

林权改革的增收效应：机制讨论与经验证据*

何文剑^{1,2} 赵秋雅^{1,3} 张红霄⁴

摘要：本文在理论分析集体林权改革对农户家庭收入影响机制的基础上，利用 22 年省级面板数据，构建渐进性双重差分模型，证实集体林权改革显著提高了农户家庭的营林收入、非农收入和总收入。在通过平行趋势检验、排除其他政策影响以及安慰剂检验等方法验证上述结果的稳健性之后，本文结合事件分析法发现集体林权改革增收效应的持续性。同时，本文构建中介效应模型证实集体林权改革不仅实现了劳动力在营林部门与非农部门之间的优化配置，同时增加了农户信贷可得，扩大了林地经营规模，有效提高了农户对营林部门与非农部门的资金投入，因而提高了农户家庭收入。本文的研究发现有助于理解集体林权改革与农户家庭收入之间的内在机制，可为促进农户增收、优化农户收入结构、缩小农户收入差距以及防止返贫发生提供政策启示。

关键词：集体林权改革 农户家庭收入 生产要素配置 双重差分模型

中图分类号：F326.20 **文献标识码：**A

一、引言

依据现代产权理论，权责明晰且保护严格的产权不仅可增加人力资本与实物资本等要素投入，改善资源存量的配置效率，还能实现自由平等交易，为交易主体带来更高的收入流量，从而实现经济发展（North, 1994; Huang and Rozelle, 1996）。20 世纪 80 年代初的中国农地产权制度改革便是最好的例证。随着农村家庭承包经营制的不断落实与深化，农地产权界定逐渐清晰化、规范化与制度化。在此激励下，中国农业生产绩效大幅度提高，农村居民人均收入以平均每年 13.39% 的幅度增长^①，城乡居民收入差距缩小（Lin, 1992; 黄季焜、冀县卿, 2012）。作为农地产权制度改革向林地的扩展与延伸，国家于 2003 年以试点形式开始，于 2008 年在全国层面推行新一轮集体林权改革（下文简称“林权改革”）。林权改革试图通过“明晰产权、放活经营权、落实处置权、保障收益权”等措施在全国

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“集体林区采伐管制变迁、农户生计转型与森林资源质量”（编号：72003097）、教育部人文社会科学青年基金项目“森林管制制度保护森林资源的理论机制与动态绩效：以中国采伐限额管理制度为例”（编号：18YJC790041）、江苏省自然科学基金青年项目“集体林权改革、林地产权结构与森林资源消长：理论机制与动态效应”（编号：BK20190775）资助。感谢匿名审稿人的中肯意见及建设性建议，文责自负。本文通讯作者：何文剑。

^①该数据根据《中国统计年鉴 2000 年》中的 1990—1999 年农村居民家庭人均纯收入计算得出。

范围内建立一套兴林、富民的林业经营与发展机制，以期在农村土地产权制度促进收入增长的背景下激励农户经营林地，实现农户家庭收入的进一步增长（Liu et al., 2017a; Hyde and Yin, 2018）。事实上，农户家庭收入水平持续提高是实现减贫与防范返贫的关键因素。尽管中国于 2020 年已全面实现脱贫，但由于农村地区贫困家庭抵御生产性风险的能力有限，仍需防止返贫发生（黄征学等，2019）。那么，林权改革能否促进农户家庭收入增长？林权改革增收效应的持续性如何？林权改革又是通过哪些机制实现农户增收？对这一系列问题的探究至关重要。

现有文献多证实林权改革具有显著的增收效应。例如，有学者基于产权激励理论发现，林权改革有助于减少林业投资风险，能够稳定农户营林收益预期，增加生产要素投入，优化生产要素配置，提高林地产出，因而对农户营林收入具有正向影响（Zhang, 2000; Liu et al., 2017a; 孔凡斌, 2008; 仇晓璐等, 2018）。也有学者采用计量分析方法，证实林权改革能刺激农户家庭非农收入增加（Zhu et al., 2020; 张寒等, 2018）。有少数研究为了解决模型内生性问题，以“农地再分配率”作为林地使用权的替代变量（Qin and Xu, 2013），或以林权改革为准自然实验构建断点回归法或双重差分模型（张英、陈绍志, 2015; 张红等, 2016），亦证实林权改革能够显著提高农户营林积极性、增加林地产出，即间接揭示了林权改革能够刺激农户家庭收入增加。然而，有部分学者通过倾向得分匹配法或双重差分模型等计量手段分析林权改革的增收效应，认为该效应并不明显（Zhu et al., 2019; 刘小强等, 2011）。究其原因，林权改革显著增强了林地产权的安全性，降低了农户的失地风险，激励农户将生产要素转向非农部门，因而减少了营林投入（Hatcher et al., 2013）。此时，易产生非农部门对农户营林投入的“挤出效应”，造成林业生产效率下降，因而农户家庭营林收入并不必然增加（Qin and Xu, 2013; Yin et al., 2013）。更为关键的是，农村劳动力往往面临较强的非农就业歧视，农户家庭非农收入多呈现持续性低与稳定性差的特征（王建国、李实, 2015）。因此，林权改革对非农收入的增收效果，尤其是增收的持续性效果，并不明显（刘小强等, 2011）。

现有研究有助于深入理解林权改革与农户家庭收入之间的关系，为本文研究提供了极有价值的线索，然而仍有以下问题值得进一步思考。首先，已有文献对林权改革影响农户家庭收入的内在机制缺乏深入探究，二者关系的研究结论尚未统一。事实上，打开二者关系的“黑箱”，分析林权改革影响生产要素在营林部门与非农部门之间的配置情况是回应非农部门对农户营林投入“挤出效应”存在与否的关键。其次，已有计量模型多存在对林权改革测度的偏误问题（何文剑等, 2019），而且农户家庭收入状况是政府调整林权制度的重要依据，存在反向因果关系（Araujo et al., 2008）。虽有学者以林权改革为外生冲击，利用 2~3 期的农户调查数据构建双重差分模型试图解决上述问题，但短期数据难以进行平行趋势检验，模型估计结果的无偏性依旧值得商榷。因此，解决上述内生性问题的方法值得进一步优化。最后，由于缺乏农户层面的长期面板数据，现有文献多聚焦于林权改革影响农户家庭收入的静态效应（孔凡斌, 2008; 仇晓璐等, 2018）。事实上，自 2003 年林权改革实施以来，国家通过主体改革、配套改革等一系列改革措施对集体林权制度进行了长期动态调整。尽管有学者利用短期农户调查数据试图揭示林权改革对农户家庭收入的动态影响（刘小强等, 2011），但是，短期调查数据难以揭示林权改革的长期动态效应。

鉴于此，本文首先在构建“林权改革—要素配置—农户收入”的理论分析框架的基础上，通过中介效应模型进行机制检验，探究林权改革影响农户家庭收入的内在机制。其次，本文采用 22 期省级层面的长期面板数据，以林权改革为外生冲击，构建渐进双重差分模型，在通过平行趋势检验的基础上采用排除其他政策影响、安慰剂检验等一系列稳健性检验，缓解模型中的内生性问题，识别林权改革与农户家庭收入的因果关系。最后，结合事件分析法，揭示林权改革的动态效果。本文研究可为促进农户增收、优化农户收入结构、缩小城乡收入差距以及防止返贫发生提供政策启示。

二、制度背景与研究假说

（一）制度背景

20 世纪末，中国林业市场化改革对林木价格的持续推高激发了农户对山林资源产权的强烈需求，加之家庭承包经营制在农地领域取得的成功，中共中央、国务院于 2003 年发布《中共中央国务院关于加快林业发展的决定》（中发〔2003〕9 号），开启了新一轮林权改革，要求在保持自留山与责任山原有承包关系的基础上，对仍由集体统一经营的山林采用不同确权形式落实林地承包权（Wang et al., 2007; Yin et al., 2013）。至 2007 年年底，全国已有 14 个省份相继开展林权改革^①。其中，包括福建、江西、浙江等在内的 10 个省份强调以“分山到户”形式落实山林权属，仅河北、河南、湖北和湖南 4 省允许“均股均利”等其他确权形式（Xu and Hyde, 2019）。截止到 2007 年，全国完成承包的山林面积约为 440.00 万公顷，占集体林地面积的 27.5%^②。

