

农机服务、农村劳动力结构变化与 中国粮食生产技术效率

宦梅丽,侯云先

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)



摘要 基于中国劳动力动态调查(CLDS)2014 和 2016 年的混合截面数据,运用超越对数 SFA 方法估计粮食生产技术效率,并构建中介效应模型,对农机服务、农村劳动力结构变化和技术效率三者的互动逻辑和因果关系进行实证分析。研究发现:(1)农机服务可以显著提升粮食生产技术效率;农村劳动力流失和劳动力向工业部门转移制约粮食生产效率提升,劳动力向服务业部门转移对技术效率存在显著正向效应,但未发现女性化对粮食生产效率的负向效应。(2)农机服务在劳动力结构变化影响技术效率过程中发挥中介效应。农村劳动力流失、女性化、向工业和服务业部门转移促进农机服务使用,提升粮食生产技术效率。(3)劳动力向工业部门转移在农机服务影响技术效率过程中发挥中介效应。农机服务的使用促进农村劳动力向工业部门转移,造成技术效率损失;农机服务的使用导致农村劳动力流失、女性化程度提高、加速劳动力向服务业转移,但三者对技术效率的中介效应并不显著。因此,农机服务是提高农业生产效率的重要抓手,但是需要处理好农村劳动力结构变化可能为粮食生产带来的负向效应。

关键词 技术效率;农机服务;劳动力流失;劳动力转移;女性化

中图分类号:F 326.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)01-0069-12

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.01.009

随着劳动力成本的刚性上涨,劳动力和资本的相对要素价格发生变化,机械化成为中国应对“刘易斯”人口红利消失的重要手段。尽管农业机械化对粮食生产效率的正向效应已在文献中被广泛证实^[1-2],但是在发展中国家,基于自身的自然资源禀赋和人多地少的基本国情,一味效仿和借鉴发达国家农业机械化的经验,无益于国内粮食生产效率提升和农业健康发展。与发达国家,尤其是欧美国家农场通过自主购买农机具实现机械化的路径不同,中国农民自发形成的农机服务队成为推动机械化的主体^[3]。以跨区农机作业服务、农机合作社和农机社会化服务体系等具备中国特色的农业机械化模式应运而生。农机服务作为一种新型的农业生产经营模式,推动了小农户与现代农业有机衔接。但是,既有关于农机服务影响粮食生产效率的文献尚存在争议。

一般认为,农机服务通过服务外包的方式,推动专业化分工,并将先进农业技术引入农业生产过程,促进农业生产效率提升^[4-5]。但一部分文献指出,农机作业服务本质上属于雇工劳动,与家庭自用工异质,可能导致效率损失^[6]。这种现象常见于亚洲地区一些大规模的农场,雇工劳动高昂的监督成本导致生产率低下^[7-8]。与此同时,随着大量农业劳动力非农转移,农业部门遇到劳动力瓶颈,可能制约农业生产率。如果劳动力转移对生产效率存在显著负向效应的逻辑成立,并且农机服务对农业劳动力非农转移存在正向效应,这是否意味着劳动力转移削弱了农机服务对农业生产效率的正向效应?与此同时,农业劳动力转移导致的劳动力流失、女性化、农村人口老龄化等问题,是否促进了农机服务的使用,进而提高农业生产效率?对于这些问题,现有文献尚未进行系统梳理和解答。部分学者探讨了农业机械化和劳动力转移的关系,大多是定性判断或直观描述,部分采用宏观层面数据进行讨论,

收稿日期:2020-07-19

基金项目:国家留学基金委“国家建设高水平大学公派研究生项目”(201906350142);国家社会科学基金项目“粮食应急储备网络运作机理与模型优化研究”(14BGL062)。

尚缺乏来自微观农户及村级层面的证据,农机服务与劳动力转移之间的互动关系以及对粮食增产技术效率作用路径和影响机理尚有待深入讨论。

中国经济自进入刘易斯拐点以后,人口红利逐渐消失,劳动力成本不断攀升,大规模农村劳动力非农转移,农村劳动力流失、劳动力女性化、人口结构老龄化等问题加剧,粮食生产面临严峻挑战。谁来种地?怎样种地?显然,由于农业机械化可以实现对劳动力的替代,提高劳动生产率,增加农民收入,已成为粮食生产的必然选择^[9-11]。然而,受制于人均农地规模小、耕地细碎化严重等资源要素约束,中国长期以来走的是土地节约型技术进步道路。在家庭联产承包责任制的基础上,中国形成了一条不同于发达国家的特殊的农业机械化路径,即农机作业服务模式。在该模式下,农业机械化、劳动力转移和粮食增产三者并行不悖。因此,综合研究农机服务、农村劳动力结构和粮食生产效率三者的互动关系和作用机理对于中国粮食生产实践具有重要价值。

鉴于此,本研究基于中国劳动力动态调查(CLDS)2014和2016年的混合截面数据,运用超越对数SFA方法估计粮食生产技术效率,并将农村劳动力结构变化分解为农村劳动力流失、劳动力女性化、劳动力向工业部门转移和劳动力向服务业部门转移,构建中介效应模型,分析农机服务、劳动力结构和技术效率之间的互动机理。

一、理论分析

尽管新古典经济学认为规模经济是经济增长的主要动力,亚当·斯密、Young、杨小凯等在此基础上,提出分工经济才是规模报酬递增和经济增长的源泉^[12-14]。然而,农业分工领域的相关文献忽略了家庭经营融入分工经济的必要性和农户参与分工经济的现实可行性^[5]。现代农业技术进步与人工智能的不断发展,农事活动的可交易性、农业生产环节的可分工性、劳动质量的可监督性均显著提高,农业分工的空间不断拓展和深化^[15]。

自2003年起,中国实际工资以年均两位数增长,随着劳动力成本的不断攀升,农村劳动力大量非农转移,劳动力与资本的相对要素价格上涨,诱致农民采用劳动力节约型技术。农业机械化是一种典型的劳动力节约型技术,可以有效提高劳动生产率,减少劳动时间,增加作物产量^[16-18]。但是,由于缺乏融资条件,农民难以自主投资价格高昂的农业机械,因此更倾向于借助机械租赁市场或者通过农机服务“外包”的形式实现机械化生产^[10,19]。农户将劳动密集的生产环节,比如耕种和收割环节外包给专业化的机械服务提供方。这些机械服务提供方通常在一些城镇集聚,他们横跨全国以具有竞争力的价格为生产者提供收割服务^[20]。农业机械具有不可分性,但农机服务是可分的,现代农业技术的发展使得许多农艺与生产环节可以独立出来由专业的社会化服务组织统一提供,农机服务并不存在过多资产专用属性。假定提供服务的交易成本很低,通过与大量小农户签订合同,机械服务提供方可以享受规模经济。这一观点在印度的经验研究得到论证,采用机械化服务节省劳动力有助于扩大经营规模,实现规模经济,提高农业生产效率。

