

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2021.01.009

农地确权对农村劳动力收入及非农劳动供给的影响

刘杰¹,朱帆^{2a},常进雄^{2b}

(1. 湖北经济学院 经济与贸易学院,武汉 430205;2. 上海财经大学 a.会计学院;b.经济学院,上海 200433)

摘要:基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据研究农地确权对农村劳动力收入及非农劳动供给的影响。实证结果表明,农地确权能够提高农村劳动力家庭收入。进一步的研究发现农地确权可以提高户主及其配偶非农劳动参与率、非农工作时间以及农户人均总收入,但不能提高家庭耕地租金、平均农地租金以及农地被转包/出租比例。因此可以认为,农地确权通过提高农村劳动力从事非农劳动的可能性而不是通过提高他们从农地获得的租金来提高收入。

关键词:农地确权;农村劳动力收入;非农劳动供给;农地流转

中图分类号:F321

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2021)01-0093-11

一、引言

随着中国经济持续高速发展,土地的财产价值开始显现,与农民财产密切相关的农地产权问题成为影响劳动力从事非农劳动的重要因素,对农村劳动力的劳动决策影响深远^[1-2]。中国农村家庭联产承包制开展以后,农村土地的所有权和承包经营权分离,农地制度存在产权模糊和不完整、成员的地权不稳定以及农地用途改变时农民收益分配极低的特点^[3-4]。农地制度的这些特征影响农村经济和社会健康发展,不利于资源的优化配置,不适应现代农村发展的要求。因此中央非常重视农地制度改革以适应农村以及整个国家社会经济的发展形势。党的十九大报告指出“巩固和完善农村基本经营制度,深化农村土地制度改革,完善承包地‘三权’分置制度”。2019年中央1号文件提出完善落实集体所有权、稳定农户承包权、放活农地经营权的法律法规和政策体系,加快推进宅基地使用权确权登记颁证工作。农地确权政策的实施势必会影响农村劳动力的收入及非农劳动供给。本文尝试分析农地确权对农村劳动力收入、非农就业决策与务工时间以及租金收入等方面的影响,并提出针对性的政策建议。

二、文献综述

农村劳动力的收入及非农劳动供给引起学术界的广泛关注,多数文献都是从户籍的角度展开研究^[5-7],

收稿日期:2020-09-21

基金项目:上海市社会科学规划课题(2019BJB003)

作者简介:刘杰(1986-),男,湖北潜江人,湖北经济学院经济与贸易学院讲师,经济学博士,研究方向为劳动力转移;朱帆(1987-),男,湖北襄阳人,上海财经大学会计学院博士后,经济学博士,研究方向为劳动力转移;常进雄(1971-),男,侗族,贵州榕江人,上海财经大学经济学院教授,经济学博士,研究方向为劳动力转移与农地流转。

也有少量文献讨论农地制度安排对农村劳动力转移的影响,这些文献主要从如下角度展开研究:

第一,农地权益的社会保障功能是影响农村劳动力从事非农劳动的重要因素。Yang(1997)认为,当前中国农地制度使得农户拥有的农地产权不完整,从事非农劳动可能意味着要牺牲农地产生的收入流,因此农村劳动力向城镇转移从事非农劳动的成本较高,更倾向于选择农业兼业方式避免农地价值的损失^[1]。陶然和徐志刚(2005)认为,按照当时的法律,农民获得城市户口必须放弃农地,这意味着要放弃农地带来的收入,势必影响农村劳动力转移至城镇从事非农劳动的意愿^[2]。陈会广等(2012)发现农地权益对农村劳动力向城镇迁移有重要影响,尤其是农地保险机制影响农民的城乡迁移决策:资源禀赋性的农地权益(如劳均耕地面积),在一定的家庭经营规模范围内对农村劳动力转移至城镇从事非农劳动有负向影响,超过经营规模后反而引导农村劳动力转移至城市从事非农劳动;社会保障性的农地权益(如农地流转、农地调整),对农村劳动力转移至城镇从事非农劳动有正向影响,农地流转租金收入对农村劳动力转移至城镇从事非农劳动提供正向激励,因为农地流转以及种粮补贴等带来的保底收入免除了他们的后顾之忧^[8]。

第二,农地产权的稳定性也会影响非农就业。陈美球(2000)认为,中国当前农村宅基地使用权的“责、权、利”缺乏明确界定,农地承包经营权的主体及流转、补偿机制缺乏明确的制度规定制约城镇化进程^[9]。姚从容(2003)认为,由于农地承包经营权主体的严格限制及承包期限的调整,制约农地产权的交易与流转,并阻碍农民在城乡就业之间的自由选择,对农村剩余劳动力向外转移形成负面制约^[10]。刘晓宇和张林秀(2008)运用多元回归模型分析农地产权稳定性对农村劳动力转移至城市的影响,研究表明,农地产权稳定性显著影响劳动力非农就业,农地产权稳定性的提高可以增强劳动力资源的流动性^[11]。

