

DOI: 10.5846/stxb201912052640

曹兰芳,曾玉林.林地确权、政府管制与资源异质性农户林业管护行为——基于湖南省7年连续观测数据.生态学报,2020,40(18):6694-6703.

林地确权、政府管制与资源异质性农户林业管护行为

——基于湖南省7年连续观测数据

曹兰芳1,*,曾玉林2

- 1 中南林业科技大学 商学院, 长沙 410018
- 2 湖南理工学院 经济与管理学院, 岳阳 414006

摘要:新一轮集体林权制度变迁后农户成为集体林区商品林和公益林的经营管护主体,基于林地资源属性差异将农户分为商品林农户与公益林农户,阐释了林地确权与政府管制作用于两类资源异质性农户林业管护行为的影响及差异。研究表明:林地确权能有效激励两类资源异质性农户林业管护意愿和管护强度;林木采伐管制对商品林农户林业管护行为没有产生消极影响,但对公益林农户林业管护行为有显著消极影响;林权抵押贷款管制消极影响公益林农户林业管护行为;生态补偿不能直接促进公益林农户林业管护行为,但其能有效弱化林木采伐管制和林权抵押贷款管制产生的消极影响。本研究对深化集体林权制度改革、进一步完善林改配套政策有重要意义。

关键词:产权激励;政府管制;生态补偿;商品林农户;公益林农户

森林的价值可以被划分为两类:一类是采掘性的实物产品价值,包括原木、非木质林产品等;另一类是非采掘性的实物产品和服务的价值,包括水土保持、生物多样性、应对气候变化等[1]。然而,在现有林地面积约束下,两类森林价值存在此消彼长的特征。根据中共中央、国务院《关于加快林业发展的决定》(中发[2003]9号),我国通过实施林业分类经营管理实现林业多重价值和功能利用。在充分发挥森林多功能的前提下,按照主要用途的不同,将全国林业区分为公益林业和商品林业两大类,分别采取不同的管理体制、经营机制和政策措施。

集体林区是我国林业的重要组成部分,占全国林地面积超过 60%。为了充分激活集体林区农户林业经营积极性,2008—2012 年新一轮集体林权制度改革(简称林改)基本完成了商品林和公益林从集体权益向个体权益的转变^[2],集体林区农户成为商品林和公益林的经营管护主体,农户对林业的管护行为是实现商品林经济价值和公益林生态价值的关键。因此,集体林区农户林业管护行为与中国乡村振兴、生态环境治理等问题紧密相连。然而,林改后政府对公益林以发挥生态效益为主、商品林以发挥经济效益为主的林业分类经营定位并未改变,从而导致林区农户林业经济效益优先与政府分类经营管理、生态效益优先的主要经营目标冲突。一方面,根据产权激励理论,林地确权后林区农户拥有林业生产经营决策权,外部性问题内在化,农户在经济效益最大化驱动下产生林业管护意愿、管护投入积极性;另一方面,为了避免大规模的乱砍滥伐行为,林改后政府并没有放松对商品林和公益林的林木采伐管制^[3]。同时,为了保证公益林以发挥生态效益为主的目标,政府对公益林的管制比商品林更加严格。政府管制会降低农户林业收入期望,从而导致农户林业管护

基金项目:国家社科基金项目(16CJY051);湖南省教育厅创新平台开放基金项目(17K110);湖南省社科基金项目(17YBA428);湖南省社会科学成果评审委员会课题基金项目(XSP18YBC002)

收稿日期:2019-12-05; 网络出版日期:2020-07-11

*通讯作者 Corresponding author.E-mail: csfucaolanfang@ 126.com

意愿降低,产生"只种不管",林业管护投入不足等消极的林业管护行为[4]。

林地确权与政府管制同时作用于农户林业管护行为的影响结果如何?对这一问题的科学解答,首先应将研究对象——集体林区农户进行分类。因为政府对公益林和商品林定位不同,从而导致管制程度不同。其次,林业具有生产周期长的自然属性,需要长期的跟踪调查数据才能更科学的揭示农户林业管护行为规律。因此,本研究首先根据林地资源属性差异将农户分为两类:商品林农户,即家庭林地均为商品林;公益林农户,即家庭林地均为公益林。然后,基于跟踪监测数据实证检验林地确权与政府管制对两类资源异质性农户林业管护行为的影响及差异。

1 理论分析与研究假设

1.1 林地确权与资源异质性农户林业管护行为

大量文献通过理论阐释、丰富的调查数据或年鉴数据分析及实证研究都证实了新一轮集体林权制度改革作用于农户林业管护行为,降低了林业灾害、提高林业经济和生态绩效。孔凡斌和杜丽通过比较分析林改前后林业统计年鉴数据发现林改后森林火灾受灾面积下降83.66%,认为林业产权激励对调动农户林业管护积极性起到了显著作用^[5]。张英和陈绍志等搜集了1950—2013年63年省级面板森林灾害数据,采用断点回归验证了集体林权制度改革作用于农户林业管护行为对降低森林灾害(包括森林火灾和森林病虫害等)的影响,研究认为林改促进了农户林业管护行为,大幅度降低了森林灾害面积^[6]。杨扬等运用南方集体林区调查数据实证研究了事实产权、感知产权对农户管护行为的影响,研究结果认为感知产权对农户管护行为有显著影响,事实产权能强化感知产权,对农户管护行为有显著的正向激励作用^[7]。

