

# 要素市场化配置改革与中国玉米全要素生产率增长

朱满德, 张琪

(贵州大学 经济学院, 贵州 贵阳 550025)

**摘要:**已有研究对我国农业全要素生产率增长的源泉仍有争论,且都忽视了改革开放以来农业要素市场化配置改革带来的现实影响。以玉米为考察对象,运用超越对数生产函数随机前沿模型测算了1978—2018年我国玉米全要素生产率增长,并将其分解为技术进步、技术效率变化、规模效率变化和配置效率变化,以此探究玉米全要素生产率增长的源泉及其区域分异情况。结果表明:我国玉米全要素生产率年均增长1.38%,西南产区和华北产区增长较明显,东北产区增速偏低;要素市场化配置改革有效推动了配置效率的提升,是促进玉米全要素生产率增长的重要“源泉”;技术进步的作用日益显著,但技术效率改善并不明显;规模效率有所下降,未能有效推动全要素生产率增长。

**关键词:**全要素生产率;配置效率;要素市场化配置;规模效率;适度规模经营

中图分类号:F224;F323

文献标志码:A

文章编号:1009-2013(2020)04-0001-11

## Reform of agricultural factor market-oriented allocation and total factor productivity growth of maize in China

ZHU Mande, ZHANG Qi

(School of Economics, Guizhou University, Guiyang 550025, China)

**Abstract:** There is still controversy over the source of agriculture total factor productivity (TFP) growth, but the impact of reform of agricultural factor market-oriented allocation over the past 40 years has been ignored. By adopting the transcendental logarithmic production function stochastic frontier model, the TFP growth of maize in China from 1978 to 2018 has been calculated. The technological progress, the technological efficiency change, the scale efficiency change, and the allocation efficiency change has been studied, so as to explore the source of TFP growth and its regional differentiation. The results show that the average annual growth rate of TFP of maize in China was 1.38%. The growth rate in Southwest and North China was high while that in Northeast was low. The reform of factor market-oriented allocation promoted the allocation efficiency and was the important source of growth of TFP of maize. The effect of technology progress was increasingly obvious while the technology efficiency didn't improve significantly. Scale efficiency declined and didn't help to promote TFP growth.

**Keywords:** total factor productivity; allocative efficiency; scale efficiency; technological progress; moderate scale operation

### 一、问题的提出

“大国小农”的基本国情,诱发了中国特色农业现代化道路的“规模偏好”。规模经营被认作是

转变农业发展方式,推动质量变革、效率变革和动力变革的关键,深刻影响着我国的农业政策取向。各级政府通过系列化的制度安排和政策支持,引导发展农业适度规模经营,如规范土地流转市场和鼓励农地流转<sup>[1]</sup>、培育新型农业经营主体<sup>[2]</sup>、给予规模经营生产补贴和信贷支持<sup>[3]</sup>、发展农业社会化服务<sup>[4]</sup>。截至2018年底,全国已有5.39亿亩耕地在不同主体间流转,各类新型农业经营主体和服务主体超过300万家,农业生产托管面积3.64亿亩。特别是农业机械化技术的快速推广,华北、东北等平

收稿日期:2020-05-27

基金项目:国家自然科学基金项目(71963005; 71933004);贵州省研究生科研基金项目(黔教合YJSCXJH[2019]016)

作者简介:朱满德(1983—),男,安徽庐江人,博士,教授,博士生导师,研究方向为农业经济与政策。

原地区农地规模经营或农业服务规模经营趋向明显<sup>[5]</sup>,由此形成一种对农业全要素生产率增长的认知——即规模效率是我国农业全要素生产率增长的驱动力<sup>[6,7]</sup>。

农业技术进步是农业产出增长和效率提升的重要力量,随着农业机械、生物育种、化学肥料等先进实用技术的研发、应用和推广,我国农业劳动生产率、土地生产率得以大幅提升,因此技术进步也被认作是农业全要素生产率增长的重要诱因和关键动力<sup>[8,9]</sup>。

1978年以来我国不断探索和践行农业要素市场化配置改革,推动了要素的流动和配置结构的调整,改善了要素利用效率和产出效率,但是,它对农业全要素生产率增长的作用仍未引起学界足够的重视。40多年来,政府通过农业要素市场“市场化”改革,逐步减少对农业生产资料生产、流通和配置的直接干预,破除阻碍要素自由流动的制度障碍。如取消化肥、农药等农资专营制度及对化肥的计划管理和价格管制<sup>[10]</sup>;放松户籍管制,促进劳动力流动<sup>[11]</sup>;鼓励土地流转,发展农地规模经营<sup>[12]</sup>。农业要素的流动和配置实现了由“计划化”向“市场化”的根本性变革,并在市场机制引导下实现流动自由化和配置合理化,进而提高要素配置效率和全要素生产率。现实情境中,农业要素市场化配置的一系列改革举措对于配置效率改善、对于农业全要素生产率提升的贡献被忽略了,可能的原因在于:1)我国农业要素市场仍然存在明显扭曲或制度性障碍<sup>[13,14]</sup>。政府的干预或投入品政策(如农机具购置补贴、化肥农药“零增长”行动)依旧显著影响要素的配置和使用,进而扭曲了要素价格、要素流向和配置效率,最终作用于全要素生产率增长。2)受制于全要素生产率测度及其分解方法的发展。已有文献所采用的方法大多数只把全要素生产率分解为技术进步、技术效率变化和规模效率变化三个部分<sup>[15]</sup>,未能包括配置效率变化,这也导致要素市场化配置改革和配置效率容易被忽略。3)农业要素市场化配置并未引起应有的重视。农业规模经营和农业科技进步既是农业政策实践的焦点也是学术研究的热点,农户的技术选择与采纳备受学界的关注,这些导致当前对农业全要素生产率的探究偏重于规模效率、技术进步或技术效率方面,

忽视了对要素市场化配置改革和配置效率的考察。

不应忽视的事实,较之改革开放前及20世纪80—90年代,21世纪我国农业要素市场已有显著改善,包括劳动力市场、农地流转市场、农村金融市场等的发育和市场化改革<sup>[16]</sup>,政府大幅减少对要素生产或流动的干预、对要素价格的管制、对要素配置的限制或约束。这种改变究竟有何影响?发挥怎样的功效?是否推动了我国农业全要素生产率增长?特别是《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》出台,进一步明确了“深化要素市场化配置改革,促进要素自主有序流动,提高要素配置效率”,并就土地、劳动力、资本、技术和数据等生产要素从破除体制机制障碍、扩大市场化配置范围、健全要素市场体系和加强要素市场制度建设等方面进行了部署,彰显了政府对要素市场化配置改革积极作用和重要价值的肯定。

