

金融业态深化、财政分权与产业结构升级

——基于省级面板数据的分析

江三良 胡安琪

(安徽大学经济学院,安徽 合肥 230601)

[摘要] 产业结构转型升级是我国当前重要任务,金融是产业结构升级的重要实现机制,财政政策也是调控结构转型的重要工具。基于我国 2003-2015 年 31 个省级面板数据实证研究金融业态深化、财政分权与产业结构升级之间的关系。结果表明:金融业态深化对于我国产业结构升级具有显著的促进作用,且东、西部地区产业结构升级受金融发展影响的程度要大于中部地区。财政收入分权和财政支出分权对于产业结构升级具有不同的效应,且分地区来看,东部地区和中西部地区之间也存在明显的地区差异。中西部地区收入分权更能发挥对产业结构升级的促进作用,而东部地区支出分权的作用更大。

[关键词] 金融业态深化;财政分权;产业结构升级

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2018.05.005

[中图分类号]F293 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2018)05-0042-10

随着中国经济步入新常态,面临着三期叠加的新形势,经济发展的质量和效益越来越得到更多的重视。在我国当前发展的新阶段,发展不平衡不充分问题已经成为满足人民日益增长的美好生活需要的主要制约因素,其在经济领域主要表现为结构性问题,包括金融与实体经济的不平衡,面对这些问题,必须向结构优化找出路。党的十九大报告提出“要深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力。要创新和完善宏观调控,加快建立现代财政制度,深化金融体制改革”。金融是现代经济的核心,金融业改革与发展应当是解决当前经济问题的关键因素,深化金融业态、增强金融服务与支持实体经济发展的能力应是推动产业结构调整的重要动力。而财政政策作为宏观经济调控工具,也是政府进行产业结构调整需要采取的手段,比如财政分权改革、税收制度改革等会对产业结构的调整升级产生重要的影响。针对我国当前区域间经济发展的不平衡不充分问题,本文将金融业态深化、财政分权结合起来研究其对产业结构升级的影响,并考察区域差异,这样的尝试可能有不一样的发现。

[基金项目] 国家社会科学重大基金项目“‘稳增长、调结构、防通胀’三重目标下我国货币政策优化与预期管理研究”(11&ZD011);安徽大学合肥区域经济与城市发展研究院资助/区域经济研究院 2017 招标课题“金融支持产业结构升级研究——以长江经济带为例”(Y01002686)

[作者简介] 江三良(1969-),女,安徽歙县人,安徽大学经济学院教授、博士生导师。主要研究方向:产业经济学。

一、文献回顾与问题的提出

国内学者对于金融发展和产业结构升级之间关系的研究有很多,刘世锦(1996)^[1]最早关注金融业改革创新能够支持产业发展的相关问题,林毅夫等(2009)^[2]等进行了深入的理论探索。此后越来越多的实证研究集中于分析金融发展对产业结构产生的影响,徐俊杰、汪浩瀚(2014)^[3]以长三角地区为研究对象用 Geweke 因果分解检验和协整检验来研究;王立国、赵婉妤(2015)^[4],王定祥等(2013)^[5]利用 VAR 模型检验全国层面数据,以及史诺平等(2010)^[6]从资金来源效率、运用效率、配置效率三方面来对金融发展与产业结构的关系进行分析,诸多研究都表明金融发展与产业结构升级之间存在长期协整关系,金融发展是产业结构升级的重要外部支撑条件。有的学者认为金融发展规模、效率与结构对于产业结构会产生不同的效果,如罗荣华等(2014)^[7]研究认为金融发展规模会降低产业结构合理化程度,提高高级化程度,而金融发展效率提高有利于促进产业结构合理化程度却降低产业结构高级化程度;王春丽、宋连方(2011)^[8]则认为金融总量增长对产业结构优化有明显推动作用,金融效率的提高没有表现出积极的促进作用。此外,金融对于产业结构的支持作用也存在一定的区域差异,如陶爱萍、徐君超(2016)^[9]基于 Hansen 门槛模型的研究表明金融发展与产业结构升级存在非线性相关关系,金融发展对产业结构的促进作用呈现出倒“U”形趋势,并且存在地区差别。国外对此方面的研究中,Beck 等(2004)^[10]基于面板数据对金融市场、金融机构与经济增长之间的关系进行了研究,结果表明金融深化对产业发展具有明显的正相关关系;Sasidharan(2014)^[11]研究了 1991-2011 年间印度工业领域企业的融资环境后发现金融发展有利于企业融资和创新,从而促进企业的发展和产业结构升级;DaRin 和 Hellmann^[12]认为银行业发展会导致新兴产业的发展和衰退产业的退出从而促使产业结构高级化。

