

强化农地产权有助于提升农业劳动生产率吗？ ——基于异质农户能力的理论建模与实证检验

刘宣宣¹, 陈飞², 牛宏光², 吕丹¹

(1. 东北财经大学 投资工程管理学院, 辽宁 大连 116025; 2. 东北财经大学 经济学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 深化农村土地制度改革能让更多农民分享改革红利。文章基于异质性农户能力视角构建农业和非农业两部门一般均衡模型, 并进行参数校准和数值模拟, 从理论上探索农地产权的增强对农业生产效应的提升作用。在此基础上, 文章利用2014年和2016年中国劳动力动态调查(CLDS)数据集, 进行因果关系识别检验和影响传导机制分析。研究表明, 随着农地产权强度的增大, 农业劳动生产率得到显著提升, 而农户能力在其中发挥重要调节作用, 这一结论在运用工具变量两阶段估计下仍然稳健。机制分析表明, 在农户能力异质性视角下, 强化农地产权使得农业劳动密集度降低, 这是影响农业劳动生产率的重要渠道。进一步研究发现, 对于未发生土地调整、以农业为核心产业的村庄以及采用完全机械化生产方式的农户, 强化农地产权对农业劳动生产率的提升效应更为明显。文章结论有利于深化农地制度改革和农业农村现代化发展, 对最终促进乡村全面振兴具有重要的现实意义。

关键词: 农地产权; 农户能力; 农业劳动生产率; 农业劳动密集度

中图分类号: F321.1 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2024)01-0154-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20231017.401

一、引言

2015年制定的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》的第四篇“推进农业现代化”提出, 稳定农村土地承包关系, 完善土地所有权、承包权、经营权分置办法, 依法推进土地经营权有序流转。党的二十大报告再一次指出, “深化农村土地制度改革, 赋予农民更加充分的财产权益, 保障进城落户农民合法土地权益, 鼓励依法自愿有偿转让”。深化土地制度改革, 强化农村土地产权, 能理清农民与土地的关系, 激发土地要素活力, 改善要素配置效率, 进而提高农业生产效率(胡永泰, 1998; Jin和Deininger, 2009; Lagakos和Waugh, 2013)。图1显示了我国农业劳动生产率和劳动密集度的变动趋势, 为佐证上述观点提供了典型事实。其中, 左侧纵坐标为农业劳动生产率(万元/人), 右侧纵坐标为劳动密集度(人/公顷)。从

收稿日期: 2023-06-25

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72273018); 教育部人文社会科学研究项目(22YJA790005, 23YJA630071); 辽宁省教育厅基本科研项目(JYTQN2023166)

作者简介: 刘宣宣(1993-)(通讯作者), 女, 河南周口人, 东北财经大学投资工程管理学院副教授;

陈飞(1973-), 男, 吉林长春人, 东北财经大学经济学院教授, 博士生导师;

牛宏光(1987-), 男, 河北石家庄人, 东北财经大学经济学院博士研究生;

吕丹(1978-), 女, 辽宁沈阳人, 东北财经大学投资工程管理学院教授。

图中可以看出，劳动密集度从2010年的2.06稳步降低到2021年的1.34，土地和劳动之间的要素结构不断优化。同时，农业劳动生产率从初始的1.42持续增加到2021年的5.10。^①需要思考的问题为：农业劳动生产率和劳动密集度的变化是否与我国农村土地产权制度的不断深化和增强有关？三者之间的因果联系是怎样的？而以农业劳动生产率为目标评价农村土地产权不断深化的影响效应具有重要的现实意义。

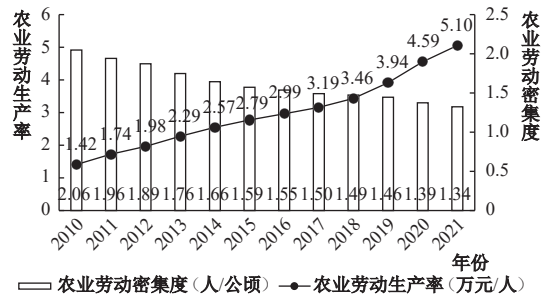


图1 农业劳动生产率和农业劳动密集度的变动趋势图

产权的产生与人的能力有关，由于人能力的有限性使得产权有边界，对于个体来说，能力所及与能力所不及的分界点即为产权的边界。土地具有重要的经济价值，土地产权的边界主要体现为地理边界，但这种边界并不是固定不变的，其会随着人类能力的拓展而拓宽（林辉等，2019）。随着农地产权改革不断深化，尤其是土地确权完成了土地的空间属性和物权属性的测度，降低因土地流转而产生的不可预见性风险，使得异质性能力农户的耕地需求得以满足。土地产权秩序的不断稳定改善了农民和土地的组合关系，优化资源配置效率，土地经营规模与现阶段农户的生产能力逐渐相匹配，有效提高了农户的劳动生产效率（冒佩华等，2015）。因此，在评价强化农地产权与农业劳动生产率之间的因果关系时，有必要考虑农户能力的异质性特征。

近年来，土地产权、要素配置与农业生产率之间的关系得到国内外学者的广泛关注。在土地产权与农业要素配置关系的研究中，姚洋（2000）认为稳定的地权可增加土地投资规模和加快土地流转经营，且较自由的转让权会产生边际产出拉平效应和交易收益效应，这两种效应均将提高资源配置效率；Jin 和 Deininger（2009）的研究也发现，农地租赁市场促使土地从低生产率和从事非农工作的农户流转到有充足劳动力的贫穷农户手中，这有利于农村土地的规模化耕种，并极大提高了农业生产效率；Holden 等（2011）研究了埃塞俄比亚土地确权对土地租赁市场参与率的影响，发现农村土地承包合同和证书的发放对农户土地流转量存在正向影响，并且持有证书的土地租赁价格要显著高于没有证书的土地价格（叶剑平等，2010）；De Janvry 等（2015）发现墨西哥确权家庭比未确权家庭的迁移率要高 28% 左右，且正式的确权有利于优化土地要素配置；陈飞和刘宣宣（2021）也发现土地确权有利于降低农业劳动密集度和提高农户非农劳动时间，从而改善农业生产要素配置。在要素配置与农业生产率关系的研究中，冒佩华等（2015）则发现参与土地流转农户的总劳动生产率显著高于未参与土地流转的农户，而租入土地的家庭总劳动生产率的提高主要是由于农业劳动生产率的提升，而租出土地的农户总劳动生产率的提高主要来源于非农劳动生产率的提升。因此，土地资源的有效配置提高了家庭总劳动生产率。此外，盖庆恩等（2017）通过运用全国农村固定跟踪观察点数据研究发现，土地的有效配置将促使农业全要素生产率提高 1.36 倍。

最近的研究开始逐渐关注土地产权、要素配置与农业生产率三者间联系。其中，Adamopoulos 和 Restuccia（2012）从土地要素禀赋角度，研究 1988 年菲律宾土地改革对农业生产率的影响，发现通过设置耕地面积上限严格限制土地流转，将导致菲律宾农户的耕地规模下降 34%，农业生产效率下降 17%；仇童伟（2017）从土地和劳动力要素配置视角出发，利用广东省农户调查数据

^① 数据来源于中经网统计数据库。基于数据的可得性，将第一产业就业人数作为农业就业人数的代理指标，农业劳动生产率=农、林、牧、渔业增加值/第一产业就业人数，农业劳动密集度=第一产业就业人数/总耕地面积。

