

# 金融开放、技术创新与产业结构调整

## ——基于中等收入国家的分析

鲍 星

(华东师范大学 经济与管理学部,上海 200241)

**[摘要]** 从金融开放对于经济结构转型的复杂影响角度出发,探讨扩大金融开放程度是否会促进经济结构转型,研究发现:(1)金融开放与产业结构调整之间呈现倒U型关系。金融开放对产业结构调整的过程中,金融开放存在一个最佳的限度;(2)在金融开放作用于产业结构的过程中,技术创新起到了显著的中介作用。因此,大力推进金融体系改革,提升我国金融发展质量,进而循序渐进推进金融开放,重视技术创新的中介作用对于我国经济结构转型意义重大。

**[关键词]** 金融开放;技术创新;产业结构调整;中介效应;金融发展;经济增长;宏观经济运行

**[中图分类号]** F830.9 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2020)01-0054-08

### 一、引言

在2018年中美元首峰会后,中国宣布了银行、证券、保险领域的对外资股权扩大开放措施,将进一步扩大对外开放程度,鼓励外资进入信托、金融租赁、消费金融等金融领域,以更高的标准开展金融开放。更高标准的金融开放为国内金融机构引入了更程度的市场竞争,对于国内金融机构的生产经营提出了更高的要求。同时,落后产能集聚,经济增速下滑,中国面临着经济结构调整、传统供给过剩的产业转型的局面。当前,我国正处于金融开放向纵深发展的进程中,无论是金融市场开放抑或是金融业开放的节奏均明显加快,在这样背景下,人们不禁有此一问:更高标准的金融开放是否会对我国产业结构转型产生不利影响?环顾国内外金融市场,美国在20世纪90年代金融开放程度的提升有效促进了其服务型经济的发展,奠定了其经济霸主的地位。无独有偶,日本在20世纪60年代通过提升金融开放度,为日本经济的繁荣发展打下了坚实基础。尽管已有发达国家金融开放的经验借鉴,但不同经济体之间发展千差万别,金融发展程度也大相径庭,金融开放对于产业结构调整的影响复杂。

时至今日,学术界主要聚焦于金融开放<sup>①</sup>对于宏观经济运行的作用。从金融开放对宏观经济运行的正向作用角度出发,Quinn和Toyoda提出资本账户的开放与一国的经济发展速度正相关<sup>[1]</sup>;Baltagi等研究发现金融开放显著促进了东道国金融发展程度的提升,尤其是银行业的发展<sup>[2]</sup>。贵丽娟等发现,发展中国家金融开放能够显著降低经济波动<sup>[3]</sup>;李泽广等认为金融开放具有提升整体投资效率的“数量效应”,并进一步验证了金融开放促进投资产出效率的“门槛效应”假说<sup>[4]</sup>;陶雄华等通过测度省域金融开放水平发现,金融开放的经济增长效应显著<sup>[5]</sup>;易信等以金融发展对产业结构调整作为切入点,论证了金融发展通过推动生产资源由工业部门流向服务业部门来促进产业结构优化升级<sup>[6]</sup>。逢淑梅和陈浪南发现跨境金融交易规模的上升以及跨境金融交易管制的放松均能够刺激我国经济的经济增长<sup>[7]</sup>。相反,一些学者认为应消极看待金融开放对于东道国宏观经济运行的影响。Aghion等的研究表明,发展中国家或转型国家开放资本项下的对外借贷会引发实际汇率和宏观经济的长期波动<sup>[8]</sup>。Martin和Rey的研究结果表明,金融开放

**[收稿日期]** 2019-05-10

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目(70873041);上海市哲学社会科学规划办公室课题(2013BJB001)

**[作者简介]** 鲍星(1993—),男,安徽淮南人,华东师范大学经管学部博士生,主要研究方向为国际金融与宏观经济,邮箱:happybaoxing@126.com。

<sup>①</sup> 现阶段,学术界尚未对金融开放进行严格界定,国内外学者一般将国际资本的跨境流动视为金融开放,本文也参照这一说法进行论证。

后比金融开放前更易发生经济波动<sup>[9]</sup>;李巍等提出资本账户开放,尤其是发展中或转型国家的资本账户开放,会使一国的金融稳定状况恶化,而且,资本账户无论是完全开放还是部分开放,都会带来国内经济增长的不稳定<sup>[10-11]</sup>;张玉鹏等研究发现金融开放缓解了金融发展程度较高的发达经济体经济波动,但加剧了发展中国家的经济波动<sup>[12]</sup>;张成思等的研究表明应消极看待金融开放的作用,金融开放并未推动我国金融发展,反而抑制了我国金融发展<sup>[13]</sup>;马勇等提出金融波动程度随着金融开放水平的提升而显著上升,经济波动上升幅度不明显<sup>[14]</sup>;张小波的研究结果表明金融开放将加剧不利外部冲击对于宏观经济的影响<sup>[15]</sup>。