财政政策与产业结构调整之间的关系也一直备受关注,对于财政分权与产业结构升级之间的关系,不同学者有不同的看法。有的观点认为财政分权体制下由于地方政府间的盲目竞争、投资偏向和不适当干预会导致对产业结构调整的限制,不利于产业结构升级,如周光亮(2012)^[13],褚敏、靳涛(2013)^[14]的研究。另一方面,有学者研究表明财政分权是可以促进产业结构调整,但作用效果存在差异化,刘玉龙等(2014)^[15]认为纵向财政分权可以促进产业结构升级但存在地区差别;刘建民、胡小梅(2017)^[16]运用空间杜宾模型分别考察财政收入分权和支出分权对产业结构升级的空间效应,研究表明产业结构升级在空间分布上具有显著的异质性特征;崔志坤、李菁菁(2015)^[17]认为财政分权对于产业结构升级的影响具有非对称性;杨志安、李梦涵(2017)^[18]采用系统矩估计实证分析方法表明东部地区的财政分权对产业结构的调整具有显著的促进作用,而中西部地区财政分权显著促进产业结构合理化水平,抑制了产业结构高级化水平。

综上,国内外学者对金融发展和产业结构升级的关系研究较多,对财政分权与产业结构升级之间的研究较少。在当前我国经济发展新阶段和结构调整的关键时期,过分依靠金融或仅仅依靠财政的单项政策都是不够的,应当重视金融服务实体经济与财政体制改革在解决不平衡不充分问题上的协同作用。所以本文从金融业发展与财政分权两方面结合的视角出发,利用我国 31 个省市 2003-2015 年的面板数据进行实证分析,并针对我国东中西部存在巨大差异

的事实,进行稳健性分析,发现存在的问题,并分别对东中西部提出促进产业结构转型升级的对策建议。

二、变量选择与模型设定

(一)变量选择

1. 产业结构升级指标

借鉴付凌晖(2010)^[19]的做法来测度产业结构升级的程度,具体过程如下:按照三次产业的划分,每一产业增加值占 GDP 的比重作为空间向量中的一个分量,从而构成一组三维向量 X 即 $X = (\text{第一产业占 GDP 的比重}, \text{第二产业占 GDP 的比重}, \text{第三产业占 GDP 得比重}) = X(a,b,c)$,然后将产业由低层次到高层次排序的向量设定为 $X_1 = (1,0,0)$, $X_2 = (0,1,0)$, $X_3 = (0,0,1)$,测算出三维向量 $X(a,b,c)$ 与 $X_1 = (1,0,0)$, $X_2 = (0,1,0)$, $X_3 = (0,0,1)$ 的夹角 $\theta_1, \theta_2, \theta_3$,即构造产业结构升级的指标,其值越大,说明产业结构层次越高,计算公式如下:

$$\sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j = \sum_{j=1}^1 \theta_j + \sum_{j=1}^2 \theta_j + \sum_{j=1}^3 \theta_j = 3 * \theta_1 + 2 * \theta_2 + \theta_3$$

