

从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率^{*}

盖庆恩 李承政 张无垠 史清华

内容提要:土地流转是中国农业生产实现从小农户到规模经营转型的关键。本文构建理论模型刻画了土地流转、农户就业选择与农业生产效率间的关系,强调土地流转不仅能直接提高农地配置效率,还通过影响农户就业选择和技术采用,间接提高农业全要素生产率,并估计了土地流转对农户转型和农业生产的影响程度。定量结果表明,若有效配置土地资源,农业生产将实现从小农户到规模经营的转型,农业全要素生产率还将提高71.02%。劳动力市场改革、农产品价格调整等均会影响农户转型和农业生产效率。

关键词:土地流转 规模经营 就业选择 资源误配 全要素生产率

一、引言

土地是进行农业生产的必备要素之一,土地资源的有效配置对农户就业、农业生产及宏观经济增长都具有非常重要的影响。党的十八大以来,关于农村土地问题,中央政府形成了“落实农村土地集体所有权、稳定农户土地承包权、放活农地经营权”这一农地工作新思路(刘守英,2022)。党的二十大报告提出要“全面推进乡村振兴,加快建设农业强国”,发展农业适度规模经营是重要抓手。2023年的中央一号文件也提出,“要引导土地经营权有序流转,发展农业适度规模经营”。土地流转是实现农业生产从小农户向规模经营转变的关键,在此背景下,一个重要问题是:土地流转对农户转型和农业生产效率有怎样的影响?尤其是在户籍改革逐步深化、农地流转补贴、农产品价格等政策频繁调整下,土地流转在提高农地资源配置效率的同时,伴随着农户耕种面积的扩大,农业生产方式、技术等也将随之发生改变。因此,土地流转不仅关乎农户切身利益,更关系着国家粮食安全。土地流转对农户转型和农业生产效率影响的传导机制和影响程度尤其值得关注。对此问题的回答不仅有助于理解土地资源配置对农户就业和农业全要素生产率的影响,丰富农户行为和资源误配的研究,而且对深化土地制度改革、保障粮食安全具有重要意义。

土地流转对农业生产效率存在多方面的影响。一方面,直接配置效应。在家庭联产承包责任制下,农村土地平均分配,忽略了农户在农业生产效率上的差异,会导致土地资源误配。土地流转可以将土地由低效率的农户转向高效率的农户,从而优化土地资源配置,直接提高农业生产效率。另一方面,动态效应或间接效应。随着土地流转市场的建立,农户农业生产所面临的土地约束将随之改变,农户的就业行为也将相应调整,只有真正具有比较优势的农户才继续进行农业生产。从现实来看,农业技术使用同样受到农户经营规模的约束。土地流转使得农户土地经营规模扩大,可能推动农户采用现代生产技术,从而间接提高农业生产效率。基于上述机理,本文研究了土地流转对农户就业和农业生产效率的影响,探讨了土地流转影响农户决策和农业生产效率的机制,并定量评

^{*} 盖庆恩,上海财经大学财经研究所,邮政编码:200433,电子信箱:gai.qingen@shufe.edu.cn;李承政(通讯作者),暨南大学经济与社会研究院,邮政编码:510632,电子信箱:lcz0614@jnu.edu.cn;张无垠、史清华,上海交通大学安泰经济与管理学院,邮政编码:200030,电子信箱:zhangwuke@sjtu.edu.cn,shq@sjtu.edu.cn。本文研究得到国家自然科学基金(71903074、72073087、72173085)、国家社会科学基金重大项目(21&ZD077)、上海市社科规划课题(2020BJL001)、上海市“曙光计划”(22SG32)和上海交通大学现代金融研究基金(202204)的资助。作者感谢匿名审稿专家提供的建设性意见,感谢仇焕广、周力、杜鹏程等给予的宝贵建议,感谢王美知博士生出色的助研工作。当然,文责自负。

估了其影响程度。具体而言,本文从现实出发,建立理论模型刻画了农户就业与农业技术选择决策,明确了土地流转对农户转型和农业生产影响的传导机制,并进一步使用全国农村固定观察点数据对模型进行校准,定量评估了土地流转对农业生产效率的影响,最后结合实际模拟分析了不同政策对农业生产效率的影响。定量研究表明,相比于2013年,近年来的土地流转使得农业全要素生产率提高了17.15%;未来若土地得到有效配置,农业生产将实现从小农户经营向规模经营的转型,农业全要素生产率还将提高71.02%。此外,劳动力市场改革、农产品价格、农业补贴调整和技术进步均会影响农户转型和农业生产效率。本文主要贡献有二:一是,构造理论模型刻画了农户的就业和技术选择,明晰了土地流转对农户转型和农业生产效率的影响机制,强调了土地资源误配的动态影响;二是,结合中国农村实际,在土地资源误配的基础上进一步评估了劳动力市场改革、农产品价格调整等对农户转型和农业生产的影响。

本研究一方面与土地流转有关。钟甫宁和纪月清(2009)、孙琳琳等(2020)研究了农地调整、农地确权等对农业生产、投资等的影响;钱忠好(2008)、程令国等(2016)则分别研究了劳动力市场发展、农地确权等对农地流转的影响;而冒佩华等(2015)则评价了农地流转对农民收入、劳动生产率的影响;郜亮亮(2020)分析了中国种植类家庭农场的土地形成及其使用特征。Chari et al. (2021)研究了《农村土地承包法》实施所带来的土地流转对农业生产的影响,研究表明《土地承包法》的实施使中国农业总产出和生产效率分别提高了8%和10%。周力和沈坤荣(2022)发现农地“三权分置”改革可以通过提高农业生产率提高农户收入,刘守英(2022)系统分析了中国农地制度的改革进程。

另一方面,本研究也与资源误配相关。Hsieh & Klenow(2009)提出可以使用价值全要素生产率(total factor productivity of revenue,记为TFPR)的离散程度来衡量资源配置效率,若中国的资源配置效率能够达到美国的水平,制造业的全要素生产率将提高30%—50%。龚关和胡关亮(2013)、盖庆恩等(2017)等延续了Hsieh & Klenow(2009)的思路,分别研究了中国制造业和农业的要素资源误配。近年来,越来越多的文献表明要素市场扭曲不仅造成静态效率损失,而且还会影响企业动态决策,扭曲企业行为并产生动态效率损失(Midrigan & Xu, 2014),资源误配的动态影响需要引起足够重视(Restuccia & Rogerson, 2017)。具体到土地,Adamopoulos & Restuccia(2014)发现由于制度约束,土地资源误配在欠发达国家广泛存在。Chen(2017)发现土地产权不清会阻碍土地流转,并降低欠发达国家农业的生产效率;如果明晰土地产权,农业全要素生产率可提高82.5%。盖庆恩等(2017)、Restuccia & Santaaulalia-Llopis(2017)分别研究了中国和马拉维的土地资源配置情况。上述文献主要考虑了要素市场扭曲所带来的直接效率损失。Adamopoulos & Restuccia(2020)关注了1988年菲律宾土地制度改革对农户就业选择和农业生产技术选择的动态影响,研究发现该项改革导致菲律宾农户的经营规模和农业生产效率分别下降了34%和17%。Adamopoulos et al. (2022)基于全国农村固定观察点数据研究了土地资源误配对中国经济增长的影响,但并未考虑土地流转后农户农业生产技术的变化。Chen(2020)发现农户经营规模会正向影响农业机械和现代生产技术的采用。Foster & Rosenzweig(2022)也发现土地规模对农户机械采用具有重要影响,而龚斌磊(2022)从多个维度考察了中国农业技术扩散和生产率差距扩大的现象。在中国农村土地制度改革逐步深入,同时劳动力市场、农产品市场改革等不断推进的背景下,从小农户向规模经营转型的过程中,土地流转对农户的技术选择需要引起更多的关注。

本文后续部分安排如下:第二部分,从农户行为出发构建符合中国现实的理论模型,分析农户就业和生产技术选择的决策机制;第三部分,在理论模型基础上,结合中国现实估计参数并对模型进行校准;第四部分,定量评估不同政策下农户的就业行为和技术选择及其对农业生产的影响;最后总结本文的研究发现,并提出相应的政策建议。

二、理论模型

本部分将从中国现实出发,聚焦土地流转背景下小农户与规模经营户的农业生产差异,构建包含土地与劳动力市场的农户就业模型,并基于此刻画农户的就业和技术选择,揭示农户选择的内在机理,建立土地流转、农户转型与农业全要素生产率的关系,为后续定量分析提供理论基础。

