

农村土地确权强度对农业生产效率的影响研究 ——基于 30 省份“第二轮农地确权”数据的实证分析

钟成林^a, 周 峰^a, 邓 新^b

(江西师范大学 a. 财政金融学院; b. 商学院 江西 南昌 330022)

摘要: 为分析农村土地确权强度对农业生产效率的影响, 利用我国 30 个省份“第二轮(2010 – 2015 年) 农地确权”相关数据, 采用超效率 DEA 模型对各省份的农业生产效率进行了综合测算, 并运用面板回归模型对农村土地确权强度影响农业生产效率的作用机理进行了实证检验, 研究结果表明: 2010 – 2015 年, 我国农业生产效率均值相对较低, 仅为 0.765, 年际波动大, 动态变化趋势呈“N”形, 区域差异明显, 空间分布呈塌陷式特征; 农村土地确权强度的提升有效地促进了农业生产效率的增长, 确权强度每提高 1 个百分点, 将可有效促进农业生产效率增长 0.096 个百分点。这主要是由于农村土地确权强度的提升强化了农户对所确认的农村土地产权的稳定性预期, 提升了农地长期投资的收益水平, 激发了农户的长期投资热情, 诱发了更多的农业投资, 推动了农业生产技术进步及农业生产经营方式的现代化转型所致。与此相反, 受农村土地产权交易市场建设滞后的掣肘, 农村土地确权强度的提升加剧了农业生产经营规模扩张对农业生产效率的抑制作用。此外, 农村土地确权强度对农业生产效率影响的区际差异明显, 与中西部地区相比, 东部地区的边际促进作用要高 21%。

关键词: 农村土地确权强度; 农业生产效率; 农业投资; 农业生产经营规模; 超效率 DEA 模型; 面板回归模型

中图分类号: F323.3; F325.27 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 – 0098(2019)03 – 0003 – 12

随着城镇化进程的持续快速推进, 城市建设用地规模不断扩张, 耕地数量锐减, 质量日益下滑, 2000 年我国耕地面积总量尚且还有 19.5 亿亩, 但到了 2013 年这一数值已骤降至 18.3 亿亩, 年均降幅高达 0.5%, 严重威胁着我国的粮食安全和农产品供给能力的持续增长。与此同时, 随着人口政策的不断调整 and 经济发展水平的不断提升, 城乡经济社会发展对农产品的需求也日益增长, 若不采取相应的救济措施, 我国将在不远的未来面临严峻的农产品供应危机。在此背景下, 如何提高农业生产效率, 提升农产品供给能力就是有效缓解我国农产品供给危机的有效手段。

一、文献回顾

目前国内外对农业生产效率及其与农村土地确权之间关系的研究主要集中在如下三个方面: 一是, 农业生产效率的测算及时空特征的归纳总结。如王阳(2016)^[1]等人采用基于产出异质性的 SFA 法对四川省各地级市的农业生产效率进行了综合测算, 陈新华(2016)^[2]、Mekonnen(2015)^[3]、Burja(2016)^[4]和 Toma(2017)^[5]等人分别采用传统 DEA 法对广东省 21 个市、80 多个发展中国家、罗马尼亚和欧盟等国家和地区

收稿日期: 2018 – 08 – 01

基金项目: 国家社会科学基金项目“供给侧结构性改革背景下长江经济带市场化生态补偿机制的培育研究”(18CJL024); 江西省社会科学规划青年博士基金项目“碳排放视角下土地生态利用分配制度对城市建设用地生态效率的影响研究: 以鄱阳湖城市群为例”(17BJL09)

作者简介: 钟成林(1988 –), 男, 江西万载人, 博士, 讲师, 研究方向为农村经济。

的农业生产效率进行了综合测算,焦源(2013)^[6]、刘子飞(2015)^[7]和贺志亮(2016)^[8]等人采用三阶段 DEA 模型分别对山东省 17 个地级市、陕西省 26 个县以及我国各省份的农业生产效率进行了综合测算,Mugera (2014)^[9]等人则采用 Bootstrap-DEA 法对非洲各国家的农业生产效率进行了综合测算,陈红(2017)^[10]和李博(2016)^[11]等人采用 SMB 法,分别对我国粮食主产区和全国 31 个省份的农业生产效率进行了综合测算,宁爱凤(2013)^[12]等人基于粮食的社会功能视角,采用 Malmquist 指数法对浙江省 11 个地级市农业生产效率进行了综合测算,钱丽(2013)^[13]等人则基于碳排放约束视角,采用超效率 DEA 模型和两阶段 DEA 模型对我国 30 个省份的农业生产效率进行了综合测算。

二是,传统因素对农业生产效率的影响研究。土地规模的扩张有利于促进农业生产效率的增长,而土地细碎化严重抑制了农业生产的现代化转型,抑制了农业生产效率的增长(李后建,2013^[14];卢华,2015^[15];王嫚嫚,2017^[16];胡逸文,2016^[17])。与此同时,土地交易流转也是影响农业生产效率的关键,土地流转不仅有利于改善土地资源的配置结构,提高土地资源的配置效率(杨皓天,2016^[18];岳佳坤,2017)^[19],而且还可刺激农业生产规模的扩张,刺激农用机械等现代农业生产要素的采用,加快农业生产经营方式的现代化转型,促进农业生产效率的增长(陈海磊,2015)^[20]。此外,与工业组织一样,农业组织也是农业生产的重要生产要素,不同的农业生产组织方式,其对农业生产效率的影响存在显著的差别,如陈清明(2016)^[21]和刘静(2017)^[22]等人的研究指出,农业产业化龙头企业和家庭农产的效率相对更高,但袁斌(2015)^[23]等人的研究则指出,农业产业化龙头企业的组织优越性并不稳定,朱继东(2017)^[24]进一步指出,对农业生产效率的影响因作物的品种而异。最后,农业劳动力作为农业生产过程中最活跃的因素,其结构和数量的变迁将对农业生产效率产生重要影响,伴随着城镇化进程的持续快速推进,农业劳动力大量外迁,整体质量下滑,严重抑制了农业生产效率的提升(聂正彦,2016)^[25],但朱会义(2013)^[26]等人对新疆的研究却得到了相反结论。

