

引用格式:朱文清,张莉琴.集体林地确权到户对林地流转的政策效果分析[J].资源科学,2018,40(7):1407-1417. [Zhu W Q, Zhang L Q. The impact of confirming collective forest land property rights to households on the forest land circulation behavior of farmers[J]. *Resources Science*, 2018, 40(7): 1407-1417.] DOI :10.18402/resci.2018.07.09

集体林地确权到户对林地流转的政策效果分析

朱文清,张莉琴

(中国农业大学经济管理学院,北京 100083)

摘要:土地确权对土地流转有着重要的作用。本文利用6个省的6个县、为期7年近700个样本农户的面板数据,应用内生转换模型,对中国新一轮集体林地确权到户政策的林地流转效果进行了分析。研究发现:①集体林地确权具有内生性;②集体林地确权促进了农户林地的流转,确权使确权户林地流入概率增加了6%,流出林地概率增加了1.7%;③若对未确权的农户进行确权(反事实分析),则会使林地流入和流出概率分别增加59%和43.6%;④集体林地确权年限越长,农户林地流入和流出的可能性越大,确权的长期效果更明显。鉴于此,迫切需要进一步强化集体林地确权,给农户一个学习参与林地流转的机会,稳步推进集体林地流转。

关键词:集体林权制度改革;林地确权;林地流转;内生转换模型

DOI :10.18402/resci.2018.07.09

1 引言

1981年,中国启动了以“稳定山林权属、划定自留山、落实林业生产责任制”为核心的集体林产权制度以及逐步放开木材市场的改革,以自留山和责任山的形式,以家庭为基本单位,农户经营管理集体林。鉴于集体林产权改革和市场化改革不匹配、林地经营合同期过短等多种原因,出现了大规模的乱砍滥伐^[1],1987年,政府终止了这一改革过程,重新鼓励集体经营管理。此后,各地对集体林产权实现形式进行不同探索,如福建的股份合作制和辽宁强化农户经营模式以及山东等地拍卖租赁等。鉴于集体林地经营粗放,林地生产力水平低和对农民收入贡献低以及生态文明建设的新要求,2003年以来,中国掀起了新一轮集体林权制度改革的新浪潮,特别是在集体林分布广泛的中国南方省区。集体林权制度改革的主要目标是通过颁发政府批准的林权证向农户转移集体林地使用权,鼓励地方政府和经营者明晰产权,并解决现有林地林木争端。

中国政府启动的新一轮的集体林权制度改革系列政策旨在提供林权保障^[2],目前已基本完成了明晰产权、承包到户的主体责任改革任务。截止到2016年底,集体林地确权面积1.80亿hm²,累计发证面积达1.76亿hm²,发证面积占已确权面积的97.65%^[3]。集体林地流转呈现出明显增长,集体林地流转面积占林地面积的比重从2009年5.0%上升至2014年的8.43%^[3]。2016年,中国政府提出林地所有权、使用权和经营权分置,林地流转是林地使用权和经营权的转移,而林地确权是实现上述三权分置的前提条件,因此本文将研究新一轮集体林产权制度改革中林地确权到户政策对林地流转的影响。

明晰安全的农村土地制度是建立土地交易市场的重要前提之一^[4]。安全的土地产权不仅能有效地激励经营主体生产经营的积极性,而且有助于产权交易的实现^[5]。农地确权明确农户农地使用权的排他性和预期性,增加农民地权稳定性的信心,稳定清晰的产权是土地流转交易的前提^[6],经营主体

收稿日期:2017-09-23,修订日期:2018-04-28

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71473053)。

作者简介:朱文清,女,山东淄博人,博士生,主要从事农业经济理论与政策研究。E-mail: zhuwenqing0225@163.com

通讯作者:张莉琴,E-mail: liq-zh@263.net

参与农地市场交易的可能性越高^[7];拥有土地产权证增加了土地租赁市场的参与率^[8],否则不安全的产权降低了土地租赁市场交易的可能性^[9];在一些土地产权尚未明晰的地区,农户失去流出土地权利的风险成为土地交易的一个巨大障碍^[10]。已有文献对农地确权对其市场的影响已开展了较为深入的研究,为开展确权对林地流转的政策效果分析提供了良好借鉴。

与农业生产相比,林业生产具有生产周期长、以初期投入为主和自然因素发挥更为重要作用的显著特点。新一轮集体林产权制度改革把林地承包期延长至70年,明显长于农地30年的承包期。与农地流转相比,林地流转期限较农地的流转期限要长,林地流转合约远较农地复杂等。20世纪80年代的集体林产权制度改革不允许农户进行林地流转,但一些地区进行了林地流转的探索。20世纪90年代的政策转变使农户和其他经济主体能够以较低的价格获得集体林地的长期使用权^[11]。作为新一轮集体林权制度改革的配套措施,政府部门鼓励农户参与林地流转。

已有一些关于林地流转的研究^[1,12],但鲜有研究新一轮集体林产权制度确权对林地流转的政策效果,且已有研究尚未考虑到林地确权有内生性和内生性对林地流转的计量经济学估计的偏误;已有有关林地流转研究几乎均采用短期小样本,不利于反映林地流转长期趋势。本文借鉴Holden等^[12]的研究思路,采用“是否发放林权证”作为衡量确权的变量,划分为流入和流出两种行为进行分析。本研究的基本策略为:第一步,检验确权变量的内生性和选择偏差问题,使用IV-Probit和IV-2SLS来检验工具变量的外生性和有效性;第二步,应用内生转换模型,分别得到已确权农户的平均处理效应(Average Treatment on the Treated, ATT)和未确权农户的平均处理效应(Average Treatment on the Untreated, ATU)。本文采用国家林业局经济发展研究中心的“中国集体林权制度改革相关政策问题研究”的调研项目长达7年、涉及6个省区6个县的621~737个样本农户不平衡跟踪大面板数据,所选案例县涉及到东北、南方以及西南的集体林区类型,具有较为广泛的代表性,在一定程度上,本文所得出的新一