与此同时,也有少数学者剖析了金融开放作用于产业结构的效果。Khoury 等认为金融开放对于经济增长具有显著的正向作用,金融开放对经济增长的积极作用势必会促进经济结构的转型<sup>[16]</sup>;把目光聚焦于我国经济发展,张楠建立了 Pugno 修正模型,发现金融开放程度的提升将正向促进我国经济结构转型,且其促进经济结构转型的边际效应递增<sup>[17]</sup>;傅缨捷、丁一兵利用跨国面板数据实证发现资本账户开放对于产业结构升级具有显著的“阈值效应”和“组成效应”,资本账户开放对于中等收入国家产业结构升级具有一定的正向效应<sup>[18]</sup>。

从已有的文献来看,关于金融开放对于经济增长的正向作用虽仍然莫衷一是,但基本达成共识的是,金融开放的进程必须匹配一国金融发展的状况,过快而无序的金融开放对宏观经济运行有百害而无一利。而从更细致的角度切入探讨金融开放对于产业结构调整的文獻仍鲜见,多数学者主要关注于金融发展对于产业结构调整的作用,金融开放作用于产业结构调整的内机理仍然模糊不清。在我国金融开放程度步入新阶段的关键时刻,剖析金融开放作用于产业结构调整机制,对于加快产业结构转型,促进我国经济从高速发展阶段向高质量发展阶段转变意义重大,同时本文的相关结论亦可为政策当局的研究决策提供参考。

## 二、理论分析与研究假说

关于金融开放对于经济增长以及经济结构的影响,一般认为,一国的金融开放水平只有与其金融发展状况以及经济发展状况相适应,才能对经济发展起到正向作用<sup>[19]</sup>。在东道国金融开放处于较低水平时,当一国金融开放后,国内市场的高收益率会吸引外国资本流入,投资的增加会推动经济建设,提高企业的财富,进一步提高企业的信誉等级和借贷能力<sup>[3-4]</sup>,促进相关产业发展。可以预见的是,金融开放程度的提升,外资更加自由的进入,在带来生产技术的同时,也加剧了东道国现有行业的生产竞争。市场竞争总是有利于淘汰落后产能,推动产业结构调整。一方面,在金融开放处于较低程度时,金融开放在一定程度上促进了东道国产业结构的调整,优化东道国产业结构;另一方面,对于金融发展程度较高的国家,资本账户开放没有放大经济增长的波动性,而对于金融发展程度较低的国家,资本账户开放就会引发较大的经济增长波动<sup>[20]</sup>。在既定金融发展以及经济发展状况下,当金融发展状况无法适宜过快提升的金融开放水平时,金融开放对于一国的经济增长及产业结构调整反而会起到抑制作用,加大宏观经济的不稳定性。在这一阶段,金融开放与产业结构调整之间呈现负相关关系。总而言之,在一国处于既定金融发展状况以及经济发展水平时,金融开放程度的提升刺激了东道国产业优化以及经济增长,而当金融开放步伐过快时,金融开放反而会抑制一国的产业结构调整。由此,我们提出假说1。

假说1:金融开放与产业结构调整呈现出倒U型关系。

金融开放程度的提升,从两个层面促进了东道国生产技术的提升。第一,从间接角度看,金融开放引入了竞争,竞争促进了国内银行业的效率<sup>[21]</sup>,金融中介的改善可以促进增长<sup>[22]</sup>。第二,从直接角度看,东道国金融开放程度的提升有利于外资企业的进出、营商环境的改善,能够吸引外资流入开展生产经营活动,而外资流入的同时势必会引入相关的生产技术;东道国吸收外资流入带来的生产技术,从而实现技术

创新的跨越。金融开放给发展中国家带来前沿金融技术,通过采用更好的政策和制度,这些国家获得更先进的前沿金融技术<sup>[23]</sup>。可以说,金融开放释放了更自由的经济环境,便利了外资企业的进入,外资企业的流入无论是直接还是间接都会在一定程度上刺激本国企业的技术创新。更进一步,技术创新程度的不同衍生出不同产业全要素生产率。在要素自由流动的背景下,全要素生产率的不同刺激了要素在不同产业间的流动,表现为低要素生产率产业的比重降低,高要素生产率产业的比例上升。技术创新促成了要素在不同产业之间的流动,产业结构由此而不断进行调整。据此,本文提出进一步的假说。

假说2:金融开放程度的提升刺激了东道国技术创新,技术创新在金融开放作用于产业结构调整的过程中起到了中介作用。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