(一) 基本假设

1. 土地分配

假设经济中有 N 个代表性个人,每个人都有唯一的户籍状态:农业户口(R)或城镇户口(U)。其中,农业户口的个人数量为 N_R ,城镇户籍的个人数量为 N_U ,城镇化率(s_U)为:

$$s_U = \frac{N_U}{N} = \frac{N_U}{N_R + N_U} \quad (1)$$

该经济中耕地面积总量为 $\bar{L}$,仅能用于农业生产且全部为农村人口所有。在家庭承包责任制下,耕地按照人口数量进行平均分配。假设代表性个人 i 承包耕地面积 $\bar{l}_i$,理想状态下每个人都将获得相同的耕地数量,即:

$$\bar{l}_i = \bar{l} = \frac{\bar{L}}{N_R} \quad (2)$$

2. 农业经营能力

经济中有农业(agriculture,简写为 a)和非农(non-agriculture,简写为 n)两个部门,分别生产农产品和非农产品。劳动力可以选择在农业部门或非农部门工作,其在两个部门的能力存在差异,代表性农户均拥有一单位的非农生产能力,而在农业部门的生产经营能力为 $z_{a,i}$ 。本文假设经济中流转土地的平均租金为 q ,但不同农户的土地流转价格存在差异,农户真实土地流转租金为 $\tau_i q$ 。此处 τ_i 意味着农户间土地流转价格(或土地边际产出)存在差异,其分布情况反映了农地资源的扭曲程度(Hsieh & Klenow, 2009)。Adamopoulos et al. (2022) 的研究表明农户土地市场扭曲与其农业生产效率并非独立,而是存在正相关关系,即农户经营能力越强,其土地的边际产出越高。因此,假设农户面临的土地市场扭曲程度(τ_i)与其农业生产效率($z_{a,i}$)服从均值为 0,方差分别为 σ_τ^2 和 σ_z^2 ,协方差为 $\sigma_{\tau z}$ 的联合对数正态分布,即:

$$\begin{pmatrix} \log \tau_i \\ \log z_{a,i} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_\tau^2 & \sigma_{\tau z} \\ \sigma_{\tau z} & \sigma_z^2 \end{pmatrix} \right) \quad (3)$$

3. 生产函数

农业生产:代表性农户投入土地、劳动和农业生产技术采用 C-D 生产函数进行生产,即:

$$y_{a,i} = (A_a k_i z_{a,i})^{1-\alpha} (l_i^\beta h_i^{1-\beta})^\alpha \quad (4)$$

此处, $y_{a,i}$ 为农户 i 的农业产出, l_i 和 h_i 分别为该农户投入的土地和劳动数量, α 衡量了要素投入的收入份额, β 则进一步衡量了土地占要素投入的比重。 $z_{a,i}$ 为农户 i 的农业生产经营能力; A_a 为通用生产技术,所有农户均相同; k_i 衡量了小农户与规模经营户的技术差异。当前中国农业生产正处于小农户向规模经营的转型中,相比于小农户,规模经营户的农业生产技术更加先进。第三次农业普查显示,2016 年全国户均拥有拖拉机 0.1297 台,插秧机 0.0033 台,联合收割机 0.0055 台;而中国家庭农场发展报告(2018)则显示家庭农场户均拥有拖拉机 1.99 台,插秧机 0.38 台,联合收割机 0.51 台,后者分别是前者的 15.35 倍、115.92 倍和 92.80 倍。为此,本文假设农业生产存在传统(T)和现代(M)两种不同技术,农户可以根据自身情况进行选择,不同技术下的农业生产效率为:

$$k_i = \begin{cases} 1, & \text{传统生产技术} \\ k > 1, & \text{现代生产技术} \end{cases}; C_i = \begin{cases} 0, & \text{传统生产技术} \\ C_f > 0, & \text{现代生产技术} \end{cases} \quad (5)$$

C_i 为农户 i 采用技术的投入成本,对于传统生产技术,农户不需要投入固定成本,此时 $C_i = 0$; 对于现代生产技术,其存在进入门槛,农户需要投入固定成本 C_f ,且 $C_f > 0$ 。

非农部门:企业投入技术、劳动和资本采用规模报酬不变的 C-D 函数进行生产,即:

$$Y_n = A_n K_n^{1-\gamma} H_n^\gamma \quad (6)$$

此处, Y_n 为非农部门的产出, A_n 为相应的生产效率, K_n 为资本投入, H_n 为有效劳动投入, γ 为劳动收入份额, 非农部门的工资水平为 w_n 。对于非农部门其劳动投入既包含城镇户口, 也有农业户口。基于中国现实情况, 假设城镇户口劳动力全部进入非农部门, 流动劳动力的数量为 $H_{R,n}$, 则非农部门的劳动投入可以表示为:

$$H_n = N_U + H_{R,n} \quad (7)$$

考虑到中国存在较为严重的劳动力市场分割, 农村户籍的劳动力并不能够自由进入非农部门, 农业和非农部门间的劳动力工资存在较大差异(袁志刚和解栋栋, 2011; 孙文凯等, 2011; 杨曦和徐扬, 2021)。农业劳动力进入非农部门后的真实收入(w_a)与非农部门工资存在如下关系:

$$w_a = (1 - \theta)w_n, \text{ 其中 } 0 \leq \theta < 1 \quad (8)$$

θ 衡量了农业劳动力在非农劳动力市场上受到的歧视程度, θ 越大劳动力市场扭曲程度越高。

(二) 农户的选择

农户是理性的, 追求收入最大化。在上述定义的经济中, 根据农户在农业生产中投入的时间和采用的技术可以将农户的就业选择划分为以下情况: 退出农业进行外出务工 (worker, 简称为 w), 此时农户的纯收入记为 $\tilde{I}_{w,i}$; 从事农业生产的同时外出打工, 即兼业农户 (part-time agriculture, 简称为 pa), 此时农户的纯收入记为 $\tilde{I}_{pa,i}$; 从事农业生产且采用传统技术, 即全职小农 (full-time agriculture, 简称为 fa), 此时农户的纯收入记为 $\tilde{I}_{fa,i}$; 采用现代生产技术进行农业生产, 即规模经营户 (scaled-operation agriculture, 简称为 sa), 此时农户的纯收入记为 $\tilde{I}_{sa,i}$ 。农户追求纯收入 (或利润) 最大化, 其就业选择可以表示为:

$$O_i = \arg \max \{ \tilde{I}_{w,i}, \tilde{I}_{pa,i}, \tilde{I}_{fa,i}, \tilde{I}_{sa,i} \} \quad (9)$$

外出务工: 农户外出务工时, 其将全部劳动投入到务工中, 获得工资 w_a , 同时农户将其自身承包的土地进行流转, 获得相应的收入 $\tau_i q \bar{l}_i$ 。此时, 该农户的纯收入可以表示为:

$$\tilde{I}_{w,i} = w_a + \tau_i q \bar{l}_i \quad (10)$$

兼业小农: 农户采用传统技术进行农业生产, 农户进行农业经营的利润可以表示为:

$$\pi_{pa,i} = C_\pi x_i \quad (11)$$

其中, $C_\pi = \frac{1-\alpha}{\alpha(1-\beta)} w_a \left[q \left(\frac{1-\beta q}{\beta w_a} \right)^{\alpha\beta-1} \right]^{-\frac{1}{1-\alpha}} (\alpha P \beta)^{\frac{1}{1-\alpha}} A_a$, $x_i = z_{a,i} \tau_i^{-\frac{\alpha\beta}{1-\alpha}}$ 。变量 x 衡量了农户农业生产时的有效生产效率, 是农户自身生产效率 ($z_{a,i}$) 的增函数, 是农户土地流转成本 (τ_i) 的减函数。对该农户而言, 其从事农业生产时的纯收入可表示为:

$$I_{pa,i} = \pi_{pa,i} + w_a h_{pa,i} + q \tau_i l_{pa,i} + q \tau_i (\bar{l}_i - l_{pa,i}) = \pi_{pa,i} + w_a h_{pa,i} + q \tau_i \bar{l}_i \quad (12)$$

其中, $\pi_{pa,i}$ 为农户农业生产的净利润, $w_a h_{pa,i}$ 为农户投入自身劳动所获得的劳动收入, $l_{pa,i}$ 为农户投入的土地, $\bar{l}_i$ 为农户自身所拥有的土地面积, 若 $l_{pa,i} \leq \bar{l}_i$, 此时农户用于生产的土地面积小于其自有面积, 农户将出租剩余土地, 获得的租金收入为: $q \tau_i (\bar{l}_i - l_{pa,i})$ 。若 $l_{pa,i} > \bar{l}_i$, 此时农户农业生产投入的土地面积高于其自身面积, 农户将租入土地面积 ($l_{pa,i} - \bar{l}_i$), 支付的租金为: $q \tau_i (l_{pa,i} - \bar{l}_i)$ 。

由于农户兼业, 此时农户在非农部门投入的工作时间为 $(1 - h_{pa,i})$, 获得的工资性收入为 $w_a (1 - h_{pa,i})$, 同时由于兼业农户需支付固定成本 C_m 。因此, 农户外出务工获得的纯收入将为: w_a

$(1 - h_{pa,i}) - C_m$ 。综合上述两种情况,兼业农户的纯收入可以表示为:

$$\tilde{I}_{pa,i} = \pi_{pa,i} + w_a h_{pa,i} + q\tau_i \bar{l}_i + w_a(1 - h_{pa,i}) - C_m = \pi_{pa,i} + w_a + q\tau_i \bar{l}_i - C_m \quad (13)$$

全职小农:若该农户全职从事农业生产,则农户在农业生产中投入的劳动数量为 $h_{fa,i}$ 。若 $h_{fa,i} \leq 1$,农户仅投入自身劳动进行生产,此时农户进行农业生产获得的纯收入将为:

$$\tilde{I}_{fa,i}(h_{fa,i} \leq 1) = \pi_{fa,i} + w_a h_{fa,i} + q\tau_i l_{fa,i} + q\tau_i(\bar{l}_i - l_{fa,i}) = \pi_{fa,i} + w_a h_{fa,i} + q\tau_i \bar{l}_i \quad (14)$$