基于先行省份林权改革的成功经验，中共中央、国务院于 2008 年出台《关于全面推行集体林权制度改革的意见》（中发〔2008〕10 号），正式在全国范围内推行林权改革，强调原则上应通过家庭承包的方式将集体山林落实到农户，确定农户为林地承包经营权的主体，并基于此赋予林地承包经营权抵押、流转等权能。在 2008 年后实施林权改革的 13 个省份中，仅有集体林资源较少的江苏省和广东省完全采用“均股均利”的确权形式明晰林地产权，青海省则允许“分山到户”与“均股均利”两种确权形式并存。截至 2017 年，林权改革的“确权颁证”任务已基本完成，全国已确权集体林地面积达 18033.33 万公顷，占集体林地面积的 98.97%，其中，以“分山到户”形式确权的林地面积为 1760.67 万公顷，占已确权集体林地面积的 97.65%^③。这说明，在全国范围内，“分山到户”是林权改革最主要的确权形式。

为巩固和扩大林权改革的成果，充分发挥集体林业在实施精准脱贫、推动农村经济社会可持续发

^①14 个实施林权改革的省份（实施林权改革的时间）为：福建（2003 年）、江西（2004 年）、浙江（2006 年）、辽宁（2005 年）、河北（2006 年）、云南（2006 年）、安徽（2007 年）、湖北（2006 年）、河南（2007 年）、贵州（2006 年）、四川（2007 年）、湖南（2007 年）、陕西（2007 年）、吉林（2007 年）。

^②资料来源：《全国 27.5%集体林地承包到户 集体林权制度改革今年将全面推进》，<http://www.forestry.gov.cn/main/3105/20080114/518374.html>。

^③资料来源：《全国集体林权制度改革成就综述》，<http://www.forestry.gov.cn/main/1039/20170711/1005843.html>。

展中的重要作用，国务院、国家林业和草原局等职能部门在林权制度主体改革的基础上出台了一系列配套政策文件^①，以期进一步完善林权流转、林权抵押贷款等制度。改革的总体路径是弱化政府对林权流转与林权抵押的管制强度，拓宽林权流转与林权抵押的方式，发展多种形式的林地经营模式(Hong et al., 2018)。首先，对林权流转制度而言，国家不断扩大林权流转的客体范围（即从经济林拓展到用材林），进而允许不改变公益林性质的流转行为，同时大力支持林地向专业大户、合作社流转，培育新型林业经营主体。截至 2016 年年底，全国累计发生林权流转面积达 1886.67 万公顷，占全国已确权集体林地面积的 10.46%（刘璨等，2019）。其次，就林权抵押贷款制度而言，国家在赋予县级金融机构林业信贷管理权限的基础上，强调降低信贷门槛、优化审批程序，并建立收储担保机制，通过提供林权收储、信贷担保等服务降低金融机构的信贷风险，为农户获得信贷资金提供保障。截至 2014 年年底，全国累计林权抵押面积为 602.72 万公顷，占全国已确权集体林地面积的 3.29%（刘浩、刘璨，2016）。

至此，林权改革进入全面深化阶段，林权流转与林权抵押等制度同林地确权颁证一并构成了林权改革的激励体系，从而提高了林业投资的吸引力，为农户家庭收入增加提供了可能（Liu et al., 2017a）。

（二）理论机制与研究假说

1. 林权改革增收效应机制。林权改革通过影响生产要素在营林部门和非农部门之间的配置，进而改变农户收入结构（Liu et al., 2017b）。因此，本文以营林劳动力、信贷资金及林地等生产要素作为中介变量，构建“林权改革—要素配置—农户收入”的理论框架，如图 1 所示。

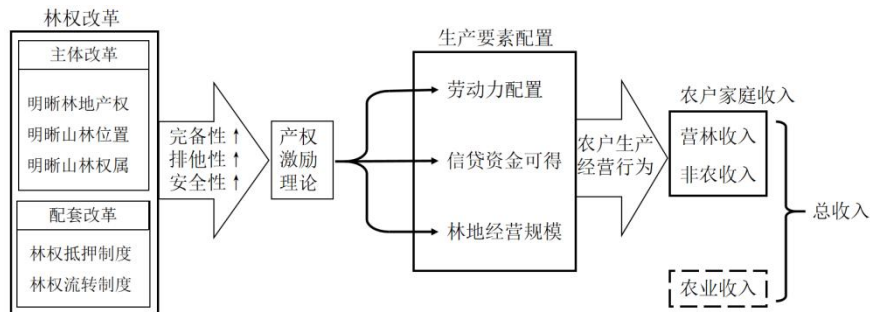


图 1 林权改革增收效应理论机制图

同时，考虑到中国实行严格的土地用途管制制度，农户无法实现土地用途在农业与林业之间的自由转换，林权改革对农户家庭农业收入的影响较弱^②。鉴于此，本文重点考察林权改革对农户家庭营

^①政策文件包括 2009 年国家林业局颁布的《关于切实加强集体林权流转管理工作的意见》（林改发〔2009〕232 号）、2013 年中国银监会和国家林业局联合颁布的《关于林权抵押贷款的实施意见》（银监发〔2013〕32 号）、2016 年国务院办公厅颁布的《关于完善集体林权制度的意见》（国办发〔2016〕83 号）和 2018 年国家林业和草原局颁布的《关于进一步放活集体林经营权的意见》（林改发〔2018〕47 号）等。

^②出于谨慎，本文依旧将农业收入作为被解释变量，并利用下文（1）式模型进行回归，结果发现林权改革对农户家庭农业收入的影响并不显著。

林收入与非农收入的影响。

(1) 劳动力配置优化效应。林权改革赋予了农户具有物权保障的林地承包经营权，并不断完善林地承包经营权的抵押、流转等权能。这不仅可提高林地产权的排他性与公信力，更能增加林地产权的完备性，减少租值耗散，提高农户营林预期收益(Liu et al., 2017a)。此时，农户的理性决策是将更多的家庭劳动力投入到营林部门，“产权激励效应”由此产生(Lin et al., 2020; 茅于軾、唐杰, 2002)。然而，林地产权排他性与安全性的强化可降低农户失地风险，减少看护林地等非生产性投入，激励农户将家庭劳动力更多地配置到边际收益较高的非农部门，从而产生了对农户营林劳动力投入的“挤出效应”(Yin et al., 2013; 王庶、岳希明, 2017)。事实上，林权改革带动了当地林产品加工业、森林旅游业等林业相关产业的发展，增加了本地非农就业机会(Xu and Hyde, 2019)。而本地就业的交通成本和生活成本较低，农户可在非农活动之余增加对营林部门的劳动力投入，例如开展造林、除草、施肥等营林活动，从而实现家庭劳动力在营林部门与非农部门之间的优化配置(Xie et al., 2019; Zhu et al., 2019)。林权改革后，兼业化经营成为集体林区农户的主要经营模式(许时蕾等, 2020)。

农户家庭劳动力在多个产业或部门间的配置是实现家庭收益最大化的重要手段(程名望等, 2016)。首先，林权改革所增加的营林劳动力投入提高了营林效率与营林产出，从而增加了农户家庭的营林收入(Lin et al., 2020)。其次，林权改革带动林业相关产业的发展有效提升了农户非农就业的概率，提高了农户家庭的非农收入。农户家庭非农收入的提高，一方面可为农户积累社会资本，获得林业生产的相关信息，从而降低营林成本；另一方面可平滑消费，缓解信贷约束。因而，农户家庭收入的提高能激励农户加大对林地的投入，由此进一步增加农户营林收入，实现非农就业的“汇款效应”(Zhu et al., 2020; 许时蕾等, 2020)。此外，林权改革加深了农户兼业化经营，可有效提高农业劳动力的配置效率，实现农户营林收入和非农收入的共同增长。基于以上分析，本文提出以下研究假说。