2. 金融业态深化指标

本文参考借鉴张林等(2014)^[20]、马正兵(2014)^[21]的方法,且限于数据的可比性和可获得性,选取以下分别反映金融规模、金融结构、金融效率的四个指标来构造金融业态深化的综合指数。指标体系的构建如下表 1 所示,金融产业产值和金融从业人数占比越大表明金融规模越大,银行类金融机构存贷比越高则说明金融效率越高,保费收入占地区 GDP 比重越高,说明金融中介占比较大,区域金融体系结构发展较为成熟。

表 1		金融业态深化指标构建	
测度指标		代码	指标说明
金融业态深化	金融规模	D1	金融业产值占地区 GDP 的比重
		D2	金融业从业人数占总就业人口的比重
	金融结构	D3	保费收入占地区 GDP 的比重
	金融效率	D4	银行类金融机构存贷比

基于上述指标体系,本文参照张林(2016)^[22]的方法来计算金融业态深化指数,首先对各指标采取标准化处理,以消除由于各指标的计量单位不一致而带来的不同量纲的影响。其计算公式如下:

$$D_{ij} = \begin{cases} \frac{fd_{ij} - \min (fd_j)}{\max (fd_j) - \min (fd_j)} & (\text{正指标}) \\ \frac{\max (fd_j) - fd_{ij}}{\max (fd_j) - \min (fd_j)} & (\text{负指标}) \end{cases}$$

上式中,标准化数据 $D_{ij} \in [0,1]$,其值越大表明对金融业态深化综合指数的贡献越大,其中 fd_{ij} 为第 i 个省市第 j 个指标的原始值 ($i = 1,2,3,\dots,m; j = 1,2,\dots,n$), $m = 31, n = 4$ 。 $\max (fd_j)$, $\min (fd_j)$ 分别为各个指标的数据在全国 31 个省市中的最大值和最小值,本文通过线性加权求和的方法来计算金融业态深化的综合指数,计算公式为:

$$FD_i = \sum_{j=1}^n W_j D_{ij}, \text{其中}, \sum_{j=1}^n W_j = 1。 \text{其中 } W_j \text{ 为各指标的权重,为了一定程度上避免主观影响,}$$

本文采用熵值赋权法来确定各指标的权重,熵值赋权法的基本计算步骤为:

首先,对标准化数据进行比重变换,公式为: $P_{ij}=D_{ij}/\sum_{i=1}^m D_{ij}$,

其次,计算各指标的熵值,公式为 $E_j=-(\ln m)^{-1}\sum_{i=1}^m P_{ij}\ln P_{ij}$, $0\leq E_j\leq 1$,

最后,计算各熵值的信息效用价值 I_j 和各指标的权重 W_j ,公式为 $W_j=I_j/\sum_{j=1}^n I_j$, $I_j=1-E_j$ 。

利用上述公式对各指标进行标准化处理之后得到 D_{ij} 的值,再基于权重 W_j 的值,即可算出金融业态深化综合指数的值。金融业处于不断发展之中,因此随着金融产业的变化,上述金融业态深化指数的各个分指标,即金融发展规模、金融效率和金融结构指标对于综合指数的贡献度,也就是权重的大小会不断地发生变化,利用上述方法确定各年度各指标权重的大小,计算结果如下表 2 所示。

表 2 金融业态深化指数评价指标权重				
年份	金融业产值占地区 GDP 的比重 (D1)	金融业从业人员数占总就业人数的比重 (D2)	保费收入占地区 GDP 的比重 (D3)	金融机构存贷比 (D4)
2003	0.2334	0.1925	0.2790	0.2950
2004	0.2290	0.2063	0.2758	0.2888
2005	0.2395	0.1841	0.2754	0.3011
2006	0.2203	0.1639	0.3007	0.3151
2007	0.2085	0.1458	0.3136	0.3321
2008	0.2079	0.1434	0.3120	0.3367
2009	0.2121	0.1426	0.3104	0.3349
2010	0.2084	0.1508	0.3058	0.3350
2011	0.2347	0.1269	0.2972	0.3411
2012	0.2440	0.1550	0.2726	0.3283
2013	0.2267	0.1704	0.2835	0.3194
2014	0.2433	0.1356	0.3088	0.3124
2015	0.2378	0.1449	0.3008	0.3164