的研究发现,农地使用权的完善可以提高农地规模对农业收入的正向激励,并且农地产权通过加快农地流转和改善劳动力配置来提高租入农地农户的经营绩效;林文声等(2018)也发现土地确权可通过提高家庭务农人数占比、加大农业短期投入和增加旱地转入降低农业生产效率的损失。因此,家庭劳动分工、农业投资以及农地流转是土地确权提高农业生产率的重要渠道。上述研究虽从不同角度阐述土地产权对农业生产效率的作用,但没有考虑农户能力对土地增强作用的差异性,这可能导致土地确权的政策效应被低估。并且在关于资源配置的研究中,更多是以土地或者劳动力单一要素为考察目标,这些研究忽略了要素结构变化对农业生产的影响。

在与农户能力相关的研究中,部分文献将农户经营能力引入到农业部门生产函数中,并在一般均衡框架下讨论资源配置与农业生产率之间的关系(Adamopoulos 和 Restuccia, 2014; Adamopoulos 等, 2017; Chen, 2017),上述研究仅限于理论建模。另外,也有文献侧重于实证检验农户能力在农业生产中的作用:王常伟和顾海英(2017)利用农业示范区面板数据,研究农户能力类别变量中持有专业证书对农产品合格率存在显著的影响;罗必良和郑燕丽(2012)认为农户的行为能力与土地流转行为的产生具有重要关联,非农就业能力优势更为明显的农户倾向于参与土地的流转,而农业经营能力更强的农户倾向于保有土地。但上述文献并未涉及农业生产率方面的研究。

因此,国内外学者关于在农户异质性能力视角下农地产权与农业劳动生产率之间关联的研究相对较少,更缺乏与之相关的理论探讨。本文基于异质农户能力视角构建两部门一般均衡模型,理论分析并数值模拟强化土地产权与农业劳动生产率之间的结构关联。本文利用2014年和2016年中国劳动力动态调查(CLDS)数据集中的村庄和家庭混合截面数据,进行因果关系识别检验。研究结果表明:第一,通过对一般均衡模型的求解、校准和模拟,研究发现随着土地产权强度的增大,土地经营规模对高能力农户的约束逐渐减弱,进而降低农业劳动密集度并提升农业劳动生产率;第二,实证检验发现,强化农地产权有利于提升农业劳动生产率,且影响效应随农户能力的提高而增大;第三,机制分析结果表明,劳动密集度在农地产权影响农业劳动生产率的渠道中发挥重要作用,且该机制受到农户能力调节影响;第四,深化农地产权制度红利的发挥在不同村庄和家庭存在差异,对于未发生土地调整、以农业为核心产业的村庄以及采用完全机械化生产方式的农户,强化农地产权对农业劳动生产率的提升效应更为明显。

与已有文献相比较,本文的边际创新主要体现在:第一,通过在两部门一般均衡模型中引入土地产权强度变量,并对农户耕地规模施加约束,以此体现要素配置的根本性原因,并实现对理论模型的扩展,这更切合中国农业现实;第二,将土地产权、要素结构与农业劳动生产率纳入到同一分析框架内,并考虑农户能力对土地增强作用的异质性,这为评价深化农村土地制度改革效应提供了新的研究视角;第三,在研究设计方面,将理论模型的数值模拟结果与因果关系识别检验进行对比验证,并对要素结构的机制效应进行实证检验,研究结论更具稳健性。

本文余下的结构安排如下:第二部分构建一般均衡模型理论框架,并进行参数校准与数值模拟;第三部分给出模型设计及数据来源与描述;第四部分基于异质性农户能力视角考察强化农地产权对农业劳动生产率的影响效应,并进行内生性检验和机制分析;第五部分是本文的进一步分析;最后给出本文的结论和启示。

二、理论模型与数值模拟

小农经营模式是我国农业发展需要长期面临的基本现实。在这种背景下,农地产权的不完善将阻碍生产能力较高的农业专业户的规模化经营,这不利于农地价值的充分发挥,因此需要

完善农地产权制度来缓解这一困境。而农地所有权、承包权、经营权三权分置，这赋予农地经营权应有的法律地位和权能，降低土地流转中不可预见的风险，进而促进农业经营性用地逐渐从生产效率低的农户手中流转至效率高的农户(程令国等, 2016)，有效缓解了土地细碎化问题对高效率农户的规模化经营的约束，实现土地经营的集中化和规模化。在考虑农户能力异质性的情况下，土地产权的强化将有助于高能力农户的集约化、规模化经营，从而改善要素配置和提高农业劳动生产率。为准确刻画上述典型特征，本部分基于异质性农户能力视角构建两部门一般均衡模型，理论分析并数值模拟农地产权变化对农业劳动生产率的影响效应和传导途径。

(一)模型构建

本文借鉴 Adamopoulos 和 Restuccia(2014)的思路构建两部门静态一般均衡模型，并在农业部门中考虑农户能力差异对其最优生产选择行为的影响。

1. 非农部门。非农部门生产非农产品，需要投入资本和劳动力两种生产要素。其代表性企业的生产函数设定为柯布—道格拉斯函数形式，并假设规模报酬不变：

$$Y_n = AN_n^{1-\alpha} K_n^\alpha \quad (1)$$

其中， Y_n 是非农部门总产出， K_n 和 N_n 分别是非农生产中的资本投入和劳动投入， A 是整个经济系统的全要素生产率。在利率 r 和工资 w 给定的前提下，非农部门通过选择最优的资本和劳动力数量最大化非农部门的利润。

2. 农业部门。农业生产以家庭为单位，且不同家庭的农业经营能力存在差异。生产要素投入不仅包括无形的经营能力，还包括有形的资本和土地禀赋。家庭农场的生产函数设定为柯布—道格拉斯函数形式，并假设规模报酬递减：

$$y_a = A\kappa[k_a^\beta (sl_a)^{1-\beta}]^\eta \quad (2)$$

其中， y_a 为家庭农业产出， l_a 为家庭的土地经营规模， k_a 为家庭生产的资本投入量。家庭的农业生产率取决于经济系统的全要素生产率 A 、农业部门的生产效率 κ 以及农户的经营能力 s 。其中，全要素生产率 A 受当前国家的技术水平、市场制度、基础设置和政府政策等因素影响；农业生产效率 κ 主要取决于农业部门的技术采用情况，如农村地区的基础设施薄弱或者机械化使用水平偏低都会降低农业的生产效率；农户的经营能力 s 则主要取决于农户的教育水平、对农业生产机械化和现代化的认知能力以及对当前土地政策的了解程度等因素。参数 $\eta \in (0, 1)$ 用来衡量农业生产中的规模报酬递减情况， $\beta\eta$ 为资本收益占总收入的份额。

本文设定经营能力 s 主要体现在土地增强方面，从而将其纳入到农业生产函数中。农户的能力越强，其经营的耕地规模越大，越有利于农业产出的提高(Adamopoulos 和 Restuccia, 2014)。设定 s 服从对数正态分布，其累积分布函数为 $F(s)$ ，概率密度函数用 $f(s)$ 表示，且有 $s = [s, \bar{s}]$ ， s 和 \bar{s} 分别为农户能力的下界和上界。此外，在农地产权制度不完善的情况下，农户实际经营的土地面积 l_a 也将面临约束，即 $l_a \leq g(\phi)\bar{l}$ ，其中 \bar{l} 表示农户初始分配的土地面积， $g(\phi) \in [1, +\infty)$ ，用来衡量土地产权强度 ϕ 对家庭耕种的最大土地规模的限制程度，^①且有 $g'(\phi) > 0$ 。因此，农场的最优经营规模将同时受到土地产权强度和农户经营能力的限制。