第三,农地流转与农村劳动力转移至非农部门存在相互影响。有研究证明农地确权可以明晰产权进而促进农地流转^[12-13],并且农地流转和农村劳动力流动存在相互影响。多数文献认为劳动力从农业转移到非农业之后能够促进农地流转,并适度提高农业规模经营^[14],但也有研究表明农地流转成本增加也会影响迁移成本,不利于农村劳动力从事非农劳动^[15]。

上述文献表明中国的农地制度对农村劳动力从事非农劳动产生显著影响,这些研究进一步丰富了对于农村劳动力的劳动行为的认识。多数文献考察农地经营权流转所获得的农地权益对农村劳动力从事非农决策的影响,但是关于农地确权对农户家庭收入及非农就业的影响的研究却较少。农地确权是近年来影响农村经济社会的一项重要的制度安排,势必会对农村劳动力收入及非农就业产生重大影响,但是尚未得到充分的研究。厘清农地确权对农村劳动力的非农就业以及收入的影响,一方面有助于理解中国农村劳动力的流动行为,进而促进城市化和经济增长以及优化资源配置,另一方面对于提高农村劳动力收入有重要的现实意义。

本文将采用实证方法研究农地确权对农村劳动力收入的影响,并从从事非农劳动和农地收益的角度分析可能的路径。文章接下来的安排如下:第三节介绍文章使用的数据及实证策略,第四节的回归结果分析农地确权对农村劳动力收入的影响及可能的路径,第五节是结论。

三、数据与实证策略

(一)数据说明

本文使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年第一次全国基线调查数据进行实证分析。该调查由北京大学国家发展研究院和中国疾病预防控制中心主持,覆盖了全国28个省、150个县/区的450个村庄/城镇社区,一共包含10257个家庭层面和17708个个体层面的数据信息。CHARLS数据库收集了中国45岁及以上中老年人家庭和个人的微观数据。根据2010年全国人口普查数据和2015年1%人口抽样调查数据,中国45岁以上农村劳动力占比在2010年高达47.1%,2015年进一步上升至57.6%。这表明研究45岁以上农

村劳动力的就业问题具有重要的实现意义。

CHARLS 2011年调查问卷分为村庄和家户两个层次。村级调查问卷包含了农地确权信息,其中有明确确权信息的村共有303个(其中有一个村被拆成3个子村进行统计)。经过筛选剔除,还剩下229个村庄和4887个家户的数据。

(二)实证策略与回归模型

CHARLS进行调查时只有部分村庄进行了农地确权,因此可以考察农地确权对农村劳动力从事非农劳动及收入的影响。一方面,由于农地确权可以给农户更加稳定的预期,使得他们从事非农劳动时无后顾之忧,从而提高其外出从事非农工作的可能性,进而提高其家庭收入;另一方面,农地确权可能会影响农地的供需关系,从而影响农民的农地租金收入。因此,我们需要从这两个方面来分析其路径。

具体而言,我们首先在家户层面研究农地确权对家户各项收入以及各项人均收入的影响。具体见模型(1):

$$y_{hi} = \beta_0 + \delta_1 \times \text{certification}_i + Z_{hi}' \beta_1 + H_{hi}' \beta_2 + V_i' \beta_3 + \varepsilon_{vi} \quad (1)$$

其中,被解释变量 y_{hi} 包括户主及其配偶工资收入、家户非农收入(包括户主及其配偶工资收入、其他成员工资收入、家庭经营性收入)、家户农业收入以及人均层面的户主及其配偶人均工资收入、家户人均非农收入、家户人均农业收入、人均总收入。使用Tobit模型进行估计。

为了进一步分析农地确权影响家庭收入的路径,我们分为对租金的影响以及非农就业的影响两个方面研究可能的路径。在村庄层面,使用模型(2)研究农地确权对村庄外出务工比例、从事非农工作比例、村农地被转包/出租比例、平均农地租金的影响。

$$y_{vi} = \alpha_0 + \delta_1' \times \text{certification}_i + V_i' \alpha_1 + \varepsilon_{vi} \quad (2)$$

其中,被解释变量 y_{vi} 包括村庄外出务工比例、从事非农工作比例、村农地被转包/出租比例、平均农地租金; certification_i 代表该户所在村庄是否进行农地确权, V_i 是村庄层面的控制变量。

在家户层面,使用模型(3)分别研究农地确权对户主及其配偶非农工作决策、户主及其配偶年均非农工作时间、家庭是否租入/租出耕地、家庭耕地租金的影响。

$$y_{hi} = \beta_0 + \delta_1' \times \text{certification}_i + Z_{hi}' \beta_1 + H_{hi}' \beta_2 + V_i' \beta_3 + \varepsilon_{vi} \quad (3)$$

