

# 农地确权如何影响农户消费?

耿鹏鹏<sup>1</sup>,张路瑶<sup>1</sup>,罗必良<sup>2\*</sup>

(1.华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642;

2.华南农业大学 国家农业制度与发展研究院,广东 广州 510642)



**摘要** 农民消费行为的产权含义始终没有引起学界的关注。基于“农地确权-土地功能-收入结构-农户消费”的分析框架,探讨农地确权政策影响农户消费的内在机理。分析表明,农地确权契合国家宏观经济扩内需、强消费的内循环政策导向。使用2014年和2016年中国劳动力动态调查(CLDS)的两期面板数据,采用PSM-DID模型估计农地确权的消费效应。估计结果显示:总体上,农地确权显著促进农户人均消费、人均商品性消费,但对人均服务性消费并无明确影响。进一步证据表明,基于农地保障性功能和财产性功能使用的农户,农地确权政策将显著提高其人均消费和人均商品性消费;农地确权消费效应在兼职农民家庭中最为显著,但农地确权政策并未带来农户消费结构升级。提出挖掘农户消费背后的产权含义将有助于扩大农村内需,促进农民消费。

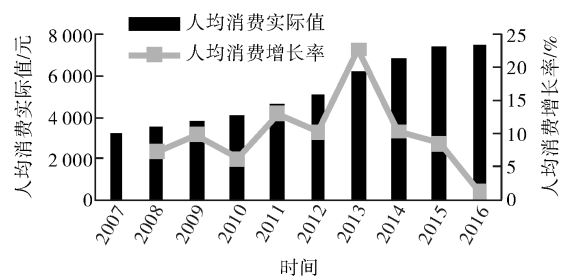
**关键词** 农地确权;农地功能;收入结构;农户消费;PSM-DID模型

**中图分类号:**F 301 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)04-0155-10

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.04.018

2020年5月14日,中共中央政治局常委会会议首次提出“深化供给侧结构性改革,充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力,构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”,同年5月下旬“两会”期间,习总书记再次强调,要逐步形成以国内大循环为主体的双循环发展格局。实现经济发展内循环,关键在于扩大内需并提高国内居民消费水平<sup>[1]</sup>。党的十九大报告早已明确提出“完善促进消费的体制机制,增强消费对经济发展的基础性作用”。可见,中国对消费的重视程度达到了前所未有的新高度。实际上,当前外贸环境的不稳定性、不确定性增加,客观上也要求中国经济必须寻求内在潜力的挖掘。然而,内需不足已经成为制约我国经济可持续发展的重要因素<sup>[2]</sup>,内需不足主要来源于消费的不足,尤其是农村居民的消费低迷<sup>[3]</sup>。国家统计局数据显示,2019年占全国总人口39.4%的农村居民,其人均消费支出只有全国平均水平的61.83%,而2018年农村居民消费总额仅占全国总额的21.80%。可以看到,我国农村消费市场具有巨大的挖掘空间。

值得关注的是,2007—2016年,中国农村居民人均消费的年均增长率达到9.94%,其中2009年、2011年和2013年消费增速达到阶段性峰值(如图1所示)。巧合的是,2009年和2013年恰逢新一轮农村土地承包经营权确权登记颁证工作的试点开始期与全面推广期,2011年国家颁布《中华人民共和国土地管理法实施条例》修正案,明确指出“国家依法实行土地登记发证制度,依法登记的土地所有权和土地使用权受法律保护”。据此,似乎可以猜



注:数据来源于2008—2017年《中国统计年鉴》。

图1 中国农村人均居民消费变动趋势

收稿日期:2020-09-12

基金项目:国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及其协调研究”(71933004);清华大学中国农村研究  
博士论文奖学金项目(202002)。

\* 为通讯作者。

想,农地确权可能对拉动农村居民消费产生积极作用。事实上,已有学者注意到农地产权可能对农民消费产生影响。姚洋在研究中国农地制度与经济绩效关系时指出,地权的长期化可能改变农民的消费和积累模式<sup>[4]</sup>。Kemper 等对越南农村产权制度改革的研究发现,强化农民土地产权与农民消费水平及其波动性密切关联<sup>[5]</sup>。

理论上讲,居民消费行为由其财产与收入状况决定,农民收入提高是促进农村消费可持续增长的根本保障<sup>[6]</sup>。活村富民一直是农村土地制度改革的基本目标<sup>[7]</sup>。自改革开放以来,中国政府通过一系列政策努力,力图赋予农民更为充分的土地剩余索取权,逐步放活并保障农民土地流转收益权,实现农民收入的改善。特别是农地确权政策通过“赋权”方式赋予农民更加充分且有保障的土地承包经营权,以“强能”的方式强化农户对农地经营权的物权保护、处置、抵押担保、自主流转等产权实施的行为能力<sup>[8]</sup>,土地权利的赋予与保护为进一步改善农民土地财产收益营造了有利的环境。此外,地权稳定将进一步释放农村劳动力,拓宽农民择业权与获得非农收入的机会。显然,确权政策有利于农民增收,而确权的增收功能也决定了其成为影响农民消费的一大诱因。

宏观经济理论指出,社会保障是影响居民消费的关键因素。社会保障制度越完善,居民越敢于消费。必须承认的是,我国农村居民社会保障水平较低,社会保障制度体系尚不完善,城乡福利保障资源未能实现均等分配。特别是在权益保障、就业保障和社会保障方面,并未给予农村居民足够的保护<sup>[9]</sup>。土地仍然是我国农民赖以生存的重要生产资料,集体成员所拥有的村属土地权利依然发挥着社会保障功能。显然,农地确权通过“确实权、颁铁证”,赋予农户“准私有”的农地产权将强化农地社会保障功能。因此,内含保障性基因的农地确权政策将可能诱发农民消费增长。

