

供给侧改革背景下的金融发展与技术创新

——理论分析与实证研究

宁薛平¹, 申 思², 孙力军³

(1. 上海对外经贸大学 国际经贸学院, 上海 201620; 2. 天津财经大学 金融学院, 天津 300222;
3. 上海立信会计金融学院 金融学院, 上海 201620)

摘要: 基于金融发展的人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应的“三大效应”理论, 采用省级面板数据和因子分析法, 构建技术创新评价指标体系, 采用静态面板模型的固定效应估计、动态面板模型的系统广义矩估计和差分广义矩估计, 验证“三大效应”作用于技术创新的机制。研究发现, 整体上我国技术创新水平有待进一步提高, 通过创新驱动经济增长具有很大的潜力和发展空间; 金融发展显著促进了技术创新。因此, 应保证金融更好地服务于实体经济, 改变国有企业和大型企业对于国有金融资源的垄断, 改变国有银行寡头垄断的金融体系格局, 支持中小银行和民营金融机构的发展; 加快制定因地制宜的金融政策, 加大金融资源对人力资本积累和结构升级的支持力度, 完善金融市场的基准利率体系, 加强金融体系的管理职能。

关键词: 供给侧改革; 金融发展; 技术创新; 经济高质量发展

中图分类号: F832 文献标识码: A 文章编号: 1672-6049(2020)03-0096-13

一、问题的提出

我国改革开放四十年以来经济快速发展, 虽然从2014年至今经济增速进入下行阶段, 但经济总量跃居世界第二。而我国经济的高速增长主要依赖于要素和资源大规模投入的粗放型经济增长模式, 当前随着人口和环境等自然条件的约束, 粗放型模式的增长空间被不断压缩, 增长可持续性难以为继。正因为如此, 在经济“新常态”下, 党中央提出供给侧改革的战略部署, 以实现经济的高质量发展。在新的经济形势下, 特别是2008年美国次贷危机呈现出的金融过度发展和虚拟化对实体经济的不利影响, 关于金融应该如何更好地服务实体经济的议题, 受到了党中央最高决策层的高度关注。2012年1月, 全国金融工作会议提出“金融要为实体经济服务”。2013年10月, 十八届三中全会的决定更是围绕金融在资源配置中的作用来探讨金融改革。因此, 在经济“新常态”下, 金融发展服务于实体经济的高质量发展, 体现在其是否促进了劳动力和资本要素的“质”的提高, 而不简单是“量”的扩张。2019年11月, 习近平总书记强调, 我们要强化科技创新的策源功能, 努力在科学新发现、技术新发明、产业新方向、发展新理念等方面实现从无到有的跨越, 成为科学规律的第一发现者、技术发明的

收稿日期: 2020-03-06; 修回日期: 2020-05-11

基金项目: 国家社会科学基金项目“新时代面向国家安全的金融系统性风险识别、测度、预警及防控研究”(18BJY235)

作者简介: 宁薛平(1976—), 女, 山西稷山人, 上海对外经贸大学国际经贸学院副教授, 硕士生导师, 金融学博士, 研究方向为金融安全与风险、公司金融、科技创新; 申思(1996—), 女, 河北邢台人, 天津财经大学金融学院硕士研究生, 研究方向为宏观金融; 孙力军(1976—), 男, 山东临沂人, 上海立信会计金融学院副教授, 硕士生导师, 经济学博士, 研究方向为宏观金融。

第一创造者、创新产业的第一开拓者、创新理念的第一实践者。因此,在当前新形势下,实现金融为科技创新赋能已经迫在眉睫。

关于金融发展如何促进生产要素“质”的提高的问题,现有研究主要聚焦于以下四个方面:一是关于金融发展与全要素生产率的关系,代表性研究如李健和盘宇章^[1]、刘贵春等^[2]、陈晔婷等^[3]、陈晔婷和朱锐^[4]。二是关于金融发展与资源配置效率的关系,相关研究如韩立岩和蔡红艳^[5]、潘文卿和张伟^[6]、李青原等^[7]、彭镇华和习明明^[8]。三是关于金融发展与人力资本积累和工作技能提升的关系,相关研究如施建淮和朱海婷^[9]、申广军等^[10]。四是关于金融发展与技术创新的关系,相关研究如解维敏和方红星^[11]、易信和刘凤良^[12]、方福前和邢炜^[13]、刘培森^[14]。

本文与上述文献的主要不同之处和主要贡献是:(1)与大量文献以全要素生产率作为技术进步与创新的代理变量不同,本文从创新环境、创新投入和创新产出的三个维度,利用因子分析法,构建了地区技术创新评价指数,以全面衡量我国各地的技术创新水平。(2)以地区技术创新评价指数为被解释变量设定计量模型,利用静态和动态面板模型,并用固定效应、系统广义矩和差分广义矩三种估计方法,实证分析了金融发展对技术创新的影响及其作用机制。

二、理论分析

为了实现金融更好地服务于实体经济,需改变过去金融发展依靠需求端通过增加要素投入促进经济增长的方式,转变为从供给端提高要素的质量以实现经济高质量发展的方式。实现金融发展通过技术创新推动经济增长,是供给侧改革赋予金融的新的任务,是金融更好地服务于实体经济的重要实现形式,是衡量金融健康发展的重要标志。

从宏观经济层面看,科学技术是第一生产力,技术创新是经济可持续增长的重要驱动力。在促进技术的进步与创新中金融发展具有两个方面的作用:一方面,使储蓄资金得到有效的配置,在科技创新过程中企业会因为研发和扩大生产而出现资金短缺,而金融恰好满足其对资金的需求。为了提高社会储蓄率,金融机构首先将有吸引力的金融性资产提供给资金剩余者,然后用于满足实体经济的发展之需,把储蓄资金有效地投入实体经济的发展过程中,将其转化为生产性资本。另一方面,刘培森^[14]指出,为了降低交易成本并提高交易效率,金融机构提供了有效的支付工具,从而促进了支付体系的发展。总之,生产效率最高的资金需求者会从金融机构中以最低的交易成本获得有效的资金。易信和刘凤良^[12]指出,在金融创新活动中金融体系不仅提供了融通资金、分散风险和激励约束等诸多方面的功能,同时,技术创新的“水平效应”和“结构效应”也为金融发展拉动经济增长起到了促进作用。