近年的研究文献已关注到要素错配、要素配置优化对于生产率或全要素生产率的作用,但优先关注的仍是宏观经济增长和工业部门中的要素错配或配置扭曲及其影响。对农业部门的考察,一些文献只侧重于研究因要素禀赋变化、农业技术变迁等引起的要素替代和偏向性配置问题,如机械、资本对于劳动的替代,良种对于土地的替代,农地确权或流转后农户要素配置变化<sup>[17-21]</sup>;另一些文献则把要素配置嵌入农业生产效率、全要素生产率分析当中,如探讨土地流转、资本下乡、技术进步引发的要素配置调整对农业生产效率或全要素生产率的影响<sup>[22-24]</sup>。已有研究显示,要素市场扭曲或要素错配不仅会直接造成农业产出损失,还会扭曲农户等微观主体的经营决策和生产行为,降低农业生产效率<sup>[25]</sup>。这也表明,要素市场化配置改革可纠正要素错配,推动农业生产效率或全要素生产率的改进。

基于改革开放40多年农业要素市场化配置改革的现实,本文拟选取玉米作为考察对象,尝试将要素市场化配置改革和配置效率引入全要素生产率分析框架,对1978年以来我国玉米全要素生产率增长的“源泉”进行探索。选择玉米主要是考虑它在我国粮食生产中的特殊地位和数据的可得性。第一,玉米是我国播种面积最大、产量最多的粮食作物,2019年占全国粮食播种面积的36%(占农作

物播种面积的 25%) 粮食总产量的 39%。第二, 玉米用途广泛。饲用是最主要用途, 占常年消费量约 60%; 深加工消费次之, 占常年消费量约 30%, 包括淀粉、食用酒精、燃料乙醇等, 涉及食品、饲料、能源等行业; 此外还有食用、种用等用途。需求的多样化意味着市场机制会在较大程度上引领玉米生产的发展。而且, 伴随着收入增长和食物消费结构升级, 动物性食品消费的持续增长将会引起玉米等饲料粮需求的快速增加。第三, 玉米市场化改革仍在继续。从 20 世纪 90 年代保护价收购到 21 世纪初市场化购销改革, 2008 年为应对“卖粮难”实施的临时收储政策(于 2016 年“价补分离”改革时又予以取消), 以及镰刀湾地区种植结构调整、黑龙江省玉米转作大豆补贴等, 一系列政策的实施及其改革都显著影响了玉米生产要素的市场化配置, 进而影响其全要素生产率增长。本文拟利用超越对数生产函数随机前沿模型测度我国玉米全要素生产率增长, 并将其分解为技术进步、技术效率变化、规模效率变化和配置效率变化, 尝试回应究竟是技术进步推动全要素生产率增长, 还是规模效率促进全要素生产率增长, 抑或归因于配置效率改善的作用? 以此进一步揭示玉米全要素生产率增长的动力源泉, 获得政策启示。

## 二、理论分析与模型构建

### 1. 理论分析

改革开放以来特别是 21 世纪的头 20 年, 伴随我国经济、社会和科技全面发展, 农业体制机制不断改革创新, 农业发展的基础设施和科技支撑在不断加强, 农村劳动力非农转移和农地流转快速推进, 农业机械装备持续改善, 农业社会化服务快速发展, 农业经营特征已经发生显著变化并呈现出区域分异现象, 这些对粮食及农业全要素生产率增长有显著影响。

首先是要素市场化配置改革与配置效率。农业要素市场的市场化改革, 有效减少了政府对要素生产、流通、价格、配置的干预或管制, 打破了阻碍劳动力、资本、土地等要素流动的制度壁垒, 农业要素实现了自由有序流动和合理配置。如改革户籍制度使劳动力在农业和非农部门间、不同地区间自由流动和配置, 减少了因冗余配置所引发的农业低效率问题; 健全农村金融市场使资本在城乡、农业

内部实现有效配置, 进而增强了农业发展的物质技术装备能力; 完善土地流转市场加速了农地在不同经营主体间的流转, 有文化、懂技术、会经营的新型经营主体成为农地市场化配置的优选对象, 促进了适度规模经营。农业的规模化经营催生专业化分工, 分工经济带来农业社会化服务市场的发育, 不仅有益于规模主体, 也惠及普通农户。在农业禀赋变化、诱致性农业技术进步和农业社会化服务发展等综合作用下, 农户等经营主体对农业生产中的要素投入结构做出适应性调整。如非农就业工资上涨带动农业劳动力价格上涨, 推动了规模经营主体购置农机具自主作业、普通农户直接购置农机服务来替代劳动。要素市场化配置改革使各类要素重新配置, 通过要素配置结构调整、要素边际生产率和配置效率等影响全要素生产率增长。

其次是技术进步与技术效率。农业禀赋变化、农业生产条件改善等, 将会诱致农业技术变迁(即农业技术进步), 进一步影响农业经营主体的技术采纳意愿和行为。土地资源稀缺诱发土地节约型技术进步、劳动力成本上涨推动劳动节约型技术进步。规模化经营所具有的规模经济或规模报酬特征, 使规模经营主体更愿意采纳节约成本、增加效益的各种实用型新技术; 新型经营主体的科技文化素质使其更愿意接受各种新技术, 这些均可以通过技术进步和技术效率影响全要素生产率增长。

再次是规模经营与规模效率。规模经营不仅是扩大农地经营面积, 重点需要与之匹配的硬件和软件的改善, 如农业设施条件、机械装备或机械服务、规模化经营者管理能力等<sup>[26]</sup>。如果因政策的引导和支持, 农业规模化经营在外部力量的介入下扩张步伐过快, 要素、技术和经营管理能力等存在“不匹配”现象, 甚至会出现规模不经济, 将影响全要素生产率增长。

### 2. 方法与模型

全要素生产率(TFP)测度方法有三类, 即索洛余值法(SRA)、数据包络法(DEA)和随机前沿分析法(SFA)<sup>[15]</sup>。索洛余值法假设生产长期均衡, 不存在技术非效率, 这与我国农产品市场和要素市场存在价格扭曲、存在技术非效率不符。数据包络法无需设定模型的具体形式, 可有效避免因模型设置不当造成的偏差, 但数据包络法假设要素配置最优, 无法考察要素配置效率及其变化对全要素