3. 财政分权度

衡量财政分权程度的指标有很多,主要包括财政收入分权、财政支出分权以及复合指标。本文借鉴何德旭,苗文龙(2016)^[23]的方法,选取省财政收入占全国财政收入的比重来反映收入分权的程度,同时选取省财政支出占全国财政支出的比重来反映支出分权的程度。

4. 其他控制变量

随着我国经济发展水平的不断提高,城镇化水平进入加快发展的阶段,对外开放程度逐渐深化,这些因素都与产业结构有着密切的关联,会影响到产业结构调整的过程。所以本文从内外因素方面选取如下三个主要指标作为控制变量:

地方人均 GDP。一个地区的经济发展水平与产业结构的变迁密切相关,通常经济发展水平的提升会促进一个地区产业结构向更高水平演进,促进产业结构的优化升级。但是由于产业结构转型升级也必然会促进经济增长,所以这里存在了一个双向因果关系,为了解决此内生性问题,本文加入一个 GDP 的工具变量,即选择滞后一期的人均 GDP 作为工具变量来进行研究。

外贸依存度。采用各地区的进出口贸易总额占地区 GDP 的比重来表示。

城市化水平。一个地区的城镇化水平与该地区的经济发展水平和产业结构水平都是息息相关的,本文采用城镇人口占总人口的比重来表示城镇化水平的高低。

(二)模型设定与数据说明

本文运用 2003-2015 年 31 个省份的面板数据来研究金融业态深化、财政分权与产业结构升级之间的关系。模型设定如下:

$$CJ_{it} = \mu_i + \beta_{1i}FD_{it} + \beta_{2i}CZZC_{it} + \beta_{3i}CZSR_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

模型中,CJ_{it}是被解释变量,代表产业结构升级指标,FD_{it}、CZZC_{it}、CZSR_{it}是本文的核心解释变量,代表金融业态深化程度、财政支出分权度和财政收入分权度三个指标。X_{it}是本文的控制变量,包括地方人均 GDP(用 GDP 表示),外贸依存度(用 TR 表示),城镇化水平(用 URB 表示),μ_i 为个体异质性的截距项,ε_{it} 为随机扰动项,i 代表中国大陆地区 31 个省份,t 表示年份,即 2003-2015 年度。

本文采用 2003-2015 年 31 个省份的面板数据,数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国人口统计年鉴》、国家统计局网站、中国经济统计与发展数据库、中经网数据库以及各省市统计年鉴。

三、实证检验与分析

(一)面板数据的单位根检验

为了避免伪回归的问题,通常需要对面板数据进行单位根检验以确定数据是否是平稳的,下面对各指标进行 LLC、IPS 和 ADF 检验,其检验的原假设是所有截面对应的时间序列是非平稳的,检验结果如果拒绝原假设则是平稳的,否则是非平稳的。由下表 3 可见,除了金融业态深化的指标可以同时满足 LLC、IPS 和 ADF 检验之外,其他指标在水平条件下均存有未通过显著性检验的情况,但是在经过一阶差分之后,在 1%的显著性水平下,所有变量通过显著性检验,即所有变量都是一阶单整的。

表 3		单位根检验结果				
统计量 变量	水平统计量			一阶差分		
	LCC	IPS	ADF	LCC	IPS	ADF
产业结构	4.284	8.643	25.768	-16.933***	-10.497***	208.08***
金融业态深化	-3.244***	-2.882***	95.08***	-6.989***	-5.197***	121.73***
财政收入	1.906	3.507	40.058	-9.692***	-5.929***	133.9***
财政支出	-4.606***	-0.804	73.613	-10.782***	-7.322***	162.791***
TR	-0.640	0.506	55.618	-12.105***	-8.520***	181.809***
gdp	6.954	11.272	8.967	-6.678***	-3.625***	98.557***
CZH	-3.294***	1.868	69.003	-95.44***	-24.71***	225.28***

