

财政分权对农业要素流动及其结构变迁的影响

——基于1994—2017年省际面板数据的实证检验

刘锦怡^a, 刘纯阳^b

(湖南农业大学 a.经济学院; b.商学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 从制度变迁视角阐述了财政分权体制改革对农业要素流动及其结构变迁的影响, 并利用1994—2017年省际面板数据进行了实证检验。研究发现: 分税制改革以来, 中国农业的劳动力和土地要素占比呈现下降趋势, 农业资本深化程度不断提高。从区域差异来看, 东部农业资本要素相对丰裕, 中、西部农业劳动力和土地要素相对丰裕, 但资本积累正在不断加快。财政分权对中国农业资本深化具有深刻的制度影响, 一方面财政分权通过促进支农支出和工业化推动农业资本积累, 另一方面财政分权通过促进工业化和城镇化抑制农业劳动力、土地要素积累, 从而驱使农业经济增长路径呈现节约土地和劳动力的资本深化趋势; 随着财政分权体制改革的推进, 上述影响效应不断增强, 且对中、西部地区的影响作用强于东部地区。

关键词: 财政分权; 要素禀赋; 要素结构; 资本深化

中图分类号: F832.0

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2020)02-0008-12

The impact of fiscal decentralization on the flow of agricultural elements and its structural changes: An empirical test based on the provincial panel data from 1994 to 2017

LIU Jinyi^a, LIU Chunyang^b

(a. School of Economics; b. School of Business, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: From the perspective of institutional changes, the impact of fiscal decentralization reform on the flow of agricultural elements and its structural change has been analyzed and the provincial panel data from 1994 to 2017 have been utilized for empirical test. The study shows that the proportions of agricultural labor and land elements in China have declined and the agricultural capital deepening has continuously increased since the reform of tax distribution system. At the regional level, the agricultural capital is relatively abundant in eastern China while the agricultural labor and land elements are relatively sufficient in the central and western areas and their capital accumulation is gaining momentum. Fiscal decentralization has a profound institutional impact on the deepening of China's agricultural capital. On the one hand, fiscal decentralization promotes the accumulation of agricultural capital by promoting fiscal expenditure on agriculture and industrialization. On the other hand, fiscal decentralization restrains the accumulation of agricultural labor and land elements through accelerating industrialization and urbanization, thus making the agricultural economic growth show a trend of capital-deepening through land saving and labor saving. With the advancing of the fiscal decentralization reform, the above-mentioned effects are constantly reinforced, and exert more influence on the central and western China than on the eastern area.

Keywords: fiscal decentralization; factor endowment; element structure; capital deepening

一、问题的提出

农业要素禀赋是分析农业经济增长的逻辑起点, 它不仅是决定农业经济增长的基础源泉^[1], 也决定着一个国家或地区农业技术进步的方向和路

收稿日期: 2020-02-12

基金项目: 湖南省哲学社会科学基金基地项目(15JD26)

作者简介: 刘锦怡(1990—), 女, 湖南衡阳人, 博士研究生, 主要研究方向为农业经济理论与政策。

径选择^[2-5]。所谓要素禀赋,即要素的相对丰裕程度,是指一个国家或地区所拥有的各种生产要素的相对比例^[6-7]。“人多地少、资本稀缺”是中国过去相当一段时期内农业要素禀赋的基本特征。不过,这一要素禀赋结构正在快速发生变化:一是农业劳动力加快转移,呈现农村“空心化”和“老龄化”;二是随着工业化和城镇化的持续推进,农业土地资源约束逐渐趋紧;三是农业投资力度不断加大,资本深化趋势日益显现。

国内有关农业要素禀赋的研究主要集中在三个方面:一是采用不同方法测度农业要素禀赋的基本特征、演变趋势和区域差异,发现总体上呈现出土地、劳动力要素投入数量和占比不断下降,资本要素积累数量和占比正在不断上升,资本深化程度不断提高^[7-9];二是沿着 Hicks^[2]、Ahmad^[3]、Hayami 和 Ruttan^[4]发展的诱致性技术变迁理论考察要素结构变化与农业技术进步之间的关系,发现农业技术进步路径正在突破传统的高度人口-土地压力下“内卷化陷阱”,从以提高土地生产率为主的传统生产方式向以提高劳动生产率为主的现代生产方式转变,呈现出明显的节约劳动和资本深化倾向^[8,10-12];三是分析土地、劳动力、资本等要素投入量及其丰裕度变化对农业生产效率及产出贡献的影响^[13-16]。然而,有关中国农业要素结构变迁驱动因素的实证分析并不多,一些学者尝试利用传统区位理论或新经济地理模型来解释区域间要素流动规律^[7],也有从工业化和城镇化的角度来阐述部门间要素流动规律^[17]。鲜有学者从更深层次的驱动工业化和城镇化的制度出发,即从政府资源配置的视角分析财政体制变迁对农业部门要素流动及其结构变迁带来的影响。

事实上,财政是政府进行资源配置和宏观调控的重要手段,它是政府行为在经济活动中的体现。改革开放以来,中国财政体制发生了根本性变革,先后经历了三次大调整:第一阶段为“分灶吃饭”改革(1978—1993年),即财政分权改革过渡期,以1980年国务院《关于实行“划分收支、分级包干”的财政管理体制的暂行规定》的出台为标志,彻底结束了过去计划经济时期“统收统支”的高度集中管理模式,开始推行以“分权让利”为主要特征的“分灶吃饭、分级包干”的分权模式;第二阶

段为“分税制改革”(1994—2002年),以制度的形式将不同层级政府之间的事权和收入分享权进行了划分;第三阶段为新一轮“税费改革”(2003—至今),之后又经历了多次小调整。相比于“统收统支”的高度集权模式而言,分权模式下地方政府被赋予了一定的财政收支权力,可以更加自主地决定其支出规模和支出结构。此时,地方政府财政资源配置行为通常会随经济发展需要而发生变化,进而可能改变要素的流向,使得不同要素在不同部门之间的稀缺程度发生变化。那么,本文关注的问题是,中国农业要素结构的演变与财政体制变迁之间究竟存在怎样的内在关联,即财政分权改革对农业部门土地、劳动力、资本要素流动及其结构变迁产生了怎样的影响?

