

【土地问题】

农地确权影响农户收入的内在机制检验

——基于中国家庭金融调查的面板证据

李江一¹, 仇童伟², 李涵³

(1.四川大学 经济学院,四川 成都 610065;2.华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642;
3.西南财经大学 经济管理研究院,四川 成都 610074)

摘 要:本文利用 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查数据,以新一轮农村土地承包经营权确权登记试点作为准自然实验,采用双重差分模型估计农地确权对农户收入的影响。结果显示,农地确权可显著提高农户家庭总收入,且这一效应主要源于农业纯收入、务工收入和土地租金收入的增加。进一步分析发现,农地确权既可通过激励农户增加农业投资而提高农业纯收入,也可通过促进农户参与非农劳动和出租土地而提高务工收入和土地租金收入。本文强调,农地确权作为新时期农地赋权的重要手段,在强化要素自由配置的同时,将显著提高农户经济收益,但必须明确,农地确权须与要素市场的培育、就业市场的规范、融资市场的构建相辅相成,才能使其发挥优化资源配置的作用。

关键词:农地确权;农户收入;要素配置;双重差分模型

中图分类号:F301.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2021)04-0103-14

一、引言

自农村土地家庭承包责任制实施以来,中国农民的土地承包经营权受法律保护的程度不断得以加强,从第一轮土地承包规定土地承包最低年限 15 年不变,到第二轮土地承包规定土地承包最低年限 30 年不变,再到 2009 年开始逐步实施农地确权登记颁证以强调保持农村土地承包经营权长久不变,农民土地的权利界定越发清晰化、规范化和制度化。土地是农民最基本的生产资料和最可靠的生活保障,农地产权制度是农村经济运行的基本经济制度,其蕴含的约束条件不仅会影响农户对土地资源的配置,而且会由于外部性而影响相关要素的配置^[1],进而决定农户的收入水平和结构。那么,基于“农地产权安排—农户行为—农户收入”的理论传导机制,强化农地产权保护是否会通过改变农户行为而最终影响农户收入?若会,其内在传导机制如何?对这些问题的回答不仅可以为现代产权理论提供经验佐证,而且可以从实践上为促进农民收入持续稳定增长提供决策参考。

本文以新一轮农村土地承包经营权确权登记试点作为外生政策冲击,通过构筑一个准自然实验,利用中国家庭金融调查(CHFS)在 2013 年和 2015 年采集的微观农户数据,采用双重差分法(DID)实证检验农地确权对农户收入的影响及其作用机理,为科学评估农地确权的政策效果以及相关政策的制定和完善提供参考依据。

收稿日期:2021-02-05

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目“乡村振兴战略背景下新型农业经营主体的辐射带动效应研究”(71903140);教育部人文社会科学青年基金项目“土地确权对农村劳动力非农转移的影响研究”(18YJC790081);中国博士后基金项目“农地确权对农户收入的影响及其作用机理研究”(2018M643458)

作者简介:李江一,男,四川大学经济学院副教授;仇童伟(通信作者),男,华南农业大学经济管理学院副教授;李涵,男,西南财经大学经济管理研究院教授。

二、分析线索与模型选择

(一) 分析线索

关于地权强化与农户收入的关系, Besley^[2]、Besley 和 Ghatak^[3]的理论研究提供了基本的逻辑框架。他们的研究指出, 权责明确、保护严格的农地产权可以从如下四个方面影响农户行为: (1) 减少用于保护农地产权的劳动力投入, 进而可将劳动力配置到更有效率的生产部门; (2) 促进农业投资, 进而提高农业产量; (3) 减少土地交易过程中的成本, 进而促进土地流转或交易; (4) 使土地易于抵押, 进而帮助农户获取银行信贷。在这一理论框架下, 不难得出, 强化地权保护对农户收入的影响存在如下传导机制:

第一, 在农地产权缺乏正式法律文件保护的 market 环境下, 农户可以通过增加劳动力投入来保护地权, 强化地权保护可以释放用于保护地权的劳动力投入, 从而有助于农户将劳动力分配至收益更高的部门^[3]。当农业部门的相对收益更高时, 强化农地产权可提高农业劳动收入; 当非农业部门的收益更高时, 强化农地产权保护则会提高非农业劳动收入。第二, 强化地权保护有助于减少农户在从事农业生产时的短视行为, 从而促进农业投资^[2,4-5], 这有利于农业劳动收入的增加。第三, 强化地权保护可降低农地流转的交易成本^[2-3,6], 从而活跃农地流转市场, 并进一步释放农业劳动力^[7-8], 这有助于增加土地租金收入和非农劳动收入。第四, 强化地权保护可以通过缓解融资约束来促进农业投资或创业, 进而提高农业劳动收入或工商业收入。由此可见, 强化地权通过优化土地、劳动和资本等要素的配置, 从而提高农户收入, 但对收入结构的影响则取决于不同配置的比较收益。

部分研究对上述传导机制做了系统性验证认为, 强化地权保护促进了农业劳动力的重新优化配置^[9-11]、激励了农业投资^[5,12-14]、活跃了土地流转^[15-16]、缓解了融资约束^[17-18]。然而, 部分研究得出不一致的结论。例如, Brauw 和 Mueller^[19]对埃塞俄比亚的研究发现, 农地确权并未影响劳动力流动。Besley^[2]对加纳的研究则发现, 地权安全性对农业投资的正向影响仅在其中一个地区成立, 而在其他地区不成立。类似地, Pinckney 和 Kimuyu^[20]对非洲肯尼亚和坦桑尼亚的研究也未发现安全的地权有利于促进农业投资。甚至有研究发现, 农地产权缺乏保护反而会激励农民增加投资^[21]。此外, Deininger 和 Jin^[22]、Deininger 等^[4]对中国和埃塞俄比亚的研究均发现, 强化地权对农地流转无显著影响。Carter 和 Olinto^[23]、Do 和 Iyer^[9]分别针对巴拉圭和越南的研究发现, 农地确权对农户融资约束的缓解作用非常有限。

上述证据表明, 强化地权对农户要素配置行为不存在一致性影响, 独立考察单一机制也难以揭示其带来的综合福利效果。事实上, 无论农地产权通过何种渠道影响农户行为, 其最终效果都将体现于农户收入水平和结构的变化。因此, 综合考察农地产权对农户收入水平和结构的影响, 将有助于避免掉入以偏概全的陷阱。然而, 现有关于强化农地产权保护是否有助于提高农户收入的研究并未得出一致结论。例如, Do 和 Iyer^[9]的研究发现, 越南 1993 年实施的农地确权虽然提高了农户非农就业时间, 但并未提高农户收入。李哲和李梦娜^[24]的研究显示, 农地确权可使家庭人均总收入提高 48.6%, 且以财产性收入和转移性收入(农业补贴)的提高为主。仇童伟^[25]和 Zhang 等^[26]分别考察了农地产权对种植业收入和经营性收入的影响, 前者发现农户对地权安全性的主观认知与种植业收入无显著相关性, 后者发现农地确权可使农户经营性收入提高约一倍。许恒周等^[27]基于 2017 年中国农村家庭调查数据的实证研究发现, 农地确权使农户总收入提高约 10%。