H1a: 林权改革可实现劳动力在营林部门与非农部门之间的优化配置，进而增加农户家庭的营林收入、非农收入与总收入，即劳动力配置在林权改革增收效应中存在中介效应。

(2) 信贷可得提升效应。林权改革通过林权抵押贷款制度赋予了林地使用权与林木所有权抵押的功能，并在完善林权流转、林权抵押等权能的基础上，提升了林权交易价值，增加了林权被金融机构认可并接受为合格抵押品的概率，因而可大幅度提高农户获得林权抵押贷款的可能性，有效缓解农户因缺乏有效抵押品而面临的信贷约束(Liu et al., 2017a; Xu and Hyde, 2019)。更为关键的是，确权颁证等措施明晰了山林的空间位置、林种、林地规模等基本信息和林地承包经营权权属关系，增加了林地产权的明晰度。一方面，产权明晰可促进农户信用信息“标准化”，弱化金融市场对农户实际家庭收入、人脉关系等“软”信息的依赖，降低金融机构与农户之间的信息不对称，有效缓解农村信贷市场的逆向选择和道德风险等问题，有助于金融机构识别农户还款意愿以及减少发放贷款时的信息甄别与监督成本(Deininger et al., 2011)。另一方面，产权明晰可降低林权流转的交易成本，加之林权流转权能的完善，减少了金融机构在违约发生时的处置成本(Hong et al., 2018)。因此，金融机构放贷意愿增加，农户获得银行贷款的概率大幅度提高(刘圻等, 2013)。由此可见，林权改革可缓解农户信贷约束，提高农户信贷可得。

林权改革有效缓解了农户信贷约束，满足了农户对生产资金的多层次需求，有利于实现农户家庭营林收入与非农收入的“双增”。具体来说，为实现家庭收入最大化，农户倾向于将信贷资金投资于边际收益较高的非农领域，提高了农户家庭的非农收入（张龙耀等，2013）^①。然而，非农投资往往伴随着不确定性（王建国、李实，2015）。因此，农户有意愿将部分信贷资金配置于营林部门，以分散非农投资风险（Xie et al., 2019）。事实上，充分利用营林资金有效缓解了林地生产力水平低、劳动力不足或过剩等问题，提高了林地生产效率（Qin and Xu, 2013; Liu et al., 2017b），从而实现营林产出增加，最终提高农户家庭营林收入。基于以上分析，本文提出以下研究假说。

H1b: 林权改革可提高农户信贷可得，进而增加农户家庭营林收入、非农收入与总收入，即信贷可得在林权改革增收效应中存在中介效应。

(3) 林地经营规模效应。林权改革在明确农户林地信息的基础上，提升了林地产权的明晰度与排他性。事实上，林地产权的完善不仅可限制相关主体对公共域内租值的攫取，增强农户营林收益预期，提高林地经营价值，还有利于在流转市场中建构起“秩序观念”的约束规则体系，稳定农户流转收益，使农户在更大交易范围内实现交易价值，增强了农户参与林权流转的意愿（Liu et al., 2017b）。与此同时，明晰的林地产权制度以及林权改革中保护林权流转的条款可有效减少交易双方之间的信息不对称，不仅能降低交易前的信息搜寻成本，同时缩短林权流转交易链条，从而降低了流转中的谈判签约费用，减少了交易中的“敲竹杠”等道德风险。因此，农户流转意愿易转换为流转行为，进而增加了林地经营规模扩大的概率（Liu et al., 2017b）。土地产权强度的提高会强化农户对土地的依赖，使得农户突破土地本身的经济价值，从社会价值与身份价值对土地流转进行过度提价，导致交易双方难以在价格上达成一致，反而抑制了土地流转发生的概率，即产生了“禀赋效应”（罗必良，2014）。然而，新型农村合作医疗保险、新型农村社会养老保险等惠农保障措施的落实增强了制度保障对土地保障的替代。更为重要的是，当下中国农村正从“乡土中国”向“城乡中国”嬗变，农户与土地、村庄关系的黏度不断下降，农户对土地的情感寄托逐渐减弱，流转市场的差序格局开始瓦解（刘守英、王一鸽，2018）。由此可见，林权改革可能不会强化农户对林地的依赖进而抑制林权流转，反而促进了林权流转市场的发展，整体上提高林地经营规模。

林权改革所促进的林地经营规模扩大不仅可增加农户家庭营林收入，还能刺激农户家庭非农收入的提高。首先，就农户家庭营林收入而言，林权改革所促进的林权流转可有效解决林地细碎化问题，促进土地要素的优化配置，不仅能够降低营林边际成本，提高转入户的营林效益，还可推高林权流转价格，增加转出户的林地租金收入（Hong et al., 2018）。其次，就农户家庭非农收入而言，林地经营规模扩大不仅会刺激原本低效率依附于林地生产的农户转向非农部门，以此获取高于营林收入的非农收入（Xu and Hyde, 2019; 张寒等，2018）；而且，扩大林地经营规模还丰富了林权流转形式，易形成公司、基地、合作社等新型林业经营模式，增加农户本地非农就业机会，进一步提高农户家庭非农

^①信贷可得性每增加1%，当地农村家庭的非农就业水平将提升1.97%，农户家庭收入将提高526元（肖龙铎、张兵，2017）。

收入^①。基于以上分析，本文提出以下研究假说。

H1c: 林权改革可扩大农户林地经营规模，进而增加农户家庭营林收入、非农收入与总收入，即林地经营规模在林权改革增收效应中存在中介效应。

2.林权改革增收效应的持续性。21世纪以来，国家对集体林权制度进行了一系列动态调整，赋予农户长期稳定的林地承包经营权，并不断完善林权抵押贷款制度与林权流转制度，逐渐弱化对林权抵押贷款与流转的管制强度，林权改革的增收效应具有持续性。

首先，2008年出台的《关于全面推行集体林权制度改革的意见》（中发〔2008〕10号）将林地承包期延长至70年，且承包期届满可按照国家有关规定继续承包。可见，林权改革赋予了农户长期的林地使用权，不仅促使农户形成稳定的营林收益预期，增加营林投入，还能持续降低为保护林权而支付的非生产性成本，刺激农户开展非农活动，由此实现农户家庭营林收入与非农收入的持续增长（Zhu et al., 2020）。

其次，国家在推进明晰山林权属任务的同时，试图进一步放活林地经营权，逐渐完善林权流转与林权抵押贷款等制度（Yin et al., 2013）。对林权流转制度而言，国家逐步弱化对林权流转的管制，大幅度降低林权流转的交易成本，提高农户林权流转的自由度，增加林权流转各项补贴，使得林权流转市场逐步完善。此时，农户可自由调整土地、劳动力等生产要素，促使农户家庭劳动力集中在具有比较优势的生产部门，增加生产要素的边际回报，刺激农户家庭收入持续增加（Siikamäki et al., 2015; Hong et al., 2018）。对林权抵押贷款制度而言，国家不断放宽对林权抵押贷款制度的管制，降低了银行信贷门槛，优化了审批程序，并构建了林权收储等额外担保体系，进一步降低金融机构的信贷风险。上述措施可持续提升农户获得正规信贷的概率，促使农户增加对营林生产或非农活动的资金投入以获得更高的农户家庭收入（Yin et al., 2013）。基于此，本文提出以下研究假说。

H2: 林权改革会持续增加农户家庭的营林收入、非农收入和总收入。

三、模型设定与数据说明

（一）模型设定

1.基准回归模型设定。考虑到各省份实施林权改革的时间存在先后差异，本文借鉴Li et al. (2016)的建模思路，设定渐进双重差分（DID）模型，其实质是将各省份林权改革政策冲击的不同时间放置于同一个模型，因而可自动产生处理组和参照组以及“处理前”和“处理后”的双重差异，可有效克服模型中可能存在的遗漏变量、反向因果等内生性问题。DID模型构建如下：

$$\ln Income_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{ferf}_{it} + \sum_{j=1}^J \omega_j \text{Control}_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中， ferf_{it} 为省份*i*在*t*年的林权改革实施情况。当省份*i*在*t*年实施林权改革时，

^①林权改革促进了合作社、“公司+基地+农户”等新型林业经营主体的形成，农户因此获得除草、打药等工作机会，每户每年可多获得5000元工资性收入（文彩云等，2015）。

$ferf_{it} = 1$ ；反之， $ferf_{it} = 0$ 。本文着重关心系数 β_1 ，若 β_1 显著为正，说明林权改革增收效应确实存在。被解释变量 $Income_{it}$ 表示省份 i 在 t 年的农户家庭营林收入、非农收入以及总收入水平，模型中均采用对数形式，以缓解收入变量的异方差问题。 $Control_{it}$ 为控制变量，参照已有文献，选择农户家庭受教育程度、农户家庭生产性固定资产、人口密度、耕地面积、活立木蓄积量、人均地区生产总值、农产品价格指数和林产品价格指数(罗楚亮, 2012; 程名望等, 2016)。 ω_j 表示第 j ($j=1, \dots, J$) 个控制变量的系数。 γ_t 表示年份固定效应，用以控制时间趋势的影响。 μ_i 为省份固定效应，用以控制省级层面不随时间变化的因素对农户家庭收入的影响。 ε_{it} 为随机扰动项。

