

农地产权安全性对农业种植结构的影响

洪炜杰,罗必良

(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 基于“中国劳动力动态调查”的农户数据,采用最小二乘法(OLS)、处理效应模型(TEM)和倾向得分匹配法(PSM)实证分析地权对农业种植结构的影响。研究表明:(1)相对于没有领到承包经营权证书的农户,有承包经营权证书农户实际种植的耕地面积多约 22.5%,果树种植面积多 1.8%,而菜地经营面积不存在显著差异。(2)无论是否粮食主产区或者大中城市郊区,农地产权安全性的改善会诱导一般农户增加耕地经营面积,但对于种植大户则更多表现为激励水果种植;此外,地权对非粮食主产区果树的种植激励效果要强于粮食主产区。(3)农地产权对农户种植结构的影响会因灌溉条件变化而不同。因此,在小农经营依旧普遍存在的情况下,农地确权能够提升农户务农的积极性,改善农业基础设施则能够有效诱导农业种植结构呈现“趋粮化”。

关键词 农地产权;农地确权;种植结构;粮食主产区

中图分类号:F 320 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2019)03-0032-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.03.005

产权是重要的^[1],它能够强化经济主体的行为预期^[2],促进生产要素流动,从而提高经济绩效,被认为是经济发展的重要基石^[3-4]。然而,发展中国家却普遍存在产权模糊的现象^[5],导致农民投资预期不足,损害农业生产要素的配置效率^[6]。

改革开放 40 年来,我国农村土地制度改革一直在沿着强化地权稳定性的方向推进^[7]。从改革开放时的“包产到户”到 1984 年《中共中央关于一九八四农村工作的通知》明确规定“土地承包制一般应在 15 年以上”,1993 年《关于当前农业和农村经济发展若干政策措施》要求在原承包期到期之后再延长 30 年。2009 年开展新一轮农地确权试点,2013 年更进一步强调用 5 年时间完成农地确权。随着农地产权制度改革的深入,政策层面也越来越注重以法律的形式保护农户的承包经营权。如 2003 年开始实施的《农村土地承包法》要求承包方和发包方之间必须签订土地承包合同,新一轮农地确权则要求对农户家庭承包地面积,四至等信息进行实测,并编制《中华人民共和国农村土地承包经营权证》颁发给农户,在法律层面保障农户农地承包经营权利,强化农地产权安全性。

那么,农地产权安全性的提高究竟会如何影响农户的农业生产行为?已有研究从土地流转^[8-10]、农地投资^[11-12]和劳动力非农转移^[13-14]三个角度进行讨论,但未形成一致性的结论。更进一步的是,在农地产权安全性程度不断提高的情况下,农业三大生产要素进行重新调整之后,农业的种植结构会如何发生变化,上述文献并没有进行深入讨论。

农户的种植结构选择和生产要素流动相互匹配,生产要素配置的改变必定会影响到农户的种植结构。林坚等的研究发现随着农村劳动力非农转移的持续增加,会诱使农户种植劳动力需求较低的作物,农户在发生非农转移之后更偏好种植粮食作物^[15]。罗必良等发现,在小农经营的背景下,农地

收稿日期:2018-09-14

基金项目:国家自然科学基金重点项目“农村土地与相关要素市场培育与改革研究”(71333004);国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”(71742003);广东省教育厅创新团队项目“中国农地制度改革创新:赋权、盘活与土地财产权益的实现”(2017WCXTD001);广东省攀登计划“农地调整如何影响劳动力非农转移”(pdjha0075)。

作者简介:洪炜杰(1991-),男,博士研究生;研究方向:农村土地制度与经济组织。

通讯作者:罗必良(1962-),男,教授,博士;研究方向:制度经济与农村经济。

流转的加快也会导致农户劳动力刚性约束加强,从而更多地种植粮食作物^[16]。

部分文献关注农地产权安全性对农户种植选择的影响。如 German 等分析了农地产权对农户水果种植的影响^[17],Brasselle 等分析了农地产权对埃塞俄比亚农户树木种植的影响^[18],罗必良等关注了农地产权对跨期经济作物种植的影响^[19]。不过,考虑到水果的种植与资源禀赋及立地条件紧密相关,特别是考虑到粮食主产区与基本农田保护区的种植管制,所以产权安全诱发的种植行为并不一定由种植周期表达,或许能够进一步表达为种植规模。因此,如果农地产权安全性的提高更多地诱导农户粮食种植面积的增加,那么农业整体种植结构就不是偏向于种植水果等跨期经济作物,而是更多地呈现“趋粮化”。

随着农地产权制度改革不断推进,农地产权安全性逐步得到提高,农业种植结构将会如何变化?该问题的研究,有助于深化对农地产权如何影响农户生产行为的机理,同时也有利于对新一轮农地确权开展后的国家粮食安全做出一定程度上的预判。基于此,本文从粮食作物、水果种植和蔬菜种植几个方面,分析农地产权如何影响农户农业种植结构。