尽管大量文献通过理论分析和实证检验证明林地确权对农户林业管护行为有显著积极的促进作用,但这一研究结论是以集体林区整体农户为研究对象。林改后,公益林与商品林在林木采伐、林权抵押贷款等方面存在明显的政府管制差异,即公益林与商品林同权不同利。因此,林地确权产生的产权激励效应是否对两类资源异质性农户林业管护行为都存在显著影响仍应该进行实证检验。基于此,提出以下研究假设:

H₁₁:林地确权对公益林农户林业管护行为产生显著正效应;

H₁,:林地确权对商品林农户林业管护行为产生显著正效应。

1.2 政府管制与商品林农户林业管护行为

国家根据"合理经营、永续利用"和"用材林消耗量必须低于生长量"的原则在《森林法》和《森林法实施条例》确立了森林采伐限额管理制度以加强对森林资源的采伐管制^[8]。根据林业分类经营管理制度,商品林以发挥经济效益为主,且林改明确了森林及林木所有权和使用权。然而,林改后政府对商品林的采伐管制并没有放松。商品林采伐依然要申请采伐指标,受到采伐限额管制。林木采伐收入是农户林业收入的主要来源之一,当商品林农户申请采伐指标困难时,在一定程度上会影响其林业管护的积极性。因此,提出研究假设:

H,:林木采伐管制会消极影响商品林农户林业管护行为。

1.3 政府管制、生态补偿与公益林农户林业管护行为

根据林业分类经营管理理念,公益林以发挥生态效益为主。公益林农户作为"理性人",在经济效应最大化目标驱使下,容易对公益林过度经济开发,从而产生公益林农户经济效益最大化目标与政府生态效益最大化目标矛盾。政府通过向公益林农户提供公益林生态补偿弱化这一矛盾。同时,出台一系列管制政策以保证公益林发挥生态效益为主。政府对公益林的管制政策主要包括:公益林采伐管制(《国家级公益林管理办法》(林资发[2013]71号))、公益林林权抵押贷款管制(《关于林权抵押贷款的实施意见》(银监发[2013]32号))、流转管制(《国家林业局关于规范集体林权流转市场运行的意见》(林改发[2016]100号))等。其中公益林流转限制主要指区划界定为公益林的林地、林木暂不进行转让,但允许以转包、出租、入股等方式流转。相比商品林,公益林受到流转限制程度较轻,故本研究重点关注公益林采伐限制和林权抵押贷款限制。

经济落后、资金短缺是集体林区的普遍特征,但公益林在林木采伐和林权抵押贷款两方面受到政府双重

管制。一方面,公益林比商品林受到更严格的采伐管制;另一方面,根据 2004 年《森林资源资产抵押登记办法(试行)》和中国银监会国家林业局《关于林权抵押贷款的实施意见》(银监发[2013]32号)规定:生态公益林森林、林木和林地使用权不得抵押。在政府管制下,公益林农户对未来林业收入信心不足,可能产生消极的林业管护行为。据此,提出本文的研究假设:

H₃₁:林木采伐管制对公益林农户林业管护行为产生负效应;

H₂:林权抵押贷款管制对公益林农户林业管护行为产生负效应。

根据上述分析,政府对公益林的管制可能影响公益林农户林业管护积极性,需要通过一种利益诱导机制解决公益林的经济价值目标和生态价值目标冲突,激发公益林农户林业管护积极性,生态补偿正是这样一种利益诱导机制^[9]。然而,研究结论普遍认为当前的生态补偿标准低于公益林农户受偿期望值,进而导致公益林农户林业管护行为不积极,需提高生态补偿标准、优化生态补偿机制,从而激发公益林农户积极的林业管护行为^[10-13]。理论上,生态补偿具有促进公益林农户林业管护行为的作用,但现实中可能存在生态补偿标准低于农户受偿意愿进而导致消极林业管护行为的可能。据此提出研究假设:

 H_{41} :公益林生态补偿对促进公益林农户林业管护行为有积极影响,当生态补偿标准低于农户受偿意愿时生态补偿对公益林农户林业管护行为的影响方向不明确。

生态补偿机制的主要目标是补偿公益林农户因公益林受到政府管制而产生的经济损失,从而弱化政府管制产生的消极影响,促进公益林农户积极的林业管护行为。然而,现有文献主要探讨了生态补偿对公益林农户林业管护行为的直接效应,对生态补偿弱化政府管制消极影响的中介效应缺乏实证检验。据此提出本文的研究假设:

H₄2:公益林生态补偿能有效弱化林木采伐管制的消极影响促进公益林农户林业管护行为;

