

新一轮农地确权促进连片规模经营 ——来自地块离散流转与连片流转的证据

胡新艳 许金海 罗必良

目 录

附录 I 选择阳山县作为研究区域及以农地转出衡量农地流转的原因	1
附录 II 阳山县农户的农地划界标志类型统计	2
附录 III 平行趋势检验与动态效应估计	3
附录 IV 稳健性检验	4
附录 V 作用机制的可靠性检验	9
附录 VI 作用机制的安慰剂检验	11
附录 VII 农地确权对农地转出契约特征及村庄农地经营规模的影响	12
附录 VIII 农地确权激励谁转入农地?	14

附录 I 选择阳山县作为研究区域及以农地转出衡量农地流转的原因

1. 选择阳山县作为研究区域的原因

主要有如下三方面原因：第一、改革典型性。2013年阳山分别入选“全国农村综合改革示范试点县”和“广东省农村土地承包经营权确权登记颁证试点县”，是观察农地确权的好窗口。第二、地域代表性。中国丘陵山区面积占到全国国土面积的三分之二，土地细碎化的山区如何实现农地流转集中，一直是中国农业规模经营面临的痛点。阳山作为广东省北部的丘陵山区县，其经济发展水平处于全国山区县域中位数，具有一定地域代表性。2016年中国县域统计年鉴数据显示：阳山县地区生产总值约为93.18亿元，第三产业从业人员数为4.61万人，公共财政支出为23.42亿元，粮食总产量为10.91万吨。阳山县的这四个指标均对应接近于全国山区县级行政区中位数，即94.99亿元、4.59万人、25.43亿元、12.62万吨。第三、数据可获性。本课题组先后对阳山农户进行了为期3年的跟踪调查。

2. 从农户转出视角衡量农地流转的合理性

主要原因在于：第一，农户作为农地转出的核心主体，能更清晰地提供流转地块及其缔约的详细信息；转入主体往往涉及农户、合作社与龙头企业等不同经营主体，其转入农地的来源通常具有多样性。第二，程令国等(2016)发现，在调查农户土地转入情况时，他们可能会将从村集体承包的农地也计算在内，易导致变量测度偏误。因此，从转出角度衡量农户的农地流转可能更为恰当。

附录 II 阳山县农户的农地划界标志类型统计

表 III 对阳山县 12 个乡镇的农地划界标志进行了详细统计。农户的划界标志主要包含田埂、石头或砖块、沟渠、树木或篱笆等四种。除树木或篱笆外,其他三种划界标志一般不具有稳定性特征,容易遭到人为破坏或篡改。可以发现,划界标志为田埂的占比高达 79.33%,而石头或砖块、沟渠、树木或篱笆的占比分别为 9.59%、4.87%、4.16%。12 个乡镇也具有高度相似性,均隐含着地权边界不稳定与产权模糊的隐患。由此表明,农户主要依靠一些非永久性参照物来界定地权边界,如果缺乏精准记录土地“四至”边界的法律证书,易于遭受与其相连地块其他农户侵犯的潜在风险。这在一定程度上也表达了土地细碎化的产权弊端。一方面,细碎化导致土地边界数量明显增加,以至于相邻农户间出现侵占或冲突的可能性更大 (Ntihinyurwa et al., 2019); 另一方面,农户采用更有保障的土地划界方式需承担更为高昂的成本,还可能面临土地调整导致的损失。

表 III 阳山县农户的农地划界标志类型统计

乡镇 编码	农地划界标志的类型									
	田埂		石头或砖块		沟渠		树木或篱笆		其他	
	频次	占比	频次	占比	频次	占比	频次	占比	频次	占比
1	305	0.8866	7	0.0203	12	0.0349	10	0.0291	10	0.0291
2	139	0.8274	20	0.1190	8	0.0476	1	0.0060	0	0.0000
3	162	0.8100	24	0.1200	4	0.0200	6	0.0300	4	0.0200
4	302	0.6318	146	0.3054	14	0.0293	14	0.0293	2	0.0042
5	486	0.7902	19	0.0309	69	0.1122	10	0.0163	31	0.0504
6	430	0.7301	82	0.1392	37	0.0628	32	0.0543	8	0.0136
7	495	0.7808	43	0.0678	14	0.0221	73	0.1151	9	0.0142
8	321	0.8676	28	0.0757	14	0.0378	5	0.0135	2	0.0054
9	389	0.8821	6	0.0136	20	0.0454	17	0.0385	9	0.0204
10	232	0.7412	52	0.1661	17	0.0543	5	0.0160	7	0.0224
11	515	0.8415	44	0.0719	12	0.0196	27	0.0441	14	0.0229
12	169	0.8086	6	0.0287	21	0.1005	7	0.0335	6	0.0287
合计	3945	0.7933	477	0.0959	242	0.0487	207	0.0416	102	0.0205