其中,家户层面的被解释变量 y_{hi} 包括户主及其配偶是否参与非农工作、户主及其配偶的非农工作时间^①、家庭是否租入/租出耕地、家庭耕地租金; certification_i 代表该户所在村庄是否进行农地确权; Z_{hi} 是户主个体层面的控制变量, H_{hi} 是家户层面的控制变量, V_i 是村庄层面的控制变量。当 y_{hi} 是户主及其配偶是否参与非农工作和家庭是否租入/租出耕地时,使用Probit模型进行估计。

(三)变量描述

在村庄层面,村庄外出务工比例,在文中用2010年外出务工3个月以上人数与当年常住人口之比;村人均纯收入,使用问卷中2010年人均纯收入;村从事非农工作比例使用村从事非农工作户数与2010年常住人口数之比,因为问卷中没有常住人口户数信息。

在家户层面,本文把“户主及其配偶中是否至少有一人有非农工作”作为户主及其配偶参与非农工作的二元变量,年均非农工作时间的计算方法是户主及其配偶的非农工作时间之和除以有工作的人数。其中在家户收入方面,对既回答年收入又回答月收入的调查对象,我们统一使用年收入数据。当被解释变量是家户各项收入时,样本只包括回答了是否有这项收入的家户,而当被解释变量是家户三项收入的总收入时,样本包括回答了任何一项以上收入的家户。家户个体经营收入、家户农林牧渔收入、三项合计收入以及家户总收入中存在少数负值,我们在回归前进行了剔除。

农地确权是本文的核心解释变量。关于农地确权信息,2011年CHARLS村庄调查问卷询问了村委会/居

委会近5年内是否进行农地确权、确权时间和村民是否领取农地承包经营权证、领取时间共4个问题,具有村庄农地确权和村民领取农地承包经营权证信息的村庄共有303个(见表1)。

表1 进行农地确权的村庄和村民领取农地承包经营权证的村庄数量统计

| | 你们村近5年内是否进行了农地确权 | 你们村的村民是否已经领到农地承包经营权证 | 村庄进行了确权并且村民已经领证 |
|---|------------------|----------------------|-----------------|
| 是 | 96 | 235 | 93 |
| 否 | 207 | 68 | 210 |

我们选择使用“村民在2010年及以前是否领取农地承包经营权证”作为农地确权的二元变量。这是因为:第一,农地确权的最终落实表现为村民领取农地承包经营权证,只有领取法定农地承包经营权证才能够影响村民的个体决策与家庭决策;第二,二者相关度较高,96个进行过农地确权的村庄中有93个村庄的村民领取了农地承包经营权,占比高达97%;第三,关于村庄农地确权的问题仅询问了近5年的情况,使用这一指标可能导致估计偏差。

根据现有研究以及本文的需要,我们选择的控制变量包括村庄特征、家户特征和户主特征3个层面^②。描述性统计结果见表2。在村庄层面,农地确权的村庄(以下简称确权村)人均耕地面积、每百人企业数、流动人口更少,同时确权村人均纯收入、外出务工比例更高;政策变量方面,确权村发生过农地调整、实行农业补贴、实行新农保、被纳入城镇规划的比例更高。在家户层面,确权村户均耕地面积、经营性固定资产价值偏低,但劳均非农工作时间更高;在家户总收入方面,确权村的户主非农收入和农业收入更低,但户主及其配偶工资收入和总收入更高;从人均方面来看,确权村人均农业收入更低,但人均非农收入和人均总收入均高于未确权村。在户主层面,未确权村和确权村的户主的个体特征并无本质区别。

表2 村庄、户主及家户特征的描述统计

| 变量 | | 总样本 | 未确权村 | 确权村 |
|------|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 村庄特征 | 村人均耕地面积(亩) | 2.025 (3.146) | 2.168 (4.413) | 1.984 (2.690) |
| | 村农地被转包/出租比例 | 14.461 (19.848) | 14.804 (24.925) | 14.362 (18.209) |
| | 村平均农地租金(千元/亩) | 0.462 (0.977) | 0.654 (1.085) | 0.407 (0.940) |
| | 当地雇工日薪(百元) | 0.644 (0.210) | 0.610 (0.196) | 0.653 (0.213) |
| | 外出务工男性月薪(千元) | 2.588 (1.502) | 2.589 (1.363) | 2.587 (1.543) |
| | 村人均纯收入(千元) | 4.154 (4.409) | 3.400 (3.231) | 4.370 (4.678) |
| | 外出务工比例(%) | 26.705 (30.455) | 21.140 (20.800) | 28.300 (32.574) |
| | 从事非农户数比例(%) | 6.237 (13.260) | 4.080 (7.414) | 6.855 (14.466) |
| | 流动人口比例(%) | 10.350 (53.542) | 24.667 (108.167) | 6.248 (17.655) |
| | 村每百人企业数 | 0.242 (1.266) | 0.532 (2.600) | 0.159 (0.352) |
| | 是否发生过农地调整(是=1,否=0) | 0.716 (0.452) | 0.667 (0.476) | 0.730 (0.445) |
| | 2000年以来是否被征地(是=1,否=0) | 0.397 (0.490) | 0.392 (0.493) | 0.399 (0.491) |
| | 是否实行农业补贴(是=1,否=0) | 0.948 (0.223) | 0.902 (0.300) | 0.961 (0.195) |
| | 是否实行新农保(是=1,否=0) | 0.463 (0.500) | 0.333 (0.476) | 0.500 (0.501) |
| | 是否被纳入城镇规划(是=1,否=0) | 0.214 (0.411) | 0.137 (0.348) | 0.236 (0.426) |