三是,农村土地确权制度对农业生产效率的影响研究。科斯第一定理表明,产权是交易的基础,农地利用领域也概莫能外,现有研究表明,农村土地确权有利于稳定土地契约关系,减少土地交易纠纷(张浩博,2013^[27];杨庆芳等,2015^[28]),激发农户的土地流转意愿,刺激土地交易流转(丁玲,2017^[29];郭晨阳,2018^[30]),推动土地信托等市场化土地交易平台的发展,降低土地交易成本,提高土地交易效率,刺激农业生产经营规模扩张,推动农工业生产经营方式的现代化转型,促进农业生产效率的增长(刘禹宏,2015^[31]; Deininger and Klaus, 2018)^[32]。

国内外学者围绕农业生产效率的测算、传统因素对农业生产效率的影响以及农村土地确权制度对农业生产效率的影响三个方面开展了大量研究,取得了丰硕的成果,具有重要的理论和现实意义,但与此同时也存在如下一些不足:一是,对农业生产效率影响因素的研究主要集中在传统因素领域,从农村土地确权制度出发的研究较少,但按照诺斯的观点,制度才是决定长期经济运行绩效的关键,因此很有必要将制度因素纳入农业生产效率的分析框架;二是,虽然有少部分学者探讨了农村土地确权对农业生产效率的影响,但他们大多集中在正式制度领域,很少有人从确权强度这一非正式制度视角出发,分析农村土地承包经营权确权登记颁证制度的执行强度对农业生产效率的影响,但按照诺斯的观点,非正式制度与正式制度一样是制度的三大构成要之一,二者相互转化、相互制约。在农村土地确权的正式制度缺失的情况下,农村土地确权的非正式制度安排在农村土地确权制度体系中的作用不言而喻;三是,在为数不多的探讨农村土地确权制度对农业生产效率影响的研究当中,大多仅停留在实证层面,很少有人解析具体的影响机理。

鉴于此,本文拟从非正式制度视角出发,着重考察农村土地确权执行强度这一典型的农村土地确权非正式制度对农业生产效率的影响,详细分析农村土地确权执行强度影响农业生产效率的作用机理,并综合采用超效率 DEA 模型和面板回归计量模型对其进行实证检验,提出针对性较强的对策建议。

二、农业生产效率的测算

(一) 农业生产效率测算方法的比选

由于传统 DEA 模型具有无需人为实现假定生产函数形式,对量纲不敏感,各变量的权重由模型内生决定,适用于多投入和多产出情形等诸多优点而广受青睐,但传统 DEA 模型的效率测定结果的最大值为 1,不

仅无法进一步区分同为 DEA 有效的相似决策单元的相对效率大小,进而给效率评价带来一定的困难,而且还极大地限制了计量模型的选择范围,只能选择 Tobit 等受限因变量模型,这极大地降低了模型参数的估计精度,亟需采用一定的方法对其进行改进。超效率 DEA 模型正是在这样的背景下应运而生。

超效率 DEA 模型不仅承袭了传统 DEA 模型的全部优点,而且还有效克服了传统 DEA 模型效率测定结果最大值为 1 的内在缺陷,这极大地扩展了计量模型的选择范围,提高了模型参数的估计精度,提高了模型估计结果的可靠性,有鉴于此,本文选用了超效率 DEA 模型来对我国各地的农业生产效率进行综合测定。

(二) 超效率 DEA 模型简介

超效率 DEA 模型是一种优良的非参数生产效率测算方法,该方法最先由 Farrell 提出,其计算过程主要分为如下两步:第一步,将所有 DMU 纳入评估系统,采用传统 DEA 模型分别计算其 DEA 相对效率值;第二步,将待评估的 DMU_i 从现有的投入产出系统中剔除,并用其余 DMU 投入产出的线性组合来表示,求解在此条件下能使得 DMU_i 仍为 DEA 有效的投入要素径向扩张量,该径向扩张量就是农业生产的超效率值。

对于一个拥有 n 个 DMU, r 种投入, s 中产出的农业生产系统而言,用于评估 DMU_i 超效率值的线性规划模型用公式可表示为:

$$\text{Min } \theta + \varepsilon(Ns^+ + Ms^-)$$

$$\begin{cases} \sum_{j=1, j \neq i}^n \lambda X_j + s^+ = \theta X_i \\ \sum_{j=1, j \neq i}^n \lambda Y_j - s^- = Y_i \\ \sum_{j=1, j \neq i}^n \lambda = 1 \\ s^- > 0, s^+ > 0 \end{cases}$$

其中 θ 就是 DMU_i 的超效率值, s^+ 和 s^- 分别表示投入要素的冗余量和产出的不足量, $\sum_{j=1, j \neq i}^n$ 表示规模报酬可变, N 为 $1 \times r$ 维单位向量, M 为 $1 \times s$ 维单位向量。若第一阶段计算出来的 DEA 值为 1, 且 $S^+ = 0$, $S^- = 0$, 则 θ 将大于 1; 若第一阶段计算出来的 DEA 值等于 1, 但 S^+ 和 S^- 至少有一个不为零, 则 DMU_i 的超效率值 θ 仍为 1; 若第一阶段计算出来的 DEA 值小于 1, 则其超效率值与 DEA 值相等, 仍小于 1。

(三) 投入产出的界定

超效率 DEA 法使用前提条件是要对投入产出进行清晰合理的界定,借鉴新古典经济增长理论对投入产出要素的界定方法,本文将农业 GDP 界定为产出,将土地、劳动和资本界定为投入,与此同时,结合农业生产的实际状况,将化肥、农药和农用薄膜使用量界定为投入。

农业 GDP 直接用第一产业增加值来衡量,土地用农作物总播种面积来量度,劳动用第一产业从业人员来表示,资本用农业固定资产来考察。

由于统计年鉴中给出的是历年新增的固定资产投资数据,而不是固定资本存量,因此很有必要采用一定的方法对其进行估计,本文采用了如下估计方法:

首先,假定农业固定资本服从如下累计迭代模式:

$$K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1} \quad (6)$$

其中 K_t 和 K_{t-1} 分别表示第 t 和 $t-1$ 年的固定资本存量, I_t 为第 t 年的新增固定资产投资, δ 为折旧率。

然后,假定在较长的时间内,农业固定资本存量和新增固定资产的增长率相等,即

$$\sqrt[t-1]{\frac{K_t}{K_1}} = \sqrt[t-1]{\frac{I_t}{I_1}} = g \quad (7)$$

最后,将 g 代入式(6)并令 $t=1$ 可得,

$$K_0 = \frac{I_1}{g + \delta} \quad (8)$$

将 K_0 代入式 (6) 进行累积迭代并取 $\delta = 10\%$ 便可得到历年的农业固定资本存量数据。

第一产业从业人员、农作物总播种面积、农业固定资产投资、化肥、农药、农用薄膜和农用机械总动力数据均来源于《中国农村统计年鉴》,第一产业总产值数据来源于 EPS 系统《中国宏观经济数据库》。

历年新增固定资产投资数据用固定资产平减指数进行平减处理,已统一调整以 2000 年为基准的可比价格水平,第一产业增加值用 GDP 平减指数进行平减处理,已统一调整以 2000 年为基准的可比价格水平。

(四) 农业生产效率测算结果

利用我国 2010–2015 年 30 个省份(西藏自治区固定资产投资数据缺失,故将其略去)相关数据,采用超效率 DEA 模型,运用 Maxdea1.0 软件,对其农业生产效率进行了综合测算,具体如表 1 所示:

表 1 2010–2015 年我国 30 省份农业生产超效率值测算结果

大区	省份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	均值
东部	辽宁	0.575	0.684	0.751	0.736	0.697	0.697	0.688
	河北	0.633	0.681	0.705	0.740	0.701	0.693	0.692
	天津	0.780	0.780	0.797	0.817	0.851	0.943	0.826
	山东	0.694	0.805	0.881	1.000	0.943	0.943	0.871
	北京	0.765	0.778	0.888	0.917	0.967	1.134	0.900
	重庆	0.752	0.865	0.937	0.978	0.964	0.988	0.910
	浙江	0.880	0.962	0.960	1.010	0.994	1.063	0.976
	江苏	0.798	0.922	0.982	1.022	0.949	1.354	0.991
	福建	0.895	0.989	0.993	1.026	0.994	1.063	0.992
	海南	1.001	1.070	0.905	0.991	1.015	1.011	0.998
中部	广东	0.926	0.992	0.990	1.017	0.995	1.125	1.006
	上海	1.016	1.037	0.997	1.062	1.011	1.123	1.040
	黑龙江	0.377	0.435	0.477	0.530	0.511	0.497	0.468
	山西	0.511	0.518	0.496	0.509	0.481	0.469	0.497
	吉林	0.542	0.579	0.576	0.576	0.511	0.486	0.544
	安徽	0.561	0.619	0.623	0.622	0.581	0.557	0.593
	河南	0.582	0.591	0.617	0.627	0.611	0.588	0.602
	江西	0.590	0.633	0.648	0.676	0.653	0.656	0.642
	湖北	0.649	0.798	0.818	0.830	0.800	0.762	0.774
	湖南	0.732	0.839	0.872	0.872	0.840	0.850	0.833
西部	甘肃	0.387	0.430	0.470	0.507	0.495	0.499	0.462
	云南	0.484	0.554	0.557	0.587	0.562	0.533	0.545
	内蒙古	0.586	0.647	0.604	0.592	0.571	0.522	0.586
	宁夏	0.695	0.694	0.693	0.705	0.726	0.720	0.705
	新疆	0.859	0.789	0.810	0.777	0.620	0.623	0.740
	贵州	0.708	0.722	0.760	0.806	0.894	1.318	0.847
	广西	0.849	0.915	0.872	0.871	0.820	0.805	0.855
	陕西	0.876	0.971	0.975	1.038	0.988	0.945	0.964
	四川	0.881	0.978	1.036	1.013	0.998	1.014	0.985
	青海	1.712	1.085	1.099	1.052	1.051	1.031	1.151
全国均值		0.709	0.755	0.771	0.794	0.769	0.794	0.765
东部均值		0.781	0.857	0.885	0.925	0.908	0.984	0.888
中部均值		0.583	0.630	0.639	0.660	0.626	0.616	0.625
西部均指		0.743	0.759	0.771	0.780	0.755	0.769	0.763

从全国的农业生产效率来看,2010–2015 年间我国农业生产效率相对较高,为 0.765;从年度变化状况来看,农业生产效率先是增加,到 2013 年达到顶峰,此后再下降,最后再上升,其变化趋势大体类似于一个“N”形。

从分区的情况来看,东中西部地区农业生产效率的差异较大,其中东部地区的最高,为0.984,西部地区次之,为0.769,中部地区的最低,其空间分布特征大体类似于一个“V”形状,东中西部地区经济梯度线性递减的特征存在一定的差异,这或许是由于西部地区的经济发达,技术水平较高,对农业生产的渗透能力较强,农业与非农产业的产业技术融合程度较深,有效促进了农业生产技术水平的提升,推动了东部地区农业生产效率的增长。中西部地区由于经济相对欠发达,其技术水平相对较低,可供渗透生产技术势能响度较弱,进而导致农业生产的技术水平相对较低,最终导致农业生产效率相对更低。从中西部地区的内部来看,受城镇化的影响,中西部地区的农业劳动力特别是青壮年农业劳动力大量迁出,这严重恶化了农业劳动力的结构,降低了农业劳动力的质量,抑制了农业劳动力的增长,但由于西部地区的交通条件较为落后,历史文化特性也决定了其思想较为保守,这就使得西部地区的农业劳动力迁出较少,对农业生产系统的负向冲击较轻,农业生产效率也就相对于中部地区更高。