为此,本文首先从经典财政分权理论出发,从理论上阐述财政分权改革对农业要素结构的影响机理及作用机制;然后,分别利用资源禀赋系数、要素结构指数两种方法测度1994年分税制改革以来中国农业要素结构的时空演变;最后,利用计量模型检验财政分权对农业要素结构的影响效应,并比较不同改革阶段及不同区域之间的差异。本文的创新和贡献主要体现在,与以往研究主要从农业的弱质性和“准公共品”属性出发,阐述财政支农支出的必要性以及财政分权对财政支农支出的影响不同,本文更侧重于从制度变迁角度分析财政分权改革如何改变农业部门资本、土地和劳动力要素之间的相对关系。这不仅有利于更准确判断中国农业要素结构的演变趋势,明晰其背后的驱动逻辑,同时有助于识别未来农业技术进步的演变路径。

二、财政分权对农业要素结构的影响机理与机制分析

“任何社会问题和经济问题归根结底都是财政问题”。财政管理体制作为政府对国民经济进行资源配置和宏观调控的根本手段,在厘清政府与市场的关系,进一步激活市场、激活要素、激活主体,促进农业经济的持续健康发展方面具有十分重要的作用。在传统财政分权理论视域中,分级管理财政体制赋予地方政府更多的财力激励和支配自主权,而官员政治晋升的全民选举制(即“用手投票”机制)和要素的自由流动性(即“用脚投票”机制)

可以促使地方政府以更高的效率提供辖区内居民偏好的公共服务,促进公共服务与地方经济协调发展。然而,与经典财政分权理论“自下而上”的需求驱动分权模式不同,中国式财政分权的鲜明特点是经济分权内生于政治上高度集权,是“自上而下”的供给驱动分权模式^[18],中央政府是分权制度的主导者和设计者^[19]。在中国式财政分权模式下,地方政府面临税收竞争和政治晋升的双重激励。地方政府基于税收竞争和GDP绩效考核压力展开政治锦标赛式的“标尺竞争”^[18,20],最优选择是追求地区经济增速最大化,其财政支出结构安排取决于不同投入部门对经济增长的边际贡献^[21],更热衷于投资基础设施、工业等“见效快、效益高”的领域,呈现“城市偏向”的资源配置扭曲^[22],造成对农业部门投资不足、挤占、挪用等现象^[23]。地方政府在“晋升激励”下必须尊重中央政府权威,政治上高度集权可以在一定程度上弥补“用手投票”和“用脚投票”机制的缺失,监督和约束地方政府资源配置行为的扭曲和异化,从而削弱了地方政府对农业部门投资不足、挤占和挪用等现象。

(1) 财政分权会促进财政支农支出而推动农业资本积累。财政分权虽然会造成地方政府财政支出结构扭曲,但这种支出结构的扭曲主要表现为支农支出增速滞后于财政支出或支农支出比重的下降,并不必然造成支农支出规模的缩减。基于农业在国民经济中的基础地位以及中央政府对“三农”问题的愈加重视,一方面,中央财政通过转移支付直接加大了对于地方政府财政支农支出的投入;另一方面,地方官员垂直任命的政治集权制度设计以及对地方政府“三农”工作考核力度的不断加大,从组织与制度上给了地方政府发展农业的压力与动力,迫使地方政府在本级财政安排中不得不加大支农支出力度,从而有利于促进农业资本积累。

(2) 财政分权会促进工业化和城镇化而影响农业资本积累。在新中国成立初期,中国经历了长期战乱后资本原始积累十分薄弱,国家为了快速积累资本,实现优先发展重工业的赶超战略,以行政干预的方式人为地压低利率、工价,促使资本等相对稀缺的要素优先向工业部门流动。受这一发展战略的影响,中国在工业化和城镇化进程的初始阶段,是以牺牲农业部门剩余来换取城镇和工业部门

的快速发展,其典型表现为农村金融的“抽水机效应”。随着工业化和城镇化的不断推进,国家逐渐做出了“工业反哺农业、城市支持农村”的战略调整,强调工业与农业、城市与农村协调发展。理论上而言,财政分权引致的地方政府财政支出结构的“城市偏向”效应会加快工业化和城镇化进程,而工业化和城镇化建设会通过农村金融的“抽水机效应”抑制农业资本积累,但随着“工业反哺农业、城市支持农村”发展战略调整,工业化和城镇化对农业部门带来的“反哺效应”有助于促进农业资本积累。

(3) 财政分权会促进工业化和城镇化而加速农业劳动力转移。财政分权引致的地方政府财政支出结构的“城市偏向”效应会加快工业化和城镇化进程,间接影响农业部门劳动力要素积累。一方面,经济分权的财税激励使得地方政府为了增加税收和GDP增长,具有优先发展工业的内生激励,而工业化进程的加快会扩大城镇非农产业部门对农业劳动力的吸纳能力,促进农业劳动转移;另一方面,地方政府为了创造良好的“招商引资”环境,会优先提供城镇科技、教育、医疗卫生等公共服务,加剧城乡二元结构性矛盾,从而可能进一步“驱使”农业劳动力向城镇转移。

(4) 财政分权会促进工业化和城镇化而加剧农业土地要素约束。一方面,虽然土地要素不能像资本和劳动力要素那样跨区域流动,但可以在区域内不同产业部门之间转化,而工业化和城镇化过程中城市道路、住房、工业厂房、城市扩张等基础设施投资需要征用大量的建设用地,必然会挤占一部分农业用地;另一方面,财政分权改革以后虽然地方政府获得了一定的财政收支权力,但分税制后地方政府普遍存在财权与事权不匹配现象,财政收支缺口使得一些地方政府主要依靠出让土地使用权的“卖地收入”来维持地方财政支出,从而强化了地方政府“土地财政”现象,加剧农业部门土地要素约束。

总起来看,财政分权主要通过两条路径影响农业要素结构(图1):第一条路径是财政分权通过财政支农支出直接促进农业资本要素积累,同时又会通过促进工业化和城镇化间接促进(或抑制)农业资本要素积累;第二条路径是财政分权通过促进

工业化和城镇化间接抑制农业劳动力和土地要素积累。上述两条路径叠加后会改变资本、劳动力和土地三大要素在农业部门中的相对稀缺程度，最终驱使农业要素禀赋发生结构性演变。

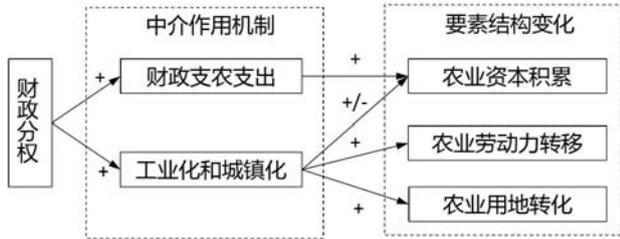


图 1 财政分权对农业要素结构的影响机理与作用机制

三、财政分权背景下农业要素结构的演变趋势分析

1. 测度方法

现有研究关于要素禀赋的测算方法主要有四种：一是采用单要素增长率考察要素禀赋的变化^[8]；二是强调资本与劳动力比例的资本深化系数^[24]；三是采用资源禀赋系数衡量地区各类要素的丰裕程度^[25]；四是采用要素结构指数反映要素之间的比例关系^[7,9]。其中，资本深化系数虽然较好地反映要素结构升级情况，但没有包含土地要素；资源禀赋系数可将区域经济发展水平纳入农业要素禀赋分析框架，较好地反映要素禀赋与区域经济发展的互动关系及各类要素的丰裕程度，但它仅考察单一生产要素的丰裕度，未能反映不同要素禀赋之间的相对关系；而要素结构指数兼具前两个指数的特点，体现了要素禀赋的结构化特征^[7]。为了更加全面地刻画财政分权背景下农业要素结构的演变特征，本文分别采用资源禀赋系数、要素结构指数刻画 1994 年分税制改革以来中国农业要素结构变化趋势。

