

林权改革与农户家庭收入： 理论线索和经验证据

魏建¹, 刘璨^{2*}, 张大红¹

(1.北京林业大学经济管理学院, 北京100083;
2.国家林业和草原局发展研究中心, 北京100714)



摘要 提高农户家庭收入是林权改革的重要目标和森林资源可持续经营的关键所在。基于全国9省(区)18县农户调查数据,采用双重差分模型和中介效应检验方法,考察林权改革对农户家庭收入的影响及其作用机制。结果表明:林权改革能够有效提升农户家庭收入水平,通过稳健性检验、平行趋势检验和安慰剂检验等方法验证了实证结果的可靠性,但在不同收入水平的农户间存在显著差异,突出表现为“益富更益贫”的特点;作用机制分析表明:要素激励、生计策略选择、林地流转和林权抵押贷款在林权改革影响农户家庭收入中发挥中介作用,林权改革通过增加林业要素投入、强化生计策略选择、提高林地流转发生率和信贷可得性来促进农户家庭增收;异质性分析表明:林权改革的政策效果在森林资源禀赋、经济发展水平、人力资本禀赋、代际程度和生产结构差异下表现出明显的情景依赖性。

关键词 林权改革; 要素激励; 生计策略; 林地流转; 林权抵押贷款; 农户家庭收入

中图分类号:F326.2 文献标识码:A 文章编号:1008-3456(2023)01-0106-14

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.01.010

改革开放以来,我国农村社会经济发展已取得长足进步,但不可否认的是,农村社会内部收入差距和城乡收入差距仍然保持在较高水平,制约了农村整体福利和社会经济发展水平的提升。作为农村土地产权制度改革主要内容之一的新一轮集体林权制度改革(简称“林权改革”),2003年率先在福建、江西和辽宁等省份试点推行,2008年在全国铺开,试图在政策层面上通过“明晰产权、放活经营权、落实处置权、保障收益权”等措施以形成激发农村生产要素配置活力与实现农户家庭增收的良性发展机制。受资源禀赋和产权初始状况等因素的影响,林权改革在全国各地区的改革形式以及改革引致的产权安全状况的变化程度存在较大差异^[1-2],农村地区林业经营方式依然粗放、效益低下^[3],林权改革并未达到预期效果。2016年,国务院办公厅发布《关于完善集体林权制度的意见》,提出要巩固和扩大林权改革成果,进一步做好集体林地承包确权登记颁证工作,实现我国森林资源持续增长、农民林业收入显著增加和国家生态安全得到保障的目标。为此,研究林权改革对农户家庭收入的影响,对于深化林权改革政策、巩固脱贫成果和全面推进乡村振兴具有重要意义。那么,林权改革能否促进农户家庭收入增长?其影响效果如何?又是通过何种途径实现增收?其内在作用机制是什么?是当前亟需研究的理论与实践命题。

收稿日期:2022-03-15

基金项目:国家自然科学基金面上项目“改革开放40年来我国集体林产权制度改革及相关林业政策对农户林业生产要素配置及其收入影响研究——基于多层次长期大样本动态路径”(71873043);国家自然科学基金面上项目“1978年以来集体林产权制度及相关林业政策对森林资源与木材供给的影响研究——基于长期大样本动态效率视角”(71673066)。

*为通讯作者。

学界关于林权改革对农户家庭收入的影响进行了诸多探讨。主流观点认为林权改革通过确权并颁发林权证书明确界定了林地产权边界,赋予农户具有法律效力的产权权利,以此稳定林业生产的收益预期,激励农户增加林业经营性投资,进而提升林业收入水平^[4-9]。亦有观点认为林权改革通过强化林地产权稳定性来降低劳动力非农转移过程中可能面临的失地风险,极大激发农户非农就业的积极性,进而提升非农收入水平^[10-13]。然而,持相反观点则认为林权改革并不显著影响农户家庭收入^[14-16]。究其原因,一是林权改革虽然带来林地价值的大幅提升,但对于改革前因某种原因以低价转出林地的农户而言,其从此次改革所获得的收益相对有限^[17],而对于改革后出于政策稳定性的担忧而选择转出林地的农户而言,若面对受让对象为专注于以低成本转入林地的林业大户、林业加工企业等经营主体,农户收益也难以得到保证^[18]。二是强化林地产权稳定性在激励农户将更多劳动力资源配置到非农部门的过程中可能在一定程度上造成林业劳动力供给下降^[19-20],从而对林业经营性投入产生“挤出效应”,造成农户林业生产效率的下降和林业收入的并不必然增加^[21-22]。三是受自身年龄、健康状况、非农就业机会、技能不足等因素的约束,农村劳动力非农就业的稳定性和非农收入的持续性往往较差^[23]。

综上所述,已有研究结论并未完全形成共识,仍有必要作进一步的探讨。首先,已有文献关于林权改革影响农户家庭收入的研究观点,其内在影响机制的逻辑证明和实证检验尚未受到足够重视。其次,已有研究多采用OLS方法来测度林权改革政策效应,很少研究会涉及因反向因果关系等内生性问题造成计量模型测度存在潜在偏误。最后,已有研究多采用短期小样本数据,难以真实反映林权改革的政策效应。基于此,本文构建林权改革影响农户家庭收入的理论分析框架,采用全国9省(区)18县1128户为期12年的农户调查数据实证检验林权改革的增收效应和作用机制。

一、理论分析与研究假设

借鉴Zhang等^[24]、李谷成等^[25]的基本模型,并进行一定的改进,以此构建基于林权改革的农户决策模型。为了便于分析,本研究简化了农户决策行为,假设农户只参与林业生产和非农就业,且市场是处于完全竞争状态。为了简化分析,假设生产要素寿命为两期,期末生产要素残值为零,同时生产要素的投入决策在第一期期初已经做出。如果两期生产函数不发生变化,则农户家庭选择投入生产要素,以此探讨林权改革与农户生产决策之间的理论逻辑关系。

首先,探讨林权改革与农户林业生产之间的理论逻辑关系,假设农户林业生产函数为以下形式:

$$y = \theta A^m L^n K^z \quad (1)$$

式(1)中, y 代表林业总产出, A 代表林地经营规模, L 代表林业劳动力投入规模, K 代表林业资本投入规模, θ 代表农户林业生产效率, m 、 n 、 z 分别代表林地经营规模、林业劳动力投入规模和林业资本投入规模的规模报酬系数,且 m 、 n 、 z 取值范围介于0和1之间。