若 $h_{fa,i} > 1$,农户不仅将自身劳动全部投入到农业生产中,而且还将雇佣劳动力投入到农业中,此时进行农业生产所获得的纯收入将为:

$$\tilde{I}_{fa,i}(h_{fa,i} > 1) = \pi_{fa,i} + w_a + q\tau_i l_{fa,i} + q\tau_i(\bar{l}_i - l_{fa,i}) = \pi_{fa,i} + w_a + q\tau_i \bar{l}_i \quad (15)$$

综合上述两种情况,若农户全职从事农业生产,则农户的纯收入可以表示为:

$$\tilde{I}_{fa,i} = \pi_{fa,i} + w_a \min\{h_{fa,i}, 1\} + q\tau_i \bar{l}_i \quad (16)$$

规模经营:与全职小农相似,若农户进行规模经营,则其从事农业生产的收入可以表示为 $(\pi_{sa,i} + w_a \min\{h_{sa,i}, 1\} + q\tau_i \bar{l}_i)$ 。同时,由于农户采用现代生产技术,其将支付成本 C_f 。因此,规模经营农户的纯收入可以表示为:

$$\tilde{I}_{sa,i} = \pi_{sa,i} + w_a \min\{h_{sa,i}, 1\} + q\tau_i \bar{l}_i - C_f \quad (17)$$

从上述分析能够看出,影响农户收入和就业选择的因素主要包含以下几个方面:首先,农户进行农业生产所获得的利润 $\{\pi_{pa,i}, \pi_{fa,i}, \pi_{sa,i}\}$,农户农业生产中投入的劳动数量 $\{h_{fa,i}, h_{sa,i}\}$;其次,劳动力市场工资 w_a 和兼业成本 C_m ;再次,农户的农业生产技术 $\{A_a, k\}$ 和固定成本 C_f ;最后,农户将自身土地出租获得的租金收入 $\tau_i q \bar{l}_i$ 。对于任意农户 i ,初始的耕地面积 $(\bar{l}_i)$ 和土地要素市场扭曲程度 (τ_i) 均已给定,无论该农户外出打工、兼业经营、全职小农还是进行规模经营, $\tau_i q \bar{l}_i$ 均相同,其虽然影响农户的收入情况,但并不会影响该农户的就业选择。

从前述分析可以知道,在其他参数给定时,农户的有效农业生产效率 (x_i) 决定了农户农业生产时的要素投入和利润。有效农业生产效率越大,农户农业生产的要素投入越多,同时农业生产的利润越高。进一步看 x_i 不仅与农户自身的农业生产效率 $(z_{a,i})$ 有关,也与其所面临的土地市场扭曲 (τ_i) 有关。当农户自身农业生产效率 $(z_{a,i})$ 与其所面临的土地市场扭曲 (τ_i) 服从对数正态分布时,农户的有效农业生产效率 x_i 同样服从对数正态分布:

$$\log x_i \sim N(0, \sigma_x^2), \text{ 其中, } \sigma_x^2 = \sigma_z^2 + \left(\frac{\alpha\beta}{1-\alpha}\right)^2 \sigma_\tau^2 + 2 \frac{\alpha\beta}{\alpha-1} \sigma_{\tau z} \quad (18)$$

从农户有效农业生产效率 x_i 的构成可知,租金是 x_i 的重要组成部分,土地市场扭曲程度会影响农户的有效农业生产效率,进而影响农户的就业选择和技术选择,最终影响农业生产效率和产出水平。结合不同就业选择时农户的收入函数,我们可以进一步得到三个节点 (x_1, x_2, x_3) 分别使得农户在外出打工与兼业小农、兼业小农与全职小农、全职小农与规模经营间无差异,即:

$$\begin{aligned} w_a &= \pi_{pa,i}(x_1) + w_a - C_m \\ \pi_{pa,i}(x_2) + w_a - C_m &= \pi_{fa,i}(x_2) + w_a h_{fa,i} \\ \pi_{fa,i}(x_3) + w_a &= \pi_{sa,i}(x_3) + w_a - C_f \end{aligned} \quad (19)$$

相应地,农户的就业选择可以表示为:

$$O_i = \begin{cases} w, \underline{x} \leq x_i < x_1 \\ pa, x_1 \leq x_i < x_2 \\ fa, x_2 \leq x_i < x_3 \\ sa, x_3 \leq x_i \leq \bar{x} \end{cases} \quad (20)$$

x_i 的上限和下限分别为 $\bar{x}$ 和 $\underline{x}$ 。有效农业生产效率与农户收入间的关系如图 1 所示。

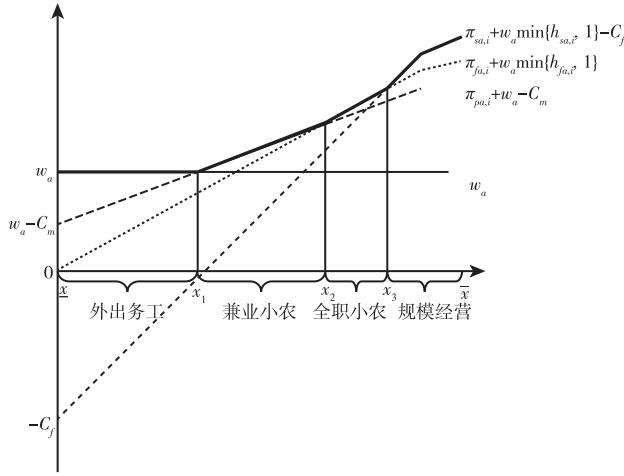


图1 农户的就业选择

(三) 竞争均衡

在上述经济中,给定代表性个人的生产能力 $\{z_{a,i}\}$ 、土地市场扭曲程度 $\{\tau_i\}$ 的分布情况 $G(x)$ 和初始分配的土地规模 $\{\bar{l}_i\}$ 、农业和非农生产技术 $\{A_a, A_n, k, C_f, \alpha, \beta, \gamma\}$ 、土地、资本存量、农村和城镇人口数量 $\{\bar{L}, K_n, N_R, N_U\}$ 、农户兼业成本和劳动力市场扭曲程度 $\{C_m, \theta\}$ 、农产品价格 $\{p\}$,选择土地流转价格 $\{q\}$ 和农业工资 $\{w_a\}$,使得代表性农户纯收入最大化,劳动力和土地市场出清。

(四) 土地流转与农业生产效率

在上述定义的经济中,加总的农业全要素生产率可以表示为:^①

$$\log TFP = \underbrace{(1 - \alpha) \log A_a}_{\text{通用农业生产技术}} + \underbrace{\log A^d}_{\text{资源误配}}, \text{其中 } A^d = \frac{\left(\int_{x_1}^{\bar{x}} x_i dG(x) + (k - 1) \int_{x_3}^{\bar{x}} x_i dG(x) \right)^{1 - \alpha(1 - \beta)}}{\left(\int_{x_1}^{\bar{x}} x_i / \tau_i dG(x) + (k - 1) \int_{x_3}^{\bar{x}} x_i / \tau_i dG(x) \right)^{\alpha\beta}} \quad (21)$$

此处 $x_i = z_{a,i} \tau_i^{-\frac{\alpha\beta}{1-\alpha}}$ 。可以看出经济中的全要素生产率由两部分组成:一方面为绝对生产技术 $((1 - \alpha) \log A_a)$,该部分对所有农户均相同, A_a 越大,农业的全要素生产率越大;另一方面,资源误配情况(A^d)。从(21)式可以看出,资源误配的影响既包含了要素市场的扭曲程度(τ_i),也包含了农户自身的农业经营能力($z_{a,i}$)和相应的技术水平(k)。若土地资源完全有效配置,此时对所有农户 $\tau_i = \tau = 1$,农业生产效率最高。需要注意的是,当土地市场扭曲程度发生变化时,农户的就业行为也将发生变化,假设在土地有效配置时农户选择从事农业和规模经营的门槛分别为 x_1^e 和 x_3^e ,则上述加总全要素生产率可以进一步表示为:

$$\log TFP^e = (1 - \alpha) \log A_a + \log A^e, \text{其中 } A^e = \left[\int_{x_1^e}^{\bar{x}} z_{a,i} dG(x) + (k - 1) \int_{x_3^e}^{\bar{x}} z_{a,i} dG(x) \right]^{1 - \alpha} \quad (22)$$

土地市场扭曲造成的效率损失(或消除土地市场扭曲可以得到的效率提升)可以表示为:

$$\Delta TFP = \log TFP^e - \log TFP = \log \frac{A^e}{A^d} \quad (23)$$

土地流转将通过直接和间接两个方面影响加总全要素生产率。首先,直接效应。由于农户间地租(土地边际产出)不同,土地流转使得现有农户间重新配置土地,提高土地资源配置效率,直接提高全要素生产率。在上述经济中,假设不考虑农户的技术选择($k = 1$)和进入退出行为($x_1 = x_1^e$),农户的生产效率(z)与土地市场扭曲程度(τ)均服从对数正态分布,则公式(23)可以进一步简化为:

$$\Delta TFP = \frac{1}{2} \frac{\alpha\beta[1 - \alpha(1 - \beta)]}{1 - \alpha} \sigma_\tau^2 \quad (24)$$