一、文献回顾与逻辑框架

同西方土地私有制不同,我国农村土地所有权归村集体所有,农户凭借着其成员身份从集体获得土地承包经营权。特殊的农地产权结构也导致农户面临农地产权安全的问题:因为农地的所有权归村集体所有,农户不具有农地的剩余控制权,这使得农户可能面临来自因集体决策而导致的产权不安全问题,如基于公平原则的农地定时或者不定时调整^[21]。农地产权不安全被认为是影响我国农业经营效率的制度原因^[22-23]。

自家庭联产承包责任制以来,农地制度改革在政策层面不断强调农地承包主体的稳定性,以此强化农地产权的安全性。主要表现在:1)农地承包期限上的不断延长:从一轮承包15年不变,到二轮承包30年不变,再到在二轮承包的基础上再延长30年;2)产权(主要指承包经营权)主体越来越明晰,特别是新一轮农地确权通过“四至确权”,以确权证书的方式,将农户的耕地权属信息进行确权登记,降低被其他农户或者集体在承包期内的侵占风险;3)在农地确权的基础上,又进一步提出农地产权的“三权分置”,旨在推动承包经营权交易市场的发育,鼓励农业的规模经营。

农地产权安全性的提高会如何影响农户的种植结构,实际上是农地产权对农户生产要素配置综合的影响结果。可见,分析农地产权对农户种植结果的影响效果关键在于厘清农地产权对农业生产要素的影响。下文将从土地、投资和劳动力三个方面展开分析。

(1)农地产权对农地流转影响方面。已有研究认为农地产权不安全会抑制农地流转市场的发育,原因在于不定时的农地调整会中断农地流转的连续性,或者使得流转双方不得不调整流转周期以适应农地调整,从而增加农地流转市场的缔约成本;或者在契约到期之后需要重新寻找缔约对象而增加搜寻成本,这无疑会增加农地流转市场的交易费用。其次,不安全的农地产权会导致农地租约的不稳定,转入方在租赁的农地上进行投资可能面临因为契约中断而引起的损失风险。相反,农地产权安全性的提高,则会降低交易费用(风险)从而诱导农地流转市场的发育。相关实证支持了上述逻辑,如程令国等^[12]、刘玥汐等^[10]、林文声等^[24]都发现,农地产权安全性的提高会促进农地流转市场的发育。

(2)农地产权对农地投资方面。不安全的农地产权意味着农户对农地经营没有稳定的长期预期,农户对农地的投资可能在不久的将来会随着农地失去或承包主体的变更而丢失。这相当于对农户征收随机税,就降低农户对农地的投资激励,从而抑制农地的投资^[25-26]。随着农地产权安全性的提高,农户农地投资的无谓损失会相应地降低,农户能够更好地内部化其农地投资收益,进而增加对农地的投资激励^[27-29]。

(3)农地产权对劳动力非农转移的影响。已有文献强调,中国农地产权结构所引起的农地产权不稳定会抑制农村劳动力的非农转移,原因在于农地产权的不安全会造成农村劳动力外出就业的时候,农地被集体收回,即存在劳动力离农失地的风险^[30]。离农失地风险成为农户非农转移的制度阻力,从而抑制劳动力非农转移。相反,随着农地产权安全性的提高,农村劳动力会更多地进行非农转移。

刘晓宇等采用广义最小二乘法(GLS)模型估计发现,安全的农地产权可以有效促进农村劳动力外出打工,相反频繁的土地调整则会挤压农民离乡进城的积极性,抑制劳动力的非农转移^[13]。Mullan等^[31]、De la Rupelle等^[32]、Ma等^[33]关于中国的实证研究也发现农地调整会抑制劳动力非农转移。

已有研究形成的基本结论是,农地产权安全性的提高能够促进农地市场的发育,提高农户农地投资的积极性,以及降低农村劳动力离农失地的风险而促进劳动力的非农转移。这意味着,随着农地产权安全程度的提高,农地流转的交易费用降低,农地流转市场更加发达,这有助于农户转入更多农地,扩大农业的经营规模;同时,产权安全性的提高也降低了农户投资损失的风险,从空间维度看,农地产权安全性提高后,农户扩大种植规模所带来损失较少,有效激励了农户拓展其种植面积;从时间维度看,农户的农地投资所面临的不确定性也降低了,所以农户可能进行长期投资,如增加绿肥有机肥等改善土壤肥料的使用,或者选择种植周期更长的作物,如增加水果等长期作物的种植^[34]。