表2 村庄、户主及农户特征的描述统计(续)

| | 变量 | 总样本 | 未确权村 | 确权村 |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 村庄特征 | 地形:平原 | 0.336 (0.434) | 0.392 (0.493) | 0.320 (0.468) |
| | 丘陵 | 0.336 (0.434) | 0.314 (0.469) | 0.343 (0.476) |
| | 山地 | 0.245 (0.431) | 0.235 (0.428) | 0.247 (0.433) |
| | 高原 | 0.048 (0.214) | 0.039 (0.196) | 0.051 (0.220) |
| | 盆地 | 0.035 (0.184) | 0.020 (0.140) | 0.039 (0.195) |
| | 东部地区 | 0.349 (0.478) | 0.353 (0.483) | 0.348 (0.478) |
| | 中部地区 | 0.293 (0.456) | 0.275 (0.451) | 0.298 (0.459) |
| | 西部地区 | 0.358 (0.480) | 0.373 (0.488) | 0.354 (0.480) |
| | 观测值 | 229 | 51 | 178 |
| 农户特征 | 家庭人数 | 3.744 (1.895) | 3.982 (2.044) | 3.681 (1.849) |
| | 耕地面积(亩) | 6.677 (14.379) | 7.744 (17.829) | 6.400 (13.327) |
| | 经营性固定资产价值(万元) | 0.302 (3.193) | 0.476 (4.331) | 0.256 (2.823) |
| | 非农户口比例(%) | 0.035 (0.120) | 0.033 (0.116) | 0.035 (0.121) |
| | 劳均非农工作时间(天) | 42.879 (89.083) | 30.548 (71.962) | 46.084 (92.758) |
| | 其他成员在外居住六个月以上比例(%) | 10.469 (17.475) | 13.186 (18.960) | 9.778 (17.011) |
| | 耕地租金(千元) | 0.319 (0.845) | 0.351 (1.653) | 0.310 (0.407) |
| | 户主及其配偶工资收入(千元) | 4.2556 (11.026) | 3.049 (8.205) | 4.563 (11.617) |
| | 农户非农收入(千元) | 23.817 (42.070) | 26.020 (44.266) | 23.257 (41.481) |
| | 农户农业收入(千元) | 3.706 (10.286) | 5.597 (17.584) | 3.225 (7.280) |
| | 农户总收入(千元) | 31.545 (45.311) | 30.678 (52.447) | 31.766 (43.314) |
| | 户主及其配偶人均工资收入(千元) | 2.248 (5.808) | 1.577 (4.222) | 2.418 (6.135) |
| | 人均非农收入(千元) | 5.949 (9.550) | 5.842 (8.969) | 5.976 (9.693) |
| | 人均农业收入(千元) | 1.259 (4.531) | 1.971 (8.703) | 1.078 (2.519) |
| | 人均总收入(千元) | 10.059 (16.600) | 8.785 (16.964) | 10.383 (16.493) |
| | 观测值 | 4458 | 904 | 3554 |
| | 户主特征 | 年龄 | 58.409 (10.084) | 58.314 (10.035) |
| 性别 | | 0.511 (0.500) | 0.527 (0.500) | 0.507 (0.500) |
| 有偶 | | 0.796 (0.403) | 0.800 (0.400) | 0.795 (0.404) |
| 受教育程度:初中 | | 0.194 (0.395) | 0.256 (0.437) | 0.178 (0.382) |
| 高中及以上 | | 0.066 (0.248) | 0.076 (0.266) | 0.063 (0.244) |
| 自评健康状况(好=1,一般=2,不好=3) | | 2.101 (0.727) | 2.082 (0.731) | 2.106 (0.726) |

注:括号中为标准差,表5~表10同

四、回归结果

(一) 农地确权对农户收入的影响

表3给出农地确权对农户各项收入的影响^③。从表3中可知,农地确权能够显著提高农户的非农收入、户主及其配偶的工资收入,这表明农地确权可以促进农村劳动力向非农产业转移进而提高其工资性收入。此外,农地确权显著降低农户农业收入,这和工资性收入增加正好相呼应,更多的劳动力从事非农工作导致从事农业工作的劳动力减少,从而减少劳动供给。由于人均收入更有意义,我们还估计农地确权对农户人均收入的影响,详细结果见表3的第(4)~(7)列。计算人均收入时去掉仍在读书的个体劳动能力。回归结果表明,农地确权显著增加户主及其配偶人均工资收入以及农户人均非农收入,也显著降低农户人均农业收入。总体而言,由于非农生产率要显著高于农业部门,因此确权显著增加农户人均总收入。