在土地规模受约束的条件下，给定农户的经营能力 s 、市场利率 r 和土地租金 q ，农户家庭选择最优的资本投入和土地规模，从而最大化其经营收益：

^① 产权一般可分为法律产权、事实产权和感知产权三个层次。占有土地期限、持有权利束范围、土地调整经历等因素均可以反映农户土地的事实产权，而产权的感知安全度主要表现为经济主体的制度认知程度。因此，产权将通过现实因素的复杂性以及经济主体的认知，呈现出产权变化的连续性。

$$\max_{k_a, l_a} \{ Ak [k_a^\beta (sl_a)^{1-\beta}]^\eta - rk_a - ql_a + \lambda [g(\phi)\bar{l} - l_a] \} \quad (3)$$

$$r = \beta \eta Ak k_a^{\beta\eta-1} (sl_a)^{(1-\beta)\eta} = \beta \eta \frac{y_a}{k_a} \quad (4)$$

$$\lambda + q = MPL = \eta(1-\beta) Ak k_a^{\beta\eta} s^{(1-\beta)\eta} l_a^{(1-\beta)\eta-1} = \eta(1-\beta) \frac{y_a}{l_a} \quad (5)$$

$$\lambda [g(\phi)\bar{l} - l_a] = 0 \quad (6)$$

其中, MPL 为土地的边际产出, λ 表示影子价格。根据 KKT 条件, 若最高能力的农户对应的最优土地规模 $l_a^{max} \leq g(\phi)\bar{l}$, 则有 $\lambda = 0$, 即当前土地产权强度不会对农户的生产经营形成约束, 土地资源配置不存在扭曲。当能力为 s 的农户对应的最优土地规模 $l_a > g(\phi)\bar{l}$ 时, 则根据 $\lambda [g(\phi)\bar{l} - l_a] = 0$, 可得 $l_a = g(\phi)\bar{l}$, 并可推导出 $\lambda = \eta(1-\beta)y_a/l_a - q > 0$ 。定义最优土地规模 $g(\phi)\bar{l}$ 对应的农户能力为 s_h , 则能力高于 s_h 的农户实际经营的土地规模均为 $g(\phi)\bar{l}$, 当前土地产权强度对能力高于 s_h 的农户的生产经营形成约束。 λ 可解释为土地边际产品价值与土地市场租金的差值, 即对土地经营规模的约束每放松一个单位所导致效率的改善, 其衡量了土地市场的完善程度。

3. 代表性家庭的偏好。异质性农户被赋予一单位劳动时间, 且无弹性供给劳动。家庭消费农产品 c_a 和非农产品 c_n 以获得效用, 与 Chen(2017) 和盖庆恩等(2017) 的设定相同, 采用非位似效用函数:

$$U = \theta \log(c_a - \bar{a}) + (1-\theta) \log c_n \quad (7)$$

其中, $0 < \theta < 1$, 用来表示消费者对农产品和非农产品的相对偏好, \bar{a} 衡量了消费者维持生存所必需的农产品消费, 因此有 $0 < \bar{a} \leq c_a$ 。家庭的预算约束方程为:

$$s.t. \quad c_a + P_n c_n \leq I_a + I_n \quad (8)$$

其中, 代表性家庭的农业收入 I_a 与其能力 s 有关, 低能力家庭 ($s \leq s_h$) 可以选择在最优耕地规模上进行农业生产, 而高能力家庭 ($s > s_h$) 的农业生产会受到耕地规模限制, 其实际的耕地经营规模仅能达到 $g(\phi)\bar{l}$ 。由此可得家庭农业收入的分段函数为:

$$I_a = \begin{cases} N_a \int_{\underline{s}}^{s_h} (1-\eta)y_a dF(s) + rk_a + ql_a & s \leq s_h \\ N_a \int_{s_h}^{\bar{s}} [(1-\beta\eta)y_a - qg(\phi)\bar{l}] dF(s) + rk_a + ql_a & s > s_h \end{cases} \quad (9)$$

其中, N_a 为家庭农业劳动时间, s_h 为能力分界点。代表性家庭的非农收入为 $I_n = w(1-N_a) + rK_n$ 。

4. 均衡的定义。经济体被赋予 K 单位资本和 L 单位土地。企业和农户租赁资本用于生产, 由于资本在两部门间可自由流动, 因此资本收益在两部门是相同的。土地在农户之间的流动性与其产权强度有关, 当产权强度增强时, 土地规模对高能力农户的约束力随之减弱, 因此土地的边际收益也会因产权强度的变化而变化。在土地产权强度 ϕ 和农户生产能力 s 给定的前提下, 均衡是指内生变量 $\{Y_n, N_a, N_n, K_n, c_a, c_n, P_n, y_a, k_a, l_a, w, r, q\}$ 满足如下条件: (1) 非农部门通过选择资本和劳动最大化非农部门利润; (2) 农业部门在耕地规模约束条件下通过选择土地和资本最大化农业部门利润; (3) 家庭通过选择农产品消费、非农产品消费和农业劳动时间最大化家庭福利; (4) 各要素市场出清, 即劳动力市场 $N_n + N_a = 1$, 资本市场 $K_n + K_a = K$, 土地市场 $L_n = L$; (5) 农产品和非农产品市场出清, 即 $c_a = Y_a, c_n = Y_n$ 。其中 $K_a = N_a \int_{\underline{s}}^{\bar{s}} k_a(s) dF(s)$, $L_a = N_a \left[\int_{\underline{s}}^{s_h} l_a(s) dF(s) + \int_{s_h}^{\bar{s}} g(\phi)\bar{l} dF(s) \right]$, $Y_a = N_a \int_{\underline{s}}^{s_h} Ak [k_a^\beta (sl_a)^{1-\beta}]^\eta dF(s) + N_a \int_{s_h}^{\bar{s}} Ak \left\{ k_a^\beta [sg(\phi)\bar{l}]^{1-\beta} \right\}^\eta dF(s)$ 。

5. 模型求解。由于受到农地产权不清晰的限制, 中国农村土地流转市场不够健全, 农户的土地经营面临着约束(盖庆恩等, 2017)。而农地产权的稳定和强化促进了农村土地流转, 放松

了土地规模对高能力农户的生产约束，进而对农业生产产生影响。本部分基于一般均衡模型求解结果，讨论土地产权强化对农业劳动生产率和农业要素结构的影响。

(1) 产权强度与农业劳动生产率。农业劳动生产率表示单位劳动力在单位时间内生产的农产品数量或产值，定义为：

$$YN_a = Y_a/N_a = \int_{\underline{s}}^{s_h} A\kappa [k_a^\beta (sL_a)^{1-\beta}]^\eta dF(s) + \int_{s_h}^{\bar{s}} A\kappa \left\{ k_a^\beta [sg(\phi)\bar{l}]^{1-\beta} \right\}^\eta dF(s) \quad (10)$$