生产率增长的作用。而随机前沿分析在一定程度上可解决上述不足,它把干扰项分为白噪声和技术非效率,既考虑了技术非效率,同时也可进一步考察配置效率。尽管随机前沿分析可能存在模型设定偏误问题,但可以采用零假设检验对模型设定合理与否进行判定。根据 Battese 和 Coelli 研究<sup>[27]</sup>,随机前沿模型如下:

$$Y_{it} = f(X_{it}, t; \beta) \times \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

$$u_{it} = u_i \times \eta_{it} = u_i \times \exp[-\eta \times (t - T)] \quad (2)$$

式(1)为随机前沿模型的一般形式,  $Y_{it}$  表示  $i$  省在  $t$  年的产出;  $f(X_{it}, t; \beta)$  表示随机前沿的最优生产水平;  $X_{it}$  表示  $i$  省在  $t$  年的要素  $X$  投入;  $\beta$  为待估系数;  $v_{it}$  为白噪声,  $u_{it}$  为技术非效率,而技术效率  $TE_{it} = \exp(-u_{it})$ 。

式(2)是时变技术无效率指数模型,  $\eta$  为技术效率变化率。当  $\eta > 0$ 、 $\eta = 0$ 、 $\eta < 0$  时,技术无效率分别以递减速率下降、保持不变、以递增速率增长。换言之,技术效率分别是以递减速率增长、保持不变、以递增速率下降。

基于上述模型, Kumbhakar 等把全要素生产率增长(TFPC)分解为技术进步、技术效率变化、规模效率变化、配置效率变化四部分,分解公式为<sup>[28]</sup>:

$$TFPC = \frac{\partial \ln f(X_{it}, t; \beta)}{\partial t} + \left(-\frac{\partial u}{\partial t}\right) + (RTS_{it} - 1) \times \sum (\lambda_i \times \dot{X}_i) + \sum (\lambda_i - S_i) \times \dot{X}_i \quad (3)$$

第一部分为技术进步(TC),表示前沿面的移动,指前沿面产出随时间的变化率。

$$TC = \partial \ln f(X_{it}, t; \beta) / \partial t = \beta_1 + \beta_{11} time + \sum \beta_{1j} \ln X_{1j} \quad (4)$$

其中,  $(\beta_1 + \beta_{11} time)$  指纯技术进步,所有个体在同一时间均相等,是技术外溢和技术扩散共同作用的结果;  $(\sum \beta_{1j} \ln X_{1j})$  指非中性技术进步,同个体不同时期技术进步不同,因个体经验和能力不同所致,可认作“干中学”过程中的个体异质性。

第二部分为技术效率变化率(TEC),用技术效率随时间的变化率表示。

$$TEC = -\partial u / \partial t \quad (5)$$

第三部分为规模效率变化(SEC),反映全要素投入与规模报酬的适应性。若大于0,表明规模效率变化所引起的全要素投入增加可促进TFP增长。

$$SEC = (RTS_{it} - 1) \times \sum (\lambda_i \times \dot{X}_i) \quad (6)$$

其中  $RTS_{it} = \sum \varepsilon_i$  表示规模弹性;  $RTS_{it} > 1$ 、 $RTS_{it} < 1$ 、

$RTS_{it} = 1$  分别表示规模报酬递增、规模报酬递减、规模报酬不变;  $\lambda_i$  为要素  $X$  产出弹性份额;  $\dot{X}$  为要素  $X$  的变化率。

第四部分为配置效率变化(AEC),指要素投入结构变化对TFP的影响。

$$AEC = \sum (\lambda_i - S_i) \times \dot{X}_i \quad (7)$$

其中,  $S_i$  表示要素成本份额。

### 3. 超越对数生产函数随机前沿模型

本文随机前沿模型采用包容性很强的超越对数(Translog)生产函数。与传统的Cobb-Douglas生产函数相比,Translog生产函数增加了变量交互项,且对产出和替代弹性没有限制,具体如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^5 \beta_i \ln X_{i,kt} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} \ln X_{i,kt} \ln X_{j,kt} + \beta_6 time \quad (8)$$

$$+ \frac{1}{2} \beta_{66} (time)^2 + \sum_{i=1}^5 \beta_{i6} \ln X_{i,kt} \times time + v_{it} - u_{it}$$

式中  $Y_{it}$  为  $i$  省在  $t$  年的玉米单产水平;  $\beta_i$  为待估参数;  $X_{i,kt}$  表示  $k$  省在  $t$  年要素投入,有劳动、机械、农药、化肥、种子等投入;  $time$  为时间趋势;  $v_{it}$  为白噪声,服从正态分布,即  $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ ;  $u_{it}$  为技术无效率,服从非负截断分布,即  $u_{it} \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$ 。若存在技术非效率,则复合误差项  $(v_{it} - u_{it})$  不符合零均值假设,不能采用OLS估计,而最大似然估计(ML)可解决该问题。最大似然估计利用参数替代,即令  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  和  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$  分别代表白噪声方差  $\sigma_v^2$  和技术非效率方差  $\sigma_u^2$ ,  $\gamma$  越接近1,表示技术无效率占比越大,适用随机前沿模型。

全要素生产率增长分解适用产出弹性,要素  $X_i$  的产出弹性公式为:

$$\varepsilon_{X_i} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \beta_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} \ln X_j + \beta_{i6} time \quad (9)$$

### 4. 数据及变量说明

根据省级层面玉米成本收益数据的可得性,选取黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、陕西、山西、河北、山东、河南、云南、贵州、四川、广西13个玉米主产省进行考察。其分布于我国“东北—华北—西南”这一重要的玉米生产带,2018年累计玉米播种面积5.4亿亩,占全国玉米总面积的86%,累计玉米产量22135万吨,占全国玉米总产量的86%,因此具有一定代表性。考察时间段为1978—2018年,共41年的时间跨度。

被解释变量为玉米单产水平 (kg/亩); 解释变量包括劳动投工 (日/亩)、机械租赁费 (元/亩)、农药费 (元/亩)、化肥费 (元/亩)、种子费 (元/亩), 数据来自历年《全国农产品成本收益资料汇编》。对全要素生产率进行分解, 需要使用劳动力价格, 本文采用每亩人工成本与每亩劳动用工数量比值表示, 每亩劳动用工数量为家庭用工与农忙用工之和, 以避免农忙和农闲工价差异的影响。对成本数据采用农业生产资料价格指数平减为 1978 年不变价格, 农业生产资料价格指数来自历年《中国统计年鉴》。对