注:数据来源于问卷题项“您家实际经营的耕地与相连土地的划界主要通过:1.田埂、2.石头或砖块、3.沟渠、4.树木或篱笆、5.其他”,农户可进行多选。因此,所有划界标志的累计总数要大于调查的总农户样本数,且不同类型农地划界标志的合计数存在差异。

附录 III 平行趋势检验与动态效应估计

进一步考察处理组与控制组在确权前的农地转出变化趋势及确权政策的动态效应,回归结果见表 III1。列(1)、列(3)分别对“Ln 转出面积”和“Ln 连片转出面积”进行 Tobit 固定效应模型估计,其“-2 期×农地确权”估计系数分别为 0.1257、-0.0563,且均不显著。这表明,确权前 2 期,处理组与控制组的转出面积(连片转出面积)之差与基期保持相同变化趋势,故基准模型能够满足平行趋势假设,估计结果是有效的。进一步的估计表明,除列(1)的“2 期×农地确权”外,列(1)、列(3)其余各期与确权交互项的估计系数均显著为正,且系数大小随时间明显增大^①。可见,确权之后,处理组的转出面积和连片转出面积显著高于控制组;而且随着确权时间增加,处理组与控制组在农地转出上的差异不断扩大,即确权政策的农地转出效应具有明显的时间滞后特征。上述结论在采用 OLS 固定效应模型进行估计后(见列(2)、列(4)),依然成立。

表 III1 平行趋势检验与动态效应估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ln 转出面积 (Tobit)	转出面积 (OLS)	Ln 连片转出面积 (Tobit)	连片转出面积 (OLS)
-2 期×农地确权	0.1257 (0.1289)	0.0338 (0.0819)	-0.0563 (0.2391)	-0.0495 (0.0608)
0 期×农地确权	0.2165** (0.1093)	0.1335 (0.0839)	0.6703*** (0.1991)	0.1502** (0.0592)
1 期×农地确权	0.4459** (0.1935)	0.3393** (0.1719)	1.1120*** (0.3703)	0.3214*** (0.1202)
2 期×农地确权	0.3134 (0.3204)	0.2584 (0.2519)	1.5450** (0.7730)	0.4140** (0.1978)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
农户 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3979	3979	3975	3975
R ²		0.5039		0.4042

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。列(1)、列(3)括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误；列(2)、列(4)括号内为聚类到村庄层面的标准误。控制变量与基准模型一致。

^① 需要说明的是,滞后期与确权交互项的估计系数值可能偏大,原因在于:确权滞后 1 期和 2 期的受处理个体相对较少,尤其是确权滞后 2 期的处理组样本仅有 26 个。

附录 IV 稳健性检验

(一) 随机性问题讨论

一是检验农地确权颁证随机性。基准模型的估计是否准确,一定程度依赖于确权颁证是否满足随机性原则。具体而言,需满足两个条件:一是农户不能选择性地迁移至预知实施确权颁证的村庄;二是上级政府没有将村庄农户特征作为确权颁证时间的判定依据,尤其是那些与农地转出密切相关的农户特征。显然,前者容易得到满足,因为农村土地承包权本质上是一种集体成员权,一般只能通过婚嫁或出生的方式获取。后者,则是政策效应评估面临的挑战。为排除该问题的干扰,本文实证检验确权前的农户特征是否会对其获得证书产生影响,结果见表 IV1。列(1)和列(2)分别为是否控制乡镇固定效应的 OLS 估计结果,由列(2)可知,所有的农户特征均不会对确权颁证产生显著影响。列(3)和列(4)分别为是否控制乡镇固定效应的 Logit 估计结果,与列(1)和列(2)具有一致性。从而表明,确权颁证对农户个体而言是相对随机的。