纵观国内外文献, 现有研究大多集中分析农地产权影响农户收入的中间渠道, 较少关注强化地权保护对农户收入的影响。同时, 现有研究并未将强化地权的福利效果及其实现机制整

合,从而难以形成一致性逻辑和结论。农地产权通过作用于农业投资、土地流转、劳动力分配以及融资约束,进而影响农户收入的作用渠道是一个统一的理论体系,农地产权是否通过四种作用渠道影响农户收入,各种作用渠道的影响有多大等问题,都需要进一步厘清。

(二) 模型选择

农地确权登记试点工作的开展,使得本文可以采用双重差分模型来识别农地确权与农户收入之间的因果关系。农地确权登记试点使得某一时点上部分农户会受到农地确权政策的影响,而部分农户则不受影响。这为采用双重差分估计创造了条件。在使用双重差分模型估计时,需要满足共同趋势假定,即在不受政策影响的条件下,实验组和控制组具有相同的时间变动趋势。然而,这一假定通常不易满足,这时可以通过控制其他变量来尽可能保证实验组和控制组具有共同趋势。由此,农地确权对农户收入的政策影响可通过如下模型进行估计:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_i * POST_t + X_{it} \Pi + \lambda POST_t + c_i + \varepsilon_{ijt} \tag{1}$$

Y_{it} 表示 t 期农户 i 的收入。 D_i 表示农户 i 是否领到农地确权证书的哑变量,若领到证书赋值 1,否则赋值 0。 $POST_t$ 表示年份哑变量,2015 年取值为 1,2013 年取值为 0^①。 c_i 表示个体固定效应。 X_{it} 是控制变量向量。在共同趋势假定下, β 的估计量是农地确权政策效果的一致估计。

尽管农地确权登记试点通常以县、行政村或村小组为单位统一展开,但由于政策实施的非随机性,确权农户和未确权农户在确权之前可能并不满足平行趋势假定,这会造成 β 的估计产生偏误。为此,本文将采用三种方式克服平行趋势假定无法满足的问题。第一,控制个体固定效应。该做法可以消除不随时间变化的非观测异质性的影响,既包括个体不随时间变化的非观测异质性,也包括村庄不随时间变化的非观测异质性。例如,地形、民风民情、距离市县中心的距离等。第二,控制城市(地/州级以上)的时间固定效应和不同特质村庄的时间固定效应,这在一定程度上可以缓解分组不随机导致的内生性问题^[28]。第三,采用倾向匹配和双重差分模型相结合的方法(PSM-DID)来克服分组不随机的问题。倾向匹配双重差分模型是用于解决样本自选择问题的常用方法之一,该方法既可以在一定程度上缓解样本自选择问题,又能消除不随时间变化的非观测异质性和时间趋势的影响。

三、数据来源、变量与描述性统计

(一) 数据来源

本文所用数据来源于中国家庭金融调查(CHFS)在 2013 年和 2015 年搜集的微观调查数据。CHFS 采用分层、三阶段与概率比例规模(PPS)抽样法在全国抽取家庭样本,且每两年对抽样家庭进行一次追踪访问。2013 年,CHFS 在全国除西藏、新疆和港澳台地区外的 29 个省(自治区、直辖市)搜集了 28143 户家庭、97916 个家庭成员的信息,样本具有全国和省级代表性。2015 年,CHFS 对 2013 年的样本进行了追访,并将调查样本扩充至 37340 户家庭、125315 个家庭成员,样本在全国、各省及各副省级城市均具有代表性。其中,追访成功 21775 户家庭、70037 个家庭成员。调查信息包括人口统计特征、主观态度、金融和非金融资产、负债、社会保障与保险等。特别地,CHFS 家庭问卷详细记录了农户的收入、支出、是否领取农地确权证书及具体领取年份等内容。

由于本文的研究目的是考察农地确权对农户收入的影响,故本文对研究数据做了如下处理:第一,剔除了没有农用土地的家户样本;第二,剔除了非农业户籍的家户样本;第三,剔除了

① 本文仅考虑截至 2013 年调查时尚未获得新一轮农地确权证书的样本(后文将详细说明),因此,在本文中, $POST_t$ 实质上表示政策发生后的变量。

农业产出、成本、收入等信息缺失的农户样本^①;第四,由于双重差分估计要求实验组和控制组在受到政策影响前具有同质性,故本文还剔除了在 2013 年及以前就已获得农地确权证书的农户样本,这样处理的好处是可以保证本文定义的实验组一定是新一轮农地确权农户,从而避免农户将新一轮农地确权与旧农地确权相混淆的问题。经过上述处理,本文最终获得有效样本 5256 个。在回归分析时,因部分变量存在缺失值,实际汇报的有效样本量仍会有所不同。

(二) 变量与描述统计

第一,因变量。本文的因变量为农户收入。根据农户收入的特点,本文将农户总收入划分为农业纯收入、务工收入、土地租金收入、工商业收入、转移性收入和金融资产收入六类。其中,农业纯收入为农业毛收入加上农业补贴并减去农业成本的值;务工收入为农民受雇于他人取得的劳动收入;土地租金收入为农户出租土地取得的收入;工商业收入为农户创业或个体经营取得的纯收入;转移性收入包括非家庭成员给予的现金、退休金或养老保险金、政府补助(如低保、独生子女奖励金、拆迁或征地补偿等);金融资产收入包括存款利息、投资股票等理财产品收入。所有收入均根据农村居民消费价格指数调整为 2012 年的不变价格^②。在回归分析中,为缓解极端值的影响且不损失有效样本,本文对所有收入变量均采用加 1 后再取对数处理。

表 1 汇报了农户在 2013 年和 2015 年的收入情况。从总体来看,农户的各项收入均有明显提升。其中,农户总收入从 2013 年的 36656.59 元增至 2015 年的 47387.15 元。各项收入中,农户工商业收入的绝对增幅最大,达到 3480.21 元;务工收入的绝对增幅次之,为 3234.9 元;然后是农业纯收入,其绝对增幅为 2732.75 元。