轮集体林确权对林地流转政策效果的影响结论具有较好全国性意义。

2 数据来源和抽样方法

2.1 数据来源

本文所用数据全部来自国家林业局经济发展研究中心“中国集体林权制度改革相关政策问题研究”的跟踪调研数据。为保障数据的可靠性和有效性,该跟踪调研每两年进行一次,在7—8月由中心组织农林类高校相关专业老师和研究生深入农村,进行一对一入户访谈。调查问卷涉及农户个人基本特征、农户家庭基本收入消费情况、农户生产经营情况、农户集体林权改革情况等多方面。第一次调研在2010年进行,获取了2003年、2007年、2008年和2009年的样本农户数据;2012年进行了第二次调研,获得了2010年和2011年的样本农户数据;2014年开展了第三次调研,得到了2012年和2013年的样本农户数据。

2.2 数据的收集和样本农户抽样技术

本项调研数据采取分层随机抽样技术,综合考虑中国集体林区的区域分布、社会经济发展水平、森林资源分布状况、集体林产权制度改革进展等多种因素,在全国范围内,选取了山东、河南、辽宁、四川、浙江、福建、湖南、江西、广西等9个省区,每个省选取2个县,案例县包括山东蒙阴和莱州、河南舞阳和泌河、辽宁清原和本溪、四川威远和丹棱、浙江遂昌和德清、福建顺昌和沙县、湖南平江和洪江、江西铜鼓和遂川以及广西平果和环江。根据森林资源状况和地理位置,每个案例县选取3个乡镇,每个乡镇选取了3个村,每个村随机抽取了15个农户,样本农户总数为2430户。在跟踪调研过程中,由于一些农户外出务工、搬迁和死亡等多种原因,形成了非平衡面板数据。

考虑到本文侧重研究集体林地确权对样本农户流转的影响,集体林地确权和流转为关键变量。在整理数据时,在一些案例县,由于暂时没有获得关键变量“是否发放林权证”的信息,因此,本文确定了森林资源丰富的清原县、丹棱县、遂昌县、顺昌县、洪江县和环江县等6个县作为研究对象。鉴于2012年的“是否发放林权证”关键变量信息的缺失,本文删除了2012年的数据,因此,最终选择了样本农户7

2018年7月

年的数据,2003年有737户、2007—2009年每年736户,2010年623户,2011年622户,2013年621户。

本文所选择的6个案例县,基本能涵盖中国集体林区的区域类型。清原县地处东北地区,该县森林覆盖率达72.3%,林下资源十分丰富,林业收入占农户收入比重高。丹棱县地处西南地区,人均林地面积近0.20hm²。广西、浙江、湖南和福建为南方集体林区重点省区,在中国森林资源培育和林业生态建设中占据重要地位。遂昌县森林覆盖率81.3%,人均林业用地1.13hm²,林业在农户收入中占据重要地位。顺昌县集体林总面积12.89万hm²。洪江市为“中国经济林之乡”,是湖南省重点集体林区县之一。因此,案例县能够较好反映中国集体林产权制度改革进展情况,具有代表性,所得出的结论也可以较好地适用于全国集体林区。

3 描述性证据

3.1 集体林地确权情况

截止到2013年底,除顺昌县和环江县的集体林地确权相对滞后以外,其余案例县已确权林地面积占集体林地总面积的比例均已在80%以上。由于林地产权状况和森林资源状况等方面存在差异,这为研究集体林地确权对林地流转的影响提供了天然试验场。

到2013年底,最早开始集体林产权制度改革的顺昌县集体林地确权面积仅为57.53%,出现这种状况的原因主要包括:一是在新一轮集体林权改革之前,已有相当大部分林地流转出去且尚未到合同期限,顺昌县采用“预期均山”的形式进行确权,即原流转合同到期后,农户获得林地的使用权,因此,对

于“预期均山”的林地尚未办林权证;二是新一轮集体林权改革时,顺昌县一些案例村依然维持20世纪80年代出现的股份合作制经营模式,但完善了收入分配模式,因此,对于实行股份合作制的林地,集体林地确权到股份合作制实体而非农户。2009年,环江县启动新一轮集体林产权制度改革,集体林确权开始较晚,加之林权纠纷较多,已确权面积也仅为72.12%(见表1)。

20世纪80年代改革以后,一些地方并没有完全收回已分配到农户的林地,新一轮集体林产权制度改革后,除了进行确权到户,还需要给林地已确权农户换发新林权证。截止到2013年底,清原县和丹棱县已确权林地面积比重分别为86.01%和91.48%。遂昌县和洪江县分别在2007年和2008年开始新一轮集体林地确权到户的工作,截止到2013年底,已分别确权了集体林地应确权面积的82.64%和89.37%(见表1)。

3.2 集体林地流转状况

在新一轮集体林权制度改革之前,集体林地已出现了流转,主要有流转价格过低、流转时间过长和流转面积过大等问题。2003年以后,农户逐步获得集体林地的使用权,农户所使用的集体林地产权更为明晰且安全,集体林地流转面积有所增加^[1]。2003年、2008年和2013年样本农户流入林地的比重分别为3%、4%和6%;流出林地的农户比重为0%、1%和3%(见表2)。若按照流入林地面积和流出林地面积计算,样本农户流入林地面积和流出林地面积占其总林地面积的比重分别为13.8%和0.54%。与农地流转相比,中国集体林地流转比例

表1 已确权集体林地占集体林地总面积的比例

Table 1 The proportion of entitled collective forestland to total collective forestland

(%)