并将农业劳动生产率 YN_a 对产权强度 ϕ 求导可得：

$$\frac{dYN_a}{d\phi} = [(1-\beta)\eta] g'(\phi) g(\phi)^{(1-\beta)\eta-1} \int_{s_h}^{\bar{s}} A\kappa \left[k_a^\beta (s\bar{l})^{1-\beta} \right]^\eta dF(s) > 0 \quad (11)$$

随着土地产权强度的加强，农业劳动生产率是递增的。Adamopoulos 等(2017)研究发现，中国家庭联产承包责任制下的小农经营模式使得高生产率的农民的能力受到限制，劳动力和土地分配存在扭曲，降低了农业生产率。而土地确权改革更好地维护了农村集体、承包农户和经营主体的权益，促使土地流转到高效率农户手中，有利于土地资源更为合理地利用，进而提升农业劳动生产率。

(2) 产权强度与农业劳动密集度。要素配置效率优化是农业供给侧结构改革破题的关键。考虑到现阶段中国农业的资本主要附着在土地上，农户家庭资本和金融融资手段较少，土地要素和劳动力仍占据主导地位(仇童伟, 2017)。因此，本文主要关心农业生产中的土地和劳动要素，并用劳动密集度表示要素结构。农业部门劳动密集度表示的是单位土地上农业劳动力的数量，衡量了农业生产中土地和劳动力的相对比例，该指标的降低是土地走向规模化和集中化的直接表现，是农业生产要素配置效率改善的基本标准，同时也是实现农业机械化和现代化的前提条件。鉴于此，本文基于劳动密集度指标分析产权强度变化对要素结构优化的影响。

农业劳动密集度定义为 $NL_a = N_a/L_a = N_a/L$ ，对 ϕ 求导可得：

$$\frac{dNL_a}{d\phi} = \frac{N_a'(\phi)}{L} \quad (12)$$

根据式(9)可知，由于土地的总禀赋是一定的，因此产权强度对农业劳动密集度的影响与其对农业劳动力数量的影响相同。接下来，我们主要讨论土地产权强度对劳动力数量的影响作用。

由非农部门、农业部门利润最大化条件以及要素与产品市场出清条件可得：

$$\frac{\Phi(Y_a - \bar{a})}{N_n} = \int_{\underline{s}}^{s_h} (1-\eta)y_a dF(s) + \int_{s_h}^{\bar{s}} [(1-\beta\eta)y_a - qg(\phi)\bar{l}] dF(s) \quad (13)$$

其中， $\Phi = (1-\alpha)(1-\theta)/\theta > 0$ 。将式(10)两端对 ϕ 求导，并整理可得：

$$N_a'(\phi) \frac{\Phi(YN_a - \bar{a})}{N_n^2} = - \left[\frac{dq(\phi)}{d\phi} g(\phi) + \frac{dg(\phi)}{d\phi} \right] q\bar{l} \int_{s_h}^{\bar{s}} f(s) ds - \frac{N_a}{N_n} \Phi \frac{dYN_a}{d\phi} \quad (14)$$

式(11)左侧 $N_a'(\phi)$ 的系数多项式大于 0，又因为 $\frac{dYN_a}{d\phi} > 0$ ，所以右侧多项式的符号取决于 $\frac{dq(\phi)}{d\phi}$ 的方向和大小。当农户的能力小于等于分界点 s_h 时，由式(5)可知，满足 $q = MPL$ 。随着产权的增强，低能力农户租出土地，根据边际报酬递减规律，低能力农户的农地边际产出也随之增加，即 $MPL'(\phi) \geq 0$ ，因此可推测 $N_a'(\phi) < 0$ ，即土地产权强度增加将有利于农业部门劳动力数量的减少，从而促进农业部门的劳动密集度降低，优化农业生产要素结构。此外，我们将在下文中利用 *matlab* 软件改变 ϕ 值，模拟分析均衡系统中农业劳动密集度的变化，验证该结论的准确性。

(二) 参数校准

本文所需要估计的参数主要包括：生产函数参数 (α, η, β) 、效用函数参数 (θ, \bar{a}) 、资源禀

赋参数(L 、 K 、 \bar{l})、生产效率参数(A 、 κ)以及农户生产能力参数 s 。参数的校准目标、校准结果如表1所示。^①

表1 一般均衡模型的参数校准表

参数类别	参数	参数值	校准目标
生产函数	A	标准化为1	
	κ	标准化为1	
	α	0.330	非农部门的资本产出份额
	β	0.299	农业部门的资本产出份额
	η	0.781	农业部门的劳动产出份额
效用函数	θ	0.107	最低农业劳动力比例
	\bar{a}	0.67	农业劳动力比例
要素市场	L	2.634	人均耕地规模
	K	13.155	资本土地比
	\bar{l}	5.593	初始分配的人均耕地面积
能力分布	μ	-1.378	确权家庭的土地经营规模
	σ^2	1.166	确权家庭的土地经营规模

(三)模拟分析

本部分在求解一般均衡模型的基础上,模拟分析农业劳动生产率和农业劳动密集度对土地产权强度变化的反应。在系统模拟过程中,土地产权强度变化主要根据对高能力农户的约束比例变化来实现,即受约束的高能力农户的比例越小则表示土地产权强度越高。其中,以全部家庭实际耕种的土地规模均小于等于国家分配的土地规模的点作为基准点,对应模拟图中产权强度为0的原点。模拟出的随产权强度变化的农业劳动生产率和农业劳动密集度的变动趋势图如图2和图3所示。

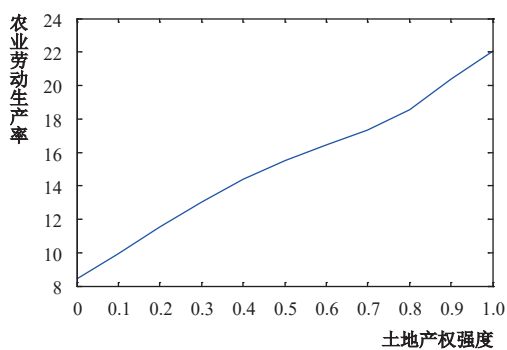


图2 土地产权强度与农业劳动生产率

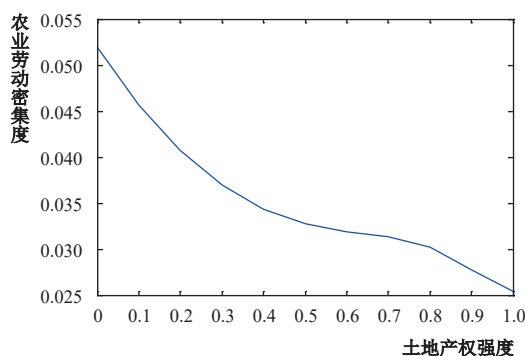


图3 土地产权强度与农业劳动密集度

图2显示,在均衡状态下农业劳动生产率随着产权强度的增强而提高。土地产权的强化有利于促进农业部门的土地流转,土地从低效率农户手中流转 to 高效率农户手中,减弱了土地规模对高能力劳动者规模化生产的约束,从而提升土地资源的配置效率。此外,低能力农户转出土地后离开农业部门,农业劳动力数量的减少提高了农业部门的劳动边际产出。上述两种途径有效促进了农业劳动生产率的提升。图3则显示,随着土地产权强度提高,农业劳动密集度下