表 1 农户收入状况:分样本的描述(元/年)

| 农户收入情况 | 全样本 | | 农地确权 | | 农地未确权 | |
|--------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 2013 | 2015 | 2013 | 2015 | 2013 | 2015 |
| 总收入 | 36656.59 (94631.71) | 47387.15 (94631.71) | 32092.43 (94292.04) | 48038.79 (94292.04) | 38548.09 (94783.47) | 47117.1 (94783.47) |
| 农业纯收入 | 6732.28 (48648.51) | 9465.03 (48648.51) | 4940.03 (44881.3) | 9263.67 (44881.3) | 7475.03 (50132.39) | 9548.48 (50132.39) |
| 务工收入 | 19428.15 (37983.89) | 22663.05 (37983.89) | 18380.25 (40089.84) | 23368.25 (40089.84) | 19862.42 (37077.74) | 22370.8 (37077.74) |
| 土地租金收入 | 178.8 (5596.74) | 413.64 (5596.74) | 165.23 (9811.2) | 606.06 (9811.2) | 184.43 (2099.84) | 333.9 (2099.84) |
| 工商业收入 | 5896.91 (63608.8) | 9377.12 (63608.8) | 4745.97 (54601.65) | 7750.92 (54601.65) | 6373.89 (66982.86) | 10051.06 (66982.86) |
| 转移性收入 | 238.13 (7973.7) | 477.24 (7973.7) | 152.82 (13060.93) | 650.9 (13060.93) | 273.48 (4387.41) | 405.27 (4387.41) |
| 金融资产收入 | 4182.32 (24312.42) | 4991.07 (24312.42) | 3708.13 (39877.93) | 6399 (39877.93) | 4378.84 (13273.04) | 4407.6 (13273.04) |
| 观测值 | 5256 | | 1540 | | 3716 | |

注:括号外为均值,括号内为标准差。

分样本来看,确权农户和未确权农户的总收入和各项收入均呈上升趋势,但确权农户的各

① 在 2015 年的调查数据中,问卷设置逻辑跳转错误,导致部分从事农业生产的样本缺失农业产出、成本和收入等信息,尽管在调研中发现问题并更正,但仍损失了大量样本。通过比较损失样本与非损失样本的家庭特征,二者之间无显著差异(本文未报告,需要可向作者索取),因此,损失样本不会影响本文的研究结论。

② 本文中所有以货币度量的变量均根据农村居民消费价格指数进行了物价调整。

项收入的增幅更大。以总收入为例,2015 年确权农户总收入的增幅达到 49.69%,而未确权农户收入的增幅仅为 22.23%。初步发现,农地确权具有提高农户收入的作用。

第二,主要自变量。本文的主要自变量为农地确权。具体而言,采用农户在 2013 年和 2015 年两轮调查期间是否获得农地确权证书进行衡量,若获得证书赋值 1(实验组),否则赋值 0(控制组)。在本文使用的 5256 个农户样本中,实验组农户为 1540 个,占比 29.30%。在以往的研究中,学者大多从区域层面来划分实验组和控制组^[9,16],由此造成实验组和控制组只能估计已受政策影响的群体的处理效应。本文从个体的时间效应层面,可以更为准确地估计实验组受到的处理效应。

第三,其余控制变量。本文还控制了其他可能影响农户生产决策的变量。主要包括两类:其一,随时间变化的变量。具体包括家庭固定资产、农用承包地面积、家庭人口特征、家庭过去一年是否有红白喜事、土地是否被征收、户主健康状况、风险偏好以及婚姻状况。其中,家庭固定资产包括住房资产、工商业资产、农业资产、土地资产(农用地和非农用地的自评价价值)、汽车和耐用品;家庭人口特征包括家庭总人数、16 岁及以下和 60 岁及以上人口占比;家庭过去一年是否有红白喜事是哑变量,若有红白喜事赋值 1,否则赋值 0;土地是否被征收方面,若过去两年农户有土地被征收赋值 1,否则赋值 0;健康状况根据户主自评健康 5 级量化指标来度量,若自评健康为“好”“非常好”赋值 1,否则赋值 0;风险偏好是根据受访者对虚拟投资项目的风险偏好程度来度量的,若受访者偏好投资高风险高回报或较高风险较高回报的项目赋值 1,否则赋值 0;户主的婚姻状况,若户主已婚赋值 1,否则赋值 0。其二,不随时间变化的变量。这类变量可用于控制不同特征农户随时间变动的趋势,可进一步保证实验组和控制组满足共同趋势假定。该类变量具体包括户主年龄、性别、受教育年限、是否党员 4 个变量。其中,性别为哑变量,若是男性赋值 1,否则赋值 0;受教育年限根据受访者回答的受教育程度换算得出,若是文盲赋值 0,小学赋值 6,初中赋值 9,以此类推。表 2 报告了上述两类控制变量的统计信息。

表 2 控制变量描述性统计

| 变量名 | 2013 | | | | 2015 | | | |
|-----------------|--------------|-------|---------------|-------|--------------|-------|---------------|--------|
| | 农地确权(N=1540) | | 农地未确权(N=3716) | | 农地确权(N=1540) | | 农地未确权(N=3716) | |
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 固定资产(万元) | 29.75 | 70.69 | 32.91 | 80.17 | 38.38 | 143.5 | 143.6 | 5188.2 |
| 农用地面积(亩) | 9.79 | 73.08 | 6.85 | 16.75 | 11.58 | 73.32 | 8.05 | 17.78 |
| 家庭总人数 | 4.05 | 1.77 | 4.07 | 1.76 | 3.88 | 1.68 | 3.90 | 1.74 |
| 16岁及以下人口占比 | 0.15 | 0.17 | 0.16 | 0.18 | 0.12 | 0.16 | 0.13 | 0.17 |
| 60岁及以上人口占比 | 0.20 | 0.30 | 0.20 | 0.31 | 0.28 | 0.34 | 0.29 | 0.35 |
| 红白喜事(1=有) | 0.10 | 0.29 | 0.12 | 0.32 | 0.11 | 0.31 | 0.09 | 0.29 |
| 土地征收(1=有) | 0.01 | 0.11 | 0.02 | 0.14 | 0.03 | 0.18 | 0.03 | 0.17 |
| 户主健康状况(1=好或非常好) | 0.35 | 0.48 | 0.40 | 0.49 | 0.34 | 0.47 | 0.38 | 0.49 |
| 受访者风险偏好(1=偏好风险) | 0.10 | 0.30 | 0.10 | 0.30 | 0.08 | 0.27 | 0.07 | 0.26 |
| 户主婚姻状况(1=已婚) | 0.03 | 0.17 | 0.03 | 0.18 | 0.03 | 0.17 | 0.03 | 0.17 |
| 户主年龄 | 52.04 | 12.28 | 52.22 | 12.96 | | | | |
| 户主性别(1=男) | 0.63 | 0.48 | 0.63 | 0.48 | | | | |
| 户主受教育年限 | 7.20 | 3.48 | 7.23 | 3.60 | | | | |
| 户主是否为党员(1=是) | 0.09 | 0.29 | 0.09 | 0.29 | | | | |