本文建立中介效应模型,研究金融开放是否通过技术创新的中介作用促进产业结构调整。本文在温忠麟提出的不同检验方法的基础上<sup>[24]</sup>构造了一个综合的中介效应检验程序,首先进行基准模型的回归:

$$structure_{i,t} = \alpha_0 + \theta_1 fopen_{i,t} + \theta_2 gdp_{i,t} + \theta_3 age_{i,t} + \theta_4 education_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

接着做中介变量的回归:

$$tinnovation_{i,t} = \alpha_0 + \phi_1 fonpe_{i,t} + \phi_2 gdp_{i,t} + \phi_3 age_{i,t} + \phi_4 education_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

最后引入中介变量收入的模型:

$$structure_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 fopen_{i,t} + \alpha_2 tinnovation_{i,t} + \alpha_3 gdp_{i,t} + \alpha_4 age_{i,t} + \alpha_5 education_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

具体检验流程如下:第一步对模型(1)进行回归,检验金融开放与产业结构的回归系数 $\theta_1$ 是否显著,如果系数 $\theta_1$ 显著,则进行进一步的检验,如果 $\theta_1$ 不显著,停止中介效应检验。第二步对模型(2)进行回归,检验金融开放与技术创新的回归系数 $\phi_1$ 是否显著。第三步对模型(3)进行回归,如果系数 $\alpha_1$ 和系数 $\alpha_2$ 都显著,且系数 $\alpha_1$ 相比 $\theta_1$ 有所下降,说明存在部分中介效应;如果系数 $\alpha_1$ 不显著,但系数 $\alpha_2$ 显著,说明在金融开放对产业结构调整的影响中,技术创新扮演了完全中介的作用。

#### (二)指标选取及说明

被解释变量为产业结构变量(*structure*),参照 Herrondorf 等的研究<sup>[25]</sup>,本文以服务业增加值与工业增加值比重来衡量产业结构。解释变量为技术创新(*tinnovation*)和金融开放水平(*fopen*)。技术创新以研发支出占GDP的比重进行衡量。现有的衡量金融开放水平的指标有两大类:一是官方规定的开放水平,即基于监管政策度量的开放水平(法定开放);二是实际的金融开放水平,即通过实际的资本流动衡量金融开放(实际开放)。鉴于法定开放的判断依据是政策当局的政策规定,具有一定的时滞性,学术界一般选用实际开放指标衡量金融开放,本文也以实际开放水平作为判断金融开放的依据,参照 Lane 和 Milesi-Ferretti 的实际开放度指标<sup>[26]</sup>, $FO=CAPFLOW/GDP$ ,其中,*CAPFLOW*表示一国FDI、证券投资资本和其他资本跨境流动总量。控制变量为人均收入水平(*gdp*),以2005年不变价美元人均GDP表示;人口结构(*age*),采用总人口抚养比度量;同时教育水平对于高技能人力资本的形成有着无可替代的作用,本文加入教育水平(*education*)作为控制变量,以各国人口平均教育年限来衡量;参照易信等的研究,加快金融体系发展有利于促进产业结构转型<sup>[6]</sup>,因此,本文加入金融相关比率来衡量一国的金融发展状况,它等于金融资产总量与GDP的比重。在实证研究中,由于无法获得各地区的金融机构资产总额数据,本文参照沈红波等的做法,以金融机构贷款总额与当地GDP的比值衡量地区的金融发展状况<sup>[27]</sup>。固定资产投资率以地区固定资产投资额与GDP的比值表示;通货膨胀水平以消费者价格指数表示;基础设施发展状况对于地区产业发展同样具有重要意义,本文基于数据的可获得性,以总人口中能够用电的人口比率衡量地区基础设施的发展状况。具体变量定义见表1。

(三)数据来源

本文选用数据来源于世界银行GFDD数据库以及WDI数据库。数据处理中,考虑到落后地区金融开放程度低,跨境资本流动幅度较小,以及一些国家统计数据缺失严重,本文选取中等收入国家作为研究样本,最终得到34个中等收入国家<sup>①</sup>2000—2017年的跨国面板数据。

(四)描述性统计

在2000—2017的34个样本国家中,以实际开放程度测度的金融开放水平最

小值为0.2403(印度,2000年),最大值为40.1565(爱尔兰,2014年);以研发支出占GDP的比重衡量的技术创新最小值为0.0475(印度尼西亚,2001年),最大值为4.2775(韩国,2014年);以服务业增加值与工业增加值比值衡量的产业结构最小值为0.8695(马来西亚,2004年),最大值为4.2495(美国,2017年)。图1展示了样本国家金融开放、技术创新、产业结构的密度分布图,样本国家中金融开放水平大部分处于0~10之间,大于13的国家是少数;样本国家中技术创新水平大部分处于0~1.4,部分国家技术创新水平在1.4~3,大于3的国家占少数比例;样本国家中以服务业增加值与工业增加值比值衡量的产业结构大部分处于0.3~3.7,小于0.3以及大于3.7的国家是少数。