农户家庭的利润最大化目标函数为:

$$\Pi = y + \frac{f(x)}{1+i}y - K - \omega L - (i + T_B)B + i(D + B - K) - (R_A + T_R)A \quad (2)$$

式(2)中, y 为第一期林业总产出, $\frac{f(x)}{1+i}y$ 为第二期林业总产出的当期折现值, $f(x)$ 代表农户下一期依然保持林地的概率,反映了林地产权的稳定性。 ω 代表劳动力的平均工资, i 代表市场利率, B 代表农户林权抵押贷款额,林权抵押贷款利率为市场利率 i 和贷款交易成本 T_B 之和。 D 代表农户家庭储蓄, $(D + B - K)$ 代表农户家庭剩余资金。 R_A 代表林地流转租金, T_R 代表林地流转交易成本, $R_A + T_R$ 代表林地流转成本。假设农户全年在林业生产经营中用于种苗、农药、化肥、机械、雇工等方面投入的资本和转入林地的总支出 $K + (R_A + T_R)A$ 受到预算约束,最多不能超过农户家庭储蓄和林权抵押贷款资金之和 $D + B$ 。农户从正规金融机构获取林权抵押贷款取决于信贷约束 φ 。则满足

以下约束条件:

$$K + (R_A + T_R)A \leq D + B, B \leq \varphi(y + D) \quad (3)$$

根据式(2)一阶条件,最优单位林地资本密度为:

$$\frac{K}{A} = \frac{z(R_A + T_R)}{m(1+i)} \quad (4)$$

当农户家庭没有面临预算约束时,最优资本和林地需求为:

$$K = \left(\frac{R_A + T_R}{m} \right)^{\frac{m}{z+m-1}} \left(\frac{1+i}{z} \right)^{\frac{1-m}{z+m-1}} \theta^{\frac{1}{1-z-m}} L^{\frac{n}{1-z-m}} p^{\frac{1}{1-z-m}} \left(1 + \frac{f(x)}{1+i} \right)^{\frac{1}{1-z-m}} \quad (5)$$

$$A = \left(\frac{R_A + T_R}{m} \right)^{\frac{1-z}{z+m-1}} \left(\frac{1+i}{z} \right)^{\frac{z}{z+m-1}} \theta^{\frac{1}{1-z-m}} L^{\frac{n}{1-z-m}} p^{\frac{1}{1-z-m}} \left(1 + \frac{f(x)}{1+i} \right)^{\frac{1}{1-z-m}} \quad (6)$$

最优单位林地劳动力密度为:

$$\frac{L}{A} = \frac{n(R_A + T_R)}{m\omega} \quad (7)$$

当农户家庭没有面临预算约束时,最优劳动力和林地需求为:

$$L = \left(\frac{R_A + T_R}{m} \right)^{\frac{m}{n+m-1}} \left(\frac{\omega}{n} \right)^{\frac{1-m}{n+m-1}} \theta^{\frac{1}{1-n-m}} K^{\frac{z}{1-n-m}} p^{\frac{1}{1-n-m}} \left(1 + \frac{f(x)}{1+i} \right)^{\frac{1}{1-n-m}} \quad (8)$$

$$A = \left(\frac{R_A + T_R}{m} \right)^{\frac{1-n}{n+m-1}} \left(\frac{\omega}{n} \right)^{\frac{n}{n+m-1}} \theta^{\frac{1}{1-n-m}} K^{\frac{z}{1-n-m}} p^{\frac{1}{1-n-m}} \left(1 + \frac{f(x)}{1+i} \right)^{\frac{1}{1-n-m}} \quad (9)$$

此外,当农户家庭没有面临预算约束时,资本和劳动力最优投入比例为:

$$\frac{K}{L} = \frac{z\omega}{n(1+i)} \quad (10)$$

其次,借鉴尹鸿飞等^[26]的做法来考察林权改革对农户非农就业的影响,在柯布一道格拉斯生产函数基础上,假设农户非农就业的生产函数为以下形式:

$$y = \vartheta L^n K^z \delta \quad (11)$$

式(11)中, y 代表农户非农就业总产出, L 代表非农劳动力投入规模, K 代表非农资本投入规模, ϑ 代表农户非农就业能力, n, z 分别代表非农就业劳动力投入规模和非农就业资本投入规模的规模报酬系数,且 n, z 取值范围介于0和1之间。

农户家庭利润最大化目标函数可以表示为:

$$\Pi = y + \frac{f(x)}{1+i}y - K - \omega L - (i + T_B)B + i(D + B - K) \quad (12)$$

式(12)中, y 为第一期非农就业总产出, $\frac{f(x)}{1+i}y$ 为第二期非农就业总产出的当期折现值, $f(x)$ 代表农户家庭劳动力因林产权安全性改善而在下一期依然保持非农就业的概率,理论上而言,林产权安全性高低与农户保持非农就业概率呈现正反馈趋势。

根据式(12)一阶条件,资本和劳动力最优投入比例为:

$$\frac{K}{L} = \frac{z\omega}{n(1+i)} \quad (13)$$

当农户家庭没有面临预算约束时,最优资本和劳动力需求为:

$$K = \left(\frac{\omega}{n} \right)^{\frac{1-n}{n+z-1}} \left(\frac{1+i}{z} \right)^{\frac{n}{n+z-1}} \vartheta^{\frac{1}{1-n-z}} \delta^{\frac{1}{1-n-z}} \left(1 + \frac{f(x)}{1+i} \right)^{\frac{1}{1-n-z}} \quad (14)$$

$$L = \left(\frac{w}{n}\right)^{\frac{1-z}{n+z-1}} \left(\frac{1+i}{z}\right)^{\frac{z}{n+z-1}} \rho^{\frac{1}{1-n-z}} \delta^{\frac{1}{1-n-z}} \left(1 + \frac{f(x)}{1+i}\right)^{\frac{1}{1-n-z}} \quad (15)$$

1. 林权改革对农户家庭收入的直接影响

林权改革后,农户对林地的剩余控制权得到空前强化,通过明确界定产权主体的行为边界使其失去林地的风险大幅降低,因此 $f(x)$ 将会提升,由式(2)和式(12)可知, $\frac{\partial \Pi}{\partial f(x)}$ 将上升,即 $\frac{\partial \Pi}{\partial f(x)} > 0$ 。因此,改善林地产权安全性,将显著提升农户家庭收入,这是林权改革带来的直接影响。