公式(24)衡量了土地资源误配所带来的静态效率损失,这与 Hsieh & Klenow (2009)、盖庆恩等 (2017) 的结论相同。

① 限于篇幅,相关证明省略,若有需要请向作者索取。下同,不再赘述。

其次,间接效应。一方面,土地市场扭曲影响农户是否从事农业。在农户有效生产效率为 x_1 时,农户在兼业和外出务工间无差异,只有高于 x_1 的农户才会从事农业生产。农户在小农经营上的进入和退出使其构成发生变化,农户的平均农业经营能力随之变动,从而间接影响农业生产效率。另一方面,农户进行规模经营的利润同样与其有效农业生产效率正相关,在 x_3 处,农户在小农经营与规模经营间无差异,高于此的农户将选择新技术进行规模经营。 τ_i 的变化同时将影响农户采用现代生产技术进行规模经营的决策,进而影响加总全要素生产率。Midrigan & Xu (2014)、Yang (2021)都强调了要素市场扭曲会影响企业进入和退出,进而间接影响经济的全要素生产率,Adamopoulos et al. (2022)强调了土地资源误配对农户就业决策的动态影响。

三、数据来源与模型校准

本文将分两步对模型进行校准。首先,在理论模型基础上,基于全国农村固定观察点微观数据推断农户农业生产能力、土地市场扭曲程度等分布参数;其次,在此基础上进一步对模型进行校准获得其余参数。

(一)数据来源

本文的数据主要来自全国农村固定观察点调查体系数据。农村固定观察点对中国农村发展具有非常好的代表性,已在“三农”研究中得到广泛应用,如王璐等(2020)、徐舒等(2020)。2014年11月,中办、国办印发《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》,明确了农村土地经营权流转的基本原则,并提出“要用5年左右时间基本完成土地承包经营权确权登记颁证工作,解决长期存在的承包地块面积不准、四至不清、空间位置不明等问题”,这一文件对推动后续土地流转起到了至关重要的作用。基于中国国情,本文使用全国农村固定观察点2013—2021年数据进行研究,并以2013年为基准对模型进行校准以反映土地确权颁证前的农地配置情况,进而分析近年来土地流转对农业生产效率的影响。

农业生产方面,本文将农户所有农作物的产出、中间投入和土地分别加总后作为总产出、总中间投入和总土地投入,将总产出减去中间投入作为农业增加值。进一步考虑到样本中存在的异常值等情况,本文按照农户的亩均产出对样本进行1%截尾。2003年后,全国农村固定观察点调查体系在个人信息表中详细调查了农户家庭成员的就业情况,包括各成员在农业和外出打工的时间和收入。本文将年龄处于16—60岁且非在读学生定义为劳动力,将家庭劳动力在农业部门、非农部门的劳动时间分别加总作为家庭总的农业劳动时间和外出务工时间。本文将所有时间均投入到外出务工的农户定义为外出务工户,全部劳动力时间投入到农业中的农户为农业生产户,其中经营面积大于100亩的为规模经营户,^①小于100亩的为全职小农户,同时从事农业生产和务工的为兼业农户。

(二)模型校准

前述理论模型中所需的参数主要有以下几个方面:农业生产函数($A_a, k, \alpha, \beta, C_f$),农户土地和农业经营能力的分布情况($\sigma_\tau^2, \sigma_z^2, \sigma_{\tau z}$),农产品的价格(p_a),劳动力市场扭曲程度(θ),农户兼业成本(C_m),非农部门的生产函数(A_n, K_n, γ),户籍人口城镇化率和土地资源禀赋($s_U, \bar{L}$)。我们分两步校准本文的模型,首先基于农业生产实际情况确定土地市场扭曲与农户农业生产效率的分布情况,进而在此基础上确定其他参数。

^① 在第三次全国农业普查中,对于规模农业经营户采用了如下定义:“规模农业经营户指具有较大农业经营规模,以商品化经营为主的农业经营户。规模化标准为:种植业:一年一熟制地区露地种植农作物的土地达到100亩及以上、一年二熟及以上地区露地种植农作物的土地达到50亩及以上、设施农业的设施占地面积25亩及以上。”基于此,本文将农户种植面积小于100亩的定义为小农户。

农业生产函数(α, β)。对于农业生产函数, Cao & Birchenall (2013) 研究表明中国农业生产中土地和劳动的收入份额分别为 0.36 和 0.46, 后续研究如盖庆恩等 (2017)、Adamopoulos et al. (2022) 等均采用此参数。基于此, 本文选择 $\alpha = 0.82, \beta = 0.46/0.82 = 0.56$ 。

农户农业生产效率和土地市场扭曲的分布($\sigma_\tau^2, \sigma_z^2, \sigma_{\tau z}$)。从前文分析可见, 农户将基于土地市场和农业生产效率进行选择。我们首先根据样本农户的选择来推断整体农户的情况。假设规模经营户占比为 s_{sa} , 外出务工农户占比为 s_w , 小农户占比为 $(1 - s_{sa} - s_w)$, 分别记 $b^l = \Phi^{-1}(s_w), b^h = \Phi^{-1}(s_{sa})$, 此处 $\Phi^{-1}(\cdot)$ 为标准正态分布累积密度函数 $\Phi(\cdot)$ 的逆函数。假设某一随机变量 J 服从标准正态分布 ($J \sim N(0, 1)$), 则该变量在任意取值区间 $[b^l, b^h]$ 上的条件期望和条件方差可表示为:

$$E(J | b^l \leq J < b^h) = \frac{\phi(b^l) - \phi(b^h)}{\Phi(b^h) - \Phi(b^l)} = E_1 \quad (25)$$

$$\text{Var}(J | b^l \leq J < b^h) = 1 + \frac{(-b^h)\phi(b^h) + b^l\phi(b^l)}{\Phi(b^h) - \Phi(b^l)} = V_1 \quad (26)$$

其中, $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数和累积密度函数。结合农户就业选择, 对于小农户可以得到以下关系:

M1(小农户农业产出的均值):

$$E(\log(p_a y_a) | O_i = a) = E(\log(p_a y_a) | b^l \leq \frac{\log x}{\sigma_x} < b^h) = \log \frac{C_\pi}{1 - \alpha} + \sigma_x E_1 \quad (27)$$

M2(小农户农业产出的方差):

$$\text{Var}(\log(p_a y_a) | O_i = a) = \text{Var}(\log(p_a y_a) | b^l \leq \frac{\log x}{\sigma_x} < b^h) = \sigma_x^2 V_1 \quad (28)$$

M3(小农户土地生产率的均值):

$$E\left(\log\left(\frac{\tau_i q}{\alpha\beta}\right) | O_i = a\right) = E\left(\log \tau_i + \log\left(\frac{q}{\alpha\beta}\right) | O_i = a\right) = \log\left(\frac{q}{\alpha\beta}\right) + \sigma_\tau \rho_{\tau x} E_1 \quad (29)$$

其中, $\rho_{\tau x} = \frac{1}{\sigma_\tau \sigma_x} \left(\frac{\alpha\beta}{\alpha - 1} \sigma_\tau^2 + \sigma_{\tau z} \right)$ 。

M4(小农户土地生产率的方差):

$$\text{Var}\left(\log\left(\frac{\tau_i q}{\alpha\beta}\right) | O_i = a\right) = \text{Var}\left(\log \tau_i | b^l \leq \frac{\log x}{\sigma_x} < b^h\right) = \sigma_\tau^2 [\rho_{\tau x}^2 (V_1 - 1) + 1] \quad (30)$$

M5(小农户农业产出与土地生产率的协方差):

$$\text{Cov}\left(\log\left(\frac{\tau_i q}{\alpha\beta}\right), \log p_a y_a | O_i = a\right) = \text{Cov}\left(\log\left(\frac{\tau_i q}{\alpha\beta}\right), \log p_a y_a | b^l \leq \frac{\log x}{\sigma_x} < b^h\right) = \sigma_\tau \sigma_x \rho_{\tau x} V_1 \quad (31)$$

我们选择农户的土地市场扭曲与农业生产效率($\sigma_\tau^2, \sigma_z^2, \sigma_{\tau z}$)同时满足矩条件 M2、M4 和 M5, 而在估计得到相应的参数之后, 根据 M3, 可以推断出农地流转的平均价格(q), 而基于 M1, 进一步得到农户农业产出中的常数项 $\log C_\pi$ 。从前文的分析可以知道, $\log C_\pi$ 是农业生产效率(A_a)、土地产出弹性(α)、农产品价格(p)及土地市场价格(q)的函数。因此, 基于 $\log C_\pi$ 可以得到农产品市场价格(p_a)与农业部门生产效率(A_a)间的关系。本文假设农产品的价格外生给定且标准化为 1 ($p = 1$), 进而计算得到相应的 A_a 。全国农村固定观察点数据中 2013 年农户就业和农业生产情况如表 1 所示。

表 1 土地市场扭曲与农业生产效率的分布情况

参数	参数含义	参数数值
s_w	外出务工农户比例	0.5056

续表 1

参数	参数含义	参数数值
s_{pa}	兼业小农比例	0.3967
s_{fa}	全职小农比例	0.0918
s_{sa}	规模经营户比例	0.0059
$E(\log(p_a y_a))$	农户农业产出均值	8.6936
$\text{Var}(\log(p_a y_a))$	农户农业产出方差	1.0592
$E(\log(\tau_i q / \alpha \beta))$	农户土地生产率均值	6.6946
$\text{Var}(\log(\tau_i q / \alpha \beta))$	农户土地生产率方差	0.5456
$\text{Cov}(\log(p_a y_a), \log(\tau_i q / \alpha \beta))$	农户农业产出和土地生产率的协方差	0.4264