表 IV1 确权前农户特征对其获得土地证书的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	农地确权 (OLS)	农地确权 (OLS)	农地确权 (Logit)	农地确权 (Logit)
转出面积	-0.0141 (0.0223)	-0.0127 (0.0218)	-0.0773 (0.1219)	-0.0754 (0.1265)
地界标志破坏率	-0.0904 (0.0723)	-0.0680 (0.0775)	-0.4922 (0.3937)	-0.3838 (0.4655)
户主年龄	0.0064 (0.0058)	0.0077 (0.0056)	0.0359 (0.0327)	0.0455 (0.0348)
户主年龄平方	-0.0052 (0.0052)	-0.0067 (0.0050)	-0.0294 (0.0294)	-0.0391 (0.0312)
户主受教育年限	-0.0065** (0.0029)	-0.0043 (0.0028)	-0.0352** (0.0155)	-0.0257 (0.0167)
户主是否村干部	-0.0330 (0.0275)	-0.0294 (0.0266)	-0.1815 (0.1516)	-0.1716 (0.1553)
家庭总人口	0.0052 (0.0051)	0.0007 (0.0049)	0.0278 (0.0273)	0.0034 (0.0276)
家庭抚养比	-0.0034 (0.0482)	-0.0087 (0.0469)	-0.0137 (0.2602)	-0.0491 (0.2746)
家庭外出务工人员数	-0.0073 (0.0080)	-0.0116 (0.0078)	-0.0394 (0.0431)	-0.0671 (0.0446)
家庭农业补贴	0.0005 (0.0027)	-0.0014 (0.0027)	0.0023 (0.0149)	-0.0138 (0.0162)
家庭礼金支出	0.0031 (0.0026)	-0.0012 (0.0026)	0.0164 (0.0140)	-0.0080 (0.0151)
家庭承包地面积	0.0120 (0.0164)	0.0260 (0.0164)	0.0642 (0.0891)	0.1427 (0.0958)
农田整治	0.0081	0.0007	0.0457	-0.0124

	(0.0232)	(0.0233)	(0.1271)	(0.1379)
乡镇 FE	No	Yes	No	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2473	2473	2473	2473
R ² /Pseudo R ²	0.2603	0.3102	0.1981	0.2463

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为稳健标准误。解释变量均为农户在确权前一期的特征。

二是检验样本缺失随机性。本研究数据存在轻微的样本缺失问题：一类是追踪缺失。2018 年调查因无法追踪而导致较基期损失约 7.99% 样本；2019 年调查因无法追踪而导致较上一期损失约 4.58% 样本。另一类是关键变量缺失。三期调查获得的总样本中，约有 11.80% 的样本的关键变量存在缺失。样本缺失对模型估计结果造成何种影响，需视情况而定。首先，如果样本缺失与农地转出相关，即转出农地的农户更可能外出务工或定居城镇，以至于无法追踪或采用问卷完成度低的电话访谈方式。在这种情形下，若确权能显著促进农户转出土地，则基准模型估计结果应该是政策效应的下限。其次，如果样本缺失与确权相关，基准模型将存在内生性问题。由于 2019 年为最后一期调查，因而无法知晓其下一期的追踪缺失和关键变量缺失情况，故仅关注 2017 年和 2018 年调查的样本缺失情况。表 IV2 报告了农地确权、农地转出对样本缺失影响的估计结果，列 (1) 和列 (2) 分别对应于 OLS 和 Logit 模型。结果表明，农地确权和转出面积均不显著影响样本缺失，表明基准估计面临样本缺失造成的威胁较小。

表 IV2 确权 and 转出对样本缺失的影响估计结果

变量	(1)	(2)
	是否缺失 (OLS)	是否缺失 (Logit)
农地确权	-0.0155 (0.0243)	-0.0606 (0.1433)
转出面积	0.0003 (0.0196)	-0.0016 (0.1398)
控制变量	Yes	Yes
乡镇 FE	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes
观测值	2940	2940
R ² /Pseudo R ²	0.0461	0.1092

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为稳健标准误。控制变量与基准模型一致。“是否缺失”的定义为：下一期调查中该农户存在追踪或关键变量缺失=1；不存在=0。