2. 动态效应模型设定。为进一步揭示林权改革对农户家庭收入影响的持续性，本文采用事件分析法(event study)对(1)式进行扩展，构建动态双重差分模型。需强调的是，此方法不仅可以观察林权改革增收效应的持续性，还可检验平行趋势假定，即林权改革政策冲击前处理组与参照组的家庭收入是否有相同的变化趋势。动态 DID 模型设定如下：

$$\ln Income_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K F_k ferf_{i,t-k} + \sum_{m=0}^M L_m ferf_{i,t+m} + \sum_{j=1}^J \omega_j Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中， $ferf_{i,t-k}$ 表示林权改革第 k ($k=1, \dots, K$) 期的前置项，设定前置项是为了检验处理组与参照组在实施林权改革前是否有相同的趋势，若系数 F_k 均不显著则说明，在林权改革之前处理组与参照组之间没有显著的系统性差异，则平行趋势假定成立。 $ferf_{i,t+m}$ 表示林权改革第 m ($m=1, \dots, M$) 期的滞后项，设定滞后项是为了识别林权改革的持续性影响。其他变量设定与(1)式一致。

3. 中介效应模型设定。根据前文理论分析，本文选取劳动力配置、农户信贷可得、林地经营规模三个中介变量，采用逐步法进行中介效应检验，进一步考察林权改革是否会影响农户生产要素配置，进而提高农户家庭收入。具体模型构建如下：

$$med_{it} = \theta_0 + \theta_{med} ferf_{it} + \sum_{j=1}^J \omega_j Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln Income_{it} = \varphi_0 + \varphi_{CR} ferf_{it} + \varphi_{med} med_{it} + \sum_{j=1}^J \omega_j Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(3) 式和(4)式中， med_{it} 为中介变量，包括劳动力配置、农户信贷可得与林地经营规模。逐步法检验分为三个步骤。第一步是验证林权改革确实会影响农户家庭收入，即在(1)式系数 β_1 显著的基础上，依次检验(3)式中的系数 θ_{med} 和(4)式中的系数 φ_{med} 。如果两个系数都显著，则意味着中介效应存在，并进行第三步检验；如果至少有1个系数不显著，则进行第二步检验。第二步用 Bootstrap 法直接检验原假设： $\theta_{med} \times \varphi_{med} = 0$ 。如果检验结果拒绝原假设，说明中介效应成立，然后进行第三步；反之，则停止分析。第三步检验(4)式中的系数 φ_{CR} ，如果系数 φ_{CR} 不显著，则表明模型存在完全中介效应；如果系数 φ_{CR} 显著，则进一步比较 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 和 φ_{CR} 的符号，如果符号一致，则意味着存在部分中介效应。

（二）变量选择

1.被解释变量。为剔除家庭人口规模对估计结果的影响，本文选择农户家庭人均营林收入、人均非农收入与人均总收入作为被解释变量，这既考虑了林权改革对农户家庭人均总收入的影响，又可验证林权改革对不同来源收入的影响机制。其中，营林收入是农户出售木质和非木质林产品以及流转林地使用权等所获收入。非农收入包括农户通过非农家庭经营、劳动力外出就业等渠道所获得的收入。

2.中介变量。中介变量包括劳动力配置、信贷可得与林地经营规模。其中，劳动力配置以“营林生产劳动力数”表示，若观察到在林权改革刺激营林劳动力数增加的同时，农户家庭营林收入与非农收入实现了“双增”，则说明林权改革促使劳动力在营林部门与非农部门间形成“互补”（Zhu et al., 2019）。农户信贷可得以“涉农贷款资金”测度（参见张正平等，2020）。由于各省份的农户林地经营规模数据难以获取，同时考虑到林地经营规模是影响营林生产支出的关键变量（Hatcher et al., 2013; Zhu et al., 2020），故本文以“营林生产支出”作为林地经营规模的替代变量。需强调的是，此处营林生产投入不包括劳动力投入与基础建设投资，仅含有树种、树苗、肥料、农药、电费及小型工具的购置维修等开支。

3.控制变量。本文基于相关文献，选取农户家庭受教育程度、农户家庭生产性固定资产、人口密度、耕地面积、活立木蓄积量^①、人均地区生产总值、林产品价格指数和农产品价格指数作为控制变量。具体说明如下：农户家庭受教育程度是影响农户家庭收入的核心要素（程名望等，2016）；人口密度可体现地区的劳动力供给情况，是地区收入水平提升的重要因素（程名望等，2016）；农户家庭经营多依赖于土地要素（程名望等，2016），因此，耕地面积、活立木蓄积量等是影响收入水平的关键因素；人均地区生产总值与价格指数对农户收入的影响已被众多学者所证实（例如张龙耀等，2013）。

（三）数据说明

为综合考察林权改革对农户家庭收入的影响机制，本文构建全国 27 个省（市、区）22 年有关农户家庭收入的面板数据。具体来说，首先，为获取更多的参照组样本，以提高估计结果的无偏性与有效性，本文将《中国农村住户调查年鉴》的所有调查年份都包含在内，即将样本时间跨度设定为 1990 年、1995 年与 1998—2017 年。其次，将重庆市、海南省分别并入四川省、广东省，并剔除未实施林权改革的上海市及数据缺失较多的西藏自治区。需强调的是，本文并未剔除林业依赖度低的省份，因为人为去除林业依赖度低的省份易产生样本偏误，造成林权改革效果被高估。更为合理的做法是，在下文的异质性分析部分再考虑省份间的资源禀赋差异对林改政策效果的影响。

被解释变量中，农户家庭人均营林收入、人均非农收入、人均总收入来源于《中国农村住户调查年鉴》^②。中介变量中，营林劳动力、涉农信贷资金与营林生产支出分别来源于《中国人口与就业统

^①需说明的是，林地面积是影响农户家庭收入的重要变量，本应纳入回归模型中。但是，林地面积与活立木蓄积量相关性系数高达 0.84，超过阈值 0.8，将二者同时放入回归模型易造成严重多重共线性。同时，考虑到活立木蓄积量不仅可测度林木蓄积总量，还可体现林地面积大小。因此，本文最终选择涵盖信息量较多的活立木蓄积量作为物质资本控制变量。

^②国家统计局农村社会经济调查司：《中国农村住户调查年鉴》（1992 年、2000—2018 年），北京：中国统计出版社。

计年鉴》^①、《中国统计年鉴》^②与《中国农村住户调查年鉴》。控制变量中，农户家庭受教育程度、农户家庭生产性固定资产均来自《中国农村住户调查年鉴》；耕地面积、人口密度、人均地区生产总值均来自《中国统计年鉴》；活立木蓄积量来源于《中国林业统计年鉴》^③；林产品价格指数与农产品价格指数来自《中国农村统计年鉴》^④。

本文所使用的全国 27 个省（市、区）22 年面板数据可有效识别林权改革的长期动态效应。更为重要的是，较之于农户层面的微观数据，本文所使用的数据基本由国家统计局的专业团队调查统计，减少了系统性误差，数据的核心指标保持不变，可比性强。同时，该数据涵盖了全国大部分省份，因而能够代表林权改革的整体情况。本文用到的变量及其描述性统计如表 1 所示。