H₁: 林权改革通过强化林地产权稳定性,对农户家庭收入具有直接正向效应。

2. 林权改革通过中介变量对农户家庭收入的间接影响

(1)要素激励。林权改革意味着国家放松对农村林地产权的管制约束,进一步强化林地的使用、收益和处置权利,农户根据自身资源禀赋和行动能力优化生产要素配置以实现最大化收益的自由空间得到进一步扩大。因此,改善林业生产经营制度环境能够显著提升农户对林业生产的长期收益预期,极大激发其增加林业要素投资的积极性,由式(5)和式(8)可知, $\frac{\partial K}{\partial f(x)} > 0$, $\frac{\partial L}{\partial f(x)} > 0$,进而有助于形成林业要素投资和林业产出正向反馈的良性互动机制,由式(1)可知, $\frac{\partial y}{\partial K} > 0$, $\frac{\partial y}{\partial L} > 0$,此时,

$\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial f(x)} > 0$, $\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial f(x)} > 0$ 。综上,林权改革通过确权颁证强化了林地产权

排他能力,有效降低林地被集体随意征用或承租方非法侵占的可能性,防止因产权模糊造成用于保护林地产权的生产要素机会成本损失,通过提高对林地的实际可控性来保证农户能够独享现时林业要素投资在未来实现预期收益的权利,极大激发农户放心地增加即期林业要素投资的积极性,进而提高林业收入。

H₂: 林权改革能够极大激励农户增加林业要素投资,进而促进林业收入的增加。

(2)生计策略选择。林权改革引发家庭劳动力的重新配置会进一步强化生计策略选择倾向,促使拥有不同资源禀赋农户通过自身劳动力比较优势的最佳发挥以实现家庭增收。一方面,林权改革通过赋予完备的林地产权权能来增强农户林业生产的预期收益^[27-29]。此时,具有林业生产比较优势农户的一般理性选择是通过优化林地要素结构以实现规模化经营、追加林业资本和林业劳动力等要素的投资规模和投资强度以增加林业产出、引进先进技术或管理手段以提高林业生产效率等途径来增强林业生产的比较收益优势,进而提高林业收入,即 $\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial A} \cdot \frac{\partial A}{\partial f(x)} > 0$, $\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial f(x)} > 0$,

$\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial f(x)} > 0$, $\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial \theta} \cdot \frac{\partial \theta}{\partial f(x)} > 0$ 。另一方面,改善林地产权安全性大幅提升林地的

排他能力,通过降低失地风险来减弱土地“粘性”对劳动力资源的捆绑,从而加速农户家庭非农就业转移进程。此时,具有非农就业比较优势农户的一般理性选择是通过将更多资本、劳动力等可变生产要素配置到非农部门以增强非农就业的比较收益优势,由式(14)和式(15)可知, $\frac{\partial K}{\partial f(x)} > 0$,

$\frac{\partial L}{\partial f(x)} > 0$,进而提高非农收入,由式(11)可知, $\frac{\partial y}{\partial K} > 0$, $\frac{\partial y}{\partial L} > 0$ 。此外,林权改革在一定程度上能够促进林业大户、林业合作社、家庭林场和林业企业等新型林业经营主体的培育以及森林旅游、森林康养等林业产业的发展,增加了农村本地非农就业机会^[30],不仅可以实现非农收入的增加,还能够缓解林业生产中可能面临的经营性资本不足问题,实现非农就业对林业生产的“汇款效应”^[31],进而提高林业收入。

H₃: 林权改革通过实现农户在林业部门和非农部门之间生计策略选择的最优决策,进而促进林

业收入、非农收入的双增。

(3)林地流转。林权改革在确权法律化和权属身份化基础上允许林地产权自由流转,并保证交易的合法化和规范化,不仅通过有效保护流转收益以增强交易主体双方参与林地流转的意愿,还通过降低产权交易风险和交易成本以期未来在更大产权范围内实现林地要素的市场化配置。因此,林权改革通过实现林地要素的自由流转来优化生产要素配置结构,进而实现家庭增收。具体而言:就林地转入方来说,林权改革通过降低交易主体双方的交易风险和交易成本促进分散化且细碎化林地

向具有林业生产比较优势农户的有效集中: $\frac{\partial T_R}{\partial f(x)} < 0, \frac{\partial A}{\partial T_R} < 0$ 。在强化林地产权稳定性的基础上,由式(6)和式(9)可知A将上升: $\frac{\partial A}{\partial f(x)} > 0$,促使农户随之增加与林地要素相匹配的林业资本和劳动力投资,由式(4)和式(7)可知, $\frac{\partial K}{\partial A} > 0, \frac{\partial L}{\partial A} > 0$,进而实现林业规模经济: $\frac{\partial y}{\partial f(x)} =$

$\frac{\partial y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial A} \cdot \frac{\partial A}{\partial f(x)} > 0, \frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial A} \cdot \frac{\partial A}{\partial f(x)} > 0$ 。就林地转出方来说,林权改革通过转出林地释放

原本林业生产效率较低且具有非农就业比较优势的农村劳动力实现非农就业转移,由式(15)可知, $\frac{\partial L}{\partial f(x)} > 0$,由于非农就业劳动力的增加,农户非农就业资本投入也随之增加,由式(13)可知,

$\frac{\partial K}{\partial L} > 0$,此时, $\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial f(x)} + \frac{\partial y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial f(x)} > 0$ 。同时,林地转出所带来的林地交易价值:

$\frac{\partial R_A}{\partial f(x)} > 0$,则进一步增强非农就业的投资能力: $\frac{\partial K}{\partial R_A} > 0$,从而获得更高的非农收入,此时, $\frac{\partial y}{\partial f(x)} =$

$\frac{\partial y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial R_A} \cdot \frac{\partial R_A}{\partial f(x)} > 0$ 。

H₄:林权改革通过赋予林地产权流转权能来提高林地流转发生率,进而促进林业收入、非农收入的双增。

(4)林权抵押贷款。林权改革意味着林地产权正式获得制度的认可和保护,有效促进林地产权保护承诺的“可置信威胁”程度^[32],并进一步赋予林地承包经营权和林木所有权抵押和担保权能,大幅提升林地产权市场价值和森林资源变现能力,进而农户可以获得更多的贷款资金: $\frac{\partial B}{\partial f(x)} > 0$ 。同

时,权属法律化和身份化能够有效克服信贷市场由于信息不对称出现的逆向选择和道德风险,有效降低金融机构对农户相关软信息的依赖程度,通过减少信息搜寻成本和缔约成本来增强金融机构增加信贷供给的意愿: $\frac{\partial T_B}{\partial f(x)} < 0, \frac{\partial B}{\partial T_B} < 0$ 。因此,农户拥有了金融机构所认可的有效抵押品,使得潜