可以发现,确权组农户承包地面积大于未确权组,未确权组农户固定资产规模因存在异常

值而出现较大波动^①,后文的分析将对固定资产进行对数化处理,以缓解异常值的影响,在其余特征方面,两组农户均比较接近。

四、实证结果分析

(一) 基本模型估计结果

表 3 报告了基本模型的估计结果。

表 3 农地确权对农户收入的影响

| 变量名 | (1) Ln(总收入) | (2) Ln(农业 纯收入) | (3) Ln(务工 收入) | (4) Ln(土地租 金收入) | (5) Ln(工商业 收入) | (6) Ln(转移性 收入) | (7) Ln(金融资 产收入) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 农地确权×POST | 0.269*** (0.086) | 0.291** (0.145) | 0.396** (0.191) | 0.146* (0.078) | -0.032 (0.113) | 0.044 (0.142) | -0.038 (0.089) |
| Ln(固定资产) | 0.158*** (0.022) | 0.152*** (0.033) | 0.053 (0.042) | 0.015 (0.018) | 0.180*** (0.029) | 0.133*** (0.032) | 0.042** (0.017) |
| Ln(农用地面积) | 0.057 (0.047) | 0.320*** (0.077) | -0.053 (0.099) | 0.105** (0.043) | -0.043 (0.063) | 0.040 (0.072) | 0.097** (0.046) |
| 家庭总人数 | 0.261*** (0.026) | 0.136** (0.054) | 1.025*** (0.070) | -0.038 (0.024) | 0.059* (0.035) | -0.050 (0.045) | -0.003 (0.025) |
| 16岁及以下人口占比 | -0.668 (0.425) | -0.282 (0.656) | -3.783*** (0.968) | 0.184 (0.344) | 0.014 (0.504) | 0.057 (0.679) | -0.064 (0.379) |
| 60岁及以上人口占比 | -0.906*** (0.217) | -0.216 (0.362) | -3.643*** (0.478) | -0.405** (0.205) | -0.016 (0.262) | 1.836*** (0.352) | -0.248 (0.197) |
| 红白喜事 | 0.489*** (0.072) | 0.094 (0.130) | -0.271 (0.189) | 0.119 (0.078) | 0.143 (0.125) | 3.202*** (0.132) | -0.003 (0.084) |
| 土地征收 | 0.121 (0.171) | -0.105 (0.256) | -0.346 (0.393) | 0.462*** (0.162) | 0.062 (0.255) | 1.016*** (0.300) | 0.310 (0.207) |
| 户主健康状况 | 0.067 (0.061) | 0.110 (0.102) | 0.079 (0.139) | 0.013 (0.057) | 0.085 (0.088) | -0.098 (0.105) | 0.174*** (0.062) |
| 受访者风险 偏好 | -0.115 (0.093) | -0.013 (0.159) | 0.020 (0.220) | 0.062 (0.091) | -0.138 (0.150) | 0.031 (0.158) | -0.067 (0.096) |
| 户主婚姻状况 | 0.021 (0.362) | 0.066 (0.542) | -0.134 (0.665) | 0.218 (0.250) | -0.343 (0.469) | 0.317 (0.494) | 0.227 (0.318) |
| 不变特征×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市哑变量×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 10512 | 10512 | 10512 | 10512 | 10512 | 10512 | 10512 |
| R ² | 0.137 | 0.116 | 0.141 | 0.096 | 0.073 | 0.193 | 0.082 |

注:括号内为异方差稳健标准误;个体和时间固定效应均已控制;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;下同。

估计(1)中的结果显示,农地确权可使农户总收入提高 26.9%,且在 1%统计水平上显著。前文的描述性统计已显示,确权农户在未确权之前的平均年总收入为 32092.43 元,这意味着农

① 去除固定资产的异常值不会影响本文的基本结论。

地确权可使农户总收入提高约 8633 元。从收入结构来看,农地确权主要提高了农业纯收入、务工收入和土地租金收入,但对工商业收入、金融资产收入和转移性收入无显著影响。具体来讲,在控制其他因素不变的前提下,农地确权使得农业纯收入、务工收入和土地租金收入分别提高了 29.1%、39.6%和 14.6%,且均至少在 10%统计水平上显著。由此可见,农地确权对农户总收入具有较强的提升效应,增长主要源于农业纯收入、务工收入和土地租金收入的增加。这些发现与 Besley^[2]、Besley 和 Ghatak^[3]的理论预期一致。

其余控制变量的影响方面,固定资产具有正向的收入效应,农用地面积虽然与总收入关系不大,但可显著提高农业纯收入。家庭总人数对农户总收入具有显著正向影响。显然,人口越多,从事非农就业或农业生产的劳动力就业越多,其收入也会相应增加。同时,我们还发现,16 岁及以下和 60 岁及以上人口比例对农户总收入存在显著负向影响。这是因为,老年人口和未成年人口均属于受供养的对象,他们的劳动能力不足。这两类主体占比的增加,意味着家庭青壮年劳动力的减少,必然降低家庭收入水平。此外,家庭红白喜事对农户总收入具有正向影响。在农村,红白喜事往往要收取份子钱,这会增加家庭收入。其余控制变量未呈显著影响。

(二) 稳健性检验

为进一步考察表 3 估计结果的稳健性,本文还对基本模型进行如下分析:

第一,前文提到地方政府可能并非随机选择试点村,这可能违背 DID 估计满足一致性的前提条件——共同趋势假定。如果造成共同趋势假定不满足的原因是村庄异质性,那么通过控制不同村庄的时间趋势,可以在一定程度上缓解这一问题。为此,本文在基本模型的基础上,进一步控制了不同特征村庄的时间趋势。村庄特征包括:(1)访员对受访户所在村的经济发达程度打分(赋值 1~10,分值越高表示越发达);(2)村支部书记或主任的个人特征,包括村支部书记或主任的年龄、受教育程度、是否党员;(3)2013 年村庄党员人数、村庄总户数、村庄与最近乡或镇政府的距离、村庄与最近区或县政府的距离、村庄占地面积以及村庄地形。表 4 中的 Panel A 部分报告了在基本模型中直接加入村级特征变量与年份哑变量交叉项的估计结果^①。结果显示,控制不同特征村庄的时间趋势后,农地确权的估计系数与没有控制村庄特征时的估计结果不存在明显差异。而且,农地确权对总收入、农业纯收入、务工收入和土地租金收入的影响均至少在 10%统计水平上显著。由此表明,本文估计结果较为稳健。