(二) 变换被解释变量

显然，农户随时间推移会出现记忆模糊现象，以至于可能无法准确回答转出面积，从而对基准估计结果造成干扰。为此，本文使用“转出块数”来衡量农户的转出行为，估计结果见表 IV3。列 (1) 表明，确权显著提升农户土地的转出块数。由列 (2) 和列 (3) 可知，确权对连片转出块数的影响显著为正，而对离散转出块数的影响不显著。因此，基准模型的估计结果具有稳健性。

表 IV3 农地确权对转出块数的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	Ln 转出块数 (Tobit)	Ln 连片转出块数 (Tobit)	Ln 离散转出块数 (Tobit)
农地确权	0.1712* (0.0984)	0.6056*** (0.1949)	-0.0388 (0.2036)
控制变量	Yes	Yes	Yes
农户 FE	Yes	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes
观测值	3979	3975	3975

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误。控制变量与基准模型一致。

(三) 变换样本数据

首先，剔除农户转给新型经营主体的农地面积。尽管本文的被解释变量之一即连片流转来源于问卷题项“是否将土地转给与该地块相邻的农户”，但无法完全排除农户在回答问卷时不会囊括其他转入主体。所以，我们剔除农户转给合作社、村集体和农业企业的农地面积，对基准模型进行再估计。此外，由于合作社、村集体和农业企业等新型经营主体往往具有更为强烈的规模经营需求（梁伟，2022；刘同山等，2023），因此剔除农户转给它们的农地面积再估计基准模型，也能减弱关于连片流转是由农地确权还是由新型经营主体规模经营需求而引发的因果识别不足。表 IV4 的结果表明，剔除农户转给这些新型经营主体的农地面积后，农地确权对连片和离散转出面积的影响与基准模型（正文表 4）相吻合。这意味着，无论是对新型经营主体，还是对普通农户，确权的连片流转效应均是显著的。这与之后排除大规模农地连片流转干扰的作用机制检验结果（表 V2）相一致，共同为转入方“规模经营需求”的兑现显著受到农地产权制度制约提供了证据，从而表明确权在解释异质性流转效应中发挥着主要作用。

表 IV4 剔除新型经营主体流转面积的估计结果

变量	(1)	(2)
	Ln 连片转出面积 (Tobit)	Ln 离散转出面积 (Tobit)
农地确权	0.4801*** (0.1845)	-0.0283 (0.1746)
控制变量	Yes	Yes
农户 FE	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes
观测值	3975	3975

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误。控制变量与基准模型一致。

其次，进一步利用地块数据来估计确权对连片转出的影响，结果见表 IV5。列（1）和列（2）在控制村庄固定效应后依次纳入农户特征变量；列（3）和列（4）在控制农户固定效应后依次纳入农户特征变量。可以看到，这些农地确权估计系数均显著为正。由列（4）可知，确权后农户将地块进行连片转出的概率提高了 20.30%，这与基准模型基于农户层面数据得到的结果相一致。

表 IV5 地块层面数据的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否连片转出 (OLS)	是否连片转出 (OLS)	是否连片转出 (OLS)	是否连片转出 (OLS)
农地确权	0.2156*** (0.0759)	0.2385*** (0.0754)	0.1907* (0.1053)	0.2030* (0.1200)
地块面积	0.0306 (0.0333)	0.0479* (0.0278)	0.0214 (0.0307)	0.0161 (0.0328)
地块肥力	0.0333 (0.0321)	0.0467 (0.0322)	0.0397 (0.0487)	0.0499 (0.0517)
地块交通	0.0034 (0.0241)	-0.0011 (0.0261)	0.0059 (0.0358)	-0.0238 (0.0393)
地块灌溉	0.0182 (0.0297)	0.0287 (0.0309)	-0.0159 (0.0438)	0.0153 (0.0457)
控制变量	No	Yes	No	Yes
村庄 FE	Yes	Yes	No	No
农户 FE	No	No	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3064	2734	3064	2734
R ²	0.2246	0.2555	0.6837	0.7250

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为聚类到村庄层面的标准误。此处控制变量不包括家庭承包地面积，因为已控制该转出地块的面积；其余控制变量与基准模型一致。此处样本观测值少于基准模型的原因是，我们仅有农户已进行流转的（非全部）土地地块信息，故只对这部分地块样本进行估计。