首先，计算 i 省份各类要素的资源禀赋系数，即用一个省份某种生产要素占全国该生产要素总量的比重，除以该省份农业增加值占全国农业增加值的比重，从而得到一个无量纲的资源禀赋系数：

$$EF_{ji} = \frac{(e_{ji}/E_j)}{(y_i/Y)} \quad (1)$$

其中， e_{ji} 代表 i 省份第 j 种生产要素的数量， E_j 代表全国第 j 种生产要素的总量， y_i 代表 i 省份农业增加值， Y 代表全国农业增加值。由此，可得土地、资本和劳动力的资源禀赋系数分别为：

$$EF_{Ti} = \frac{(t_i/T)}{(y_i/Y)} \quad (2)$$

$$EF_{Ki} = \frac{(k_i/K)}{(y_i/Y)} \quad (3)$$

$$EF_{Li} = \frac{(l_i/L)}{(y_i/Y)} \quad (4)$$

然后，在 (2) — (4) 式的基础上，进一步构建要素结构指数，即用 i 省份某种要素的资源禀赋系数占该省份三种要素资源禀赋系数之和的比重来反映不同要素之间的相对关系：

$$ESI_{Ti} = \frac{EF_{Ti}}{\sum_j^{T,K,L} EF_{ji}} = \frac{(e_{Ti}/E_T)}{\sum_j^{T,K,L} (e_{ji}/E_{ji})} \quad (5)$$

$$ESI_{Ki} = \frac{EF_{Ki}}{\sum_j^{T,K,L} EF_{ji}} = \frac{(e_{Ki}/E_K)}{\sum_j^{T,K,L} (e_{ji}/E_{ji})} \quad (6)$$

$$ESI_{Li} = \frac{EF_{Li}}{\sum_j^{T,K,L} EF_{ji}} = \frac{(e_{Li}/E_L)}{\sum_j^{T,K,L} (e_{ji}/E_{ji})} \quad (7)$$

由 (5) — (7) 式可知，要素结构指数不仅反映了某种要素自身的存量情况，也反映了要素之间的相对稀缺程度。

2. 数据来源

本文使用的所有原始数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》《中国农村统计年鉴》，时间跨度为 1994—2017 年。参照罗浩轩^[7,15]等研究，本文以农作物总播种面积、农业从业人员数量、全社会（国家、集体、农户）农业固定资产投资分别表征农业土地、劳动力、资本要素投入情况。其中，1994—2012 年农业从业人员为乡村从业人员中农林牧副渔业从业人员数量，由于 2013 年起统计年鉴对农业从业人员的统计只有全国数据，故用各省份 1994—2012 年农业从业人员数据进行线性或二次项拟合外推 2013—2017 年各省份农业从业人员数量。农业增加值、农业固定资产投资均以 1990 年为基期，分别采用农业增加值指数、固定资产投资价格指数进行平减。

关于农业资本存量的估算，以往研究主要采用“永续盘存法”进行测算，其中涉及几个关键指标：1) 农业初始资本存量。吴方卫^[26]以韩志荣估算的 1980 年全国农业生产占用资金数作为农业资本存量基准；王金田等^[27]以 1978 年农业总产值作为初始资本存量；赵洪斌^[28]以《1990 年度中国投入产

出表》中的农业折旧反推 1990 年农业固定资产原值,然后乘以 0.8 的系数得到 1990 年农业资本存量。

2) 农业固定投资额测算。吴方卫^[26]、罗浩轩^[7,15]用国家、农村集体、农村居民用于农业固定资产的投资额加总得到农业资产固定投资额;王金田等^[27]用第一产业固定资本形成总额乘以相应权重衡量农业资产固定投资额;赵洪斌^[28]采用《中国固定资产投资统计数典(1950—2000)》估算农业固定资产投资额。

3) 固定资产价格指数。由于 1990 年以前统计年鉴中没有公布固定资产价格指数,吴方卫、王金田等^[26,27]以农业生产资料价格指数进行替代,1990 年以后则使用历年《中国统计年鉴》公布的固定资本价格指数。

4) 折旧率计算。吴方卫^[26]根据国务院和财政部有关文件规定的设备与建筑分类折旧表计算出农业固定资产综合折旧率为 5.42%;王金田等^[27]采取的折旧率为 4.24%;赵洪斌按照中国法定 3%~5% 的残值率,采取几何折旧率推算不同种类固定资产折旧率,最终得到农业的综合折旧率为 11%。本文借鉴上述研究成果,采用“永续盘存法”对 1994—2017 年各省份农业资本存量进行了估算,具体计算公式如下:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t / P_t \quad (8)$$

其中, K_{t-1} 代表初始资本存量,本文以王金田等^[27]估算的 1990 年全国及各省份农业资本存量作为农业资本存量基准; δ_t 代表折旧率,参照吴方卫^[26]、罗浩轩^[7,15]等研究,将农业综合折旧率确定为 5.42%; I_t 代表农业固定资产投资额,参照罗浩轩^[7,15]等研究,采用国家、集体和农户用于农业的固定资本投资加总衡量全社会农业固定资产投资额; P_t 代表固定资产价格指数,取自历年《中国统计年鉴》公布的固定资产价格指数。

3. 测度结果分析

(1) 资本深化系数。从图 2 可以看出,1994 年分税制改革以来,全国及三大区域劳均资本存量持续上升(区域值为区域内各省份平均值,下同),说明中国农业资本深化水平不断提高,尤其是 2006 年农业税全面取消以后,农业资本深化速度明显加快。其中,东部农业资本深化程度明显优于中、西部,而中、西部农业资本深化程度在 2010 年以前几乎保持一致,从 2011 年开始中部农业资本深化程度超越西部。

(2) 资源禀赋系数。从图 3 可以看出,东部资本禀赋系数始终大于 1,而劳动力、土地禀赋系数始终小于 1,说明相对于全国整体而言,东部资本存量比劳动力、土地更为丰裕;从中部来看,2010 年以前土地、劳动力禀赋系数始终大于 1,但 2010 年开始资本禀赋系数超过劳动力禀赋系数,2015 年开始资本禀赋系数超过土地禀赋系数。这说明,相对于全国整体而言,中部农业要素禀赋的比较优势主要表现为土地和劳动力优势,但随着资本存量的提升,资本比较优势越来越明显;从西部来看,劳动力禀赋系数、土地禀赋系数始终大于 1,2001 年西部大开发战略提出后资本禀赋系数开始不断提升,且与劳动力禀赋系数、土地禀赋系数的差距逐渐缩小。整体上而言,东部资本要素比较丰裕,而中、西部劳动力和土地要素更丰裕,但资本要素积累正在不断加快。

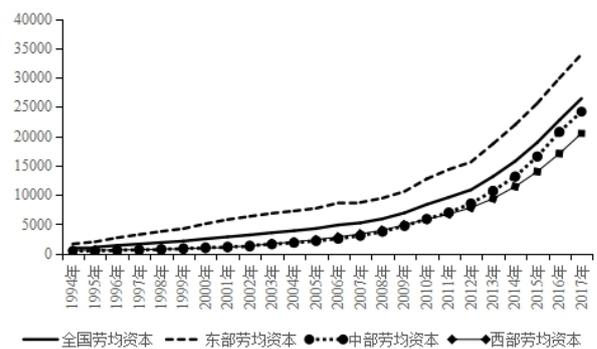


图2 1994—2017年全国及东、中、西部劳均资本存量(元/人)

