机面板效应	(3) 系统 GMM
TFPL1			-0.213843* (-1.82)
Fintech	0.0008763 (1.13)	0.0012384*** (8.55)	0.0024874** (2.36)
CPI	-0.0055139** (-2.54)	-0.005625*** (-3.55)	-0.0082874*** (-5.32)
GDP	0.0003837 (-0.38)	0.0001409 (0.29)	0.000421 (0.34)
Growth	0.1458348*** (-9.29)	0.1363948*** (-15.6)	0.1511294*** (-4.54)
HHI	0.0380329 (0.41)	0.108298*** (3.78)	0.5907445*** (3.44)
Ltd	-0.0643872 (-0.74)	0.215354 (1.13)	0.2251223** (2.15)
Hausman-test	0.7122		
AR (1)			0.035
AR (2)			0.201
Hansen-test			0.860
R ²	0.2309	0.2488	

注：括号内分别为 t 值和 z 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，相关检验给出的是 P 值，下同。

通过对表 4 中静态与动态面板数据回归分析结果的对比, 可以发现, 在两种不同模型框架下, 银行业全要素生产率(TFP)受到关键变量的影响及其统计显著性表现出一致性, 这进一步验证了变量间关系的稳定性。具体而言, 随机效应模型的回归结果显示, 在 1% 的显著性水平上, 科技金融对银行业 TFP 具有显著的正向影响。这一正向作用机制可归因于科技金融在发展过程中通过优化业务架构和发挥溢出效应, 间接推动了银行业 TFP 的提升。这一发现证实了科技金融的发展在提升创新效能的同时, 也反哺了为其提供融资支持的银行业体系。

系统 GMM 模型的估计结果表明, TFP 的滞后项对当前 TFP 值产生了显著的负向影响, 表明 TFP 的增长率与其历史水平之间存在负相关关系, 反映了其动态变化的波动特征。在对控制变量的回归效应进行分析时, 发现消费者价格指数(CPI)在 1% 的显著性水平上与银行业 TFP 显著负相关。这一结论在静态与动态面板模型的双重验证下保持一致, 且与既有文献的研究结果相契合。该发现表明, 随着通货膨胀压力的上升, 尽管银行业的存贷款规模在持续扩张, 但通货膨胀引发的市场资金重新分配导致银行业内部资金相对减少。在通货膨胀压力上升时, 银行实际存款利率往往会下调, 这可能削弱公众储蓄意愿, 进而导致银行存款规模减少, 对其全要素生产率产生负面影响。此外, 银行业的全要素生产率与资产增长速率存在显著正相关, 银行可通过积极拓展资产规模和业务范围, 进一步提升全要素生产率, 为行业持续发展提供动力。

据此, 本文的假设 1 得到了有效验证。

4.2. 调节效应检验

基于当前的理论与广泛文献回顾, 本文预设了一个假设, 即银行业全要素生产率受科技金融发展水平的影响, 而这种影响受到地区产业结构特征的调节。具体来说, 第三产业比重的提升, 对科技金融促进银行业全要素生产率的正向作用起到了加强效果。在本研究部分, 我们依托前述深入的理论剖析, 旨在探讨并验证产业结构如何具体地调节科技金融与银行业全要素生产率之间的复杂关系。调节效应模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \varepsilon_1 X_{it} + \varepsilon_2 str_{it} + \varepsilon_3 str_{it} * X_{it} + \sum_{j=2}^T \varepsilon_j Control_{it}^j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在上面的模型中, Y 表示被解释变量, 也就是银行全要素生产率。 X 表示的是核心解释变量, 也就是科技金融发展指数。 i 表示各省市, t 表示的是时间, j 表示的是各种控制变量。 str 表示行业结构, 工业结构和科技融资之间的互动关系。参考 Dalal 和 Zickar 等学者关于调整效应的研究方式, 对科技金融和产业结构进行中心化处理, 但是这一过程不会影响显著性[12]。在该模型的框架下, 通过静态和动态两种方法, 进行了调节效应检验, 具体结果分析如下表 5。

Table 5. Mechanism analysis

表 5. 机制分析

变量	随机面板效应	系统 GMM
TFPL1		-0.2493546*** (-9.88)
Fintech	0.0001243 (-0.22)	0.0022548* (-1.76)
Structure	-0.0001488 (-0.26)	-0.0005036 (-0.44)
Fintech*Structure	0.000221* (1.78)	0.0000724*** (2.62)

续表

CPI	-0.005107*** (-3.66)	-0.0068465*** (-7.76)
GDP	0.0001599 (0.28)	0.0004145 (-1.08)
Growth	0.1374354*** (-15.72)	0.2227645*** (-3.84)
HHI	0.1072167*** (3.23)	0.7489854*** (6.85)
Ltd	0.0390578* (1.94)	0.2114358*** (3.29)
AR (1)		0.029
AR (2)		0.229
Hansen-test		0.815
R ²	0.2541	

上表显示，在引入科技金融与产业结构交互项后，回归结果与未引入交互项时存在显著差异。具体而言，在随机面板模型中，产业结构高级化与科技金融的交互项在10%的显著性水平上表现出显著为正；而在动态面板回归模型中，该交互项的显著性水平进一步提升至1%，且仍呈现显著为正。这一关键发现表明，产业结构高级化的深化能够显著增强科技金融对银行业TFP的边际正向作用，进而强化科技金融对银行业生产效率提升的推动效果，为银行业整体效率的持续优化提供了有力支持。因此，本文假设2得以验证。