在需求者参与正规融资的积极性得到明显提升,有效增强农户生产投资能力,进而实现家庭增收。具体而言,一方面,提升信贷可得性不仅可以缓解农户经营性投资不足的问题,还能够增强规模经济的投资能力,促进自给自足的传统小农向专业化、职业化的新型林业经营主体转变;另一方面,林权抵押贷款在一定程度上也为其从事非农活动提供资金保障。因此,随着贷款额度的增加,农户可以为多层次生产活动做更多的投资: $\frac{\partial K}{\partial B} > 0$,此时, $\frac{\partial y}{\partial f(x)} = \frac{\partial y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial f(x)} +$

$\frac{\partial y}{\partial K} \cdot \frac{\partial K}{\partial B} \cdot \frac{\partial B}{\partial T_B} \cdot \frac{\partial T_B}{\partial f(x)} > 0$ 。

H₅:林权改革通过提升信贷可得性以缓解多层次生产活动中所面临的信贷约束,进而促进林业收入、非农收入的双增。

二、数据来源、变量选择与模型设定

1. 数据来源

本文数据来源于国家林业和草原局发展研究中心“中国集体林权制度改革相关政策问题”研究团队在2010年、2012年、2014年、2016年和2018年开展的农户调查数据。该调查采用分层随机抽样技术,综合考虑社会经济发展水平、地域分布、森林资源和林权改革情况等因素,选取河南、辽宁、四川、山东、广西、江西、湖南、浙江和福建等9省(区),每个省选取2个县,每个县随机选取3个乡镇,每个乡镇随机选择3个行政村,每个行政村随机抽取15个农户进行访问。出于跨期可比性的考量,剔除观测值观测时点不全和调查问卷信息前后矛盾的样本,经过数据整理后最终形成横跨2003年、2007—2017年1128户农户调查数据。利用农村居民消费价格指数和农村生产资料价格指数,把相关变量的数据折算成1994年不变价。

2. 变量选择

(1)被解释变量:农户家庭收入。以总收入作为农户家庭收入的表征变量,其中,农户家庭总收入由林业收入和非农收入构成。林业收入由竹林、经济林、用材林和林业补贴等收入构成;非农收入由非农务工和非农创业收入构成。为了缓解异常值的干扰,本文对数据进行了对数化处理。

(2)核心解释变量:林权改革。20世纪80年代推行的林业“三定”改革,集体林依然存在很多无主山、一山多主等产权界定不清的问题,使得农户因缺乏稳定性的政策预期而过度采伐森林资源,迫使中央政府不得不叫停林业“三定”改革。随着我国不断推进市场经济体制改革,我国于2008年全面实施新一轮集体林权制度改革,主要任务是通过明晰产权和勘界发证以达到放活经营权、落实处置权、保障收益权的政策目标,按照中央政府实施林权改革的原则,各地区不能简单地以林业“三定”改革时期确定的责任山和自留山进行确权发证工作,而要重新进行实地“四至”勘界并登记,颁发统一式样且具有法律效力的新林权证书。林业“三定”改革后,一些地方没有完全收回已经分配给农户的林地,且对于已确权林地还需换发新林权证书,但现阶段仍然存在较多的林权纠纷,使得发放新林权证书的工作存在一定障碍。因此,本文以是否领取林权证书作为林权改革的表征变量,已经领取的赋值为1,未领取的赋值为0。

(3)中介变量。中介变量包括要素激励、生计策略选择、林地流转和林权抵押贷款。其中,要素激励主要包括林业劳动力和林业资本投入。生计策略选择以反映农户家庭生产经营结构的职业类型进行测度,划分标准参照Liu等^[33]的研究,按照家庭劳动力配置的非农就业比例划分为纯农户、兼业户和非农户,并作为有序虚拟变量分别赋值为1~3。林地流转采用农户家庭是否转入林地和是否转出林地作为表征变量。林权抵押贷款采用农户是否获得林权抵押贷款作为表征变量。

(4)控制变量。考虑其他可能影响农户家庭收入的影响因素,本文将控制变量归纳为3个维度:其一,市场特征变量,涉及非农劳动力价格和木材价格指标;其二,农户特征变量,涉及户主年龄、性别、健康状况、受教育年限、户主是否干部、家庭人口数、家庭劳动力数和是否非农就业指标;其三,资源特征变量,涉及林地面积和是否采伐木材指标。控制变量若为二分虚拟变量,则继续采取0和1进行赋值;否则,对实际数值采取对数化形式处理。变量说明和描述性统计见表1。

3. 模型设定

(1)基准模型设定。为评估林权改革的增收效应,结合各省份实施林权改革时间不尽相同这一准实验,采用双重差分模型来识别林权改革与农户家庭收入之间的因果关系。基本思想在于将各地区推行林权改革的不同时间纳入模型,形成受政策冲击的农户为实验组和未受政策冲击的农户为控制组,通过计算两组农户在林权改革实施前后收入水平的相对差异,可以较好地克服模型中可能存在的反向因果、遗漏变量等内生性问题,进而准确评估林权改革政策净效应。双重差分模型构建如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i post_t + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

表1 变量说明和描述性统计

变量	变量赋值	均值	标准差
被解释变量			
总收入	实际值/元	16946.2931	22027.3811
核心解释变量			
林权改革	是=1;否=0	0.6162	0.4863
中介变量			
林业资本	实际值/元	622.6112	3045.001
林业劳动力	实际值/人·日	31.9945	65.6863
生计策略选择	纯农户=1;兼农户=2;非农户=3	2.0287	0.7315
是否流入林地	是=1;否=0	0.0725	0.2593
是否流出林地	是=1;否=0	0.0342	0.1817
是否获得林权抵押贷款	是=1;否=0	0.0165	0.1272
控制变量			
非农劳动力价格	实际价格/(元/人·日)	52.8723	21.5415
木材价格	实际价格/(元/立方米)	439.3289	97.3423
年龄	实际年龄	52.1490	11.0257
性别	男性=1;女性=0	0.9694	0.1721
受教育年限	实际年限	7.3187	2.8496
健康状况	健康=1;不健康=0	0.8951	0.3064
户主是否干部	是=1;否=0	0.2428	0.4288
家庭人口数	实际人口	3.9328	1.5076
家庭劳动力数	实际劳动力	2.7074	1.2344
是否采伐木材	是=1;否=0	0.0380	0.1912
是否非农就业	是=1;否=0	0.6923	0.4616
林地面积	实际面积/亩	38.3976	73.138