案例县	2003年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2013年
清原	10.49	64.51	73.60	75.65	76.16	82.19	86.01
丹棱	8.31	10.30	83.28	85.19	88.71	92.56	91.48
遂昌	0.55	76.74	76.74	77.12	76.16	87.10	82.64
顺昌	32.89	56.74	56.58	54.85	62.43	61.15	57.53
洪江	0.19	0.35	43.52	79.00	85.58	85.64	89.37
环江	0.12	2.32	2.32	18.00	37.37	49.37	72.12

注:丹棱县、遂昌县和顺昌县的个别年份的确权比例有下降的现象,原因在于有些农户在当年调研时不在家没有参与访谈等原因,导致已确权农户的比例有波动。

表2 主要变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of main variables

变量	2003年	2008年	2013年
流入(是=1,否=0)	0.03 (0.16)	0.04 (0.20)	0.06 (0.24)
流出(是=1,否=0)	0.00 (0.06)	0.01 (0.11)	0.03 (0.17)
是否确权(是=1,否=0)	0.09 (0.28)	0.51 (0.50)	0.73 (0.45)
户主年龄/岁	43.44 (10.45)	48.43 (10.45)	53.26 (10.33)
户主是否村干部(是=1,否=0)	0.22 (0.41)	0.22 (0.41)	0.19 (0.39)
户主受教育年限/年	7.06 (2.72)	7.06 (2.72)	7.19 (2.81)
家庭人口数/人	4.13 (1.39)	4.13 (1.39)	3.35 (1.29)
打工劳动力投入比例/%	29.65 (0.33)	33.64 (0.34)	28.58 (0.35)
林地面积/hm ²	2.72 (96.28)	2.96 (95.87)	2.98 (81.89)
村委会到县城距离/km	43.34 (38.12)	43.38 (38.13)	43.26 (37.94)
海拔/m	493.58 (201.26)	493.61 (201.39)	494.58 (202.69)

注:表中数据为均值;括号中数字为标准误。

不高,原因在于集体林权制度改革滞后于农地改革,集体林地确权以后,农户有一个学习和反应过程,但样本农户林地流转在不断增加,国家林业局^[3]的统计数据亦证实了这一上升趋势。

随着集体林地确权的增加,农户参与林地流出和林地流入的参与率上升,尤其是农户参与林地流入的比例上升更为明显(见图1)。以特定案例县实施新一轮集体林产权制度改革的年度设定为第0年,新一轮集体林产权制度改革前一年为-1年,改革后的第一年为+1年,依次类推,绘制了集体林产权制度确权年度长短对集体林地流入与流出之间的二维图(见图2)。根据样本农户数据,农户林地流入和流出表现出较高的区域差异(见图2),从各案例县来看,清原县农户参与林地流转比例较高,其流入林地的农户比例最高;遂昌县农户林地流入参与率次之(见图2a)。从农户林地流出参与率的角度来看,农户林地流出参与率低于农户林地流入参与率,丹棱县和顺昌农户林地流出参与率较高(见图2b)。图2的结果显示:随着林地确权年限的延长,样本农户参与林地流入和流出基本上呈现出上升态势,同时林地确权年限越长,也意味着林地

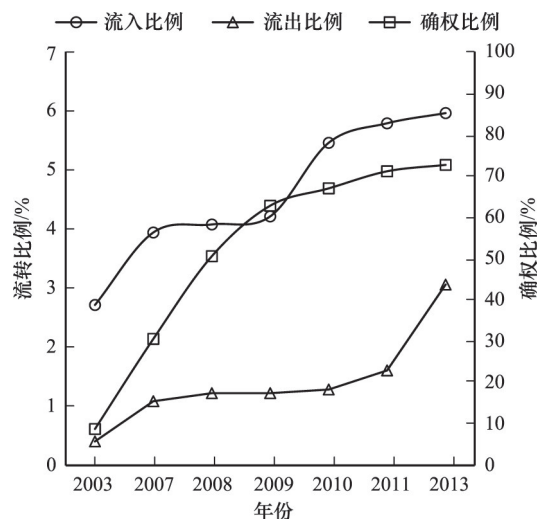


图1 集体林地确权与流转的关系

Figure 1 The relationship between confirming property rights and forestland circulation

确权率的提升,从一定程度上,可以说林地确权率高和确权年限的延长增加了农户参与林地流入和流出的可能性。图2的结果亦显示:农户参与林地流出和流入具有明显的路径依赖性,若从农户参与林地流入和流出年度增量的角度来看,案例县集体林地确权 and 确权年限对林地流入和林地流出的影响表现的较为一致。

本研究样本农户的调查结果亦显示:相较于流入集体林地,在农户层面林地流出参与率小于林地流入参与率(见图2)。根据国家林业局经济发展研究中心调研团队的实地观察:一是农户将林地视作一种财产,农户调查结果显示:有74%的农户不愿意将其经营的林地流出;二是20世纪80年代和新一轮集体林产权制度改革过程中,村或村民小组保留一定比例的集体林地或其它经营主体(如大户等)持有一定量的集体林地,以不同方式流转给农户,为林地流转的重要组成部分^[13]。