注:***、**、* 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

(二)面板数据的协整检验

对于面板数据协整检验的方法通常有两种:一种是以 Johanson 协整检验法为基础的面板协整检验;另一种是以 E-G 两步法为基础的面板协整检验,包含 Pedroni 检验和 Kao 检验。本文选择后一种检验方法,如下表 4,协整检验结果表明:在 1%的显著性水平下,pedroni 检验和 kao 检验均拒绝不存在协整关系的原假设,表明各变量之间存在长期均衡的协整关系,满足进行回归分析的条件。

表 4 协整检验结果

检验方法	统计量	统计值	P 值	结论
kao	ADF	-2.954	0.002	协整
Pedroni	Panel v-statistic	-3.597	0.0006	协整
	Panel rho-statistic	6.337	0.0000	
	Panel pp-statistic	-11.377	0.0000	
	Panel ADF-statistic	-3.716	0.0004	

(三)模型回归结果分析

本文分别采用了混合回归模型、随机效应模型与固定效应模型,并利用二阶段最小二乘法(TSLS)对 31 省市 2003-2015 年的面板数据进行了估计,估计结果如表 5 所示。通过 Hausman 检验来选择合适的模型,Hausman 检验结果表明,在 1%的显著性水平下拒绝随机效应的原假设,所以我们选择固定效应模型来进行分析。

表 5 2003-2015 年金融业态深化、财政分权与产业结构升级估计结果

	混合效应	随机效应	固定效应
金融业态深化程度	0.261*** (3.204)	0.274*** (3.376)	0.324*** (3.740)
财政支出分权度	-0.090*** (-4.868)	-0.089*** (-4.789)	-0.096*** (-4.924)
财政收入分权度	0.074*** (3.001)	0.073*** (2.943)	0.082*** (3.132)
GDP	4.94E-06 (6.259)	5.08E-06*** (6.559)	3.34E-06*** (3.153)
URB	0.346*** (2.420)	0.332** (2.420)	0.325*** (2.332)
TR	0.230*** (5.191)	0.228*** (5.257)	0.275*** (6.008)
截距项	6.126*** (119.606)	6.102*** (122.79)	6.126*** (116.80)
观测值	403	403	403
R ²	0.75	0.74	0.76
F 统计量	179.389	176.586	64.38

金融业态深化程度与产业结构升级之间是正相关的关系,由回归结果可见,其影响系数为 0.324,且结果在 1%显著性水平下通过检验,表明随着金融发展、金融结构的优化以及金融效率的提高,会有助于产业结构向更高水平演进,促进产业结构的优化升级。

财政分权的两个指标与产业结构升级之间呈现相反的结果,由上表可见,财政支出分权与产业结构升级之间是呈现负向的关系,其影响系数在 1%的显著性水平下为-0.096,而财政收入分权在 1%的显著性水平下为 0.082,即与产业结构升级之间是正相关关系。说明,财政支出分权和财政收入分权对于产业结构升级产生了不同的效应。

地方人均 GDP 的增长与产业结构升级之间是正相关的关系,城镇化水平与产业结构升级之间呈现正相关的关系,在 1%的显著性水平下,其系数为 0.325,随着城镇化水平的提高,农村人口逐渐向城市转移,会促进第一产业为主逐渐向以第二、三产业为主演变,有助于产业结构向高水平方向推进。外贸依存度与产业结构升级之间呈现正相关的关系,其影响系数在 1%的显著性水平下为 0.275,随着我国改革开放程度的不断加深,对外贸易发展对于非贸易部

门来说也会产生一定程度的技术外溢效应,如:邹武鹰等(2008)^[24]通过省际面板数据的实证研究表明出口贸易通过技术溢出对地区的技术创新产生了积极的影响效应,推动了地区创新能力的提升;姜茜等(2010)^[25]研究发现进口贸易对于产业的影响也体现在引进产品的技术外溢效应中,从而通过技术进步一定程度上促进产业结构升级。