个别缺失数据, 采用拉格朗日插值法补全。

### 三、全要素生产率增长的测度及其分解

#### 1. 随机前沿模型检验与估计

随机前沿模型对生产函数形式有很大依赖, 为此构建似然率统计量  $LR$  对模型进行零假设检验。

$LR = -2[\ln L(H_0) - \ln L(H_1)]$  其中  $\ln L(H_0)$  和  $\ln L(H_1)$  分别表示零假设和备择假设下对数似然函数值, 零假设成立时  $LR$  服从渐进卡方分布。结果如表 1。

表 1 随机前沿模型的  $LR$  假设检验

假设	零假设	LLF	D. f	$LR$	临界值	结果
(1)Cobb-Douglas 函数	$H_0: \beta_j = 0 \quad \forall i, j$	413.04	21	97.04***	41.40	拒绝
(2)不存在技术进步	$H_0: \beta_{10} = \beta_6 = 0 \quad \forall i$	434.73	7	53.66***	20.28	拒绝
(3)技术进步中性	$H_0: \beta_{10} = 0 \quad \forall i, i \neq 6$	442.07	5	38.98***	16.75	拒绝
(4)服从正态分布	$H_0: \mu = 0$	461.31	1	0.5	2.70	接受
(5)技术非效率时不变	$H_0: \eta = 0$	458.15	1	6.82**	3.84	拒绝
(6)不存在技术非效率	$H_0: \gamma = \mu = \eta = 0$	374.74	3	173.64***	15.36	拒绝

注:  $i, j=1, 2, 3, 4, 5, 6$ ;  $\ln L(H_1) = 461.56$ ; LLF 为对数似然函数值; D. f 为自由度; \*\*、\*\*\* 分别表示在 1%、5% 的水平上显著; 当假设中含  $\gamma=0$  时,  $LR$  服从混合卡方分布, 临界值参照 Kodde 等研究成果<sup>[29]</sup>。

六个假设检验仅检验(4)未通过。李双杰等证明技术无效率的分布对于技术效率影响并不大<sup>[30]</sup>, 为此本文仍采用 BC 模型的非负截断分布。检验表明 Translog 生产函数随机前沿模型设定合理。

为确保回归结果的可靠性, 进一步对长面板数据的平稳性进行单位根检验。采用 LLC、IPS、

Fisher-ADF、Fisher-PP 四种方法对面板的各序列进行平稳性检验 (表 2)。结果显示,  $\ln Y$ 、 $\ln M$ 、 $\ln P$ 、 $\ln F$  及  $\ln S$  均在 1% 显著性水平上拒绝以上四种检验 “存在单位根” 的原假设, 属平稳序列;  $\ln L$  在 5% 显著性水平上通过以上四种检验, 属平稳序列, 表明本文的面板数据是平稳的。

表 2 面板数据的单位根检验

序列	$\ln Y$	$\ln L$	$\ln M$	$\ln P$	$\ln F$	$\ln S$
LLC (Statistic)	-8.034 (0.000)	-2.349 (0.009)	-3.796 (0.000)	-7.608 (0.000)	-5.531 (0.000)	-3.500 (0.000)
IPS (Statistic)	-8.615 (0.000)	-1.939 (0.026)	-3.949 (0.000)	-7.042 (0.000)	-5.521 (0.000)	-2.848 (0.002)
Fisher-ADF (Statistic)	8.334 (0.000)	3.344 (0.000)	4.901 (0.000)	9.282 (0.000)	5.402 (0.000)	6.886 (0.000)
Fisher-PP (Statistic)	25.066 (0.000)	2.940 (0.002)	9.757 (0.000)	11.799 (0.000)	9.288 (0.000)	6.121 (0.000)

注: 括号内为  $P$  值; LLC、IPS 方法滞后阶数采用 AIC 信息准则确定; Fisher-ADF 方法滞后阶数: 序列  $\ln Y$ 、 $\ln M$ 、 $\ln P$ 、 $\ln F$  为 1,  $\ln L$ 、 $\ln S$  为 0; Fisher-PP 方法滞后为 1。Fisher-ADF、Fisher-PP 检验为四项统计量综合检验, 表中选取显著性水平值最大的统计量, 假若其通过显著性检验, 则其他三项统计量也将通过检验。

应用 Stata15.1 软件对随机前沿模型估计, 结果见表 3。其中, 劳动、机械、农药、化肥投入及常数项的系数显著; 农药、种子及时间的二次项系数显著; 劳动与化肥、农药与种子、农药与时间、化肥与时间

以及种子与时间的交互项系数显著; 技术效率变化速率  $\eta$  显著为负, 表明技术效率以递增的速度下降;  $\gamma=0.85$  在 1% 显著性水平上拒绝 “不存在技术非效率” 的原假设, 进一步表明随机前沿模型合理。

表3 随机前沿模型回归结果

变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数
劳动	0.739** (0.343)	农药二次项	-0.036** (0.015)	机械×农药	0.010 (0.008)	农药×时间	0.004** (0.002)
机械	0.144** (0.070)	化肥二次项	0.132 (0.107)	机械×化肥	-0.027 (0.019)	化肥×时间	-0.014*** (0.005)
农药	-0.204** (0.090)	种子二次项	0.268*** (0.101)	机械×种子	0.027 (0.018)	种子×时间	-0.017*** (0.005)
化肥	0.721*** (0.224)	时间二次项	0.002*** (0.000)	农药×化肥	0.037 (0.031)	常数	3.300*** (0.634)
种子	0.207 (0.242)	劳动×机械	-0.018 (0.017)	农药×种子	-0.054* (0.029)	<i>M</i>	0.045 (0.300)
时间	0.010 (0.020)	劳动×农药	0.025 (0.029)	化肥×种子	0.015 (0.080)	<i>H</i>	-0.013*** (0.005)
劳动二次项	-0.133 (0.102)	劳动×化肥	-0.185** (0.079)	劳动×时间	0.007 (0.005)	<i>I</i>	0.853*** (-0.146)
机械二次项	0.001 (0.002)	劳动×种子	-0.057 (0.067)	机械×时间	-0.002 (0.001)	样本数	533
						LLF	461.56