式(16)中, Y_{it} 表示农户 i 在第 t 期的家庭收入, X_{it} 表示控制变量向量, μ_i 表示时间固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。 $treat_i$ 表示农户是否领取林权证书, 若已领取则 $treat_i=1$, 反之则 $treat_i=0$; $post_t$ 表示时间哑变量, 若时间在已领取林权证书之后则 $post_t=1$, β_1 表示林权改革的增收效应。

(2) 中介效应模型设定。本文主要参考温忠麟等^[34]的研究方法, 选取要素激励、生计策略选择、林地流转和林权抵押贷款4个中介变量, 使用依次检验的方法检验是否存在中介效应, 具体模型设定如下:

$$tran_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i post_t + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 treat_i post_t + \gamma_2 tran_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (18)$$

式(17)和(18)中, $tran_{it}$ 为中介变量, α_1 为中介效应待估系数, γ_1 和 γ_2 分别为林权改革和中介变量的直接效应待估系数, α_0 、 γ_0 均为常数项, 其他变量定义同式(16)。依次检验方法的基本思路: 第一步, 检验式(16)的估计系数 β_1 , 在估计系数 β_1 显著的基础上则进行第二步检验, 否则停止检验。第二步, 检验式(17)的估计系数 α_1 , 若估计系数 α_1 显著, 则进行第三步检验, 否则停止检验。第三步, 检验式(18)的估计系数 γ_2 , 若估计系数 γ_2 显著, 则认为存在中介效应。

三、实证检验与结果分析

1. 基准回归结果分析

在运用双重差分模型进行回归分析之前, 要求满足同质性和随机性前提假设条件, 因此需要对

其进行平行趋势检验和安慰剂检验^①。本文采用逐步回归方式对式(16)进行回归估计,以此验证回归结果的稳健性。表2报告了林权改革影响农户家庭总收入的基准回归结果。结果显示:林权改革对农户家庭总收入具有显著正向影响,且在剔除林业补贴后林权改革增收效应仍然存在,回归结果保持稳健,与理论预期一致, H_1 得到验证。说明林权改革有助于农户形成积极的收入预期,即使在不依赖林业补贴的情况下依然能够实现创收,在一定程度上保证了林权改革政策效果具有可持续性。

表2 林权改革对农户家庭总收入的影响

N=13536

变量	总收入(不含林业补贴)		总收入(含林业补贴)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
林权改革	0.0149*** (0.0043)	0.0052** (0.0023)	0.0215*** (0.0026)	0.0142* (0.0081)
控制变量	控制		控制	
年度固定效应	控制		控制	
常数项	0.8058*** (0.0059)	0.6878*** (0.0113)	0.8670*** (0.0036)	0.5303*** (0.0654)
R^2	0.058	0.302	0.078	0.321

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同。

2. 稳健性检验

为进一步保证模型估计结果的稳健性,本文对基准回归进行了一系列稳健性检验。一是,在农户层面选择林权改革变量可能会在一定程度上存在自选择问题,而以所在县域林地确权比例作为林权改革的表征变量,能够有效避免试点政策时可能出现的自选择倾向。表3结果显示,林权改革对农户家庭总收入具有正向影响,且在10%统计水平上显著。二是,较早作为试点实施政策的省份相比于其他省份更具代表性,可能导致试点省份的农户家庭总收入水平与其他省份有所差异。因此,在剔除试点实施政策的福建、浙江、江西、辽宁4省后,林权改革估计系数仍然在1%统计水平上具有正向影响。三是,在推进林权改革政策过程中,影响农户家庭总收入的相关林业政策同时交叉运行,例如采伐限额管理制度、森林保险制度、林业补贴和参加林业专业合作组织,可能导致基准回归中林权改革政策净效应存在偏误。为排除上述政策对林权改革政策效应可能产生的干扰,在基准回归基础上,进一步添加上述政策虚拟变量。结果显示,在控制上述政策作用下,林权改革政策效应虽然在一定程度上受到削弱,但增收效果依然存在。

表3 稳健性检验

变量	替换核心解释变量	剔除试点省份	排除相关政策干扰
林权改革	0.0111* (0.0063)	0.0156*** (0.0025)	0.0070* (0.0036)
控制变量	控制		
年度固定效应	控制		
常数项	0.6991*** (0.0168)	0.7060*** (0.0118)	0.6709*** (0.0158)
观测值	13536	7752	13536
R^2	0.316	0.330	0.329

3. 林权改革对不同收入农户的增收效应

表4报告了林权改革对不同收入农户家庭总收入的影响。结果显示,林权改革对不同收入农户家庭总收入均产生显著的增收效应,且这种促进效应随着农户家庭总收入水平上升呈现下降趋势,尤其是低收入农户家庭表现出更强的增收效应,突出表现为“益富更益贫”特点,说明林权改革能够在一定程度上缩小农村社会内部收入差距。

① 受篇幅限制,未在文中给出具体检验结果,若有需要,可向作者索取。

四、进一步分析

1. 影响机制分析

表5报告了林权改革对农户家庭总收入结构的影响。结果显示,林权改革对农户林业收入和非农收入均在1%统计水平上具有正向影响。这意味着,林权改革既可以激励农户家庭通过优化林业要素配置结构提高林业收入,也能够鼓励农村劳动力向具有比较报酬优势的非农部门转移,增加非农收入。

(1)要素激励。表6报告了要素激励在林权改革影响农户家庭收入中的中介效应回归结果。第二步检验结果表明,林权改革能够显著激励农户增加林业资本和林业劳动力投入;第三步检验结果表明,要素激励对农户家庭林业收入和总收入均具有显著正向影响,且在加入中介变量后,林权改革对农户家庭林业收入和总收入依然具有显著正向影响。表明林权改革能够有效激励农户通过增加林业资本和劳动力投入以提高林业产出,进而带来家庭收入水平的快速提升, H_2 得到验证。

(2)生计策略选择。表7报告了生计策略选择在林权改革影响农户家庭收入中的中介效应回归结果。第二步检验结果表明,林权改革对农户生计策略选择具有显著正向影响;第三步检验结果表明,生计策略选择在1%水平上显著正向影响农户林业收入、非农收入和总收入,且在加入中介变量后,林权改革对农户林业收入、非农收入和总收入的正向影响依旧

表4 林权改革对不同收入农户家庭

变量	总收入的影响		
	低收入组	中收入组	高收入组
林权改革	0.0237* (0.0143)	0.0135* (0.0071)	0.0068* (0.0035)
控制变量	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.7001*** (0.0500)	0.9859*** (0.0488)	0.9510*** (0.0173)
R^2	0.146	0.190	0.109