(四)稳健性分析

由于受到多重因素的影响,我国东中西部地区发展差异较大,所以考虑到我国地域不同发展水平,有必要分地区进行相应的稳健性分析,从而考察不同地区的现实状况。如李文艳、吴书胜(2016)^[26]通过对我国城市面板数据的分析发现金融发展对产业结构升级的效应存在区域差异化,靳涛、陈栋(2014)^[27]通过研究发现地方政府行为对产业结构升级的影响也存在地区差异。所以我们将面板数据分为东中西三大部分,来分别对三大地区进行回归分析,来探究金融业态深化、财政分权与产业结构升级之间的关系。

表 6	分地区回归结果		
	东部	中部	西部
金融业态深化程度	1.236 *** (12.629)	0.335 * (1.862)	1.650 *** (11.038)
财政支出分权度	0.078 *** (3.441)	-0.241 *** (-8.563)	-0.022 (-0.608)
财政收入分权度	-0.060 * (-2.228)	0.434 *** (7.766)	0.141 ** (1.990)
GDP	5.15E-06 *** (6.961)	-5.55E-06 *** (-3.691)	4.03E-06 ** (1.719)
TR	0.151 *** (3.740)	-1.128 *** (-4.136)	0.109 *** (2.673)
URB	0.382 *** (3.472)	1.414 *** (6.701)	0.131 (1.110)
截距项	5.482 *** (98.905)	5.981 *** (48.386)	5.704 *** (74.427)
观测值	403	403	403
R ²	0.95	0.74	0.95
F 统计量	153.506	15.147	105.231

从表 6 结果中可以发现,金融业态深化会对产业结构升级产生影响且结果显著,影响程度由大到小依次为:西部地区、东部地区、中部地区,其原因可能在于,东部地区经济发展水平较高,更多地依赖于技术进步和创新,随着金融规模扩大、金融效率提升、金融结构的优化,可以在较短时间内促进技术创新进步,从而带动产业结构的升级;对于西部地区来说,受制于经济发展水平、地理位置、交通等因素的影响,一二产业发展受到一定限制,但是前往西部地区旅游的人越来越多,加上“一带一路”建设的推进,以旅游业为代表的第三产业发展越来越迅速,所以随着金融业态深化,金融存量规模扩大或者效率提升都能够通过促进其第三产业的发展来推动产业结构升级。而中部地区多为农业大省,农业的投入产出具有一定的刚性,加之很多中部地区劳动力向东南沿海发达省份迁移,所以金融发展对产业结构升级的效应可能低于东部地区和西部地区。

财政分权对于产业结构升级的影响存在明显的区域差异,中、西部地区呈现与全国层面一

致的情况,而东部地区则是相反的结果,除西部地区财政支出分权度的系数不显著之外,其他都是显著的。可能财政收入分权会促使地方政府有更多的动力去完善制度环境,投资高附加值的产业以创造更多税收贡献,对地方政府追求长期效益会产生正向激励;但由于以 GDP 为导向的政绩观或者地方政府之间的相互竞争会使得地方政府财政支出行为不能与财权相对称,支出过程未得到有效监督,从而一定程度上抑制了产业结构的升级,加上地区资源条件的限制使得支出分权未能有效发挥对于产业升级的促进作用。而对于东部地区来说,市场经济较为成熟,通过与财政体制的融合可以更好地促进资源配置的优化并推动技术创新,地方政府财政支出自主权愈大,更愿意提供公共产品和服务,追求更高层次产业的发展,带动产业结构的升级。