创新理论主要强调的是,生产技术革新和生产方法变革在整个经济发展过程中起到的至高无上的作用。生产技术变革即为技术创新,而技术创新活动又是一条完整的“生态链”,所需要的不仅是技术创新,在政府服务的创新、中介机构的创新、文化和人才的创新等方面也是不可或缺的,其中具体包括孵化器、公共研发平台、风险投资、围绕创新形成的产业链、产权交易、市场中介、法律服务、物流平台等方面。完整的“创新生态”应该包括科技创新政策、创新链、创新人才和创新文化。

约瑟夫·熊彼特认为所谓的创新即为生产函数的变动,从宏观经济总量生产函数来看,全要素生产率的提高,既是对现有资源的重新组合也是其利用效率的提升^[15]。因此,从需求端来看,金融发展主要是加大投资,促进物质资本的积累。从供给端来看,金融发展可以分解为人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应,这“三大效应”可以提高全要素生产率,并促进技术创新。下面就“三大效应”分别展开。

第一,金融发展的人力资本和工作技能提升效应。Oded and Joseph^[16]研究指出,由于人力资本具有不可分割性,人力资本的投资存在最低门槛,而金融发展有助于个人对这一门槛的突破,从而增加人力资本投资。施建淮和朱海婷^[9]研究指出,好的金融发展体系就是以缓解预防性储蓄和流动性约束为目的,为借贷提供便利,从而促进人力资本积累。Rajan and Zingales^[17]研究指出,金融发展达到一定水平后,融资更加容易,而创造财富所依靠的会是技能、创新思维和勤奋,不再是既有的财富。

Popov^[18] 研究指出,金融资源的缺乏,特别是银行信贷资源的缺乏,会影响公司对在职培训的投资,因此金融发展能够增加公司的在职培训,从而提升在职员工的技能水平。申广军等^[10]指出,金融发展通过促进资本深化提高了企业对技能劳动的相对需求,并提升了技能溢价,从而提升了技能人口的比重。

第二,金融发展的生产要素配置与组合效应。金融活动的本质是要素的重新组合与配置,直接作用于全要素生产率。金融机构动员储蓄,将社会上闲散的资金聚集起来,实现资金的集中使用,提高资金的使用效率。金融机构利用自己的专业优势和信息优势,将集中起来的资金通过资产组合实现资金的合理优化,通过套期保值实现资金的跨期优化。合理的资产配置,有助于降低和化解风险,实现金融体系和宏观经济的稳定。这一系列金融功能,又具有进一步吸收储蓄的职能,从而实现动员储蓄—资产组合优化配置的良性循环机制。同时,鉴于金融体系强大的资金实力和风控管理能力,通过风险投资的方式,大力促进微观个体的创新能力以及企业间的并购活动与竞争,形成整个社会的创新发展氛围。

第三,金融发展的产业结构转型与升级效应。主流经济增长理论没有考虑经济增长过程中资源在不同部门之间配置的非平衡增长,而是在平衡增长框架下进行讨论的。因而,非平衡增长理论强调产业结构转型和升级,其认为金融发展具有重要的产业结构转型和升级效应,因其认为经济增长是一个产业结构转型和升级的动态过程。林毅夫等^[19]认为,为有效促进经济增长,金融结构必须与产业结构相匹配,需要多样化的金融机构、金融市场和完善的金融体系才能满足不同行业的融资需要,这只有通过大力促进多样化、多层次的金融发展来实现。龚强等^[20]认为由于不同行业的企业风险性质与大小有差异,所以其融资需求也不同。Allen and Gale^[21]认为金融市场一般具有更强的风险分担能力和管理能力,就新兴产业的发展而言,其更能满足技术研发和产品创新过程中的巨大风险分散需求;银行则通过其有效的资金监督功能和代理监督职能,就传统成熟产业的发展而言,其更能满足低风险产业的融资需求。总之,金融发展通过建立多样化、多层次的金融体系,满足各个行业多样化的融资需求,促进产业结构转型和升级。

从微观经济层面看,技术研发和创新能力是企业建立竞争优势的关键。企业研发和技术创新需要持续性、长期性资金的支持,这就需要完善的金融体系提供多方面的保障。首先,高效的金融体系可通过降低金融摩擦保证更高的企业研发投入水平。其次,企业研发具有高风险、长周期、少抵押品等特点,同时存在信息不对称和道德性风险等问题。完善的金融市场具有风险控制能力强、资本配置效率高、低融资和低交易成本等特征,能够克服道德风险和逆向选择问题,从而能够降低融资成本,促进研发投入^[22]。再次,刘培森^[14]研究指出金融结构是金融体系的重要内容。完善的金融结构,包括直接融资和间接融资的充分发育,以及多层次金融市场的发展和健全,对满足企业创新所需要的不同风险水平和期限水平的融资多样化需求具有重要作用。最后,企业创新模式丰富多样,没有固定的模式可以遵循,这尤其需要专业的风险投资机构对创新具有充分的识别能力,以实现创新项目与资金的成功对接。

综上所述,在供给侧改革下,金融更好地服务于实体经济,旨在将过去金融发展通过需求端生产要素“量”的投入影响实体经济的方式,转变为主要通过供给端生产要素“质”的提高以实现创新驱动经济高质量发展的方式。基于总量生产函数和不平衡增长理论,金融发展影响技术创新的作用机制可以概括为:(1)人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应“三大效应”;(2)金融发展对技术创新的影响主要表现为企业持续的研发投入和技术创新活动。

三、基于因子分析法的地区技术创新评价指数

利用因子分析法构建综合指标以全面衡量某个宏观经济变量,在近年来的实证研究中比较常见。基本方法是,在多个相关变量中找出具有代表性的因子,进而计算综合得分指数,在保持主要信息的前提下,具有降维与简化问题的作用,同时又综合了多个相关变量的信息,比单一指标更具有科学性和综合性。因此,本文将运用因子分析法对我国30个省(市、自治区)2003—2015年的技术创新水平进行综合的衡量与评价。