此外,从金融开放、技术创新以及产业结构的简单相关关系图来看(如图2所示),以服务业增加值与工业增加值比值衡量的产业结构与金融开放水平呈现出简单的正相关关系。从相关图来看,金融开放水平的提升便利了要素流动,推动了生产要素由工业部门流向服务业部门,促进了产业结构优化升级。而技术创新与金融开放的简单相关关系并不明显,当然由于相关分析只能作为基本的参考,金融开放对于产业结构调整更为细致的关系有待进一步实证检验。

表2为实证变量的描述性统计结果,其中,被解释变量产业结构(structure)在样本国家上分布相对较为均匀,解释变量技术创新(tinnovation)以及金融开放(fopen)在样本国家上分化明显。

表1 变量定义表

变量类型	变量名称	符号	变量描述
被解释变量	产业结构	structure	服务业增加值与工业增加值的比值
解释变量	金融开放度	fopen	一国FDI、证券投资资本和其他资本跨境流动总量与GDP的比值
控制变量	技术创新	tinnovation	研发支出占GDP的比重
	各国人均GDP	gdp	万美元
	人口结构	age	总人口抚养比
	教育水平	education	平均教育年限
	金融相关比率	fstructure	金融机构贷款与GDP的比值
	固定资产投资率	investment	固定资产投资额与GDP的比值
	通货膨胀水平	cpi	消费者价格指数
	基础设施状况	infrastructure	总人口中能够用电的比率

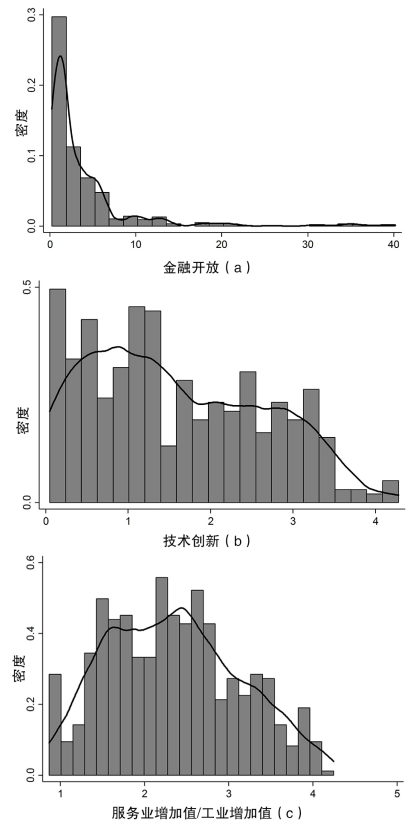


图1 关键变量的密度分布

四、实证研究

(一)中介效应分析

为降低异方差影响,本文对衡量人均收入的变量人均GDP取对数,以此控制不同国家的人均收入水平。表3列出了采用固定效应模型和随机效应模型估计的金融开放对产业结构调整的量估计结果,其中回归(1)(2)(3)分别对应上文中中介效应检验的三个量估计模型。回归(1)中,Hausman检验的p值为0.197,故无法拒绝Hausman检验原假设“H<sub>0</sub>:解释变量与个体效应不相关”,随机效应模型更适宜,所以本

<sup>①</sup> 它们是澳大利亚、奥地利、比利时、丹麦、法国、芬兰、德国、意大利、爱尔兰、日本、韩国、荷兰、新西兰、葡萄牙、西班牙、瑞士、瑞典、英国、美国、阿根廷、巴西、中国、哥伦比亚、哥斯达黎加、厄瓜多尔、匈牙利、印度尼西亚、印度、墨西哥、马来西亚、秘鲁、菲律宾、泰国、土耳其。

文采用随机效应模型估计回归(1)。回归(1)显示金融开放指标显著为正,金融开放平方项指标显著为负,说明金融开放与产业结构调整之间呈现倒U型关系。金融开放对产业结构调整的过程中,金融开放存在一个最佳的限度,在一定限度内,金融