表5 林权改革对农户家庭总收入结构的影响
N=13536

变量	林业收入	非农收入
林权改革	0.0155*** (0.0018)	0.0217*** (0.0047)
控制变量	控制	控制
年度固定效应	控制	控制
常数项	-0.0525*** (0.0087)	0.1771*** (0.0227)
R^2	0.109	0.579

表6 要素激励中介效应

变量	林业资本	林业收入	林业劳动力	林业收入	总收入
林权改革	0.1509***(0.0167)	0.0117***(0.0017)	0.1827***(0.0126)	0.0136***(0.0045)	0.0170***(0.0071)
林业资本		0.0255***(0.0009)			0.0144***(0.0036)
林业劳动力				0.0376***(0.0028)	0.0189***(0.0047)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.1796***(0.0809)	-0.0224***(0.0085)	-0.6493***(0.0612)	-0.0721***(0.0177)	5.7006***(2.0916)
R^2	0.083	0.159	0.104	0.166	0.440

表7 生计策略选择中介效应

变量	生计策略选择	林业收入	非农收入	总收入
林权改革	0.0260*(0.0139)	0.0160***(0.0018)	0.0181***(0.0039)	0.0151***(0.0057)
生计策略选择		0.0236***(0.0013)	0.0210***(0.0003)	0.0091***(0.0030)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-9.7550***(0.0673)	-0.0186***(0.0088)	-0.1255***(0.0195)	0.7206***(0.0241)
R^2	0.991	0.131	0.703	0.318

保持显著。这表明,林权改革强化了生计策略的选择分工,在激励农户非农就业转移过程中并未对林业劳动力投入产生挤出效应,实现了劳动力在林业部门和非农部门的互补^[35],进而实现林业收入和非农收入的“双增”, H_3 得到验证。

(3)林地流转。表8报告了林地流转在林权改革影响农户家庭收入中的中介效应回归结果。第二步检验结果表明,林权改革能够显著增加农户流转林地(转入林地和转出林地)的概率;第三步检验结果显示林地经营规模的扩大和缩小分别对其林业收入和非农收入具有显著正向影响,且在加入中介变量后,林权改革对农户家庭林业收入和非农收入的影响依然正向显著。表明林权改革不仅可以通过激励农户扩大林地经营规模获得规模效应,增加林业收入,还可以通过鼓励农户转出林地获得更多非农就业机会,增加非农收入,实现流转双方的利益“共赢”, H_4 得到验证。

表8 林地流转中介效应

N=13536

变量	是否转入林地	林业收入	是否转出林地	非农收入	总收入
林权改革	0.0389*** (0.0046)	0.0153*** (0.0027)	0.0164*** (0.0055)	0.0165*(0.0092)	0.0107*** (0.0035)
是否转入林地		0.0146*** (0.0053)			0.0172*** (0.0061)
是否转出林地				0.0327** (0.0152)	0.0139** (0.0058)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.2726*** (0.0270)	-0.0580*** (0.0117)	-0.2474*** (0.0235)	0.2270*** (0.0460)	0.7568*** (0.0173)
R^2	0.084	0.112	0.057	0.543	0.359

(4)林权抵押贷款。表9报告了林权抵押贷款在林权改革影响农户家庭收入中的中介效应回归结果。第二步检验结果表明,林权改革能够显著增加农户获得林权抵押贷款的概率;第三步检验结果显示林权抵押贷款对农户家庭林业收入、非农收入和总收入均具有显著正向影响,且林权改革对农户家庭林业收入和非农收入依然具有显著正向影响。表明林权改革通过林权抵押贷款不仅可以缓解农户在林业生产中所面临的信贷约束,提高其林业投资水平和投资能力,从而增加林业收入,还能够缓解在非农部门受到的生产性资本不足的约束,从而增加非农收入, H_5 得到验证。

表9 林权抵押贷款中介效应

N=13536

变量	是否获得林权抵押贷款	林业收入	非农收入	总收入
林权改革	0.0297*(0.0164)	0.0155*** (0.0018)	0.0196** (0.0089)	0.0183*** (0.0040)
是否获得林权抵押贷款		0.0138** (0.0062)	0.0315** (0.0160)	0.0161** (0.0064)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.3994*** (0.0617)	-0.0521*** (0.0087)	0.1540*** (0.0542)	0.7139*** (0.0183)
R^2	0.242	0.109	0.603	0.339

2. 异质性分析

(1)经济发展水平差异视角下林权改革对农户家庭收入的影响。表10结果显示,相比于东部地区,林权改革对中西部地区农户的增收效应更强。可能原因是,地区经济发展水平使得农户对山林依赖程度和所面临的市场化程度存在明显差异,由此形成异质性的林地需求属性和劳动力行为决策偏好,进而影响林权改革的实际政策效果。具体来说,东部地区经济发展水平更高,稳定的产权制度安排对诱导农户参与非农就业的激励效应相对有限,并且较低的山林依赖弱化了林地的经济保障功能,使得林权改革的增收效应相对有限。而中西部地区经济发展水平较低,林地对农户具有更强的经济收益功能和物质保障功能,提升林地产权稳定性对非农就业具有更大的激励效应。

表10 林权改革对农户家庭收入的影响:基于经济发展水平差异视角

变量	东部地区		中西部地区	
	林业收入	非农收入	林业收入	非农收入
林权改革	0.0138*** (0.0027)	0.0064(0.0072)	0.0183*** (0.0027)	0.0205*** (0.0068)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0261** (0.0108)	0.2079*** (0.0289)	-0.1408*** (0.0153)	-0.0109(0.0384)
观测值	5856	5856	7680	7680
R ²	0.107	0.518	0.156	0.661

(2)森林资源禀赋差异视角下林权改革对农户家庭收入的影响。表11结果显示,林权改革对森林资源禀赋高的南方地区农户家庭林业收入的正向影响大于北方地区,但对非农收入的正向影响要小于北方地区。可能原因是,在森林资源更加丰富的南方地区,农户家庭更加倾向于增加林业生产投入以获取更为可观的林地经济收益。相对应地,处于森林资源禀赋劣势的北方地区,林权改革对非农就业转移则具有更大的激励作用。