^① 限于篇幅,省略具体校准过程,读者若感兴趣可向作者索取。

降。除了上面所提到的减少农业劳动力数量的途径之外，土地产权增强还通过提高土地市场价值来增加低能力劳动者从事农业生产的机会成本，进而促进农业劳动力迁移到非农部门。在土地总供给保持不变的情况下，这将直接导致劳动力数量与土地比值的下降，改善农业生产要素的投入结构。

上述分析表明，土地产权强度的增加，不仅有利于提高农业劳动生产率，而且还能够降低农业劳动密集度。那么，值得我们思考的问题是：劳动密集度是否是产权强度影响农业劳动生产率的一条重要途径呢？为回答这一问题，首先需要判断农业劳动密集度与农业劳动生产率之间是否具有负相关关系。本文同样采用数值模拟方法，考察两者之间的相关性，模拟结果由图4给出。图4结果支持本文的研究假设：土地产权强度增强

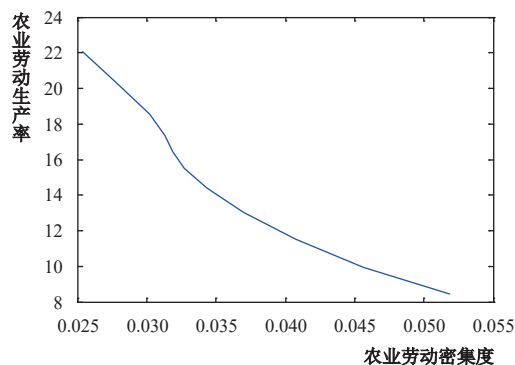


图4 农业劳动密集度与农业劳动生产率

优化了生产要素结构，从而提高了农业劳动生产率。但这里仅给出了各变量之间的相关性分析，更为严格的因果关系推断需在实证检验部分进行讨论。

基于上述理论推导和数值模拟的分析结果，本文提出研究假说：

假说1：在农户能力异质性视角下，强化农地产权有利于提升农业劳动生产率。

假说2：在农户能力异质性视角下，强化农地产权通过降低农业劳动密集度提高农业劳动生产率。

三、模型设计及数据来源与描述

(一)模型设计

为准确评估农地产权与农业劳动生产率的因果效应，在实证检验中同样需要考虑农户能力对土地经营的增强作用。本文在回归方程中引入农户能力与强化农地产权变量的交互项，用来表示这一异质性影响效应。构建如下形式的回归模型：

$$y_{ik} = \alpha_0 + \alpha_1 certif_{ik} + \alpha_2 certif_{ik} \times Abil_{ik} + \alpha_3 Abil_{ik} + \alpha_4 Control_{ik} + \varepsilon_{ik} \quad (15)$$

下标*i*表示家庭，*k*表示村庄。结果变量 y_{ik} 包括家庭农业劳动生产率和家庭农业总产出。^①其中，家庭农业总产出用农、林、牧、副、渔业的加总毛收入衡量，单位为“万元”；家庭农业劳动生产率定义为家庭农业总产出与家庭农业劳动力数量的比值，单位为“万元/人”。 $certif_{ik}$ 表示土地是否确权，确权=1，未确权=0。考虑到土地确权主要通过核定农地面积和以“四至确权”来划定地界，并建立健全设立、变更、注销登记制度。土地确权依法明确了农民承包土地的各项土地权益，强化土地承包经营权的物权保护。土地确权提高了土地的产权强度。因此，以土地是否确权作为强化农地产权的代理变量。 $Abil_{ik}$ 表示农户的自我评估能力，该指标的构造基于调查问卷中6个评估自我能力的问题，包括阅读报刊、写信、用手机发短信、使用网上银行、网上购买火车票和银行ATM取款，选项“0”表示完全没问题，“1”表示还可以，“2”表示不太行，“3”表示完全不会。本文将6个问题的答案通过等权重合成为取值0到3之间的连续指标，“3”表示在这6个

^① 将农业总产出作为结果变量是为了说明土地确权对农业劳动生产率的影响不仅仅是通过改变农业劳动力数量这一途径实现的，同时其也与农业部门生产效率的变化有关。

方面完全没问题，“0”表示在这 6 个方面完全不会。^① $certif_{ik} \times Abil_{ik}$ 为土地确权与农户自我评估能力的交互项。 α_1 和 α_2 为本文关心的核心参数， α_1 表示土地确权对农业劳动生产率影响的平均效应， α_2 则用来表示不同能力农户的农业劳动生产率受土地确权影响的差异性。 $Control_{ik}$ 包括家庭和村庄层面的控制变量，以及时间和地区虚拟变量。 ε_{ik} 为随机扰动项。

(二) 数据来源及描述统计

本文所使用的 2014 年和 2016 年的微观数据来源于“中国劳动力动态调查”数据库(China Labor-force Dynamics Survey, 简称为 CLDS)。^②CLDS 数据库不仅包含户主的基本特征信息(年龄、性别、教育和婚姻状况等), 还包括家庭的经济状况和农业生产等方面信息, 尤其对农村土地制度改革深化进程中的土地确权情况进行了全面调查。本文首先根据每一年的家庭编码将劳动力个体和家庭数据进行匹配, 获得完整的家庭信息, 并且只保留农业户口的家庭数据; 然后再根据村庄编码将村庄数据和完整的家庭信息数据进行匹配, 得到包括个人、家庭和村庄三个层面的完整数据集; 最后再将 2014 年和 2016 年的数据整合, 以此获得本文研究所需的所有样本。样本基本描述性统计由表 2 所示。

表 2 确权样本和未确权样本的各类特征指标的描述统计

指标类型	指标名称	2014年		2016年	
		均值	标准差	均值	标准差
村庄特征	村庄人均年收入(万元)	0.094	0.325	0.120	0.561
	土地是否调整	0.324	0.468	0.162	0.369
	村庄从事农业比例	66.969	32.817	64.363	35.257
	村庄季节性外出人数(千人)	311.552	407.733	256.709	318.769
	村庄土地是否有弃耕现象	0.357	0.479	0.344	0.475
	是否有第二、第三产业	0.347	0.476	0.262	0.440
	是否有小学	0.585	0.493	0.616	0.486
	是否通公路	0.990	0.099	0.965	0.184
家庭特征	农业劳动生产率(万元/人)	0.922	1.820	1.072	2.265
	农业总产出(万元)	1.600	2.957	1.718	3.288
	劳动密集度(人/亩)	0.496	0.990	0.472	0.731
	农地是否确权	0.487	0.500	0.518	0.500
	是否有大型农机具	0.020	0.140	0.026	0.160
	是否有汽车	0.115	0.320	0.157	0.364
	是否享受农业补贴	0.646	0.478	0.590	0.492
	户主婚姻状况	0.884	0.320	0.883	0.321
	户主年龄	48.708	12.341	49.560	12.495
	户主性别	0.698	0.459	0.670	0.470
	户主政治面貌	0.063	0.242	0.065	0.247

① 农户自我评估能力的构建方法: 农户自我评估能力 = 3 - (1/6 × 阅读报刊能力 + 1/6 × 写信能力 + 1/6 × 用手机发短信能力 + 1/6 × 使用网上银行能力 + 1/6 × 网上购买火车票能力 + 1/6 × 银行ATM取款能力)。为证明该指标的合理性, 本文在控制各个因素的条件下, 将土地规模、土地生产率分别与该能力指标进行回归, 发现该能力指标对土地规模、土地生产率有显著的正向影响, 再次证明了该指标作为衡量农户经营土地能力的合理性。限于篇幅, 省略回归结果, 读者若感兴趣可向作者索取。