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。LLF为对数似然函数值。

## 2. 全国层面全要素生产率增长分析

其各组成部分的增长率，结果如表4。

根据模型估计，测算我国玉米全要素生产率及

表4 全要素生产率及其各组成部分变化率

%

年份	全要素生产率变化 <i>TFPC</i>	技术进步 <i>TC</i>	技术效率变化 <i>TEC</i>	规模效率变化 <i>SEC</i>	配置效率变化 <i>AEC</i>
1978	/	/	/	/	/
1979	1.820	-0.108	-0.160	-1.378	3.466
1982	2.077	-0.001	-0.166	-3.951	6.196
1985	-1.575	-0.372	-0.173	-2.585	1.554
1988	-2.306	-0.491	-0.180	1.812	-3.471
1991	1.910	-0.218	-0.188	2.622	-0.307
1994	-0.915	0.279	-0.195	-6.133	5.134
1997	0.486	0.568	-0.203	1.623	-1.502
2000	1.029	0.927	-0.211	2.327	-2.014
2003	0.077	1.187	-0.220	-1.381	0.491
2006	4.611	0.966	-0.229	-2.176	6.050
2009	1.570	1.477	-0.238	-2.947	3.277
2012	1.879	1.412	-0.248	-2.408	3.123
2015	1.369	1.955	-0.258	-0.371	0.043
2018	4.485	2.494	-0.268	-0.200	2.459
平均	1.381	0.672	-0.210	-2.136	3.054

注：表中仅列主要年份，如需全部年份可向作者索取。

(1) 全要素生产率变化。我国玉米全要素生产率增长率总体处于上升趋势，由1979年的1.82%提高到2018年的4.49%，年均增长1.38%。其增长呈现出阶段性波动特征，其中1978—1989年间，玉米全要素生产率处于正向增长，但增长率趋于下降；1990—2006年间，全要素生产率变化率处于大

幅波动阶段，增长率最高达6.13%，最低为-3.0%；2007年以来呈稳步增长态势，增长率由1.83%逐步提高到2018年的4.49%。这一趋势与全炯振研究<sup>[31]</sup>得到的农业全要素生产率增长阶段性特征基本吻合，与我国农业政策及改革进程密切相关。改革开放初期，实施家庭联产承包等一系列制度变革，极

大调动了农民及其农业生产的积极性与能动性，全要素生产率快速提高。从 20 世纪 90 年代到 21 世纪初，我国粮食市场处于“放开”与“收紧”反复期，如“双轨制”回归、最低保护价收购等，使得全要素生产率增长出现较大波动。2004 年粮食购销市场化改革以来，玉米全要素生产率开始进入平稳增长阶段。

(2) 配置效率变化。玉米配置效率增长率在 2006 年前与其全要素生产率增长趋势保持一致，不同的是，2006 年以后波动更加复杂多变，其中 2011—2014 年增长率有明显下降，2014 年后再度大幅上涨，年均增长率为 3.05% (图 1)。亦即，改革开放以来整体性增长十分显著。实证表明，配置效率增长是驱动玉米全要素生产率增长的动力源泉。这直接表现在 1978—2006 年两者变化趋势的方向及波峰、波谷位置高度吻合，且配置效率增长均高于全要素生产率增长。若剔除配置效率贡献，全要素生产率变化趋势线将平行下移，玉米全要素生产率年均增长率将由 1.03% 降至 -2.53%。2007 年以来配置效率对全要素生产率增长的拉动作用虽略有减小 (如图 1 中两条趋势线间距逐渐缩小)，但配置效率增长对玉米全要素生产率贡献依然较大；若剔除配置效率贡献，玉米全要素生产率年均增长率将由 2.21% 降至 0.32%。进一步表明配置效率变化有效推动了全要素生产率增长，这与张乐和曹静的结论<sup>[32]</sup>是一致的。一方面，以市场化为取向的农业要素市场和农产品市场体系建设及其体制机制变革，有效引导了农业生产要素合理流动，推动了要素配置结构优化，使得整体的配置效率提升。另一方面，以家庭联产承包为核心的系列化制度改革，让农户能自由配置各生产要素，迈出由“计划”向“市场”的关键一步；伴随制度红利的边际效应递减，同时面临技术推广“跟不上”、要素数量有限等约束，配置效率增长有所放缓；以及政府对农产品市场干预的反复，如“双轨制”—最低保护价—购销市场化—临时收储—“价补分离”改革，引起要素配置的扭曲或是改善。特别是玉米临时收储政策的实施，连续大幅提高玉米临时收储价格，推动了东北产区耕地等要素涌向玉米生产，这一阶

段农业资源配置扭曲较为突出。“价补分离”改革以来，尽管生产者补贴仍改变玉米生产的成本收益，依旧存在扭曲效应，但较临时收储扭曲程度要弱，“市场定价”一定程度上引导了要素配置的市场化和合理化。

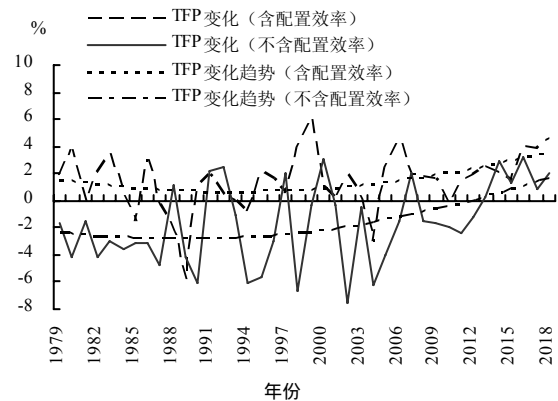


图 1 配置效率对玉米全要素生产率的影响

(3) 规模效率变化。过去 41 年间，玉米生产的规模效率年均增长 -2.14%，规模变化不仅未促进全要素生产率增长，甚至在一定程度上阻碍其增长 (表 4)。家庭承包虽然有效调动了生产者的农业经营积极性，但集体所有的农地因人口变化而动态调整使户均经营规模下降、地块不断细碎化，分散细碎、小规模经营已经成为当下制约我国农业专业化经营和竞争力提升的重要瓶颈，是规模效率下降的主因。以农业服务规模经营为导向的技术进步及推广应用 (如农业机械)、政府引导多种形式的农业适度规模经营 (如土地流转、规模经营主体补贴等)，一定程度上推动了粮食经营的规模化，这在平原地区和粮食主产区表现较为明显，但在山地丘陵地带的作用还有待观察。伴随规模经营不断发展，近年规模效率增长率开始回升，部分年份亦转为正增长，表明玉米生产的规模效率也有所改善。