基于上述,本文推断:农地确权政策有利于促进农民消费;确权政策内含的改善收入和强化保障的功能是确权消费效应的重要实现机制。为此,本文使用 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查(CLDS)的农户数据,实证检验农地确权对农户消费的影响。

## 一、理论分析

### 1. 农地确权的消费效应:理论线索

产权理论认为,明确产权主体并允许产权的自由转让,产权主体能够最大限度地、在产权约束范围内配置资源以获取最大化收益<sup>[10-11]</sup>。与这一思想吻合,强化农民土地产权一直是中国政府政策努力的基本线索。尤其是通过农地确权,彻底明确土地关系,划清权益界限,长期稳定地权,激发农业农村发展活力,促进农民增收。而消费理论的形成、发展和演进历程揭示了收入是影响消费的核心变量。这意味着,扩大农村居民消费规模,首要在于保障农民的收益权。

农地确权的本质是产权界定,也被视为“赋权强能”最为重要的制度安排。即通过“赋权”的方式赋予农民更加充分的土地财产权利,并放活农民土地承包经营权。以“强能”的方式固化农民土地权利,强化土地排他性,稳定农户预期,诱导农民的长期投资与生产行为,并优化资源配置<sup>[12]</sup>。无疑,农地确权政策的实施是有利于农民增收的。一方面,农地确权通过“赋权强能”稳定农户经营预期并诱导其长期性的经营和投资,改善农地生产性收益<sup>[13-14]</sup>;另一方面,农地确权强化了对农民土地经营权的保障,特别是对于农民土地转出收益的法律保护。事实上,农地确权强化了农户获取农业收入和非农收入的两种内在动力。具有非农就业比较优势的劳动力倾向于通过非农转移以获取工资性收入,人动诱发地动,农户土地转出将获得土地租金收入;而具有农业比较优势的农户,将在稳定的产权激励中改善农业生产以获取更多的农业收入。显然,农地确权政策对农民收益权的保护为改善农民消费水平创造了有利环境。

实际上,农地确权政策对于农民土地财产权益的保护隐含了强化农民社会福利保障的基本事实,而社会保障作为影响居民消费的关键因素<sup>[15]</sup>,决定了农地确权实施有利于刺激农村居民消费。土地一直以来是农民最为重要的生产资料,被农民视为“命根子”<sup>[16]</sup>。作为农民安身立命基本要件的土地,对于农民生活发挥着不可或缺的保障功能,其重要性不言而喻。明晰且稳定的地权将改善农户的生活预期,农户对于未来的生活和就业具有更加稳定的信心。弱化“后顾之忧”必将诱发农户家庭消

费增长。农地兼具的失业保障功能将进一步降低农民外出寻工、务工的机会成本,农民更敢于从事高风险兼具高收入的工作<sup>[17-18]</sup>。

基于上述,农户收入水平与社会保障受益程度作为影响农户消费的两大要素,农地确权的“赋权强能”属性均会对其产生影响。这也决定了农户消费行为隐含着特殊的产权含义。

然而,随着农村产权制度改革的深入,部分学者对农地是否单一具备社会保障功能提出异议。一方面,农村非农产业发展与农民择业自由度的增加,更多农民已经“不以农为主”“不以农为业”“不以农为生”,产权稳定与明晰将强化农地财产性功能并诱发农户转出农地。而非农就业也将带来农户家庭收入结构的改变。另一方面,稳定地权将诱导农户基于农地生产性功能转入农地以实现规模经济。而农地功能分化与农户收入结构改变可能诱发农地确权消费效应的差异。

## 2. 农地功能分化与收入结构改变:两类情形的进一步讨论

改革开放以来,中国土地制度改革具有显著强化农民土地产权的特征。一方面,稳定地权能够降低土地调整而中断经营的风险,保障行为主体稳定的经营环境和可预期的投资收益,从而诱导具有农业经营比较优势的农户转入农地扩大农业经营规模,改善农业收入水平。另一方面,地权的长期化将强化农地人格化财产属性并显著改善农地经营主体财产权安全的实际感知。这意味着,曾一度饱受调整与失地风险之苦的农户将不必再花费更多时间和家庭资源保护地权。强化地权稳定性将有效释放更多农村劳动力并降低非农就业以获取工资性收入的机会成本。与此同时,确权政策的实施进一步放活农民土地经营权并保护农地转出的财产收益。显然,农地确权诱发农地功能分化,除社会保障功能之外,农地兼具了生产性功能与财产性功能。事实上,农地功能分化是农户在地权稳定时期追求家庭收入最大化的行为结果,农地功能分化将带来农民收入结构改变,两者间具有时间同步性和逻辑一致性。

(1)农地生产性功能与农户收入结构改变。农地确权政策强化农户自有农地的社会保障功能,这对于诱导农户家庭增加消费是有益的因素。但对于转入农地并基于土地生产性功能使用的农户而言,农地确权将可能诱发农业经营成本的提高。原因在于,一方面,农地确权的本质是产权界定,明晰产权边界意味着农地产权“公共域”得以定价入市,农地转入户丧失攫取产权“公共域”租值的空间。另一方面,确权政策赋予农户农地产权并强化农民的人格化财产权,将强化农民禀赋效应并显著改善转出户土地流转交易的谈判地位和议价能力<sup>[19]</sup>。这意味着,基于农地生产性功能使用的农户,农业收入增加的同时也面临着生产成本提高的经济损失。行为经济学的“损失规避”理论指出,相对于收益,人们在衡量损失时会产生更强烈的感受<sup>[20]</sup>。无疑,农业经营成本的提高将可能抑制农户家庭消费。事实上,农业属于较为辛苦的职业,人们对于艰难获得的收入更为珍惜并减少用于消费<sup>[3]</sup>。不仅如此,农业收入具有持久性收入的特征,由于普遍具有的风险规避特征,农民对农业收入往往具有较高的预防性储蓄倾向<sup>[21]</sup>。