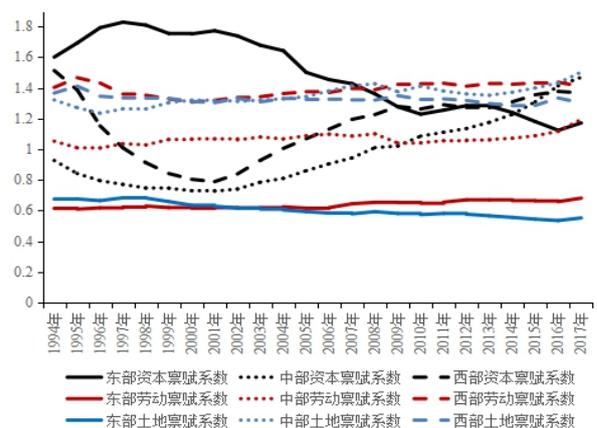


图3 1994—2017年东、中、西部农业资源禀赋系数

(3) 要素结构指数。从图 4 可以看出,各区域要素结构指数与资源禀赋系数的趋势基本一致。东部资本要素结构指数明显高于劳动力、土地要素结构指数,劳动力要素结构指数与土地要素结构指

数基本相当；中部土地要素结构指数优于劳动力要素结构指数，资本要素结构指数不断提升，并从 2010 年开始超越劳动力要素结构指数；从西部来看，初始阶段劳动力要素结构指数与土地要素结构指数基本相当，2001 年以后土地要素结构指数开始缓慢下降，而资本要素结构指数逐渐提升。

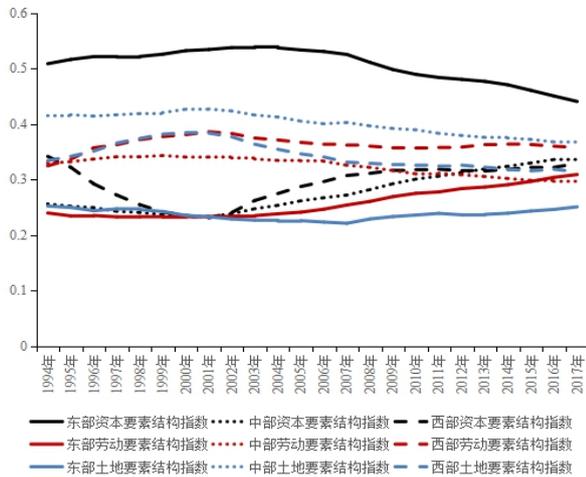


图 4 1994—2017 年东、中、西部农业要素结构指数

(4) 各区域要素结构演变趋势。在图 3 和图 4 中东部资本禀赋系数和要素结构指数均出现下降，与图 2 中东部资本深化程度提高的趋势不一致。本文认为其原因在于，资源禀赋系数和要素结构指数反映的是一个地区某一要素相对于该种要素在全国的比重，因而它的变化趋势反映的是该地区相对于全国整体的变化趋势，不仅与该地区某一要素的自身增长情况有关，还会受到其他地区该要素的增长情况的影响，以及该地区农业增加值相对于全国农业增加值的相对增长率的影响。而资本深化系数反映的是一个地区内部资本存量与劳动力投入量的比例关系。前者是从区域与整体（全国）的相对关系层面进行考察，后者是从区域内部要素之间的相对关系进行考察，本文认为两个不同维度的衡量方式不能简单进行对比。以资本禀赋系数为例，假定各区域劳动力、土地要素、农业产值占全国的比例保持不变，如果东部资本存量保持增长但增长速度慢

于中、西部（即慢于全国平均增速），则会出现东部地区内部资本深化程度提高，但东部地区相对于全国整体的资本禀赋系数下降；再例如，假定各区域劳动力、土地要素保持不变，且资本存量保持同步增长，如果东部农业产值占比提高，则也会出现东部地区内部资本深化程度提高，但相对于全国整体的资本禀赋系数下降。由此可见，资源禀赋系数和要素结构指数能较好地反映各个地区要素禀赋的相对丰裕及其时空状态，但不能很好地反映各区域要素禀赋的时间变化趋势。为此，本文进一步根据各省份初始禀赋状态进行调整，重点关注各区域内要素的绝对增长率及相对增长率，以此考察各区域要素禀赋相对于其初始禀赋状态的时间变化趋势。

从表 1 可以看出，在初始要素禀赋状态下（1994 年），东部资本要素占全国的份额高于劳动力和土地要素，而中、西部地区劳动力和土地要素占全国的份额均高于资本要素。这说明，相对于全国整体而言，东部初始要素禀赋为资本相对丰裕，中、西部初始要素禀赋为劳动力和土地相对丰裕。从各类要素的年均增长率来看，无论是东部，还是中、西部，资本要素都呈现正增长，而劳动力要素都呈现负增长，说明三大区域的资本深化程度相对于初始禀赋状态都在不断提高。从资本-劳动相对增长率来看，东部农业劳动力转移的速度快于中、西部，但中、西部资本要素增速明显快于东部，使得中、西部资本-劳动的相对增长率（0.193、0.172）快于东部（0.150）。从资本-土地相对增长率来看，虽然中、西部土地要素略微呈现正增长，而东部土地要素整体呈现负增长，但中、西部资本-土地的相对增长率（0.177、0.159）要快于东部（0.148）。上述结果说明，虽然初始禀赋状态下东部劳均资本存量和单位土地面积资本存量均要优于中、西部，但中、西部劳均资本深化速度及单位土地面积资本投入量的增长均要快于东部，这与罗浩轩^[7]的研究结果基本一致。

表 1 三大要素初始禀赋状态（1994 年）及其增长率（1994—2017 年）

地区	资本		劳动力		土地		资本-劳动		资本-土地	
	初始 份额/%	年均 增长率	初始 份额/%	年均 增长率	初始 份额/%	年均 增长率	初始 比例	相对 增长率	初始 比例	相对 增长率
东部	4.430	0.134	2.851	-0.016	2.778	-0.014	1 647.146	0.150	2 627.525	0.148
中部	2.997	0.184	4.211	-0.009	4.870	0.007	458.140	0.193	684.076	0.177
西部	2.489	0.167	3.173	-0.005	2.771	0.008	574.953	0.172	1 316.944	0.159

注：初始份额是指初始时期一个地区某种要素占全国该要素总量的比重；初始比例是指初始时期一个地区内部两种要素之间的比值，其中资本-劳动比值的单位为元/人，资本-土地比值的单位为元/公顷。

四、财政分权对农业要素结构影响的实证检验

1. 计量模型

本文构建双向固定效应模型分别考察财政分权对农业资本、劳动力、土地三种要素配置的影响：

$$ESIT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FD_{it} + \alpha_2 Z_{1it} + v_i + \kappa_t + \mu_{it} \quad (9)$$

$$ESIL_{it} = \beta_0 + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 Z_{2it} + v_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$ESIK_{it} = \delta_0 + \delta_1 FD_{it} + \delta_2 Z_{3it} + v_i + \kappa_t + \omega_{it} \quad (11)$$

其中，下标 i 和 t 分别代表省份和年份； $ESIT_{it}$ 、 $ESIL_{it}$ 、 $ESIK_{it}$ 为被解释变量，分别代表第 i 个省份第 t 年的农业土地要素结构指数、劳动力要素结构指数、资本要素结构指数； FD_{it} 为解释变量，代表第 i 个省份第 t 年的财政分权程度，参照乔宝云、周业安、邓可斌等^[29-31]研究采用国际通用的测度方