H₄₃:公益林生态补偿能有效弱化林权抵押贷款管制的消极影响促进公益林农户林业管护行为。

林业管护行为是林业生产经营中重要的劳动投入行为,主要包括林业管护意愿和管护强度两个方面。根据上文的理论分析框架,本文首先实证检验林地确权对两类资源异质性农户林业管护意愿和管护强度的影响 (H_{11},H_{12}) ;然后检验政府管制对商品林农户林业管护意愿和管护行为的影响 (H_{2}) ;最后,验证政府管制对公益林农户林业管护意愿和管护强度的影响及生态补偿弱化政府管制消极影响的中介效应 $(H_{31},H_{32},H_{41},H_{42},H_{43})$ 。

2 数据来源、模型设置及描述性分析

2.1 数据来源

本研究的数据来自"全国集体林权制度改革监测·湖南省监测专项课题"中10县45乡(镇)50村500样本农户的固定观测数据,调查时间为2012—2018年,报告期为2011—2017年。课题组根据森林资源状况和社会经济条件在湖南省选择了平江县、新邵县、沅陵县、茶陵县、慈利县、凤凰县、衡阳县、花垣县、会同县、蓝山县10个样本县,每个样本县随机抽取5个样本村,根据户籍名单,在每个样本村中随机抽取10个样本户,最终形成了比较稳定的500个观测样本。同时,伴随着多年持续调查,存在个别样本农户去世、调查时样本农户外出务工等样本变动情况。

湖南省是南方重点集体林区省份,全省林业用地面积 1299.8 万公顷,占全省国土总面积的 61.4%。全省公益林面积 550.8 万 hm²,占林业用地面积的 42.4%。湖南省 2001 年开始实施林业分类经营,建立森林生态效益补偿基金,通过"一卡通"发放补偿资金,保证补偿资金 100%落实到农户[14]。湖南省 2007 年开始林改试点,2008 年全面启动改革,至 2013 年底,全省集体林地确权率、发证率分别达 99.8%和 99.7%,基本实现了商品林和公益林确权到户。

2.2 模型设定与估计方法

2.2.1 模型设定

根据前文的理论分析和研究假设,本文将林业管护行为分解为林业管护意愿和林业管护强度两个方面,

主要检验林地确权、政府管制对两类资源异质性农户林业管护行为的影响。首先,构建商品林农户林业管护意愿、管护强度的计量模型(模型(1)—(2));其次,构建公益林农户林业管护意愿和管护强度的计量模型(模型(3)—(4))。

$$CKD_{ii} = \alpha_1 + \beta_{12}FR_{ii} + \beta_{22}GR_{ii} + \lambda_1 + \mu_i + \varepsilon_{ii}$$
(1)

$$CKI_{ii} = \alpha_{1}^{1} + \beta_{12}^{1}FR_{ii} + \beta_{22}^{1}GR_{ii} + \lambda_{1}^{1} + \mu_{i}^{1} + \varepsilon_{ii}^{1}$$
(2)

$$PKD_{ii} = \theta_{1} + \varphi_{12}FR_{ii} + \varphi_{22}GR_{ii} + \varphi_{32}GR_{ii}EC_{ii} + \tau_{1}Z_{ii} + \mu_{i}' + \varepsilon_{ii}'$$
(3)

$$PKI_{ii} = \theta_1^1 + \varphi_{12}^1 FR_{ii} + \varphi_{22}^2 GR_{ii} + \varphi_{32}^1 GR_{ii} EC_{ii} + \tau_1^1 Z_{ii} + \mu_i^* + \varepsilon_{ii}^*$$
(4)

模型(1)—(4)中的下标 i 表示农户, t 表示时间。模型(1)—(2)的因变量 CKD、CKI 分别表示商品林农户林业管护意愿和管护强度;模型(3)—(4)的因变量 PKD、PKI 分别表示公益林农户林业管护意愿和管护强度。管护意愿是单位时间(la)内农户是否进行管护,取值为 0 或 1;管护强度是单位时间(la)内农户的管护工日。

模型(1)—(4)中,FR,GR,EC,GR×EC 是关键解释变量,是本研究关注的重点。FR 表示农户家庭林地确权程度,用确权林地面积占家庭林地总面积比例测量。GR 表示政府管制,根据理论分析,本文主要检验林木采伐管制对商品林农户林业管护行为的影响,检验公益林采伐管制、林权抵押贷款管制对公益林农户林业管护行为的影响,分别用林木采伐限额管理政策认知评价和林权抵押贷款政策认知评价表示。EC 表示公益林生态补偿,用生态补偿政策认知评价表示。GR×EC 是政府管制与生态补偿的交互项,该交互项用于检验生态补偿是否能有效弱化政府管制(林木采伐管制、林权抵押贷款管制)对公益林农户的消极影响。