4.3. 稳健性检验

实证回归结果可以看出，本文在研究中用了两种不同的回归方式，即：采用了随机效应和动态面板模型，得出的结论是比较接近的，可以证明本文结果的稳健性。为进一步验证稳健性，首先采用广义最小二乘法(GLS)，对全国范围内(不包含西藏自治区)科技金融与银行业全要素生产率之间的关联进行了系统性的验证。随后，进一步将全国划分为东部、西部及中部三大地理区域，分别实施分样本回归分析，旨在验证科技金融对银行业全要素生产率提升作用在不同经济发展区域中的普遍适用性及潜在差异。

(1) 鉴于广义最小二乘法在估计过程中展现出的精确度，其得出的结论被采纳为本文结果稳健性验证的一项基准准则。验证结果如表6所示。

Table 6. Generalized least squares estimation regression results

表6. 广义最小二乘估计回归结果

变量	广义最小二乘回归
Fintech	0.0008357*** (6.33)
CPI	-0.0046386*** (-9.26)
Ltd	0.046653*** (-2.79)
Growth	0.1668337*** (-106.44)
HHI	0.0974537*** (3.78)
GDP	0.0000109 (0.08)

根据表6所呈现的数据分析,科技金融对银行业全要素生产率的积极推动作用在1%的显著性水平显著为正。同时,控制变量的显著性水平与之前描述的大体吻合,这表明回归模型的稳健性与可靠性得到了验证。

(2) 通过实施分样本回归分析,我们能够检验研究结论的普遍适用性。以下表7是对各区域分别作为子样本进行回归分析后所得的结果。

Table 7. Results of regional subsample regression
表7. 区域分样本回归结果

变量	东部	中部	西部
Fintech	0.0006336*** (2.558)	0.001079*** (2.68)	0.0018732*** (10.11)
Ltd	-0.0631846 (-1.58)	-0.0610774 (-1.3)	0.1191423*** (5.55)
HHI	0.1272733** (2.44)	0.9242568*** (7.73)	0.1098486*** (4.56)
Growth	0.1631837*** (-23.72)	0.2403706*** (-7.08)	0.0322717** (-2.06)
CPI	-0.0097054*** (-9.89)	0.0010545 (0.88)	-0.0016646*** (-2.51)
GDP	0.0012777*** (4.36)	0.000868 (-1.33)	0.0007326*** (-4.78)

由以上我们发现在东部、中部和西部这三个主要地理区域中,科技金融对银行业全要素生产率(TFP)均具有在1%显著性水平上的显著正向影响。同时,控制变量的显著性结果也显示出高度一致性,这进一步验证了分析结果的可靠性。

5. 结论及启示

本文以我国商业银行为研究对象,研究了地区科技金融发展对银行全要素生产率的影响。研究发现:(1)科技金融的发展显著促进了银行业的全要素生产率,即地区科技金融发展水平越高,对银行经营绩效的提升效应越明显。(2)各地区产业结构的差异在科技金融与银行全要素生产率之间的关系中起到调节作用,第三产业占比越高时,科技金融对银行业全要素生产率的促进效应越显著。

基于上述研究成果的深入剖析,科技金融不仅在驱动科技创新方面展现出强大动力,还显著促进了银行业经营绩效的提升。鉴于此,理论界与业界应当拓宽视野,不仅聚焦于“传统金融如何有效支撑科技金融发展”及“科技金融如何加速科技创新进程”的议题,更应积极探索并重视“科技金融如何反向赋能传统金融领域,实现双赢共生”的新路径。

参考文献

- [1] Julian, A., Vikram, N. and Seru, A. (2005) Finance and Innovation: The Case of Publicly Traded Firms. Ross School of Business Working Paper.
- [2] 段世德,徐璇.科技金融支撑战略新兴产业发展研究[J].科技进步与对策,2011,28(14): 66-69.
- [3] 叶莉,王亚丽,孟祥生.中国科技金融创新支持效率研究:基于企业层面的理论分析与实证检验[J].南开经济研究,2015(6): 37-53.
- [4] 曹颖,尤建新,卢锐,陈海洋.我国科技金融发展指数实证研究[J].中国管理科学,2011,19(3): 134-140.
- [5] 王龔,史永东.科技金融反哺银行业的异质性研究:来自区域性银行的经验证据[J].科学学研究,2017,35(12): 1822-1831.
- [6] Chong, T.T., Lu, L. and Ongena, S. (2013) Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by

- Small- and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China. *Journal of Banking & Finance*, **37**, 3412-3424.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.05.006>
- [7] 尹志超, 钱龙, 吴雨. 银企关系、银行业竞争与中小企业借贷成本[J]. 金融研究, 2015(1): 134-149.
 - [8] Anderson, T.W. and Hsiao, C. (1982) Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics*, **18**, 47-82. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(82\)90095-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(82)90095-1)
 - [9] Kiviet, J.F. (1995) On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, **68**, 53-78. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01643-e](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01643-e)
 - [10] Arellano, M. and Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, **58**, 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
 - [11] Arellano, M. and Bover, O. (1995) Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, **68**, 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-d](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-d)
 - [12] Dalal, D.K. and Zickar, M.J. (2011) Some Common Myths about Centering Predictor Variables in Moderated Multiple Regression and Polynomial Regression. *Organizational Research Methods*, **15**, 339-362.
<https://doi.org/10.1177/1094428111430540>