式，即用各省份人均一般预算支出占全国人均一般预算支出的比重表示； Z_{1it} — Z_{3it} 代表其他控制变量向量，主要包括：经济发展水平（人均 GDP，以 1994 年为基期的不变价格），用以反映各省份整体经济实力；城镇化水平（城镇人口/总人口）、工业化水平（第二产业产值占比），用以反映城镇化和工业化对农业劳动力转移、土地转化及农业投资的影响；机械化水平（农业机械总动力），用以反映农业机械化对劳动力的替代作用；化肥使用量，用以反映化肥等生物技术应用对土地产出效率的影响；财政支农支出，用以反映政府对农业的投资力度；第一产业产值占比，用以反映农业在三次产业中的基础地位和重要性； v_i 和 κ_t 分别代表地区固定效应和时间固定效应，分别用来控制省际层面和时间趋势上不可观测因素的影响； μ_{it} 、 ε_{it} 、 ω_{it} 均代表随机误差项。表 2 报告了各个变量的基本统计特征。

表 2 变量描述性统计特征

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
资本要素结构指数	<i>ESIK</i>	720	0.367	0.156	0.109	0.858
劳动力要素结构指数	<i>ESIL</i>	720	0.314	0.104	0.052	0.564
土地要素结构指数	<i>ESIT</i>	720	0.320	0.105	0.074	0.609
财政分权	<i>FD</i>	720	1.002	0.652	0.325	4.399
人均 GDP(对数)	<i>LnGDP</i>	720	12.765	1.842	6.809	15.674
城镇化水平	<i>Urban</i>	720	0.462	0.168	0.098	0.896
工业化水平	<i>Indus</i>	720	0.441	0.085	0.171	0.590
机械化水平(对数)	<i>LnMachine</i>	720	7.261	1.107	4.069	9.499
化肥使用量(对数)	<i>LnFertilizer</i>	720	4.569	1.227	0.405	6.574
财政支农支出(对数)	<i>LnFinace</i>	720	4.221	1.544	0.641	6.931
第一产业产值占比	<i>Structure</i>	720	0.148	0.083	0.004	0.460

2. 财政分权对农业资本要素结构指数的影响

根据不同阶段财政分权改革的差异，本文将全样本（1994—2017 年）划分为“分税制改革”（1994—2002 年）、“税费改革”（2003—2017 年）两个子阶段，分别考察不同改革阶段财政分权对农业要素结构的影响差异。另外，考虑到东、中、西部之间农业要素结构及财政分权程度的差异，本文在基础模型的基础上，引入财政分权与东、中、西部虚拟变量的交互项，分别考察财政分权对东、中、西部农业要素结构的异质性影响。

从表 3 第 1 列基础模型回归结果来看，财政分权对农业资本要素结构指数的影响在 1% 显著性水平上为正，说明财政分权程度越高，则农业资本要素结构指数越大，越有利于资本积累。从不同改革

阶段来看，第 2、3 列分阶段回归结果显示，无论是“分税制改革”阶段，还是“税费改革”阶段，财政分权均显著促进农业资本要素结构指数提升，但在“税费改革”阶段影响程度约为“分税制改革”阶段的 1.88 倍，这说明随着地方政府分权程度的增强，财政分权对农业资本要素结构指数的促进作用更明显。从不同区域来看，第 4 列以东部为基准的回归结果显示，财政分权对东部农业资本要素结构指数的影响系数为 0.076，财政分权与中、西部地区虚拟变量交互项的回归系数分别为 0.137 和 0.052，均通过 5% 显著性检验，说明财政分权对东部农业资本要素结构指数的正向促进作用显著弱于中部（0.213）、西部（0.128）；第 5 列以西部为基准的回归结果显示，财政分权与中部地区虚拟

变量交互项的回归系数缺乏显著性,说明财政分权对中、西部农业资本要素结构指数的正向促进作用并不存在显著差异。

从其他控制变量来看(表 3 第 1 列),财政支农支出、工业化水平、化肥使用量、农业产值占比均显著促进农业资本要素结构指数提升;而地区经济发展水平、机械化水平均不利于农业资本要素结

构指数提升。其中,工业化水平的影响似乎与预期不一致,理论上而言,工业化水平越高,其更有可能挤占地方政府对农业部门的投资力度。但本文认为,随着中国发展战略由早期的“农业哺育工业”向“工业反哺农业”的转变,工业部门完成原始积累后逐渐开始反哺农业,因而得到工业化反而促进农业资本要素结构指数提升的结果并不意外。

表 3 财政分权对农业资本要素结构指数的回归结果

	1994—2017 年	1994—2002 年	2003—2017 年	东部为基准	西部为基准
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FD</i>	0.090*** (0.012)	0.036* (0.019)	0.066*** (0.016)	0.076*** (0.014)	0.128*** (0.020)
<i>LnFinace</i>	0.036*** (0.008)	0.012 (0.018)	0.038*** (0.008)	0.033*** (0.008)	0.033*** (0.008)
<i>LnGDP</i>	-0.179*** (0.035)	-0.238*** (0.079)	-0.204*** (0.047)	-0.188*** (0.035)	-0.188*** (0.035)
<i>Urban</i>	0.012 (0.028)	0.177*** (0.044)	0.044 (0.066)	0.011 (0.028)	0.011 (0.028)
<i>Indus</i>	0.523*** (0.070)	0.016 (0.199)	0.538*** (0.085)	0.451*** (0.074)	0.451*** (0.074)
<i>LnMachine</i>	-0.045*** (0.013)	-0.052* (0.031)	-0.093*** (0.016)	-0.047*** (0.013)	-0.047*** (0.013)
<i>LnFertilize</i>	0.073*** (0.016)	-0.111*** (0.028)	0.156*** (0.025)	0.079*** (0.016)	0.079*** (0.016)
<i>Structure</i>	0.447*** (0.122)	0.293 (0.199)	0.289 (0.183)	0.443*** (0.122)	0.443*** (0.122)
<i>East</i>					0.703*** (0.064)
<i>Middle</i>				-0.641*** (0.068)	0.061 (0.048)
<i>West</i>				-0.703*** (0.064)	
<i>FD×East</i>					-0.052** (0.023)
<i>FD×Middle</i>				0.137** (0.060)	0.085 (0.053)
<i>FD×West</i>				0.052** (0.023)	
<i>_cons</i>	1.631*** (0.261)	2.813*** (0.617)	2.509*** (0.595)	1.754*** (0.265)	1.051*** (0.246)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-square</i>	0.886	0.960	0.916	0.888	0.888

注:表中括号内为标准误;*、**、***分别代表 10%、5%、1%显著性水平,下同。

3. 财政分权对农业劳动要素结构指数的影响

财政分权对农业劳动要素结构指数的影响结果如表 4 所示。从表 4 第 1 列基础模型回归结果来看,财政分权在 1%显著性水平上对农业劳动力要素结构指数具有负向影响,说明财政分权程度越高,农业劳动力要素结构指数越小,越不利于农业劳动力要素积累。从不同改革阶段来看,第 2、3 列分阶段回归结果来显示,无论是“分税制改革”阶段,还是“税费改革”阶段,财政分权均显著负向影响农业劳动力要素结构指数,且在“税费改革”阶段财政分权对农业劳动力要素结构指数的负向影响程度比“分税制改革”阶段更强。从不同区域来看,第 4 列以东部为基准的回归结果显示,财政分权对东部农业劳动力要素结构指数的影响系数为-0.034,财政分权与中、西部地区虚拟变量交互项的回归系数分别为-0.172 和-0.052,均通过 1%显著性检验,说明财政分权对中部(-0.206)、西部(-0.086)农业劳动力要素结构指数的负向影响显