但不可忽视，通过鼓励土地流转来推动农地规模经营，人为地“垒大户”，一方面政策介入使规模经营步伐过快，规模过大可能会引起要素间的不匹配和规模不经济的发生，另一方面土地成本显性化推高了生产成本，导致部分地区出现非粮化倾向，可能也无益于粮食规模效率的提升。进一步测算表明，玉米生产的规模经济并不显著，RTS 均值为 0.45，41 年间均小于 1，且自 1987 年以来呈下降趋势，这与李谷成等得出农业内部规模经济不显

著结论一致<sup>[33]</sup>。若剔除规模效率的作用,改革开放以来玉米全要素生产率年均增长将由1.38%提升至3.52%(图2)。这意味着,推动适度规模经营、改善规模效率仍是今后提升玉米全要素生产率的重要选项。但引导规模经营的现有政策措施、路径导向或需深入反思。

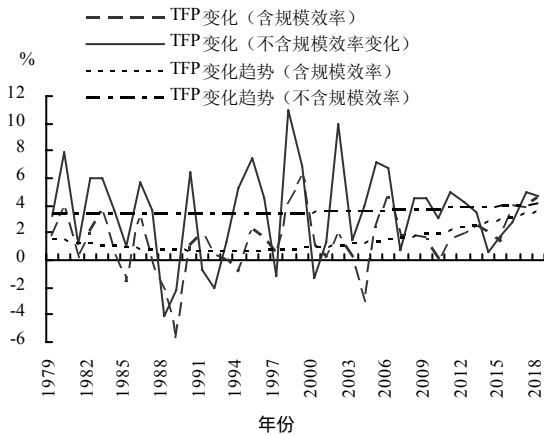


图2 规模效率对玉米全要素生产率的影响

(4) 技术进步与技术效率变化。41年间玉米技术进步年均增长0.67%,特别是1995年以来持续快速提升,对推动全要素生产率增长作用愈发显著,技术进步已由-0.02%提高至2018年的2.49%,对全要素生产率贡献率由-0.82%提高至55.62%。究其原因,可能得益于1994年8月国家有计划地从国外引进国际先进农业科学技术项目(即“948”计划),包括引进新品种、新技术等,其效果在1995年以后逐渐释放并突显。特别是21世纪以来,我国通过玉米生物育种、保护性耕作、绿色生产等关键技术的联合攻关,在玉米育种、病虫害防治、机收机割、绿色减肥等方面取得进展,技术进步亦显著加快,作用日益突出。

但同期玉米生产技术效率并没有显著提高,年均增长-0.21%,这与现有部分文献的研究结论有所差异。不可忽视,长期以来,各级政府对数以亿计的农户进行农业技术推广,但以小规模分散经营为特征的普通农户受其农业禀赋条件约束,对于新技术的采纳动力不足、意愿不强,导致农业技术推广应用的实际效果不佳。特别是在农业收入占家庭收入的比重持续下降的情况下,这种现象更加突出。

同时,也有相当部分农业科研成果转化难、推广应用难,与农业生产实践和农户实际需求存在“脱节”问题,这也制约了技术效率的提升。

### 3. 区际层面全要素生产率增长分析

考虑到各省区农业禀赋条件、农业发展基础等具有明显的区域差异,可能引起全要素生产率、配置效率、规模效率、技术进步、技术效率有所不同。相对而言,在统一的大环境下,省区之间技术进步和技术效率变化差异并不明显,囿于篇幅暂不作分析。结合玉米全要素生产率变化的阶段性特征,将其分为三个阶段进行考察:1979—1989为第一阶段,1990—2006为第二阶段,2007—2018为第三阶段。具体结果见表5。

表5显示,我国玉米全要素生产率增长出现明显的区域分异特征。就产区层面,41年间全要素生产率平均增长率西南产区最高,为2.2%;华北产区次之,为1.61%,均高于全国平均水平(1.38%);东北产区最低。比较而言,东北产区呈持续增长态势,华北产区经历下滑后再度反弹,西南产区则为迅速提升后略有下降。就省级层面,41年间广西年均增长率最高,为2.77%;陕西(2.71%)、山东(2.58%)次之,均高于全国平均。其中黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古四省份呈持续上升态势,其他省份波动较为明显。

同样,玉米配置效率增长的区际差异较明显。改革开放以来,西南产区平均增长率最高,为4.77%;华北产区次之,为2.91%;东北产区最低,仅1.05%,这与全要素生产率增长的区际特点一致。所考察的13个省区中,四川年均增长率最高,达6.25%;云南次之;配置效率增长率较高的省份多集中于西南产区。区际差异也表现在规模效率上,如规模效率平均增长率最高是东北产区,华北产区次之,最低为西南产区,这与全要素生产率变化区际特点相反;黑龙江、吉林、辽宁、河南、河北高于全国平均水平,可能与地处平原地带有关;规模效率增长率较高的省份多处于东北和华北产区,与现实基本相符。



表 5 全要素生产率变化、规模效率变化和配置效率变化地区差异 (%)

省份	全要素生产率变化				配置效率变化				规模效率变化			
	一阶段	二阶段	三阶段	41 年平均	一阶段	二阶段	三阶段	41 年平均	一阶段	二阶段	三阶段	41 年平均
黑龙江	-1.86	-1.03	1.23	-0.58	-1.59	-1.25	0.65	-0.77	-0.07	0.08	-0.72	-0.20
吉林	0.28	1.33	1.46	1.08	2.16	2.35	0.25	1.67	0.07	-0.25	0.16	-0.04
辽宁	-0.04	-0.31	2.16	0.50	2.72	-0.24	1.73	1.17	-0.72	0.52	-0.47	-0.12
内蒙古	-8.89	2.23	3.39	-0.48	-1.79	4.71	2.15	2.16	-6.94	-2.37	-0.14	-2.96
陕西	0.76	4.45	2.02	2.71	3.69	9.16	2.47	5.65	-2.22	-5.04	-2.06	-3.37
山西	-1.10	-1.38	2.46	-0.15	-0.16	3.24	3.42	2.36	-0.05	-4.51	-2.38	-2.64
河北	4.10	0.51	2.31	2.04	5.78	1.01	0.53	2.18	-1.24	-0.95	-0.13	-0.79
山东	4.37	1.78	2.08	2.58	6.82	5.56	0.57	4.41	-1.88	-4.25	0.13	-2.29
河南	4.56	0.22	2.04	1.96	7.48	0.72	1.16	2.71	-2.50	-1.28	-0.83	-1.48
云南	-2.77	4.24	3.78	2.18	2.75	8.59	4.00	5.61	-5.66	-4.96	-1.99	-4.26
贵州	0.12	1.82	0.70	1.02	-3.14	6.01	1.58	2.17	1.43	-5.65	-3.15	-2.95
四川	5.45	0.41	2.17	2.33	15.51	3.14	2.18	6.25	-9.89	-3.70	-1.90	-4.86
广西	0.62	4.05	2.93	2.77	3.17	5.02	3.85	4.16	-2.76	-1.46	-1.43	-1.81
东北	-2.63	0.55	2.06	0.13	0.37	1.39	1.20	1.05	-1.91	-0.51	-0.29	-0.83
华北	2.98	0.29	2.22	1.61	4.98	2.63	1.42	2.91	-1.42	-2.75	-0.80	-1.80
西南	0.84	3.00	2.32	2.20	4.40	6.39	2.82	4.77	-3.82	-4.16	-2.11	-3.45
全国	0.43	1.41	2.21	1.38	3.34	3.69	1.89	3.05	-2.49	-2.60	-1.15	-2.14