最后，剔除 2018 年的调查数据。由描述性统计可知，2017 年农户的连片转出面积出现了明显下降，这意味着基准结论与数据年份的选取可能存在关联。为此，我们对这种数据波动进行测试，即剔除 2018 年的调查数据，重新估计确权对不同类型农地转出的影响，结果见表 IV6。可以发现，农地确权仅显著提升了农户的连片转出面积，与基准结果相一致。因此，该系统性下降似乎不会对农地确权的效应识别造成根本性干扰。

表 IV6 农地确权对不同类型农地转出面积的影响（剔除 2018 年数据）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ln 连片转出面积 (Tobit)	连片转出面积 (OLS)	Ln 离散转出面积 (Tobit)	离散转出面积 (OLS)
农地确权	0.6675*** (0.2216)	0.1256*** (0.0476)	0.2061 (0.1617)	0.0715 (0.0574)
控制变量	YES	YES	YES	YES
农户 FE	YES	YES	YES	YES
年份 FE	YES	YES	YES	YES
观测值	2939	2722	2939	2722
R ²		0.5164		0.5753

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。列（1）、列（3）括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误；列（2）、列（4）括号内为聚类到村庄层面的标准误。控制变量与基准模型一致。

(四) 变换估计模型

考虑到 Tobit 固定效应模型的满足条件可能较为严格,故参照已有研究(Mundlak, 1978; 张云华等, 2019; 张寒等, 2022), 换用相关随机效应模型(CRE)进行估计, 结果见表 IV7。可见, 农地确权显著促进农地连片转出的结果再次得到验证。

表 IV7 相关随机模型的估计结果

变量	(1)	(2)
	Ln 连片转出面积 (Tobit CRE)	Ln 离散转出面积 (Tobit CRE)
农地确权	0.3821** (0.1844)	-0.0680 (0.1265)
控制变量	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes
观测值	3975	3975

注: *、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误。控制变量除了包括基准模型的全部控制变量外, 还纳入这些变量在农户层面内的平均。估计系数为边际效应。

(五) 安慰剂检验

尽管在讨论确权颁证的随机性时发现可观测变量均不会影响到确权颁证时间, 但其仍可能存在不可观测且随时间变化的遗漏变量。参照有关研究(La Ferrara et al., 2012; Li et al., 2016), 进一步通过随机分配确权颁证样本进行安慰剂检验(Placebo Test)。处理过程如下:

(1) 按照事实样本的确权颁证特征, 随机生成伪确权颁证变量。依据实际样本观测的历年确权村庄数量(2016~2018 年获得确权颁证的村庄数量分别为 3、48、86), 对全部 160 个样本村庄进行逐年“不放回”随机抽样, 以构建伪确权颁证变量。(2) 利用基准模型将伪确权颁证变量进行再估计, 并记录估计系数。(3) 重复上述步骤 2000 次, 绘制全部估计系数的概率密度分布图。以转出面积和连片转出面积为被解释变量的安慰剂检验结果见图 IV1。可以看到, 估计系数的概率密度分布基本以 0 为中心。相比真实估计系数, 转出面积和连片转出面积模型的估计系数均值分别为 0.0044、0.0023, 非常接近于 0。所以, 确权对农地转出及连片转出的影响并非完全由不可观测遗漏变量所导致。