理论上,农机服务有利于粮食生产效率提升。农机服务通过服务外包的方式,将外包引入农业生产领域,通过影响农业生产各环节的平均生产率和发挥学习的正外部性,促进粮食生产效率提升^[4,21];农业分工深化及其跨区作业服务能够产生市场容量的空间溢出效应,培育外包服务市场有助于诱导农户卷入分工,从而产生农业分工经济性^[5]。农机服务可以极大解放农业劳动力,将他们从繁重的体力劳动中释放出来外出务工就业,通过促进劳动力转移和增加非农就业时间,增加非农收入,从而缓解可能由于资金约束造成的农业生产效率损失。

但是,农机服务一定能够促进粮食生产效率提升吗?答案是不确定的。对于农户而言,农业机械化能够提高劳动生产率,但不能增加每块土地的粮食产出^[22-23],生产性服务提高技术效率的关键在于技术服务,而非机械服务,农机服务产生的更多可能是劳动替代效应而非产出增长效应^[24]。并且,农机服务本质上属于雇工劳动,与家庭自用工异质,雇工生产可能导致效率损失^[6]。由于农户与农机服务供给主体之间信息不对称,存在服务主体降低服务质量投入和农户“过度监督”的双边道德风险^[25],农机手在农机作业过程中可能存在机会主义行为动机,会损害农业生产效率^[26]。另外,在低

收入发展中国家存在的威胁是“过早的机械化”可能导致要素市场扭曲,比如拖拉机购置补贴,最低工资率,以及土地产权的控制促进了雇工经营的大规模农户对租种的小规模农户的替代;由于被替代的劳动无法找到就业机会,这种“过早机械化”可能会导致效率损失^[27]。

与此同时,农机服务的劳动替代效应可能导致大量农业劳动力非农转移,农业部门出现劳动力瓶颈^[28-29],进而影响农业生产效率。农村劳动力文化水平较高的一般为青壮年劳动力,农村优质劳动力大量外流,留在农村的以老年劳动力和女性劳动力居多^[30-31],劳动力老龄化和女性化不利于先进农业技术的采用和扩散,从而降低农业生产效率^[32-33]。

也有文献研究表明,农业劳动力非农转移显著促进农场粮食作物生产的技术效率^[34]。劳动力的非农转移,为土地集中经营和商业化创造了条件,有助于提高劳动和其他投入要素的利用效率^[35]。并且,劳动力转移增加非农收入可以减小农户的资金约束,使之能及时雇佣劳动和购置农资,提高农业生产效率^[36]。因此,劳动力非农转移是把双刃剑,青壮年劳动力外流,可能导致粮食生产技术效率的损失,但通过务工获得非农收入有助于解决资金约束问题、将土地流转形成土地规模连片有助于实现规模经济,提高生产效率。

基于已有理论和文献研究成果,本文认为农机服务通过促进劳动力结构变化从而影响粮食生产技术效率,而劳动力结构变化推动农机服务的使用从而影响粮食生产技术效率。农机服务、农村劳动力结构变化与农业生产技术效率三者作用关系可由图 1 描述。

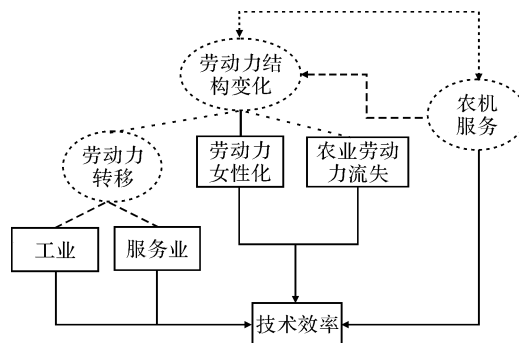


图 1 劳动力结构变化、农机服务与农业生产技术效率三者关系

二、数据、变量与模型

1. 模型选择

(1)SFA。随机前沿分析(stochastic frontier analysis, SFA),是由 Aigner 等和 Meeusen 等分别独立提出的、利用随机前沿生产函数进行效率估计的参数方法^[37-38]。首先,运用 SFA 方法估计每户农户的粮食生产技术效率。由于超越对数生产函数的设定形式较为灵活,无须限定各要素替代弹性完全相同或者要素替代弹性之和为 1,并且允许粮食生产投入与产出之间存在非线性关系。借鉴 Battese 等, Battese 等研究^[39-40],将农户粮食生产的超越对数随机前沿生产函数设置为:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln X_{ij} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m \beta_{jk} \ln X_{ik} + v_i - u_i \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 为第 i 农户农业(粮食)生产总产值, X_{ij} 为第 i 农户每亩地该作物的第 j 投入,包括土地投入(A)、劳动力投入(L)、资本投入(K)。 v_i 为服从正态分布的随机误差项, $v_i \sim iidN(0, \sigma_v^2)$; u_i 为效率损失项,假定 u_i 独立于 v_i ,并且服从均值为 U_i 、方差为 σ_u^2 的非负半正态分布, $u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$ 。 u_i 反映了农户偏离最优生产前沿的距离。常用的产出导向型的技术效率测量方法是实际产出与生产前沿上可能的最大产出之比,即 $TE_i = \exp(-u_i)$ 。

(2)中介效应模型。为了检验农机服务在农村劳动力结构变化影响粮食生产技术效率过程中的中介效应,即通过农机服务,劳动力流失、非农转移、女性化对粮食生产技术效率的效应发生变化。因此,可构建如下中介效应模型:

$$TE_i = \varphi_0 + \varphi_1 X_i + \varphi_2 Z_i + \epsilon_1 \quad (2)$$

$$MED_i = \omega_0 + \omega_1 X_i + \omega_2 Z_i + \epsilon_2 \quad (3)$$

$$TE_i = \rho_0 + \rho_1 MED_i + \rho_2 X_i + \rho_3 Z_i + \epsilon_3 \quad (4)$$