表 1 样本描述性统计

类别	变量名	单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	人均营林收入 (<i>FoIn</i>)	元	594	36.20	62.28	0.49	535.00
	人均非农收入 (<i>NoIn</i>)	元	594	1571.00	1542.00	45.47	8451.00
	人均总收入 (<i>ToIn</i>)	元	594	2331.00	1687.00	431.0	10272.00
解释变量	林权改革虚拟变量 (<i>ferf</i>)	—	594	0.45	0.50	0	1
中介变量	营林劳动力 (<i>FoLa</i>)	万人	594	2133.00	1580.00	38.45	6604.00
	营林生产支出 (<i>INV</i>)	元/人	594	13.76	15.63	0.44	85.00
	涉农信贷资金 (<i>LEND</i>)	亿元	594	619.50	643.80	2.81	3420.00
控制变量	农户家庭受教育程度 (<i>EDU</i>)	%	594	15.96	8.29	3.748	54.93
	人口密度 (<i>POP</i>)	百人/平方公里	594	3.23	2.78	0.0621	13.28
	耕地面积 (<i>LARE</i>)	百万公顷	594	4.08	2.74	0.214	15.86
	农户家庭生产性固定资产 (<i>ASS</i>)	亿元	594	210.20	202.30	2.603	985.10
	活立木蓄积量 (<i>FLI</i>)	万立方米/公顷	594	4.06	2.77	0.35	13.82
	人均地区生产总值 (<i>GDP</i>)	万元/人	594	0.80	0.80	0.02	4.76
	农产品价格指数 (<i>APR</i>)	1990=100	594	3.26	1.22	1.00	7.58
	林产品价格指数 (<i>FPR</i>)	1990=100	594	2.41	0.96	0.99	10.39

注：为保证数据可比性，历年名义人均地区生产总值、营林收入、非农收入、总收入、营林生产支出、固定资产投资、涉农信贷资金、林产品价格指数和农产品价格指数均折算成 1990 年不变价。

^①国家统计局人口和就业统计司、人力资源和社会保障部规划财务司：《中国人口与就业统计年鉴》（1991 年、1996 年、1999—2018 年），北京：中国统计出版社。

^②国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1991 年、1996 年、1998—2018 年），北京：中国统计出版社。

^③国家林业和草原局（编）：《中国林业统计年鉴》（1990 年、1995 年、1998—2017 年），北京：中国林业出版社。

^④国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（1991 年、1996 年、1999—2018 年），北京：中国统计出版社。

四、实证结果与分析

（一）林权改革对农户家庭收入的影响

林权改革对农户家庭收入的平均处理效应如表 2 所示。

表 2 集体林改对农户家庭收入的影响的基准回归

	<i>FoIn</i>	<i>FoIn5</i>	<i>FoIn10</i>	<i>FoIn11</i>	<i>FoIn12</i>	<i>FoIn13</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ferf</i>	0.120 (0.087)	0.148** (0.068)	0.305** (0.116)	0.392** (0.148)	0.250** (0.110)	0.408*** (0.104)	0.192*** (0.043)	0.127*** (0.029)
常数项	3.329** (0.103)	2.487** (0.660)	2.603*** (0.661)	2.538*** (0.666)	2.491*** (0.666)	2.511*** (0.668)	5.823*** (0.367)	6.325*** (0.265)
样本量	594	459	324	297	270	243	594	594
调整的 R ²	0.861	0.880	0.880	0.881	0.881	0.880	0.967	0.954

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量包括农村家庭平均受教育程度、人口密度、耕地面积、固定资产投资、活立木蓄积量、人均地区生产总值、农产品价格指数和林产品价格指数，限于版面原因，估计结果省略；④回归模型均控制了时间固定效应和省份固定效应，估计结果省略；⑤ *FoIn5* 表示 5 年后的营林收入，*FoIn10* 表示 10 年后的营林收入，依此类推。

表 2（1）列的结果显示，在控制其他变量的基础上，林权改革对农户当期营林收入的影响不具有统计学意义。究其原因是，农户林地投入与产出存在滞后性，林权改革对农户生产要素的配置效益无法体现在农户当期营林收入中。考虑到种苗、林下经济、经济林作物等在种植后的 3~5 年才有收益，用材林则需要 10 年以上才有收益，本文进一步以林权改革实施 5 年后以及 10~13 年后的农户营林收入作为被解释变量进行回归^①。表 2（2）~（6）列的回归结果显示，林权改革对 5 年、10~12 年、13 年后的营林收入均具有显著的正向影响。其中，林权改革对 13 年后的营林收入的回归系数最大，为 0.408。可见，林权改革使 13 年后的营林收入增加了 40.8%，林权改革的增收效果相当可观。上述结果与孔凡斌（2008）的研究结论一致^②。究其原因，林权改革所产生的激励效应会刺激农户合理配置生产要素，加大营林投入。由此可见，非农部门对农户营林投入的“挤出效应”可能并不存在，有待在下文的机制检验部分做进一步验证。

表 2（7）~（8）列的结果显示，在加入控制变量的基础上，林权改革对农户家庭非农收入与总收入均呈现显著的正向影响，影响系数分别为 0.192、0.127。可见，林权改革使得农户家庭非农收入

^①若 2003 年林权改革激励农户种植用材林，用材林在种植 10 年后的 2013 年才会开始产生收益，同时鉴于 2017 年后的数据难以获得，本文仅选取林权改革实施 10~13 年后的农户家庭营林收入作为被解释变量。

^②该研究利用江西省 2484 个农户调查数据，分析实施林权改革后农户的林业收入增长数量、增长速率以及增长机理，发现林权改革增加了农户家庭营林收入。

与总收入分别增长了 19.2%、12.7%，该结果与冒佩华、徐骥（2015）的研究结论一致^①。究其原因，林权改革强化了林地产权的安全性与排他性，在增加非农就业与林地经营价值的基础上，激励农户优化生产要素配置，实现生产要素在营林部门与非农部门之间的互补，同时增加农户家庭的营林收入与非农收入，进而提高了家庭总收入。对此，本文将在下文的机制检验部分做进一步验证。

（二）平行趋势检验

运用双重差分法需满足平行趋势假定，即在林权改革政策实施前，处理组与参照组的各项家庭收入的变化趋势一致。由于林权改革于 2003 年以试点形式开始实施，于 2008 年在全国范围内推行，各省份林权改革的时间并不相同，因此，在 2003—2008 年时间跨度内无法找到某一年作为所有省份均未进行林权改革的观测时期。本文参考应瑞瑶等（2018）的做法，以全面推行林权改革的年份作为划分处理组与参照组的时间依据。具体来说，构造林权改革虚拟变量（*treat*），赋值如下：将在 2008 年之前进行林权改革的省份作为处理组，*treat* = 1；反之则作为参照组，*treat* = 0。在此基础上，本文利用 2003 年前的样本数据，依旧通过（1）式进行回归分析，以验证平行趋势假定。当构造的林权改革虚拟变量并未对农户家庭各项收入表现出显著的解释能力时，则认为满足平行趋势假定。

回归结果如表 3（1）～（3）列所示，在受到林权改革政策冲击前，构造的林权改革虚拟变量对农户各项家庭收入的影响并不具有统计学意义。可见林权改革前农户各项家庭收入在参照组与处理组之间未呈现显著差异，平行趋势假定得以初步验证。然而，上述方法仅可识别林权改革前农户家庭各项收入在参照组与处理组之间的总体差异，无法判断林权改革前各年度农户家庭收入的差异。为此，在下文的持续性检验部分，本文将在采用事件分析法定量分析林权改革增收效应的持续性的基础上再次进行平行趋势检验。

表 3 平行趋势检验

	<i>FoIn10</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i>	-0.016 (1.220)	0.461 (0.653)	0.055 (0.482)
常数项	3.030*** (0.708)	5.578*** (0.344)	6.234*** (0.273)
样本量	189	189	189
调整的 R ²	0.793	0.965	0.852

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③出于谨慎，本文检验了林权改革对农户家庭 11~13 年后营林收入的影响，林权改革影响系数均不显著，限于篇幅原因，只汇报林权改革对 10 年后营林收入（*FoIn10*）的影响结果；④控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

^①该研究利用 2000 年和 2012 年的农户家庭微观调研数据，研究中国农地制度与农民收入增长的关系问题，发现农地制度改革完善了农地经营权，并进一步提高了农户家庭收入。

（三）稳健性检验

1. 剔除均股均利省份。“均股均利”确权形式对农户家庭收入的作用机制不同于“分山到户”确权形式 (Liu et al., 2017a; Liu et al., 2017b)。因此, 为了防止基准回归结果受少数采用“均股均利”确权形式的省份的影响, 本文首先将仅采用“均股均利”确权形式的江苏省与广东省数据从样本中剔除。回归结果表明, 林权改革对农户家庭的 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均具有显著的正向影响, 回归系数与基准回归结果相比差异不大。其次, 本文将允许“分山到户”和“均股均利”等确权形式并存的河北省、湖北省、湖南省和青海省数据剔除后再次进行回归, 发现林权改革对农户家庭的 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入仍具有显著的正向影响。上述回归结果^①均说明, “均股均利”确权形式并不会对基准结果产生实质性影响, 基准回归结果具有稳健性。