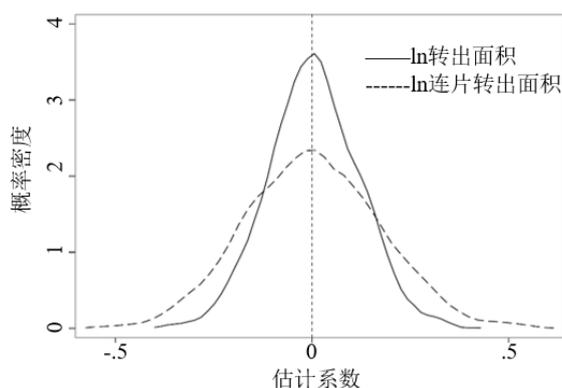


图 IV1 安慰剂检验结果

附录 V 作用机制的可靠性检验

为检验上述作用机制的可靠性,本文对以下两方面的干扰因素进行排除:一是排除农地投资激励的潜在作用机制。由地权界定引发的投资激励可能影响农户对土地流转方式的选择。许庆和章元(2005)将农户长期投资划分为两类:一类是与特定地块不相连的长期投资(如农业机械);另一类是与特定地块相连的长期投资(如有机肥)。从离散与连片流转行为的本质差异看,依托土地连片的农业机械投资是最可能存在的潜在干扰。与此同时,农业服务外包市场发育也会产生类似的潜在影响。为此,本文从农户农机购置及农业服务外包行为的角度进行分析。具体而言,分别利用“农业生产性固定资产支出”和“农业服务外包环节数量”来衡量农户的农机购置与农业服务外包程度,以控制其潜在的效应干扰。由表 V1 可知,地权界定引发的投资激励并不会吸收本文主要机制变量的显著性。

表 V1 排除投资激励机制的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ln 连片转出面积 (Tobit)	连片转出面积 (OLS)	Ln 连片转出面积 (Tobit)	连片转出面积 (OLS)
农地确权	0.4906* (0.2843)	0.0841* (0.0430)	0.3715 (0.2383)	0.0457 (0.0361)
地界标志破坏率	0.2953 (0.9946)	0.1562 (0.1151)		
农地确权×地界标志破坏率	-3.3798** (1.5638)	-0.6931*** (0.2590)		
生产矛盾发生率			0.7542 (1.0105)	0.0471 (0.0987)
农地确权×生产矛盾发生率			-1.6368** (0.7452)	-0.3680** (0.1539)
生产性固定资产	0.0084 (0.0419)	-0.0031 (0.0052)	0.0039 (0.0341)	-0.0030 (0.0052)
服务外包环节	-0.1835* (0.1066)	-0.0516* (0.0279)	-0.2012* (0.1173)	-0.0516* (0.0275)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
农户 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3223	3223	3239	3239
R ²		0.0373		0.0345

注: *、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。列(1)、列(3)括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误;列(2)、列(4)括号内为聚类到村庄层面的标准误。控制变量与基准模型一致。模型估计是基于农户层面样本,即将某村的“地界标志破坏率”和“生产矛盾发生率”对应赋值给该村农户。

二是排除大规模农地连片流转的干扰。当农户将土地转给新型经营主体时,大规模的农地流转以及由合同条款所允许的土地连片整理,不仅会减少土地经营的地块边界,也会有效降低地界标志破坏率。为此,本文剔除农户将农地转给合作社、村集体和农业企业的农地面积,对表 V1 进行重新估计,其结果基本保持不变(见表 V2)。

表 V2 排除大规模农地连片流转的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ln 连片转出面积 (Tobit)	连片转出面积 (OLS)	Ln 连片转出面积 (Tobit)	连片转出面积 (OLS)
农地确权	0.6254** (0.3065)	0.0834** (0.0358)	0.4067 (0.3082)	0.0512* (0.0301)
地界标志破坏率	0.9099 (1.1830)	0.1757* (0.0941)		
农地确权×地界标志破坏率	-4.1803* (2.1997)	-0.5161*** (0.1883)		
生产矛盾发生率			0.4433 (0.8884)	0.0278 (0.0947)
农地确权×生产矛盾发生率			-1.1310*** (0.3371)	-0.1626 (0.1141)
生产性固定资产	0.0273 (0.0519)	0.0003 (0.0040)	-0.1086 (0.1085)	-0.0209 (0.0205)
服务外包环节	-0.1086 (0.1085)	-0.0209 (0.0205)	-0.1574 (0.1018)	-0.0217 (0.0200)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
农户 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3223	3223	3239	3239
R ²		0.0246		0.0222

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。列 (1)、列 (3) 括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误；列 (2)、列 (4) 括号内为聚类到村庄层面的标准误。控制变量与基准模型一致。