从表3的结果可知,农地确权可以显著提高农户的非农收入以及工资性收入,接下来考察农地确权影响收入的途径。

表3 农地确权对农户各项收入的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | 农户非农收入 | 农户农业收入 | 户主及其配偶 工资收入 | 人均总收入 | 人均非农收入 | 人均农业收入 | 户主及其配偶 人均工资收入 |
| 农地确权 | 5.579** (2.311) | -2.181*** (0.727) | 5.708*** (1.397) | 1.452** (0.709) | 1.786*** (0.556) | -0.976** (0.394) | 3.103*** (0.743) |
| 年龄 | -0.870*** (0.105) | -0.150*** (0.0336) | -1.345*** (0.0988) | -0.132*** (0.0280) | -0.292*** (0.0278) | -0.0780*** (0.0280) | -0.717*** (0.0508) |
| 性别 | -8.941*** (1.896) | 1.458*** (0.465) | -4.862*** (1.151) | -0.534 (0.456) | -2.106*** (0.470) | 0.500*** (0.177) | -2.282*** (0.603) |
| 有偶 | -5.987** (2.577) | 1.586** (0.640) | 10.99*** (1.854) | 0.365 (0.659) | -2.549*** (0.697) | 0.432 (0.303) | 3.840*** (1.048) |
| 初中 | 3.683 (2.300) | -1.480** (0.651) | 0.722 (1.350) | 0.316 (0.706) | 1.134** (0.578) | -0.647** (0.317) | 0.570 (0.724) |
| 高中及以上 | 16.86*** (3.367) | -0.733 (1.015) | 9.403*** (1.987) | 2.385** (1.117) | 4.566*** (0.868) | -0.213 (0.371) | 5.145*** (1.079) |
| 自评健康 | -6.926*** (1.265) | -0.727** (0.315) | -2.988*** (0.726) | -2.045*** (0.322) | -1.676*** (0.328) | -0.325*** (0.121) | -1.694*** (0.388) |
| 家庭人数 | 15.19*** (0.668) | 0.212* (0.129) | 0.389 (0.311) | -0.610*** (0.118) | 2.185*** (0.123) | -0.202*** (0.0556) | 0.190 (0.170) |
| 耕地面积(亩) | -0.697*** (0.130) | 0.159*** (0.0278) | -0.382*** (0.113) | -0.00708 (0.0113) | -0.161*** (0.0327) | 0.0481*** (0.00911) | -0.203*** (0.0598) |
| 村庄控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Sigma | 50.95*** (1.396) | 13.34*** (1.150) | 25.03*** (1.403) | 15.83*** (1.625) | 12.83*** (0.512) | 6.014*** (1.493) | 13.36*** (0.701) |
| 观测值 | 4,458 | 4,458 | 4,458 | 4,458 | 4,458 | 4,458 | 4,458 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,下表同;括号中为稳健标准差,表4同

(二) 农地确权对租金以及非农劳动供给的影响

前文分析认为,农地确权可能通过影响农村劳动力的非农劳动供给和租金两个方面来影响农户的收入。表4首先从村庄层面研究农地确权对非农劳动供给和租金的影响。第(1)(2)列给出村庄农地确权对村庄外出务工比例、从事非农工作比例的影响的估计结果。结果表明农地确权能够提高村庄外出务工比例10.72%,并且在1%水平上显著,农地确权对村庄从事非农工作比例的影响系数为正但并不显著(p值为0.13)。这可能是因为在农村中存在大量兼业现象,农地确权主要影响非农工作时间,而不是从事非农工作的

比例。第(3)(4)列展示了村庄农地确权对农地被转包/出租的比例和平均农地租金的影响。实证结果显示农地确权对二者均无显著影响。这可能是因为农地流转市场不发达,确权虽然促进外出务工,但是外出务工人员没有立即进行农地流转。

表4 农地确权在村庄层面的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|----------------------|---------------------|-------------------|--------------------|
| | 外出务工比例 | 从事非农工作比例 | 村农地被转包/出租比例 | 平均农地租金 |
| 农地确权 | 10.724*** (4.039) | 2.686 (1.750) | -2.084 (3.315) | -0.121 (0.141) |
| 村人均耕地面积 | -0.0766 (0.475) | -0.418** (0.166) | -0.158 (0.387) | 0.0236 (0.0171) |
| 村农地平均租金 | -2.120** | - | 1.357 | - |
| 村庄其他控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R-squared | 0.255 | 0.118 | 0.184 | 0.193 |
| 观测值 | 229 | 229 | 229 | 229 |

表5从家户层面分析农地确权对户主及其配偶非农决策及非农工作时间的影响,发现农地确权能够显著提高户主及其配偶非农劳动参与率,显著增加其非农工作时间,也能够显著提高租入或租出耕地的概率。但农地确权对耕地租金的影响不显著,这可能是因为农地确权会同时提高对耕地出租的供给和需求。