表11 林权改革对农户家庭收入的影响:基于森林资源禀赋差异视角

变量	北方地区		南方地区	
	林业收入	非农收入	林业收入	非农收入
林权改革	0.0020(0.0034)	0.0237*** (0.0090)	0.0186*** (0.0022)	0.0119** (0.0058)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0730*** (0.0183)	0.0874*(0.0492)	-0.0490*** (0.0098)	0.1978*** (0.0261)
观测值	4416	4416	9120	9120
R ²	0.116	0.619	0.108	0.551

(3)代际差异视角下林权改革对农户家庭收入的影响。借鉴何可等^[36]的做法,本文以1980年出生为界,若户主是1980年以前出生,则视为第一代农户,否则视为新生代农户。表12结果显示,林权改革对第一代农户林业收入的促增效应强于新生代农户,但对非农收入的促增效应要弱于新生代农户。可能的原因是,第一代农户年龄相对较大,劳动能力较弱,在非农就业市场容易受到排挤,他们更愿意增加林业要素投入以提高家庭收入。而新生代农户有较高教育程度和较强劳动能力,更加适合非农就业。

表12 林权改革对农户家庭收入的影响:基于代际差异视角

变量	新生代农户		第一代农户	
	林业收入	非农收入	林业收入	非农收入
林权改革	0.0156*** (0.0020)	0.0252*** (0.0055)	0.0166*** (0.0039)	0.0176** (0.0083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0483*** (0.0112)	0.1940*** (0.0299)	-0.0483* (0.0252)	-0.0250(0.0542)
观测值	974	974	12562	12562
R ²	0.085	0.343	0.076	0.346

(4)人力资本禀赋差异视角下林权改革对农户家庭收入的影响。表13结果显示,林权改革对人力资本禀赋更高农户家庭的增收效应更为明显。可能的原因是,一是随着人力资本的提高,农户会

更加理性地安排林业生产,实现在更低成本要素组合中完成林业生产要素的配置和交换;二是具有高人力资本禀赋农户“干中学”的能力较强,非农就业机会多。

表13 林权改革对农户家庭收入的影响:基于人力资本禀赋差异视角

变量	人力资本质量				人力资本数量			
	低人力资本质量组		高人力资本质量组		低人力资本数量组		高人力资本数量组	
	非农收入	林业收入	非农收入	林业收入	非农收入	林业收入	非农收入	林业收入
林权改革	0.0108*** (0.0026)	0.0166*** (0.0063)	0.0201*** (0.0025)	0.0254*** (0.0068)	0.0147*** (0.0026)	0.0174*** (0.0061)	0.0151*** (0.0025)	0.0303*** (0.0069)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0510*** (0.0149)	0.0993*** (0.0361)	-0.0514*** (0.0116)	0.1999*** (0.0317)	-0.0392*** (0.0133)	0.1279*** (0.0312)	-0.0543*** (0.0124)	0.2027*** (0.0343)
观测值	6588	6588	6948	6948	7247	7247	6289	6289
R ²	0.095	0.631	0.130	0.540	0.111	0.632	0.115	0.546

(5)生产结构差异视角下林权改革对农户家庭收入的影响。表14结果显示,一方面,林权改革对农户非农务工和非农创业产生显著的增收效应,说明林权改革的激励效应强化了农户家庭非农就业意愿。另一方面,生产结构的异质性决定了林业生产要素配置效率和经济回报率的差异化。林权改革对生长周期较短、集约化程度较高、投资回收期较短的竹林和经济林收入具有显著正向影响,而对用材林收入影响不显著。

表14 林权改革对农户家庭收入的影响:基于生产结构差异视角

N=13536

变量	非农收入结构		林业收入结构		
	非农务工收入	非农创业收入	竹林收入	经济林收入	用材林收入
林权改革	0.0126**(0.0050)	0.0090*(0.0038)	0.0111***(0.0013)	0.0131***(0.0049)	0.0118(0.0083)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.1005***(0.0202)	-0.2010***(0.0215)	-0.1437***(0.0064)	-0.0638***(0.0178)	-1.2060***(0.0440)
R ²	0.498	0.294	0.149	0.071	0.589

五、结论与启示

本文利用全国9省(区)18县1128户为期12年的农户调查数据,采用双重差分模型和中介效应模型揭示了林权改革对农户家庭收入的影响及其作用机制。结果表明:第一,林权改革显著正向影响农户家庭总收入,且通过稳健性检验、平衡趋势检验、安慰剂检验等一系列方法验证了实证结果的可靠性,但林权改革对不同收入农户家庭总收入的影响存在明显差异,突出表现为“益富更益贫”特点。第二,林权改革通过增强要素激励、强化生计策略选择、鼓励林地流转和提高信贷可得性4种中介途径促进农户林业收入和非农收入的增加。第三,经济发展水平、森林资源禀赋、代际程度、人力资本禀赋和生产结构差异下林权改革的增收效应表现出显著的情景依赖性。

基于上述结论,本文得出如下政策启示:第一,严格控制林地再调整,建立政策纠偏、微调机制,实现中央方针政策与地方实际情况的良好匹配,解决好集体林地林木权属不清、责权利不明确等历史遗留问题,奠定促农增收基础。第二,建立和完善林权交易市场、规范化体系建设,打通林地使用权证与林地经营权证之间的通道,促进林地权证在不同比较优势农户间的合理流动,在还权到赋能过程中实现流转双方的利益“共赢”。第三,建立和完善林权抵押贷款风险补偿机制。完善林权抵押贷款风险补偿机制,降低违约风险处置成本和林权抵押贷款利率与约束条件,增强农户信贷意愿,

扩大农户生产资金的获得渠道。第四,通过提供资金支持来发展多元化林业经营模式,并通过强化技能培训来提升非农就业竞争力,实现较差人力资本禀赋和第一代农户家庭的增收。第五,政府应通过多元化补偿以发挥森林生态效益为主要林业生产结构的农户家庭,实现国家生态建设和农户经济效益的平衡。