然而,值得注意的是,农业经营是多要素综合作用的结果。特别在现阶段,农业经营依然离不开劳动力的投入,随着劳动力非农转移制度阻力的减弱,农村劳动力非农流动将加强,农地产权安全性的提高也会释放更多的农村劳动力,这会强化农业经营的劳动力刚性约束。考虑到相对于经济作物,粮食作物对劳动力的需求更低,所以,随着农地产权安全性的提高,劳动力非农转移进一步加强,农户可能会更多地选择劳动力密集程度更低的粮食作物。综上,强化农地产权安全性会提高农户长期投资的激励,同时也会释放更多农村劳动力,则会导致农户更多地种植粮食等劳动力需求较低的作物,导致种植结构的“趋粮化”。

二、数据来源与变量选择

1. 数据来源

数据来自中山大学社会科学调查中心公布的2014年“中国劳动力动态调查”,中国劳动力动态调查(China labor-force dynamic survey, CLDS)采用多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的概率抽样方法,通过对中国城市和农村的村居进行的入户调查,建立了以劳动力为调查对象的综合性数据库。该项目同时对劳动力所在社区的政治、经济、社会发展,对劳动力所在家庭的人口结构、家庭财产与收入、家庭消费、家庭捐赠、农村家庭生产和土地等众多议题开展了调查,该数据覆盖29个省市,401个社区,14 214户家庭,其中城市家庭为6 183户,农村家庭为8 031户。基于研究需要,本文只使用农村样本。

2. 变量选择

(1)因变量。为了分析农户家庭农业种植结构的变化,本文以农户实际经营各种作物的面积进行衡量,包括耕地面积,果园面积,菜地面积。与以往的部分研究单纯以是否种植粮食作物,或是否种植粮食作物(经济作物)的测度方式不同,本文从农户不同类型作物的实际种植面积进行衡量,重点观察农户在领到承包经营权证书之后是否增加以及增加何种类型作物的种植面积,并以此观察种植结构的变化。

(2)核心自变量。核心自变量为产权安全性,借鉴黄季焜等^[35]的研究,以是否持有承包经营权证书进行衡量,是=1,否则=0。

(3)其他控制变量方面。①非农经济发展情况。非农经济的发展会吸引部分农村劳动力进行非农就业,强化务农的劳动力约束,从而影响到农户的种植结构^[16],以所在村庄是否有非农产业进行衡量。②村庄务农条件,村庄的务农条件一方面能够影响农户种植成本,农户一般选择和务农条件相匹配种植结构以降低务农成本,本文以村庄是否有统一提供灌溉设施和机耕服务进行刻画。③除此之外,参考仇童伟等^[36-37]的做法,本文进一步控制家庭层面的变量,包括家庭收入,打工人数,妇女劳动力,50岁以上人数,学生人数。④考虑到各个县域存在的差异可能会引起估计偏差,本文在每一个模型中都控制县级虚拟变量。变量的基本情况见表1。

表1 变量的赋值以及基本情况

变量	定义/单位	均值	标准差	样本量
因变量				
耕地面积	农户实际种植的耕地面积/亩	7.034	28.698	6 174
果园面积	农户实际种植的果园面积/亩	0.322	4.343	6 215
菜地面积	农户实际种植的菜地面积/亩	0.166	1.698	6 206
自变量				
承包经营权证书	领到=1;否则=0	0.474	0.499	6 240
非农产业	有二三产业=1;否则=0	0.350	0.477	6 240
灌溉设施	村庄有灌溉设施=1;否则=0	0.443	0.497	6 184
机耕服务	村庄有机耕服务=1;否则=0	0.358	0.479	6 184
家庭收入	ln(1+家庭年收入)	9.657	2.237	6 238
打工人数	外出打工实际人数	0.923	1.302	6 240
妇女劳动力	妇女实际人数	2.253	1.302	6 240
50岁以上人数	50岁以上实际人数	1.940	1.824	6 240
学生人数	实际人数	0.180	0.537	6 240

注:各个变量的样本量存在不同程度的缺失,考虑到样本量的减少会影响到计量的估计效率,可以允许各个变量样本量不一致。后面似不相关回归中可以发现这种做法并不会影响到计量结果。

三、实证结果及其分析

1. 描述性证据

表2比较了是否拥有承包经营权证书在作物种植面积上的差异。从表2可以看出,拥有承包经营权证书农户的平均耕地种植面积为10.329亩。没有承包经营权证书的农户耕地平均种植面积为4.060亩,两者相差6.269亩,且在1%的水平上显著。拥有承包经营权证书的农户果园种植面积平均为0.458亩,比没有领到承包经营权证书的农户多0.258亩,在5%的水平上显著。而菜地相差0.072亩,在10%的水平上显著。可以发现,拥有承包经营权证书的农户各种作物的实际种植面积都显著高于尚未领到承包经营权证书的农户。

表2 不同类型作物实际种植面积的组间差异

类型	承包经营权证书=1	承包经营权证书=0	组间差异	标准差	t值
耕地面积	10.329	4.060	6.269	0.727	8.623***
果园面积	0.458	0.200	0.258	0.110	2.344**
菜地面积	0.204	0.132	0.072	0.432	0.167*