表5 农地确权在家户层面的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------------|
| | 户主及其配偶是否参与非农 | 劳均非农工作时间 | 是否租入或租出耕地 | 耕地租金 |
| 农地确权 | 0.132** (0.0566) | 11.454*** (2.627) | 0.175*** (0.0567) | -0.0563 (0.0560) |
| 年龄 | -0.0589*** (0.00287) | -2.038*** (0.123) | -0.00630** (0.00248) | -0.00176 (0.00109) |
| 性别 | -0.246*** (0.0448) | -8.974*** (2.352) | 0.0226 (0.0446) | -0.0125 (0.0206) |
| 有偶 | 0.500*** (0.0688) | 5.909** (2.786) | -0.0735 (0.0594) | 0.0292 (0.0177) |
| 初中 | 0.0823 (0.0553) | 5.489* (3.216) | -0.0151 (0.0575) | 0.0770 (0.0489) |
| 高中及以上 | 0.334*** (0.0834) | 23.28*** (5.934) | -0.155* (0.0894) | 0.0207 (0.0263) |
| 自评健康 | -0.167*** (0.0297) | -11.73*** (1.694) | -0.0513* (0.0301) | -0.0191** (0.00846) |
| 家庭人数 | 0.0129 (0.0117) | 1.416** (0.569) | 0.00506 (0.0117) | -0.000218 (0.00334) |
| 耕地面积 | -0.0139*** (0.00308) | -0.396*** (0.0810) | 0.00230 (0.00140) | -0.00224*** (0.000655) |
| 村庄控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Pseudo R2 | 0.228 | 0.184 | 0.031 | 0.034 |
| 观测值 | 4887 | 4887 | 4,371 | 4,371 |

村庄以及家户层面的研究表明:一方面,农地确权提高户主及其配偶非农劳动参与率,增加其非农劳动时间;另一方面,农地确权明晰产权从而增加农地流转,同时提高农地流转的供给和需求,从而导致租金并无显著变化。此外,农地确权的影响可能存在滞后,接下来将根据农地确权的时间进行稳健性分析。

(三) 稳健性分析

针对农地确权可能存在的滞后效应,本文分别使用“一年以前是否确权”和“两年以前是否确权”替换“(当年及以前)农地确权”作为解释变量或政策变量,对前述回归结果进行稳健性分析。

表6给出村庄层面估计一年前和两年前确权对村外出务工比例的影响。“一年以前确权”对外出务工比例的影响仍是在5%水平上显著,能够提高外出务工比例7.27%,但影响系数略小于“当年及以前确权”;而“两年以前确权”对外出务工比例的影响不显著。

表6 确权对村外出务工比例的影响

| 变量 | 一年以前确权 | 两年以前确权 |
|------------|--------------------|--------------------|
| | 外出务工比例 | 外出务工比例 |
| 农地确权 | 7.265** (3.334) | 4.121 (3.330) |
| 人均耕地面积(亩) | 0.080 (0.493) | 0.0739 (0.482) |
| 平均农地租金(千元) | -2.145* (1.109) | -2.327* (1.213) |
| 村庄其他控制变量 | 控制 | 控制 |
| R-squared | 0.272 | 0.266 |
| 观测值 | 229 | 229 |

在家户收入方面,农地确权对家庭收入的影响具有持续性。“一年以前确权”显著减少家户人均农业收入,但是可以显著提高其他人均收入(见表7)。“两年以前确权”的影响和“一年以前确权”的影响一致(见表8)。

表7 一年以前确权对家户人均各项收入的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | 户主及其配偶人均工资收入 | 人均非农收入 | 人均农业收入 | 人均总收入 |
| 农地确权 | 2.221*** (0.665) | 1.035** (0.504) | -0.893*** (0.339) | 1.437** (0.617) |
| 年龄 | -0.717*** (0.0508) | -0.293*** (0.0278) | -0.0782*** (0.0281) | -0.132*** (0.0280) |
| 性别 | -2.312*** (0.604) | -2.115*** (0.471) | 0.510*** (0.177) | -0.545 (0.455) |
| 有偶 | 3.843*** (1.049) | -2.547*** (0.697) | 0.429 (0.304) | 0.368 (0.659) |
| 初中 | 0.516 (0.723) | 1.072* (0.579) | -0.643** (0.314) | 0.318 (0.702) |
| 高中及以上 | 5.100*** (1.078) | 4.515*** (0.868) | -0.208 (0.370) | 2.377** (1.116) |
| 自评健康 | -1.695*** (0.387) | -1.674*** (0.328) | -0.322*** (0.121) | -2.049*** (0.322) |
| 家庭人数 | 0.168 (0.170) | 2.172*** (0.122) | -0.197*** (0.0545) | -0.617*** (0.119) |
| 耕地面积 | -0.211*** (0.0608) | -0.165*** (0.0330) | 0.0490*** (0.00921) | -0.00855 (0.0114) |
| 村庄控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Sigma | 13.371*** (0.700) | 12.837*** (0.512) | 6.015*** (1.494) | 15.830*** (1.625) |
| 观测值 | 4,458 | 4,458 | 4,458 | 4,458 |