第二,通常导致共同趋势假定不满足的一个重要原因是实验组和控制组不具有同质性,参照陈华帅等^[29]的做法,本文采用倾向匹配双重差分模型(PSM-DID),尽量使实验组和控制组在政策发生前具有同质性。PSM-DID 的实施步骤如下:(1)估计倾向分值函数 $P(D_i = 1 | X_{i1})$,即利用第 1 期(2013 年)的经济统计信息预测农户 i 在第 2 期(2015 年)获得农地确权颁证的概率。本文采用 Probit 模型估计倾向分值函数。由于确权农户和未确权农户在农户和村庄层面均可能存在异质性,故匹配向量应尽可能全面包括农户和村庄特征信息。基于数据的可得性,本文选取的匹配向量 X_{i1} 主要包括:表 2 中列出的所有控制变量;前文控制异质性村庄的时间趋势所选取的村级特征变量。(2)根据倾向得分,为实验组寻找最佳匹配对象。本文采用常见的一对一匹配法,最终匹配成功 2958 个农户,实验组和控制组各占 50%。配对成功后,需要检验匹配的有效性。平衡性检验结果显示,匹配后的实验组与对照组在匹配变量上均不存在显著差异。同时,匹配后的标准偏差绝对值均在 10%以下。根据 Rosenbaum 和 Rubin^[30]的研究,若匹配后的标准偏差绝对值小于 20%,则可以认为匹配效果较好。由此可知,本文的匹配结果较为理想。(3)在检验通过的基础上,再采用双重差分模型分析匹配成功的样本。表 4 中的 Panel B 部分报告了相应估计结果。结果显示,农地确权提高了农户总收入,而总收入的提高主要来自

① 由于村级特征变量存在缺失值,因此,控制村级特征后的有效样本与前文有所不同。

农业纯收入、务工收入和土地租金收入的增加。同时,估计系数均至少在 5% 的统计水平上显著,且估计系数的大小和显著性均与基准模型的估计结果非常接近,再次表明本文估计结果较为稳健。

第三,如前文所言,2015 年 CHFS 访问初期,相关问题的跳转设置存在错误。尽管这一错误在访问中途被发现并更正,但仍造成部分农户的农业投入、产出等信息缺失。为探究这部分样本损耗是否造成了估计结果偏误,本文采用 Heckman 两步法来检验基本模型估计结果的稳健性。具体实施步骤如下:将被解释变量和随时间变化的控制变量作一阶差分处理;基于差分后的变量做 Heckman 两步估计。由于 Heckman 两步法要求样本选择方程(是否损耗,损耗取值为 0,未损耗取值为 1)至少有一个解释变量与主回归方程的解释变量不同,因此,除了主回归方程里包括的解释变量,本文在样本选择方程中新增控制了区县的固定效应。表 4 中 Panel C 部分汇报了纠正样本损耗后的估计结果。可以发现,所有模型的逆米尔斯比均不显著。同时,与基本模型的估计结果相比,纠正样本损耗偏误后的估计系数大小和显著性均无明显变化。换言之,样本损耗并没有造成基本模型的有偏估计,进一步论证了本文估计结果的稳健性。

表 4 稳健性检验

| 变量名 | Ln(总收入) | Ln(农业纯收入) | Ln(务工收入) | Ln(土地租金收入) | Ln(工商业收入) | Ln(转移性收入) | Ln(金融资产收入) |
|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Panel A:控制不同特质村庄的时间趋势 | | | | | | | |
| 农地确权×POST | 0.261 *** (0.087) | 0.279 * (0.146) | 0.355 * (0.196) | 0.153 * (0.080) | 0.006 (0.114) | 0.019 (0.145) | -0.064 (0.090) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 不变特征×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市哑变量×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 村庄特征×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 10146 | 10146 | 10146 | 10146 | 10146 | 10146 | 10146 |
| R ² | 0.144 | 0.125 | 0.143 | 0.097 | 0.075 | 0.194 | 0.083 |
| Panel B:PSM-DID | | | | | | | |
| 农地确权×POST | 0.445 *** (0.106) | 0.462 ** (0.180) | 0.663 *** (0.249) | 0.252 *** (0.095) | -0.101 (0.140) | 0.133 (0.187) | 0.057 (0.105) |
| 观测值 | 5916 | 5916 | 5916 | 5916 | 5916 | 5916 | 5916 |
| R ² | 0.123 | 0.130 | 0.088 | 0.121 | 0.079 | 0.112 | 0.098 |
| Panel C:纠正样本损耗可能造成的偏误 | | | | | | | |
| 农地确权 | 0.258 *** (0.083) | 0.273 ** (0.138) | 0.357 * (0.188) | 0.154 ** (0.078) | -0.024 (0.114) | 0.069 (0.141) | -0.037 (0.084) |
| 逆米尔斯比 | -1.031 (0.689) | -1.211 (0.961) | -0.602 (1.297) | 0.568 (0.544) | -0.053 (0.781) | -0.171 (0.972) | -0.883 (0.588) |
| 观测值 | 7249 | 7249 | 7249 | 7249 | 7249 | 7249 | 7249 |

(三) 异质性分析

前文的估计结果表明,农地确权对农业纯收入、务工收入和土地租金收入均具有提高作用。然而,在农户可选择的各类经济活动中,必然存在一种相对收益更高的经济活动。从理论上讲,在某一时点上,农户的最优选择是从事收益最高的那类经济活动。由此引出的疑问是,农地确权为何提高了农业纯收入和务工收入? 一个可能的解释是,上述估计结果反映的是农地确权对所有农户的平均影响,且在平均影响背后可能存在异质性问题。即对一部分农户而言,由于务

农的相对收益更高,那么农地确权会促进他们增加农业投资,进而提高农业纯收入;对另一部分农户而言,由于具备务工的比较优势,那么农地确权会促进他们外出务工,进而提高务工收入。尽管农地确权可能使得前者务工收入或后者农业纯收入减少,但确权对部分农户收入的负向影响低于对另一部分收入的正向影响,从而造成确权对农户收入的净效应为正。

为验证上述推断,本文将根据农户从事各类经济活动的比较收益差异进行异质性分析。通常平原地区非农就业机会更多,非农劳动工资率更高,土地流转市场更发达,农地需求也更旺盛。因此,平原地区的农地确权可能会激励农户从事相对收益更高的非农劳动,同时,他们也会通过出租农地来降低从事非农劳动的机会成本。相反,非平原地区的非农就业机会较少,土地流转市场不发达,农地需求不足,从事非农劳动还可能导致土地闲置并造成较高的机会成本。因此,非平原地区的农地确权可能会激励农户从事相对收益更高的农业劳动。由此可见,通过比较农地确权对平原地区和非平原地区农户收入的差异化影响可以对上述推断进行检验。