3.3 影响集体林地流转的控制变量

除了林地是否确权影响农户林地流转行为以外,包括农户家庭特征、区域特征等控制变量也可能影响到农户林地流转行为,主要控制变量的描述性统计见表2。

在样本农户家庭特征中,年轻户主和受教育程度高的户主可能更容易接受新生事物,承担风险的能力更强,可能会更积极地参与林地流转。村干部

2018年7月

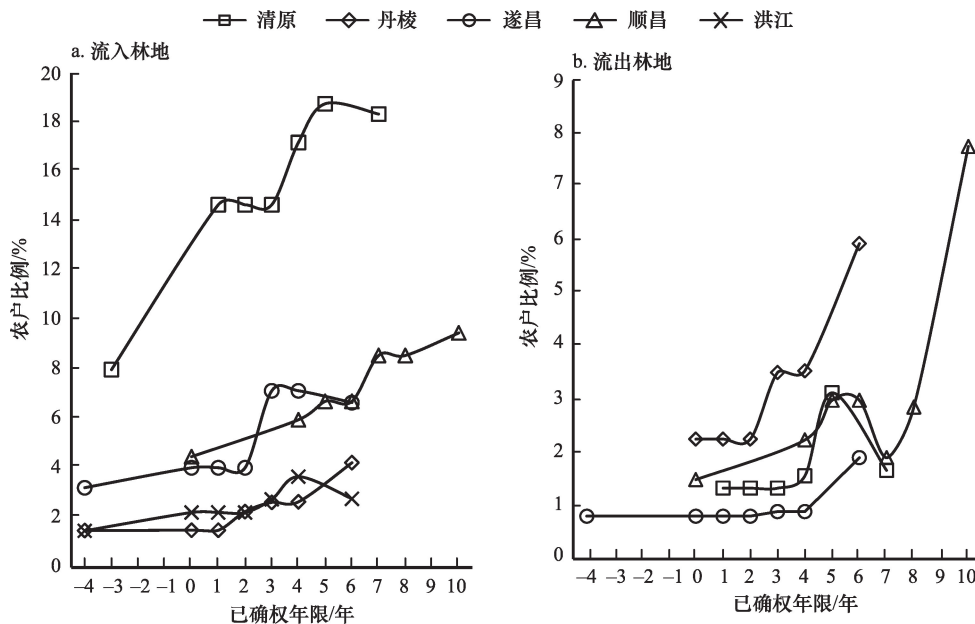


图2 集体林地已确权年限与流转林地农户比例

Figure 2 The years of confirming property rights and the ratio of forestland circulation

对新一轮集体林产权制度改革及配套改革政策的理解可能更透彻,也可能更有前瞻性,因此参与林地流转的可能性更大。林地面积大的林业经营大户,可能更依赖林业为生,为了实现规模经济,他们倾向于流入林地。家庭人口数和打工劳动力投入比例的不同也会对农户林地流转行为产生影响。

不同案例县林地流转存在明显差异,这与地区区位及自然条件相关。鉴于此,本文选择海拔和村委会到县城距离作为地区控制变量(见表2)。

4 研究方法

在新一轮集体林产权制度改革之前,已存在集体林地流转的现象。新一轮集体林权改革以后,为了规范和促进林地流转,各地陆续建立了集体林产权交易市场或交易中心。鉴于此,需要理解集体林地确权对林地流转产生了什么影响以及如何产生影响呢?

集体林地确权对农户参与林地流转的影响主要是通过下述三个方面产生:①明晰的林产权激励农户扩大林地经营规模,产权安全的土地流转促进了投资需求^[14];②集体林地确权可以增加农户所拥有林地的产权安全性,降低了林地流转的交易成本,提高了林地市场交易的净收益,最终提高了农户的林地需求和供给^[5];③保证土地财产权安全稳定的

激励可为贷款提供担保,使得林地流转成为可能^[15]。

本文的因变量(是否流入林地、是否流出林地)和解释变量(是否确权)均为二分虚拟变量,且解释变量(是否确权)存在内生性,由于普通非线性模型只能解决内生解释变量为连续变量的情况^[16],因此,本文参考 Shi 等^[18]使用内生转换模型来进行分析,选择工具变量,预测出平均处理效应。

根据上述分析与讨论和集体林地确权对农户林地流转行为影响的机理分析,本文建立计量经济学模型:

$$Y_{it1} = \alpha_1 + \beta_1 D_{it} + \theta_1 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it2} = \alpha_2 + \beta_2 D_{it} + \theta_2 Z_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

式中 i 为第 i 个农户; t 为第 t 年; Y_{it1} 为农户是否流入林地的虚拟变量; Y_{it2} 为农户是否流出林地的虚拟变量; D_{it} 为集体林地确权变量(若 $D_{it}=1$, 代表已确认;若 $D_{it}=0$, 代表未确权); Z_{it} 是农户家庭特征和村庄特征变量等外生控制变量(具体变量见表2); α_1 、 α_2 、 β_1 、 β_2 、 θ_1 和 θ_2 为待估计系数; ε_{it} 和 μ_{it} 为残差项。

4.1 集体林地确权的内生性

本文的关键政策变量为林地是否确权,可能存在内生性问题。新一轮集体林产权制度改革与以往的集体林产权制度改革有一个明显区别,即需通过村民代表大会投票表决确定改革方案,才能推行

本村集体林权制度改革方案^[17]。样本农户数据显示:同一个县各村林权证发放的时间不一样,案例村是否参加集体林权改革及其时机需要村民做出决定。可能有观测不到的因素影响着农户对于集体林地确权的选择,因此,林地确权是否存在内生性需要进行检验。

本文选取的工具变量是“第一大姓占全村人数的比例”,这一变量对林地确权会产生影响,因为一个村的大姓往往会对村民投票表决产生影响。在一个村庄中,大姓往往在村民决策时拥有一定优势,当一个大姓占据绝对优势时,决策通常是由这个大姓决定;但当有几个大姓势均力敌时,他们之间就会形成博弈,达成一致的决策比较困难;当村里的姓氏没有过分集中时,没有大姓,决策结果通常更接近于大部分村民的真实意思表示。