TE_i 为第 i 农户的粮食生产技术效率, X_i 为自变量, MED_i 为中介变量, $\varphi_0, \omega_0, \rho_0$ 为截距项, $\epsilon_1, \epsilon_2, \epsilon_3$ 为随机扰动项, $\varphi_1, \varphi_2, \omega_1, \omega_2, \rho_1, \rho_2, \rho_3$ 为回归系数, Z_i 为影响第 i 农户农机服务供给、劳动力结构和粮食生产技术效率的其他控制变量。 φ_1 是自变量影响第 i 农户粮食生产技术效率的总效应, ω_1 是自变量对中介变量的影响, ρ_1, ρ_2 分别为自变量、中介变量对第 i 农户粮食生产技术效率的直接效应。当模型中的待估系数 $\varphi_1, \omega_1, \rho_1$ 均显著时, 则存在中介效应。当待估系数 φ_1 显著, 而 ω_1, ρ_1 至少一个不显著时, 则需要进一步检验系数乘积的显著性(是否拒绝假设 $H_0: \omega_1 \rho_1 = 0$), 若显著则存在中介效应。当存在中介效应时 ρ_2 不显著则为完全的中介作用, 否则为“部分的”中介作用。本研究采用 Sobel 检验的显著性评估中介变量的中介效应。

本文主要考察两种中介效应: 一是农机服务是否能够通过推动农村劳动力结构变化从而促进粮食生产技术效率提升, 因变量为技术效率, 自变量为农机服务, 中介变量是劳动力结构; 二是农村劳动力结构变化是否能够通过促进农机服务发展从而提高粮食生产技术效率, 因变量为技术效率, 自变量为劳动力结构, 中介变量为农机服务。

2. 数据来源

本文使用的数据来自中山大学社会科学调查中心于 2014 年和 2016 年开展的“中国劳动力动态调查”(CLDS)。调查问卷包含个人、家庭和村庄三个层面的信息。由于 CLDS 采用轮换样本的追踪调查方式, 并且采用多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的样本抽样方法, 2016 年相对 2014 年新增大量农户调查样本。同时, 由于农户是否享有农机服务、劳动力结构和农业生产技术效率的测度指标属于受限变量, 非平衡面板数据模型、平衡面板数据模型都无法兼顾“诊断核心自变量的内生性问题并采用工具变量进行修正”和“调整村庄层面的聚类稳健标准误”的研究设计理念^[41], 故采用 2014 年和 2016 年的混合截面数据进行实证分析。

本文重点关注的是粮食生产问题, 由于经济作物的生产过程涉及的内容比较复杂, 故采用 CLDS2014 和 CLDS2016 家庭问卷中 F6.5 中的 F6.5.4 的成本和 F6.6 中的总成本比对, 筛选出只种粮食作物(稻谷、小麦、玉米等)的主体, 再剔除没有农业生产和粮食种植以及农地经营规模为 0 的样本, 剩余样本观测值个数共计 2299 个。调查样本分布于全国 25 个省份^①, 142 个区(县)、223 个村庄(社区)。其中, 能够享受机耕服务的农户样本的观测值个数为 795 个, 不能享受机耕服务的观测值个数为 1504 个。

3. 变量定义与描述性统计

变量的选择、定义和赋值见表 1, 具体包括投入与产出变量, 被解释变量、核心自变量与中介变量、控制变量四类。本研究关注的核心解释变量为农机服务和农村劳动力结构变化, 前者以村庄是否可以享受机耕服务作为代理变量, 后者主要以劳动力流失(城乡结构)、女性化程度(性别结构)、工业和服务业劳动力比例(产业结构)4 个指标衡量。

(1) 粮食生产技术效率(TE)。利用农户层面投入产出数据, 运用随机前沿超越对数生产函数估计粮食生产技术效率。投入产出变量的设定借鉴林文声等^[41]的做法进行处理^②。

(2) 农机服务。由于机耕服务在农业生产中具备较强代表性, 故采用农户所在村庄是否能够享受机耕服务($Tillage$)作为农机服务的代理变量, 重点讨论机耕服务在农村劳动力结构变化和粮食生产技术效率中发挥的效应。

① 本文根据自然地理区位将农户所在省份划分东部、中部和西部三个区域。其中, 东部: 河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东; 中部: 山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西部: 四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

② 由于在 CLDS 数据库中没有提供详细的投入产出数据, 本研究借鉴林文声等(2018)对投入产出变量的处理方法, 采用一年中农户家庭卖出所生产粮食作物(稻谷、小麦、玉米等)的产品总价值作为产出变量。投入变量中, 农业物质投入为一年中家庭经营粮食作物的总投入, 它包含了雇工、购买机械、外包服务等投入。

表 1 变量定义与描述

指标	定义及描述
投入与产出变量	
家庭粮食总产值 Y	连续变量,一年中农户家庭卖出所生产粮食作物(稻谷、小麦、玉米等)的产品总价值/元,取自然对数值
农地经营规模 A	连续变量,一年中家庭承包、租种或代耕并扣除抛荒后的耕地总面积(亩),取自然对数值
劳动力投入 L	连续变量,一年中家庭用于自家农业生产的时间投入/天,从个体问卷中将所有家庭成员用于自家农业生产天数加总,取自然对数值
农业物质投入 K	连续变量,一年中家庭经营粮食作物的总投入/元,取自然对数值
被解释变量	
技术效率 TE	连续变量,粮食生产技术效率,由超越对数 SFA 模型估计而来
核心自变量和中介变量	
机耕服务 $Tillage$	虚拟变量,本村是否可以享受到机耕服务? 是=1;否=0
劳动力流失 $Labor_loss$	连续变量,户籍在本社区但常年不住在本社区中 15~64 岁人口数与实际居住在本社区的总人口数之比
女性化程度 $Feminizing$	连续变量,实际居住在本社区的 15~64 岁常年居住人口中女性的比例
工业劳动力比例 $Industry_labor$	连续变量,常年居住在本社区的 15~64 岁人口中从事工业的比例
服务业劳动力比例 $Service_labor$	连续变量,常年居住在本社区的 15~64 岁人口中从事服务业的比例
控制变量	
经营规模 $Farm_size$	连续变量,家庭承包、租种或代耕并扣除抛荒后的耕地总面积(亩),取自然对数值
农业长期投资 $Agri_investment$	连续变量,购买拖拉机、大型农机具(如收割机、插秧机、播种机、大型联合收割机等)的总花费(元),取自然对数值
兼业化程度 $Diversification$	连续变量,家庭农林牧渔业总收入/家庭总收入
老龄化 $Aging$	连续变量,家庭老龄化程度,家庭 60 岁以上人口数量/家庭人口数量
家中有拖拉机 $Tractor$	虚拟变量,家中是否有拖拉机? 有=1;无=0
家庭收入 $Income$	连续变量,家庭总收入/元,取自然对数值
家庭农业产值 $Agri_output$	连续变量,家庭农林牧渔业毛收入/元;取自然对数值
村庄非农产业 $Non_agriculture$	虚拟变量,村庄有没有非农业经济(第二三产业)? 有=1;无=0
村庄土地调整 $Land_adjust$	虚拟变量,村庄 2013 年以来是否发生过农地调整? 是=1;否=0
灌溉需求 $Irrg_demand$	虚拟变量,本村农作物在生长期(收割前)是否需要灌溉? 是=1;否=0
灌溉设施 $Irrg_facility$	虚拟变量,本村是否有集体所有的灌溉设施或设备? 是=1;否=0
地形 $Terrain$	虚拟变量,本社区的地势:平原=1;山区或丘陵=0
东部 $East$	虚拟变量,东部地区=1;否=0
中部 $Central$	虚拟变量,中部地区=1;否=0
西部 $West$	虚拟变量,西部地区=1;否=0