从各省的情况来看,青海省的农业生产效率最高,为1.151,这与预期存在一定的差异,通过观察其投入产出结构可以发现,这主要是由于青海省的农药和农用薄膜的投入量极少,远不及产出的相对水平所致。具体而言,在考察期内,青海省的产出水平约为全国平均水平的39.6%,资本、劳动、土地、农用机械和化肥的投入量却高达全国平均水平的37.1%、61.6%、75.7%、68.6%和47.5%,分别相当于农业产出的0.935、1.556、1.912、1.732和1.200倍。与此相反,农药和农用薄膜投入仅相当于全国平均水平的1.177%和1.950%,仅相当于农业产出的0.030和0.049倍。青海省之所以会表现出传统农业生产要素密集使用的生产技术的特征,主要是受我国主体功能区区划的影响。根据我国对主体功能区的划分,青海省属于生态功能区和重要的水源保护地,在该目标的趋势之下,青海省的农业生产活动受到了严重的制约,传统的农业生产功能遭到了严重制约,而生态功能开始被摆在突出的位置,为了配合当地的生态环境保护工作,履行生态功能区和水源保护地的历史使命,青海省加快了农业生产技术的转型步伐,减少了农药和农用薄膜等生态环境功能和饮用水水质具有重要影响的非环境友好型现代农业生产要素的使用,这极大地推动了青海省的农业技术创新,促进了其农业生产效率的持续增长。

三、农村土地确权执行强度对农业生产效率影响的实证分析

(一) 模型设定

为实证检验农村土地确权执行强度对农业生产效率的影响,分别设立了如下计量模型:

$$\text{模型 1: } tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Zxqd + \alpha_2 \ln X_{it} + \xi_{it}$$

$$\text{模型 2: } tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Zxqd * \ln Invest + \alpha_2 \ln X_{it} + \xi_{it}$$

$$\text{模型 3: } tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Zxqd * \ln Scale + \alpha_2 \ln X_{it} + \xi_{it}$$

$$\text{模型 4: } tfp_{it} = \alpha_0 + \sigma_1 \ln zxqd_{it} * DMU1_i + \sigma_2 \ln Zxqd_{it} * DMU2_i + \alpha_2 \ln X_{it} + \xi_{it}$$

其中,模型1主要用于从总体上考察农村土地确权强度对农业生产效率是否有影响。

模型2和模型3则用于检验农村土地确权执行强度的提升是否会通过刺激农业生产规模和农业投资的增长两个渠道来促进影响农业生产效率的增长。

模型4则主要用于考察农村土地确权执行强度对农业生产效率的影响的区际差异。

(二) 变量说明

被解释变量: tfp 表示农业生产效率,直接采用农业生产效率测算部分的测算结果。

核心变量: $Zxqd$ 表示农村土地确权执行强度,直接用各省份农村土地确权工作方案中实际确权件数与应该确权件数之比来表示,该比值越大,说明农村土地确权工作的执行强度越高。

$Scale$ 表示农业生产经营规模。土地是制约农业生产规模扩张最关键的因素之一,土地面积的多寡在很大程度上反应了一个农业生产系统的经营规模,故本文选用人均播种面积来作为农业生产经营规模的一个量度,即 $Scale = \text{农作物总播种面积} / \text{第一产业从业人员}$ 。

$Invest$ 表示农业投资,农业机械是现代农业投资的主要领域,是农业现代化的重要组成部分和具体体现,农业机械投资越多,农业生产的现代化程度及生产的技术水平也就越强,生产效率也就越高。与此同时,从

跨区域纵向比较而言,人均农业机械拥有量更好地反映了一个地区的农业投资水平,故本文直接用人均农用机械配备量来作为农业投资的一个量度。

$\ln Zxqd * \ln Scale$ 和 $\ln Zxqd * \ln Invset$ 分别表示农业生产经营规模及农业投资与农村土地确权强度的交互项。设置交互项的目的在于探寻农村土地确权强度影响农业生产效率的作用机理,即农村土地确权强度的提升是否会通过刺激农业投资和促进农村土地流转进行农业生产规模扩张的方式来影响农业生产效率。

$DMU1$ 和 $DMU2$ 分别为东部地区和中地区虚拟变量,二者的取值规则如下: $DMU1 = \begin{cases} 1 & \text{若 } i \text{ 属于东部地区} \\ 0 & \text{若 } i \text{ 属于非东部地区} \end{cases}$, $DMU2 = \begin{cases} 1 & \text{若 } i \text{ 属省属于中部地区} \\ 0 & \text{若 } i \text{ 属于非中部地区} \end{cases}$ 。

$\ln zxqd * DMU1$ 和 $\ln zxqd * DMU2$ 分别表示东部地区虚拟变量、中部地区虚拟变量与农村土地确权强度的交互项,该交互项的设置主要用于对比东部和中部地区农村土地确权强度对农业生产效率的影响是否与参照区域(西部地区)存在显著差别,若交互项的系数高度显著,则说明东部和中部地区农村土地确权强度对农业生产效率的影响与西部地区存在显著差别。

控制变量 $X(\ln K \ln L \ln Social \ln Czl \ln Ind \ln Income \ln RD)$ 为一组控制变量,各变量的内涵及其衡量方法如下:

K 为固定资本,直接用效率测算部分的估计结果; L 为农业劳动力,用第一产业从业人员来表示; $Social$ 表示农业生产的社会化程度,用农业生产的中间消耗占农业总产值的比重来表示,该比值越大,说明农业生产的社会化程度越高,专业性越强,农业劳动者的生产技能越高,农业生产效率也就越高,因此可以预计, $Social$ 变量的系数估计结果为正。 Czl 表示成灾率,表示的是农业自然灾害的严重程度,直接用农作物的受灾面积与农作物总播种面积之比来表示,该比值越大,说明自然灾害越严重,对农业生产系统的负向冲击越大,对农业产出及农业生产效率提升的抑制作用也将越强,故初步预计, Czl 变量的系数估计结果为负。 Ind 为产业结构,用第二产业产值占比来表示,该比值越大,说明工业化程度越高,对农业劳动力的吸纳能力越强,农业劳动力的转移速度也将越快,这将恶化农业劳动力的结构,降低农业劳动力的整体质量和农业劳动力边际效率的增长,抑制农业生产效率的有效提升。