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

2. 计量结果及其分析

本文构造如下模型计量分析:

$$\ln(1 + plantarea_i) = \alpha_1 + \beta_2 tilting_i + \sum \lambda D_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中 $plantarea$ 指各种类型农地的实际种植面积,取自然对数是为了方便将承包经营权证书的影响效应转化为百分比。由于在个别类型的农地上,部分农户种植面积为0,所以进行加1处理。 $tilting$ 是本文的核心自变量,指承包经营权证书,已经领取承包经营权证书赋值为1,否则赋值为0; D 是其他控制变量。回归结果见表3。

从表3可以发现,农地产权安全性的提高显著增加农户耕地和果园的实际种植面积,具体地,相对于没有领到承包经营权证书的农户,有承包经营权证书农户的耕地实际种植面积多约22.5%,且在1%的水平上显著;而果树种植面积多1.8%,在10%的水平上显著。但是否持有承包经营权证书对农户菜地的实际种植面积没有显著影响。这意味着,随着产权安全性的提高,农户可能会增加粮食作物和果树的种植,但是相对而言,农户更加偏好于增加粮食作物的种植面积。

从前文的分析可知,农地产权安全性的提高一方面会提高农户对农地长期投资激励,从这个角度看,农户可能增加长期作物,如水果的种植面积;而另一方面,农地产权安全性的提高也会降低农户离

农失地的风险,从而促进劳动力非农转移,这会降低农户种植劳动力密集型作物的可能性;此外,农地产权安全性的提高能够促进农地流转,这有利于增加种植的规模。因此,尽管持有承包权经营证书都显著促进农户果园和耕地的种植面积,但是由于果树对劳动力的需求更高,农地产权安全性的提高会促进劳动力非农转移,这增加了农户种植果树的劳动力刚性约束,产权安全诱发的农地流转,则可能激励农户进行粮食作物的连片种植,所以可以发现,耕地方程的系数更大^①。菜地的系数很小且不显著的原因是蔬菜的种植周期通常在一年以内,一般不受农地产权状态的影响,并且蔬菜是城郊农业,种植收益相对较高,种植蔬菜的劳动力农业报酬不会显著低于打工,这意味着种植蔬菜的劳动力受农地产权的影响较小,所以产权状态不会影响蔬菜的种植情况。

综上所述,农地产权安全性的提高会激励农户务农,细分各种类型作物可以发现,农地产权安全性最主要是激励农户种植更多粮食作物。这意味着农地产权安全性的提高可能诱导种植结构的“趋粮化”。

表 3 承包经营权证书和种植结构

变量	ln(1+plantarea)		
	耕地面积	果树面积	菜地面积
承包经营权证书	0.225*** (0.026)	0.018* (0.011)	0.005(0.009)
非农产业	-0.134*** (0.041)	-0.065*** (0.021)	0.002(0.012)
灌溉设施	0.186*** (0.036)	0.044*** (0.016)	0.000(0.011)
机耕服务	0.017(0.033)	-0.000(0.013)	0.040*** (0.012)
家庭收入	0.067*** (0.006)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
打工人数	0.009 (0.010)	-0.005(0.004)	-0.002 (0.003)
妇女劳动力	0.043*** (0.009)	0.007* (0.004)	0.009*** (0.003)
50 岁以上人数	0.019*** (0.006)	0.000(0.003)	0.002(0.002)
学生人数	-0.046** (0.022)	-0.018*** (0.007)	-0.018*** (0.005)
截距项	-0.498*** (0.128)	-0.009(0.027)	-0.075*** (0.017)
样本量	6 116	6 157	6 148
R ²	0.468	0.339	0.112

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内是稳健的回归系数标准误差,后表同;各个模型都控制了县虚拟变量。

3. 不同实施背景下产权的激励效果

进一步讨论在不同产权实施背景和不同对象下,农地产权安全性对农户种植行为的影响,本文主要从资源优势、经济区位和种植规模三个方面进行分析,结果见表 4。

表 4 不同背景下产权激励效应的异质性

因变量	耕地面积	果树面积	菜地面积
是否粮食主产区			
承包经营权证书	0.221*** (0.038)	0.043** (0.018)	0.018(0.012)
承包经营权证书×粮食主产区	0.007 (0.052)	-0.046** (0.022)	-0.024(0.017)
粮食主产区	1.188*** (0.141)	-0.047** (0.021)	0.161* (0.089)
是否大中城市城郊			
承包经营权证书	0.220*** (0.033)	0.031*** (0.012)	0.007 (0.010)
承包经营权证书×城郊	0.012(0.106)	0.041(0.042)	0.032(0.038)
城郊	0.259** (0.126)	0.217*** (0.049)	0.085* (0.047)
是否种植大户			
承包经营权证书	0.212*** (0.025)	0.016(0.011)	0.004 (0.008)
承包经营权证书×种植大户	-0.288(0.247)	0.148* (0.085)	0.034(0.127)
种植大户	2.780*** (0.216)	-0.033(0.037)	0.071(0.072)