(3)劳动力结构变化。劳动力流失($Labor_loss$):采用村庄外出人口劳动力数与村庄实际居住人口数之比衡量农村劳动力流失程度。女性化($Feminizing$):采用社区常住人口女性劳动力比例衡量劳动力女性化程度。社区常住女性劳动力比例=1-社区常住男性劳动力比例。劳动力转移:由配第一克拉克定律可知,劳动力会随着经济发展水平的提高而逐渐由第一产业向第二、三产业转移。本文采用村庄从事工业劳动力比例($Industry_labor$)和从事服务业劳动力比例($Service_labor$)描述农村劳动力非农转移。

(4)控制变量。在上述核心变量基础上,本文进一步控制了其他因素的影响。比如,经营规模越大,雇工成本和监督成本增加,农业生产率下降,经营规模与生产率之间存在显著负向关系^[7],故控制了规模因素。根据李旻等^[32]、Li 等^[42]的观点,农村劳动力老龄化延缓农业生产进度,使精耕细作的生产方式逐渐被“懒人农业”替代,而且严重制约农业新技术、新设备的应用和推广,不利于农业技术效率的提升,故控制了人口老龄化因素。特别地,集体经济时代建设的灌溉设施,使灌溉耕地面积得以增加,忽略灌溉因素可能导致遗漏变量偏差,因为拥有更高灌溉耕地比例的省份较不易受灾害天气影响^[43]。粮食生产技术效率可能受灌溉因素影响,因此控制了作物灌溉需求和村庄是否拥有集体所有的灌溉设施或设备 2 个虚拟变量。此外,基于黄祖辉等^[28]、林文声等^[41]的研究,本研究还控制了家庭人口特征、农业生产投资、兼业化程度、地形、地理区位等因素的影响。

变量描述性统计如表 2 所示。从投入产出来看,整体上,村庄能够享受机耕服务的农户的各项投

人产出均高于村庄无法享受机耕服务的农户。本研究采用超越对数随机前沿生产函数估计的全部农户样本的技术效率为 0.697,村庄能够享受机耕服务的为 0.703,高于无法享受机耕服务的 0.694^①。

表 2 核心变量描述性统计

变量	全部样本		村庄有农机服务		村庄无农机服务	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭农业总产值/元	13 514.33	21 096.84	15 070.75	28 096.56	12 683.34	16 113.59
经营规模/亩	8.8347	11.5524	8.9967	12.9756	8.7482	10.7191
农业生产时间投入/天	293.3299	186.6123	302.2902	197.5782	288.5459	180.3704
农业物质投入/元	6111.50	14731	6646.87	18242.94	5830.89	12500.11
技术效率	0.6973	0.0689	0.7029	0.0677	0.6944	0.0695
劳动力流失程度	0.3719	0.3425	0.4048	0.3617	0.3548	0.3309
女性化程度	0.4891	0.1256	0.5076	0.1207	0.4792	0.1271
劳动力转移_工业部门	0.0697	0.1382	0.0822	0.1260	0.0632	0.1438
劳动力转移_服务业部门	0.0474	0.0820	0.0562	0.0993	0.0426	0.0707
观测值	2299		795		1504	

从农村劳动力结构来看,能够享受机耕服务的村庄劳动力流失程度、劳动力女性化程度、劳动力转移至工业部门和服务业部门的比例均高于不能享受机耕服务的村庄。直觉上看,农机服务与劳动力流失、女性化和非农转移呈现正相关关系,但是农机服务与劳动力结构之间究竟存在怎么样的互动关系尚不清楚,其影响粮食生产技术效率的作用机理有待进一步论证。

三、结果与分析

1. 农机服务与劳动力结构变化对技术效率的影响

在回归方法的选择上,为了克服异方差性,本研究采用了广义最小二乘法(GLS)进行估计,农机服务和农村劳动力结构变化影响技术效率的回归结果如表 3 所示。

表 3 农机服务和劳动力结构变化对技术效率的效应

变量	回归 0 全部样本	回归 1 有补贴	回归 2 无补贴	回归 3 有土地 流转	回归 4 无土地 流转	回归 5 全程机 械化	回归 6 半机械化	回归 7 传统方式	回归 8 主产区	回归 9 非主产区
<i>Tillage</i>	0.0050* [0.0029]	0.0086*** [0.0031]	-0.0073 [0.0075]	0.0231*** [0.0064]	0.0010 [0.0033]	0.0044 [0.0052]	0.0092** [0.0042]	-0.0018 [0.0065]	0.0084** [0.0033]	0.0100 [0.0064]
<i>Labor_loss</i>	-0.0131*** [0.0043]	-0.0078* [0.0046]	-0.0302*** [0.0112]	-0.0078 [0.0101]	-0.0146*** [0.0048]	-0.0085 [0.0074]	-0.0063 [0.0065]	-0.0398*** [0.0089]	-0.0044 [0.0049]	-0.0318*** [0.0087]
<i>Feminizing</i>	0.0087 [0.0105]	0.0020 [0.0114]	0.0257 [0.0281]	-0.0473** [0.0239]	0.0187 [0.0117]	0.0151 [0.0153]	-0.0244 [0.0164]	0.0310 [0.0278]	0.0116 [0.0119]	0.0205 [0.0222]
<i>Industry_labor</i>	-0.0280** [0.0119]	-0.0213* [0.0123]	-0.0640* [0.0353]	-0.0304 [0.0307]	-0.0238* [0.0128]	0.0063 [0.0261]	-0.0405** [0.0159]	0.0057 [0.0266]	-0.0283** [0.0136]	-0.0108 [0.0254]
<i>Service_labor</i>	0.0412** [0.0180]	0.0336* [0.0193]	0.0929** [0.0470]	0.0714 [0.0502]	0.0395** [0.0193]	0.0188 [0.0251]	0.0943*** [0.0324]	-0.0105 [0.0427]	0.0530** [0.0217]	0.0182 [0.0329]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.4589*** [0.0167]	0.4681*** [0.0186]	0.4252*** [0.0385]	0.4594*** [0.0403]	0.4531*** [0.0185]	0.4037*** [0.0304]	0.4926*** [0.0255]	0.4278*** [0.0374]	0.4352*** [0.0208]	0.5167*** [0.0309]
观测值	2063	1598	464	367	1696	562	955	540	1319	744
R ²	0.2507	0.2465	0.3091	0.2469	0.2677	0.2938	0.2881	0.2893	0.2607	0.2550