表 5 汇报了农地确权在平原地区和非平原地区的异质性影响。结果显示,在平原地区,农地确权在 10%统计水平上显著正向影响农户总收入,且总收入的增加主要源于务工收入和土地租金收入的增加。农地确权对农业纯收入无显著影响,甚至影响方向为负。在非平原地区,农地确权在 5%统计水平上显著提高了农户总收入。不同的是,非平原地区农户总收入的增加主要源于农业纯收入的增加,且农地确权前后,农户务工收入和土地租金收入均无显著变化。这些证据均与 Besley^[2]、Besley 和 Ghatak^[3]的理论预期一致。即农地确权既可以激励农业劳动力非农转移和农地流转,进而提高务工收入和土地租金收入,也可以激励农业生产性投资,进而提高农业纯收入。

本文实证结果表达的另一层含义是,不能片面地认为农地确权对所有农户均具有收入的提升效应。确权的本质在于,赋予农户更多配置自身要素的自由选择权。此时,他们会根据自身的禀赋和技术条件,从事能够最大化要素配置价值的经济活动。具体而言,若务工具有更高的相对收益,那么农地确权会促使农户进行非农转移并租出农地;若务农的相对收益更高,那么农地确权将激励农业生产性投资。由此可见,单纯地分析农地确权对农户某种经济行为的影响,可能较难揭示农地确权引致的经济社会影响。

表 5 农地确权影响农户收入的异质性:基于平原与非平原地区的比较

| 变量名 | Ln (总收入) | Ln(农业纯 收入) | Ln(务工 收入) | Ln(土地租 金收入) | Ln(工商业 收入) | Ln(转移性 收入) | Ln(金融资 产收入) |
|---------------------------|---------------------|----------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 农地确权×POST (平原,N=4922) | 0.213 * (0.120) | -0.014 (0.218) | 0.531 * (0.290) | 0.237 * (0.142) | -0.077 (0.191) | -0.010 (0.230) | -0.142 (0.156) |
| 农地确权×POST (非平原,N=5590) | 0.277 ** (0.112) | 0.517 *** (0.196) | 0.263 (0.258) | 0.064 (0.090) | 0.046 (0.141) | 0.142 (0.184) | 0.068 (0.103) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 不变特征×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市哑变量×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

(四) 影响机制分析

本文的另一项主要任务是分析农地确权如何影响农户收入,尽管前文提到农地确权通过影响农业生产投资、农地流转和劳动力非农转移等途径对农户收入发挥作用,但均未给出严格的论证。为此,本部分将对农地确权影响各项收入的机制进行严格检验。

首先,本文选取农户自有农业劳动投入、农业外部中间要素投入来度量农业投资,进而考察农地确权对农业毛收入的影响。其中,农户自有农业劳动投入为农户每年投入农业生产的劳动时间,即农户每年从事农业的家庭人数乘以平均每人每年务农的月数;农业外部中间要素投入

包括农户购买农药、化肥、种子等农资品、雇佣外部劳动力、租用农用机械设备所发生的费用支出;农业毛收入为年农业产出总值。如果农户没有从事农业生产,则上述 3 个变量均赋值 0。其次,由于农地确权显著提高了务工收入,那么非农就业劳动力占比也需要作为中介变量引入。本文以家庭成员参与非农劳动的比例来衡量农户的非农劳动投入,并考察农地确权对这一中介变量的影响。最后,本文将考察农地确权对农地出租的影响,进而检验其影响土地租金收入的中介机制。其中,农地出租又可进一步细分为免费出租和有偿出租两类。农地出租及其细分的免费出租和有偿出租均以发生与否的哑变量表示,发生赋值 1,否则赋值 0。很显然,如果农地确权能够提高农户的土地租金收入,那么农地确权必然会促进农户有偿出租土地。但对于免费出租,农地确权的影响则具有不确定性。一方面,如果农户从事非农劳动,那么农户可能免费出租土地以避免土地抛荒;另一方面,如果市场对土地的需求较高,或自己耕种能带来更高的收益,那么农户可能将免费出租的土地收回并有偿出租给他人或自己耕种。

表 6 报告了农地确权影响农户收入的中介机制的估计结果。基于全样本的估计结果显示,农地确权使得农户投入农业生产的时间增加了 0.847 个月,农业毛收入增加了 25.4%,家庭非农就业劳动力占比增加了 2.8 个百分点,有偿出租农地的概率提高了 2.5 个百分点,且估计系数均至少在 10%统计水平上显著。此外还发现,农地确权对农户是否出租土地的影响不显著。这是因为,农地确权对免费出租具有负向影响,从而抵消了农地确权对农地有偿出租的激励作用。换言之,农地确权后,农户可能收回免费出租的土地。上述发现与前文论断一致,证实了农地确权是通过影响农业生产性投资、非农就业劳动力占比和土地出租,进而影响农户总收入及收入结构。

表 6 农地确权影响农户收入的中介机制

| 变量名 | 农业劳动投入 | Ln(农业外部中间要素投入) | Ln(农业毛收入) | 非农就业劳动力占比 | 农地出租 | 免费出租 | 有偿出租 |
|----------------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|
| 农地确权×POST(全样本, N = 10512) | 0.847 ** (0.423) | 0.186 (0.132) | 0.254 * (0.147) | 0.028 * * * (0.009) | 0.014 (0.014) | -0.013 (0.010) | 0.025 * * (0.011) |
| 农地确权×POST(平原, N = 4922) | 0.329 (0.567) | -0.026 (0.191) | -0.073 (0.220) | 0.045 * * * (0.014) | 0.042 * (0.024) | -0.002 (0.016) | 0.042 * * (0.019) |
| 农地确权×POST(非平原, N = 5590) | 1.168 * (0.617) | 0.343 * (0.183) | 0.486 * * (0.200) | 0.020 * (0.011) | -0.012 (0.018) | -0.024 * (0.013) | 0.011 (0.014) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 不变特征×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市哑变量×POST | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

表 6 还比较了平原和非平原地区的情况。结果显示,在平原地区,农地确权可使家庭非农就业劳动力占比提高 4.5 百分点,有偿出租土地的概率提高 4.2 百分点,且估计系数均至少在 5%统计水平上显著。但是,农地确权对农业劳动投入、农业外部中间要素投入、农业毛收入以及免费出租土地均无显著影响。在非平原地区,农地确权仅对农户的农业生产决策发挥作用。具体来说,农地确权可使农户每年投入农业生产中的时间增加 1.168 个月,农业外部中间要素投入提高 34.3%,农业毛收入增加 48.6%,农户免费出租土地的概率下降 2.4 百分点,且估计系数均至少在 10%统计水平上显著。上述发现与前文的异质性分析具有逻辑的一致性,进一步强化了本文估计结果的稳健性。总体而言,无论是在平原地区还是非平原地区,农地确权都赋予了农户更多的自由决策权,激励他们根据自身的比较优势和外部约束,优化配置土地、劳动力和资本等要素,进而实现农户福利水平的帕累托改进。