在样本中,第一大姓占全村人数的比例均值为35%,这一比例大于1/2的样本占15%,大于2/3的样本占10%。根据集体林产权制度改革的相关政策,需要2/3的村民或村民代表同意的集体林产权制度改革方案才能实施,因此,在90%的案例村,不同姓氏家族需要进行对集体林产权制度改革实施方案进行博弈。当第一大姓比例越大但低于2/3时,这种博弈越激烈,这一比例越小时,越接近于民主决策。根据实地调查结果,存在几个比较大姓氏但不占优的案例村,需要较长的时间对新一轮集体林产权制度改革实施方案进行讨价还价;在没有一个姓氏家族占优的村,这些村制定新一轮集体林产权制度改革方案时,已经经过较好的民主协商,则可能更容易达成集体林产权制度改革实施方案。

同时“第一大姓占全村人数的比例”只会影响林地确权而不会直接影响林地流转,因此,选择它作为工具变量,“第一大姓占全村人数的比例”是否适合做工具变量尚需要进行统计检验。本文拟采用了IV-Probit和IV-2SLS模型来验证内生性的存在,并检验工具变量的有效性。林地确权选择方程为:

$$D_{it} = \alpha_3 + \beta_3 IV_{it} + \theta_3 Z_{it} + \gamma_{it} \quad (3)$$

式中 IV_{it} 为农户所在村第一大姓占全村人数的比例; α_3 、 β_3 和 θ_3 为待估计系数; γ_{it} 为残差项。

首先,采用IV-Probit方法来估计公式(1)—公

式(3)^[18],根据Wald检验结果,确认工具变量是否是外生^[19]。如果Wald检验能显著地拒绝原假设,表明确权存在内生性且所选工具变量有效,则工具变量估计法的估计结果优于OLS估计的结果。同时,用IV-2SLS检验工具变量的有效性,当Kleibergen-Paap rk Wald F和Cragg-Donald Wald F统计量大于Stock-Yogo检验的临界值时,可以拒绝工具变量弱识别的原假设,证明工具变量是有效的。由于IV-Probit和IV-2SLS对于离散的内生变量并不适用,它得到的结果是有偏的,因此,本文仅用来检验工具变量而不作为最终解释政策效果的实证模型。

4.2 样本选择偏差

样本选择问题是非实验研究造成偏差的常见原因,本文关注农户确权变量就属于此类问题。借鉴Lokshin等^[20]的研究,本文使用内生转换Probit模型(Endogenous Switching Probit model, ESP)来解决选择造成的偏差,且构建一个反事实分析。内生转换Probit模型可以表示为:

$$D_{it} = 1, \text{ 如果 } \alpha_4 + \beta_4 IV_{it} + \theta_4 Z_{it} + \varphi_{it} > 0 \quad (4)$$

$$D_{it} = 0, \text{ 如果 } \alpha_4 + \beta_4 IV_{it} + \theta_4 Z_{it} + \varphi_{it} \leq 0 \quad (5)$$

$$Y_{ijt}^* = \alpha_{ij} + \theta_{ij} Z_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad Y_{ijt} = I(Y_{ijt}^* > 0) \quad (6)$$

$$Y_{0ijt}^* = \alpha_{0ij} + \theta_{0ij} Z_{0ijt} + \varepsilon_{0ijt} \quad Y_{0ijt} = I(Y_{0ijt}^* > 0) \quad (7)$$

式中 j 代表流入或流出林地, $j=1$ 表示农户流入林地, $j=2$ 表示农户流出林地。如果已确权($D_{it}=1$),则流转被定义为 Y_{ijt} ;如果未确权($D_{it}=0$),则流转被定义为 Y_{0ijt} 。 Y_{ijt} 和 Y_{0ijt} 为观测到的农户是否进行林地流转; Y_{ijt}^* 和 Y_{0ijt}^* 是潜变量,代表农户是否进行林地流转的可能性。 α_4 、 β_4 、 θ_4 、 α_{ij} 、 α_{0ij} 、 θ_{ij} 和 θ_{0ij} 为待估计系数; φ_{it} 、 ε_{ijt} 和 ε_{0ijt} 为残差项。

假设 φ_{it} 、 ε_{ijt} 和 ε_{0ijt} 是联合正态分布且均值为0,因此,相关系数矩阵可以表述为:

$$\Omega_j = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{0j} & \rho_{1j} \\ & 1 & \rho_{10j} \\ & & 1 \end{pmatrix} \quad (8)$$

式中 ρ_{0j} 是 φ_{it} 和 ε_{ijt} 的相关系数; ρ_{1j} 是 φ_{it} 和 ε_{0ijt} 的相关系数; ρ_{10j} 是 ε_{ijt} 和 ε_{0ijt} 的相关系数。如果 ρ_{0j} 或者 ρ_{1j} 至少一个显著性地不为0,那么就证明是否确权存在选择偏差。然后再根据对 $\rho_{0j}=\rho_{1j}$ 进行似然比检验,可以验证公式(6)和公式(7)是否是相互独立的。

根据内生转换Probit模型,处理组的处理效应

2018年7月

TT(Treatment on Treated)和未处理组的处理效应TU(Treatment on Untreated)可以用下式计算:

$$TT_j = \Pr(Y_{1j} = 1|D = 1, Z = z) - \Pr(Y_{0j} = 1|D = 1, Z = z) \quad (9)$$

$$TU_j = \Pr(Y_{1j} = 1|D = 0, Z = z) - \Pr(Y_{0j} = 1|D = 0, Z = z) \quad (10)$$

式中 TT_j 就是对已确权农户流转行为的影响, 计算 TT_j 的均值就得到对已确权农户的平均处理效应(ATT); TU_j 是反事实分析, 即对未确权农户而言, 如果确权将对其流转行为产生的影响, 计算 TU_j 的均值就得到对未确权农户的平均处理效应(ATU)。