② CLDS 对中国城乡的社区(村庄)、家庭和劳动力个体每两年开展一次动态追踪调查, 样本覆盖全国 29 个省、市、自治区(中国台湾、香港、澳门、西藏、海南除外)。

续表 2 确权样本和未确权样本的各类特征指标的描述统计

指标类型	指标名称	2014年		2016年	
		均值	标准差	均值	标准差
家庭特征	户主自我评估能力	1.026	0.860	1.126	0.945
	户主受教育水平	2.576	1.291	2.630	1.272

注:①劳动密集度定义为单位土地上的农业劳动力数量,用家庭农业劳动力数量除以家庭土地经营规模得到。②农业劳动生产率用家庭农、林、牧、副、渔业的加总毛收入除以家庭农业劳动力数量得到。③土地是否调整:调整=1,否则=0。④村庄土地是否有弃耕现象:有=1,无=0;村庄是否有第二、第三产业:有=1,无=0;村庄是否有小学:有=1,无=0。⑤户主婚姻状况:有配偶=1,否则=0;户主政治面貌:中共党员=1,群众=0;户主性别:男性=1;女性=0。⑥户主受教育水平取值1到11之间的整数,受教育程度越高,数值越大,其中,未受过教育=1,博士毕业=11。⑦家中是否有大型农机具:有大型农机具=1,否则=0;家中是否有汽车:有汽车=1,否则=0。⑧家庭从事农业经营是否获得政府补贴:享受农业补贴=1,不享受农业补贴=0。

四、强化农地产权影响农业劳动生产率的实证检验

(一)基准回归

利用模型(15),强化农地产权对农业劳动生产率的影响效应估计结果如表3所示。其中,表3列(1)和列(2)分别表示未考虑农户能力的情况下,强化农地产权对农业劳动生产率和农业总产出的影响效应,列(3)和列(4)表示在农户能力异质性的情况下强化农地产权的影响结果。

表 3 强化农地产权影响农业劳动生产率的基准回归结果

	(1)农业劳动生产率	(2)农业总产出	(3)农业劳动生产率	(4)农业总产出
土地确权	0.230*** (0.056)	0.417*** (0.083)	0.105 (0.083)	0.148 (0.124)
土地确权×自我能力评估			0.135** (0.067)	0.291*** (0.100)
自我能力评估	0.164*** (0.041)	0.267*** (0.061)	0.079 (0.059)	0.086 (0.087)
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
区域效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.145 (0.399)	-1.238** (0.595)	0.274 (0.404)	-0.961 (0.602)
R^2	0.054	0.108	0.055	0.110
F统计量	15.350***	32.501***	14.820***	31.402***
观测值数量	5365	5365	5365	5365

注:①时间虚拟变量以2014年为基准组。②地区虚拟变量以东部地区为基准组。③***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误,下表同。

表3列(1)和列(2)结果显示,在不考虑农户异质性能力时,土地确权对农业劳动生产率和农业总产出的平均效应均显著为正。具体来看,确权家庭比未确权家庭的农业劳动生产率高2300元/人,且农业总产出比未确权家庭高4170元。列(3)和列(4)的交互项系数显示,确权对农业生产的影响随着农户能力的提高而增强,自我评估能力每提高一个单位,农业劳动生产率将增加1350元/人,农业总产出将增加2910元。

土地确权政策强化农地产权,提高产权安全性,降低土地交易的纠纷和风险,促使土地从效率低的农户流向效率更高的农户,提高农业劳动生产效率(Deininger等,2011),这形成了农业生产中的“丹尼森效应”。^①而土地确权对农业总产出具有显著正向影响,则证明了农业劳动生

①就整个社会的劳动生产率而言,“丹尼森效应”是指由不同生产率水平行业间的再分配引起的生产效率变化,而纯生产率效应是指各行业内部的生产效率增加。在本文中,“丹尼森效应”则是指不同劳动生产率的农户之间土地再分配所导致的生产效率的变化,纯生产率效应则是指农户通过引进机械化生产方式、运用科学管理经营模式、改善土壤肥力或者调整农业种植结构导致生产效率提高。

产率增加还与农业纯生产率效应的提升有关。首先,土地确权降低农户对土地禀赋的依赖,更多农户倾向于将土地的保障性功能转化为财产性功能,安心外出务工,降低了农业中的劳动力数量。“人少地多”的生产要素结构有利于农户引进先进的机械化生产方式,运用科学的管理经营模式,进而形成规模经济效益。其次,土地产权的稳定性增强有利于提高农户的生产积极性,并且激发长期投资意愿,提高有机肥的施用量,改善土壤肥力,促进农业的可持续发展(黄季焜和冀县卿,2012)。最后,土地确权赋予农户更多的自由配置家庭生产资料的权利,改变农业种植结构,追求比较优势的最大化和利润的最大化,从而促进农业部门的生产效率提高。

此外,农户的自我评估能力衡量了户主对现代化工具和网络的运用,高能力农户获取信息和运用信息的能力更强,可以更早地获取先进农业生产技术和现代农业生产理念,并及时地将其运用于生产之中(高万林等,2010),并根据国家政策导向最大化农业收入。因此,农户的自我评估能力越强,就越有利于发挥土地确权制度的政策红利。这与理论模型推导结论相一致。^①

(二)内生性检验^②

就本文的研究问题而言,样本非随机性、反向因果以及遗漏变量情况的存在可能导致内生性问题。样本非随机选择问题:土地确权的试点是由政府确定的,确权工作的开展是以村庄为单位,则乡村的人地数量、人地矛盾是否突出等特征将会影响确权试点的选择和确权工作的开展(程令国等,2016),进而影响农户获得《农村土地承包经营权证》的可能性(林文声等,2018),确权家庭和未确权家庭的样本抽样概率分布也就很难一致。反向因果关系:农业劳动生产效率越高的村庄越有可能被选为土地确权试点村庄。遗漏变量问题:误差项中包含的村庄不可观测特征,如村庄的气候环境和历史文化背景等因素,会同时影响家庭农业劳动生产率和土地确权颁证,从而导致模型估计偏误。

为纠正内生性问题,本文首先选择农业税废除时间作为土地确权工具变量的考量。私人财产税的存在是国家税收的逻辑起点(胡荣明,2017),农业税的征收恰好体现了国家对土地产权的保护。在家庭联产承包责任制下土地所有权和土地承包经营权“两权分离”的背景下,对农户征收的农业税是以人均占有土地产量为基准的征税行为,土地面积、单位亩产、农业人口是计算农业税的关键因素。因此,取消农业税越晚地区的农户对自家土地面积的边界感以及土地承包经营权的拥有感越强。而土地确权是以查清承包地块实际面积、空间位置等的一项工作,在农业税取消越晚的地区,越有利于土地确权登记、勘测等工作的开展,该地区土地确权的概率也就越高。其次,为保证工具变量在时间维度上的变异,本文借鉴杨子砚和文峰(2020)的研究,将城市中除该家庭之外的确权农户占有所有农户的比重作为土地确权工具变量的考量,最终以废除农业税时间和城市中除该家庭之外的其他确权农户占比的交乘项作为工具变量,反映了城市层面确权政策的实施在不同村庄不同时间所产生的差异影响。由于该村庄所在省份或地区农业税废除时间越晚,城市层面确权比例越高,该村庄确权的可能性也就越大,从而保证工具变量的相关性条件成立。最后,城市层面的确权比例反映的是城市整体的确权状况,农业税废除时间反映的是村庄历史信息,并且不影响家庭现阶段的农业劳动生产率,从而满足工具变量的外生性条件。^③