注:上表实际由 9 个方程估计出来的,考虑到篇幅问题只汇报文章关心的系数及其稳健标准误,但在模型中控制了其他变量和区域县虚拟变量。

(1)从资源优势的角度出发,根据是否粮食主产区^②将样本进行划分。在耕地面积模型中,承包经营权的系数为 0.221,在 1% 的水平显著,交互项系数不显著,说明无论是否是粮食主产区,产权安

① 对两个系数 T 检验发现卡方值为 59.77($p < 0.000 0$),故这种比较在统计上是有意义的。

② 我国粮食主产区包括辽宁、河北、山东、吉林、内蒙古、江西、湖南、四川、河南、湖北、江苏、安徽、黑龙江等十三个省份或自治区。

全性的提高都能够显著提高农户耕地种植面积。果树面积模型中,承包权经营的系数为 0.043,交互项的系数为-0.046,且两者都显著,说明在非粮食主产区中,农地产权安全性提高能够促进果树种植,而在粮食主产区,农地产权安全性对果树种植的激励效果大大降低。此外,无论是否粮食主产区,承包权证书对蔬菜种植都没有显著影响。

(2)从经济区位是否处于大中城市郊区对农户进行划分。从耕地面积和果树面积模型可知,承包经营权的系数分别为 0.220 以及 0.031,且都在 1%的水平上显著,但是交互项都不显著,说明无论是否处于大中城市郊区,农地产权安全性的提高都可以显著提高农户耕地种植面积和果园种植面积。而无论是否城郊,农地产权安全性对蔬菜的种植都没有显著影响。

(3)根据耕地规模,将农户划分为种植大户和一般农户^①。从耕地面积模型可知,承包经营权的系数为 0.212,在 1%的水平上显著,交互项的系数不显著,说明无论是否种植大户,产权安全性都能够显著促进农户增加耕地的种植面积。从果树面积模型可知,承包经营权的系数不显著,而交互项的系数为 0.148,在 10%的水平上显著,农地产权安全性的提高对一般农户的果树种植激励效果并不显著,但能够促进种植大户果树种植。而无论是对于一般农户还是种植大户,产权安全性的提高都不能显著影响菜地的种植。

4.基础设施的交互影响:以灌溉为例

进一步将耕地区分为水田和旱地,从表 5 可以发现,农地产权安全性的提高能够显著促进农户水田种植里面增加 13.8%,显著增加旱地种植面积 8.4%。

表 5 产权安全性对水田种植面积和旱地种植面积的影响

变量	ln(1+plantarea)			
	水田面积	旱地面积	水田面积	旱地面积
承包经营权证书	0.138*** (0.023)	0.084*** (0.025)	0.101*** (0.029)	0.127*** (0.035)
承包经营权证书×灌溉设施			0.076* (0.041)	-0.089** (0.045)
灌溉设施	0.240*** (0.030)	-0.025 (0.036)	0.205*** (0.037)	0.016 (0.042)
截距项	-0.096 (0.115)	-0.571*** (0.089)	-0.094 (0.115)	-0.573*** (0.088)
样本量	6 125	6 108	6 125	6 108
R ²	0.449	0.475	0.449	0.476

注:模型控制了县虚拟变量。

本文进一步考虑基础设施的影响,以灌溉条件为例,构建承包经营权证书和灌溉措施的交互项。可以发现,在灌溉条件较差的情况下(灌溉设施=0)^②,对于水田而言,承包经营权的系数为 0.101,在 1%的水平显著。但在旱地模型中,承包经营权的系数为 0.127,在 1%的水平上显著,这说明在灌溉条件较差的情况下,相对于水田,农户更偏好于增加旱地的种植面积。交互项说明,随着灌溉条件的改善,农地产权的强化会激励农户增加水田种植面积的同时降低旱地的种植面积,这意味着种植条件的变化会改变农地产权对种植结构的影响关系。

表 6 灌溉条件对产权激励效应的影响

变量	ln(1+plantarea)	
	果园面积	菜地面积
承包经营权证书	0.055*** (0.014)	-0.005 (0.011)
承包经营权证书×灌溉设施	-0.079*** (0.020)	0.020(0.015)
灌溉设施	0.081*** (0.019)	-0.008(0.013)
截距项	-0.010(0.027)	-0.075*** (0.017)
样本量	6 157	6 148
R ²	0.341	0.113