2. 排除其他政策影响。尽管以上检验对实证结果的可靠性做出了进一步的保障, 但在林权改革推行的同时, 多项影响农户家庭收入的政策也在并行或交叉进行, 故基准回归模型中的林权改革虚拟变量可能包含其他政策冲击, 有可能造成基准回归结果有偏。

首先, 国有林区改革试点于 2006 年进行^②, 部分国有林场将林地承包给农户经营, 农户不仅可进行林下经营, 提高营林收入, 还可以获得进入国有森工企业就业的机会, 因而增加了非农收入 (Hyde and Yin, 2018)。其次, 国家经济体制改革委员会和林业部于 1995 年颁布《林业经济体制改革总体纲要》, 开始推行林业市场化改革。事实上, 林业市场化改革所带来的林地、木竹等价格攀升也是农户家庭收入增长的重要原因 (Yin et al., 2013; 刘璨, 2005)。最后, 1991 年起实施的森林采伐限额管理制度也是影响农户家庭收入的因素之一 (何文剑等, 2016), 过强的采伐管制会降低农户对未来林业收入的预期, 减少农户营林热情, 降低农户家庭收入 (Qin and Xu, 2013; 张道卫, 2001)。为此, 本文设置国有林区改革和林业市场化改革的虚拟变量, 并与森林采伐管制制度 (以采伐限额指标数测度) 同时纳入 (1) 式模型, 以排除上述政策对估计结果造成的影响。回归结果显示, 林权改革对农户家庭的 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入仍具有显著的正向影响^③。这说明, 即使在回归模型中控制了各项政策, 林权改革的增收效应依旧显著。

（四）安慰剂检验

前文回归结果虽控制了由各省份固有特征 (例如人口密度、森林资源、经济发展等可观测变量) 所导致的系统性差异, 并排除了其他政策的影响, 但是, 值得思考的是, 林权改革增收效应是否还受其他不可观测因素的干扰。对此, 本文构建一系列反事实框架对基本回归结果进行安慰剂检验。若在虚假的政策处理下同样观察到林权改革的增收效应, 则说明农户的增收可能源于不可观测的系统性差异, 而非林权改革。

首先, 随机分配林权改革时间。本文利用 Bootstrap 技术为各省份随机分配林权改革时间, 按 (1)

^①为节省篇幅, 剔除均股均利省份的回归结果省略。读者若有需要, 可向笔者索取。

^②国有林区试点省份包括: 黑龙江、吉林、云南、四川、青海、宁夏、陕西、甘肃、新疆、内蒙古。

^③为节省篇幅, 排除其他政策影响的检验结果省略。读者若有需要, 可向笔者索取。

式重复回归 500 次。根据回归结果分析发现，林权改革对农户家庭营林收入、非农收入与总收入的影响系数的 t 值呈近似正态分布^①。这说明，林权改革虚假处理效应并不存在。其次，构造虚假的林权改革实施时间。本文将各省份实施林权改革的时间分别提前 3 年和 5 年，构建虚假的林权改革时间虚拟变量放入 (1) 式进行回归。回归结果表明，虚假的林权改革时间对农户家庭各项收入的影响不具有统计学意义。最后，寻找不受政策影响的对象。考虑到林权改革的受益对象是农村居民，城镇居民收入几乎不会受到林权改革的影响，本文将城镇居民收入作为被解释变量纳入 (1) 式模型进行回归，发现林权改革对城镇居民收入未产生显著影响。上述安慰剂检验结果^②可证实，林权改革增收效应并非源于其他系统性因素，基准回归结果具有较强的稳健性。

(五) 林权改革增收效应持续性检验

动态 DID 模型的最终估计结果如图 2 所示，林权改革对农户家庭的 5 年后营林收入^③、非农收入与总收入均具有显著的正向影响，且影响系数在林权改革政策推行后逐年递增，农户家庭 5 年后营林收入的增收效果在政策实施的第 6 年最为明显，系数增长至 1.25，非农收入与总收入的增收效果在第 10 年最为明显，系数分别增长至 0.39、0.41。该结果表明，林权改革的增收效应随着时间的推移逐渐强化，实现了农户家庭收入的持续性增加，研究假说 H2 得以证实。

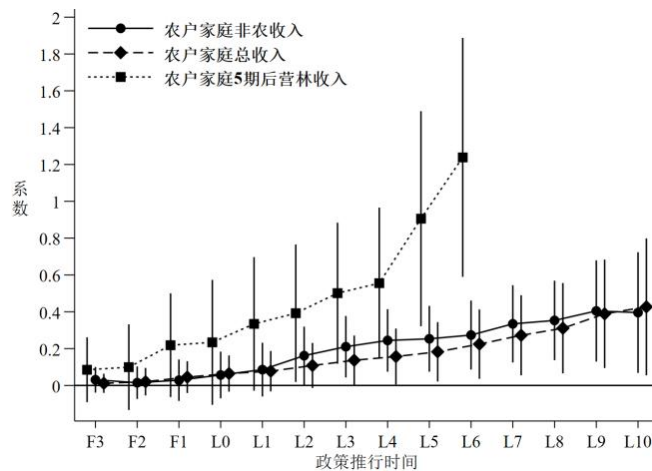


图2 林权改革增收效应持续性检验与平行趋势检验

注：①竖线表示 90% 的置信区间；②L0 表示林权改革当年，L1 表示林权改革后一年，F1 表示林权改革前一年，依此类推。

此外，事件分析法可以进一步验证双重差分模型是否满足平行趋势假定。观察图 2 可以发现，在林权改革实施之前，林权改革对农户家庭的 5 年后营林收入、非农收入以及总收入的影响均不显著。

^①为节省篇幅，影响系数的 t 值分布图省略。读者若有需要，可向笔者索取。

^②为节省篇幅，安慰剂检验结果省略。读者若有需要，可向笔者索取。

^③本文数据集的最新年份仅到 2017 年，若选取农户家庭 10 年后营林收入作为被解释变量，将会存在很多缺失值。为了保证有更多的处理组与参照组样本，本文选取 5 年后营林收入作为被解释变量。

这说明，在林权改革实施前，处理组与参照组的营林收入、非农收入及总收入均没有显著的系统性差异，这也是对平行趋势检验结果的进一步佐证。

五、异质性分析

（一）区域异质性

集体林资源丰富度与经济发展水平等的地区间差异将会影响林权改革政策的实施效果，对此，本文设置三重差分模型进一步考察林权改革对不同地区农户家庭收入的异质性影响。

1.集体林资源丰富度差异。在中央的监督约束下，集体林资源丰富的地区会更积极地推行林权改革，因而可提高林权改革政策的执行效果，增收效应更加显著。因此，本文选择各省份集体林地面积（ $\ln CFLA$ ）衡量各省份的集体林资源丰富度，在（1）式模型中引入集体林地面积与林权改革的交互项（ $ferf \times \ln CFLA$ ）^①。回归结果如表4（1）～（3）列所示，集体林地面积与林权改革交互项对农户家庭10年后营林收入、非农收入以及总收入均具有显著的正向影响。该结果说明，在考虑各省份林地资源禀赋差异的情况下，林权改革的增收效应依旧存在，且集体林地面积越大的地区林权改革的执行效果越好，农户增收效应越强。进一步观察回归结果发现，该交互项对农户家庭非农收入的影响系数小于对10年后农户家庭营林收入的影响系数。这说明，在集体林资源丰富的地区，林权改革对农户家庭营林收入的增收效果较好。究其原因，集体林资源较为丰富的地区，农户对山林依赖的程度往往较高，在林权改革的激励下较倾向于将生产要素投入到营林部门。因而林权改革对集体林资源丰富地区的农户家庭营林收入的增加效果更显著。