$Income$ 为收入结构,用农户的经营性收入占总收入的比值来表示,从收入结构的形成机制来看,较高的农业经营性收入既可能是“自我选择”的结果,也可能是“被动选择”结果(其中“自我选择”是指农户在可以选择其他行业的情况下仍然选择了农业生产,之所以会出现这种状况,主要是农户在农业生产领域具有比较优势,从事农业生产比非农产业能给你带来更大的收益,两相比较之下,农户将农业作为自己的主业,将农业收入作为自己的主要收入来源,“被动选择”是指农户因自身条件不佳,如年龄偏大、文化程度偏低、健康状况欠佳、社会融入能力偏弱等因素而不得不将农业作为自己的主业,将农业生产作为自己的主要收入来源)。若农户现有的收入结构是农户“被动选择”的结果,则随着农业经营性收入占比的提升,农业劳动力的整体质量将不断降低,农业劳动力的边际效率也将不断下降,农业生产效率也将不断下滑,即“被动选择”型农业经营性收入占比的提升将严重抑制农业生产效率的增长;与此相反,若现有的农业收入结构是农户“主动选择”的结构,则随着农户经营性收入占比的不断提升,农业劳动力的质量也将不断提高,农业劳动力的边际效率也将随之增长,农业生产效率也将不断提升,即“主动选择”型农业经营性收入占比的提升有利于促进农业生产效率的增长。

RD 为研发资本,由于《中国科技统计年鉴》中给出的并不是研发资本存量数据而是新增研发投入数据,故需要采用一定的方法对其进行估计,借鉴固定资本存量的估计方法,对其进行了估计,但与固定资本存量估计不同的是,研发资本价格平减指数的构造具有一定的特殊性。从研发资本的形成过程来看,研发投入部分用于购买研发用的科研仪器设备,部分用于支付研发人员的劳务费,故研发投入兼具资本品和投资品的特性,在构造研发投入价格平减指数时需要充分考虑到研发资本形成的特殊性,将消费价格指数固定资产投资价格指数同时纳入指标构造系统,借鉴朱平方(2003)^[33]等人的研究成果,在对消费价格指数和固定资产投资价格指数进行综合时,分别将二者的权重设定为 0.55 和 0.45。

(三) 样本期选择

由于第二轮农村土地确权工作的执行周期为 2010 - 2015 年,《中国国土资源统计年鉴》中也仅给出了

全国各省份 2010 – 2015 年的农村土地确权工作执行结果数据,故本文将考察期定为 2010 – 2015 年。

(四) 数据来源

应确权件数、实际确权件数数据来源于《中国国土资源统计年鉴》(2010 – 2015),农作物受灾面积、农户经营性收入占比数据来源于各省相应年份统计年鉴,其余变量的数据来源已在效率测算部分详细说明,此处不再赘述。

(五) 模型估计

利用我国 30 个省份 2010 – 2015 年相关数据(西藏地区数据确实严重,故将其略去),运用 Stata11.0 软件,采用普通面板计量模型,分别对模型 1 – 模型 4 进行了计量分析,具体估计结果如表 2 所示:

表 2 模型估计结果

被解释变量: Tfp	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\ln K$	-0.175*** (0.066)	-0.191*** (0.067)	-0.11* (0.066)	-0.095 (0.069)
$\ln L$	-0.676*** (0.132)	-0.684*** (0.132)	-0.729*** (0.132)	-0.623*** (0.134)
$\ln Czl$	-0.004 (0.01)	-0.004 (0.01)	-0.005 (0.009)	-0.009 (0.01)
$\ln Ind$	0.023 (0.094)	0.031 (0.095)	-0.004 (0.094)	0.008 (0.094)
$\ln Social$	0.654** (0.278)	0.643** (0.278)	0.717*** (0.274)	0.73*** (0.277)
$\ln RD$	0.027 (0.024)	0.025 (0.024)	0.029 (0.023)	0.035 (0.023)
$\ln Income$	-0.083 (0.056)	-0.087 (0.056)	-0.094* (0.054)	-0.082 (0.056)
$\ln Scale$	-0.013 (0.071)	-0.012 (0.071)	-0.012 (0.07)	-0.014 (0.071)
$\ln Inset$	0.024** (0.012)	0.025** (0.011)	0.022* (0.011)	0.023* (0.012)
$\ln xqd$	0.096** (0.048)			
$\ln xqd * \ln Inset$		0.013** (0.006)		
$\ln xqd * \ln Scale$			-0.159*** (0.058)	
$\ln xqd * DUM1$				0.193** (0.08)
$\ln xqd * DUM2$				0.002 (0.083)
$_cons$	5.271***	5.419***	5.26***	4.479***
R^2	1.044	1.051	1.03	1.074
Hausman 检验统计量值	0.444	0.445	0.458	0.452
P 值	21.78	19.54	39.5	48.12
模型选择	0.016	0.034	0	0
	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著,() 内的数值为标准误

从模型 1 的估计结果可以看出, $\ln xqd$ 变量在 5% 的显著性水平下高度显著,符号为正,弹性系数为 0.096,这说明农村土地确权强度的提升有效地促进了农业生产效率的增长,农村土地确权强度每提高 1 个百分点,将可有效促进农业生产效率提升 0.096 个百分点,这与预期相一致。主要是由于当前我国的法律制

度并不健全,正式的农村土地产权制度缺失严重,故在农业生产实践中,农户的土地利用行为主要依靠非正式的农村土地产权制度来进行调节,农村土地确权执行强度作为农村土地确权工作非正式制度安排的典型代表,其对农户生产经营行为的调节作用不言而喻。农村土地确权执行强度的提升说明政府对农村土地确权工作越重视,这将向农户传递出“所确认的农村土地产权越有保障”的积极信号,这将强化农户对所确认的农村土地产权的稳定性预期,改善农户的生产经营行为,优化农业生产要素的配置结构,促进农业生产效率持续快速增长。

Invset 变量的系数估计结果在 5% 的显著性水平下高度显著,弹性系数为 0.024,这说明,农业投资有效地促进了农业生产效率的增长,人均农业机械动力拥有量每提高 1 个百分点,将可有效促进农业生产效率提升 0.024 个百分点,这与预期相一致。与传统农业生产方式相比,以机械为代表的现代化农业生产方式的生产效率显著更高,因此随着人均农用机械拥有量不断提升,农业生产效率也将不断提升。

Scale 变量的系数估计结果为负,弹性系数为 -0.013,这说明,农业生产经营规模的扩张显著地抑制了农业生产效率的增长,农业生产规模每扩大 1 个百分点,将会导致农业生产效率下降 0.013 百分点。这或许是由于当前我国农业生产经营规模扩张还是一种行政性的扩张,土地面积的交易流转大多还是在政府的行政干预下进行,严重弱化了市场机制在农村土地交易流转过程中作用的有效发挥。这直接导致农村土地并不是从低效率的土地所有者受伤流转至高效率的土地使用者手上,而是相反,严重扭曲了土地资源的配置状况,恶化了土地资源的配置结构,降低了土地资源的配置效率,抑制了农村土地配置效率的增长。当农村土地扭曲配置所带来的农业生产效率的下降超过了农业生产经营规模扩张所带来的规模报酬递增时,农业生产经营规模扩张就会抑制农业生产效率的增长。