然而,判定中介效应的存在有三个标准:一是主要自变量(农地确权)对中介变量(包括农

业劳动投入、外部中间要素投入、非农业劳动参与比例和土地出租)回归,估计系数显著;二是主要自变量(农地确权)对因变量(农户收入)回归,估计系数显著;三是中介变量和自变量同时对因变量进行回归,如果中介变量的估计系数显著,且主要自变量的回归系数减小且依然显著,则中介变量起部分中介作用。如果主要自变量的回归系数减小且不再显著,则中介变量起完全中介作用^[31]。表 3 和表 6 的估计结果已经验证第一、第二个标准,两个标准均成立。为提供严谨的证据,本文继续验证第三个标准,即将中介变量和农地确权这一核心变量一同加入基准模型进行估计,表 7 汇报了估计结果。

表 7 中模型(1)的估计结果显示,在基准模型中控制农业劳动投入和农业外部中间要素投入两个中介变量,农地确权对农业纯收入的影响不再显著,且农业劳动投入和农业外部中间要素投入均在 1%统计水平上显著正向影响农业纯收入。这表明,在农地确权影响农业纯收入的路径中,农业劳动投入和农业外部中间要素投入具有完全中介效应。类似地,表 7 中模型(2)和模型(3)的估计结果显示,当在基准模型中控制非农劳动参与比例或是否有偿出租土地,农地确权的直接影响均不再显著,且非农业劳动参与比例或是否有偿出租土地两个中介变量均在 1%统计水平上显著。这表明,在农地确权影响务工收入的路径中,非农就业劳动力占比具有完全中介效应。在农地确权影响土地租金收入的路径中,是否有偿出租土地具有完全中介效应。此外,表 7 中模型(4)还报告了在影响农户年总收入的模型中加入所有中介变量的估计结果。可以发现,与基准回归结果相比(表 3 中的模型(1)),在控制所有中介变量后,农地确权对总收入的影响系数及其显著性均出现下降。具体而言,影响系数从 0.269 下降到 0.173,在 5%统计水平上显著。这表明,农地确权对农户总收入的影响还存在其他尚未发现的作用路径。

表 7 农地确权影响农户收入的中介效应

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | Ln(农业纯收入) | Ln(务工收入) | Ln(土地租金收入) | Ln(总收入) |
| 农地确权×POST | 0.094(0.078) | 0.152(0.178) | -0.015(0.032) | 0.173***(0.083) |
| 农业劳动投入 | 0.045*** (0.005) | | | 0.010*** (0.003) |
| Ln(农业外部中间要素投入) | 0.856*** (0.014) | | | 0.114*** (0.011) |
| 非农就业劳动力占比 | | 8.696*** (0.358) | | 2.014*** (0.164) |
| 有偿出租 | | | 6.356*** (0.086) | 0.391*** (0.096) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 不变特征×POST | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市哑变量×POST | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 10512 | 10512 | 10512 | 10512 |
| R ² | 0.751 | 0.265 | 0.852 | 0.198 |

除了上述农地确权对农户收入的影响机制外,Besley^[2]、Besley 和 Ghatak^[3]还指出,农地确权可通过缓解融资约束,进而影响农户收入。但这一路径存在的前提是,农地确权会影响农民使用土地承包经营权进行抵押贷款。然而,目前我国农地承包经营权抵押融资试点尚未在全国推广,相关金融支持政策也未落实到位。因此,农地确权很难具有缓解融资约束的作用。本文提供了两方面的证据来证实目前的农地确权还难以发挥缓解融资约束的作用。第一,2015 年 CHFS 调查中询问了农户是否使用过土地承包经营权来获取融资,但数据显示,仅有 1.5%的农户使用过土地承包经营权获取融资。这表明,农地确权对缓解融资约束的作用非常有限。第二,如果农地确权能够缓解融资约束,那么农地确权将有助于帮助家庭获得银行贷款,或缓解家庭在农业生产或创业过程中受到的信贷约束。换言之,农地确权将在短期内提高家庭的负债水平,尤其是银行负债。

表 8 中模型(1)汇报了农地确权对从事农业生产或创业的农户是否获得银行贷款的影响。其中,是否获得银行贷款为哑变量,若从事农业生产或创业的农户目前仍有未还清的银行贷款赋值 1,否则赋值 0。表 8 模型(2)汇报了农地确权对从事农业生产或创业的农户是否受到信贷约束的影响^①。若受到信贷约束,赋值 1,否则赋值 0。表 8 中模型(3)和模型(4)分别汇报了农地确权对家庭所有银行负债和非银行负债的影响。估计结果显示,农地确权对于从事农业生产或创业的农户是否获得银行贷款、是否受到信贷约束、银行负债规模以及非银行负债规模均无显著影响。即目前的农地确权不具有缓解融资约束的作用。

表 8 农地确权与融资约束

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------|----------------|---------------|---------------|
| | 是否获得银行贷款 | 是否受到信贷约束 | Ln(银行负债) | Ln(非银行负债) |
| 农地确权×POST | 0.008(0.009) | -0.001(0.014) | 0.149(0.123) | 0.230(0.195) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 不变特征×POST | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市哑变量×POST | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 10512 | 10512 | 10512 | 10512 |
| R ² | 0.066 | 0.080 | 0.106 | 0.085 |

五、结论与启示

本文利用 2013 年和 2015 年 CHFS 搜集的微观面板数据,采用双重差分模型考察了新一轮农地确权对农户收入的影响。研究发现:第一,农地确权使得农户总收入显著提高 26.9%,且总收入的增加主要源于农业纯收入、务工收入和土地租金收入的增加。第二,影响机制的分析表明,农地确权既可以通过激励农户增加农业生产性投资来提高农业纯收入,也可以通过激励农户非农转移和出租土地来提高务工收入和土地租金收入。第三,农地确权可同时提高农业纯收入、务工收入和土地租金收入的结论并不矛盾,这是不同区域农户根据外部市场环境对土地、劳动力和资本等要素进行最优配置的综合反映。第四,本文没有发现农地确权可通过缓解融资约束来影响收入,这是由于目前我国土地承包经营权抵押融资试点尚未在全国推广,相关金融支持政策尚未落实到位,由此造成产权作用发挥的基本前提未被满足。