(2)农地财产性功能与农户收入结构改变。农地确权被普遍视为加快推进农地流转市场发育的重要举措。确权政策通过明晰界定产权边界并强化农民土地财产权利,从而赋予农户更高的租金享益。租金收入属于转移性收入的组成部分,具有暂时性收入的特征,在支出时较为随意<sup>[3]</sup>,显然,农地租金收益改善将诱发农户消费增长。不可忽视的是,农地转出必然进一步释放农村劳动力,诱导具有非农比较优势的农户成员进行非农转移以获取工资性收入。工资性收入具有持久收入的特征,农户倾向于将此收入作为预防性储蓄而非消费支出。很显然,农地的财产性功能丰富了农户收入来源。“心理账户”理论指出,人们将不同方式所获收入划分在不同的账户中,不能相互填补,并且不同来源的收入具有不同的消费倾向<sup>[22]</sup>。农户收入结构愈加丰富实际上是将收入整体“分割”为众多单位,这将强化农户主观财富增加的感知,并诱导农户消费。显然,兼具农地租金收入和非农工资收入的农户,农地确权实施带来的收入改变将更可能刺激农户消费<sup>[23]</sup>。

(3)农地保障性功能与农户消费倾向。基于农地保障性功能使用的农户,并不会在流转交易中获得或损失利益,但是农地确权通过“增人不增地,减人不减地”的农民土地权利固化赋予农户更为充分的土地权利,进一步强化农地的社会保障功能并通过准私有的土地财产赋予,改善农户财富水平。显

然,即使并未参与到农地流转市场中,但是基于农地社会保障功能使用的农户,愈加强化的生活保障与就业保障将稳定农户未来生存与发展的预期,无疑将带来农户消费的增加。事实上,农地保障性功能对于农户而言是最基础也是最为重要的土地功能。无论是“进一步”的土地生产功能还是“退一步”的土地财产功能,在实现农地功能分化的同时,农户并未失去农地保障性功能。实际上,农地保障性功能享益权利是农民作为集体成员所获得的具有法律保障的均等权利。

基于上述,本文重点从土地功能分化与收入结构改变的视角剖析农地确权影响农户消费的机理(见图 2)。

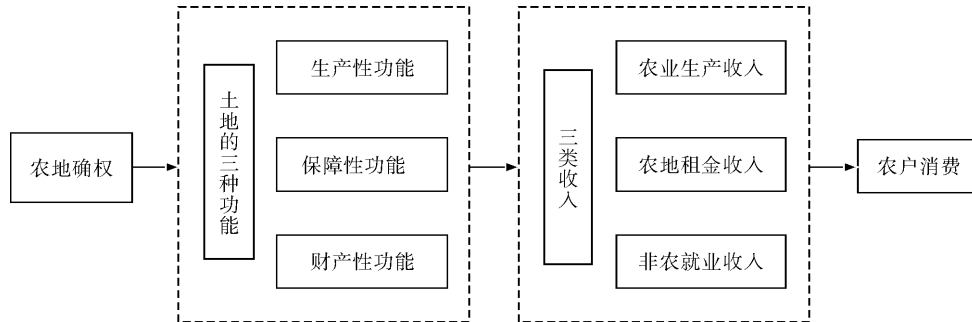


图 2 农地确权消费效应的分析框架

## 二、检验模型和数据描述

### 1. 数据来源

本文使用样本来自 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查(CLDS)。CLDS 每两年一次对中国城乡开展动态追踪调查,样本覆盖了中国 29 个省市自治区(港澳台、西藏、海南除外),对村庄社区结构、家庭状况和劳动力特征进行系统监测。该数据集包含了农户家庭 2013 年和 2015 年农地确权与消费情况,为本文的实证研究提供了有效的数据支撑。本文保留了 2014 年和 2016 年两期均接受调查的农户样本。进一步,由于本文设定 2013 年为干预发生前的初始期,所以仅保留了 2013 年未农地确权的样本。最后,在删除核心变量存在严重缺失的样本后,得到样本量为 4284 的两期平衡面板数据。其中,实验组农户样本数量为 1675,对照组农户样本数量为 2588。

### 2. 检验模型

基于准自然实验和倍差法思想,本研究设定 2013 年为初始期,2015 年为干预期,干预组为 2013 年未土地确权而 2015 年实现土地确权的农户,对照组为 2013 年和 2015 年均未实现土地确权的农户。同时,构造两个二元虚拟变量  $du$  和  $dt$ 。其中  $du$  表示农户是否实现土地确权, $du=1$  表示农户实现土地确权, $du=0$  表示农户从未实现土地确权。 $dt$  为时间二元虚拟变量, $dt=1$  表示 2015 年, $dt=0$  表示 2013 年。令  $ex_{it}$  表示农户  $i$  在时期  $t$  的人均消费、人均商品性消费和人均服务性消费,设定如下双重差分模型:

$$ex_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot du + \alpha_2 \cdot dt + \delta \cdot du \times dt + \alpha_3 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

上式中  $X_{it}$  为其他控制变量, $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\delta$ 、 $\alpha_3$  是待估参数, $\epsilon_{it}$  为模型的随机扰动项。