注:模型控制了其他变量和县虚拟变量,下同。

同理,在其他作物种植模型中加入承包经营权证书和灌溉设施的交互项“承包经营权证书×灌溉设施”。从表 6 可知,在灌溉条件比较差的情况下,承包经营权会显著诱导农户增加果园种植面积约 5.5%。模型中交互项的系数显著为负,这意味着随着灌溉条件的改善,农地产权对果树种植的激励效果会降

① 第三次全国农业普查主要数据公报(第一号),本文界定为南方 50 亩以上,北方 100 亩以上。网址:www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/201712/t20171214_1562740.html。

② 问卷询问农户村庄是否有统一提供灌溉设施,有则赋值为 1,否则赋值为 0。

低,可能原因是,果树对水的需求量比较低,在灌溉条件较差的情况下,种植对水需求量低的作物是农户理想的选择。然而随着灌溉条件的改善,农地产权安全性的提高对农户种植这两类作物的激励会减弱。可见,产权对农业种植结构的影响,和农业基础设施条件存在密切关系。

四、稳健性讨论

1. 遗漏重要变量问题

逻辑上,承包经营权证书是由村集体发放给农户的,对于农户种植行为是外生变量。然而,由于本文问卷询问的是农户是否领到承包经营权证书,对于个体农户而言,是否领到证书可能不是完全外生的。也就是说,可能尚未控制一些影响农户是否领到证书的变量。如果这些变量同时又影响农户对种植结构选择,则可能会导致因为遗漏重要变量而引起估计偏差。基于此,本文进一步利用处理效应模型(treatment effects model, TEM)对可能存在的遗漏重要变量问题进行处理^[38-39]。处理效应模型一个关键的地方是为处理变量(也就是本文的承包经营权证书)寻找工具变量。

本文寻找的工具变量共有三个:其一是“村干部和村民的关系”,根据和谐程度从 1 到 5 打分。村干部和村民的关系越和谐,越有利于村干部开展各种工作,包括土地产权制度的改革和承包经营权证书的发放,显然,村干部和村民关系的和谐程度,对于农户基于成本收益所进行的种植结构选择逻辑上关系不大。其二是“村民代表大会次数”,产权制度改革的落实需要动员群众积极参与,村民大会的召开有利于工作的落实,而自 1985 年中央“1 号文件”规定“任何单位都不得再向农民下达指令性生产计划”后,农户拥有自主经营决策权。村干部不可能通过展开村民大会来影响农户的种植结构。其三是村委会正式委员人数,农地制度改革的推进,由委员讨论决定,一方面正式委员人数的越多落实工作人数越多,越有利于工作的推进,另一方面,正式委员越多也可能由于意见不统一而影响到工作的推进。回归结果见表 7。

表 7 处理效应模型的回归结果

回归模型	耕地面积	果园面积	菜地面积
承包经营权证书	1.665*** (0.525)	1.116*** (0.297)	-0.225(0.154)
控制变量及县虚拟变量	控制	控制	控制
截距项	-0.807*** (0.303)	-0.495*** (0.166)	0.048(0.092)
样本量	6 016	6 057	6 048

注:限于篇幅,本文仅报告回归模型的计量结果,处理模型的结果显示,村干部和村民关系,村民代表大会次数两个变量正向影响农户是否拥有承包经营权证书,正式委员人数负向影响农户是否拥有承包经营权证书。

表 7 显示,考虑遗漏重要变量之后,农地产权安全性的提高对农户耕地实际种植面积,果园实际种植面积都有显著的正向影响,而对菜地实际种植面积没有显著影响。从系数相对大小看,农地产权安全性的提高对耕地面积的影响大于果园面积,这和上文的结论是一致的。

2. 基于倾向得分匹配法的估计

为了保证结论的严谨性,进一步使用倾向得分匹配法,同样在模型中考虑县虚拟变量,目的在于为获得承包经营权农户在同一个县内寻找相似的农户进行匹配。此外,由于部分县的农户全部已经获得承包经营权证书或者全部没有获得承包经营权证书,会导致部分样本在估计过程中被剔除,降低样本量,影响估计效率。故本文在另一个模型中不控制县虚拟变量而是加入省级虚拟变量进行估计。并同时使用近邻匹配法,核匹配法和卡尺匹配法三种方法进行匹配。最终的匹配结果见表 8,可知,

表 8 倾向得分匹配法的估计结果

匹配方法	耕地面积	果园面积	菜地面积
考虑县级虚拟变量			
近邻匹配	0.258*** (0.054)	0.047*** (0.018)	0.003(0.015)
核匹配	0.250*** (0.042)	0.026* (0.015)	-0.004(0.011)
卡尺匹配	0.297*** (0.035)	0.031** (0.013)	-0.005(0.009)
考虑省级虚拟变量			
近邻匹配	0.320*** (0.042)	0.047** (0.013)	0.004(0.011)
核匹配	0.313*** (0.034)	0.031*** (0.012)	0.009(0.009)
卡尺匹配	0.358*** (0.029)	0.028** (0.011)	0.009(0.008)