表8 两年以前确权对农户人均各项收入的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | 户主及其配偶人均工资收入 | 人均非农收入 | 人均农业收入 | 人均总收入 |
| 农地确权 | 2.596*** (0.623) | 1.568*** (0.479) | -0.886*** (0.296) | 1.741*** (0.498) |
| 年龄 | -0.719*** (0.0508) | -0.293*** (0.0277) | -0.0779*** (0.0279) | -0.132*** (0.0278) |
| 性别 | -2.311*** (0.603) | -2.126*** (0.471) | 0.508*** (0.177) | -0.548 (0.455) |
| 有偶 | 3.881*** (1.049) | -2.517*** (0.695) | 0.408 (0.306) | 0.405 (0.659) |
| 初中 | 0.522 (0.721) | 1.103* (0.578) | -0.628** (0.308) | 0.325 (0.696) |
| 高中及以上 | 5.095*** (1.077) | 4.526*** (0.868) | -0.193 (0.368) | 2.377** (1.111) |
| 自评健康 | -1.692*** (0.387) | -1.674*** (0.328) | -0.329*** (0.122) | -2.038*** (0.321) |
| 家庭人数 | 0.163 (0.170) | 2.170*** (0.122) | -0.194*** (0.0540) | -0.622*** (0.119) |
| 耕地面积(亩) | -0.209*** (0.0600) | -0.164*** (0.0328) | 0.0492*** (0.00922) | -0.00868 (0.0114) |
| 村庄控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Sigma | 13.359*** (0.701) | 12.831*** (0.511) | 6.015*** (1.496) | 15.817*** (1.625) |
| 观测值 | 4,458 | 4,458 | 4,458 | 4,458 |

在家户层面,相比于“一年以前确权”,“两年以前确权”对户主及其配偶的非农工作决策以及非农工作时间的的影响系数更大(见表9)。这一结果表明,农地确权时间对户主及其配偶参与非农工作决策以及非农工作时间的的影响存在一定的滞后性。

表9 确权时间对户主及其配偶非农工作决策、非农工作时间的的影响

| 变量 | 一年以前确权 | | 两年以前确权 | |
|---------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| | 非农工作决策 | 非农工作时间 | 非农工作决策 | 非农工作时间 |
| 农地确权 | 0.0941* (0.0511) | 10.00*** (2.544) | 0.148*** (0.0478) | 10.70*** (2.379) |
| 年龄 | -0.0589*** (0.00286) | -2.037*** (0.123) | -0.0590*** (0.00287) | -2.039*** (0.123) |
| 性别 | -0.246*** (0.0448) | -9.036*** (2.352) | -0.246*** (0.0449) | -8.974*** (2.352) |
| 有偶 | 0.499*** (0.0688) | 5.819** (2.786) | 0.501*** (0.0689) | 5.977** (2.790) |
| 初中 | 0.0797 (0.0553) | 5.418* (3.217) | 0.0832 (0.0552) | 5.391* (3.210) |
| 高中及以上 | 0.332*** (0.0833) | 23.24*** (5.933) | 0.336*** (0.0833) | 23.210*** (5.928) |
| 自评健康 | -0.166*** (0.0297) | -11.710*** (1.695) | -0.166*** (0.0297) | -11.609*** (1.692) |
| 家庭人数 | 0.0121 (0.0117) | 1.378** (0.570) | 0.0120 (0.0117) | 1.346** (0.568) |
| 耕地面积(亩) | -0.0141*** (0.00310) | -0.405*** (0.0818) | -0.0140*** (0.00306) | -0.406*** (0.0818) |
| 村庄控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Pseudo R2/R-squared | 0.228 | 0.184 | 0.229 | 0.184 |
| 观测值 | 4,887 | 4,887 | 4,887 | 4,887 |

表10估计了确权时间不同对农户耕地流转和耕地租金的影响。结果显示,一年以前和两年以前确权对农户耕地流转都有显著影响,但是一年前确权的影响更大。一年以前确权对耕地租金有负面影响,但是不显著,两年以前确权对耕地租金有显著负面影响,这说明确权对耕地租金的负面影响具有滞后性。