根据回归结果,土地确权的工具变量对土地确权具有显著正向影响,“工具变量×自我评估能力”同样对“土地确权×自我评估能力”具有显著正向影响,表明内生变量与工具变量具有高

① 限于篇幅,省略户主特征、家庭层面和村庄层面等控制变量的估计结果,读者若感兴趣可向作者索取。

② 限于篇幅,省略内生性检验和稳健性检验结果,读者若感兴趣可向作者索取。

③ 为保证工具变量的外生性,本文将工具变量作为解释变量引入基准模型进行回归,工具变量和工具变量与自我评估能力交互项指标前的估计系数均不显著,表明本文选取的工具变量具有外生性。限于篇幅,省略回归结果,读者若感兴趣可向作者索取。

度相关性。此外,识别不足检验和弱识别检验均拒绝原假设,保证了工具变量的有效性。将基准回归与工具变量的第二阶段估计结果对比分析可以看出,核心解释变量的系数估计值变化很小,且影响方向完全相同,说明基准回归结果稳健,内生性问题并不影响本文的基本研究结论。

(三)农业劳动密集度的机制检验

土地确权改革是否通过劳动密集度渠道影响农业劳动生产率?为验证此假设,本节先分析土地确权与农业劳动密集度的因果效应,之后以家庭农业劳动密集度的中位数将样本分为两组再分别进行回归,实证检验结果由表4所示。表4的列(1)和列(4)结果显示,土地确权对农业劳动密集度具有显著负向影响,且农户能力对该作用效果具有显著的调节效应。能力每提高1个单位,确权家庭在单位土地上投入的劳动力数量要比未确权家庭少0.058人。从土地市场角度来看,确权改革通过对承包地登记造册并颁发证书,使得土地承包权超越村庄“熟人圈”而得到社会更广泛的认同。这一方面有助于减少农地流转市场中由于信息不对称而带来的交易风险,降低农地流转成本,提高农地流转数量;另一方面,农户面对超越“熟人圈”的土地供需信息,更有机会和途径参与到土地流转过程中,这提高了土地租赁市场的活跃度,进而扩大农地经营规模,降低农业劳动密集度。而对于高能力农户来说,这一效应将被放大。自我评估能力高的农户更能够充分利用现代化信息工具,通畅地获取农业政策和土地市场的相关信息,降低搜寻交易对象的成本,甚至是合约成本,更快速地参与到农地流转市场中。大规模的土地流转必然伴随着农村人口向外地转移,从而降低农业劳动密集度。从迁移成本角度来看,地权稳定性降低了农业劳动力向非农部门转移的机会成本,并且土地资源被高能力农户充分利用,相当于增加了低效率农户从事农业的机会成本,促使家庭中更多的农业劳动力从事非农产业,农业劳动密集度也随之降低。

表4 农业劳动密集度的机制检验

	(1)劳动密集度	(2)农业劳动生产率	(3)农业劳动生产率	(4)劳动密集度	(5)农业劳动生产率	(6)农业劳动生产率
土地确权	-0.117*** (0.022)	0.117** (0.049)	0.272*** (0.0941)	-0.0618* (0.0324)	-0.004 (0.072)	0.194 (0.142)
土地确权×自我评估能力				-0.058** (0.025)	0.134** (0.059)	0.085 (0.115)
自我评估能力	-0.013 (0.016)	0.123*** (0.036)	0.198*** (0.068)	0.022 (0.0218)	0.046 (0.050)	0.142 (0.102)
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.625*** (0.152)	-0.445 (0.353)	0.797 (0.675)	0.572*** (0.153)	-0.337 (0.355)	0.885 (0.685)
R^2	0.065	0.059	0.049	0.066	0.061	0.049
F统计量	23.302***	7.630***	7.490***	22.450***	7.530***	7.160***
观测值数量	6675	5365	5365	6675	2447	2918

农业劳动密集度的降低将促使农业劳动生产率的提高。表4列(2)和列(3)分别表示家庭农业劳动密集度高于中位数、家庭农业劳动密集度不高于中位数的回归结果,根据土地确权的估计系数,相对于基准回归的估计结果,农业劳动密集度更低的家庭,土地确权对农业劳动生产率的促进效应越明显。劳动密集度降低通常伴随着土地资源向部分家庭集中的情况。现阶段中国农村的耕地规模远远低于经营的最优规模(倪国华和蔡昉,2015),而土地确权增强了地权的

安全性和交易自由化,为农户扩大经营规模提供了便利条件,这将有助于提升农业劳动生产率。表4列(5)和列(6)分别表示家庭农业劳动密集度高于中位数、家庭农业劳动密集度不高于中位数的情况。根据土地确权以及土地确权与自我评估能力交互项的估计系数,即使对于农业劳动密集度较高的家庭,农户能力较高的家庭能够显著提高土地确权对农业劳动生产率的提高效应。土地集中化有利于农户引进先进的生产技术、管理手段和栽培方式,尤其对于高能力农户,拥有更为先进的现代农业生产理念,农户可通过改良生产技术或者种植结构,选择生产成本低、经营效益高的经济作物,提高农业生产效率。此外,在农村土地流转过程中,生产效率低的农户更愿意将土地租出进而减少或退出农业生产,因此更多的土地集中在效率高的农户手中,这优化了农业资源配置效率,而退出农业的劳动力将从非农部门中获得更多的非农收入,家庭可以把更多的资本投入到农业生产中,从而提高农业的生产效率。因此,农业劳动密集度是改善资源配置的重要表现,是强化农地产权影响农业劳动生产率的重要中间环节。

五、进一步分析^①

(一)依据村庄是否调整土地分类

土地确权的本质是稳定农村土地承包关系,而村庄土地调整所带来的地权不稳定无疑和土地确权的目的相悖,那么在发生过土地调整的村庄,确权改革的政策效应是否会大打折扣?本文依据村庄是否调整土地将样本分为两类,分别进行回归。根据回归结果,无论是否考虑农户能力差异,在发生过土地调整的村庄,确权改革的政策效应均不显著。对于未进行过土地调整的村庄,确权农户比未确权农户的劳动生产率平均高2340元,且农户自评能力和土地确权交互项的系数显示,农户能力每提高1个单位,确权对农业劳动生产率的影响效应增加1180元。

(二)依据村庄产业结构分类

村庄中第二、第三产业的存在能为该村庄的农业劳动力提供更多的非农就业机会,增加农户现金收入。但村庄中第二、第三产业的存在同样将提高农业劳动力迁移的机会成本,对原本倾向于迁移的劳动力形成“软约束”,导致村庄的农业劳动密集度过高,生产要素结构配置不合理。为分析村庄产业结构是否会影响到强化农地产权政策效应发挥,本文基于该指标将样本区分为两类分别进行回归。我们发现,对于有第二、第三产业的村庄,土地确权未能提高其农业劳动生产率。