规模经营参数(k, C_f)。根据农户生产决策,规模户与小农户经营规模之间存在如下关系:

$$\frac{\bar{l}_{sa}}{\bar{l}_a} = \frac{\int_{x_3}^x (l_i | O_i = sa) dG(x)}{\int_{x_1}^{x_3} (l_i | O_i = a) dG(x)} = \frac{kE(x_i | O_i = sa)}{E(x_i | O_i = a)} \quad (32)$$

此处, $\bar{l}_{sa}$ 为规模户的平均耕种面积, $\bar{l}_a$ 为小农户的平均耕种面积, $\bar{l}_{sa}/\bar{l}_a$ 为规模经营户与小农户土地经营面积之比。现代生产技术参数(k)通过如下公式得到:

$$k = \frac{\bar{l}_{sa}}{\bar{l}_a} \frac{E(x_i | O_i = sa)}{E(x_i | O_i = a)} \quad (33)$$

全国农村固定观察点数据显示,规模经营户与传统农户经营规模之比为 13.0075。结合公式(32)和(33)得到规模经营户的生产技术参数: $k=1.5898$ 。根据农户选择条件,处于边界上的农户(x_3)在传统技术与现代技术间无差异,即:

$$\pi_{fa,i}(x_3) + w_a = \pi_{sa,i}(x_3) + w_a - C_f \quad (34)$$

由此可以校准得到现代农业技术的固定投入成本 $C_f = 1.5520 \times 10^4$ 。

农户兼业成本(C_m)。在有效农业生产效率 x_1 处,农户在外出务工和兼业间无差异,即:

$$w_a = \pi_{pa,i}(x_1) + w_a - C_m \quad (35)$$

由此能够得到劳动力转移的固定成本 $C_m = \pi_{pa,i}(x_1) = 261.4004$ 。

非农生产函数(A_n, K_n, γ)。对非农部门, γ 衡量了非农生产中的劳动收入份额, γ 越大,劳动收入份额越高, γ 越小劳动收入份额越低。Bai & Qian (2010) 基于多种方法测算了中国经济的劳动收入份额,发现中国经济的劳动收入份额在 0.46 至 0.61 之间,本文选择 $\gamma = 0.5$ 。根据非农部门生产函数,能够得到非农部门劳动生产效率的表达式为:

$$y_n = A_n \left(\frac{K_n}{Y_n} \right)^{1-\gamma} \quad (36)$$

Jones (2016) 等发现经济中的资本产出比稳定在 3 左右,本文同样假设资本产出比为 3。由《中国统计年鉴》,2013 年全国增加值为 56.88 万亿,总劳动力数量为 7.70 亿,农业部门增加值为 5.70 万亿,农业劳动力数量为 2.42 亿,这意味着非农部门与农业部门劳动生产率之比为 4.1138,由此得到非农部门的生产效率: $A_n = 148.0968$ 。2013 年中国户籍人口城镇化率为 35.9%,^①结合前文农村户籍人口的就业选择可以得到非农部门的劳动力数量和产出(Y_n),计算得到人均资本存量 $K_n =$

① 数据来源: <https://dangxiao.fudan.edu.cn/86/8a/c11572a99978/page.htm>。

6. 4142×10^5 。

劳动力市场扭曲程度(θ)。给定农业和非农部门生产函数,部门间劳动力市场扭曲满足:

$$w_a = (1 - \theta) w_n \tag{37}$$

由此能够得到劳动力市场扭曲程度: $\theta = 0.8246$ 。

初始土地分配情况(l_i)。在上述经济中,人均土地面积为:

$$\bar{l} = s_{sa} E(l_i | O_i = sa) + s_a E(l_i | O_i = a) = 6.2492 \tag{38}$$

在家庭承包责任制下,农村土地按照家庭规模进行平均分配。但是,在现实中,由于土地质量存在差异,农户的土地并非绝对意义上的平均分配。与 Chen(2017)相似,本文假设家庭承包责任制下农户分配到的土地规模与其农业生产效率间有如下关系:

$$\log l_i = \log \bar{l} + \delta \log z_{a,i} + \varepsilon_i \tag{39}$$

其中, $\bar{l}$ 为全国人均土地面积, l_i 为农户承包的土地面积, $\log z_{a,i}$ 为该农户农业生产效率的对数, ε_i 为残差项且服从正态分布,即 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。 δ 衡量了农户农业生产效率与其承包土地面积间的关系,盖庆恩等(2020)的研究表明二者的相关系数为 -0.10 。基于此,我们取 $\delta = -0.10$ 。残差项(ε_i)的均值和方差分别为:

$$E(\varepsilon_i) = 0, \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2 - \delta^2 \sigma_z^2 \tag{40}$$

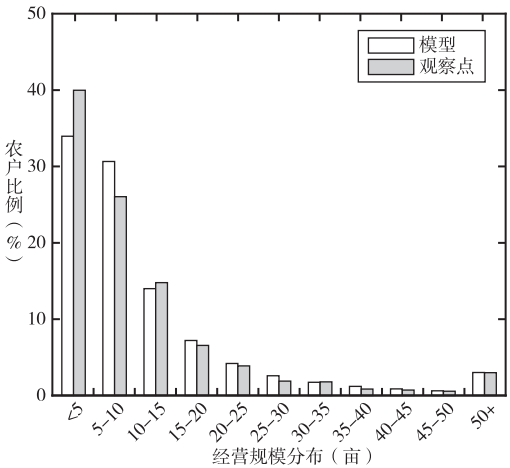


图2 农户经营规模分布情况比较

从全国农村固定观察点 2013 年数据能够得到,当年全国农户承包土地面积的方差为 $\text{Var}(\log l_i) = 1.1103$ 。结合前文结果,可以得到残差项的方差 $\text{Var}(\varepsilon_i) = 0.9469$ 。

通过上述过程可以校准得到模型所需的所有参数,具体结果见表 2。土地规模是影响农户农业生产的重要因素。在对模型校准之后,我们进一步比较了模型与全国农村固定观察点中的农户土地经营规模情况,具体见图 2。从图中可以看出,本文的模型能够很好地匹配现实中的农户土地分布情况。全国农村固定观察点数据显示,2013 年全部农户中经营规模小于 15 亩的占比达到 80.80%,而经营规模大于 15 亩的农户占比仅为 19.20%。本文的模型显示出了高度相似的分布情况,经营规模小于 15 亩的农户占比为 78.59%,经营规模大于 15 亩的农户占比仅为 21.41%。

表 2

参数校准结果

参数	参数含义	数值
土地与生产效率分布		
σ_r^2	土地市场扭曲(log)的方差	0.9223
σ_z^2	农户农业生产效率(log)的方差	16.3365
σ_{rz}	农户农业生产效率与土地市场扭曲的协方差	3.7151
农业与非农生产函数		
α	土地与劳动收入份额之和	0.8200
β	土地收入份额占比	0.5600
$A_a^{1-\alpha}$	农业生产效率	2011.6000

续表 2

参数	参数含义	数值
k	现代农业技术生产效率	1.5898
C_f	现代农业技术固定投入成本	1.5520×10^5
A_n	非农生产效率	148.0968
γ	非农部门劳动收入份额	0.5000
K_n	人均资本存量	6.4142×10^5
劳动力市场相关参数		
θ	劳动力市场扭曲程度	0.8246
C_m	劳动力转移固定成本	261.4004
土地资源禀赋		
$\bar{l}$	农村户均耕地面积	6.2492
户籍人口城镇化率		
s_U	户籍人口城镇化率	0.3590

四、定量分析

本部分将在前文理论模型基础上进行定量分析。一方面,定量评估土地流转对农户行为和农业生产的影响;另一方面,结合劳动力市场改革、农产品价格调整等对相关政策进行模拟,分析不同政策对农户转型和农业生产效率的影响。

(一) 土地流转的影响

按人口平均分配是家庭承包责任制下中国农户农地分配的基本原则。在家庭承包责任制实施之初,假设不存在农地流转市场,农户将无法通过农地流转来进行农地配置。而在原有的制度下,为了维持对土地的平均分配,农户若外出打工则其土地将被收回并平均分配给从事农业生产的农户。由于农户承包土地免费,因此土地使用的边际成本为 0,若农户从事农业生产,其会将所有土地投入到农业生产中,农业生产函数为:

$$y_{a,i} = (A_a z_{a,i})^{1-\alpha} (\bar{l}_i^\beta h_{a,i}^{1-\beta})^\alpha \quad (41)$$

从公式(41)可以看出,当土地无法进行流转时,决定农户是否从事农业生产的核心因素为农户的农业综合生产效率 $\varphi_i = z_{a,i}^{1-\alpha} \bar{l}_i^{\alpha\beta}$ 。此时若农户选择兼业,则农户的收入为:

$$I_{pa} = p y_{a,i} + w_a (1 - h_{a,i}) - C_m \quad (42)$$

农户外出务工的收入为 w_a ,假设农业综合生产效率 $\bar{\varphi}$ 时农户在两者之间选择无差异,则:

$$\bar{\varphi} = \left(\frac{C_m}{1 - \alpha(1 - \beta)} \right)^{1-\alpha(1-\beta)} \left(\frac{w_a}{\alpha(1 - \beta)} \right)^{\alpha(1-\beta)} (p A_a^{1-\alpha})^{-1} \quad (43)$$