5 经验性结果

根据上文林地确权对农户流转的影响机制, 利用所讨论的研究方法和长期大样本农户数据, 本部分将展示研究的经验性结果。

5.1 检验内生性和选择偏差

首先, 从IV-Probit模型结果的Wald外生性检验来看, 划分为林地流入和林地流出两个类型, 对林地确权的内生性进行检验, 检验结果见表3。 χ^2 值均大于1%显著水平上的临界值, 因此, 在林地流入和林地流出方程中, 林地是否确权和林地已确权年限均存在内生性, 也验证了工具变量是外生的, 为有

效工具变量(见表3)。本文用两阶段最小二乘法(IV-2SLS)检验了工具变量的有效性, 经计算可得Kleibergen-Paap rk Wald F为228.075, Cragg-Donald Wald F为196.804, 均大于Stock-Yogo检验10%水平临界值16.380, 均拒绝了工具变量弱识别的原假设, 进一步证实了本研究所选工具变量为强工具变量, 而非弱工具变量¹⁾。

根据表4的内生转换模型结果, $\rho_{11} = -1.419$ 和 $\rho_{12} = -1.271$ 显著不为0, 而 $\rho_{01} = -1.348$ 和 $\rho_{02} = -2.727$ 不显著, 因此, 林地确权变量确实存在一定的选择偏差。选择偏差的存在, 对林地流入和流出的估计均产生了负向影响, 也就是说由于不可观测的因素影响, 低估了确权对于林地流入和流出的正向影响。因此, 为了获得更准确的结果, 需要采用内生转换模型进行分析。

5.2 林地确权对林地流转的政策效果

IV-Probit的第一阶段结果显示: 第一大姓占全村人数比例越低, 则会提升林地确权概率, 符合预期。从IV-Probit的第二阶段结果看, 林地确权对农户林地流入有显著的正向影响, 对林地流出亦有正向显著影响。

从内生转换模型结果来看(见表4), Wald相互独立性检验结果均是显著的, 表明公式(6)和公式

表3 IV-Probit内生性检验结果

Table 3 Results of IV-Probit model for endogenous test

变量	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段	
	是否确权(D)	流入	流出	ln(林地已确权的年限)	流入	流出
是否确权的估计值		2.269*** (0.060)	1.867*** (0.222)			
ln(林地已确权的年限)估计值					0.363*** (0.022)	0.307*** (0.060)
第一大姓占全村人数比例	-0.519*** (0.031)			-4.965*** (0.162)		
Wald chi2(Joint significance)		2 261.470***	267.670***		606.430***	81.750***
Log pseudo likelihood		-3 385.521	-2 975.620		-11 406.653	-10 990.522
Wald chi2(Wald test of exogeneity)		137.160***	18.750***		93.940***	11.740***
样本量	4 811	4 811	4 811	4 811	4 811	4 811

注: 1) 该部分还对林地已确权年限进行了估计, 与林地是否确权一样, 林地已确权年限也存在内生性。并且林地已确权年限对林地流入和流出均为显著正向影响, 这与图2的结果也是相符的; 2) 限于篇幅, 本表未列出其他控制变量的估计结果; 3) 括号内为标准差, **、*和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

1) 本文中IV-2SLS模型仅用来检验工具变量的有效性, 回归结果不予汇报。

(7)是相互独立的,因此,采用内生转换模型是合理的。内生转换模型第一阶段估计为工具变量以及其他控制变量对“是否确权”的影响;第二阶段估计把农户划分为已确权和未确权两组,分别估计对其流转行为的影响,估计出林地是否确权对流转的平均处理效应 ATT 和 ATU 。

第一阶段经验性结果显示:农户户主年龄越大,户主为村干部、家庭人口数越多以及林地面积越大的农户,其林地确权的概率越大;距离县城越近、海拔越高的农户,其确权概率越大。

第二阶段经验性结果看出(见表4),有些控制

变量对处理组(林地确权=1)和对照组(林地确权=0)林地流转的影响是一致的。户主越年轻、越容易接受新事物,对于林地流转参与更多,因此,户主年龄对两组的林地流入均产生了负向影响;到县城的距离越远,通常在经济社会等方面发展相对滞后,农户从事非农就业的机会更少,参与林业经营的可能性更大,农户流入林地的可能性更高,表4的结果符合预期。海拔高低会影响立地条件、林种以及管理难度,海拔越低,流入林地的概率越大,可见农户会优先选择立地条件好又便于管理的林地,这些林地更易流入和流出;同时,林地面积越大的农户也更倾

表4 内生转换模型结果

Table 4 Results of endogenous switching probit model

变量	流入	流入第二阶段		流出	流出第二阶段	
	第一阶段	$D = 1$	$D = 0$	第一阶段	$D = 1$	$D = 0$
户主年龄	0.009*** (0.002)	-0.024*** (0.004)	-0.023*** (0.006)	0.009*** (0.002)	0.003 (0.005)	0.008 (0.009)
户主是否村干部	0.112** (0.052)	0.104 (0.076)	0.590*** (0.118)	0.098* (0.052)	-0.168 (0.126)	-0.199 (0.258)
户主受教育年限	-0.007 (0.008)	-0.031** (0.013)	0.010 (0.023)	-0.009 (0.008)	-0.047** (0.021)	-0.007 (0.034)
ln(家庭人口数)	0.140*** (0.054)	-0.026 (0.088)	-0.461*** (0.142)	0.153*** (0.055)	0.027 (0.125)	-0.175 (0.211)
打工劳动力投入比例	-0.005 (0.061)	0.321*** (0.090)	-0.369* (0.189)	-0.019 (0.061)	0.011 (0.133)	-0.239 (0.271)
ln(林地面积)	0.030*** (0.007)	0.078*** (0.022)	0.223*** (0.041)	0.030*** (0.007)	-0.049*** (0.015)	-0.030 (0.030)
ln(村委会到县城距离)	-0.099*** (0.016)	0.128*** (0.021)	0.091* (0.050)	-0.109*** (0.019)	0.051* (0.028)	-0.216*** (0.065)
ln(海拔)	0.414*** (0.043)	-0.437*** (0.065)	-0.894*** (0.119)	0.429*** (0.043)	-0.251** (0.098)	-0.311* (0.161)
第一大姓占全村人数比例	-1.785*** (0.107)			-1.687*** (0.107)		
年度虚拟变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
截距	-1.782*** (0.311)	3.814*** (0.497)	3.522*** (0.771)	-1.863*** (0.311)	1.833** (0.891)	0.027 (1.125)
$Rho(\rho_{11}/\rho_{01}, \rho_{12}/\rho_{02})$		-1.419*** (0.204)	-6.348 (52.580)		-1.271*** (0.297)	-2.727 (4.461)
Wald chi2(Joint significance)	1 255.020***			1 236.410***		
Log pseudo likelihood	-3 228.380			-2 822.649		
Wald chi2(Wald test of independent eqns.)	65.000***			15.530***		
样本量		4 811			4 811	