著强于东部,第 5 列以西部为基准的回归结果显示,财政分权与东、中部地区虚拟变量交互项的回归系数分别为 0.052 和-0.120,说明财政分权对西部农业劳动力要素结构指数的负向影响显著弱于中部,但强于东部。

从其他控制变量来看(表 4 第 1 列),城镇化水平、工业化水平、机械化水平、农业产值占比均显著负向影响农业劳动力要素结构指数。其中,农业产值占比的影响为负的原因可能在于,农业产值占比高的地区大多为经济欠发达的传统农业大省,属于劳动力输出型,外出务工等从事其他非农就业的比例更高。

4. 财政分权对农业土地要素结构指数的影响

从表 5 第 1 列基础模型回归结果来看,财政分权在 1%显著性水平上负向影响农业土地要素结构指数,说明财政分权程度越高,则农业土地要素结构指数越小,越不利于农业土地要素积累。从不同改革阶段来看,第 2、3 列分阶段回归结果显示,

在“分税制改革”阶段财政分权对农业土地要素结构指数的负向影响并不显著,但在“税费改革”阶段非常显著,说明随着地方政府分权程度的增强,财政分权对农业土地要素结构指数提升的负向抑制作用更为明显。从不同区域来看,第4列以东部为基准的回归结果显示,财政分权与中、西部地区虚拟变量交互项的回归系数均缺乏显著性,说明财

政分权对东部农业土地要素结构指数的负向影响与中、西部没有显著差异;第5列以西部为基准的回归结果显示,财政分权与东、中部地区虚拟变量交互项的回归系数同样缺乏统计显著性,再次说明财政分权对西部农业土地要素结构指数的负向影响与东、中部没有显著差异。

表4 财政分权对农业劳动力要素结构指数的回归结果

	1994—2017年 (1)	1994—2002年 (2)	2003—2017年 (3)	东部为基准 (4)	西部为基准 (5)
<i>FD</i>	-0.042 ^{***} (0.008)	-0.026 ^{**} (0.011)	-0.038 ^{***} (0.009)	-0.034 ^{***} (0.008)	-0.086 ^{***} (0.012)
<i>LnFinace</i>	-0.014(0.008)	0.005(0.011)	-0.011 ^{**} (0.005)	-0.006(0.005)	-0.006(0.005)
<i>LnGDP</i>	0.067 ^{***} (0.023)	0.202 ^{***} (0.049)	0.093 ^{***} (0.027)	0.090 ^{***} (0.021)	0.090 ^{***} (0.021)
<i>Urban</i>	-0.035 ^{**} (0.017)	-0.069 ^{***} (0.027)	-0.128 ^{***} (0.038)	-0.031 [*] (0.017)	-0.031 [*] (0.017)
<i>Indus</i>	-0.276 ^{***} (0.047)	-0.011(0.123)	-0.311 ^{***} (0.050)	-0.175 ^{***} (0.044)	-0.175 ^{***} (0.044)
<i>LnMachine</i>	-0.014 [*] (0.008)	0.031(0.020)	-0.020 ^{**} (0.009)	-0.007(0.009)	-0.007(0.009)
<i>LnFertilize</i>	0.007(0.009)	0.064 ^{***} (0.018)	-0.052 ^{**} (0.014)	-0.002(0.009)	-0.002(0.009)
<i>Structure</i>	-0.305 ^{***} (0.077)	-0.061(0.123)	-0.702 ^{***} (0.115)	-0.263 ^{***} (0.072)	-0.263 ^{***} (0.072)
<i>East</i>					-0.220 ^{***} (0.038)
<i>Middle</i>				0.390 ^{***} (0.041)	0.170 ^{***} (0.028)
<i>West</i>				0.220 ^{***} (0.038)	
<i>FD×East</i>					0.052 ^{***} (0.014)
<i>FD×Middle</i>				-0.172 ^{***} (0.035)	-0.120 ^{***} (0.031)
<i>FD×West</i>				-0.052 ^{***} (0.014)	
_cons	-0.058(0.176)	-1.607 ^{***} (0.383)	-0.219(0.192)	-0.313 ^{**} (0.157)	-0.093(0.146)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-square</i>	0.908	0.957	0.944	0.911	0.911

表5 财政分权对农业土地要素结构指数的回归结果

	1994—2017年 (1)	1994—2002年 (2)	2003—2017年 (3)	东部为基准 (4)	西部为基准 (5)
<i>FD</i>	-0.048 ^{***} (0.007)	-0.009(0.008)	-0.028 ^{***} (0.010)	-0.046 ^{***} (0.009)	-0.047 ^{***} (0.013)
<i>LnFinace</i>	-0.013(0.008)	-0.018(0.016)	-0.027 ^{***} (0.005)	-0.014(0.008)	-0.014(0.008)
<i>LnGDP</i>	0.101 ^{***} (0.023)	0.036(0.037)	0.111 ^{***} (0.029)	0.100 ^{***} (0.023)	0.100 ^{***} (0.023)
<i>Urban</i>	-0.032 [*] (0.017)	-0.108 ^{***} (0.020)	-0.084 ^{**} (0.040)	-0.029 [*] (0.017)	-0.029 [*] (0.017)
<i>Indus</i>	-0.307 ^{***} (0.046)	-0.005(0.093)	-0.227 ^{***} (0.052)	-0.321 ^{***} (0.049)	-0.0321 ^{***} (0.049)
<i>LnMachine</i>	0.058 ^{***} (0.008)	0.021(0.015)	0.072 ^{***} (0.010)	0.056 ^{***} (0.008)	0.056 ^{***} (0.008)
<i>LnFertilize</i>	-0.077 ^{***} (0.009)	0.047 ^{***} (0.013)	-0.105 ^{***} (0.015)	-0.075 ^{***} (0.009)	-0.075 ^{***} (0.009)
<i>Structure</i>	-0.219 ^{***} (0.076)	-0.231 ^{**} (0.093)	0.041(0.120)	-0.224 ^{***} (0.077)	-0.224 ^{***} (0.077)
<i>East</i>					-0.486 ^{***} (0.039)
<i>Middle</i>				0.239 ^{***} (0.043)	-0.247 ^{***} (0.032)
<i>West</i>				0.486 ^{***} (0.039)	
<i>FD×East</i>					0.001(0.014)
<i>FD×Middle</i>				0.035(0.036)	0.036(0.032)
<i>FD×West</i>				-0.001(0.014)	
_cons	-0.493 ^{***} (0.174)	-0.206(0.288)	-0.698 ^{***} (0.199)	-0.479 ^{***} (0.180)	0.007(0.171)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-square</i>	0.911	0.980	0.931	0.911	0.911