若农户的有效农业生产效率 $\varphi_i > \bar{\varphi}$,则农户从事农业生产,否则农户将外出打工。

相比于允许土地流转,给定农户初始土地分配,当土地无法流转时,由于特殊的土地制度安排,农户农业生产的进入门槛更低,经济中外出务工农户占比下降;而且由于采用现代生产技术的农户比例更低,农户土地经营规模更小,将大大降低农业生产效率。表 3 中第(2)列报告了当土地流转市场不存在时的农户就业和农业生产情况。保持其他参数不变,当土地无法流转时,仅有 6.40% 的农户选择外出打工,较 2013 年外出打工比例下降 44.16%,但是兼业小农的比例却大大增加,有 89.46% 的农户选择同时进行农业生产和外出务工,兼业小农是农户的主要形式。由于土地规模的限制,农户无法获得足够的土地进行规模经营,使用现代技术进行生产的农户比例为 0。定量估计显示,给定初始土地资源分配,若无土地流转,兼业小农和全职小农的进入门槛为 -15.6138 和

-4.4196,农户平均的生产效率仅为0.4179。兼业小农与全职小农的平均经营规模将从当前的7.6214亩和25.8588亩分别下降至6.4390亩和11.8254亩,农户的平均经营规模从12.6396亩下降至6.6775亩。在上述多方面因素的共同作用下,农业全要素生产率将从10.9269下降至10.4194,下降了39.80%。

表3 土地流转的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准模型	初始配置	当前配置	有效配置
	(2013年)	(1978年)	(2021年)	(未来)
农户就业情况				
其中:外出务工	0.5056	0.0640	0.5492	0.9210
兼业小农	0.3967	0.8946	0.3518	0.0577
全职小农	0.0918	0.0414	0.0904	0.0161
规模经营户	0.0059		0.0086	0.0053
农户平均经营规模(亩)	12.6396	6.6775	13.8619	79.0817
其中:兼业小农	7.6214	6.4390	6.6916	1.3868
全职小农	25.8588	11.8254	26.3366	13.0665
规模经营户	143.7276		175.1286	1124.4000
经营土地面积占比				
其中:兼业小农	0.4838	0.9216	0.3767	0.0128
全职小农	0.3800	0.0783	0.3810	0.0336
规模经营户	0.1363		0.2423	0.9536
农业生产进入门槛(logz)				
其中:兼业小农	-6.8962	-15.6138	-4.3117	5.7027
全职小农	-1.4397	-4.4196	-0.1234	8.1940
规模经营户	4.5069		5.1963	10.3144
农户平均农业生产效率	3.0065	0.4179	3.3710	7.5314
其中:兼业小农	2.1260	0.1283	2.4190	6.7338
全职小农	6.3206	6.6670	6.4005	9.0467
规模经营户	10.5959		10.4242	11.6134
土地生产率	2.5368	1.8987	2.6291	4.3705
劳动生产率	9.6802	9.6392	9.7005	9.8126
全要素生产率	10.9269	10.4194	11.0852	11.6218

2013年以来,随着农地确权颁证的逐步完成,土地流转日益活跃。《中国农村经营管理统计年报》显示,2013年,全国耕地流转面积3.41亿亩,2021年底,全国耕地流转面积达到5.55亿亩,^①较2013年上升了2.14亿亩。土地流转是提高农地资源配置效率的重要路径,随着土地流转面积

^① 参见 <http://politics.people.com.cn/n1/2022/0926/c1001-32533602.html>。

的扩大,农地经营规模和配置效率也随之提高。全国农村固定观察点(如浙江、贵州)数据显示相比2013年,2021年农户平均经营规模上升了9.67%,结合本文估计结果,这意味着该年农户土地经营规模为13.8619亩。基于前述理论框架,本文进一步估计了中国农业土地资源配置情况,具体可见表3第(3)列。从中可以看出,随着土地流转的深入,外出务工农户占比上升,达到54.92%,同时小农户占比略有下降,规模经营户占比略有上升,达到0.86%;土地流转带动了农户平均经营规模的变化,兼业小农经营面积下降至6.6916亩,而规模经营户的平均土地经营面积达到175.1286亩;在土地流转背景下,农地扭曲程度有所下降,各类农户农业生产的门槛有所上升,农户平均农业生产效率从2013年的3.0065上升至2021年的3.371。2013—2021年间的土地流转使得农业全要素生产率上升了17.15%。

本文进一步估计了未来农地市场改革对农户转型和农业生产的影响,结果可见表3第(4)列。若农地可以进一步有效配置,由于选择效应,原有经营能力较低的农户将退出农业,农业生产中农户的平均生产效率提高,从当前的3.0065上升至7.5314,而农户平均经营规模从12.6396亩上升至79.0817亩,尤其是规模经营户的土地经营面积持续扩张,户均经营规模达到1124.4000亩,是当前经营规模的6倍多。土地有效配置的情况下,农业全要素生产率将较2013年提高100.35%,较2021年提高71.02%。

在上述分析基础上,我们进一步比较了不同土地流转情况下的农户规模分布,具体可见图3。从农户构成看,不同情况下的差异较小。即使土地资源有效配置,小于10亩的小农户从数量上看仍是农业生产的主力,平均占比在80%左右。但是,土地经营方面则呈现完全不同的景象。土地有效配置下农地将向规模户集中,其中经营面积大于200亩的农户经营面积占全部土地面积的90%以上,使用现代生产技术进行经营的农户经营土地面积占比将达到95.36%,较当前水平提高81.73个百分点。整体而言,从农户结构上看,小农户仍然是农业生产的主流,但从土地配置上看,土地将继续向规模户集中。因此,土地流转仍将是今后很长一段时间内农村土地工作的主要内容。

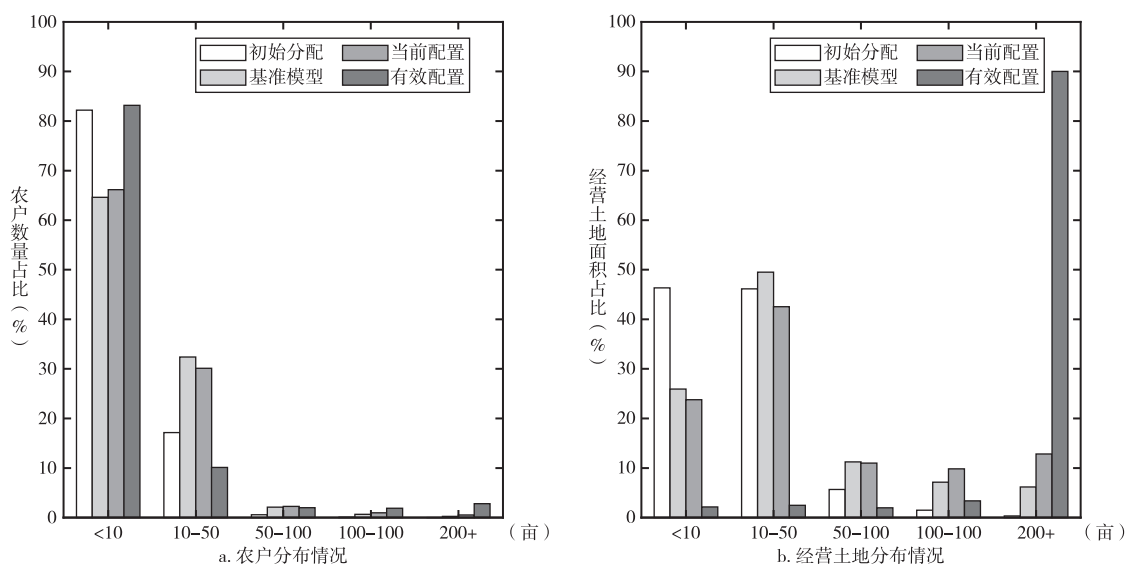


图3 不同土地分配方式下的农户和土地分布

(二) 不同政策的影响

从前文分析能够看出,农户的就业选择和农业生产行为还受到劳动力市场改革等方面的影响。因此,本文进一步分析了上述政策变化对农户转型和农业生产的影响,最终结果可见表4。

劳动力市场改革。假设劳动力市场改革,而土地市场不变。表4显示,在改革劳动力市场的同时,若不改革土地市场($\theta = 0, \sigma_r^2$ 不变),兼业小农的进入门槛将从 -6.8962 上升至 -4.3117 。但是,由于土地资源误配程度并未得到实质性改善,农业全要素生产率基本保持不变。若同时对土地市场进行改革,此时尽管由于劳动力市场扭曲程度降低使得农业劳动力外出,但改革后土地资源误配程度降低,高效率农户对土地需求大大增加将使得土地价格上升,二者共同作用下农业的选择效应增强,农户进行农业生产和规模经营的门槛大大提高,农户农业平均经营效率也将提高。在此情况下,农业全要素生产率较2013年将提高99.75%。对比两种不同的改革措施发现,若能够兼顾劳动和土地两个市场可以取得更好的改革效果,意味着当前农村的改革中需要统筹两个市场,协同改革才能够产生最好的效果。