### 3. 变量设置和描述统计

(1)被解释变量。被解释变量包括家庭人均消费额、人均商品性消费额和人均服务性消费额<sup>①</sup>。2015 年的数据以 2013 年的实际值进行表示,使用各省份农村居民消费价格指数进行折算处理。

(2)核心自变量。本文的核心自变量为“实验组×实验期”<sup>②</sup>。如果交互项“实验组×实验期”系数为

① 在 2014 年、2016 年 CLDS 问卷中,农户家庭消费细分为家庭食品消费支出、医疗保健支出、教育支出、居住常规支出、住房装修支出、购买家用电器支出、交通与通讯支出和旅游度假支出。本研究根据国家统计局的分类标准,并参照刘向东等<sup>[24]</sup>的分类方式,将食品消费支出、居住常规支出和住房装修支出归类为家庭商品性消费,其余设置为服务性消费。

② 此处“实验组×试验期”即为模型(1)中的“ $du \times dt$ ”,双重差分模型中交互项  $du \times dt$  的系数  $\delta$  即为农地确权对农户消费的影响。

正,且影响显著,则表示实施农地确权政策对被解释变量具有显著的正向影响;相反,如果交互项“实验组×实验期”系数为负且影响显著,则表示实施农地确权政策对被解释变量具有显著的负向影响。

(3)控制变量。本文控制了户主特征、农户家庭特征和村庄特征。中国家庭传统的家长制特征决定了户主在家庭内部决策时发挥主导作用<sup>[25]</sup>,因此本文控制了农户家庭中户主特征。家庭负担较重的农户具有更高的预防性储蓄倾向,本文使用家庭人口数、平均年龄、家庭女性比以表征家庭负担;此外,家庭人力资本存量对家庭经济发展具有重要影响,文化程度与健康状况则是人力资本存量的主要体现。因此设置家庭成员受教育程度、家庭健康状况较好的家庭成员占比和健康状况较差的家庭成员占比变量;家庭的财富水平对家庭消费产生直接影响,本文设置家庭收入、农业收入占比、家庭是否经营工商业、家庭是否有小汽车、家庭是否从事农业生产经营、家庭总资产变量。农户家庭作为村庄成员,必将受到村庄特征的约束<sup>[26]</sup>,村庄的交通状况、经济发展状况均会影响农户消费行为,本文设置村庄是否有非农经济、村庄是否有公交车站和离县城的距离变量。

表1显示实验组农户和对照组农户在农地确权前后的组间差异。从表1数据可知,农地确权前后,农户消费水平存在显著差异;户主特征、家庭特征和村庄特征均存在不同程度的组间差异。因此,若要科学的判断农地确权政策对农户人均消费、人均商品性消费和人均服务性消费是否存在因果关系,需要通过建立计量模型来分析农地确权政策实施的净效应。

表1 变量含义及农地确权政策实施前后实验组与对照组农户均值差异

变量名称	变量含义及赋值	基期			两期		
		实验组	对照组	均值差异	实验组	对照组	均值差异
<b>因变量</b>							
家庭人均消费	元	12086.610	13070.692	984.082	9112.208	9716.208	604.000
家庭人均商品性消费	元	6031.820	7021.245	989.425*	4319.785	5018.984	699.199**
家庭人均服务性消费	元	6055.193	6113.013	57.820	4770.120	4706.236	-63.883
<b>户主特征</b>							
户主性别	男=1;女=0	0.921	0.906	-0.015*	0.922	0.906	-0.016*
户主年龄	岁	52.039	52.500	0.460	77.051	74.003	-3.048
户主婚姻	已婚=1;未婚=0	0.977	0.975	-0.002	0.971	0.978	0.007
户主学历	未上过学=1;小学=2;初中=3;普通高中=4;职业高中=5;技校=6;中专=7;大专=8;本科=9;研究生=10;博士=11	2.567	2.635	0.068*	2.684	2.684	0.000
户主健康状况	非常不健康=1;比较不健康=2;一般=3;健康=4;非常健康=5	3.659	3.591	-0.068**	3.576	3.480	-0.096***
户主党员身份	党员=1;非党员=0	0.070	0.071	0.001	0.121	0.094	-0.027***
<b>家庭特征</b>							
家庭人口数	人	4.688	5.067	0.380***	4.933	5.381	0.447***
家庭平均年龄	实际年龄	38.831	37.431	-1.401***	39.466	37.614	-1.853***
家庭成员受教育程度	高中以上学历占比/%	17.725	18.012	0.287	20.830	20.166	-0.664
家庭女性比	%	47.967	48.421	0.454	48.340	49.208	0.868*
家庭收入	元	37643.920	43976.920	6332.999***	44392.820	55860.370	11467.550***
农业收入占比	%	32.274	30.474	-1.800	37.877	28.635	-9.242***
家庭是否经营工商业	是=1;否=0	0.167	0.149	-0.017	0.121	0.167	0.046***
家庭是否有小汽车	是=1;否=0	0.139	0.128	-0.010	0.190	0.209	0.019
家庭是否从事农业生产经营	是=1;否=0	0.642	0.572	-0.070***	0.661	0.571	-0.090***
家庭总资产	元	158809.500	177026.000	18216.520	164423.400	279429.500	115006.100***
健康状况较好的家庭成员占比	%	87.716	89.191	1.476**	87.180	85.642	-1.538**
健康状况较差的家庭成员占比	%	11.511	10.040	-1.471**	10.997	12.092	1.095*
<b>村庄特征</b>							
村庄是否有非农经济	是=1;否=0	0.350	0.442	0.092***	0.241	0.315	0.074***
村庄是否有公交车站	是=1;否=0	0.205	0.196	-0.009	0.350	0.430	0.080***
离县城距离	千米	2.747	2.861	0.114**	2.759	2.916	0.157***