注：本表计算的全要素生产率变化率、配置效率变化率、规模效率变化率是各时段的年平均变化率。如黑龙江在 1979—1989 年间全要素生产率年均变化-1.86%。

4. 稳健性检验

为判断估计结果的稳健性，对模型的估计方法进行检验。本文对随机前沿模型改用 FGLS 估计方法重新估计，并比较主要变量的估计结果是否依

然稳健。结果表明，主要变量估计结果的显著性、符号方向、系数大小基本一致，故认为本文估计结果是稳健的（表 6）。

表 6 稳健性检验：FGLS 法估计模型

变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数
劳动	0.911*** (0.289)	农药二次项	-0.042*** (0.011)	机械×农药	0.002 (0.006)	农药×时间	0.006*** (0.002)
机械	0.146** (0.064)	化肥二次项	0.104 (0.086)	机械×化肥	-0.018 (0.017)	化肥×时间	-0.014*** (0.004)
农药	-0.209*** (0.066)	种子二次项	0.309*** (0.079)	机械×种子	0.024 (0.015)	种子×时间	-0.018*** (0.004)
化肥	0.620*** (0.181)	时间二次项	0.001*** (0.000)	农药×化肥	0.037 (0.023)	常数	3.091*** (0.529)
种子	-0.067 (0.200)	劳动×机械	-0.029* (0.016)	农药×种子	-0.060*** (0.022)		
时间	0.037** (0.016)	劳动×农药	0.019 (0.022)	化肥×种子	0.037 (0.057)		
劳动二次项	-0.204** (0.085)	劳动×化肥	-0.147** (0.061)	劳动×时间	0.001 (0.004)		
机械二次项	0.003 (0.002)	劳动×种子	-0.008 (0.057)	机械×时间	-0.002 (0.001)		

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

四、结论与启示

考虑改革开放以来我国农业要素市场化配置

改革成效及贡献，将其纳入全要素生产率分析框架，农业全要素生产率增长“源泉”或需重新审视。本文应用超越对数生产函数随机前沿模型和

1978—2018年13个玉米主产省的面板数据,对1978年以来我国玉米全要素生产率增长进行估算并分解,以此探究全要素生产率增长的动力“源泉”。研究表明:

第一,1978—2018年我国玉米全要素生产率年均增长1.38%,其中配置效率贡献3.05%,技术进步贡献0.67%,技术效率贡献-0.21%,规模效率贡献-2.14%。全要素生产率增长率及其各分解部分均呈现阶段性特征,并且波动周期与我国农业政策改革调整进程基本吻合。

第二,玉米生产配置效率的改善是全要素生产率增长的重要动力“源泉”。若剔除这一因素,玉米全要素生产率年均增长率将由1.38%降到-1.67%。尽管现阶段依旧存在要素配置扭曲,但改革开放40多年来持续进行的要素市场化配置改革和体制机制创新,有效引导并促进了农业要素有序流动和优化配置,进而推动配置效率提升和全要素生产率增长。这也表明既往的要素市场化配置改革是有成效的,今后一个时期仍需继续深化改革。

第三,玉米生产的规模经济效应并不显著,规模效率的下降一定程度阻碍了玉米全要素生产率增长。若剔除规模效率影响,玉米全要素生产率年均增长率将由1.38%提高到3.52%。政策的引导和支持加快了农地的流转集中,使农业规模经营步伐过快,与其他要素、技术和经营管理能力等“匹配”的挑战成为影响规模效率的关键,这可能改变当前对农业适度规模经营和规模效率的已有认知。

第四,进入21世纪以后玉米生产技术进步加快,对全要素生产率增长的作用日益突出。受制于小规模分散经营、资源禀赋条件和农技推广对象错位等影响,可能导致部分经营主体技术采纳动力不足、意愿不强,技术效率变化对玉米全要素生产率增长的作用并不显著。

本文研究结论的政策含义或在于:

第一,深化要素市场化配置改革、改善要素配置效率,是有效提升玉米等粮食全要素生产率的关键,对稳定粮食生产具有特殊重要意义。一要围绕“要素价格市场决定、流动自主有序、配置高效公平”,持续深化要素市场化配置改革,减少对要素市场的不当干预和扭曲,切实破除阻碍要素自由流动的体制机制障碍,有效发挥市场配置农业资源的

决定性作用。这应是当前第一要务,但也不可忽视,消除要素市场价格扭曲和配置扭曲并不容易,任务极其艰巨。二要采取有效措施,适当引导城市的优质资源要素向农业农村自主有序流动、向农业农村倾斜。其中,“人”是最关键和最活跃的因素,对于愿意扎根农业农村的创新创业人才和农业科技人才等予以引进和优先支持,将其发展成新型农业经营主体或“新农人”的重要组成部分,发挥其辐射带动作用。三要注重提升农业要素质量,优化要素配置结构,提升要素配置效率。既要全面提升农业基础设施、人力资本和物质技术装备条件,更要系统促进人力资本、物质装备与现代科技之间的有效“匹配”和“融合”,有效发挥大数据和现代信息技术在要素配置中的导向作用,引领要素组合优化、促进效率提升。

第二,强化科技支撑和推动农业技术进步是进一步提升玉米等粮食全要素生产率的重要方向。科技进步是突破资源环境和市场对粮食双重制约的根本出路,是确保国家粮食安全的基础支撑。一要整合科技创新资源,突破体制机制障碍,完善农业科技创新体系和现代农业产业技术体系,增强农业科技自主创新能力和转化能力。二要加大农业科技研发投入,超前部署农业前沿技术和基础研究,组织关键核心技术联合攻关,加强生物育种、智能农业、农机装备、绿色生产等农业科技的集成、转化和应用<sup>[34]</sup>,以此推动粮食高产创建工程,落实“藏粮于技”战略。