注:***、**、*表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内的数字为标准误。下同。

农机服务对粮食生产技术效率存在显著正向影响,其总体效应为 0.0050。并且当农机服务和劳动力结构变化一同加入模型时,其系数值发生变化,这说明农机服务和劳动力结构在影响技术效率中发挥重要作用。正如前文所述,农机服务可以有效替代劳动,促进农业分工,提高生产效率。另一方面,农村劳动力非农转移等结构性变化,促进农机服务的使用,可以缓解由于劳动力流失和女性化等

① 受篇幅所限,本文并未报告超越对数随机前沿生产函数的参数估计结果,读者如有兴趣可联系作者索要。后文中控制变量的回归结果亦是如此。

造成的效率损失。但是,农机服务和劳动力结构变化之间互动关系的具体作用机制和影响程度还有待进一步讨论。

从农村劳动力结构变化对技术效率的影响来看,农村劳动力流失对技术效率存在显著的负向效应。原因可能在于,农村劳动力文化水平较高的一般为青壮年劳动力。这些优质劳动力大量外流,留在农村的是体质较差、能承受劳动强度小、文化水平较低的劳动力^[31],可能制约先进农业技术的采用和扩散,从而降低农业生产效率,并且由于农业劳动力投入减少,对粮食生产造成了不利影响^[28-29]。

从农村劳动力转移的产业结构来看,农村劳动力向工业部门转移对技术效率存在显著负向效应,劳动力向服务业部门转移对技术效率存在显著正向效应。其可能原因在于,当农村劳动力向工业部门转移时,通常需要离开本地,无法在从事非农劳动的同时参与农业劳动,导致农业生产时间投入减小,对粮食造成不利影响;相反,随着近年来国家对乡村旅游和休闲产业的大力支持,农村地区新产业新业态蓬勃发展,在乡村地区创造了很多就业机会。农村劳动力在向服务业转移的同时可以参与农业生产活动,与此同时,非农转移增加的非农收入,可以缓解农业生产中农户可能面临的资金约束,使之能及时雇佣劳动,购置农资和采纳先进技术,提高农业生产效率。

从农村劳动力性别结构来看,劳动力女性化程度对技术效率的影响并不显著,这与现有一些文献中关于农村劳动力女性化不利于农业生产的观点不相符合。农村劳动力女性化现象,即“农村留守”,意味着农业生产与发展依赖于体力、资本、技术等获取能力以及精神状态都呈弱势的群体,造成农地“撂荒”,加重农业生产的脆弱性和农村空心化;同时,较强势群体非农转移(青壮年男性劳动力为主以及“种田能手”)导致农业劳动力不足、农村消费能力下降、农村商业难以发展^[31]。事实上,农业机械化的不断发展,农业生产对劳动力体力的要求降低,农户可以通过使用农机服务,享受农业机械化对农业生产带来的优势,女性化对技术效率并没有产生显著负向效应。

值得注意的是,对于机械化条件、农地经营决策、农业发展状况、享有农业政策支持不同的村庄,农机服务和农村劳动力结构变化对技术效率的影响可能不同。本文根据农业机械化条件(农户粮食作物生产的农田耕种方式为全程机械化、部分机械化和传统农耕),粮食生产状况(村庄所在省份是否为粮食主产区),农地流转(农户是否转入农地)和农业支持政策(是否享受农业补贴)进行分组估计。

分组估计的结果可以看出,对于享受农业补贴的农户农机服务对技术效率影响显著为正向,但未享受补贴的农户则农机服务对技术效率影响不显著。从劳动力结构变化对技术效率的影响来看,享受补贴和未享受补贴的农户所在村庄的劳动力结构变化对技术效率的影响差异并不明显。

对于转入土地的农户,农机服务对技术效率存在显著正向效应,农村劳动力女性化对技术效率存在负向效应。而对于未发生土地流转的农户,农机服务和女性化对技术效率的影响不显著,同时,劳动力流失和劳动力向工业部门转移对技术效率存在显著负向效应,向服务业部门转移则存在正向效应。转入农地组的女性化程度对技术效率存在显著负向效应,原因可能在于,转入农地的农户一般为专业化种粮农户或种粮大户,农业生产中对科学种粮技术要求较高,女性化程度越高的村庄,可能掌握相关技术较少,导致技术效率受到制约。

对于采用全程机械化耕作方式的农户,农机服务、劳动力结构变化对技术效率的影响均不显著。对于采用半机械化耕作方式的农户,农机服务和劳动力向服务业转移对技术效率存在显著正向效应,向工业转移则对技术效率存在负向效应。对于采用传统耕作方式的农户,劳动力流失对技术效率具有显著负向效应。这可能是因为传统耕作方式对劳动力依赖程度较高,当劳动力外出务工时,从事农业生产的劳动力减少,损害农业生产效率。采取全程机械化生产时,机器替代劳动,导致农机服务和劳动力结构变化对技术效率的影响均不显著。

对于粮食主产区的农户,农机服务和劳动力向服务业部门转移对技术效率存在显著正向效应,向工业部门转移则存在显著负向效应。对于非主产区农户,农村劳动力外出务工对技术效率存在显著负向效应。原因可能在于,随着近年来土地流转和农业社会化服务模式的不断发展,农村地区出现大量专业化的种粮主体以及农机服务主体,尤其是在粮食主产区,农户通过采用农机服务,可以有效替代劳动,农户外出务工从事非农经营,并且专业化的农机服务主体通过推动服务的集中连片,可以

实现服务规模经济,农业生产效率高于普通农户,因此农业劳动力外流并未显著制约技术效率的提升。

2. 农机服务的中介效应

为了进一步揭示农机服务、劳动力结构和粮食生产技术效率三者之间的互动关系,本文运用中介效应模型分别检验农机服务和劳动力结构变化的中介效应。根据模型设定,首先检验农机服务是否在农村劳动力结构变化影响技术效率的过程中产生了中介效应(表 4)。从回归结果来看,农机服务存在显著的中介效应,并且 4 个中介效应模型在 Sobel 检验下均显著。