Z是一组控制变量,具体包括户主个体特征变量(包括受教育程度、是否是村干部两个变量)与家庭资源特征变量(包括家庭林地面积、家庭林业收入变量、家庭劳动力变量)。第一,户主的个体特征差异会影响两类资源异质性农户管护偏好。户主受教育程度越高,意味着其外出务工能力越强,在家闲暇时间越少,能投入到林业管护的劳动越少。户主是村干部,则对林地确权、政府管制政策更清楚,会影响其是否进行林业管护及管护强度。第二,家庭资源特征会影响农户林业管护意愿和强度。家庭林地面积越大、林业收入越高,农户对家庭林业资源的依赖程度越高,其林业管护积极性更高。同时,林业管护主要是劳动要素的投入,故家庭劳动力数量也是重点关注的家庭特征变量。模型(1)—(4)中主要变量的描述性统计结果见表 1。

2.2.2 估计方法

在模型估计方法上,两类资源异质性农户林业管护意愿模型(模型(1)和模型(3))的因变量为二值选择数据,采用"面板二值选择模型(binary choice model for panel data)",面板二值选择模型通常以隐变量形式出现,记作:

$$y_{ii}^* = x_{ii} \beta + \mu_i + \varepsilon_{ii} \qquad (i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T)$$

$$(5)$$

式中, y_u^* 为不可观测的潜变量, μ_i 为个体效应(individual effects),而解释变量 x_u 不含常数项,个体的选择规则为:当 $y_u^* > 0$,则 $y_u = 1$,否则 $y_u = 0$ 。面板二值选择模型的主要估计包括混合回归、随机效应估计与固定效应估计。如果(5)式中 $\mu_1 = \mu_2 = \dots \mu_n$,则采用混合回归,即将面板数据作为截面数据处理(因为不存在个体效应)。一般情况下,不同的个体拥有不同的 μ_i ,如果 μ_i 与所有解释变量 x_u 均不相关,则采用"随机效应模型(RE)",如果 μ_i 与某个解释变量 x_u 相关,则采用"固定效应模型(FE)"。本研究将采用豪斯曼检验和 LR 检验来确定估计方法。

两类资源异质性农户林业管护强度模型的被解释变量为林业管护强度(模型(2)和模型(4)),数据的左侧截取点为 c=0,适合采用 Panel Tobit 模型。因各种情况导致农户没有进行林业管护时,因变量 $y_{ii}=0$ 。此时, y_{ii} 的概率分布变成由一个离散点与一个连续分布所组成的混合分布。假设 $y_{ii}^*=x_{ii}^\prime\beta+\mu_i+\varepsilon_{ii}$,其中 y_i^* 不

可观测, 扰动项
$$\varepsilon_{ii}$$
— $N(0,\sigma_{\varepsilon}^{2})$, μ_{i} 为个体效应。在截取点 $c=0$ 处, 可以观测到 $y_{ii}=\begin{cases} y_{ii}^{*},y_{ii}^{*}>0\\ 0,y_{ii}^{*}\leq 0 \end{cases}$ 。在这种情

况下,如果使用 OLS 来估计,无论使用的是整个样本,还是去掉离散点后的子样本,都不能得到一致估计。 Tobin(1985)提出使用 MLE 估计模型,该方法被称为"Tobit"。面板 Tobit 模型包括混合回归、随机效应模型 (RE)和固定效应模型(FE)。对于固定效应的 Tobit 模型,由于找不到个体异质性 μ_i 的充分统计量,故无法像固定效应的 Logit 模型那样进行条件最大似然估计。如果直接在混合 Tobit 回归中加入面板单位的虚拟变量,所得的固定效应估计量也是不一致的。因此,本文通过 LR 检验确定采用混合回归或随机效应的 Panel Tobit 估计模型(2)和模型(4)。

表 1 主要变量基本统计量
Table 1 Basic statistics of key variables

变量界定 Variable definition		均值 Mean	标准差 Standard deviation	最小值 Min	最大值 Max
因变量 Dependent variable					
商品林管护意愿:商品林农户家庭单位时间(la)内是否进行管护,1=是,0=否	总体	0.784	0.412	0	1
Management willingness of commercial forest: whether the farmers manage within the	组间		0.362	0	1
unit time (la) , $1 = yes$, $0 = no$	组内		0.278	-0.0734	1.617
商品林管护强度:商品林农户家庭单位时间(la)内的管护工日	总体	2.433	1.668	0	10.67
Management intensity of commercial forest: the working day of management within the	组间		1.453	0	6.579
unit time (la)	组内		1.143	-2.283	8.014
公益林管护意愿:公益林农户家庭单位时间(la)内是否进行管护,1=是,0=否	总体	0.762	0.426	0	1
Management willingness of public welfare forest; whether the farmers manage	组间		0.372	0	1
within the unit time (la), 1 = yes, 0 = no	组内		0.283	-0.0955	1.562
公益林管护强度:公益林农户家庭单位时间(la)内的管护工日	总体	2.206	1.634	0	6.780
Management intensity of public welfare forest: the working day of management within	组间		1.447	0	6.593
the unit time (la)	组内		1.041	-1.395	6.865
自变量 I :林地确权 Independent variable I: Forest land confirmation					
林地确权比例:公益林农户确权林地占家庭总林地的比例	总体	0.948	0.201	0	1
Proportion of confirmation of forest land: the proportion of public welfare forest	组间		0.147	0	1
households' confirmation of forest land to total family forest land	组内		0.133	0.0911	1.695
自变量Ⅱ:政府管制 Independent variable Ⅱ: Government regulation					
林木采伐限额管理政策认知评价:不清楚=0;清楚=1	总体	0.703	0.457	0	1
Cognitive evaluation of Forest Logging Quota	组间		0.380	0	1
Management Policy: 0=unclear; 1=clear	组内		0.359	-0.154	1.453
林权抵押贷款政策认知评价:不清楚=0;清楚=1	总体	0.493	0.500	0	1
Cognitive evaluation of Forest Right Mortgage Loan Policy: 0=unclear; 1=clear	组间		0.417	0	1
	组内		0.357	-0.364	1.326
自变量Ⅲ:生态补偿 Independent variable Ⅲ:Ecological compensation					
生态补偿政策认知评价:不清楚=0;清楚=1	总体	0.854	0.353	0	1
Cognitive evaluation of ecological compensation: 0=unclear; 1=clear	组间		0.317	0	1
	组内		0.247	-0.00283	1.604