(三)依据农业机械化程度分类

农业机械化使用现代化生产机具逐步替代传统手工劳作或落后生产工具,这是不断提高农业生产技术、经济效益和生态效益的转变过程,在现代农业发展中具有重要作用。强化农地产权通过土地流转扩大了农户经营规模,而规模化的经营模式需要生产作业机械化。因此,本文依据家庭农业机械化程度将样本分为两类,用以检验强化农地产权效应是否因农户生产方式不同而有所区别。回归结果显示,对于完全机械化生产的家庭,土地确权对提高其农业生产率的作用效果更明显。在考虑到农户能力差异情况下,土地确权对未完全机械化家庭的农业劳动生产率的影响效应并不显著。

六、结论与启示

中国正处于深化农村土地制度改革进程中,准确评估农地产权强度的变化对农业劳动生产率的影响,对后期深化土地制度改革以及出台保障政策的配套措施具有重要参考价值。因

^① 限于篇幅,省略进一步分析的回归表格,读者若是感兴趣可向作者索取。

此,本文基于异质农户能力视角构建两部门一般均衡模型,理论分析并数值模拟强化农地产权与农业劳动生产率之间的结构关联。本文进一步利用2014年和2016年中国劳动力动态调查(CLDS)数据集中的村庄和家庭混合截面数据,进行因果关系识别检验以及影响传导机制分析。本文研究结论包括:第一,通过对一般均衡模型的求解、校准和模拟发现,随着土地产权强度的增强,土地经营规模对高能力农户的约束逐渐减弱,进而降低农业劳动密集度并提升农业劳动生产率;第二,实证检验同样发现土地确权有利于提升农业劳动生产率,且影响效应随农户能力的提高而增大,且这一结论在以工具变量两阶段估计的检验下仍然稳健;第三,机制分析结果表明,劳动密集度在强化农地产权影响农业劳动生产率的渠道中发挥重要作用,且该机制受到农户能力调节影响;第四,对于未发生土地调整、以农业为核心产业的村庄以及采用完全机械化生产方式的农户,强化农地产权对农业劳动生产率的提升效应更为明显。

本文认为应深化农村土地制度改革,增强农业农村经济活力。一方面,继续深化农村土地制度改革,鼓励高技能、高素质农民走职业化发展道路,提高农业劳动力人力资本,并最终助力农业生产效率的提升。与此同时,延长农业产业链、拓展农业功能,高效整合利用农村各类资源,解决农村剩余劳动力“就业难”问题。另一方面,应发挥多种形式规模经营在农业生产中的引领作用,引领农业适度规模化、机械化经营,增强农业农村发展新动能,为促进乡村全面振兴、实现农业农村现代化创造有利条件。

主要参考文献:

- [1]陈飞,刘宣宣.土地确权、要素偏向性技术变革与产业结构转型[J].统计研究,2021,(10):76-89.
- [2]程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J].管理世界,2016,(1):88-98.
- [3]盖庆恩,朱喜,程名望,等.土地资源配置不当与劳动生产率[J].经济研究,2017,(5):117-130.
- [4]高万林,李楦,于丽娜,等.加快农业信息化建设促进农业现代化发展[J].农业现代化研究,2010,(3):257-261.
- [5]胡荣明.地权与税制:抗日根据地农业税的结构分析[J].中国经济史研究,2017,(1):25-36.
- [6]胡永泰.中国全要素生产率:来自农业部门劳动力再配置的首要作用[J].经济研究,1998,(3):31-39.
- [7]黄季焜,冀县卿.农地使用权确权与农户对农地的长期投资[J].管理世界,2012,(9):76-81,99.
- [8]林辉,钟腾,华生.自然产权、能力异质性与第三方力量[J].世界经济,2019,(5):168-192.
- [9]林文声,王志刚,王美阳.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.
- [10]罗必良,郑燕丽.农户的行为能力与农地流转——基于广东农户问卷的实证分析[J].学术研究,2012,(7):64-70.
- [11]冒佩华,徐骥,贺小丹,等.农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证[J].经济研究,2015,(11):161-176.
- [12]倪国华,蔡昉.农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究[J].经济研究,2015,(3):159-171.
- [13]王常伟,顾海英.规模化、农户能力对农产品合格率影响的实证分析[J].农业技术经济,2017,(11):4-15.
- [14]杨子砚,文峰.从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级[J].管理世界,2020,(7):171-184.
- [15]姚洋.中国农地制度:一个分析框架[J].中国社会科学,2000,(2):54-65.
- [16]Adamopoulos T, Restuccia D. The size distribution of farms and international productivity differences[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1667-1697.
- [17]Chen C R. Untitled land, occupational choice, and agricultural productivity[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(4):91-121.

- [18] Deininger K, Ali D A, Alemu T. Impacts of land certification on tenure security, investment, and land market participation: Evidence from Ethiopia[J]. *Land Economics*, 2011, 87(2): 312–334.
- [19] Lagakos D, Waugh M E. Selection, agriculture, and cross-country productivity differences[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(2): 948–980.

Does Strengthening Farmland Property Rights Help to Promote Agricultural Labor Productivity? Theoretical Modeling and Empirical Testing Based on Heterogeneous Farmer Capabilities

Liu Xuanxuan¹, Chen Fei², Niu Hongguang², Lyu Dan¹

(1. School of Investment & Construction Management, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China; 2. School of Economics, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China)

Summary: China is in the process of deepening rural land system reform. Accurately assessing the impact of changes in the intensity of farmland property rights on agricultural labor productivity has important reference value for deepening land system reform in the later stage and introducing supporting measures to ensure the release of policy reform dividends. In view of this, this paper constructs a two-sector general equilibrium model based on the perspective of heterogeneous farmer capabilities, and theoretically analyzes and numerically simulates the strengthening of the structural relationship between farmland property rights and agricultural labor productivity. In addition, it conducts causal relationship identification testing and impact transmission mechanism analysis using mixed cross-sectional data from villages and households in the 2014 and 2016 China Labor-force Dynamics Survey dataset.

The conclusions of this paper are that: First, as the intensity of farmland property rights increases, the constraints of land management scale on high-capacity farmers gradually weaken, thereby reducing agricultural labor intensity and improving agricultural labor productivity. Second, land ownership confirmation is beneficial for improving agricultural labor productivity, and the impact effect increases with the improvement of farmer capabilities. Third, labor intensity plays an important role in strengthening the channels through which farmland property rights affect agricultural labor productivity, and this mechanism effect is regulated by farmer capabilities. Fourth, for villages without land adjustment and with agriculture as the core industry, as well as households adopting comprehensive mechanized production methods, strengthening farmland property rights has a more significant effect on improving agricultural labor productivity.

The marginal contributions are that: First, it reflects the fundamental reasons for factor allocation, and expands the theoretical model to better fit the reality of Chinese agriculture. Second, it incorporates land property rights, factor structure, and agricultural labor productivity into the same analytical framework, and considers heterogeneous farmer capabilities, providing a new perspective for evaluating the effect of deepening rural land system reform. Third, it compares the numerical simulation results of the theoretical model with the causal relationship identification test, and empirically tests the mechanism effect of the element structure.

Key words: farmland property rights; farmer capabilities; agricultural labor productivity; agricultural labor intensity

(责任编辑 顾 坚)