农产品价格变化。当农产品价格上升时,若保持其他因素不变,由于农产品价格上升,农业生产的利润提高,吸引更多的农户进行农业生产,农业生产的门槛降低,从而拉低了农户平均农业生产能力,降低农业全要素生产率。但农产品价格的提高对小农户和规模经营户的影响程度存在差异。农产品价格上升,规模户的利润增加更多,这将促使现有规模经营户扩大生产规模,同时吸引更多农户选择采用现代生产技术从事规模经营,有利于提高农业全要素生产率。综合来看,农产品价格变化对全要素生产率的影响取决于农户生产能力下降与农户技术采用的相对强度。为此,我们分别模拟了农产品价格上涨和下跌20%情况下的农户转型和农业生产情况。结果显示,若农产品价格上升20%,外出务工农户比例从0.5056下降至0.4531,下降了5.25个百分点,而规模经营户占比则从2013年的0.59%上升至0.85%,全职小农和规模经营户的进入门槛均有所下降,与预测相符,所有农户的平均农业生产效率从2013年的3.0065下降至2.6997,下降了26.42%,而全要素生产率基本保持不变。当价格下降时,情况刚好与此相反,由于农产品价格下降,此时外出务工变得更有吸引力,务工农户比例将上升,进行农业生产的农户占比下降,农业生产门槛有所上升,农户平均农业生产效率上升至3.4010,较2013年提高48.36%。

农业补贴。补贴是当前中国农业政策的主要内容,对保障粮食安全起到了至关重要的作用(许庆等,2022;高鸣和魏佳朔,2022)。从实际操作看,农业补贴方式可以分为定额补贴和基于面积的补贴两种形式。首先,定额补贴。对现代技术的固定投入成本(C_f)进行补贴并未改变农户土地的边际成本,因此并不影响已有规模经营户的土地经营规模。但是由于采用新技术的成本降低,会促使更多农户采用新技术进行规模经营。其次,基于面积的补贴使得农户土地流转的边际

表4 不同政策对农户就业和农业生产的影响

	劳动力市场改革		价格调整		补贴		技术进步	
	$\theta = 0, \sigma_r^2$ 不变	$\theta = 0, \sigma_r^2 = 0$	$P_a \uparrow 20\%$	$P_a \downarrow 20\%$	$C_f \downarrow 20\%$	$q \downarrow 20\%$	$A_a \uparrow 20\%$	$k \uparrow 20\%$
农户就业情况								
其中:外出务工	0.6760	0.9479	0.4531	0.5697	0.5074	0.5504	0.4961	0.5149
兼业小农	0.3200	0.0479	0.4272	0.3557	0.3957	0.3706	0.4024	0.3918
全职小农	0.0024	0.0014	0.1113	0.0709	0.0888	0.0662	0.0952	0.0828
规模经营户	0.0015	0.0028	0.0085	0.0037	0.0082	0.0129	0.0063	0.0105
农户平均经营规模	19.2890	119.9554	11.4260	14.5221	12.6850	13.8983	12.4011	12.8831
其中:兼业小农	17.5465	6.8584	6.4794	9.3712	7.5724	6.4306	7.3991	7.3847

续表 4

	劳动力市场改革		价格调整		补贴		技术进步	
	$\theta=0$, σ_r^2 不变	$\theta=0$, $\sigma_r^2=0$	$P_a \uparrow 20\%$	$P_a \downarrow 20\%$	$C_f \downarrow 20\%$	$q \downarrow 20\%$	$A_a \uparrow 20\%$	$k \uparrow 20\%$
全职小农	98.5040	70.6176	21.9779	31.8158	24.9101	18.1086	25.1162	23.5214
规模经营户	257.8990	2053.4000	121.9041	177.4915	127.6762	207.2096	139.6177	133.9976
农户农业生产效率门槛								
其中:兼业小农	-4.3117	6.5641	-6.8962	-6.8962	-6.8962	-6.8962	-6.8962	-6.8962
全职小农	5.5388	10.6349	-1.8328	-1.2580	-1.4397	-1.4397	-1.4397	-1.4397
规模经营户	6.1553	11.1766	3.8737	5.5388	3.8737	2.2059	4.5069	3.4824
农户平均农业生产效率	4.1320	8.2671	2.6997	3.4010	3.0169	3.2786	2.9502	3.0622
其中:兼业小农	4.0464	7.9466	1.7139	2.6378	2.1406	2.4962	2.0513	2.2050
全职小农	10.3649	10.8866	5.9152	6.8259	6.2628	6.6260	6.2478	6.2545
规模经营户	12.1940	12.4055	10.1473	11.1371	10.1990	8.5880	10.5207	9.8787
土地生产率	2.9595	4.7871	2.4359	2.6757	2.5404	2.6318	2.5178	2.5559
劳动生产率	11.3496	11.3596	9.5216	9.8817	9.6810	9.6892	9.6840	9.6863
全要素生产率	10.9369	11.6188	10.9267	10.9287	10.9344	11.0016	10.9595	10.9782

成本下降,由于规模经营户的土地租金下降,农户的经营规模进一步扩大,同时土地成本的下降吸引更多的农户采用现代生产技术进行规模经营。若对固定投入成本补贴 20%,规模经营户占比将上升至 0.82%;直接补贴土地流转费用 20%,规模户占比上升至 1.29%。上述两种补贴均使得农户进行规模经营的门槛大大降低,由于规模经营户的能力远高于兼业小农和全职小农,因此农户整体农业经营能力得到提高。在此情况下,农业全要素生产率会得到一定程度的提高,其中定额补贴 20%时,全要素生产率将提高 0.75%,而对土地租金补贴 20%,全要素生产率可提高 7.76%。上述分析表明规模经营补贴有助于提高农户经营规模,提高农业全要素生产率,这与许庆等(2021)的研究结论相同。因此,规模经营补贴有助于保障粮食安全,基本达到政策目标。

农业技术进步。根据前文分析,农户的农业生产技术有两种:通用生产技术(A_a)和规模经营生产技术(k),其中通用生产技术没有门槛为所有农户所共有,其技术水平随时间推移逐步上升;而现代生产技术(k)有固定投入成本,只有规模经营下才会被采用。定量分析表明,若农业生产技术上升 20%,规模经营户占比将上升至 0.63%,农业全要素生产率将上升 3.31%。不同于基本生产技术,现代生产技术仅影响规模经营户,在固定投入成本不变时,现代技术水平提高能够降低规模经营门槛,更多的农户将进行规模经营,农业部门的全要素生产率将上升。若现代生产技术上升 20%,则规模经营户占比将上升至 1.05%,农业全要素生产率将提升 5.26%。

五、结 论

农户土地经营规模是影响农业生产效率的重要因素。在家庭承包责任制下,农村土地平均分配,造成土地资源误配。随着土地确权颁证逐步完成,土地流转与日俱增,农户规模经营渐成趋势,中国农业生产正处于从小农户向规模经营的转型中。农地改革带来的土地流转不仅直接提高农地

资源配置效率,而且伴随着土地流转,农户的就业和技术选择等也随之发生变化,从而间接影响农业生产效率。本文立足于中国从小农户向规模经营转型这一特定事实,通过理论模型刻画了农户就业和技术使用的决策机制,明晰了土地流转对农业生产效率的影响机理,并使用全国农村固定观察点数据定量评估了土地流转对农户转型和农业生产的影响。本文的研究结果表明,相比于2013年,近年来土地流转使农业全要素生产率提高了17.15%;未来,若土地得到有效配置,中国将实现从小农经营向规模经营转型,农业全要素生产率还将提高71.02%。

本文的理论和定量分析表明,消除农村土地流转障碍,完善土地流转市场是加快小农户向规模经营转型和提升农业生产效率亟须完成的重点任务。因此,在乡村振兴的大背景下,进一步深化农村土地制度改革,引导土地经营权有序流转,发展农业适度规模经营,对于加快建设农业强国,实现农业高质量发展至关重要。农村土地制度改革的方向,一是要在扎实搞好土地确权的基础上,稳步推进赋权,有序实现活权,全面施行2023年发布的《农村土地承包合同管理办法》,规范农村土地流转,促进农地向适度规模经营户集中;二是进一步完善农村土地流转市场,消除市场中的扭曲性因素,建设好农村土地流转交易平台,规范土地流转合同,让市场在土地资源配置中起决定作用。

此外,本研究还发现劳动力市场改革、农产品价格、农业补贴和技术进步等均会影响农户转型和农业生产效率。首先,劳动力市场改革和土地市场改革两者必须统筹协调推进,方能实现最佳效果。本文模拟结果显示,若单方面改革劳动力市场,那么农业全要素生产率将基本保持不变,农业总产出则可能因要素成本上升而出现下降;若能够协同推进两个市场的改革,那么二者共同作用将带来农业全要素生产率和总产出共同增长的双赢局面。因此,深化农村土地制度改革的同时,必须同步推进劳动力市场改革,持续深化户籍制度改革,消除劳动力市场歧视,降低农村劳动力转移成本。通过联动改革,优化劳动力就业选择和农业技术升级,实现农村要素资源配置效率的稳步提高,保障粮食安全,助力农业强国建设。其次,农产品价格波动是农业总产出和农业生产效率波动的重要原因之一,保障粮食和重要农产品供给必须稳定产品价格和保障农户种植收益。本研究模拟结果显示,农产品价格下降将导致农村劳动力大量外出务工,虽然农户平均农业生产效率因此而获得提升,但农户规模化转型进程受到制约,总产出可能存在大幅下降的风险。因此,在深化改革的同时,要注重保持农产品价格稳定。要贯彻执行2023年中央一号文件提出的一系列保障措施,确保粮食和重要农产品稳产保供。再次,差异化补贴是助推农户向规模经营转型和提升农业生产效率的重要手段。本文发现,相比于定额补贴,基于经营规模的补贴政策更有助于农户从小农经营向规模经营转型,同时农业总产出和全要素生产率的提升幅度也更大。本文的研究发现为进一步完善农业补贴政策提供了方向指引,在实际改革中需要因地制宜,根据政策实施目标,有针对性调整农业补贴的幅度和方式,精准施策。最后,无论是通用生产技术进步,还是规模经营生产技术进步,对于助推农户向规模经营转型和提升农业生产效率均至关重要,在农业强国建设中需要进一步从多个方位提升中国农业技术实力,增强农业发展动力。