2.3 资源异质性农户林业管护行为描述性分析

本研究以商品林农户和公益林农户为研究对象。首先,在每年调查的500样本农户中剔除因流出林地导致家庭林地面积为0的农户;其次,为了有效利用样本,本研究筛选出家庭林地全部为商品林或商品林占家庭林地面积大于等于80%的农户作为商品林农户样本;筛选出家庭林地全部为公益林或公益林占家庭林地面积大于等于80%的农户作为公益林农户样本。受林地流转和相关政策调整影响,商品林农户样本数量在报告期2011—2017年浮动范围是215—308户(见表2),公益林农户样本数量浮动范围是175—218户(见表3)。

2.3.1 商品林农户林业管护行为描述性分析

根据表 2,商品林农户林业管护行为发生率较高,且呈现持续增长趋势;商品林农户平均林业管护强度呈现波动的趋势特征。商品林农户林业管护行为发生率在报告期 2011—2013 年期间为 70.70%—75.97%,在报

告期 2014—2017 年为 79.92%—84.42%。说明商品林农户有积极的林业管护意愿。从管护强度来看,商品林农户平均林业管护强度在报告期 2011—2012 年为 48.78—45.53 工日 户⁻¹年⁻¹,报告期 2013 年出现大幅度下降后,2014 年以后林业管护强度回弹稳定在 30 工日 户⁻¹年⁻¹以上。出现这种波动的可能原因是:根据《2010年集体林权制度改革监测报告》林改确权后农户造林行为显著提高,新造幼林需要管护,从而在报告期 2011—2012 年出现较高的管护强度。2013 年国家林业局发布《关于进一步加强集体林权流转管理工作的通知》(林改发[2013]39 号),流转可能是报告期 2014 年以后商品林农户林业管护强度再次上升的原因。

表 2 报告期 2011—2017 年商品林农户林业管护行为

Table 2 Forestry management behavior of commercial forest farmers in the reporting period 2011-2017

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
商品林农户/户 Commercial forest farmers	308	256	215	232	249	234	231
有林业管护农户/户 Farmers with forestry management	234	181	155	193	199	195	195
无林业管护农户/户 Farmers without forestry management	74	75	60	39	50	39	36
林业管护行为发生率/% Incidence of forestry management behavior	75.97	70.70	72.09	83.19	79.92	83.33	84.42
平均林业管护强度/(工日/a) Average forest management intensity	48.78	45.53	21.83	33.51	41.64	31.02	34.42

平均管护强度 = Σ 单位时间内(la)商品林农户投入工日/商品林农户

2.3.2 公益林农户林业管护行为描述性分析

根据表 3,公益林农户林业管护发生率较高,林业管护强度整体比较平稳,报告期 2015 年出现异常值。从管护行为发生率来看,报告期 2011—2017 年的发生率均高于 59%,在报告期 2016 年管护行为发生率达到峰值 86.64%。从管护强度来看,林改确权初期的林业管护强度较高,报告期 2011—2012 年分别为 35.08 工日户一年一和 36.35 工日户一年一,报告期 2013 年之后管护强度维持在 20—30 工日户一年一,但报告期 2015 年平均管护强度达到 37.74 工日户一年一。可能的原因是:2015 年湖南省下发了《关于实施森林禁伐减伐三年行动的通知》(湘林资[2015]25号),从 2016 年 1 月 1 日起对重点生态区域进行禁伐减伐。因此,报告期 2015 年,即实施禁伐减伐前,农户可能对公益林加强了卫生伐、补植、抚育等管护。2016 年禁伐减伐开始后,公益林农户林业管护强度回落。

表 3 报告期 2011—2017 年公益林农户林业管护行为

Table 3 Forestry management behavior of public welfare forest farmers in the reporting period 2011—2017