附录 VI 作用机制的安慰剂检验

上述结果表明,确权关系不融洽显著削弱连片转出效应。按照本文逻辑,确权通过减少地界标志破坏和农业生产矛盾,进而促进连片转出。这意味着,确权关系不融洽的村庄不能有效制止产权边界破坏行为。为此,我们对这一逻辑推理进行实证检验^①,以进一步验证本文的作用机制,结果见表 VII。列(1)和列(2)表明,与确权关系融洽的村庄相比,关系不融洽的村庄存在更高的地界标志破坏率和生产矛盾发生率。换言之,存在争议的颁证并不能有效制止边界破坏行为,表明社会认同在其中发挥着不可忽视的作用(罗必良,2014)。

表 VII 农地确权关系是否融洽村庄的地界破坏率和生产矛盾发生率

变量	(1)	(2)
	地界标志破坏率 (OLS)	生产矛盾发生率 (OLS)
关系不融洽	0.0572*** (0.0109)	0.0173*** (0.0046)
控制变量	Yes	Yes
乡镇 FE	Yes	Yes
观测值	1027	1027
R ²	0.1489	0.1864

注: *、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为稳健标准误。控制变量与基准模型一致。鉴于农户对确权的初始公平感知不随时变,因此这里仅利用最新的 2018 年数据进行回归。

^① 需要说明的是,确权关系是否融洽可能很大程度内生于村庄系统。这意味着,确权关系是否融洽与地界标志破坏、农业生产矛盾之间的估计仅为相关关系。但是,这一实证结果可从侧面对本文的作用机制进行稳健性检验。

附录 VII 农地确权对农地转出契约特征及村庄农地经营规模的影响

表 VIII 估计了不同类型农地转出的契约特征差异。列 (1) 和列 (2) 表明, 相比离散转出, 连片转出是否签订合同和书面合同的概率要分别高出 7.19%、3.70%, 即连片转出更有利于流转双方选择正式契约。列 (3) 显示, 连片转出采取零租金交易的概率要比离散转出低 3.10%, 验证了纪月清等 (2017) 的研究结论。由列 (4) 和列 (5) 可知, 连片转出确定租期的可能性更高, 且流转年限更长, 表现出更为正式和更为稳定的契约特征。可见, 尽管达成离散流转交易的概率空间更大, 但农地确权依然显著促进了连片流转且形成更稳定的契约特征, 可能的原因在于: 在产权界定降低交易成本的条件下, 承租者借助连片规模实现更高的规模经济性, 不仅有能力支付高于“离散流转市场均衡价格”的租金, 也会签订更高实施成本的正式契约。

表 VII1 不同类型农地转出的契约特征差异的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	签订合同 (OLS)	签订书面合同 (OLS)	零租金 (OLS)	约定租期 (OLS)	租期年限 (OLS)
是否连片转出	0.0719*** (0.0182)	0.0370** (0.0162)	-0.0310** (0.0154)	0.0852*** (0.0174)	0.1427*** (0.0545)
转给亲戚朋友	-0.2284*** (0.0212)	-0.2742*** (0.0176)	0.2834*** (0.0186)	-0.2305*** (0.0188)	0.0651 (0.1218)
地块面积	0.0060 (0.0166)	-0.0037 (0.0150)	-0.0106 (0.0148)	0.0118 (0.0151)	0.0123 (0.0510)
地块肥力	0.0109 (0.0150)	-0.0088 (0.0137)	-0.0099 (0.0140)	-0.0225 (0.0145)	-0.1165** (0.0493)
地块交通	0.0677*** (0.0120)	0.0772*** (0.0105)	-0.0666*** (0.0108)	0.0820*** (0.0112)	0.1242*** (0.0437)
地块灌溉	0.0089 (0.0140)	-0.0110 (0.0119)	0.0290** (0.0119)	0.0118 (0.0130)	-0.1509*** (0.0519)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
村庄 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2694	2676	2667	2672	951
R ²	0.4482	0.5613	0.5993	0.4767	0.6574

注: *、**、***分别表示显著性水平 10%、5%和 1%。括号内为稳健标准误。此处控制变量不包括家庭承包地面积, 因为已控制该转出地块的面积; 其余控制变量与基准模型一致。“转给亲戚朋友”的定义: 1=是, 0=否; “地块肥力”“地块交通”和“地块灌溉”的定义均为: 1=较差, 2=一般, 3=较好。