(一) 构建技术创新指标体系的数据基础

本文从创新环境、创新投入、创新产出三个维度构建地区技术创新评价指标体系。(1) 创新环境。本文选取各地区人力资本规模(z_1)和人力资本结构(z_2)两个指标。令6岁及6岁以上人口的人均受教育年限为地区人力资本规模,其中教育年限=0是文盲,教育年限=6是小学毕业,教育年限=9是初中毕业,教育年限=12是高中毕业,教育年限=16是大专及以上学历文化毕业。利用各文化程度的人口所占6岁及以上总人口的比重乘以相应的受教育年限得到人均受教育年限。大专及以上学历人口数占6岁及以上总人口的比重为人力资本结构。(2) 创新投入。用地区R&D人员全时当量(z_3)衡量技术创新劳动力投入,用R&D经费内部支出(z_4)衡量技术创新资本投入。(3) 创新产出。选取地区专利授权量(z_5)、技术市场成交合同金额(z_6)、发表科技论文数(z_7)三个指标衡量创新产出。上述指标数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》,样本区间为2003—2015年,样本个体为除西藏之外的30个省(市、自治区)。各变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量名称	代码	定义
创新环境	z_1	各地区人力资本规模
	z_2	各地区人力资本结构
技术创新水平	z_3	R&D人员全时当量
	z_4	R&D经费内部支出
	z_5	专利授权量
创新产出	z_6	技术市场成交合同金额
	z_7	发表科技论文数

表2 KMO和Bartlett检验结果

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		0.792
Bartlett test of sphericity	Chi-square	3 862.899
	df	21
	p -value	0.000 0

(二) 因子分析过程

根据收集的30个省(市、自治区) z_1 至 z_7 的数据,对我国30个省级行政区的技术创新水平进行因子分析,具体分析过程及结果如下:

1. KMO和Bartlett球形检验

首先,进行KMO检验和Bartlett球形检验,以判断因子分析是否适用。一般来说,KMO值超过0.6,则基本适合因子分析;若Bartlett检验结果显示 P 值小于0.01,则表明各变量间存在相关性,适合进行因子分析。对 z_1 至 z_7 数据的KMO和Bartlett球形检验结果如表2所示:KMO值为

表3 相关系数矩阵

变量	z_1	z_2	z_3	z_4	z_5	z_6	z_7
z_1	1.000 0						
z_2	0.876 6	1.000 0					
z_3	0.440 1	0.390 6	1.000 0				
z_4	0.535 3	0.534 4	0.293 1	1.000 0			
z_5	0.310 2	0.293 1	0.914 8	0.868 9	1.000 0		
z_6	0.620 0	0.774 7	0.445 4	0.597 9	0.316 0	1.000 0	
z_7	0.705 8	0.802 4	0.675 9	0.783 2	0.543 8	0.881 8	1.000 0

0.792,Bartlett值为3 862.899,且 P 值为0,表明适合进行因子分析。

2. 计算相关系数矩阵

基于KMO和Bartlett球形检验,计算各变量间的相关系数矩阵。检验结果如表3所示,各个变量之间的相关系数从最小为 z_2 与 z_5 的0.293 1到最大为 z_3 与 z_5 的0.914 8,相关性较高,且均为正。表明各变量之间具有较强的正相关关系,说明可以进行因子分析。

3. 提取公因子

采用的方法是主成分分析法,该方法提取因子的原则是:特征值 >1 和累计方差贡献率 $>85\%$ 。其检验结果如表4所示。从中可以找到有2个主成分因子,

表4 公因子分析结果

因子	特征	比例	累积
Factor1	4.819 45	0.688 7	0.688 7
Factor2	1.457 11	0.208 3	0.896 9
Factor3	0.443 44	0.063 3	0.960 3
Factor4	0.116 10	0.016 6	0.976 9
Factor5	0.073 52	0.010 5	0.987 4
Factor6	0.059 94	0.008 6	0.996 0
Factor7	0.028 13	0.004 0	1.000 0

其一因子特征值为 4.819 45,其二因子特征值为 1.457 11,两个因子累计方差贡献率为 89.69%,说明大部分原始变量信息能够被其反映出来,因此该因子分析效果较好。

4. 计算综合得分

对公共因子进行方差最大化正交旋转,得到因子得分系数矩阵,然后以旋转后因子的方差贡献率占总方差贡献率的比重作为权重进行加权汇总,计算综合得分,得到 30 个省级行政区的技术创新评价指数,如表 5 所示。

(三) 地区技术创新评价指数

表 5 列出了我国 30 个省(市、自治区) 2003—2015 年技术创新的平均综合得分及其排名。地区技术创新水平高于平均水平取正值,技术创新水平低于平均水平取负值,技术创新水平越高,其综合分数越高。表中可以看出,北京处于绝对领先地位,综合得分达到 2.12,北京的创新环境、创新投入与创新产出都处于全国领先水平。江苏、上海、广东、浙江处于第二梯队,位于全国前五位。高于平均水平的省市还有山东、天津、辽宁、湖北、陕西。其他省(市、自治区)的技术创新水平低于平均水平。

为进一步合理定位 30 个省(市、自治区)的技术创新水平,本文基于 2003—2015 年各省(市、自治区)技术创新水平的数据,采用欧氏距离聚类平均法进行聚类分析,分析结果如图 1 所示。

表 5 30 个省(市、自治区) 2003—2015 年技术创新平均综合得分及排名

省份	平均综合得分	排名	省份	平均综合得分	排名
北京	2.126 261	1	河南	-0.167 75	14
天津	0.294 182	7	湖北	0.096 003	9
河北	-0.239 4	18	湖南	-0.126 42	13
山西	-0.253 53	19	广东	0.822 174	4
内蒙古	-0.320 93	22	广西	-0.422 97	24
辽宁	0.178 954	8	海南	-0.426 72	25
吉林	-0.183 21	15	重庆	-0.292 23	20
黑龙江	-0.126 41	12	四川	-0.118 37	11
上海	0.931 468	3	贵州	-0.577 88	30
江苏	0.996 888	2	云南	-0.558 84	29
浙江	0.502 331	5	陕西	0.060 491	10
安徽	-0.216 26	17	甘肃	-0.454 71	27
福建	-0.191 77	16	青海	-0.550 57	28
江西	-0.343 33	23	宁夏	-0.452 96	26
山东	0.327 841	6	新疆	-0.312 34	21