在其他因素方面,东部地区人均 GDP 与产业结构升级的关系在 1% 的显著性水平下呈现正相关的关系,西部地区也是显著的正相关关系,中部地区则是在 1% 的显著性水平下呈现负相关的关系。外贸依存度对产业结构升级的影响,在东部和西部地区是正相关关系,在中部地区是负相关关系,可能因为东部发达省份对外开放程度较高,西部省份在“一带一路”发展背景下也加快了服务业的对外开放特别是外资开放程度,提升旅游业水平,打造有利的引资环境,以此突破产业结构优化升级的瓶颈,而中部地区省份开放型经济水平还处于较低的阶段。城镇化水平的提高,对于东部和中部地区产业结构升级具有显著的促进作用,对西部地区系数为正但不显著。

四、结论与建议

(一) 研究结论

本文对我国 31 个省市金融业态深化、财政分权和产业结构升级的数据进行了研究。研究结果表明:

(1) 金融业态深化程度对于产业结构升级的影响,无论是从全国层面还是地区层面都呈现出显著的正向效应,但是东部地区和西部地区的影响系数要大于中部地区。

(2) 财政支出分权和财政收入分权具有相反的影响,且存在很大的地区差异。对于中西部地区来说,收入分权更能发挥对产业结构升级的促进作用,而东部地区支出分权的作用更大。

(3) 其他因素方面,人均 GDP 和外贸依存度对于产业结构的影响存在地区差异,城镇化水平提升对于产业结构升级具有显著的促进作用。

(二) 政策建议

加快金融体制改革,发挥金融对于产业结构升级的支持和促进作用。适度增加金融存量、扩大金融规模,构建多元化的金融体系,提升金融市场资源配置效率,注重股票和债券市场的发展。充分发挥金融业对于第三产业的支撑作用,形成金融业与产业结构升级的良性互动。

我国金融发展存在地区不平衡的情况,金融对于产业结构升级的影响也同样存在显著的地区差异。所以金融战略的实施应当因地制宜,降低东中西部金融资源配置的不平衡程度,对于东部地区来说,可以继续加快金融体制改革,提升金融效率、加快金融创新;而对于中部地区,应注重调节金融结构,推进金融发展与产业结构调整融合与良性互动,以更好地发挥金

融对于产业结构升级的促进作用。

理顺中央和地方之间的关系,稳定中央和地方财力格局,注重财政收入分权和支出分权之间的均衡性与对称性。要弱化地方政府对于产业结构方面不恰当的负面干预,避免地方政府之间的不正当竞争,优化财政支出结构,重视东中西部的地区差异,采取不同的财政政策措施,根据地区的产业发展规律、经济状况、城市化水平、资源条件等合理引导产业调整升级。

优化外贸结构、调整进出口产品结构,鼓励技术创新,发挥其对于产业结构升级的促进作用。提升城镇化水平,推动产业结构向更高层次发展,东部地区应继续深化新型城镇化建设,注重质的提升;中西部地区应努力完善新型城镇化发展体系,加强新型城镇化在经济、社会、环境等各方面的改革力度。

参考文献:

- [1]刘世锦.为产业升级和发展创造有利的金融环境[J].上海金融,1996,(04):3-4.
- [2]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,(08):4-17.
- [3]徐俊杰,汪浩瀚.长三角地区金融发展与产业结构升级互动关系分析——基于 Geweke 因果分解检验[J].科技与经济,2014,(04):61-65.
- [4]王立国,赵婉妤.我国金融发展与产业结构升级研究[J].财经问题研究,2015,(01):22-29.
- [5]王定祥,吴代红,王小华.中国金融发展与产业结构优化的实证研究——基于金融资本视角[J].西安交通大学学报(社会科学版),2013,(05):1-6+21.
- [6]史诺平,廖进中,杨炜娜.中国金融发展与产业结构调整关系的实证研究[J].统计与决策,2010,(03):114-116.
- [7]罗荣华,门明,何璿子.金融发展在促进我国产业结构调整中的效果研究——基于我国30个省级面板数据[J].经济问题探索,2014,(08):84-91.
- [8]王春丽,宋连方.金融发展影响产业结构优化的实证研究[J].财经问题研究,2011,(06):51-56.
- [9]陶爱萍,徐君超.金融发展与产业结构升级非线性关系研究——基于门槛模型的实证检验[J].经济经纬,2016,(02):84-89.
- [10]Beck T, Levine R. Stock markets, banks, and growth: Panel evidence[J]. Journal of Banking & Finance, 2004(3):423-442.
- [11]Sasidharan S, Lukose P J J, Komera S. Financing constraints and investments in R&D: Evidence from Indian manufacturing firms[J]. Quarterly Review of Economics & Finance, 2015, 55:28-39.
- [12]Beesi Z. Financial development and growth[J]. Economic Review, 1997,(03):46-62.
- [13]周光亮.财政分权、地方政府投资和产业结构调整——来自中国的经验[J].经济问题,2012,(01):24-26.
- [14]褚敏,靳涛.为什么中国产业结构升级步履迟缓——基于地方政府行为与国有企业垄断双重影响的探究[J].财贸经济,2013,(03):112-122.
- [15]刘玉龙,任国良,蔡宏波.“螺旋式”“双重”分权模式下的产业结构升级研究[J].中国社会科学院研究生院学报,2014,(01):45-52.
- [16]刘建民,胡小梅.财政分权、空间效应与产业结构升级——基于SDM模型的经验研究[J].财经理论与实践,2017,(01):116-121.

- [17] 崔志坤,李菁菁.财政分权、政府竞争与产业结构升级[J].财政研究,2015,(12):37-43.
- [18] 杨志安,李梦涵.财政分权与中国产业结构调整关系——基于省级面板数据实证分析[J].生态经济,2017,(10):80-84.
- [19] 付凌晖.我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J].统计研究,2010,(08):79-81.
- [20] 张林,冉光和,陈丘.区域金融实力、FDI溢出与实体经济增长——基于面板门槛模型的研究[J].经济科学,2014,(06):76-89.
- [21] 马正兵.中国金融发展的生产率增长和要素再配置效应——基于省区市动态面板数据的系统广义矩估计实证研究[J].山西财经大学学报,2014,(09):40-50.
- [22] 张林.金融业态深化、财政政策激励与区域实体经济增长[D].重庆大学,2016.
- [23] 何德旭,苗文龙.财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析[J].经济研究,2016,(02):42-55.
- [24] 邹武鹰,开朋,许和连.出口贸易对我国技术创新的影响效应研究[J].湖南大学学报(社会科学版),2008,(04):57-63.
- [25] 姜茜,李荣林.我国对外贸易结构与产业结构的相关性分析[J].经济问题,2010,(05):19-23.
- [26] 李文艳,吴书胜.金融发展与产业结构升级——基于经济危机视角的实证研究[J].金融论坛,2016,(03):18-29.
- [27] 靳涛,陈栋.政府行为与产业结构失衡——基于转型期区域差异视角的揭示[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2014,(06):16-26.

(责任编辑:刘 军)

Deepening Financial Format, Fiscal Decentralization and Industrial Structure Upgrading ——Based on Provincial Panel Data Analysis

JIANG Sanliang, HU Anqi

(School of Economics, Anhui university, HeFei 230601, China)

Abstract: The transformation and upgrading of industrial structure is an important task in our country at present, for transformation finance is an important mechanism and for upgrading fiscal policy is an important regulating tool. Based on 31 provincial-level panel data from 2003 to 2015, this paper empirically studies the relationship between the deepening of the financial format, the fiscal decentralization and the upgrading of the industrial structure. The results show that the deepening of the financial industry has a significant role in promoting the upgrading of China's industrial structure, and the effect of the financial development on structure upgrading in the eastern and western regions is stronger than that in the central region. The decentralization of fiscal revenue and expenditure imposes different effects on the upgrading of the industrial structure and the effect presents obvious regional divergence. In the central and western regions, the decentralization of power provides much impetus to the upgrading of the industrial structure, whereas in the eastern regions the decentralization of expenditures plays a greater role.

Key Words: Deepening financial format; Fiscal decentralization; Upgrading of industrial structure