第三,推动土地规模经营与服务规模经营的良性互动、补齐规模效率短板,是促进玉米等粮食全要素生产率增长的重要潜力。一是加强政策创新,发挥不同政策工具的协同效应,同时要密切注意通过补贴等方式鼓励土地流转实行规模经营可能引发的成本地板抬升、竞争力下滑及其非粮化趋向等不利影响。二是大力发展农业社会化服务,为推动土地规模经营提供基础支撑;同时发挥好农业产业链服务规模经营的扩散效应,为普通农户经营农业注入新技术新要素,实现小农户与现代农业的有效衔接,实现规模效率和技术效率的同时改善。由土地规模经营向土地规模经营、服务规模经营并举,同步获得规模经济收益和分工经济收益<sup>[35]</sup>,是提升玉米等粮食生产规模效率和技术效率的重要可选路径。

## 注释:

- ① 改革开放以来,我国农产品市场也在围绕市场化不断改革完善,同样引导农业资源要素的市场化配置。
- ② 作者已检验模型存在异方差、截面相关和序列相关,因此采用 FGLS 方法进行稳健性检验相对合理。

## 参考文献:

- [1] 郜亮亮. 中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国 31 省(自治区、直辖市) 2014~2018 年监测数据[J]. 管理世界, 2020(4): 181-195.
- [2] 姬冠, 曾福生. 现代农业三大体系构建的逻辑与方略——以农业大省湖南为例[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2019(3): 24-28.
- [3] 高鸣, 习银生, 吴比. 新型农业经营主体的经营绩效与差异分析——基于农村固定观察点的数据调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(5): 10-16.
- [4] 芦千文, 高鸣. 农业生产性服务联结机制的演变与创新[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019(6): 23-34.
- [5] 蔡键, 唐忠. 华北平原农业机械化发展及其服务市场形成[J]. 改革, 2016(10): 65-72.
- [6] 匡远配, 杨佳利. 农地流转的全要素生产率增长效应[J]. 经济学家, 2019(3): 102-112.
- [7] 高鸣, 宋洪远, Carter M. 粮食直接补贴对不同经营规模农户小麦生产率的影响——基于全国农村固定观察点农户数据[J]. 中国农村经济, 2016(8): 56-69.
- [8] 朱满德, 李辛一, 程国强. 综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响分析——基于省级面板数据的 DEA-Tobit 两阶段法[J]. 中国农村经济, 2015(11): 4-14, 53.
- [9] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(5): 3-19.
- [10] 宋洪远. 改革以来中国农业和农村经济政策的演变[M]. 北京: 中国经济出版社, 2000.
- [11] 李周. 农民流动: 70 年历史变迁与未来 30 年展望[J]. 中国农村观察, 2019(5): 2-16.
- [12] 丰雷, 郑文博, 张明辉. 中国农地制度变迁 70 年: 中央—地方—个体的互动与共演[J]. 管理世界, 2019(9): 30-48.
- [13] 朱喜, 史清华, 盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究, 2011(5): 86-98.
- [14] 邓明, 柳玉贵, 王劲波. 劳动力配置扭曲与全要素生产率[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2020(1): 131-144.
- [15] 叶璐, 王济民. 农业全要素生产率国内外研究综述[J]. 世界农业, 2020(2): 50-58.
- [16] 陈思羽, 罗必良. 农业要素市场发育程度的区际比较[J]. 新疆农垦经济, 2016(3): 1-8+41.
- [17] 孔祥智, 张琛, 张效榕. 要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对 1978 年以来中国农业发展路径的解释[J]. 管理世界, 2018(10): 147-160.
- [18] 郑旭媛, 徐志刚. 资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J]. 经济学(季刊), 2017(1): 45-66.
- [19] 潘彪, 田志宏. 中国农业机械化高速发展阶段的要素替代机制研究[J]. 农业工程学报, 2018(9): 1-10.
- [20] 胡新艳, 洪炜杰. 劳动力转移与农地流转: 孰因孰果? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2019(1): 137-145+169.
- [21] 罗必良, 洪炜杰. 农地确权与农户要素配置的逻辑[J]. 农村经济, 2020(1): 1-7.
- [22] 史常亮, 占鹏, 朱俊峰. 土地流转、要素配置与农业生产效率改进[J]. 中国土地科学, 2020(3): 49-57.
- [23] 刘魏, 张应良, 李国珍, 等. 工商资本下乡、要素配置与农业生产效率[J]. 农业技术经济, 2018(9): 4-19.
- [24] 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, 32(5): 50-59.
- [25] 郑宏运, 李谷成, 周晓时. 要素错配与中国农业产出损失[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2019(5): 143-153, 159.
- [26] 张晓恒, 周应恒. 农户经营规模与效率水平不匹配对水稻生产成本的影响[J]. 中国农村经济, 2019(2): 81-97.
- [27] Battese G E, Coelli T J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India[J]. Journal of Productivity Analysis, 1992, 3(1): 153-169.
- [28] Kumbhakar S C, Lovell C K. Stochastic Frontier Analysis[M]. Cambridge University Press, 2000.
- [29] Kodde D A, Palm F C. Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions[J]. Econometrica, 1986, 54(5): 1243-1248.
- [30] 李双杰, 范超. 随机前沿分析与数据包络分析方法的评析与比较[J]. 统计与决策, 2009(7): 25-28.
- [31] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析: 1978~2007 年——基于随机前沿分析(SFA)方法[J]. 中国农村经济, 2009(9): 36-47.
- [32] 张乐, 曹静. 中国农业全要素生产率增长: 配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析[J]. 中国农村经济, 2013(3): 4-15.
- [33] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 农户家庭经营技术效率与全要素生产率增长分解(1999~2003 年)——基于随机前沿生产函数与来自湖北省农户的微观证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(8): 25-34.
- [34] 陈芙蓉, 赵一夫. 中国玉米生产要素替代关系及技术进步路径分析——基于主产省 2000—2016 年数据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2019(1): 26-34.
- [35] 罗必良. 小农经营、功能转换与策略选择——兼论小农户与现代农业融合发展的“第三条道路”[J]. 农业经济问题, 2020(1): 29-47.