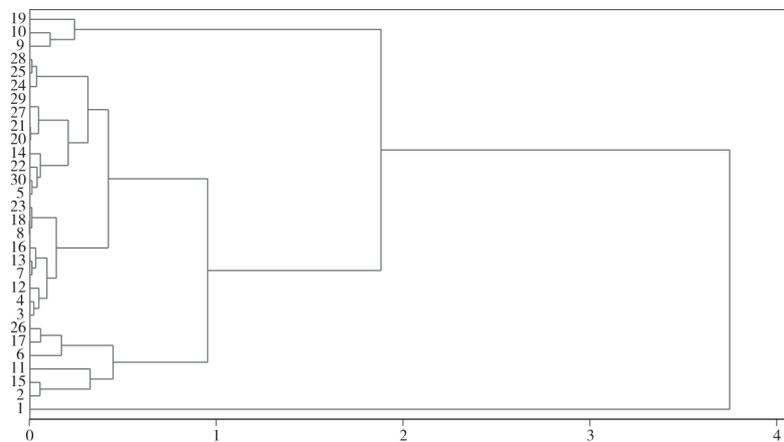


图 1 聚类谱系

从图 1 可以得出具体分类情况,如表 6 所示。可将 30 个省(市、自治区)的技术创新水平分为五类,北京独占鳌头,为技术创新水平最高的地区。上海、江苏、广东 3 个省(市)为第二梯队,天津、辽宁、浙江、山东、湖北、陕西 6 个省(市)处于第三梯队,河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、福建、河南、湖南、四川 9 个省处于第四层次,内蒙古、江西、广西、海南、重庆、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 个省(市、自治区)处于第五层次。总体上来看,我国各地区技术创新水平呈现金字塔结构,技术创新水平高的地区数量不多,

而技术创新水平低的地区数量过多,表明整体上我国技术创新还处于较低的水平。

表6 2003—2015年各省(市、自治区)技术创新水平聚类分析结果

序号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
地区和层次	北京 A	天津 C	河北 D	山西 D	内蒙古 E	辽宁 C	吉林 D	黑龙江 D	上海 B	江苏 B	浙江 C	安徽 D	福建 D	江西 E	山东 C
序号	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
地区和层次	河南 D	湖北 C	湖南 D	广东 B	广西 E	海南 E	重庆 E	四川 D	贵州 E	云南 E	陕西 C	甘肃 E	青海 E	宁夏 E	新疆 E

四、金融中介发展对技术创新影响的实证分析

(一) 实证模型设定与数据来源

为了考察金融发展是否促进了我国地区技术创新水平的提高,设计计量模型如下:

$$technology_{it} = \alpha + \beta_1 finance_{it} + \sum \beta_i control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $technology$ 表示各地区的技术创新水平,解释变量 $finance$ 表示各地区的金融发展水平, $control$ 代表其他一系列控制变量。 i 表示各省(市、自治区), t 表示年份。 β 与 β_1 表示系数。 μ 表示不可观测的地区个体异质性效应, ε 服从正态分布,是随机干扰项,且两者不相关。

式(1)为静态面板模型。可以控制不可观测的个体异质性效应,能有效克服遗漏变量导致的内生性问题。另外,由于经济运行与发展往往具有惯性和路径依赖,在模型中加入被解释变量的滞后项作为解释变量,构建动态面板模型,则可以控制模型可能存在的动态效应。同时,动态面板模型采用广义矩(GMM)估计,以解释变量的滞后项为工具变量,能够很好地控制由双向因果关系导致的内生性问题。目前,基于动态面板模型的广义矩(GMM)估计方法,已逐渐成为解决内生性问题的主流方法。因此,本文将进一步在静态面板模型的基础上建立动态面板模型,进行广义矩(GMM)估计。

计量模型使用的变量与计算方法如下:

1. 地区技术创新水平($technology$)

利用上文运用因子分析法计算出的地区技术创新评价指数衡量地区技术创新水平。

2. 地区金融发展水平($finance$)

该变量是本文关注的核心解释变量,用银行信贷总额占GDP的比重衡量。国际通用的衡量金融发展的指标是金融的相关比例,表示为金融资产总值/国民财富。在省级数据层面上,大多数文献使用各省(市、自治区)银行信贷总额占GDP的比值衡量地区的金融发展。与银行存款相比较,银行存款更多反映经济发展带来的居民财富的增加,而银行信贷则更能反映金融部门对资源的配置能力,更能体现金融部门对实体经济影响的因果关系,同时,银行信贷是多层次融资体系的重要基础。因此,利用银行信贷总额与GDP的比重衡量我国地区的金融发展水平是合理的。其中,地区生产总值是流量概念,银行信贷是存量概念,借鉴 Beck *et al.* [23] 以及李青原等 [7] 的处理方法,本文将银行信贷经年初及年末的地区居民消费价格指数平减后的平均值,除以地区生产总值经居民消费价格指数平减后的指标,最终得到银行信贷总额占GDP比重的数据。

3. 控制变量

为了保证识别的准确性,仍需设定一系列控制变量以控制其他因素的影响。参考以往文献,加入以下8个控制变量:

(1) 物质资本投入($capital$)。各地区实际物质资本存量的对数值。实际物质资本存量使用国际上通用的永续盘存法来估算,计算公式为: $K_t = I_t/P_t + (1 - \delta)K_{t-1}$, 其中 K_t 表示第 t 年的实际资本存量, I_t 表示第 t 年的名义固定资本形成总额, P_t 表示第 t 年的定基固定资产投资价格指数, I_t/P_t 表示以不变价格计算的第 t 期实际投资, K_{t-1} 表示第 $t-1$ 年的实际资本存量, δ 表示折旧率。本文使用以2000年为基期的固定资产投资价格定基指数。参照单豪杰 [24]、赵善梅和吴士炜 [25] 的假定,令基期(2000年)固定资本存

量 = 各地区基期实际投资额 / (折旧率 + 后 5 年的平均实际资本存量增长率) 折旧率 δ 设为 10.96%。

(2) 劳动投入 (*labor*)。各地区年平均就业人数的对数值。年平均就业人数为年初就业人数(上年年末就业人数)与本年年末就业人数的算术平均数。

(3) 对外贸易 (*trade*)。各地区进出口总额占地区生产总值的比重。按照当年平均人民币汇率折算为人民币计价。

(4) 外商直接投资 (*fdi*)。各地区实际利用外商投资额占地区生产总值的比重。按照当年平均人民币汇率折算为人民币计价。

(5) 市场化程度 (*market*)。本文采用各省(市、自治区)市场化指数,主要依据是樊纲等^[26]和王小鲁等^[27]研究测算的数据。其中,王小鲁等^[27]以 2008 年市场化指数为基数,与樊纲等^[26]的市场化指数的基期不同,并且一些指标也有变化。因此,参照白俊红和刘宇英^[30]的处理方法,设置虚拟变量($D = 1$ 2008 $\leq t \leq 2015$; $D = 0$ 2003 $\leq t \leq 2007$)以解决基期不同的问题,这样在 2003—2007 年和 2008—2015 年两个时间段内市场化指数会出现不同的斜率,可以在一定程度上控制因市场化指数的测度变化而导致的影响。