本文重点关注小农户向规模经营转型中土地流转对农业生产效率的影响。在土地流转的直接资源配置效应之外,强调了土地流转对农户就业和技术选择的影响。未来的研究可以将土地流转置于更广阔的视角,一方面,在两部门框架下研究土地流转对结构转型和宏观经济增长的影响;另一方面,考虑农户在农业生产结构、风险偏好等方面的异质性,在空间一般均衡框架下研究土地流转对农业生产布局、种植结构变迁等的影响,进而更加深刻地理解土地流转的意义和影响。

参考文献

- 程令国、张晔、刘志彪,2016:《农地确权促进了中国农村土地的流转吗?》,《管理世界》第 1 期。
- 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华,2017:《土地资源误配与劳动生产率》,《经济研究》第 5 期。
- 邵亮亮,2020:《中国种植类家庭农场的土地形成及其使用特征》,《管理世界》第 4 期。
- 高鸣、魏佳翔,2022:《收入性补贴与粮食全要素生产率增长》,《经济研究》第 12 期。
- 龚斌磊,2022:《中国农业技术扩散与生产率区域差距》,《经济研究》第 11 期。
- 龚关、胡关亮,2013:《中国制造业资源配置效率与全要素生产率》,《经济研究》第 4 期。
- 刘守英,2022:《农村土地制度改革:从家庭联产承包责任制到三权分置》,《经济研究》第 2 期。
- 冒佩华、徐骥、贺小丹、周亚虹,2015:《农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证》,《经济研究》第 11 期。
- 农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所,2018:《中国家庭农场发展报告(2018)》,中国社会科学出版社。
- 钱忠好,2008:《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》,《中国农村经济》第 10 期。
- 孙琳琳、杨浩、郑海涛,2020:《土地确权对中国农户资本投资的影响》,《经济研究》第 11 期。
- 孙文凯、白重恩、谢沛初,2011:《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》第 1 期。
- 王璐、杨汝岱、吴比,2020:《中国农户农业全要素生产率研究》,《管理世界》第 12 期。
- 许庆、陆钰凤、章元,2022:《规模经营补贴与粮食质量安全——来自规模经营农户的证据》,《经济研究》第 11 期。
- 许庆、杨青、章元,2021:《农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响》,《经济研究》第 8 期。
- 徐舒、王韶、杨汝岱,2020:《国家级贫困县政策的收入分配效应》,《经济研究》第 4 期。
- 杨曦、徐扬,2021:《行业间要素错配、对外贸易与中国实际 GDP 变动》,《经济研究》第 6 期。
- 袁志刚、解栋栋,2011:《中国劳动力错配对 TFP 的影响分析》,《经济研究》第 7 期。
- 钟甫宁、纪月清,2009:《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》,《经济研究》第 12 期。
- 周力、沈坤荣,2022:《中国农村土地制度改革的农户增收效应》,《经济研究》第 5 期。
- Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2014, “The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences”, *American Economic Review*, 104(6), 1667—1697.
- Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2020, “Land Reform and Productivity: A Quantitative Analysis with Micro Data”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(3), 1—39.
- Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2022, “Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China”, *Econometrica*, 90(3), 1261—1282.
- Bai, C. E., and Z. J. Qian, 2010, “The Factor Income Distribution in China: 1978—2007”, *China Economic Review*, 21(4), 650—670.
- Cao, K. H., and J. A. Birchenall, 2013, “Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-reform China”, *Journal of Development Economics*, 104, 165—180.
- Chari, A., E. M. Liu, S. Y. Wang, and Y. X. Wang, 2021, “Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China”, *Review of Economic Studies*, 88(4), 1831—1862.
- Chen, C. R., 2017, “Untitled Land, Occupational Choice, and Agricultural Productivity”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(4), 91—121.
- Chen, C. R., 2020, “Technology Adoption, Capital Deepening, and International Productivity Differences”, *Journal of Development Economics*, 143, 102388.
- Foster, A. D., and M. R. Rosenzweig, 2022, “Are There too Many Farms in the World? Labor Market Transaction Costs, Machine Capacities, and Optimal Farm Size”, *Journal of Political Economy*, 130(3), 636—680.
- Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1403—1448.
- Jones, C. I., 2016, “The Facts of Economic Growth”, *Handbook of Macroeconomics*, 2, 3—69.
- Midrigan, V., and D. Y. Xu., 2014, “Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data”, *American Economic Review*, 104(2), 422—458.
- Restuccia, D., and R. Rogerson, 2017, “The Causes and Costs of Misallocation”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(3), 151—174.
- Restuccia, D., and R. Santaella-Llopis, 2017, “Land Misallocation and Productivity”, NBER Working paper, 23128.
- Yang, M. J., 2021, “Micro-level Misallocation and Selection”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(4), 341—368.

From Smallholders to Large-scale Farmers: Land Rental and Agricultural Productivity

GAI Qing'en^a, LI Chengzheng^b, ZHANG Wuke^c and SHI Qinghua^c

(a: Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics;

b: Institute for Economic and Social Research, Jinan University;

c: Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University)

Summary: Land is one of the essential factors for agricultural production. Hence, efficient allocation of land resource is important to improve rural employment, agricultural production as well as economic growth. At the beginning of the reform and opening up, the household contract responsibility system which motivated rural contract land and engage in agricultural production, have played a key role in the recovery and development of rural economy. However, the land is distributed equally among the rural population and is unrelated to the productivity of the farmers in the household contract responsibility system, and due to the insecure property rights and underdeveloped land rental markets, problems such as small-scale operations, land fragmentation, and inefficiency in land allocation are universal. As the rural reform proceeds, the Chinese government has issued lots of policies to promote land rental activities and develop appropriate-scale operations in various forms. In a word, land rental is considered to be the key to realize the transformation from smallholders to large-scale farmers and improving agricultural productivity in the current situation.

Land rental could improve agricultural productivity in various ways. On the one hand, it generates a direct resource allocation effect. Farmland is distributed equally under the household contract responsibility system that overlooks the heterogeneity in ability across farmers and results in land misallocation. If land can be rented in the land market, then the land can be transferred from the low-productivity producers to the high-productivity producers, which improves the efficiency of land allocation and agricultural productivity directly. On the other hand, the land rental can generate a dynamic effect or an indirect effect. With the establishment of the land rental market, land constraints confronted by farm households are relieved, and they will adjust their employment behaviors accordingly, i. e., only those with comparative advantage in agricultural production will choose to remain in the agricultural sector. In reality, technology adoption also be restrained by operation scale, and land rental activities that facilitate the expansion of operation scale may promote the adoption of modern technologies and improve agricultural productivity indirectly.

Based on the potential mechanisms discussed above, this paper examines the impact of land rental on households' occupation choice and agricultural productivity, identifies the channels through which land rental affects households' decision-making and agricultural productivity, and finally quantifies the magnitude of the land rental effect. Specifically, the paper builds a theoretical model that in line with the reality in China, describes how land rental affects the occupation and technology choice of the farmers, and clarifies the underlining mechanisms by which land rental affects farm household transformation and agricultural production. Then we use the data from the National Fixed-Point Survey carried out by the Research Center for Rural Economic, Chinese Ministry of Agriculture, to calibrate our model, and to quantify the land rental effect on agricultural productivity. In addition, we also simulate different policies that is consistent with China's reality to analyze their effects on agricultural productivity. The quantitative results of this paper show that land rental in recent years increases the agricultural total factor productivity by 17.15%, relative to the baseline year 2013. If land could be allocated efficiently in the future and fully realize the transformation from smallholders to large-scale farmers, agricultural total factor productivity could further increase by 71.02%. In addition, we find that labor market reforms, agricultural product prices, agricultural subsidies and technological improvement also affect farm household transformation process and agricultural productivity.

Our paper contributes to the literature in the following ways. First, we establish a theoretical framework to describe rural households' occupation and technology choice, clarify the propagation mechanism that land rental impacts farm household transformation and agricultural productivity, and highlight the dynamic effect of land misallocation. Second, given the magnitude of land misallocation that is in line with the reality in China, we further evaluate the potential effect of other reforms or policy changes, such as labor market reform, agricultural product price adjustments, etc., on farm household transformation and agricultural productivity in China.

Keywords: Land Rental; Scale Operation; Occupation Choice; Resource Misallocation; Total Factor Productivity

JEL Classification: O11, O14, O40, E02, Q10

(责任编辑:王利娜)(校对:何伟)