本文研究对于弥合当前关于农地确权效果的分歧,以及深化产权理论具有一定的价值。首先,目前学界关于农地确权存在两种迥异的态度。一方认为,农地确权具有激励农户生产性投资和促进农村要素市场发育的作用,是我国农地产权制度改革史上的又一次里程碑。另一方则认为,农地确权纯属劳民伤财之举,对农村经济发展毫无作用,既无益于要素市场的发育,还可能从农户心理层面抑制农地经营权的流动。无论是哪一种观点,要么是基于局部地区的经验判断,要么是采用了不具有代表性的数据和不够科学的实证方法。显然,农地确权的作用发挥是一个长期过程,需要结合相关配套设施才能发挥其效力。同时,农地确权的作用发挥也是多维度的,在不同地区的表现形式也存在差异。因此,判断政策的实施效果,必须是基于更为科学的方法,更加严谨的理论探讨,更具代表性的数据搜集,以及更为开阔的历史视野。

其次,本研究表明,产权的作用发挥并非独立的,界定明晰、结构健全的产权也并非一定能发挥效力。在不同地区,由于要素禀赋的差异,相关制度安排的不同,产权作用发挥的路径也具有差异性。在以往研究中,学者们普遍将“还权赋能”视为产权作用发挥的基本前提。无可否

① “信贷约束”是指农户从事农业生产或创业时是否受到信贷约束,即“需要贷款但没申请”或“申请被拒绝”。

认,产权的界定非常重要,但产权的实施同样重要,而在产权的实施过程中,必须基于外部环境进行适应性调整。具体而言,社会认同、物品属性以及其他相关制度都可能对产权的实施造成影响,这也是为何目前关于农地确权价值的争论如此激烈的原因。在理论上必须明确,农地确权必须与要素市场的培育、就业市场的规范、融资市场的构建相辅相成,才能使其发挥优化资源配置的作用。只有在理论上明确产权的价值及其价值发挥的路径,才能在实践中做出相应调整。

参考文献:

- [1] 宋洪远.经济体制与农户行为——一个理论分析框架及其对中国农户问题的应用研究[J].经济研究,1994,(8):22-28,35.
- [2] Besley T. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5):903-937.
- [3] Besley T, Ghatak M. Property Rights and Economic Development[J]. Handbook of Development Economics, 2010(5):4525-4595.
- [4] 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.
- [5] Abdulai A, Owusu V, Goetz R. Land Tenure Differences and Investment in Land Improvement Measures: Theoretical and Empirical Analyses[J]. Journal of Development Economics, 2011, 96(1):66-78.
- [6] 钱忠好.农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境:理论与政策分析[J].管理世界,2002(6):35-45, 154-155.
- [7] 陈丹,任远,戴严科.农地流转对农村劳动力乡城迁移意愿的影响[J].中国农村经济,2017(7):56-71.
- [8] 周文,赵方,杨飞,等.土地流转、户籍制度改革与中国城市化:理论与模拟[J].经济研究,2017(6):183-197.
- [9] Do Q T, Iyer L. Land Titling and Rural Transition in Vietnam[J]. Economic Development and Cultural Change, 2008, 56(3):531-579.
- [10] Janvr A D, Emerick K, Navarro M G, et al. Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico[J]. American Economic Review, 2015, 105(10):3125-3149.
- [11] 韩家彬,刘淑云,张书凤.农地确权、土地流转与农村劳动力非农就业——基于不完全契约理论的视角[J].西北人口,2019(3):11-22.
- [12] 林文声,秦明,苏毅清,等.新一轮农地确权何以影响农地流转?——来自中国健康与养老追踪调查的证据[J].中国农村经济,2017(7):29-43.
- [13] 应瑞瑶,何在中,周南,等.农地确权、产权状态与农业长期投资——基于新一轮确权改革的再检验[J].中国农村观察,2018(3):110-127.
- [14] 孙琳琳,杨浩,郑海涛.土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J].经济研究,2020(11):156-173.
- [15] Macours K, De Janvry A, Sadoulet E. Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market[J]. European Economic Review, 2010, 54(7):880-899.
- [16] 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.
- [17] Besley T J, Burchardi K B, Ghatak M. Incentives and the de Soto Effect[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(1):237-282.
- [18] 张龙耀,王梦珺,刘俊杰.农民土地承包经营权抵押融资改革分析[J].农业经济问题,2015(2):70-78,111.
- [19] de Brauw A, Mueller V. Do Limitations in Land Rights Transferability Influence Mobility Rates in Ethiopia? [J]. Journal of African Economies, 2012, 21(4):548-579.
- [20] Pinckney T C, Kimuyu P K. Land Tenure Reform in East Africa: Good, Bad or Unimportant? [J]. Journal of

- African Economies, 1994, 3(1):1-28.
- [21] Deininger K, Jin S Q. Tenure Security and Land-related Investment: Evidence from Ethiopia[J]. European Economic Review, 2006, 50(5):1245-1277.
- [22] Deininger K, Jin S Q. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2005, 78(1):241-270.
- [23] Carter M R, Olinto P. Getting Institutions “Right” for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85(1):173-186.
- [24] 李哲, 李梦娜. 新一轮农地确权影响农户收入吗? ——基于 CHARLS 的实证分析[J]. 经济问题探索, 2018(8):182-190.
- [25] 仇童伟. 农地产权、要素配置与家庭农业收入[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017(4):11-24.
- [26] Zhang L Y, Cheng W L, Cheng E J, et al. Does Land Titling Improve Credit Access? Quasi-experimental Evidence from Rural China[J]. Applied Economics, 2020, 52(2):227-241.
- [27] 许恒周, 牛坤在, 王大哲. 农地确权的收入效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(10):165-173.
- [28] Leight J. Reallocating Wealth? Insecure Property Rights and Agricultural Investment in Rural China[J]. China Economic Review, 2016, 40(9):207-227.
- [29] 陈华帅, 曾毅. “新农保”使谁受益: 老人还是子女? [J]. 经济研究, 2013, 48(8):55-67, 160.
- [30] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score[J]. The American Statistician, 1985, 39(1):33-38.
- [31] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6):1173-1182.

(责任编辑: 刘浩)

Identifying the Mechanism by which Land Titling Affects Farm Households' Income: Evidence from China Household Finance Survey

LI Jiangyi, QIU Tongwei, LI Han

Abstract: This paper uses data from the China Household Finance Survey in 2013 and 2015, and takes the new round of land titling as a quasi-natural experiment to identify the impact of land titling on farm households' income with employing the difference-in-difference method. The results show that land titling significantly increases farm households' income, which is the result of the increase in agricultural income, non-agricultural income and land rent. Further analysis indicates that land titling can not only increase agricultural income by encouraging farm households to invest in agriculture, but can also increase non-agricultural income and land rent by inducing off-farm employment and land renting-out. This paper emphasizes that as an important means of land empowerment, land titling will significantly improve the economic benefits of farmers while strengthening the free allocation of production factors. It should be noted that land titling must be complemented with the cultivation of factor market, the standardization of employment market and the construction of financing market to enable it to play the role of optimizing resource allocation.

Keywords: Land Titling; Farm Households' Income; Factor Allocation; Difference-in-difference