2.经济发展水平差异。经济发展水平较高的地区通常市场化程度较高，农户的经济活动相对多元化，农户对山林依赖的程度不高，因而倾向于保持原有的生产经营模式，林权改革的增收效应可能并不明显。因此，本文选用人均地区生产总值（ GDP ）衡量地区经济发展水平，在（1）式模型中引入经济发展水平与林权改革的交互项（ $ferf \times GDP$ ）。表4（4）～（6）列的结果表明，林权改革与人均地区生产总值对农户家庭10年后的营林收入、非农收入及总收入均具有显著的正向影响，而经济发展水平与林权改革交互项对农户家庭10年后营林收入、非农收入与总收入均具有显著的负向影响。这说明，较高的经济发展水平虽提高了农户家庭收入，却会影响林权改革的执行效果，降低林权改革的增收效应。可见，林权改革增收效应虽在经济发展水平较高的地区存在，但其增收效果低于经济欠发达地区。以上结果均证实林权改革的增收效应在异质性视角下具有广泛性。

表4 三重差分回归结果

	集体林资源			经济发展水平		
	$FoIn10$	$NoIn$	$ToIn$	$FoIn10$	$NoIn$	$ToIn$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ferf \times \ln CFLA$	0.045**	0.020***	0.011***	—	—	—

^①集体林地面积在回归中采用对数形式，以缓解集体林地面积变量的异方差问题。

林权改革的增收效应：机制讨论与经验证据

	(0.017)	(0.006)	(0.003)	—	—	—
<i>ln CFLA</i>	0.211	0.279**	0.092	—	—	—
	(0.142)	(0.132)	(0.086)	—	—	—
<i>ferf</i> × <i>GDP</i>	—	—	—	-0.066*	-0.056*	-0.064*
	—	—	—	(0.038)	(0.030)	(0.035)
<i>GDP</i>	—	—	—	0.217*	0.534***	0.234***
	—	—	—	(0.120)	(0.191)	(0.069)
<i>ferf</i>	0.312**	0.226***	0.104***	0.265**	0.207***	0.225***
	(0.142)	(0.036)	(0.023)	(0.122)	(0.058)	(0.034)
常数项	-1.152	1.981**	4.734***	2.820***	6.033***	5.657***
	(1.006)	(0.917)	(0.583)	(0.807)	(0.543)	(0.166)
样本量	324	594	594	324	594	594
调整的 R ²	0.866	0.953	0.949	0.882	0.973	0.952

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

(二) 分布异质性

不同收入分布上的农户对山林的依赖程度存在显著差异，林权改革对不同收入水平的农户的激励作用明显不同。因此，在目前农村内部经济发展不平衡、不充分问题相对突出的阶段，探究林权改革对不同收入分布农户的影响效果，不仅可以全面地考察林权改革的增收效应，还能为防止返贫发生提供重要的经验证据。为此，本文采用分位数回归的方法考察林权改革增收效应的分布异质性。

表 5 (1) ~ (9) 列的结果显示，林权改革对处于 25%、50%和 75%分位数的农户家庭 10 年后营林收入、非农收入与总收入均具有显著的正向影响，影响系数均随分位数点的上升而下降。该结果说明，林权改革对中低收入水平的农户家庭各项收入的提升作用较强。究其原因，与高收入农户相比，中低收入农户对山林的依赖程度较高，较多从事林业经营，因而林权改革的激励效果较为显著。该结果也表明，林权改革不仅有利于提高农户群体的平均收入，同时能有效缓解农村居民收入不平等问题。

表 5 分布异质性检验

	25%分位数			50%分位数			75%分位数		
	<i>FoIn</i> 10	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>	<i>FoIn</i> 10	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>	<i>FoIn</i> 10	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>ferf</i>	0.346**	0.192***	0.121**	0.312*	0.158***	0.081**	0.251**	0.129***	0.058*
	(0.141)	(0.065)	(0.049)	(0.183)	(0.055)	(0.031)	(0.123)	(0.045)	(0.032)
常数项	1.375***	4.720***	5.611***	0.400	3.648***	5.117***	1.081***	4.224***	5.301***
	(0.355)	(0.239)	(0.180)	(0.460)	(0.201)	(0.115)	(0.311)	(0.163)	(0.117)
样本量	374	594	594	374	594	594	374	594	594

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

六、机制检验

（一）林权改革、劳动力配置与农户家庭收入

劳动力配置的中介效应回归结果如表 6 所示。第一步检验的结果表明，林权改革对营林劳动力（*FoLa*）具有显著的正向影响（见表 6（1）列）。而中介变量营林劳动力对农户家庭 10 年后营林收入、当期非农收入及总收入均具有显著的正向影响（见表 6（2）～（4）列）。这说明，林权改革在增加营林劳动力的基础上，同时提高了农户家庭营林收入、非农收入与总收入。由此，研究假说 H1a 得以证实，即劳动力配置存在中介效应。

在第一步检验出 θ_{med} 和 φ_{med} 均显著的基础上直接进行第三步检验。表 6（2）～（4）列的结果表明，林权改革对农户家庭 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均存在显著的正向影响，且与 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 的符号一致。这说明，劳动力配置存在部分中介效应。

表 6 劳动力配置的中介效应检验

	<i>FoLa</i>	<i>FoIn10</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ferf</i>	3.233** (1.238)	0.317** (0.142)	0.767*** (0.067)	0.506*** (0.042)
<i>FoLa</i>	—	0.038*** (0.008)	0.008** (0.003)	0.007** (0.003)
常数项	1.935 (1.238)	1.488*** (0.277)	5.060*** (0.217)	6.157*** (0.193)
样本量	594	324	594	594
调整的 R ²	0.668	0.856	0.929	0.924

注：① ***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；② 括号内为聚类稳健标准误；③ 控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

（二）林权改革、信贷可得与农户家庭收入

信贷可得中介效应的第一步检验结果如表 7（1）列所示，林权改革对涉农信贷资金（*LEND*）具有显著的正向影响，说明林权改革确实可提高农户的信贷资金。然而，表 7（2）～（3）列的结果显示，中介变量涉农信贷资金对农户家庭 10 年后营林收入与当期非农收入的影响并不显著。因此，本文继而采用 Bootstrap 法进行第二步检验，检验结果均在 5% 的显著性水平上拒绝原假设，证实了农户信贷可得的中介效应存在，即林权改革在增加农户获得林权抵押贷款和其他涉农信贷的概率的基础上，提高了农户家庭营林收入、非农收入和总收入。由此，研究假说 1b 得以证实，即信贷可得存在中介效应。第三步检验结果如表 7（2）～（4）列所示，林权改革对农户家庭 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均具有显著的正向影响，且与 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 的符号一致。这说明，信贷可得存在部分中介效应。

表7 农村信贷可得中介效应检验

	<i>LEND</i>	<i>FoIn10</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ferf</i>	0.248** (0.118)	0.289** (0.123)	0.177*** (0.041)	0.118*** (0.027)
<i>LEND</i>	—	0.050 (0.043)	0.067 (0.045)	0.042** (0.016)
常数项	14.183*** (0.844)	1.785** (0.813)	4.824*** (0.676)	5.699*** (0.380)
样本量	594	324	594	594
调整的R ²	0.851	0.881	0.968	0.955

注：①***、**、*分别表示估计结果在1%、5%和10%的水平上显著；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

(三) 林权改革、林地经营规模与农户家庭收入

林地经营规模的中介效应回归如表8所示。第一步检验结果如表8(1)列所示，林权改革对林地经营规模(*INV*)具有显著的正向影响。这说明，林权改革确实能够刺激农户增加营林生产支出，扩大林地经营规模。同时，表8(2)~(4)列的结果显示，林地经营规模对农户家庭10年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均具有显著的正向影响。上述结果说明，林权改革不仅可刺激农户通过扩大林地经营规模提高林地生产效率，从而提高农户家庭营林收入；还可通过扩大林地经营规模增加非农就业机会，提高非农收入和总收入。由此，研究假说1c得以证实，即林地经营规模存在中介效应。

在第一步检验出 θ_{med} 和 φ_{med} 均显著的基础上直接进行第三步检验。表8(2)~(4)列的结果显示，林权改革对农户家庭10年后营林收入、当期非农收入与总收入均具有显著的正向影响，且与 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 的符号一致。这意味着林地经营规模存在部分中介效应。

表8 林地经营规模的中介效应检验

	<i>INV</i>	<i>FoIn10</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ferf</i>	0.237** (0.099)	0.228* (0.114)	0.208*** (0.043)	0.131*** (0.024)
<i>INV</i>	—	0.505*** (0.061)	0.107** (0.047)	0.063** (0.028)
常数项	0.922 (0.720)	2.184*** (0.547)	4.108*** (0.258)	5.476*** (0.156)
样本量	594	324	594	594
调整的R ²	0.774	0.908	0.956	0.951