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

### 三、实证检验和结果分析

#### 1. 匹配对照组及匹配结果

本研究检验模型(1)估计结果的准确性取决于对照组农户能够在多大程度上近似实验组农户未实施农地确权的状态。因此,本文采用 Caliper 为 0.01 的半径匹配法进行匹配实验以克服选择性偏误,在进行双重差分估计之前,运用倾向得分平衡策略对样本进行了修剪,即通过一定的技术手段将多元变量浓缩成一个指标——倾向得分值,然后根据该指标依给定的标准进行配对,可以解决现有研究存在的问题。在利用 PS 值完成匹配后,相关匹配变量的差异应极大缩小。表 2 和图 3 给出了倾向值匹配前后的平衡性检验结果。

表 2 倾向值匹配前后平衡性检验

变量	匹配前(N=4284)		t 值	匹配后(N=4088)		t 值
	实验组(N=1675)	对照组(N=2609)		实验组(N=1552)	对照组(N=2536)	
户主性别	0.924	0.908	1.800*	0.924	0.919	0.490
户主年龄	52.110	52.591	-1.110	52.144	51.921	0.460
户主婚姻	0.978	0.978	-0.050	0.978	0.977	0.140
户主学历	2.577	2.646	-1.680*	2.578	2.595	-0.380
户主健康状况	3.644	3.600	1.340	3.644	3.652	-0.210
户主党员身份	0.075	0.072	0.430	0.075	0.075	0.020
家庭人口数	4.715	5.071	-5.080***	4.716	4.730	-0.200
家庭平均年龄	38.852	37.345	3.890***	38.850	38.621	0.520
家庭成员受教育程度	17.832	18.060	-0.310	17.844	17.986	-0.180
家庭女性比	48.089	48.402	-0.610	48.088	48.152	-0.110
家庭收入(对数)	9.587	9.463	1.470	9.587	9.580	0.080
农业收入占比	32.378	30.940	0.830	32.396	32.520	-0.070
家庭是否经营工商业	0.167	0.146	1.800*	0.167	0.160	0.510
家庭是否有小汽车	0.135	0.130	0.470	0.135	0.132	0.260
家庭是否从事农业生产经营	0.639	0.574	4.110***	0.638	0.641	-0.170
家庭总资产(对数)	8.891	7.931	5.690***	8.887	8.969	-0.470
健康状况较好的家庭成员占比	87.556	89.440	-2.850***	87.548	87.659	-0.140
健康状况较差的家庭成员占比	11.905	10.045	2.910***	11.913	11.771	0.190
村庄是否有非农经济	0.358	0.444	-5.470***	0.358	0.356	0.100
村庄是否有公交车站	0.218	0.200	1.450	0.218	0.226	-0.530
离县城距离(对数)	2.783	2.888	-2.210**	2.783	2.785	-0.040

注:匹配半径为 0.01,表中 t 检验的原假设为“实验组与对照组的样本均值相等”。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

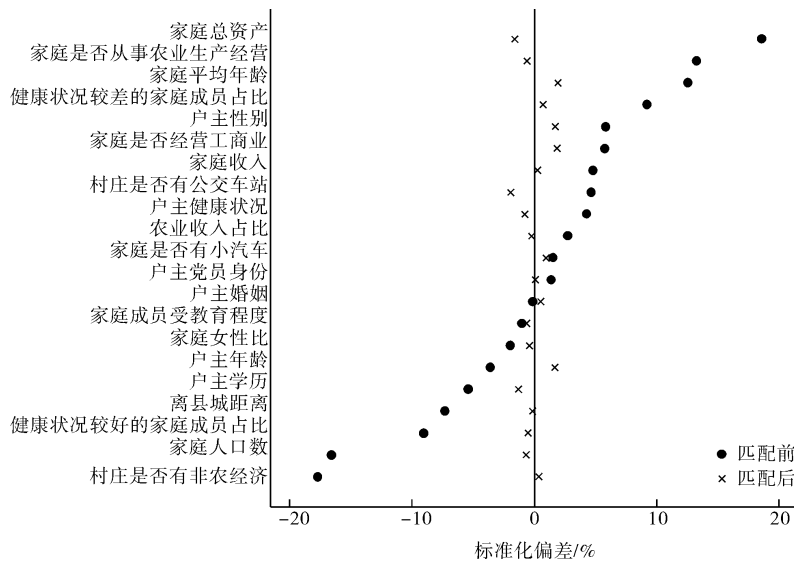


图 3 倾向得分匹配后各变量平衡图

对平衡性假设,要求实验组与控制组在完成匹配后无显著差异,两者没有统计上的差别。表2显示,在倾向值匹配之前,来自个体、家庭、村庄三个层面的大部分特征在实验组农户与对照组农户之间存在显著差异,实验组农户与对照组农户之间存在除农地确权政策干预之外的系统性差异。基于此估计出的 DID 效应存在严重的样本选择偏误。基于倾向值匹配构建对照组后,两组样本基于各匹配变量的组间均值差异已十分不显著,表明处理组与控制组已经没有统计上的差别,匹配效果良好,平衡性假设得到满足。图3直观刻画了家庭基期和实验期匹配前后偏差绝对值的分布特征,可以直观看到各变量的标准化偏差在匹配后缩小。这说明,PSM-DID 框架能够较好地克服样本选择问题,从而获得更为可靠的估计结果。