(6) 城市化率 (*urban*)。各地区年末城镇人口占地区年末常住人口的比重。

(7) 消费水平 (*consume*)。各地区家庭消费总额占地区生产总值的比重。

(8) 政府干预水平 (*gov*)。参照李青原等^[7]的方法,使用各地区财政扣除科教文卫支出后的财政支出占地区生产总值的比重衡量。政府科教文卫支出的统计指标有些变化,在 2006 年之前该指标为科教文卫事业费,从 2007 年开始则对科、教、文、卫四项进行分别统计。因此,2007 年后科教文卫支出为四个项目的加总。

本文研究样本为 2003—2015 年中国除西藏自治区之外的 30 个省(市、自治区)的平衡面板数据。数据来源有两个:一是樊纲等^[26]编著的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》;二是王小鲁等^[27]编著的《中国分省份市场化指数报告(2016)》。其他变量的原始数据摘自国家统计局网站、中国人民银行网站、《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国金融年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》,并根据相关计算公式得到各变量数据。各变量定义与描述性统计如表 7 所示。

表 7 变量定义与描述性统计

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>technology</i>	技术创新水平评价指数	390	0	0.708	-0.802	4.014
<i>finance</i>	银行信贷总额占 GDP 比重	390	1.041	0.357	0.495	2.44
<i>capital</i>	物质资本投入量(对数)	390	9.636	0.969	6.987	11.693
<i>labor</i>	劳动投入量(对数)	390	7.555	0.819	5.659	8.798
<i>trade</i>	进出口总额占 GDP 比重	390	0.336	0.412	0.037	1.784
<i>fdi</i>	外商直接投资占 GDP 比重	390	0.025	0.02	0.001	0.105
<i>market</i>	樊纲、王小鲁等测算的市场化指数	390	6.326	1.836	2.53	11.71
<i>urban</i>	城镇化人口占总常住人口比重	390	0.507	0.146	0.257	0.896
<i>consume</i>	家庭消费总额占 GDP 比重	390	0.359	0.064	0.229	0.64
<i>gov</i>	扣除科教文卫后财政支出占 GDP 比重	390	0.149	0.069	0.059	0.5

(二) 回归结果与分析

1. 基准回归结果

基于 2003—2015 年中国 30 个省(市、自治区)的面板数据,本文首先运用静态面板模型的固定效应组内估计(FE)和随机效应广义离差估计(RE)方法,对式(1)进行估计,并进行 Hausman 检验。Hausman 检验结果的 P 值为 0.00,表示拒绝随机效应模型,支持固定效应模型。固定效应模型的回归结果列于表 8 中的模型(1)。初步回归结果显示,金融发展(*finance*)在 5% 的显著性水平上与技术创新正相关,表明在控制了地区异质性和其他控制变量影响的条件下,金融发展显著促进了地区技术创新。

在其他控制变量方面,城市化率(*urban*)、市场化程度(*market*, $market \times D$)、消费(*consume*)在 1% 的显著性水平上与技术创新正相关,物质资本投入(*capital*)、对外贸易(*trade*)、外商直接投资(*fdi*)在

1%的显著性水平上与技术创新负相关,劳动投入(*labor*)和政府干预(*gov*)与技术创新不存在显著相关性。关于这些控制变量回归结果的经济解释,并非本文关注的重点,因此本文不再做进一步阐释。

2. 动态效应与内生性问题

在静态面板回归的基础上,本文进一步考虑到在经济发展与运行中存在着惯性和路径依赖的特征,因此,在被解释变量中加入滞后项,再建立动态面板模型,以控制动态效应的影响。同时,运用广义矩估计(GMM)法,以有效控制双向因果关系导致的内生性问题。目前,广义矩估计(GMM)法分为两种:系统GMM和差分GMM。系统GMM同时对水平方程和差分方程进行估计,而差分GMM只对差分方程进行估计。系统GMM因利用的样本信息更多,比差分GMM更有效。GMM一致估计的前提条件是差分方程残差序列不存在二阶和更高阶的自相关,且其工具变量具有严格外生性。基于此,该实证部分需进一步做Arellano-Bond序列相关和Sargan检验。考虑到这两种方法的差异和结论的稳健性,本文将分别给出基于这两种方法的估计结果。

表8 回归结果

变量	静态面板固定效应模型		动态面板 SYS-GMM 模型		动态面板 DIFF-GMM 模型	
	(1) 基准回归	(2) 稳健性检验	(3) 基准回归	(4) 稳健性检验	(5) 基准回归	(6) 稳健性检验
<i>L. technology</i>			1.024*** (0.019)	1.050*** (0.021)	1.016*** (0.019)	1.017*** (0.016)
<i>finance</i>	0.232** (0.106)		0.071** (0.034)		0.071*** (0.024)	
<i>finance2</i>		0.310** (0.137)		0.170*** (0.031)		0.159*** (0.028)
<i>capital</i>	-0.294*** (0.074)	-0.295*** (0.074)	-0.052* (0.030)	-0.070* (0.038)	-0.050 (0.036)	-0.049 (0.032)
<i>labor</i>	0.187 (0.214)	0.149 (0.215)	0.095 (0.171)	0.004 (0.236)	0.162 (0.167)	0.150 (0.115)
<i>trade</i>	-0.918*** (0.120)	-0.924*** (0.119)	-0.120*** (0.036)	-0.072*** (0.020)	-0.211*** (0.018)	-0.181*** (0.011)
<i>fdi</i>	-5.980*** (1.166)	-6.035*** (1.165)	-0.522 (1.033)	-1.467 (1.442)	0.253 (1.793)	-0.327 (1.190)
<i>market</i>	0.190*** (0.018)	0.178*** (0.018)	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.006)	-0.000 (0.005)	-0.003 (0.003)
<i>market × D</i>	0.102*** (0.008)	0.098*** (0.008)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
<i>urban</i>	3.687*** (0.708)	3.737*** (0.700)	0.726*** (0.242)	0.436 (0.287)	0.508 (0.316)	0.206 (0.361)
<i>consume</i>	1.222*** (0.464)	1.395*** (0.422)	-0.887*** (0.253)	-1.154*** (0.147)	-0.988*** (0.183)	-1.061*** (0.159)
<i>gov</i>	-0.641 (0.516)	-0.591 (0.509)	-0.216 (0.352)	-0.058 (0.205)	-0.138 (0.212)	0.006 (0.187)
<i>-cons</i>	-2.162 (1.365)	-1.835 (1.388)	-0.155 (1.078)	0.891 (1.625)	-0.564 (1.105)	-0.344 (0.766)
N	390	390	360	360	330	330
R ²	0.79	0.79				
Hausman	0.00	0.00				
AR(1)			0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2)			0.94	0.93	0.89	0.98
Sargan			1.00	1.00	1.00	1.00