回归(1)表明劳动力流失对技术效率的直接效应显著为负向,估计系数为 -0.0181 。回归(2)表明劳动力流失促进了农机服务使用,即劳动力外出务工比例越高的村庄农机服务使用概率越高。回归(3)中农机服务和劳动力流失程度的估计系数均显著,表明控制了劳动力流失变量后,中介变量农机服务对技术效率的正向效应仍显著。由于 $\varphi_1, \omega_1, \rho_1$ 三个参数估计值均显著,并且 $(\omega_1 \times \rho_1)$ 与 ρ_2 符号相反,表明存在农机服务的中介效应。但由于 ρ_2 显著,表明农机服务存在“部分的”中介效应。其中,农机服务的中介效应为 -3.74% ,间接效应与直接效应的比重为 -0.0361 。这表明农机服务可以缓解由于农村劳动力流失造成的技术效率损失。

回归(4)、(5)和(6)为农机服务在农村劳动力女性化影响技术效率中发挥的中介效应检验结果。可以看出,女性化对技术效率不存在显著效应,但是女性化通过促进农机服务使用,从而促进技术效率提升,农机服务的中介效应为 35.13% 。

回归(7)、(8)和(9)为农机服务在农村劳动力向工业部门转移影响技术效率中发挥的中介效应检验结果。劳动力向工业部门转移对技术效率存在显著负向效应,并且劳动力转移比例越高,农机服务使用概率越大。在控制劳动力向工业部门转移变量后,中介变量农机服务对技术效率的正向效应仍显著。农机服务的中介效应为 -8.94% ,间接效应与直接效应的比重为 -0.0821 。表明农机服务可以扭转劳动力向工业部门转移造成的粮食生产技术效率损失的 8.94% 。

回归(10)、(11)和(12)为农机服务在农村劳动力向服务业部门转移影响技术效率中发挥的中介效应检验结果。总体上农村劳动力向服务业部门转移对技术效率有显著正向效应,并且劳动力转移比例越高,农机服务使用概率越大。在控制劳动力向服务业部门转移变量后,中介变量农机服务对技术效率的正向效应仍显著。农机服务的中介效应为 10.69% ,间接效应与直接效应的比重为 0.1197 。这表明农村劳动力向服务业部门转移对技术效率提升大约有 10.69% 是通过农机服务实现的。

3. 劳动力结构变化的中介效应

从前文分析可以看出,农机服务是一种在农业中实现分工效率的重要方式,农户通过服务外包的形式,将部分或全部生产环节,尤其是对体力要求较高的生产环节,比如机械耕作,排水灌溉和机械收割等,外包给专业化的农业生产主体,在农业生产中实现分工经济,提高农业生产效率。同时,农机服务可以有效替代劳动,将农户从繁重的体力劳动中解放出来,促进农业劳动力向工业和服务业非农转移。但是,一方面,这从一定程度上意味着农村劳动力流失,可能造成技术效率损失。另一方面,农机服务本质上属于服务外包,由于信息不对称,可能存在逆向选择和道德风险,进而产生高昂的监督成本,导致农业生产的低效率。鉴于此,本文检验了农村劳动力结构变化在农机服务影响粮食生产技术效率中发挥的中介效应。回归结果如表 5 所示。

整体上,农机服务对技术效率的总体效应显著为 0.0059 ,并且农机服务对农村劳动力流失、农村劳动力女性化程度、农村劳动力向工业和服务业转移存在显著正向效应。回归(1)、(2)和(3)为农村劳动力流失在农机服务影响技术效率的中介效应检验结果。由于三个参数估计值均显著,并且与符号相反,但由于显著,表明劳动力流失存在“部分的”中介效应,但是 Sobel 检验结果并不显著,这意味着劳动力流失并不一定会制约农机服务对技术效率的正向效应。回归(4)、(5)和(6)为农村劳动力女性化在农机服务影响技术效率的中介效应检验结果。从系数显著性和 Sobel 检验结果均可以看出,劳动力女性化程度不存在显著中介效应。回归(7)、(8)和(9)为农村劳动力向工业部门转移在农机服务影响技术效率的中介效应检验结果。可以看出,劳动力向工业部门转移比例存在“部分的”中介效

表 4 农机服务的中介效应

变量	回归 1 TE	回归 2 Tillage	回归 3 TE	回归 4 TE	回归 5 Tillage	回归 6 TE	回归 7 TE	回归 8 Tillage	回归 9 TE	回归 10 TE	回归 11 Tillage	回归 12 TE
<i>Tillage</i>			0.0065** [0.0028]		0.0058** [0.0028]				0.0052* [0.0028]			0.0054* [0.0028]
<i>Labor_loss</i>	-0.0181*** [0.0038]	0.1031*** [0.0293]	-0.0188*** [0.0038]									
<i>Feminizing</i>				0.0059 [0.0104]	0.3590*** [0.0789]	0.0038 [0.0105]						
<i>Industry_labor</i>							-0.0191* [0.109]	0.3283*** [0.0829]	-0.0209* [0.110]			
<i>Service_labor</i>										0.0305* [0.0167]	0.5984*** [0.1261]	0.0273* [0.0168]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.4690*** [0.0159]	-0.1174 [0.1210]	0.4698*** [0.0159]	0.4533*** [0.0163]	-0.1561 [0.1230]	0.45421*** [0.0163]	0.4601*** [0.0159]	-0.0690 [0.1202]	0.4605*** [0.0159]	0.4537*** [0.0156]	-0.0377 [0.1181]	0.4539*** [0.0156]
R ²	0.2459	0.1179	0.2478	0.2455	0.1150	0.2469	0.2464	0.1088	0.2475	0.2465	0.1158	0.2478
观测值		2113			2217			2114			2217	
Sobel Mediation Tests		0.0007** [0.0003]		0.0021* [0.0011]		0.0017* [0.0010]		0.0017* [0.0018]		0.0032* [0.0018]		
Total mediated effect		-3.74%		35.13%		-8.94%		10.69%				
Indirect to direct effect ratio		-0.0361		0.5415		-0.0821		0.1197				