## 2. 初始检验

本文基于倍差法和匹配的样本数据进行了初始检验,表3分别是不加控制变量的基准检验、纳入控制变量的模型和进一步纳入区域固定效应的模型。本文的核心检验变量为“实验组×实验期”。无论是基准检验,还是进一步控制其他变量和区域固定效应,农地确权对于农户人均消费和人均商品性消费均具有显著正效应,但确权政策实施并未对农户人均服务性消费产生明确影响。

表3 基于全部样本初始检验

N=8176

变量	人均消费			人均商品性消费			人均服务性消费		
实验组	-0.119*** (0.043)	-0.112*** (0.040)	-0.048 (0.043)	-0.101** (0.046)	-0.077* (0.043)	0.018 (0.045)	-0.108 (0.078)	-0.106 (0.076)	-0.054 (0.087)
实验期	-0.080** (0.036)	-0.074** (0.034)	-0.066* (0.036)	-0.105*** (0.040)	-0.060 (0.038)	-0.061 (0.039)	0.077 (0.066)	0.014 (0.067)	0.012 (0.070)
实验组×实验期	0.179*** (0.057)	0.209*** (0.052)	0.204*** (0.050)	0.189*** (0.062)	0.203*** (0.058)	0.197*** (0.054)	-0.003 (0.109)	0.075 (0.107)	0.059 (0.104)
控制变量	未引入	引入	引入	未引入	引入	引入	未引入	引入	引入
常数项	8.467*** (0.026)	9.266*** (0.389)	9.910*** (0.407)	7.764*** (0.029)	8.054*** (0.392)	8.955*** (0.400)	6.877*** (0.048)	8.158*** (0.671)	8.626*** (0.716)
村庄固定效应	未引入	未引入	引入	未引入	未引入	引入	未引入	未引入	引入
R <sup>2</sup>	0.001	0.175	0.283	0.001	0.164	0.311	0.001	0.095	0.169

注:\*、\*\*和\*\*\*分别代表在10%、5%和1%的统计水平上显著,括号内为稳健标准误;限于篇幅,此处未给出控制变量的估计结果,读者如感兴趣,可与本文作者联系索取。下同。

## 3. 稳健性检验 1: 基于 PSM-DID 的再估计

为了进一步检验基本结论的稳健性,在此使用最邻近匹配和核匹配方法矫正选择性偏差,使用基于k最近邻匹配和核匹配的PSM-DID方法进行回归。表4的估计结果显示,无论是采用最邻近匹配还是核匹配,均未改变前文估计结果,从而证明本文基本结论稳健。

表4 基于k最近邻匹配与核匹配的PSM-DID稳健性检验

N=5148

变量	k最近邻匹配			核匹配		
	人均消费	商品消费	服务消费	人均消费	商品消费	服务消费
实验组	-0.082** (0.032)	-0.009 (0.046)	-0.095 (0.061)	-0.108*** (0.037)	0.000 (0.048)	-0.126* (0.069)
实验期	-0.083** (0.032)	-0.075* (0.039)	-0.103* (0.053)	-0.074** (0.032)	-0.054 (0.037)	-0.088* (0.051)
实验组×实验期	0.233*** (0.047)	0.192*** (0.061)	0.195** (0.082)	0.235*** (0.046)	0.170*** (0.058)	0.161** (0.081)
其他变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入
常数项	5.761*** (0.251)	4.987*** (0.314)	5.643*** (0.417)	6.457*** (0.313)	6.156*** (0.364)	6.502*** (0.488)
R <sup>2</sup>	0.323	0.255	0.139	0.366	0.357	0.227

注:在k最近邻匹配中,k=1;在核匹配中,核函数类型为二次核(epan kernel),bwidth=0.06。

## 4. 稳健性检验 2: 更换被解释变量的再检验

表3基础回归的被解释变量使用的是以不变价格表示的农户当年的消费值,反映的是农地确权政策实施对于农户消费额变化的影响。然而农户的消费支出也受到自己曾经消费水平的影响,即存

在消费习惯形成效应<sup>[27]</sup>。使用绝对数值的被解释变量无法反映出农户消费的变化率。逻辑上说,如果农地确权政策对农户消费是发挥作用的,那么农户消费必将突破农户家庭的消费习惯形成效应,显著改变农户的消费增长率。为此,本文使用 2012 年和 2014 年《中国统计年鉴》中各省份当年的农村居民人均消费支出、人均商品性消费支出和人均服务性消费支出近似替代,并与本文使用的全国代表性数据进行计算,分别算出农户 2013 年和 2015 年的人均消费增长率。表 5 中使用人均消费率替换被解释变量,估计结果表明,农地确权政策实施对农户家庭人均消费增长率和人均商品性消费增长率均具有显著的正效应,而对农户人均服务性消费增长率并没有明确影响。表 5 的估计结果与基准检验结果一致,证明本文研究结论稳健。

表 5 更换被解释变量的稳健性检验

N=8176

变量	人均消费增长率	人均商品性消费增长率	人均服务性消费增长率
实验组	-0.549(0.494)	0.186(0.539)	-0.720(1.128)
实验期	-4.309*** (0.403)	-3.664*** (0.468)	-4.858*** (0.886)
实验组×实验期	2.332*** (0.563)	2.436*** (0.641)	0.830(1.310)
其他变量	引入	引入	引入
常数项	6.982(4.485)	1.445(4.659)	4.509(8.999)
R <sup>2</sup>	0.264	0.270	0.172