注:(1)括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。(2)Hausman,AR(1),AR(2)和Sargan检验分别提供检验的P值。

运用系统GMM(SYS-GMM)和差分GMM(DIFF-GMM)对式(1)进行估计,二者的控制变量与静态面板模型相同,不同之处是系统GMM将被解释变量技术创新的一阶滞后项放入解释变量,差分GMM

是将金融发展变量的一阶滞后项作为工具变量,最终回归结果列于表8中的模型(3)和模型(5),其中模型(3)是系统GMM的估计结果,模型(5)是差分GMM的估计结果。AR(1)和AR(2)检验的 P 值表明,差分方程的残差序列只存在一阶序列相关,不存在二阶序列相关,通过了自相关检验。Sargan统计量的检验结果表明所有的工具变量都是有效的。因此系统GMM和差分GMM的估计结果是一致且可靠的。从表8中的模型(3)和模型(5)看出,技术创新(*technology*)的一阶滞后项在1%的水平上为正,表明技术创新具有显著的路径依赖。系统GMM估计金融发展(*finance*)的回归系数在5%的水平上显著为正,差分GMM估计金融发展(*finance*)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明在考虑了金融发展与技术创新双向因果关系的内生性问题以及技术创新具有的惯性和路径依赖的动态效应后,金融发展仍然显著地促进了技术创新。

3. 稳健性检验

为进一步检验结论的稳健性,本文考虑变换金融发展的替代变量。上文中采用银行全部信贷占GDP的比重衡量金融发展水平,该指标虽然能够全面衡量我国地区的金融发展水平,也是大多数文献采用的衡量金融发展的指标,但是也有很多研究指出,这一指标可能过高估计了我国地区的金融发展水平^[7, 28-30]。这是因为我国的金融体系主要是由政府来主导,在这个过程中,政府的优惠信贷支持使得资金大部分流向了效率低下的国有企业。因此导致更多生产效率较高的中小企业得不到低成本的资金支持,从而不能扩大生产规模,也不能改进技术水平。因此,银行信贷中贷给国有企业的那一部分往往是低效率的,这削弱了金融发展与实体经济的联系;而贷给非国有部门的银行信贷可能代表着更高的效率,其与实体经济发展的联系更加紧密。

但是银行向非国有部门发放的信贷并没有准确的数据统计。对如何估算银行向非国有部门发放的信贷,目前的主要研究思路是,假设银行全部信贷分为发放给国有企业的信贷和发放给整个非国有部门的信贷,且这两者的比例应该与国有企业经济活动与非国有企业经济活动的比值保持同步,那么可以间接估算出银行向非国有部门的信贷。本文借鉴白俊红和刘宇英^[30]的方法测算银行向非国有部门贷款的比重(*finance2*),具体计算公式为:银行非国有部门贷款比重 = (银行全部贷款/GDP) × (1 - 国有企业固定资产投资额/全社会固定资产投资总额)。

以银行向非国有部门贷款比重(*finance2*)为衡量金融发展水平的替代变量,同时构建静态面板模型和动态面板模型对式(1)进行回归。静态面板模型采用固定效应组内估计(FE)和随机效应广义离差估计(RE),并进行Hausman检验,结果支持固定效应估计结果。动态面板模型同时采用系统GMM和差分GMM方法进行估计。AR(1)和AR(2)检验的 P 值数据显示,差分方程的残差序列不存在二阶序列相关,只存在一阶序列相关,同时,Sargan统计量检验的数据结果进一步说明了所有工具变量都是有效的。结果就是系统GMM和差分GMM的估计结果是一致的,也是可靠的。研究结果如表8中的模型(2)、模型(4)和模型(6)所示,数据表明:固定效应(FE)估计得到的回归系数显示,以银行向非国有部门贷款比重(*finance2*)衡量的金融发展在5%的水平上显著为正;运用系统GMM估计和差分GMM估计分别得到的回归系数显示,以银行向非国有部门贷款比重(*finance2*)衡量的金融发展在1%的水平上显著为正。这些结果表明,在考虑了个体异质性、模型的动态效应、金融发展与技术创新双向因果关系导致的内生性问题后,金融发展显著促进了技术创新,进一步证明了本文结论的稳健性。和以银行全部信贷比重(*finance*)衡量的金融发展的基准回归结果相比,以银行非国有部门信贷比重(*finance2*)衡量的金融发展的估计系数和显著性水平均有了提高。如模型(2)的回归系数为0.310,高于模型(1)的0.232;模型(4)的回归系数为0.170,高于模型(3)的0.071,且显著性水平从5%提高到1%;模型(6)的回归系数为0.159,高于模型(5)的0.071。这些结果进一步验证了银行非国有部门贷款对实体经济发展和技术创新有着更紧密的促进关系,银行向非国有部门贷款在服务实体经济和促进经济高质量发展方面的效率更高。

4. 作用机制检验

根据前文的论述,金融发展通过人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业

结构转型与升级效应的“三大效应”,促进了技术创新。为进一步验证这些作用机制,本文考虑在式(1)的计量模型中,加入金融发展与城市化率的交互项,以进一步检验金融发展促进技术创新的作用机制。城市化率的变化可以作为人力资本与技能结构、生产要素配置与组合、产业结构转型与升级的一个综合反映指标。这是因为,城市是人力资本和高工作技能人才的聚集地,是工业、服务业和高科技产业的载体。城市化的过程是劳动力从农村向城市配置的过程,是各种生产要素重新配置和集聚的过程,是产业结构变迁和升级的另一种表现形式。如果金融发展与城市化率交互项的系数显著为正,则可以验证金融发展通过人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应的“三大效应”,显著地作用于技术创新。基于此,设定如下计量模型:

$$technology_{it} = \alpha + \beta_1 finance \times urban_{it} + \beta_2 finance_{it} + \beta_3 urban_{it} + \sum \beta control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$technology_{it} = \alpha + \beta_1 finance2 \times urban_{it} + \beta_2 finance2_{it} + \beta_3 urban_{it} + \sum \beta control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表9 作用机制检验