注:1) D 为是否确权变量, $D=1$ 代表已确权农户, $D=0$ 代表未确权农户;2) 括号内为标准差,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

2018年7月

向于流入林地,这显示林地会趋向集中规模经营。

从第二阶段经验性结果可以看出(见表4),各控制变量对处理组(林地确权=1)和对照组(林地确权=0)农户林地流转的影响有的则不同。户主是村干部对对照组林地流入有正向影响,对处理组没有显著影响;户主受教育年限对处理组林地流出有负向影响,对对照组则没有显著影响;家庭人口数对对照组林地流入有负向影响,未显著影响处理组的林地流入行为;打工劳动力投入比例对两组的林地流入产生了相反的影响;林地面积显著负向地影响处理组的林地流出,却对对照组没有影响;村委会到县城距离对两组的林地流出存在相反影响。可见,确权农户与未确权农户存在异质性,户主受教育年限、家庭人口数、打工劳动力投入比例等变量与确权存在交互影响。

通过内生转换模型,建立一个反事实(counterfactual)模型,不仅估计出确权对于处理组的影响,还能同时估计出若使对照组确权可能产生的影响。从结果来看(表5),确权使处理组林地流入的概率增加6%,使得流出林地概率增加1.7%;如果给未确权农户进行确权,那么其林地流入的概率增加59%,林地流出概率增加43.6%。可见,集体林地确权到户激励了农户的林地流转行为,活跃了林地交易市场,优化了资源配置。

表5 确权的平均处理效应

Table 5 The average treated effect of confirming property rights					
平均处理效应	样本量	流入 均值	流入 标准误	流出 均值	流出 标准误
ATT	2 434	0.060	0.058	0.017	0.026
ATU	2 377	0.590	0.202	0.436	0.175

6 结论

林地确权是政府推动新一轮集体林产权制度改革的重要举措,是实现集体林地所有权、承包权和经营权分置的重要前提。新一轮集体林权改革进行了近15年,大部分地区集体林地确权工作已经完成。集体林产权进一步明晰和产权安全性提高会促进林地流转市场的活跃。

本文采用6省6县近700个农户2003—2013年的追踪数据,研究了中国新一轮集体林产权制度中林地确权对农户参与林地流入和流出行为的影

响。本文应用了内生转换模型,该模型有两大优点,一是解决了林地确权与林地流入和流出间存在的内生性问题;二是能够计算出集体林地确权政策对已确权农户的平均处理效应(ATT),并进行反事实分析,计算出对未确权农户的平均处理效应(ATU)。

本文的研究发现,集体林地确权对林地流转产生了显著的影响:①对确权农户,流入概率增加了6%,流出概率增加了1.7%;②对未确权农户,如果确权,那么他们的林地流入概率将会增加59%,流出将会增加43.6%,可以显著地提高林地未确权农户参与林地流入和流出的可能性;③林地确权年限越长,农户林地流入和流出的可能性越大,确权的长期效果更明显。

除了研究确权对林地流转的影响,本文还研究了农户偏好(农户特征所决定的)、区域特征和自然条件等控制变量对农户林地流转行为的影响:①已确权农户和未确权农户存在异质性;②越年轻的农户,越容易参与林地流转,他们承担风险的能力和接受新事物的能力都更强;③农民从事非农就业与林业经营是替代关系,流入林地的农户更倾向于专业经营而非兼业经营;④低海拔地区林地流转率更高,海拔越低,管理和采伐越容易,立地条件更好;⑤林地进一步向大户集中,大户更倾向于流入林地,有利于实现林业规模经营。

本文的研究结论对相关政策有以下几点启示:首先,应进一步加强林地确权工作。已确权地区在发证过程中还存在林地四至不清、林地与林权证不相符、林权证没有发放到农户手中等问题,应该尽快完善;对尚未确权的集体林地需要尽快采取有力的行动和措施,解决林权纠纷,把工作做细做实,尽快实现确权。其次,完善林地流转市场,建立林地产权交易中心。农户在不成熟的市场中作为弱势群体势必会选择保守行为,建立产权交易中心能够使林权交易公开透明。农户参与林地流转需要学习和实践过程,因此,政府有关部门在推进集体林地流转过程中不可拔苗助长,应充分尊重农户意愿,完善各项配套措施,假以时日,稳步推进。

参考文献(References):