### 5. 异质性检验 1: 基于特定土地功能的再估计

本文第二部分中,根据农地功能分化特征,分析了基于不同农地功能利用的农户,农地确权的消费效应。根据上述的影响机理可以得出基本的推测:第一,农地确权政策并不会带动农地生产性功能利用的农户消费;第二,农地确权政策可能促进农地财产性功能与保障性功能利用的家庭消费。上述影响机理是本文实证检验的理论基础。因此,本节的目的是检验各种土地功能利用对确权消费效应的确切影响。表 6 的检验结果显示,基于农地生产性功能使用的农户,农地确权政策实施并不对农户的人均消费和人均商品性消费产生影响,但是显著抑制家庭服务性消费。基于农地财产性功能与保障性功能使用的农户,确权均显著促进人均消费支出和人均商品性消费支出,对人均服务性消费并未产生影响。从而验证上文的推论。

表 6 土地功能检验

变量	生产性功能			财产性功能			保障性功能		
实验组	0.059 (0.111)	0.165 (0.143)	0.067 (0.231)	-0.152** (0.072)	-0.086 (0.071)	-0.140 (0.159)	0.046 (0.060)	0.091 (0.063)	0.031 (0.112)
实验期	-0.061 (0.117)	0.156 (0.144)	-0.361* (0.200)	0.001 (0.073)	-0.140* (0.076)	0.295** (0.143)	-0.059 (0.046)	0.022 (0.051)	-0.110 (0.088)
实验组×实验期	0.085 (0.146)	-0.017 (0.187)	-0.609* (0.328)	0.161* (0.086)	0.202** (0.090)	0.165 (0.197)	0.178** (0.070)	0.153** (0.074)	0.159 (0.132)
其他变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入
常数项	10.893*** (2.445)	6.609** (2.662)	19.463*** (5.906)	9.450*** (0.688)	8.407*** (0.676)	8.150*** (1.046)	10.094*** (0.470)	9.898*** (0.446)	8.472*** (0.998)
N	766	766	766	3249	3249	3249	4161	4161	4161
R <sup>2</sup>	0.579	0.566	0.583	0.354	0.383	0.235	0.267	0.291	0.192

### 6. 异质性检验 2: 基于收入结构的再检验

农业收入和非农收入均属于持久性收入,农民对其具有较高的预防性储蓄倾向。因此对于只有农业收入来源的全职农民家庭和只有非农收入的非农民家庭而言,农地确权带来的收入改变并不会对消费产生明显影响。但是具有农业收入和非农收入的兼职家庭<sup>[28]①</sup>,具有自身的特殊性。一方面,

① Deininger 等的研究思路是,依据家庭是否拥有农业收入和非农业收入,将农户区分为全职农民、兼职农民两种类型。只拥有非农收入的可界定为非农民<sup>[28]</sup>。



从家庭收入保障看,兼具农业收入和非农收入的家庭具有较高的应对家庭经济风险的能力。另一方面,农业收入和非农收入的双心理账户的存在,将赋予农户较为富有的主观感知。显然,对于兼业家庭而言,农地确权政策实施将显著刺激消费。表7的检验结果显示,对兼业家庭而言,农地确权显著促进人均消费和人均商品性消费,但对服务性消费并无明确影响。确权政策对非农民家庭消费均无影响。但值得注意的是,农地确权的实施显著促进了全职农民家庭的人均消费。可能的原因是,农地确权强化了这部分以农为生农户的农地保障功能,而对于非农民家庭,其本身的离农特征决定了确权的社会保障强化并不会带给其明显的感受。

表7 收入结构检验

变量	农业收入			农业收入+非农收入			非农收入		
实验组	-0.013 (0.090)	0.138 (0.094)	0.027 (0.176)	-0.077 (0.095)	-0.020 (0.093)	-0.179 (0.170)	-0.066 (0.088)	-0.065 (0.097)	0.014 (0.161)
实验期	-0.162** (0.071)	-0.187** (0.080)	-0.207 (0.133)	-0.072 (0.072)	0.063 (0.081)	0.010 (0.139)	0.210*** (0.078)	0.172 (0.084)	0.289* (0.160)
实验组×实验期	0.177* (0.101)	0.148 (0.112)	0.157 (0.202)	0.358*** (0.104)	0.284*** (0.108)	0.012 (0.212)	0.145 (0.118)	0.149 (0.125)	-0.167 (0.228)
其他变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入
常数项	7.740*** (1.034)	6.799*** (1.099)	5.441** (2.450)	11.162*** (0.871)	9.694*** (0.772)	10.560*** (2.152)	9.558*** (0.852)	8.534*** (0.800)	8.145*** (1.967)
N	1841	1841	1841	1977	1977	1977	1630	1630	1630
R <sup>2</sup>	0.366	0.376	0.258	0.288	0.363	0.242	0.418	0.418	0.293

#### 四、结论与思考

历经十余年所推进的农地确权,被视为维护地权稳定与产权安全最为重要的制度安排。农地确权如何影响农民消费?这一问题一直被主流研究所忽视。在我国经济亟需向内挖掘发展空间的背景下,这一问题值得关注。为此,本文使用2014年和2016年中国劳动力动态调查(CLDS)的两期面板数据实证检验农地确权政策的消费效应,并得出以下结论:第一,农地确权政策总体上显著促进农户人均消费和人均商品性消费,但对服务性消费并无明确影响。第二,基于农地生产性功能使用的农户,农地确权对人均消费和人均商品性消费并无影响,但是显著抑制人均服务性消费;基于农地财产性功能和保障性功能利用的农户,农地确权均显著促进农户人均消费和人均商品性消费,对人均服务性消费并无影响。第三,对于全职农民家庭而言,农地确权显著促进人均消费支出,对人均商品性和服务性消费并无影响;对于兼职家庭而言,农地确权将显著促进农户人均消费和商品性消费增长,对服务性消费依然没有影响;农地确权消费效应在离农家庭中并不显著。以上结论为考察我国农地确权政策的消费效应提供了较为可靠的微观证据。