表 5 劳动力结构变化的中介效应

变量	回归 1 TE	回归 2 Labor_loss	回归 3 TE	回归 4 TE	回归 5 Feminizing	回归 6 TE	回归 7 TE	回归 8 Industry_labor	回归 9 TE	回归 10 Service_labor	回归 11 TE
<i>Tillage</i>	0.0055* [0.0028]	0.0566*** [0.0161]	0.0065** [0.0028]	0.0059** [0.0028]	0.0259*** [0.0057]	0.0058** [0.0028]	0.0047* [0.0028]	0.0225*** [0.0057]	0.0052* [0.0028]	0.0169*** [0.0035]	0.0054* [0.0028]
<i>Labor_loss</i>											
<i>Feminizing</i>						0.0038 [0.0105]					
<i>Industry_labor</i>											
<i>Service_labor</i>											0.0273* [0.0168]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.4663*** [0.0160]	0.1817** [0.0896]	0.4698*** [0.0159]	0.4559*** [0.0156]	0.4506*** [0.0316]	0.4542*** [0.0163]	0.4598*** [0.0159]	0.0295 [0.0315]	0.4605*** [0.0159]	0.0726*** [0.0197]	0.4539*** [0.0156]
R ²	0.2393	0.0719	0.2478	0.2469	0.0860	0.2469	0.2462	0.1141	0.2475	0.0643	0.2478
观测值	2113	2133	2113	2217	2217	2217	2114	2114	2114	2217	2217
Sobel Mediation Tests		-0.0011		0.0001 [0.0002]				-0.0004** [0.0002]		0.0004 [0.0003]	
Total mediated effect		-19.35%		1.69%				-9.94%		7.80%	
Indirect to direct effect ratio		-0.1621		0.0172				-0.0904		0.0846	

应,并且中介效应为 -9.94% ,间接效应与直接效应的比重为 -0.0904 。这表明农机服务促进劳动力向工业部门转移,削弱了农机服务对技术效率的正向效应。回归(4)、(10)和(11)为农村劳动力向服务业部门转移在农机服务影响技术效率的中介效应检验结果。可以看出劳动力向服务业部门转移比例存在“部分的”中介效应,但是 Sobel 检验结果并不显著,说明劳动力向服务业部门转移对农机服务与技术效率之间关系并未发生显著效应。

综合农机服务和农村劳动力结构变化的中介效应来看,一方面,农村劳动力流失、劳动力女性化、劳动力向工业部门转移和向服务业部门转移推动农机服务使用,促进了粮食生产技术效率的提升。另一方面,农机服务对粮食生产技术效率存在显著正向效应,农机服务实现对农村劳动力的替代,加速农村劳动力外出务工和向工业部门转移,造成技术效率损失,同时推动农村劳动力向服务业转移,提高粮食生产技术效率。这一过程中,农机服务在农村劳动力结构变化对技术效率的影响中存在显著的中介效应。而劳动力结构的中介效应中,劳动力向工业部门转移在农机服务影响技术效率中存在显著中介效应。农村劳动力结构变化、农机服务对粮食生产技术效率的中介效应如图 2 所示。

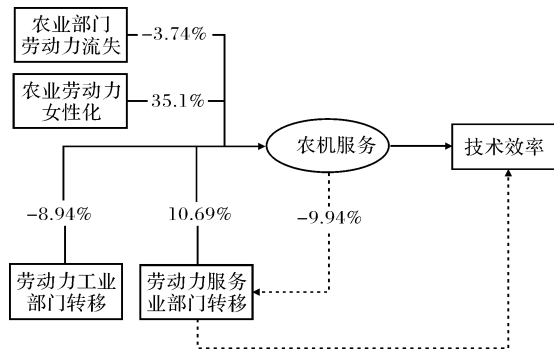


图 2 劳动力结构变化、农机服务对粮食生产技术效率的中介效应

而劳动力结构的中介效应中,劳动力向工业部门转移在农机服务影响技术效率中存在显著中介效应。农村劳动力结构变化、农机服务对粮食生产技术效率的中介效应如图 2 所示。

四、结论与政策含义

利用“中国劳动力动态调查”(CLDS)2014 年和 2016 年在中国大陆 25 个省份,223 个村庄的 2299 个农户层面的混合截面数据,运用超越对数 SFA 方法估计粮食生产技术效率,构建中介效应检验模型,考察农机服务、农村劳动力结构变化和技术效率三者之间的互动关系。研究发现:(1)农机服务对粮食生产技术效率存在显著正向效应,农村劳动力流失和劳动力向工业部门转移对技术效率存在显著负向效应,农村劳动力向服务业部门转移对技术效率存在显著正向效应,农村劳动力女性化对技术效率未发现显著负向效应。并且,在不同的机械化耕作方式(全程机械化、半机械化和传统耕作方式)、享受农业补贴政策、农地经营决策(土地转入)和农业发展状况(是否位于粮食主产区)条件下,农机服务和劳动力结构变化对粮食生产技术效率的影响存在一定差异。(2)农机服务在农村劳动力结构变化对技术效率的影响中发挥显著中介效应,即农村劳动力流失、劳动力女性化、劳动力向工业部门和服务业转移,促进了农机服务使用,进而提高了技术效率。其中,通过农机服务缓解了由于劳动力流失和劳动力向工业部门转移造成的技术效率损失,农机服务的中介效应分别为 -3.74% 和 -8.94% 。通过农机服务促进了劳动力向服务业部门转移对技术效率的正向效应,农机服务的中介效应为 10.69% ,劳动力女性化通过农机服务提高了技术效率,农机服务中介效应为 35.1% 。(3)农机服务对劳动力流失、女性化程度、劳动力向工业和服务业部门转移存在显著正向效应。但是,仅农村劳动力向工业部门转移在农机服务与技术效率关系中发挥显著中介效应为 -9.94% ,即农机服务推动农村劳动力向工业部门转移,造成了技术效率损失。农机服务造成的农村劳动力流失、女性化和向服务业部门转移对技术效率并未发生显著的中介效应。

本文认为,农机服务是推动农村劳动力转移和农业生产效率提升的重要抓手。农机服务通过服务外包的方式,将不同生产环节交由专业化生产组织,促进了分工效率,将先进的科学种粮技术引入农业生产过程,并且替代了劳动力,提高了生产效率。发展农机服务是小农户实现农业机械化,与现代农业有机衔接的重要路径,是现阶段中国在农地经营规模小、耕地细碎化严重、农业劳动力非农转移、农村劳动力女性化、人口结构老龄化加剧的国情下,应对劳动力成本刚性上升、人口红利消失的关

键,是提高粮食生产效率和农业竞争力的重要手段。因此,中国应当继续推动农业社会化服务体系建设和完善,推进农机具补贴政策,鼓励和支持农机合作社、农机专业户、种粮大户等农机服务组织的发展,探索和创新跨区作业服务、农机服务、土地托管、代耕代种等服务模式,为农机服务发展创造良好条件。同时,为劳动力非农转移提供就业支持政策和相应制度保障,消除非农转移劳动力的后顾之忧。另外,发展乡村旅游和休闲产业的发展,促进农村地区三产融合,鼓励农户在农村地区开展兼业化经营,从而增加农户非农收入,缓解农户农业生产资金约束,提高农业生产效率。