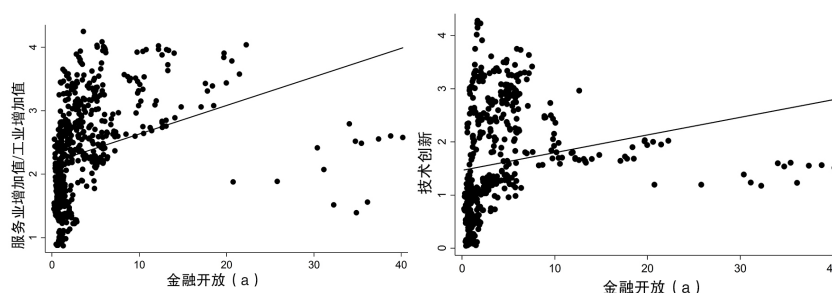


图2 中等收入国家金融开放、技术创新与产业结构之间的关系

表2 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>structure</i>	598	2.340	0.782	2.298	0.870	4.249
<i>tinnovation</i>	514	1.583	1.053	1.327	0.047	4.277
<i>fopen</i>	588	3.945	5.755	1.942	0.240	40.157
<i>age</i>	612	51.226	6.234	51.216	35.590	71.643
<i>education</i>	612	9.918	2.306	10.000	4.400	14.100
<i>lngdp</i>	612	9.752	1.124	10.212	6.717	11.257
<i>infrastructure</i>	591	97.434	6.488	100.000	55.800	100.000
<i>cpi</i>	594	96.004	17.843	98.041	20.595	174.969
<i>fstructure</i>	598	120.604	67.294	123.050	15.171	348.608
<i>investment</i>	612	23.086	5.063	22.354	11.961	45.690

开放程度的扩大,促进了东道国产业结构的调整,提升了经济效益,金融开放程度超过最佳限度后,反而会抑制该国产业结构转型。回归(2)中,Hausman 检验的 p 值为 0.006,故强烈拒绝 Hausman 检验原假设“ $H_0$ :解释变量与个体效应不相关”,固定效应模型效果更合宜。后文中对于模型究竟是采用固定效应还是随机效应,均按照 Hausman 检验的结果来判断,与此处类似,便不再赘述。回归(2)中金融开放指标不显著,本文根据中介效应检验流程进一步进行 Sobel 检验。Sobel 检验中 Z 统计值为 3.008,大于 5% 显著水平上的临界值 0.97,因而在金融开放作用于产业结构调整的过程中,存在以技术创新为中介变量的中介效应。回归(3)中,金融开放水平显著为正,金融开放水平每提升 1 个单位,将对地区产业结构升级起到 0.044 单位的推动作用。同时,金融开放指标平方项显著为负,金融开放与产业结构转型的倒 U 型关系明显。

控制变量中,人口结构项(*age*)显著为正,老年抚养比以及少年抚养比的上升推动了产业结构的调整。原因有二:其一,一国老年抚养比以及少年抚养比的上升,意味着该国人口结构老龄化程度上升,青壮劳动力比例下降,对于制造业以及重工产业来说,人口结构程度的老龄化降低了适龄工作人口数,迫使生产效益差以及“用工荒”的第二产业向第三产业转型;其二,一国老年抚养比以及少年抚养比的上升,同时也意味着对于养老、教育等服务行业需求的显著提升,会刺激产业结构向第三产业调整的趋势。各国人均 GDP 对于产业结构的调整作用呈现稳健的正向作用,居民收入水平的提升也刺激了服务行业需求的攀升,产业结构转型加快。同时,一国教育水平(*education*)对于产业结构调整表现出显著的正向推动作用,教育水平所带来的高技术人才,直接推动了高新技术产业发展以及第三产业的发展,进而促进一国产业结构优化调整。金融相关比率(*fstructure*)显著为正,表明加快金融体系发展,提升金融体系效率有利于产业结构转型,对于国民经济的高质量发展大有裨益,这与已有研究的结论保持一致<sup>[6,28]</sup>。固定资产投资项显著为负,意味着固定资产投资比重的上升反而会抑制经济结构的调整。一个可能的解释是,房地产投资显著阻碍了地区的技术创新<sup>[29]</sup>,因此,以房地产投资为主体的固定资产投资阻碍了技术创新,进而对产业结构转型起到抑制作用。

(二)稳健性检验

考虑到技术创新仅用研发支出占 GDP 的比重进行衡量存在片面性,本文选用研发人员占比 *tinnovation* (每亿人中研发人员数)作为技术创新的替代变量进行稳健性检验。表3中回归(4)、回归(5)为对技术创新替代指标(*tinnovation*)回归得到的结果,回归(5)结果显示,金融开放与产业结构调整表现出显著的正向关系,同时金融开放平方项的系数显著为负,金融开放指标与产业结构调整存在显著的倒 U 型关系,同时中介效应检验显著,与上文回归结果一致。控制变量中,教育水平对于产业结构的转型具有显著的正向作用,同时人口结构指标显著为正。