Social 变量的系数估计结果为正,且在 5% 的显著性水平下高度显著,弹性系数为 0.654,这说明,农业生产社会化程度的提升有效地促进了农业生产效率的增长,农业生产的社会化程度每提高 1 个百分点,将可有效促进农业生产效率提升 0.654 个百分点,这与理论预期相一致。究其原因,这主要是因为农业生产社会化程度的提升有利于深化农业内部的劳动分工,提升农业产业内部各环节农业劳动者对自己所从事的农业劳动工作的熟练程度,刺激农业生产机械的发明和应用,推动农业技术进步和农业劳动者生产效率的提升,促进农业全要素生产效率的增长。

L 变量的系数估计结果为负且在 1% 的显著性水平下高度显著,弹性系数为 -0.676,这说明农业劳动力的增加显著地抑制了农业生产效率的增长,农业劳动力每增加 1 个百分点将导致农业生产效率下降 0.676 个百分点,这主要是由于随着工业化和城镇化进程的持续快速推进,农村青壮年等优质农业劳动大量外流,农业劳动力的整体质量持续下滑,严重抑制了农业劳动力边际效率的增长。

与此同时,*K* 变量的系数估计结果也通过了 1% 的显著性检验,但符号为负数,弹性系数为 -0.175,这说明,农业资本存量显著地抑制了农业生产效率的增长,农业资本存量每增加 1 个百分点,将导致农业生产效率下降 0.175 个百分点。这主要是由于,随着农业青壮年等优质农业劳动力的大量外流,农业劳动力的质量严重下滑,懂农业技术的农业劳动力大幅减少,农业劳动力与农业固定资本间的配置结构严重失衡,农业劳动的质量无法满足农业资本质量的现实需求,这就使得虽然农业固定资本存量不断增加,但其边际效率却因农业劳动力质量的掣肘而无法得到有效的发挥,严重抑制了农业固定资本边际效率的持续快速增长。

Income 变量系数估计结果的符号为负,弹性系数为 -0.838,这说明,农业经营收入占比的提升抑制了农业生产效率的增长,农业经营性收入占比每提高 1 个百分点,将导致农业生产效率下降 0.838 个百分点。这说明在农业收入结构的剧烈变革过程中,“被动选择”占据了主导地位,即农户经营性收入较高并不是因为农户在农业生产经营方面具有天然禀赋,而是因为农户的综合素质偏低(如身体健康状况欠佳、文化水平过低、劳动技能不足等),无法在非农产业领域谋得合适的工作岗位,最终只能在农业领域从事生产活动,将农业当成是自己的主业,把农业经营性收入作为自己的主要收入来源所致。整体而言,“被动选择”将降低农业劳动力的质量,抑制农业生产效率的增长。但或许是由于我国正处于工业化和城镇化的加速发展时期,农村社会经济系统正经历着剧烈的变革,农业经营性占比提升的“主动选择”与“被动选择”并存,二者交互作用,导致农业经营性收入占比提升对农业劳动力质量的整体性影响较为有限,对农业生产效率的影响也就并

不显著。

此外, RD 变量的系数估计结构为正, 弹性系数为 0.027, 这说明, 研发投入有效地促进了农业生产效率的增长, 这与预期相一致。但或许是用于农业领域的研发投入占比较低, 对农业技术进步的促进作用甚微, 亦或者是通过研发投入所产生的新技术在农业领域的普及受阻, 再或者是其他领域所研发的先进农业生产技术对农业生产的渗透能力不强, 致使研发投入所产生的新技术并未转变为现实的农业生产力, 进而导致研发投入对农业生产效率的促进作用并不显著。

从模型 2 的估计结果可以看出, 交互项 $\ln xq d * \ln Invest$ 在 5% 的显著性水平下高度显著, 符号为正, 弹性系数为 0.013, 这说明农村土地确权强度的提升强化了农业投资对农业生产效率的促进作用, 这进一步说明, 农村土地确权强度的提升有效地刺激了农业投资。这主要是由于, 受社会制度、文化以及历史的影响, 我国正式的农村土地确权制度经历了多次深刻的变革, 这使得农户对正式农村土地确权制度中所蕴含的土地产权安全性信心的信任程度较低, 对农户生产经营行为的调节作用有限。与此相反, 农村土地确权执行强度作为农村土地确权制度体系中非正式制度的典型代表, 与农户的联系最为紧密, 对农户的日常生产经营行为 (特别是土地利用行为) 的影响也最为深刻。在农户心中, 农村土地确权执行强度代表的是政府对所确认的农村土地产权的态度, 较高的农村土地确权强度意味着政府对所确认的农村土地产权越重视, 因此农村土地确权强度的提升有利于改善农户对所确认的农村土地产权的认知结构, 强化农户对所确认的农村土地产权的稳定性预期, 有效引导农户的生产经营行为, 诱发更多的长期投资, 推动农业生产方式的变革和农业生产技术水平的提升, 促进农业生产效率的增长。

从模型 3 的估计结果可以看出, 交互项 $\ln xq d * \ln Scale$ 在 1% 的显著性水平下高度显著, 但符号为负, 弹性系数为 -0.159, 这说明, 农村土地确权执行强度的提高加剧了农业生产经营规模扩张对农业生产效率的抑制作用。虽然农村土地确权执行强度的提升有利于提高农户对所确认的农村土地承包经营权的安全性及稳定性预期, 增加农村土地产权交易供给, 但由于我国农村土地产权交易市场建设严重滞后, 导致农村土地产权经确认后仍无法通过交易市场进行交易流转, 更常见的是, 经确认后的农村土地产权在政府的行政主导下进行交易流转, 而由于信息不完全, 农村土地产权的交易流转方向并不符合市场经济原则, 确权后所释放出来的农村土地产权并不是从低效率的土地使用者手中转移到高效率的农业经营主体手中, 而是相反, 这就使得随着农村土地确权强度的不断提升以及农村土地产权供给的不断增加, 农业生产经营规模的不断扩张, 农业生产效率不仅不会提高, 反而会有所下降。