农机服务对农村劳动力结构与技术效率存在显著直接效应和中介效应的研究结论,为其他具备与中国资源禀赋条件类似的国家提供切实可行的借鉴和参考。尤其是在经营规模过小,劳动力成本日益攀升,农村劳动力大规模非农转移的东亚国家,可以通过鼓励和支持农机服务的发展,实现劳动替代,有效缓解农业劳动力流失对农业生产效率可能造成的损失。

参 考 文 献

- [1] FOSTER A,ROSENZWEIG M R. Are Indian farms too small? Mechanization,agency costs and farm efficiency[C]. Economic Growth Center,Yale University New Haven CT,2011.
- [2] PARK G,MC DONALD J,DEVKOTA M,et al. Increasing yield stability and input efficiencies with cost effective mechanization in Nepal[J]. Field crops research,2018(228):93-101.
- [3] YANG J,HUANG Z,ZHANG X,et al. The rapid rise of cross-regional agricultural mechanization services in China[J]. American journal of agricultural economics,2013,95(5):1245-1251.
- [4] 陈超,李寅秋,廖西元,等.水稻生产环节外包的生产率效应分析——基于江苏省三县的面板数据[J].中国农村经济,2012(2):86-96.
- [5] 张露,罗必良.小农生产如何融入现代农业发展轨道? ——来自中国小麦主产区的经验[J].经济研究,2018(12):144-160.
- [6] COELLI T J,BATTESE G E. Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers[J]. Australian journal of agricultural economics,1996,40(2):103-120.
- [7] FEDER G. The relation between farm size and farm productivity:the role of family labor,supervision and credit constraint[J]. Journal of development economics,1985,18(2):297-313.
- [8] HAYAMI Y,OTSUKA K. The economics of contract choice:an agrarian perspective[M]. Oxford:Clarendon Press,1993.
- [9] LIU Y,VIOLETTE W,BARRETT C,et al. Structural transformation and intertemporal evolution of real wages,machine use, and farm size-productivity relationships in Vietnam[C]// IFPRI Discussion Paper,Washington,DC,2013.
- [10] WANG X,YUMAUCHI F,HUANG J,et al. Rising wages,mechanization,and the substitution between capital and labor:evidence from small scale farm system in China[J]. Agricultural economics,2016(47):309-317.
- [11] 李谷成,李焯阳,周晓时,等.农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果? [J].中国农村经济,2018(11):112-127.
- [12] 亚当·斯密.国民财富的性质和原因的研究[M].郭大力,王亚南,译.北京:商务印书馆,1997.
- [13] YOUNG A. Increasing returns and economic progress[J]. Economic journal,1928,38(152):527-542.
- [14] 杨小凯.经济学——新兴古典与新古典框架[M].北京:社会科学文献出版社,2003.
- [15] 罗必良.论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J].中国农村经济,2017(11):2-16.
- [16] 彭代彦.农业机械化与粮食增产[J].经济学家,2005(3):50-54.
- [17] 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.
- [18] 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,2018,34(9):1-10.
- [19] WANG X,YUMAUCHI F,HUANG J,et al. What constrains mechanization in Chinese agriculture? Role of farm size and fragmentation[J]. China economic review,2018(9):1-9.
- [20] ZHANG X,YANG J,REARDON T,et al. Mechanization outsourcing clusters and division of labor in Chinese agriculture[J]. China economic review,2017(43):184-195.
- [21] 张忠军,易中懿.农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究——基于358个农户的实证分析[J].农业经济问题,2015(10):69-76.
- [22] 罗象谷.农业机械化是农业的根本出路吗? [J].中国农村经济,1985(7):56-58.
- [23] 黄玛兰,李晓云,游良志.农业机械与农业劳动力投入对粮食产出的影响及其替代弹性[J].华中农业大学学报(社会科学版),

- 2018(2):37-45.
- [24] 赵玉姝,焦源,高强,等.农机服务外包的作用机理及合约选择[J].中国人口·资源与环境,2013,23(3):82-86.
- [25] 宦梅丽,侯云先.农业生产环节外包中服务质量控制契约研究[J].农林经济管理学报,2020,19(3):288-296.
- [26] 蔡健,刘文勇.农业社会化服务与机会主义行为:以农机手作业服务为例[J].改革,2019(3):18-29.
- [27] HAYAMI Y,KAWAGOE T. Farm mechanization, scale economies and polarisation[J]. Journal of development economics,1989, 31(2):221-239.
- [28] 黄祖辉,王建英,陈志钢,等.非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响[J].中国农村经济,2014(11):4-16.
- [29] 钟甫宁,陆五一,徐志刚,等.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济,2016(7):36-47.
- [30] HUANG P. The reasant family and rural development in the Yangzi Delta;1935—1988[M]. Stanford;Stanford University Press, 1990.
- [31] 黄宗智.长江三角洲小农家庭与乡村发展[M].上海:中华书局出版社,1992.
- [32] 李旻,赵连阁.农业劳动力“女性化”现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析[J].中国农村经济,2009(5):61-69.
- [33] 李旻,赵连阁.农业劳动力“老龄化”现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析[J].农业经济问题,2009(10):12-18.
- [34] DHEHIBI A,ALIMARI N,HADDAD A,et al. Technical efficiency and its determinants in food crop production:a case study of farms in West Bank,Palestine[J].Journal of agricultural science and technology,2014(16):717-730.
- [35] NIROULA G S,THAPA G B. Impact and causes of land fragmentation, and lessons learned from land consolidation in South A-sia[J]. Land use policy,2005 (22):358-372.
- [36] WOUTERSE F. Migration and technical efficiency in cereal production:evidence from Burkina Faso[J]. Agricultural economics, 2010(41):385-395.
- [37] AIGNIER D J,LOVELL C A K,SCHMIDT P J,et al. Formulation and estimation of stochastic frontier production functionmod-els[J]. Journal of econometrics,1977(6):21-37.
- [38] MEEUSEN W,VANDENBROECK J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error[J]. International economic review,1977,18(2):435-444.
- [39] BEATTIE B R,TAYLOR C R. The economics of production[M]. New York;Wiley,1985.
- [40] 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):153-69.
- [41] 林文声,王志刚,王美阳,等.农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J].中国农村经济, 2018(8):64-82.
- [42] LI M,SICULAR T. Aging of the labor force and technical efficiency in crop production:evidence from Liaoning Province,China [J]. China agricultural economic review,2013,5(3):342-359.
- [43] BAI Y,KUNG J K. The shaping of an institutional choice:weather shocks,the great leap famine,and agricultural decollectiviza-tion in China[J]. Explorations in economic history,2014(54):1-26.

(责任编辑:金会平)