变量	静态面板固定效应模型		动态面板 SYS-GMM 模型		动态面板 DIFF-GMM 模型	
	(1) 基准回归	(2) 稳健性检验	(3) 基准回归	(4) 稳健性检验	(5) 基准回归	(6) 稳健性检验
<i>L. technology</i>			1.032*** (0.020)	1.056*** (0.019)	1.019*** (0.020)	0.984*** (0.020)
<i>finance × urban</i>	0.853* (0.486)		0.387** (0.178)		0.701*** (0.229)	
<i>finance</i>	-0.252 (0.296)		-0.213* (0.127)		-0.427** (0.178)	
<i>finance2 × urban</i>		2.467*** (0.560)		0.266 (0.298)		1.070*** (0.236)
<i>finance2</i>		-1.276*** (0.384)		-0.079 (0.252)		-0.701*** (0.210)
<i>urban</i>	3.103*** (0.781)	3.048*** (0.700)	0.007 (0.460)	0.278 (0.711)	0.734 (0.499)	1.110** (0.560)
<i>capital</i>	-0.270*** (0.075)	-0.225*** (0.074)	-0.014 (0.039)	-0.069 (0.102)	-0.072 (0.058)	-0.113* (0.060)
<i>labor</i>	0.130 (0.216)	-0.089 (0.217)	0.177** (0.069)	0.176 (0.330)	0.169 (0.208)	0.503* (0.289)
<i>trade</i>	-0.860*** (0.124)	-0.799*** (0.119)	-0.054 (0.035)	-0.018 (0.031)	-0.168*** (0.033)	-0.194*** (0.028)
<i>fdi</i>	-5.948*** (1.163)	-5.949*** (1.135)	-0.616 (1.388)	-0.084 (1.343)	2.675 (3.173)	2.906 (2.229)
<i>market</i>	0.177*** (0.020)	0.149*** (0.019)	-0.014** (0.006)	-0.006 (0.009)	-0.010 (0.006)	-0.008* (0.004)
<i>market × D</i>	0.096*** (0.009)	0.084*** (0.009)	-0.006** (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.005** (0.002)
<i>consume</i>	1.318*** (0.466)	1.509*** (0.412)	-0.761** (0.331)	-0.939*** (0.278)	-0.579* (0.347)	-0.683*** (0.212)
<i>gov</i>	-0.761 (0.519)	-0.567 (0.496)	0.196 (0.449)	0.306 (0.201)	0.219 (0.422)	0.154 (0.247)
<i>_cons</i>	-1.563 (1.403)	-0.049 (1.412)	-0.750 (0.625)	-0.441 (1.929)	-0.589 (1.375)	-2.839 (1.973)
N	390	390	360	360	330	330
R ²	0.79	0.80				
Hausman	0.00	0.00				
AR(1)			0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2)			0.86	0.78	0.80	0.78
Sargan			1.00	1.00	1.00	1.00

注: (1) 括号内为标准误, *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。(2) Hausman, AR(1), AR(2) 和 Sargan 检验分别提供检验的 P 值。

式(2)的交互项($finance \times urban$)是以银行全部信贷占 GDP 的比重衡量的金融发展与城市化率的乘积,我们关注的重点是这两个交互项的系数符号及显著性,以验证金融发展作用于技术创新的机制。式(3)以银行非国有部门信贷占 GDP 的比重作为金融发展的替代变量,以检验结论的稳健性。式(2)、式(3)与式(1)的唯一区别是加入了交互项($finance \times urban$ 、 $finance2 \times urban$),其他控制变量保持不变。

首先,采用固定效应组内估计量(FE)和随机效应广义离差估计量(RE)进行静态面板模型回归,并进行 Hausman 检验。Hausman 检验拒绝了原假设,因此选择固定效应模型(FE)回归结果,列于表 9 的模型(1)和模型(2)。结果显示,以银行全部信贷比重衡量的金融发展与城市化率的交互项($finance \times urban$)在 10% 的水平上显著为正,以银行非国有部门信贷比重衡量的金融发展与城市化率的交互项($finance2 \times urban$)在 1% 的水平上显著为正,显著性水平有了明显提高,估计系数也从 0.853 提高到 2.467。从而验证了金融发展促进技术创新的作用机制:即金融发展通过人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应的“三大效应”,促进了技术创新。银行非国有部门贷款的“三大效应”,对技术创新的影响更加显著,影响程度也越大,对服务实体经济高质量发展的效率更高。

其次,采用动态面板模型进行系统 GMM 和差分 GMM 方法估计。AR(1)和 AR(2)检验的 P 值表明差分方程残差序列只存在一阶序列相关,不存在二阶序列相关,Sargan 统计量检验结果表明所有工具变量都是有效的。因此系统 GMM 和差分 GMM 的估计结果是一致且可靠的。具体结果如表 9 中的模型(3)、模型(4)、模型(5)和模型(6)所示,除模型(4)的交互项不显著外,其他模型交互项的回归系数显著为正,表明控制了动态效应、双向因果关系后,结论依然稳健。综上所述,本文进一步证实了金融发展通过人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应的“三大效应”促进技术创新的机制。

五、研究结论与启示

本文着重从供给端分析了金融发展对技术创新的影响与作用机制,提出金融发展具有人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应的“三大效应”,以及从微观层面上企业研发与创新活动的资金支持对技术创新具有重要推动作用。

基于 2003—2015 年中国省级面板数据,利用因子分析法,从创新环境、创新投入、创新产出三个维度构建我国各地区技术创新评价指标体系,结果显示:北京、江苏、上海、广东、浙江的技术创新水平居全国各省(市、自治区)前 5 位,并且我国各地区技术创新水平差距较大,呈现金字塔结构,即技术创新高的省份较少,而技术创新低的省份较多,表明整体上我国技术创新水平有待进一步提高,这也反映出通过创新驱动经济增长具有很大的潜力和发展空间。以构建的技术创新评价指数为被解释变量,建立回归模型实证分析金融发展对技术创新的影响,实证结果发现:金融发展显著促进了技术创新,这一结论在静态面板模型的固定效应估计、动态面板模型的系统 GMM 和差分 GMM 估计、通过变换金融发展变量的稳健性检验中都得到了进一步验证,表明这一结论是稳健和可靠的。银行向非国有部门贷款的比重在促进技术创新中的作用更加显著,影响系数也更大。以城市化率作为反映人力资本与技能结构、生产要素配置与组合、产业结构转型与升级的一个综合指标,设置金融发展与城市化率的交互项进行多元回归后发现其与技术创新显著正相关,从而验证了金融发展通过人力资本和工作技能提升效应、生产要素配置与组合效应、产业结构转型与升级效应的“三大效应”作用于技术创新的机制。