从其他控制变量来看(表 5 第 1 列),地区经济发展水平、机械化水平显著促进农业土地要素结构指数提升;而城镇化水平、工业化水平、化肥使用量、农业产值占比显著负向影响农业土地要素结构指数提升。其中,农业产值占比的影响为负的原因可能是,农业产值占比高的地区大多为经济欠发达的传统农业大省,其工业化和城镇化建设尤其是产业转型升级的需求比经济发达地区更为迫切,从而对农业用地的挤占效应更强。

5. 财政分权对农业要素结构的影响机制检验

在理论分析部分,本文提出财政分权主要通过两条路径影响农业要素结构:第一条路径是通过促进财政支农支出、工业化和城镇化影响农业部门资本要素积累;第二条路径是通过促进工业化和城镇化间接影响农业部门劳动力和土地要素积累。为

此,本部分在模型(9)—模型(11)的基础上,进一步利用中介效应模型对上述影响机制进行验证(表 6)。在第一步中,不考虑中介变量(即财政支农、城镇化水平、工业化水平)的情况下,财政分权正向影响农业资本要素结构指数、负向影响劳动力和土地要素结构指数;在第二步中,财政分权对财政支农、城镇化、工业化均具有正向影响;在第三步中,引入中介变量后,财政支农支出、工业化对农业资本要素结构指数具有显著正向影响,说明财政分权会通过促进财政支农支出和工业化,推动农业资本积累;而工业化和城镇化对农业劳动力和土地要素结构指数均具有显著负向影响,说明财政分权会通过促进工业化和城镇化,抑制农业劳动力和土地要素积累。

表 6 财政分权对农业要素结构的影响机制检验结果

	第一步			第二步			第三步		
	资本	劳动力	土地	财政支农	城镇化	工业化	资本	劳动力	土地
<i>FD</i>	0.116*** (0.013)	-0.057*** (0.008)	-0.059*** (0.008)	0.337*** (0.045)	0.045** (0.018)	0.035*** (0.007)	0.090*** (0.012)	-0.042*** (0.008)	-0.048*** (0.007)
<i>LnFinace</i>					0.009 (0.019)	-0.029*** (0.007)	0.036*** (0.008)	-0.014 (0.008)	-0.013 (0.008)
<i>Urban</i>				-0.493*** (0.097)		0.074*** (0.014)	0.012 (0.028)	-0.035** (0.017)	-0.032* (0.017)
<i>Indus</i>				-3.379*** (0.210)	0.531*** (0.102)		0.523*** (0.070)	-0.276*** (0.047)	-0.307*** (0.046)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-square</i>	0.877	0.905	0.931	0.991	0.822	0.903	0.886	0.908	0.911

注:其他控制变量与前文保持一致,为了节省篇幅,省略报告。

6. 稳健性检验

本文分别通过替换解释变量和被解释变量的度量方式,以及采用不同的估计方法进行稳健性检验。

(1)稳健性检验 1:用收入分权替换支出分权。财政分权可以按照支出法计算,也可以按照收入法计算,这里采用收入法度量各省财政分权程度,即用各省人均一般公共预算收入与全国人均一般公共预算收入的比例衡量。表 7 中稳健性 1 的回归结果显示,以收入法度量的财政分权显著正向影响农业资本要素结构指数,负向影响农业劳动力和土地要素结构指数,与以支出法度量财政分权得到的估计结果一致。

(2)稳健性检验 2:用资源禀赋系数替换要素结构指数。根据前文对资源禀赋系数的定义,其反

映的一个地区某种要素相对于全国的相对丰裕情况。表 7 中稳健性 2 的回归结果显示,财政分权仍然显著正向影响农业资本禀赋系数,负向影响农业劳动力和土地禀赋系数,进一步验证了前文得到的回归结果。

(3)稳健性检验 3:采用似不相关回归。由于要素结构指数不仅反映了一个地区某种要素的禀赋系数,还反映了同一地区不同要素之间的相互关系,这可能会导致模型(9)—模型(11)之间的随机误差项相关问题。因此,进一步采用似不相关回归进行稳健性检验。表 7 中稳健性 3 的回归结果显示,财政分权对资本、劳动力和土地要素结构指数的影响保持了较好的稳健性。

表7 稳健性检验结果

	资本			劳动力			土地		
	稳健性 1	稳健性 2	稳健性 3	稳健性 1	稳健性 2	稳健性 3	稳健性 1	稳健性 2	稳健性 3
<i>FD</i>	0.094*** (0.015)	1.187*** (0.104)	0.099*** (0.012)	-0.046*** (0.010)	-0.092** (0.038)	-0.047** (0.007)	-0.037*** (0.010)	-0.165*** (0.031)	-0.052*** (0.007)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-square</i>	0.883	0.840	0.887	0.907	0.921	0.907	0.908	0.945	0.911

五、结论与政策启示

上述研究表明：首先，分税制改革以来，中国农业土地、劳动力和资本三大要素中，资本要素占比不断提高，而劳动力和土地要素占比呈现下降趋势，农业资本深化程度不断提高。从区域差异来看，东部农业资本要素相对丰裕，中、西部农业劳动力和土地要素相对丰裕，但资本积累正在不断加快。其次，财政分权显著促进了农业资本深化。一方面财政分权通过促进财政支农支出和工业化推动农业资本积累，另一方面财政分权通过促进工业化和城镇化对农业劳动力、土地要素积累产生了抑制作用，从而驱使农业要素禀赋呈现出明显的资本深化趋势。再次，财政分权对农业要素结构的影响效应存在时空差异。无论是对资本积累的正向促进作用，还是对土地和劳动力要素积累的负向抑制作用，从时间维度看，随着分权化改革的推进，财政分权对农业要素结构的影响作用在增强；从空间维度看，财政分权对中、西部农业要素结构的影响作用整体上强于东部。

基于上述结论，本文得到的政策启示为：第一，虽然工业化和城镇化是推动中国农业要素结构演变的重要因素，但其背后驱动工业化和城镇化的财政分权体制改革对农业资本深化具有深刻的影响；第二，资本对传统要素的替代和渗透作用在不断深化，意味着现阶段中国农业经济增长仍然在很大程度上依赖于投资驱动。虽然资本深化是体现要素结构升级和农业现代化的重要指标，但要警惕过早过度资本深化对劳资关系所带来的负面效应。从长远来看，过度依靠投资驱动具有不可持续性，需要加快从要素驱动、投资驱动转向创新驱动。

注释：

① 本文的农户固定资产投资主要指生产性固定资产投资。统计年鉴中1996—2000年农户固定资产投资没有细分为建房投资和生产性固定资产投资，为此首先用全国农户固定资产投资总额减去建房投资额得到生产性固定资产投资额；然后，用全国农户生产性固定资产投资额占固

定资产投资总额的比重乘以各地区农户固定资产投资总额得到各地区农户生产性固定资产投资额。

- ② 需要说明的是，虽然本文原则上以1994—2012年各省份农业从业人员数量外推各省份2013—2017年农业从业人员数量，但具体到不同省份时根据模型最优拟合度来选择样本区间。
- ③ 本文选择王金田等的测算数据为基准的理由如下：第一，王金田等估算的全国农业资本存量与吴方卫的估计值较为接近。例如，王金田等估算1980年全国初始农业资本存量为1112.19亿元，吴方卫估算的1980年全国初始农业资本存量为1177亿元；第二，按照Young的观点，王金田等以1980年为基期，到2017年，经过37年折旧，初始资本存量已经基本消耗殆尽，因而初始资本存量的选取对估算结果不会造成明显偏差；第三，王金田等提供了省际层面的农业资本存量估算结果，而其他研究只提供了全国层面的估算结果。
- ④ 由于统计年鉴中没有公布1981—2000年各省份的国家、集体、农户三类固定资产投资中用于农业的固定资产投资额，本文利用全国的三类农业固定资产投资分别占全国的比重乘以各省份的三类固定资产投资额得到各省份的三类农业固定资产投资额。