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
公益林农户/户 Public welfare forest farmers	175	188	203	216	197	217	218
有林业管护农户/户 Farmers with forestry management	126	111	149	172	157	188	174
无林业管护农户/户 Farmers without forestry management	49	77	54	44	40	29	44
林业管护行为发生率/% Incidence of forestry management behavior	72.00	59.04	73.40	79.63	79.70	86.64	79.82
平均林业管护强度/(工日/a) Average forest management intensity	35.08	36.35	25.30	25.61	37.74	22.99	22.61

平均管护强度 = Σ 单位时间内(la)公益林农户投入工日/公益林农户

整体来看,两类资源异质性农户都表现出较高的林业管护行为发生率,林业管护强度都呈现一定的波动性。比较来看,商品林农户林业管护行为发生率略高于公益林农户,商品林农户平均林业管护强度整体高于公益林农户。出现这种情况的可能原因是:根据前文的分析,公益林比商品林受到更多的政府管制,可能是导

致公益林农户林业管护行为发生率略低于商品林农户的原因。而公益林农户平均林地面积(2.38 hm²/户)不足商品林农户平均林地面积(4.96 hm²/户)的一半,可能是导致商品林农户林业管护强度高于公益林农户的原因。

3 实证结果分析

本研究采用 Stata 15.1 软件,分别对模型(1)—(4)进行了估计。由于研究数据为面板数据,首先对两类资源异质性农户林业管护意愿模型(模型(1)和模型(3))的估计方法进行识别,通过 Hausman 检验和 LR 检验,两个模型均选择随机效应的面板 Logit 估计。其次,通过 LR 检验,两类资源异质性农户林业管护强度模型(模型(2)和模型(4))均采用随机效应的面板 Tobit 估计。此外,根据表 1,测量政府管制的两个解释变量(林木采伐限额管理政策认知评价、林权抵押贷款政策认知评价)和测量生态补偿的解释变量(生态补偿政策认知评价)是二分类变量,在估计中以各变量中赋值最小的一项作为基准项。模型(1)—(4)的 Wald 检验均在 1%水平下显著,表明四个模型的自变量对因变量均有较强的解释能力。

3.1 检验假设 1:林地确权与资源异质性农户林业管护行为

根据表 4 模型(1)—(2),林地确权的测量变量——林地确权比例的系数分别在 1%和 5%的显著水平对商品林农户管护意愿和管护强度显著正相关。根据表 4 模型(3)—(4),林地确权均在 5%的显著水平对公益林农户林业管护意愿和管护强度显著正相关。

回归结果表明林地确权产生的产权激励对促进商品林农户和公益林农户林业管护行为有显著积极的效果,验证了本文的研究假设 H₁₁和 H₁₂。新一轮集体林权制度变迁实现了集体林从集体权益向个体权益转变,同时通过《物权法》等法律、法规政策对确权到户的集体林的使用权、收益权和处置权边界进行了清晰的界定。明晰的产权帮助两类资源异质性农户形成合理稳定的林业收益预期,减少不确定性,降低交易成本。尽管公益林比商品林受到更多的政府管制,但明晰的产权还是对公益林农户林业管护行为产生了显著的激励作用。

3.2 检验假设 2: 政府管制与商品林农户林业管护行为

本研究主要考察林木采伐管制对商品林农户林业管护行为的影响。根据表 4 模型(1)—(2),商品林林木采伐管制测量变量——林木采伐限额管理政策认知评价的系数在模型(1)—(2)中均在 1%的水平显著正相关,与研究假设 H₂不符。对这一估计系数的解释为:相比不了解商品林林木采伐管制的商品林农户,了解林木采伐管制的农户管护意愿、管护强度都在 1%的水平显著增加。说明商品林林木采伐管制并没有对商品林农户林业管护行为产生任何消极影响。可能的原因是:湖南省从 2009 年开始实施林木采伐指标"入村到户工程",将采伐指标分配到县、乡、村、组,基本解决了林农采伐难问题,同时简化采伐审批程序,农户 2 天即可"一站式"办好采伐证。2011 年,湖南省在全国率先启用林木采伐管理信息系统办理林木采伐许可证。根据《2013 年集体林权制度改革监测报告》,林改后,集体林区大多按照"公开、透明、便民、利民"的基本取向,实施林木采伐管理制度改革,政府简政放权使农民能更加自主地处置林木财产,农民对林木财产的稳定性预期增加,不急于将林木财产采伐"变现",而是朝着合理利用的方向经营。

3.3 检验假设 3:政府管制、生态补偿与公益林农户林业管护行为

本研究主要关注林木采伐管制和林权抵押贷款管制对公益林农户林业管护行为的影响。第一,根据表 4 模型(3)—(4),公益林林木采伐管制测量变量——林木采伐限额管理政策认知评价的系数分别在 5%与 1% 水平与因变量显著负相关。表明林木采伐管制对公益林农户林业管护意愿和管护强度均有显著的消极作用,验证了本文的研究假设 H₃₁。林木采伐收入是林业收入的主要来源之一,公益林采伐管制抑制了公益林农户林业产出,劳动力等生产要素流向边际效益更高的行业,产生消极的公益林管护行为。第二,公益林林权抵押贷款管制测量变量——林权抵押贷款政策认知评价的系数在模型(3)和模型(4)中均为负,以 10%水平在模型(3)中显著,在模型(4)中不显著,表明公益林林权抵押贷款管制对公益林农户林业管护意愿有显著消极影