同时,鉴于2008年全球金融危机导致了世界经济的低迷,对全球经济增长以及产业发展了巨大冲击,而本文的样本范围(2000—2017年)囊括了金融危机事件,因此为了衡量外生冲击对于本文估计结果稳健性的影响,本文在实证模型中加入金融危机虚拟变量 $FC$ ,以控制金融危机对于实证结果的影响。具体地, $FC$ 虚拟变量在2008年、2009年取值为1,其余年份取值为0。同时,样本国家中存在陷入“欧债危机”的国家,因此,为了控制“欧债危机”对于估计结果的影响,本文为陷入“欧债危机”困境的四个样本国家——葡萄牙、意大利、爱尔兰、西班牙设置虚拟变量 $DC$ 。由于“欧债危机”的起止时间分别为2010年和2013年,因此葡萄牙、意大利、爱尔兰、西班牙在2010—2013年欧债危机虚拟变量 $DC$ 设置为1,其余年份欧债危机虚拟变量 $DC$ 设置为0。经过豪斯曼检验,最终得到了最适宜的估计模型,表4为稳健性检验结果。回归(1)(2)(3)为固定效应模型估计的结果。回归(1)、回归(3)中,金融开放指标为正向显著,金融开放平方项显著为负,可见加入金融危机虚拟变量以及欧债危机虚拟变量后,金融开放与产业结构调整仍表现出显著倒U型关系,且技术创新的中介效应显著。因此,考虑了金融危机外生冲击后,本文的估计结果仍然显著。

同时,本文认为产业结构调整以及经济结构转型具有时间上的持续性,因此加入被解释变量的滞后期作为解释变量,采用系统GMM方法估计动态面板数据来进行稳健性检验。表4中回归(4)、回归(5)为动态面板回归得到的结果,其中一阶以及二阶自相关检验均能通过,同时Sargan检验表明工具变量不存在过度识别,回归模型是合意的。回归(4)和回归(5)中金融开放项显著为正,说明金融开放对于产业结构调整具有稳健的促进作用,同时其平方项显著为负,整体上,金融开放与产业结构调整之间呈现倒U型关系。同时,产业结构一阶滞后项显著为正且系数值最大,可知产业结构调整的延续性极其明显。GMM方法的估计结果仍然与上文一致,技术创新在金融开放作用于产业结构调整的过程中起到了中介效应。无论是替换指标,抑或是估计方法的改变,本文的估计结果都是一致的,因此估计结果是稳健的。

### 五、结论性评述

本文通过实证研究剖析了金融开放作用于产业结构调整机理,讨论了技术创新对于金融开放影响经济结构转型的中介效应。同时,由于金融开放对于技术创新的作用最终会进入到边际报酬递减阶段,金融开放与产业结构调整的作用会呈现倒U型的关系。本文选用了2000—2017年的跨国面板数据进行实证检验,研究表明,金融开放能够促进产业结构由工业型向服务型行业转型,金融开放与产业结构调整之间有显著的倒U型关系,且技术创新的中介效应显著。

表3 中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>structure</i> <i>RE</i>	<i>tinnovation</i> <i>FE</i>	<i>structure</i> <i>RE</i>	<i>tinnovation</i> <i>FE</i>	<i>structure</i> <i>RE</i>
<i>fopen</i>	0.050*** (5.396)	-0.019 (-1.220)	0.044*** (4.601)	0.841* (2.037)	0.047*** (4.775)
<i>fopensqr</i>	-0.001*** (-3.976)	0.000 (1.058)	-0.001*** (-3.438)	-0.010 (-1.192)	-0.001*** (-3.839)
<i>lngdp</i>	0.209*** (3.144)	0.732* (1.713)	0.255*** (3.550)	15.967 (1.209)	0.217*** (2.807)
<i>age</i>	0.012*** (3.555)	0.003 (0.408)	0.018*** (5.272)	0.512 (1.407)	0.015*** (3.797)
<i>education</i>	-0.013 (-0.576)	0.073* (1.855)	-0.026 (-1.140)	0.804 (0.604)	-0.039 (-1.621)
<i>infrastructure</i>	-0.000 (-0.454)	0.000 (0.227)	-0.000 (-0.108)	0.021 (0.494)	0.000 (0.660)
<i>cpi</i>	0.005*** (6.271)	0.001 (0.682)	0.006*** (6.575)	0.095 (1.452)	0.003*** (3.182)
<i>fstructure</i>	0.001*** (5.411)	0.001** (2.727)	0.002*** (5.475)	-0.005 (-0.253)	0.002*** (6.300)
<i>investment</i>	-0.051*** (-13.344)	-0.022* (-1.836)	-0.050*** (-12.587)	-0.369 (-1.090)	-0.049*** (-11.516)
<i>tinnovation</i>			-0.061 (-1.534)		0.000 (0.041)
<i>_cons</i>	0.274 (0.440)	-6.240 (-1.678)	-0.409 (-0.617)	-169.015 (-1.389)	0.265 (0.360)
Hausman 检验	0.197	0.006	0.147	0.055	0.483
Sobel 检验		Z=3.008>0.97		Z=2.66>0.97	
N	575	493	490	433	431
R <sup>2</sup>	0.630	0.366	0.626	0.420	0.592