匹配后的结果和前文基本一致,本文的结论是稳健的。

3. 计量模型设置问题

导致本文估计可能有偏的另一个原因是表3中各个模型都是单独回归的。值得注意的是,不同作物的种植是农户综合考虑后作出的决策,各个因变量可能不是独立的,存在相关性。基于这种考虑,进一步利用似不相关回归(seemingly unrelated regression estimation, SURE)重新进行估计。结果如表9所示,无论是系数还是显著性水平,承包经营权证书和表3都非常接近,说明上文结论是稳健的。

表9 似不相关回归的估计结果

变量	ln(1+plantarea)		
	耕地面积	果树面积	菜地面积
承包经营权证书	0.224*** (0.024)	0.017* (0.010)	0.004 (0.008)
样本量	6 097	6 097	6 097
R ²	0.469	0.340	0.112

4. 测量误差问题

另一个引起估计偏误的问题是关于粮食种植面积的测度问题,注意到耕地面积与粮食播种面积不能等同,原因在于一是没有考虑复种指数,二是没有考虑其他非粮食作物。借助CLDS2014设置的问题:“2013年7月以来,你家是否有种植粮食作物?”,对耕地面积进行处理,尽可能地降低测量误差问题:一是考虑全年情况,如果2013年下半年该农户有种植粮食作物,则认为该农户一年进行2次种植,故认为该农户实际粮食种植面积为耕地面积的2倍;第二种方法是只考虑下半年情况,将下半年不种植粮食作物的农户给予剔除。计量结果显示(表10),第一种方法处理下,承包经营权的系数为0.257,在1%的水平上显著,第二种方法处理后,系数为0.065,在5%的水平上显著,和上文结论基本一致。

表10 对测量误差的考虑

变量	耕地面积	
	方法1	方法2
承包经营权证书	0.257*** (0.030)	0.065** (0.027)
截距项	-0.729*** (0.136)	0.897*** (0.288)
R ²	0.482	0.476

第一种方法处理下,承包经营权的系数为0.257,在1%的水平上显著,第二种方法处理后,系数为0.065,在5%的水平上显著,和上文结论基本一致。

五、结论与讨论

本文利用中山大学GLDS2014的农户数据进行实证分析表明:(1)农地产权安全性的提高,会显著激励农户增加耕地、果园的种植,但是对蔬菜种植不存在显著影响。通过回归系数相对大小发现,承包经营权证书对耕地种植的正向激励效果相对水果种植大。(2)无论是否粮食主产区或者城郊,农地产权安全性的提高都表现为耕地经营面积的增加,但仅能促进一般农户增加耕地种植面积,而对于种粮大户则表现为促进水果种植面积的增加。对于非粮食主产区,产权安全性对果树的种植激励效果要强于粮食主产区。(3)进一步将耕地区分为水田和旱地,可以发现,灌溉条件较差的情况下,农地产权安全性的提高,农户更偏好于增加旱地的种植面积;而随着灌溉条件的改善,农地产权安全性对水田的种植激励会变大。此外,灌溉条件的改善,农地产权对果园种植的激励效果也会降低。利用处理效应模型回归(TEM)、倾向得分匹配法(PSM)等方法检验发现本文的结论是稳健的。

本研究表明,农地产权安全性的提高不仅会影响农业生产要素的流动,还会进一步影响到农户的种植结构。这意味着,新一轮农地确权有利于扩大农业的经营规模,并且提高总体种植结构中粮食作物的种植比例,诱导种植结构的“趋粮化”,有利于保障粮食安全。农业基础设施可能是影响农业种植结构的一个重要变量,在新一轮农地确权继续推进的同时,需要重视农业基础设施的改善。

参 考 文 献

- [1] ALCHIAN A, DEMSETZ H. Production, information costs, and economic organization[J]. IEEE engineering management review, 2007, 3(2): 21-41.
- [2] FURUBOTN E G, PEJOVIC S. Property rights and economic theory: a survey of recent literature[J]. Journal of economic literature, 1972, 10(4): 1137-1162.
- [3] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON JA. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation[J]. American economic review, 2001, 91(5): 1369-1401.
- [4] BANERJEE V, PAUL J, GERTLER, et al. Empowerment and efficiency: tenancy reform in West Bengal[J]. Journal of political e-