参考文献：

- [1] 辛翔飞, 刘晓昀. 要素禀赋及农业劳动生产率的地域差异[J]. 世界经济文汇, 2007(5): 5-22.
- [2] HICKS J R. Marginal productivity and the principle of variation[J]. *Economica*, 1932(35): 79-88.
- [3] AHMAD S. On the theory of induced invention[J]. *The Economic Journal*, 1966, 76(302): 344-357.
- [4] HAYAMI Yujiro, RUTTAN Vernon W. Agricultural productivity differences among countries[J]. *American Economic Review*, 1970, 60(5): 895-911.
- [5] 林毅夫. 再论制度、技术与中国农业发展[M]. 北京: 北京大学出版社, 2000.
- [6] 徐朝阳, 林毅夫. 发展战略与经济增长[J]. *中国社会科学*, 2010(3): 95-109, 223.
- [7] 罗浩轩. 中国区域农业要素禀赋结构变迁的逻辑和趋势分析[J]. *中国农村经济*, 2017(3): 48-61.
- [8] 吴丽丽, 李谷成, 周晓时. 要素禀赋变化与中国农业增长路径选择[J]. *中国人口资源与环境*, 2015, 25(8): 144-152.
- [9] 魏金义, 祁春节. 中国农业要素禀赋结构的时空异质性分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(7): 97-104.
- [10] 应瑞瑶, 郑旭媛. 资源禀赋、要素替代与农业生产经营方式转型——以苏、浙粮食生产为例[J]. *农业经济问题*, 2013(12): 17-26, 112.

- [11] 尹朝静,付明辉,李谷成.技术进步偏向、要素配置偏向与农业全要素生产率增长[J].华中科技大学学报(社会科学版),2018(5):50-59.
- [12] 王军,杨秀云.改革开放以来中国农业全要素生产率的动态演进及收敛性分析[J].统计与信息论坛,2019,34(11):59-66.
- [13] 吴方卫.中国农业的增长源泉分析[J].中国软科学,2000(1):48-52.
- [14] 吴玉鸣.中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量经济模型的实证[J].中国农村经济,2010(6):25-37.
- [15] 罗浩轩.中国农业资本深化对农业经济影响的实证研究[J].农业经济问题,2013(9):4-14.
- [16] 王林辉,赵景,李金城.劳动收入份额“U形”演变规律的新解释:要素禀赋结构与技术进步方向的视角[J].财经研究,2015(10):17-30.
- [17] 景普秋,张向阳.中国工业化与城镇化进程中农村劳动力转移的计量研究[J].人口与经济,2005(1):1-4.
- [18] 傅勇,张晏.中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J].管理世界,2007(3):4-12.
- [19] 王永钦,丁菊红.公共部门内部的激励机制:一个文献述评——兼论中国分权式改革的动力机制和代价[J].世界经济文汇,2007(1):85-100.
- [20] 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(7):37-51.
- [21] 温涛,董文杰.财政金融支农政策的总体效应与时空差异——基于中国省际面板数据的研究[J].农业技术经济,2011(1):24-33.
- [22] 马光荣,杨恩艳.中国式分权、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J].制度经济学研究,2010(1):10-24.
- [23] 李雪松.中国式分权、标尺竞争与财政农业支出——基于动态面板数据模型的系统 GMM 实证[J].重庆大学学报(社会科学版),2013,19(4):38-43.
- [24] 曾福生,李飞.农业基础设施对粮食生产的成本节约效应估算——基于似无相关回归方法[J].中国农村经济,2015(6):6-14.
- [25] 赵丙奇,李玉举.30个省市经济增长的资源禀赋状况研究[J].财经科学,2006(2):105-112.
- [26] 吴方卫.我国农业资本存量的估计[J].农业技术经济,1999(6):34-38.
- [27] 王金田,王学真,高峰.全国及分省份农业资本存量 K 的估算[J].农业技术经济,2007(4):66-72.
- [28] 赵洪斌.改革开放以来中国农业技术进步率演进的研究[J].财经研究,2004(12):92-101.
- [29] 乔宝云,范剑勇,冯兴元.中国的财政分权与小学义务教育[J].中国社会科学,2005(6):37-46.
- [30] 周业安,章泉.财政分权、经济增长和波动[J].管理世界,2008(3):6-15.
- [31] 邓可斌,丁菊红.转型中的分权与公共品供给:基于中国经验的实证研究[J].财经研究,2009,35(3):80-90.

责任编辑:李东辉

(上接第7页)

城市工商资本、虚拟经济主体等下乡助推农业现代化发展。探索“龙头企业+合作社+农户”模式,采取灵活的土地、人力、资金、技术等方式合作入股,建立有效率的多主体联结机制,实现“大企业牵手小农户”,形成利益共享、风险共担的命运共同体。

(六)加大政府支持力度,促进服务社会化

日本、韩国和我国台湾地区政府对农村农业发展政策的不断调整,较好地解决了工农业、城乡之间统筹发展的难题。政府政策在扶持农业现代化的同时,也解决了城乡收入差距扩大的难题。日韩和我国台湾地区农业支持政策种类复杂,总体对农业发展保护和干预较多,社会性质与土地制度也有所差别,所以湖南省对三地政策的借鉴不可简单吸取或者生搬硬套。一是实现政府支农资金多元化、精准化,完善农业金融和保险体系。要继续扩大农业保险的覆盖广度、深度,提升保险公司承保的责任范围,推出更多的创新性产品,进一步强化风险保障功能。二是促进“引”“留”人才双向发力。破除人才瓶颈制约,不断提高乡村人力资本质量,通

过制度保障和优惠政策把有志为之土快速地“引进来”、长久地“留下来”,掀起新时代“上山下山”新热潮,打造湖南农业现代化高级“绿领”。

参考文献:

- [1] 柳建平,张永丽.发达国家发展现代农业的经验与启示[J].经济纵横,2007(10):89-92.
- [2] 黄庆华,姜松,吴卫红,等.发达国家农业现代化模式选择对重庆的启示[J].农业经济问题,2013(4):102-109.
- [3] 邓汉慧,邓璇.发达国家农业现代化经验对我国农业发展的启示[J].农业经济问题,2007(9):106-109.
- [4] 李丹,王国刚,薛贵霞.韩国农业经营主体的变迁及启示[J].农业展望,2019(5):36-41.
- [5] 程承坪,谢雪珂.日本和韩国发展第六产业的主要做法及启示[J].经济纵横,2016(8):114-118.
- [6] 杨正位.台湾农会的成功经验与启示[J].中国延安干部学院学报,2012(5):94-109.
- [7] 强百发.中韩有机农业的发展比较与借鉴[J].科技管理研究,2009(8):97-99.

责任编辑:李东辉