表10 确权时间对农户耕地流转和耕地租金的影响

| 变量 | 一年以前确权 | | 两年以前确权 | |
|----------------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 是否租入或出租耕地 | 耕地租金 | 是否租入或租出耕地 | 耕地租金 |
| 农地确权 | 0.186*** (0.0520) | -0.0528 (0.0462) | 0.111** (0.0478) | -0.0536** (0.0264) |
| 年龄 | -0.00621** (0.00248) | -0.00177 (0.00110) | -0.00636** (0.00248) | -0.00176* (0.00107) |
| 性别 | 0.0216 (0.0446) | -0.0121 (0.0208) | 0.0223 (0.0446) | -0.0124 (0.0206) |
| 有偶 | -0.0754 (0.0594) | 0.0297* (0.0179) | -0.0733 (0.0595) | 0.0286 (0.0176) |
| 初中 | -0.0135 (0.0576) | 0.0771 (0.0495) | -0.0203 (0.0575) | 0.0771 (0.0515) |
| 高中及以上 | -0.153* (0.0894) | 0.0206 (0.0262) | -0.157* (0.0893) | 0.0208 (0.0258) |
| 自评健康 | -0.0514* (0.0301) | -0.0191** (0.00841) | -0.0493 (0.0301) | -0.0197** (0.00820) |
| 家庭人数 | 0.00462 (0.0117) | -5.22e-05 (0.00324) | 0.00404 (0.0116) | 7.89e-05 (0.00315) |
| 耕地面积 | 0.00221 (0.00140) | -0.00221*** (0.000624) | 0.00216 (0.00140) | -0.00220*** (0.000615) |
| 村庄控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Pseudo R ² /R-squared | 0.0314 | 0.0344 | 0.0297 | 0.0345 |
| 观测值 | 4,371 | 4,371 | 4,371 | 4,371 |

五、结论

本文使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据研究农地确权对农村劳动力收入以及非农劳动供给等方面的影响,主要结论如下:第一,农地确权提高了农村劳动力从事非农劳动的收入以及工资性收入。进一步的分析发现,农地确权提高了农村劳动力非农劳动参与率和非农劳动工作时间,也提高了农地流转的概率,但是并没有提高农地流转的价格,这可能是因为农地确权同时提高了农地流转的供给和需求。第二,农地确权确实提高了农村劳动力从事非农劳动的收入和非农劳动参与率,但是从农地本身获取的租金收益并未得到有效提升。第三,总体而言,农地确权对收入及外出从事非农劳动的影响存在滞后性。研究发现,两年前确权的家庭人均总收入、户主及配偶的人均收入以及人均非农收入都更高,从事非农工作的概率更高、工作时间也 longer。据此可以认为农地确权的政策效果可能需要经过一段时间才能体现出来。

注 释:

- ① 由于CHARLS调查问卷只询问了主要受访者及其配偶的非农工作时间,因此,本文关注的非农工作时间只涉及主要受访者及其配偶。本文参考解垩和孙桂茹(2012)的做法,把每个农户中的主要受访者当作“虚拟户主”。
- ② 如无特别说明,所有变量均为2010年当年值。
- ③ 文章未报告的村庄控制变量包括流动人口比例(居住不满半年的流动人口数与常住人口数之比)、村每百人企业数、村人均纯收入、外出务工男性月薪、当地雇工日薪、村庄是否发生过农地调整、2000年以来是否被征地、是否实行农业补贴、是否

实施新农保、村庄是否被纳入城镇规划、村庄地形、是否属于中部或西部省份等。

参考文献:

- [1] YANG D. China's land Arrangements and Rural Labor Mobility[J]. China Economic Review, 1997, 8(2): 101-115.
- [2] 陶然,徐志刚.城市化、农地制度与迁移人口社会保障——一个转轨中发展的大国视角与政策选择[J].经济研究, 2005, (12): 45-56.
- [3] 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.
- [4] 刘守英,高圣平,王瑞民.农地三权分置下的农地权利体系重构[J].北京大学学报(哲学社会科学版), 2017, (5): 8-19.
- [5] 约翰·奈特,邓曲恒,李实.中国的民工荒与农村剩余劳动力[J].管理世界, 2011, (11): 12-27.
- [6] 许庆,刘守英,高汉.农村剩余劳动力尚未消耗完毕——来自省、县和农户数据的证据[J].中国人口科学, 2013, (2): 33-41.
- [7] 郭继强.中国城市次级劳动力市场中民工劳动供给分析——兼论向右下方倾斜的劳动供给曲线[J].中国社会科学, 2005, (5): 16-26.
- [8] 陈会广,刘忠原,石晓平.土地权益在农民工城乡迁移决策中的作用研究——以南京市1062份农民工问卷为分析对象[J].农业经济问题, 2012, (7): 70-77.
- [9] 陈美球.论土地制度对农村城镇化进程的作用[J].中国农地, 2000, (11): 29-32.
- [10] 姚从容.论人口城乡迁移与农村土地产权制度变迁[J].人口与经济, 2003, (2): 69-74.
- [11] 刘晓宇,张林秀.农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析[J].中国农村经济, 2008, (2): 29-39.
- [12] 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.
- [13] 许庆,刘进,钱有飞.劳动力流动、农地确权与农地流转[J].农业技术经济, 2017, (5): 4-16.
- [14] 黄枫,孙世龙.让市场配置农地资源:劳动力转移与农地使用权市场发育[J].管理世界, 2015, (7): 71-81.
- [15] 陈媛媛,傅伟.土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产[J].管理世界, 2017, (11): 79-93.

(责任编辑:颜 莉)