- onomy, 2002, 110(2): 239-280.
- [5] JANVRY AD, GONZALEZ-NAVARRO M, SADOULET E. Are land reforms granting complete property rights politically risky? Electoral outcomes of Mexico's certification program [J]. *Journal of development economics*, 2014(110): 216-225.
- [6] 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): 119-132.
- [7] 陈锡文. 中国农村制度变迁 60 年[M]. 北京: 人民出版社, 2009.
- [8] 刘玥汐, 许恒周. 农地确权对农村土地流转的影响研究——基于农民分化的视角[J]. *干旱区资源与环境*, 2016, 30(5): 25-29.
- [9] 胡新艳, 罗必良. 新一轮农地确权与促进流转: 粤赣证据[J]. *改革*, 2016(4): 85-94.
- [10] 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.
- [11] 姚洋. 土地、制度和农业发展[M]. 北京: 北京大学出版社, 2004.
- [12] LI G, ROZELLE S, BRANDT L. Tenure, land rights, and farmer investment incentives in China[J]. *Agricultural economics*, 1998, 19(1-2): 63-71.
- [13] 刘晓宇, 张林秀. 农村土地产权安全性与劳动力转移关系分析[J]. *中国农村经济*, 2008(2): 29-39.
- [14] 仇童伟, 罗必良. 农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗? [J]. *中国农村观察*, 2017(4): 57-71.
- [15] 林坚, 李德洗. 非农就业与粮食生产: 替代抑或互补——基于粮食主产区农户视角的分析[J]. *中国农村经济*, 2013(9): 54-62.
- [16] 罗必良, 仇童伟. 中国农业种植结构调整: “非粮化”抑或“趋粮化”[J]. *社会科学战线*, 2018(2): 39-51.
- [17] GERMAN G, AKINNIFESI F K, EDRISS A K, et al. Influence of property rights on farmers' willingness to plant indigenous fruit trees in Malawi and Zambia[J]. *African journal of agricultural research*, 2013, 4(5): 427-437.
- [18] BRASSELLE A S, GASPART F, PLATTEAU J P, et al. Land tenure security and investment incentives: puzzling evidence from Burkina Faso[J]. *Journal of development economics*, 2002, 67(2): 373-418.
- [19] 罗必良, 仇童伟, 张露, 等. 种粮的逻辑[J]. 北京: 中国农业出版社, 2018.
- [20] 李尚蒲, 罗必良. 农地调整的内在机理及其影响因素分析[J]. *中国农村经济*, 2015(3): 18-33.
- [21] 付江涛, 纪月清, 胡浩. 新一轮承包地确权登记颁证是否促进了农户的土地流转——来自江苏省 3 县(市、区)的经验证据[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2016(1): 105-113.
- [22] KUNG K S, LIU S. Farmers' preferences regarding ownership and land tenure in post-Mao China: unexpected evidence from eight countries [J]. *China journal*, 1997(38): 33-63.
- [23] 张红宇. 中国农地调整与使用权流转: 几点评论[J]. *管理世界*, 2002(5): 76-87.
- [24] 林文声. 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.
- [25] BESLEY T. Property rights and investment incentives: theory and evidence from Ghana[J]. *Journal of political economy*, 1995, 103(5): 903-937.
- [26] 姚洋. 农地制度与农业绩效的实证研究[J]. *中国农村观察*, 1998(6): 35-36.
- [27] LI G, ROZELLE S, BRANDT L. Tenure, land rights, and farmer investment incentives in China[J]. *Agricultural economics*, 1998, 19(1-2): 63-71.
- [28] 马贤磊. 农地产权安全性对农业绩效影响: 投资激励效应和资源配置效应——来自丘陵地区三个村庄的初步证据[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2010, 10(4): 72-79.
- [29] GAO L, SUN D, HUANG J. Impact of land tenure policy on agricultural investments in China: evidence from a panel data study [J]. *China economic review*, 2017(45): 244-252.
- [30] YANG DT. China's land arrangements and rural labor mobility[J]. *China economic review*, 2004, 8(2): 101-115.
- [31] MULLAN K, GROSJEAN P, KONTOLEON A. Land tenure arrangements and rural-urban migration in China[J]. *World development*, 2011, 39(1): 123-133.
- [32] MAELYS DLR, DENG Q, LI S, et al. Land rights insecurity and temporary migration in rural China[R/OL]. I.Z. A discussion paper No.4668, 2009. <https://econpapers.repec.org/paper/izaizadps/dp4668.htm>.
- [33] MA X, NICO HEERINCKA, EKKO C, et al. Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China[J]. *Papers in regional science*, 2014, 95(2): 383-406.
- [34] 洪炜杰, 罗必良. 地权稳定能促进农户对农地的长期投资吗? [J]. *学术研究*, 2018(9): 78-86.
- [35] 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.
- [36] 仇童伟, 罗必良. 农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗? [J]. *中国农村观察*, 2017(4): 57-71.
- [37] 罗琦, 唐超, 罗明忠. 村治能人推进农村集体产权改革: 逻辑分析与案例解剖——基于安徽省夏刘寨村的调查[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2018(6): 86-92
- [38] CONG R, DRUKKER D M. Treatment effects model[J]. *Stata technical bulletin*, 2001, 10(55): 25-33.
- [39] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.