从模型 4 的估计结果可以看出, 交互项 $\ln xq d * DMU1$ 的系数估计结果在 5% 的显著性水平下高度显著, 符号为正, 弹性系数为 0.193, 这说明, 与西部地区相比, 东部地区农村土地确权强度的提升对农业生产效率的边际影响约为西部地区的 1.21 倍。这主要是由于, 一方面给东部地区的经济梯度最高, 资金较为充裕, 农村土地确权强度大提升能诱发更多的农业投资, 对农业生产效率的促进作用也就更强; 二是, 东部地区的市场经济发展水平相对更高, 农村土地产权交易市场体系建设更为完善, 农村土地产权交易制度的发育程度相对更高, 经确认后的农村土地承包经营权有更为宽阔的流通渠道, 这就使得东部地区经确认后的农村土地承包经营权的配置效率相对更高, 对规模效率的掩盖作用相对更弱。

与此同时, $\ln xq d * DMU2$ 变量的系数估计结果虽然符号也为正, 弹性系数为 0.002, 但即使是在 10% 的显著性水平下也不显著, 这说明, 与中部地区相比, 西部地区农村土地确权强度的提升对农业生产效率的边际影响并不存在显著的差别。

四、结论及政策建议

(一) 结论

1. 我国农业生产效率相对较低, 2010—2015 年全国农业生产效率的均值仅为 0.765, 提升空间依然较大, 从变化趋势来看, 我国农业生产效率的年际波动较大, 变化形态大体类似于一个“N”形, 区际差别明显, 其中东部地区最高, 西部地区次之, 而中部地区最低, 空间分布形态呈塌陷式的“V”形。

2. 农村土地确权执行强度的提升显著地促进了农业生产效率的增长, 农村土地确权强度每提高一个百

分点将可有效促进农业生产效率增长 0.096 个百分点。但值得注意的是,农村土地确权执行强度对农业生产效率的促进作用存在显著的区际差异,其中东部地区的促进作用显著更强,与中西部地区的相比,东部地区农村土地确权执行强度的提升对农业生产效率的边际影响要高 1 倍。

3. 农村土地确权强度强化了农业投资对农业生产效率的促进作用,这主要是由于较高的农村土地确权执行强度将向农户传递“政府对所确认的农村土地产权较为重视”的信号,这有利于改善农户认知结构,强化农户对所确认的农村土地产权的安全性预期,诱发更多的农业投资(特别是长期投资),促进农业技术进步,推动农业生产效率的增长。

与此相反,农村土地确权强度的提升却降低了农业生产经营规模扩张对农业生产效率的促进作用。这主要是由于虽然农地确权有利于刺激农地交易流转和农业生产经营规模的扩大,但由于我国农村土地产权交易市场发育不健全,农村土地确权后大多只能在政府的主导下进行交易流转,这严重恶化了农地的配置结构,抑制了农地配置效率的增长,弱化了农业生产经营规模扩张对农业生产效率提升促进作用的有效发挥。

(二) 政策建议

根据实证结果,结合农村土地确权强度影响农业生产效率的作用机理,提出了进一步推动我国农业生产效率的持续快速增长的对策建议。

1. 完善农村土地确权工作方案,有意识地提高农村土地确权工作执行强度

农村土地确权将强化农户对所确认的农村土地产权的安全性预期,刺激农业投资,推动农业生产效率的增长,因此在农村土地产权的确认过程中,应高度重视农村土地确权强度对农业生产效率的调节作用,妥善制定并严格执行农村土地确权工作方案,通过简并农村土地确权程序,缩短农村土地确权周期,提高农村土地确权工作效率,不偏不倚地向农户传递政府对农村土地确权工作的决心,坚定农户对所确认的农村土地产权的信心。

2. 将农村土地确权与农村土地产权交易市场建设结合起来,加速农村土地产权交易市场建设

农村土地产权交易市场的发育状况将对农村土地确权强度的制度绩效产生显著的调节作用,因此应加快农村土地产权交易市场培育进程,完善农村土地产权交易制度,健全农村土地产权交易市场体系,率先在部分农村土地产权基础较好、潜在交易需求较为旺盛的农业发达地区建立区域性的农村土地产权交易示范市场,待成熟后,再向其余地区扩展,逐步形成覆盖全国的农村土地产权交易市场体系。

参考文献:

- [1]王阳. 四川省农业生产技术效率的变迁及影响因素分析——基于产出异质性随机前沿生产函数的实证[J]. 四川行政学院学报, 2016(5): 58-63.
- [2]陈新华,王厚俊. 基于生态效率评价视角的广东省农业生产效率研究[J]. 农业技术经济, 2016(4): 94-104.
- [3]Mekonnen, Dawit K., Spielman, David J., Fonsah, Esendugue Greg. Innovation systems and technical efficiency in developing country agriculture [J]. Agricultural Economics, 2015, 46(5): 689-702.
- [4]Burja, Camelia, Burja, Vasile. Farm sizes and efficiency of the production factors in romanian agriculture [J]. Economics of Agriculture, 2016, 63(2): 361-374.
- [5]Toma, Pierluigi, Miglietta, Pier Paolo, Zurlini, Giovanni. A non-parametric bootstrap-data envelopment analysis approach for environmental policy planning and management of agricultural efficiency in EU countries [J]. Ecological Indicators, 2017, 83(2): 132-143.
- [6]焦源. 山东省农业生产效率评价研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(12): 105-110.
- [7]刘子飞,王昌海. 有机农业生产效率的三阶段 DEA 分析——以陕西洋县为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(7): 105-112.
- [8]贺志亮,刘成玉. 我国农业生产效率及效率影响因素研究——基于三阶段 DEA 模型的实证分析[J]. 农村经济, 2015(6): 48-51.