响,对管护强度有消极影响但不显著,验证了本文假设 H_{32} 。林权抵押贷款管制抑制了公益林农户获取林业融资,消极影响其林业管护意愿和管护强度。

表 4 实证估计结果

Table 4 Empirical estimates results

模型(1) Model(1)	模型(2) Model(2)	模型(3) Model(3)	模型(4) Model(4)	
商品林管护意愿 Management willingness of commercial forest	商品林管护强度 Management intensity of commercial forest	公益林管护意愿 Management willingness of public welfare forest	公益林管护强度 Management intensity of public welfare forest	
1.307*** (3.45)	0.614 ** (2.44)	1.279 ** (2.09)	1.085 ** (2.50)	
0.819*** (4.17)	0.334 *** (2.58)	-1.055** (-2.01)	-0.867*** (-2.61)	
		-0.834 * (-1.78)	-0.362 (-1.14)	
		-1.212** (-2.28)	-0.661 ** (-2.13)	
		1.527*** (2.66)	1.186 *** (3.27)	
		1.108 ** (2.14)	0.160 (0.47)	
-0.00548 (-0.12)	0.0269 (0.97)	0.0813 * (1.69)	0.0321 (1.07)	
0.152 (0.69)	0.212 (1.63)	0.115 (0.43)	0.0605 (0.39)	
-0.0930 * (-1.69)	0.00625 (0.18)	0.121 * (1.77)	0.0824 ** (1.96)	
(-0.19)	(2.98)	(0.18)	0.00329 *** (2.73) 0.0998 ***	
(5.24) -0.178	(7.57) 0.659*	(3.62) -0.611	(3.84) 0.326 (0.54)	
(-0.32) 0.628** (2.35)	(1.82) — —	0.547 * (1.85)	(0.54) — —	
	0.913 *** (11.25)		0.992 *** (11.32)	
 1460	(37.04)		1.632 *** (32.52) 1226	
	Model(1) 商品林管护意愿 Management willingness of commercial forest 1.307*** (3.45) 0.819*** (4.17)	Model(1) Model(2) 商品林管护意愿	Model(1) Model(2) Model(3) 商品林管护意愿 Management willingness of commercial forest	

括号为 t 检验值; * P < 0.10, ** P < 0.05, *** P < 0.01

本研究进一步关注了生态补偿弱化政府管制消极影响的中介效应。首先,根据表 4,生态补偿测量变量——生态补偿政策认知评价的系数在模型(3)和模型(4)中均为负,且均在 5%水平显著,说明相比不了解生态补偿政策的公益林农户,了解生态补偿政策的公益林农户管护意愿和管护强度都显著降低。估计结果表明生态补偿并不能直接促进公益林农户林业管护的热情,实证研究结果与现有文献研究结果相同。其次,本研究用生态补偿与林木采伐管制的交互项来检验生态补偿弱化公益林林木采伐管制消极影响的中介效应。生态补偿×林木采伐管制的系数在模型(3)和模型(4)中均为正,且都在 1%的水平显著,表明生态补偿显著弱化了公益林林木采伐管制的消极影响,促进了公益林农户林业管护意愿和管护强度,验证了假设 H₄₂。再次,本研究用生态补偿与林权抵押贷款管制的交互项来检验生态补偿弱化公益林林权抵押贷款管制消极影响的中介效应。生态补偿×林权抵押贷款管制的系数在模型(3)和模型(4)中均为正,在模型(3)中以 5%的水平显著,在模型(4)中不显著,表明生态补偿有效的弱化林权抵押贷款管制的消极影响,对公益林农户林业管护意愿有显著的促进作用,对公益林农户林业管护强度的正相关、不显著,验证了本文假设 H₄₁。

控制变量中,家庭劳动力数量、家庭林业收入分别以 10%、1%的水平在模型(1)中与商品林农户林业管护意愿显著负相关和正相关。家庭林地面积、家庭林业收入均以 1%的水平在模型(2)中与商品林农户林业管护强度显著正相关。户主受教育程度、家庭劳动力数量、家庭林业收入分别在 10%、10%、1%的水平在模型(3)中与公益林农户林业管护意愿显著正相关;家庭劳动力数量、家庭林地面积、家庭林业收入分别在 5%、1%、1%的水平在模型(4)中与公益林农户林业管护强度显著正相关。