我国的经济增长模式已从过去的投资出口拉动为主,进入到当前扩大内需、增强消费对经济发展发挥基础性作用的阶段。作为农村土地制度又一次重大变革的农地确权政策,是否契合我国宏观经济扩内需、强消费的政策导向,是本文考察的核心问题。本文研究发现,农地确权政策的实施总体上对于拉动农村居民消费是有益的。特别是基于农地保障性和农地财产性功能使用的农户,成为农地确权消费效应中最为敏感的群体。因此,进一步完善并活跃农村要素市场,促进农地流转,强化农村居民的社会保障将成为提高农村居民消费水平的重要措施。此外,农地确权对于兼职家庭的消费促进作用最为明显,“鸡蛋不能放在一个篮子里”的风险规避性与农户心理账户的存在,决定了愈加丰富的收入结构将带来农户消费的增长。但需要强调的是,农地确权政策并未实现农村居民消费结构的升级,甚至当家庭经济环境改变时,农户家庭在经济决策中最先考虑减少家庭服务性消费。

必须强调,农村居民的消费行为具有特殊的制度含义,明晰且稳定的农地产权将改善农村消费水平。可以认为,改善农村产权实施环境,挖掘农村居民消费的农地产权含义,不仅有利于扩大农村内需,促进农民消费,而且能够为畅通经济内循环提供支撑性作用。

## 参 考 文 献

- [1] 江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J].管理世界,2021(1):1-19.
- [2] 王小华,温涛,韩林松.习惯形成与中国农民消费行为变迁:改革开放以来的经验验证[J].中国农村经济,2020(1):17-35.
- [3] 周建,艾春荣,王丹枫,等.中国农村消费与收入的结构效应[J].经济研究,2013,48(2):122-133.
- [4] 姚洋.中国农地制度:一个分析框架[J].中国社会科学,2000(2):54-65,206.
- [5] KEMPER N,HA L V,KLUMP R. Property rights and consumption volatility: evidence from a land reform in Vietnam[J]. World development,2015(71):107-130.
- [6] 冉光和,蓝震森,李晓龙.农村金融服务、农民收入水平与农村可持续消费[J].管理世界,2016(10):176-177.
- [7] 罗必良.农村宅基地制度改革:分置、开放与盘活[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(1):1-3.
- [8] 仇童伟,罗必良.强化地权能够促进农地流转吗? [J].南方经济,2020(12):1-18.
- [9] 杨岚.社会资本参与失地农民社会保障的法律规制[J].人民论坛,2020(11):78-79.
- [10] ALCHIAN A A. Some economics of property rights[J].Politico,1965,30(4):816-829.
- [11] NORTH D C. Economic performance trough time[J]. American economic review,1994,84(3):359-368.
- [12] 罗必良,洪炜杰.农地确权与农户要素配置的逻辑[J].农村经济,2020(1):1-7.
- [13] JACOBY H G,LI G,ROZELLE S. Hazards of expropriation:tenure insecurity and investment in rural China[J].American economic review,2002,92(5):1420-1447.
- [14] BAI Y,KUNG J,ZHAO Y. How much expropriation hazard is too much? the effect of land reallocation on organic fertilizer usage in rural China[J].Land economics,2014,90(3):434-457.
- [15] 岳爱,杨鑫,常芳,等.新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响[J].管理世界,2013(8):101-108.
- [16] 张晓山.农村基层治理结构:现状、问题与展望[J].求索,2016(7):4-11.
- [17] 邹宝玲,罗必良.农地功能的再认识:保障、福利及其转化[J].天津社会科学,2019(6):90-97.
- [18] 易忠君,王振中.中国农村土地功能更迭的表象、本质与未来[J].湖北民族大学学报(哲学社会科学版),2020,38(3):39-45.
- [19] 朱文珏,罗必良.农地流转、禀赋效应及对象歧视性——基于确权背景下的 IV-Tobit 模型的实证分析[J].农业技术经济,2019(5):4-15.
- [20] KNETSCH J L. Values of gains and losses:reference states and choice of measure[J]. Environmental and resource economics,2010,46(2):179-188.
- [21] GILES J ,YOO K. Precautionary behavior,migrant networks,and household consumption decisions:an empirical analysis using household panel data from rural China[J]. The review of economics and statistics,2007,89(3):534-551.
- [22] 理查德·泰勒.“错误”的行为[M]. 北京:中信出版社,2016.
- [23] THALER R. Mental accounting and consumer choice[J]. Marketing science,1985,4(3):199-214.
- [24] 刘向东,米壮.中国居民消费处于升级状态吗——基于 CGSS2010、CGSS2017 数据的研究[J].经济学家,2020(1):86-97.
- [25] 徐勇.中国家户制传统与农村发展道路——以俄国、印度的村社传统为参照[J].中国社会科学,2013(8):102-123,206-207.
- [26] 郑旭媛,徐志刚.资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J].经济学(季刊),2017,16(1):45-66.
- [27] DUESENBERY J S. Income,saving,and the theory of consumer behavior[J]. Review of economics & stats,1949,33(3):111.
- [28] DEININGER K,JIN S P,XIA F.Moving off the farm:land institutions to facilitate structural transformation and agricultural productivity growth in China[M]. Washington D C:World bank,2012.

(责任编辑:陈万红)