本文的政策建议是:金融服务实体经济、供给侧改革和经济高质量发展是高度一致的,为了深化金融发展,促进金融供给侧改革,应该:(1)保证金融更好地服务实体经济。改变国有企业和大

型企业对金融资源的垄断,侧重于对具有良好发展潜力的民营企业和中小企业提供银行信贷;改变国有银行寡头垄断的金融体系格局,支持中小银行和民营金融机构的发展,同样对民营企业 and 创新发展具有重要的意义。(2) 制定因地制宜的金融政策,以平衡地区之间的技术创新差距。加大金融资源对人力资本积累和结构升级的支持力度;完善金融市场基准利率体系,充分发挥利率对金融市场供需平衡的调节作用,提高资源配置效率;加强金融体系管理职能,促进风险投资,推动技术创新和产业结构升级。

参考文献:

- [1]李健,盘宇章. 金融发展、实体部门与全要素生产率增长——基于中国省级面板数据分析[J]. 经济科学, 2017(5): 16-30.
- [2]刘贵春,张军,丰超. 金融体制改革与效率提升——来自省级面板数据的经验分析[J]. 管理世界, 2017(6): 9-22+187.
- [3]陈晔婷,朱锐,宋志刚,等. 金融改革对全要素生产率的影响研究——基于五个国家级金融改革试验区的经验数据[J]. 中国管理科学, 2018(9): 19-28.
- [4]陈晔婷,朱锐. 对外直接投资、金融结构与全要素生产率——基于中国省际面板数据的研究[J]. 宏观经济研究, 2018(7): 48-58.
- [5]韩立岩,蔡红艳. 我国资本配置效率及其与金融市场关系评价研究[J]. 管理世界, 2002(1): 65-70.
- [6]潘文卿,张伟. 中国资本配置效率与金融发展相关性研究[J]. 管理世界, 2003(8): 16-23.
- [7]李青原,李江冰,江春,等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2013(2): 527-548.
- [8]彭镇华,习明明. 金融结构、外商直接投资与资本配置效率——基于金融供给侧结构性改革视角[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2018(2): 53-64.
- [9]施建淮,朱海婷. 中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度: 1999—2003[J]. 经济研究, 2004(10): 66-74.
- [10]申广军,龚雅娴,姚洋. 金融发展与教育回报率的地区差异[J]. 金融研究, 2015(3): 131-145.
- [11]解维敏,方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究, 2011(5): 171-183.
- [12]易信,刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架[J]. 管理世界, 2015(10): 24-39+90.
- [13]方福前,邢炜. 经济波动、金融发展与工业企业技术进步模式的转变[J]. 经济研究, 2017(12): 76-90.
- [14]刘培森. 金融发展、创新驱动与长期经济增长[J]. 金融评论, 2018(4): 41-59+119-120.
- [15]徐则荣. 创新理论大师熊彼特经济思想研究[M]. 北京: 首都经济贸易大学出版社, 2006.
- [16]ODED G, JOSEPH Z. Income distribution and macroeconomics[J]. Review of economic studies, 1993(1): 35-52.
- [17]RAJAN R G, ZINGALES L. Financial dependence and growth[J]. American economic review, 1998, 88(3): 559-586.
- [18]POPOV A. Credit constraints and investment in human capital: training evidence from transition economies[J]. Journal of financial intermediation, 2014, 23(1): 76-100.
- [19]林毅夫,孙希芳,姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009(8): 4-17.
- [20]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(4): 4-16.
- [21]ALLEN F, GALE D. Comparing financial system[M]. Cambridge: MIT Press, 2001.
- [22]NANDA R, RHODES-KROPF M. Financing risk and innovation[J]. Management science, 2016, 63(4): 901-918.
- [23]BECK T, LEVINE R, LOAYZA N. Finance and the sources of growth[J]. Journal of financial economics, 2000, 58(1-2): 261-300.
- [24]单豪杰. 中国资本存量K的再估算: 1952~2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17-31.
- [25]赵善梅,吴士炜. 基于空间经济学视角下的我国资本回报率影响因素及其提升路径研究[J]. 管理世界, 2018(2):

68-79.

- [26] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社 2011.
- [27] 王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社 2017.
- [28] AZIZ J, DUENWALD C K. Growth-financial intermediation nexus in China [R]. IMF working paper, No. 02/194, 2002.
- [29] 张军,金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987—2001 [J]. 经济研究 2005(11): 34-45.
- [30] 白俊红,刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配 [J]. 中国工业经济 2018(1): 60-78.

(责任编辑: 刘淑浩; 英文校对: 葛秋颖)

Financial Development and Technological Innovation Based on Supply-side Reform: Theoretical Analysis and Empirical Research

NING Xueping¹, SHEN Si², SUN Lijun³

- (1. School of International Business, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China;
2. School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;
3. School of Finance, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201620, China)

Abstract: Based on the theory of “three major effects”, financial development has the effect of human capital and job skills upgrading, the effect of production factor allocation and combination, and the effect of industrial structure transformation and upgrading, using provincial panel data and factor analysis method, the evaluation index system is constructed. Taking the fixed effect estimation of static panel model, generalized moment and differential generalized moment estimation of dynamic panel model, the mechanism of “three major effects” on the technological innovation is verified. The conclusion is that the level of technological innovation in China needs to be further improved as a whole. There is great potential and development space to drive economic growth through innovation. The financial development significantly promotes technological innovation. Therefore, we should ensure that finance better serves the real economy, change the monopoly of state-owned enterprises and large-scale enterprises on state-owned financial resources, change the financial system pattern of oligopoly of state-owned banks, and support the development of small and medium-sized banks and private financial institutions. We should also speed up the formulation of local financial policies, increase the support of financial resources for human capital accumulation and structural upgrading, improve the benchmark interest rate system of financial market, and strengthen the management function of financial system.

Key words: supply-side reform; financial development; technological innovation; high-quality economic development