参 考 文 献

- [1] 徐晋涛,孙妍,姜雪梅,等.我国集体林区林权制度改革模式和绩效分析[J].林业经济,2008(9):27-38.
- [2] 吉登艳,马贤磊,石晓平.林地产权对农户林地投资行为的影响研究:基于产权完整性与安全性——以江西省遂川县与丰城市为例[J].农业经济问题,2015,36(3):54-61,111.
- [3] 张建龙.继续深化集体林权制度改革 全面提升集体林业经营发展水平[J].林业经济,2016,38(1):3-8.
- [4] 张蕾,文彩云.集体林权制度改革对农户生计的影响——基于江西、福建、辽宁和云南4省的实证研究[J].林业科学,2008(7):73-78.
- [5] 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.
- [6] 仇晓璐,陈绍志,赵荣.集体林权制度改革对农户收入的影响——基于倾向得分匹配法(PSM)的实证分析[J].中国农业大学学报,2018,23(12):211-220.
- [7] YI Y, KÖHLIN G, XU J. Property rights, tenure security and forest investment incentives: evidence from China's collective forest tenure reform [J]. Environment and development economics, 2014, 19(1): 48-73.
- [8] HOLDEN S T, YI Y, JIANG X, et al. Tenure security and investment effects of forest tenure reform in China [M]. Basingstok: Palgrave Macmillan UK, 2013.
- [9] 刘丽萍,高岚.云南省集体林权制度改革中农户林业收入及影响因素分析[J].生态经济,2016,32(12):126-130.
- [10] 蒋宏飞.集体林权改革制度下农户劳动力分配情况分析——基于辽宁省农户调查数据[J].林业经济问题,2012,32(1):1-7,13.
- [11] 魏建,尹少华,刘璨.新一轮集体林权制度改革对兼业与非兼业农户收入的影响研究[J].林业经济,2018,40(12):64-71.
- [12] 张寒,程娟娟,刘璨.基于内生性视角的非农就业对林地流转的效应评价——来自9省1497户林农的连续监测数据[J].农业技术经济,2018(1):122-131.
- [13] 何文剑,赵秋雅,张红霄.林权改革的增收效应:机制讨论与经验证据[J].中国农村经济,2021(3):46-67.
- [14] 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.
- [15] 王文烂.集体林权制度改革对农民林业收入的影响[J].林业科学,2009(8):144-149.
- [16] 王良桂,董微熙,沈文星.集体林权制度改革绩效分析[J].南京林业大学学报(自然科学版),2010,34(5):133-136.
- [17] 朱冬亮,贺东航.集体林权制度改革中的林权升值因素分析:对福建林改的思考[J].东南学术,2007(3):25-29.
- [18] 黄建华.集体林权制度改革下的林地流转问题探讨[J].防护林科技,2010(3):98-100,126.
- [19] 魏建,尹少华,刘璨.新一轮集体林改对不同类型农户林业生产投入的影响研究[J].林业经济问题,2019,39(5):465-473.
- [20] 廖文梅,孔凡斌,林颖.劳动力转移程度对农户林地投入产出水平的影响——基于江西省1178户农户数据的实证分析[J].林业科学,2015,51(12):87-95.
- [21] YIN R S, YAO S B, HUO X X. China's forest tenure reform and institutional change in the new century: what has been implemented and what remains to be pursued? [J]. Land use policy, 2013, 30(1): 825-833.
- [22] QIN P, XU J. Forest land rights, tenure types, and farmers' investment incentives in China: an empirical study of Fujian province [J]. China agricultural economic review, 2013, 5(1): 154-170.
- [23] 许庆,陆钰凤.非农就业、土地的社会保障功能与农地流转[J].中国人口科学,2018(5):30-41,126-127.
- [24] ZHANG B, CARTER C A. Reforms, the weather, and productivity growth in China's grain sector [J]. American journal of agricultural economics, 1997, 79(4): 1266-1277.
- [25] 李谷成,冯中朝,范丽霞.小农户真的更加具有效率吗?来自湖北省的经验证据[J].经济学(季刊),2010,9(1):99-128.
- [26] 尹鸿飞,张兵,郝云平.信贷约束与农村家庭创业绩效:影响效应及损失估算[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(6):76-89.
- [27] 刘珉.集体林权制度改革:农户种植意愿研究——基于Elinor Ostrom的IAD延伸模型[J].管理世界,2011(5):93-98.
- [28] 于艳丽,李桦,姚顺波.林权改革、市场激励与农户投入行为[J].农业技术经济,2017(10):93-105.
- [29] LIU C, WANG S, LIU H, et al. Why did the 1980s' reform of collective forestland tenure in Southern China fail? [J]. Forest policy and economics, 2017, 98: 8-18.
- [30] XU J, HYDE W F. China's second round of forest reforms: observations for China and implications globally [J]. Forest policy and

- economics, 2019, 98:19-23.
- [31] 许时蕾,张寒,刘璨,等.集体林权制度改革提高了农户营林积极性吗——基于非农就业调节效应和内生性双重视角[J].农业技术经济,2020(8):117-129.
- [32] 范刘珊,王文烂,宁满秀.林权抵押贷款缓解农户信贷配给的内在机理、现实困境与路径选择[J].福建论坛(人文社会科学版), 2021(7):60-71.
- [33] LIU Z, LIU L.Characteristics and driving factors of rural livelihood transition in the east coastal region of China: a case study of suburban Shanghai[J].Journal of rural studies, 2016, 43:145-158.
- [34] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [35] ZHU Z, XU Z, SHEN Y, et al.How off-farm work drives the intensity of rural households' investment in forest management: the case from Zhejiang, China[J].Forest policy and economics, 2019, 98:30-43.
- [36] 何可,张俊彪.农业废弃物资源化的生态价值——基于新生代农民与上一代农民支付意愿的比较分析[J].中国农村经济,2014(5):62-73,85.

The Reform of Collective Forestland Tenure and Farmers' Income: Theoretical Clues and Empirical Evidence

WEI Jian, LIU Can, ZHANG Dahong

Abstract The improvement of farmers' income is an important goal of the reform of collective forestland tenure and the key to sustainable management of forest resources. Based on the survey data from 18 counties of 9 provinces (districts), this paper examines the impact of the reform of collective forestland tenure on farmers' income and its mechanism by using difference in difference model and mediating effect test. The results show that the reform of collective forestland tenure can effectively raise farmers' income, and the reliability of the empirical results is verified by robustness test, parallel trend test and placebo test, but there are significant differences among farmers with different income levels, demonstrating the characteristic of "benefitting the poor more than the rich"; Mechanism analysis shows that the factors of motivation, livelihood strategy of farmers' choice, forest land transfer and forest right mortgage loan play a mediating role in the impact of the reform of collective forestland tenure on farmers' income, and the reform of collective forestland tenure can increase farmers' income by increasing the input of forestry factors, strengthening the livelihood strategy of farmers' choice, increasing forest land transfer and the availability of credit to farmers. Heterogeneity analysis shows that the policy effect of the reform of collective forestland tenure shows significant situational dependence in terms of the differences of forest resource endowment, economic development level, human capital endowment, intergenerational degree and production structure.

Key words the reform of collective forestland tenure; factor incentives; livelihood strategies; forest land transfer; forest rights mortgage; farmers' income

(责任编辑:金会平)