- [1] Liu C, Liu H, Wang S. Has China's new round of collective forest

- reforms caused an increase in the use of productive forest inputs? [J]. *Land Use Policy*, 2017, 64: 492–510.
- [2] Wang G, Innes J L, Lei J, *et al.* China's forestry reforms[J]. *Science*, 2007, 318(5856): 1556–1557.
- [3] 国家林业局. 中国林业发展报告[M]. 北京: 中国林业出版社, 2015, 2017. [State Forestry Administration. Forestry Development Report of China[M]. Beijing: China Forestry Press, 2015, 2017.]
- [4] Deininger K, Feder G. Land Institutions and Land Markets[A]. Gardner B, Rausser G. Handbook of Agricultural Economics[M]. Amsterdam: North Holland Publishing Company, 2001.
- [5] 马贤磊, 仇童伟, 钱忠好. 农地产权安全性与农地流转市场的农户参与—基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2015, (2): 22–37. [Ma X L, Qiu T W, Qian Z H. The security of rural land property rights and the farmers' participation in the rural land transfer market—empirical analysis of survey data based on Jiangsu, Hubei, Guangxi and Heilongjiang provinces (four provinces) [J]. *Chinese Rural Economy*, 2015, (2): 22–37.]
- [6] 郜亮亮, 黄季焜, 冀县卿. 村级流转管制对农地流转的影响及其变迁[J]. 中国农村经济, 2014, (12): 18–29. [Gao L L, Huang J K, Ji X Q. Influence of village level transfer control on rural land transfer and its change[J]. *Chinese Rural Economy*, 2014, (12): 18–29.]
- [7] 田传浩, 贾生华. 农地制度、地权稳定性与农地使用权市场发展: 理论与来自苏浙鲁的经验[J]. 经济研究, 2004, (1): 112–119. [Tian C H, Jia S H. Land tenure, tenure security and the development of farmland rental markets: theory and evidence from Jiangsu, Zhejiang and Shandong Provinces[J]. *Economic Research Journal*, 2004, (1): 112–119.]
- [8] Shi M, Waible H, Huang J K. Smallholder participation in land rental market in a mountainous region of southern China: impact of population aging, land tenure security and ethnicity[J]. *Land Use Policy*, 2017, 68: 625–637.
- [9] Feng S, Heerink N, Ruben R, *et al.* Land rental market, off-farm employment and agricultural production in southeast China: a plot-level case study[J]. *China Economic Review*, 2010, 21(4): 598–606.
- [10] Otsuka K, Place F M. Land tenure and natural resource management: a comparative study of agrarian communities in Asia and Africa [J]. *Food Policy*, 2001, 85(3): 778–779.
- [11] Weyerhaeuser H, Kahrl F, Su Y. Ensuring a future for collective forestry in China's southwest: adding human and social capital to policy reforms[J]. *Forest Policy and Economics*, 2006, 8(4): 375–385.
- [12] Holden S T, Yi Y Y, Jiang X M, *et al.* Tenure Security and Investment Effects of Forest Tenure Reform in China[A]. Holder S T, Otsuka K, Deininger K. Land Tenure Reform in Asia and Africa: Assessing Impacts on Poverty and Natural Resource Management [M]. New York: Palgrave Macmillan, 2013.
- [13] 王成军, 何秀荣, 徐秀英, 等. 林地规模效率与农户间林地流转: 来自浙江省的实证[J]. 农业技术经济, 2010, (10): 58–65. [Wang C J, He X R, Xu X Y, *et al.* Forest land scale efficiency and forest land transfer among farmers: an empirical study from Zhejiang Province[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2010, (10): 58–65.]
- [14] Besley T. Property rights and investment incentives: theory and evidence from Ghana[J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5): 903–937.
- [15] Besley T. Nonmarket institutions for credit and risk sharing in low-income countries[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(3): 115–127.
- [16] Yatchew A, Griliches Z. Specification error in probit models[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1985, 67(1): 134–139.
- [17] 刘小强, 徐晋涛, 王立群. 集体林权制度改革对农户收入影响的实证分析[J]. 北京林业大学学报(社会科学版), 2011, 10(2): 69–75. [Liu X Q, Xu J T, Wang L Q. Empirical analysis on influences of collective forest tenure reform on farmers' income[J]. *Journal of Beijing Forestry University*, 2011, 10(2): 69–75.]
- [18] Newey W K. Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables[J]. *Journal of Econometrics*, 1987, 36(3): 231–250.
- [19] Rivers D, Vuong Q H. Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models[J]. *Journal of Econometrics*, 1988, 39(3): 347–366.
- [20] Lokshin M, Sajaia Z. Impact of interventions on discrete outcomes: maximum likelihood estimation of the binary choice models with binary endogenous regressors [J]. *Stata Journal*, 2011, 11(3): 368–385.

The impact of confirming collective forest land property rights to households on the forest land circulation behavior of farmers

ZHU Wenqing, ZHANG Liqin

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: The confirmation of land property rights has an important role in land circulation. Based on panel data collected from six provinces, six counties and nearly 700 households over seven years, we used the endogenous switching probit model (ESP) to analyze the influence of confirming collective forest land property rights to households on forest land circulation behavior in China's new round of collective forest rights reform. We found that there exists endogeneity in the confirmation of collective forest land property rights. Confirming collective forest land property rights to households promotes farmer participation in the forest land circulation market. Farmers who possess forest land tenure certificates have a 6% higher probability of renting in collective forest land and a 1.7% higher probability of renting out collective forest land than those farmers who do not possess. Entitling property rights to those farmers who do not have forest land tenure certificates results in a 59% likelihood of renting in collective forest land and a 43.6% likelihood of renting out collective forest land. The longer the term of confirming collective forest land property rights is, the more likely farmers will rent in and rent out their forest land, and the more obvious the long-term effect of confirming property rights. It is urgent that China further strengthen the confirmation of collective forest land property rights, give farmers a chance to learn to participate in the circulation market of forest land, and steadily advance the circulation of collective forest land.

Key words: the reform of collective forest land tenure; confirm of forest land property rights; forest land circulation; Switching Probit Model