- [9] Mugeru A., Ojede A.. Technical Efficiency in african agriculture: Is It Catching up or lagging behind? [J]. Journal of International Development 2014 26(6):779-795.
- [10] 陈红, 关博, 孙文娇. 我国粮食主产区不同环境规制下农业生产效率研究 [J]. 商业研究 2017(3):167-174.
- [11] 李博, 张文忠, 余建辉. 碳排放约束下的中国农业生产效率地区差异分解与影响因素 [J]. 经济地理, 2016 36(9):150-157.
- [12] 宁爱凤, 刘友兆. 城市化进程中农业生产效率研究——基于粮食生产的视角 [J]. 资源科学 2013 35(6):1174-1183.
- [13] 钱丽, 肖仁桥, 陈忠卫. 碳排放约束下中国省际农业生产效率及其影响因素研究 [J]. 经济理论与经济管理 2013(9):100-112.
- [14] 李后建, 张宗益. 技术采纳对农业生产技术效率的影响效应分析——基于随机前沿分析与分位数回归分解 [J]. 统计与信息论坛 2013 28(12):58-65.
- [15] 卢华, 胡浩. 土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查 [J]. 农业技术经济 2015(7):4-15.
- [16] 王嫚嫚, 刘颖, 蒯昊, 周晓时. 土地细碎化、耕地地力对粮食生产效率的影响——基于江汉平原 354 个水稻种植户的研究 [J]. 资源科学 2017 39(8):1488-1496.
- [17] 胡逸文, 霍学喜. 农户禀赋对粮食生产技术效率的影响分析——基于河南农户粮食生产数据的实证 [J]. 经济经纬 2016 33(2):42-47.
- [18] 杨皓天, 刘秀梅, 句芳. 粮食生产效率的随机前沿函数分析——基于内蒙古微观农户层面 1312 户调研数据 [J]. 干旱区资源与环境 2016 30(12):82-88.
- [19] 岳佳坤. 农业生产效率视角下农村土地流转优化路径 [J]. 农业经济 2017(4):118-119.
- [20] 陈海磊. 土地流转对农业生产效率的影响研究 [D]. 上海: 上海交通大学 2015.
- [21] 陈清明, 马洪钧, 湛思. 新型农业生产经营主体生产效率比较——基于重庆调查数据的分析 [J]. 调研世界 2014(4):38-42.
- [22] 刘静. 新型农业生产经营主体的生产效率研究 [J]. 中国农业资源与区划 2017 38(1):157-161.
- [23] 袁斌, 陈超, 谭涛. 不同等级农业龙头企业生产效率差异研究——基于南京市农业龙头企业的实证分析 [J]. 农业经济问题 2015 36(11):80-87+112.
- [24] 朱继东. 新型农业生产经营主体生产效率比较研究——基于信阳市调研数据 [J]. 中国农业资源与区划 2017 38(2):181-189.
- [25] 聂正彦, 燕彬. 农业劳动力老龄化对农业生产效率的影响 [J]. 西安电子科技大学学报(社会科学版), 2016 26(4):60-67.
- [26] 朱会义. 土地利用变化的内在动力——新疆地区农业生产要素产出效率的变动趋势分析 [J]. 地理学报 2013 68(8):1029-1037.
- [27] 张浩博, 陈池波. 集体土地确权对农村土地流转效应的影响——基于 A 县的案例分析 [J]. 江西农业大学学报(社会科学版) 2013 32(2):166-169.
- [28] 杨庆芳, 程姝, 韦鸿. 土地确权的产权经济学思考 [J]. 农村经济 2015(5):23-27.
- [29] 丁玲, 钟涨宝. 农村土地承包经营权确权对土地流转的影响研究——来自湖北省土地确权的实证 [J]. 农业现代化研究 2017 38(3):452-459.
- [30] 郭晨阳, 陕永杰. 土地确权背景下农民土地流转意愿影响因素实证研究——以山西省洪洞县为例 [J]. 山西农业科学 2018 46(1):130-134.
- [31] 刘禹宏, 柳琴. 农村土地确权视域下的土地信托流转方式绩效评价与建议——以浙江省绍兴市柯桥区为例 [J]. 天津商业大学学报 2015 35(3):21-27.

- [32] Deininger, Klaus, Xia, Fang. Assessing the long-term performance of large-scale land transfers: Challenges and opportunities in Malawi's estate sector [J]. World Development 2018, 104(3): 281-296.
- [33] 朱平芳, 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究 [J]. 经济研究 2003(6): 45-53+94.

Influence of Implementation Intensity of Rural Land rights Confirmation on Agriculture Productivity

——Empirical Analysis Based on Dataset from “The Second Round
farmland right confirmation” of 30 provinces in China

ZHONG Chenglin^a, ZHOU Feng^a, DENG Xin^b

(Jiang xi normal university a. School of financial and economic;

b. School of business, Nanchang, Jiangxi 330022, China)

Abstract: In order to analyze the influence of rural land ownership intensity on agricultural production efficiency using the data of 30 provinces in China from 2010 to 2015, the agricultural production efficiency of each province was comprehensively calculated by using the super-efficiency DEA model. By using the panel regression model, the paper empirically tests the mechanism of the effect of the confirmed right of rural land on the agricultural production efficiency. The results show that the average value of agricultural production efficiency in China is relatively low from 2010 to 2015, which is only 0.765, and the interannual fluctuation is great. The trend of dynamic change is “N”, the regional difference is obvious, and the spatial distribution is collapsing. The intensity of confirming the right of rural land. The efficiency of agricultural production can be increased by 0.096 percentage points if the right intensity is increased by one percentage point. This is mainly due to the enhancement of the intensity of confirming the right to land in rural areas, which strengthens the expectation of the stability of rural land property rights recognized by farmers, raises the income level of long-term investment in agricultural land, and stimulates the long-term investment enthusiasm of farmers. It induces more agricultural investment and promotes the technological progress of agricultural production and the modernization transformation of agricultural production and management mode. On the contrary, due to the lagging construction of the rural land property right transaction market, the increase in the strength of the rural land real right has increased. The expansion of the scale of agricultural production and management of agricultural production efficiency inhibition. In addition, the influence of rural land ownership intensity on agricultural production efficiency is significantly different. Compared with the central and western regions, the marginal promoting effect of the eastern region is 21% higher than that of the central and western regions.

Key words: rural land ownership intensity; agricultural production efficiency; agricultural investment; agricultural production scale; super-efficiency DEA model; panel regression model

(责任编辑: 罗序斌)