4 总结与讨论

我国通过林业分类经营管理体制实现林业多重价值和功能的利用,新一轮集体林权制度变迁后农户成为商品林和公益林的经营管护主体,从而产生农户经济效益优先与政府分类管理、生态效益优先的林业经营目标冲突,林地确权与政府管制同时作用于资源异质性农户林业管护行为影响林业经济绩效和生态绩效。本文基于湖南省7年的连续农户调查数据,将资源异质性农户分为商品林农户和公益林农户,探索林地确权、政府管制对两类资源异质性农户林业管护意愿和管护强度的影响及差异。研究表明:(1)林地确权带来的产权激励对两类资源异质性农户的林业管护意愿和管护强度均有显著促进作用。(2)林木采伐管制对商品林农户林业管护意愿和管护强度并没有产生消极影响;而林木采伐管制显著负向影响公益林农户林业管护意愿和管护强度。林权抵押贷款管制对公益林农户林业管护意愿显著负相关,对公益林农户林业管护强度负相关、不显著。(3)生态补偿并不能直接促进公益林农户林业管护行为,但能有效弱化公益林林木采伐管制和林权抵押贷款管制产生的消极影响,进而促进公益林农户林业管护行为。

本研究结论对深化集体林权制度改革、完善林改配套政策、促进生态文明建设有很强的政策涵义。首先,林地确权对两类资源异质性农户林业管护行为都有积极、显著的影响,说明林权制度改革对调动集体林区农户林业生产积极性,提高林业经济绩效和生态绩效有重要作用。因此,林改确权到户后应进一步通过完善林改配套政策体系以巩固林改成果。其次,政府管制对两类资源异质性农户林业管护行为的影响存在明显差异。因此,在完善林改配套政策、实现林改"双增"目标的过程中需着重考虑各类资源异质性农户行为特征差异。商品林农户方面,根据政府对商品林以发挥经济效益为主的功能定位,应该进一步完善商品林农户的林木处置权、森林资源收益权等。尽管本文研究结果认为林木采伐管制对商品林农户林业管护行为暂时没有消极影响,但通过《森林法》等法律政策明确放松对商品林的采伐管制才能从根本上保证林区农户的林业管护积极性。公益林农户方面,缓解公益林农户林业经济效益优先与政府生态效益优先的冲突是当前的重点。根据本文研究结果,政府管制对公益林农户林业管护行为有显著的消极影响。消减或弱化政府管制对公益林农户林业管护行为的影响,应该从以下几个方面着手:一是通过发展林下经济、生态旅游等林业产业促进林区经济发展、实现农户增收,才能从根本上解决生态保护与经济发展的矛盾。二是加快实践公益林生态补偿收益权质押贷款等林业融资渠道以解决林区经济发展中的资金短缺问题,满足公益林农户融资需求。三是当前生

态补偿标准虽不能直接促进公益林农户林业管护行为,但能显著弱化政府管制产生的消极影响,基于林地林木生态功能差异、林木生长周期差异、农户生计能力差异等实施差异化的生态补偿标准,探索多元化的生态补偿方式,帮助林区农户全面提高生计水平,促进林区资源增长和农户增收。

参考文献 (References):

- [1] 张道卫, 皮特・H・皮尔森. 林业经济学. 刘俊昌, 译. 北京: 中国林业出版社, 2013: 4-5.
- [2] 吴萍. 我国集体林权改革背景下的公益林林权制度变革. 法学评论, 2012, 30(2): 83-89.
- [3] 曹兰芳, 王立群, 曾玉林. 林改配套政策对农户林业生产行为影响的定量分析——以湖南省为例. 资源科学, 2015, 37(2): 391-397.
- [4] 杨萍,张红霄,彭晓民,王明镜.集体林权制度改革对农户造林意愿的影响——基于江西省6个案例村农户调查.西北农林科技大学学报:社会科学版,2013,13(3):58-66.
- [5] 孔凡斌, 杜丽. 新时期集体林权制度改革政策进程与综合绩效评价——基于福建、江西、浙江和辽宁四省的改革实践. 农业技术经济, 2009, (6): 96-105.
- [6] 张英,陈绍志.产权改革与资源管护——基于森林灾害的分析.中国农村经济,2015,(10):15-27.
- [7] 杨扬,李桦,薛彩霞. 林地产权安全对农户林业管护行为的影响研究——来自南方集体林区浙江、江西省林农的调查. 农业技术经济, 2018, (7): 51-63.
- [8] 何文剑,张红霄,徐静文.森林采伐限额管理制度能否起到保护森林资源的作用:一个文献综述.中国农村观察,2016,(2):84-93.
- [9] 吴萍. 生态补偿立法的思考. 江西社会科学, 2011, (10): 148-153.
- [10] 唐钊. 集体公益林林农养护收益研究. 理论月刊, 2018, (9): 151-155.
- [11] 王奕淇,李国平,延步青. 流域生态服务价值横向补偿分摊研究. 资源科学, 2019, 41(6): 1013-1023.
- [12] 吴乐, 孔德帅, 靳乐山. 中国生态保护补偿机制研究进展. 生态学报, 2019, 39(1): 1-8.
- [13] 盛文萍, 甄霖, 肖玉. 差异化的生态公益林生态补偿标准——以北京市为例. 生态学报, 2019, 39(1): 45-52.
- [14] 胡长清, 邹冬生, 宋敏. 湖南省生态公益林补偿现状及其机制探讨. 农业现代化研究, 2013, 34(2): 202-205.