表 VII2 报告了农地确权对村庄农地经营规模的影响。列 (1) 和列 (2) 表明, 农地确权的连片转出效应有助于抑制村庄内农户土地的细碎化, 使农地经营规模的集中化程度得到显著提升。进一步将农地经营类型区分为粮食作物和经济作物, 考察确权对两类作物经营规模的异质性影响。由列 (3) 至列 (6) 可知, 农地确权主要促进粮食作物的经营规模集中度。

表 VII 2 农地确权对村庄农地经营规模的影响

变量	农地经营规模 HHI		粮食作物经营规模 HHI		经济作物经营规模 HHI	
	(OLS)		(OLS)		(OLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农地确权	0.0419** (0.0202)	0.0472** (0.0217)	0.0394* (0.0204)	0.0442* (0.0227)	0.0457 (0.0428)	0.0460 (0.0409)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
村庄 FE	Yes	No	Yes	No	Yes	No
农户 FE	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4449	3979	4449	3979	4449	3979
R ²	0.5455	0.5746	0.5320	0.5514	0.4894	0.5273

注：*、**、***分别表示显著性水平 10%、5%和 1%。括号内为聚类到村庄层面的标准误。列 1、3、5 的控制变量为农田整治；列 2、4、6 的控制变量与基准模型一致。模型基于农户层面样本进行估计，即将某村庄的农地经营规模赫芬达尔指数 (HHI) 对应赋值给该村全部农户。

附录 VIII 农地确权激励谁转入农地？

农地确权会激励哪些特征农户转入农地，对确权政策的完善具有重要参考价值。为此，本文主要从户主的受教育年限、是否受过农业技术培训、是否村干部和家庭承包地面积等四个方面进行考察，估计结果见表 VIII。列（1）至列（4）的结果表明，农地确权主要是激励接受过农业技术培训的农户转入土地。这意味着，通过农业技术培训来培育新型农业经营主体，是推进农地流转与规模经营的基本方向。

表 VIII.1 农地确权对农户农地转入的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	转入块数 (Tobit)			
农地确权	0.2957 (0.7881)	0.2396 (0.4637)	0.3851 (0.5169)	0.4043 (0.9106)
农地确权×户主受教育年限	0.0300 (0.0870)			
农地确权×户主是否受过农业技术培训		1.4281** (0.6815)		
农地确权×户主是否村干部			0.7913 (0.9621)	
农地确权×家庭承包地面积				0.0585 (0.6107)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
农户 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
年份 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3954	3919	3954	3954

注：*、**、***分别表示显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内为使用 Bootstrap 估计的标准误。控制变量与基准模型一致。

参考文献

- [1] 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?”,《管理世界》,2016年第1期,第88—98页。
- [2] 纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁,“从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论”,《管理世界》,2017年第7期,第65—73页。
- [3] La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4),1-31.
- [4] Li, P., Y., Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [5] 梁伟,“土地细碎化县域治理:体系构建与实践机制”,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》,2022年第2期,第36—45页。
- [6] 刘同山、孔祥智、杨晓婷,“‘大小兼容’的农地连片经营如何实现——以江苏盐城亭湖区‘小田并大田’为例”,《中国农村经济》,2023年第12期,第44—64页。
- [7] 罗必良,“农地流转的市场逻辑——‘产权强度-禀赋效应-交易装置’的分析线索及案例研究”,《南方经济》,2014年第5期,第1—24页。
- [8] Mundlak, Y., “On the Pooling of Time Series and Cross Section Data”, *Econometrica*, 1978, 46(1), 69-85.
- [9] Ntihinyurwa, P. D., W. T. De Vries, U. E. Chigbu, and P. A. Dukwiyimpuhwe, “The Positive Impacts of Farm Land Fragmentation in Rwanda”, *Land Use Policy*, 2019, 81, 565-581.
- [10] 许庆、章元,“土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励”,《经济研究》,2005年第10期,第59—69页。
- [11] 张寒、周正康、杨红强、刘璨,“劳动力成本上升对农户营林投入结构的影响——基于林业社会化服务供给约束的视角”,《中国农村经济》,2022年第4期,第106—125页。
- [12] 张云华、彭超、张琛,“氮元素施用与农户粮食生产效率:来自全国农村固定观察点数据的证据”,《管理世界》,2019年第4期,第109—119页。

注:该附录是期刊所发表论文的组成部分,同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容,请务必在研究成果上注明附录下载出处。