注:括号内为对应的t统计量值,\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的水平上显著;Hausman 检验列示的为对应的p值,下表同。

由上可见,适度金融开放旨在优化产业结构是合意的,但同时仍需注意,盲目而无序的金融开放会给产业结构调整以及国民经济稳定运行埋下隐患。有鉴于此,首先,我国金融开放需有序而适度。回顾当下,我国经济增长已由粗放型增长模式迈入高质量增长阶段,亟须优化产业结构,推动经济结构转型。适度且契合东道国金融发展状况的金融开放对于产业结构调整是有益的,大力推进金融供给侧结构性改革,提升金融体系效率,提升我国金融发展质量,进而稳步推进金融开放正是本文的题中之义。其次,密切关注金融开放的动态风险。金融开放所衍生的频繁跨境资本流动对于宏观经济的稳定运行必然会带来负面冲击,为了享受到金融开放所带来的发展红利,并将可能的不利因素扼杀于摇篮之中,货币当局需密切关注短期跨境资本流动的频繁波动,建立系统性风险预警机制,确保宏观经济的稳定运行。最后,重视技术创新对于产业结构调整的作用。鼓励企业实施自主创新、技术创新,缓解落后产能正是经济高质量发展的必然选择。

本文目前的研究范围尚局限于宏观背景下,未考虑到微观经济主体的个体决策选择。在未来研究中,笔者希望建立囊括微观主体的数理模型,在动态随机一般均衡模型的分析框架下,探讨金融开放背景下微观经济主体决策对于宏观经济运行可能产生的复杂影响。

参考文献:

[1] Quinn D P , Toyoda A M . Does capital account liberalization lead to growth?[J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21(3) : 1403 -1449.

[2] Baltagi B H, Demetriades P O, Law S H. Financial development and openness: Evidence from panel data[J]. Journal of Development Economics, 2009, 89(2): 285 -296.

[3] 贵丽娟,胡乃红,邓敏.金融开放会加大发展中国家的经济波动吗?——基于宏观金融风险的分析[J].国际金融研究,2015(10):43 -54.

[4] 李泽广,吕剑.金融开放的“数量效应”与“质量效应”再检验——来自跨国的经验证据[J].国际金融研究,2017(4):56 -65

[5] 陶雄华,谢寿琼.金融开放、空间溢出与经济增长——基于中国31省份数据的实证研究[J].宏观经济研究,2017(5):10 -20.

[6] 易信,刘凤良.金融发展与产业结构转型——理论及基于跨国面板数据的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2018(6):21 -39.

[7] 逢淑梅,陈浪南.金融开放的经济增长效应的实证研究[J].系统工程理论与实践,2016(9):2177 -2188.

[8] Aghion P, Bacchetta P, Banerjee A. Financial development and the instability of open economies[J]. Journal of Monetary Economics, 2004, 51(6): 1077 -1106.

[9] Martin P, Rey H. Globalization and emerging markets: With or without crash?[J]. American Economic Review, 2006, 96(5) :

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(6)
	structure FE	tinnovation FE	structure FE	structure GMM	structure GMM
<i>fopen</i>	0.051** (2.629)	-0.019 (-1.258)	0.044** (2.072)	0.013* (1.650)	0.026*** (2.635)
<i>fopensqr</i>	-0.001** (-2.215)	0.000 (0.965)	-0.001* (-1.798)	-0.000*** (-2.635)	-0.000* (-1.950)
<i>lngdp</i>	-0.003 (-0.010)	0.753* (1.756)	-0.008 (-0.027)	0.064 (1.591)	0.054 (0.659)
<i>age</i>	0.011 (1.326)	0.005 (0.597)	0.019** (2.441)	-0.005 (-1.189)	-0.006 (-1.371)
<i>education</i>	-0.007 (-0.168)	0.070* (1.745)	-0.028 (-0.613)	-0.026 (-1.105)	-0.056 (-1.496)
<i>infrastructure</i>	-0.000 (-0.182)	0.000 (0.293)	-0.000 (-0.037)	-0.001 (-0.463)	-0.001 (-0.614)
<i>cpi</i>	0.006* (2.012)	0.001 (0.728)	0.007** (2.517)	0.001** (2.189)	0.002* (1.848)
<i>fstructure</i>	0.001** (2.387)	0.001** (2.518)	0.001** (2.500)	0.001 (1.411)	-0.000 (-0.297)
<i>investment</i>	-0.044*** (-5.212)	-0.022* (-1.702)	-0.043*** (-4.765)	-0.010** (-2.296)	-0.012** (-2.229)
<i>tinnovation</i>			-0.058 (-0.551)		0.157*** (3.110)
<i>FC</i>	0.000 (0.028)	0.050* (1.913)	0.017 (0.987)		
<i>DC</i>	0.084** (2.144)	0.087 (1.452)	0.059* (1.789)		
<i>L.structure</i>				0.845*** (17.094)	0.799*** (16.747)
<i>_cons</i>	2.090 (0.786)	-6.513* (-1.756)	1.865 (0.717)	0.285 (0.671)	0.748 (1.173)
AR(1)				0.0051	0.0000
AR(2)				0.5064	0.3077
Sargan 检验				1.0000	1.0000
Sobel 检验			Z=3.008>0.97		
N	575	493	490	548	468
R <sup>2</sup>	0.547	0.370	0.591		

注:括号内为对应的t统计量值,AR(1)、AR(2)和Sargan 检验汇报的是对应p值,滞后期选为滞后一期且一阶自相关检验、二阶自相关检验均能通过,Sargan 检验值表明工具变量设定合理,不存在过度识别。

1631-1651.

- [10] 李巍,张志超.直接投资开放对实际汇率、国内经济产出波动的影响[J].管理世界,2008(6):11-20.
- [11] 李巍,张志超.不同类型资本账户开放的效应:实际汇率和经济增长波动[J].世界经济,2008(10):33-45.
- [12] 张玉鹏,王茜.金融开放视角下宏观经济波动问题研究——以东亚国家(地区)为例[J].国际金融研究,2011(2):14-24.
- [13] 张成思,朱越腾,芦哲.对外开放对金融发展的抑制效应之谜[J].金融研究,2013(6):16-30.
- [14] 马勇,王芳.金融开放、经济波动与金融波动[J].世界经济,2018(2):20-44.
- [15] 张小波.新兴市场国家的金融开放与金融危机——基于国内产业发展战略选择的视角[J].国际经贸探索,2016(7):64-84.
- [16] Khoury A C E, Savvides A. Openness in services trade and economic growth[J]. Economics Letters, 2006, 92(2): 277-283.
- [17] 张楠.金融开放与中国经济结构转型——基于Pugno修正模型的实证研究[J].国际金融研究,2015(10):32-42.
- [18] 傅缨捷,丁一兵.资本账户开放、产业结构升级与跨越“中等收入陷阱”[J].产业经济评论,2016(2):1-22.
- [19] Edwards S. Capital mobility and economic performance: Are emerging economies different? [R]. National bureau of economic research, 2001.
- [20] Mukerji S, Tallon J M. Ellsberg's two-color experiment, portfolio inertia and ambiguity [J]. Journal of Mathematical Economics, 2003, 39(3-4): 299-316.
- [21] Claessens S, Demirgüç-Kunt A, Huizinga H. How does foreign entry affect domestic banking markets? [J]. Journal of Banking & Finance, 2001, 25(5): 891-911.
- [22] Greenwood J, Jovanovic B. Financial development, growth, and the distribution of income [J]. Journal of political Economy, 1990, 98(5, Part 1): 1076-1107.
- [23] Klenow P J, Rodriguez-Clare A. Economic growth: A review essay [J]. Journal of monetary economics, 1997, 40(3): 597-617.
- [24] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [25] Herrendorf B, Rogerson R, Valentinyi A. Two perspectives on preferences and structural transformation [J]. American Economic Review, 2013, 103(7): 2752-89.
- [26] Lane P R, Milesi-Ferretti G M. The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004 [J]. Journal of international Economics, 2007, 73(2): 223-250.
- [27] 沈红波,寇宏,张川.金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J].中国工业经济,2010(6):55-64.
- [28] 齐讴歌,王满仓.技术创新、金融体系与产业结构调整波及[J].改革,2012(1):50-55.
- [29] 张杰,杨连星,新夫.房地产阻碍了中国创新么?——基于金融体系贷款期限结构的解释[J].管理世界,2016(5):64-80.

[责任编辑:黄 燕]

## Financial Openness, Technological Innovation and Industrial Structure Adjustment: An Analysis Based on Middle-income Countries

BAO Xing

(Department of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

**Abstract:** From the perspective of the complex impact of financial openness on economic restructuring, this paper discusses whether the expansion of financial openness will promote the transformation of economic structure. The results show that: (1) there is an inverted U-shaped relationship between financial openness and industrial restructuring. In the process of financial openness to the adjustment of industrial structure, there is an optimal limit for financial openness. (2) In the process of financial openness affecting industrial structure, technological innovation has played a significantly intermediary role. Therefore, it is of great significance to vigorously promote the reform of the financial system, improve the quality of China's financial development, gradually promote financial openness and attach importance to the intermediary role of technological innovation in order to fulfill the transformation of China's economic structure.

**Key Words:** financial openness; technological innovation; industrial structure adjustment; intermediary effect; financial development; economic growth; macro-economic operation