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

七、结论与政策启示

本文在构建“林权改革—生产要素—农户收入”理论框架的基础上，以林权改革为准自然实验，利用中国省级层面 22 年的样本数据，构建渐进性双重差分模型识别林权改革对农户家庭收入的影响，并进一步采用三重差分模型与中介效应模型分别揭示林权改革增收效应的异质性以及增收效应的作用机理。本文得出以下结论：首先，林权改革对农户家庭营林收入、非农收入以及总收入具有显著的正向影响，且该结果通过平行趋势假定、排除其他政策影响、安慰剂检验等一系列稳健性检验。在此基础上，本文进一步证实了林权改革增收效应的持续性较好。其次，集体林资源丰富地区或经济发展水平不高的地区，林权改革的执行效果较好。同时，林权改革对低收入农户家庭的增收效应较为显著。最后，劳动力配置、信贷可得以及林地经营规模的中介效应均存在。即林权改革通过增加农户营林劳动力投入、提高涉农信贷资金与扩大林地经营规模，进而提升农户家庭营林收入、非农收入与总收入。

基于上述结论，本文得出以下启示。首先，林权改革通过增加农户信贷可得以及扩大林地经营规模，提高了农户对营林部门与非农部门的生产投入。因此，应继续深化林权改革的配套政策，进一步释放林权改革的政策红利，为农户加大营林投入与非农投入提供资金与政策环境支持。具体来说，一方面，降低林权抵押贷款的信贷门槛，减少林权抵押贷款的信贷约束条件，为农户获得生产资金提供便捷通道；另一方面，健全包括林地在内的流转交易市场，最大限度地发挥土地流转市场的功能，便于农户通过林权流转扩大林地经营规模，以实现林业生产的规模效应。其次，考虑到林权改革可实现劳动力在营林部门与非农部门间的优化配置，政府应鼓励发展本地林业相关产业，如木材加工业、生态旅游等，提高本地非农就业机会，为农户通过兼业化经营实现营林收入与非农收入的“双增”创造有利条件。再次，林权改革增收效果因地区间集体林资源与经济发展水平等存在明显异质性。国家在推进林权改革的过程中，要充分考虑到省份间资源禀赋和经济发展水平的差异，加大对森林资源丰富、经济欠发达省份的林业政策扶持力度，力求实现林权改革的最佳政策效果。最后，林权改革对处于不同收入水平农户的差异性影响揭示出林权改革能有效缓解农村内部收入不平等。政府应针对不同收入水平的农户，运用科学程序实施精确识别、精确帮扶、精确管理的林权改革政策，进一步缩小农村内部贫富差距。

最后需要指出的是，本研究今后至少应在以下方面继续推进。首先，本文使用的是省级层面数据，无法完全揭示林权改革对农户具体生产行为（譬如林地转入转出决策、信贷获得）的影响，因而有必要利用农户层面的长期面板数据进一步验证本文的主要结论。其次，本文研究结果仅揭示了林权改革的总体效果，有待进一步挖掘林权流转制度、林权抵押制度等分项政策对农户家庭收入的影响效果。

参考文献

- 1.程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华，2016：《人力资本积累与农户收入增长》，《经济研究》第1期。
- 2.何文剑、王于洋、江民星，2019：《集体林产权改革与森林资源变化研究综述》，《资源科学》第7期。
- 3.何文剑、徐静文、张红霄，2016：《森林采伐限额管理制度能否起到保护森林资源的作用》，《中国人口·资源

与环境》第7期。

4.黄季焜、冀县卿, 2012: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》第9期。

5.黄征学、高国力、滕飞、潘彪、宋建军、李爱民, 2019: 《中国长期减贫, 路在何方? ——2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻》, 《中国农村经济》第9期。

6.孔凡斌, 2008: 《集体林权制度改革绩效评价理论与实证研究——基于江西省2484户林农收入增长的视角》, 《林业科学》第10期。

7.刘璨, 2005: 《我国南方集体林区主要林业制度安排及绩效分析》, 《管理世界》第9期。

8.刘璨、黄和亮、刘浩、朱文清, 2019: 《中国集体林产权制度改革回顾与展望》, 《林业经济问题》第2期。

9.刘浩、刘璨, 2016: 《我国集体林产权制度改革及配套改革相关政策问题研究》, 《林业经济》第9期。

10.刘圻、褚四文、高跃、李英, 2013: 《林权抵押贷款: 银行惜贷现状与证券化模式研究》, 《农业经济问题》第5期。

11.刘守英、王一鹤, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》, 《管理世界》第10期。

12.刘小强、徐晋涛、王立群, 2011: 《集体林权制度改革对农户收入影响的实证分析》, 《北京林业大学学报(社会科学版)》第2期。

13.罗必良, 2014: 《农地流转的市场逻辑——“产权强度—禀赋效应—交易装置”的分析线索及案例研究》, 《南方经济》第5期。

14.罗楚亮, 2012: 《经济增长、收入差距与农村贫困》, 《经济研究》第2期。

15.茅于軾、唐杰, 2002: 《商品林业发展中的产权和税费问题》, 《管理世界》第7期。

16.冒佩华、徐骥, 2015: 《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》, 《管理世界》第5期。

17.仇晓璐、陈绍志、赵荣, 2018: 《集体林权制度改革对农户收入的影响》, 《中国农业大学学报》第12期。

18.王建国、李实, 2015: 《大城市的农民工工资水平高吗?》, 《管理世界》第1期。

19.王庶、岳希明, 2017: 《退耕还林、非农就业与农民增收》, 《经济研究》第4期。

20.文彩云、李扬、王砚时、张升, 2015: 《集体林权流转现状、成效及发展趋势》, 《林业经济》第5期。

21.肖龙铎、张兵, 2017: 《金融可得性、非农就业与农民收入》, 《经济科学》第2期。

22.许时蕾、张寒、刘璨、杨红强, 2020: 《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》, 《农业技术经济》第8期。

23.应瑞瑶、何在中、周南、张龙耀, 2018: 《农地确权、产权状态与农业长期投资——基于新一轮确权改革的再检验》, 《中国农村观察》第3期。

24.张道卫, 2001: 《为什么中国的许多林地不长树?》, 《管理世界》第3期。

25.张寒、刘璨、刘浩, 2018: 《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》, 《农业技术经济》第1期。

26.张红、周黎安、徐晋涛、赵锦勇, 2016: 《林权改革、基层民主与投资激励》, 《经济学(季刊)》第3期。

27.张龙耀、杨军、张海宁, 2013: 《金融发展、家庭创业与城乡居民收入——基于微观视角的经验分析》, 《中国农村经济》第7期。

- 28.张英、陈绍志, 2015: 《产权改革与资源管护——基于森林灾害的分析》, 《中国农村经济》第10期。
- 29.张正平、夏海、毛学峰, 2020: 《省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响》, 《中国农村经济》第9期。
- 30.Araujo, C., C. A. Bonjean, J.-L. Combes, P. C. Motel, and E. J. Reis, 2008, “Property Rights and Deforestation in the Brazilian Amazon”, *Ecological Economics*, 8-9(68): 2461-2468.
- 31.Deininger, K., D. A. Ali, and T. Alemu, 2011, “Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence From Ethiopia”, *Land Economics*, 87(2):312-334.
- 32.Hatcher, J., T. J. Straka, and J. L. Greene, 2013, “The Size of Forest Holding /Parcelization Problem in Forestry: A Literature Review”, *Resources*, 2(2):39-57.
- 33.Hong, Y., H. Chang, and Y. Dai, 2018, “Is Deregulation of Forest Land Use Rights Transactions Associated with Economic Well-being and Labor Allocation of Farm Households? Empirical Evidence in China”, *Land Use Policy*, 75: 694-701.
- 34.Huang, J., and S. Rozelle, 1996, “Technological Change: Rediscovering the Engine of Productivity Growth in China’s Rural Economy”, *Journal of Development Economics*, 49(2): 337-369.
- 35.Hyde, W. F., and R. Yin, 2018, “40 Years of China’s Forest Reforms: Summary and Outlook”, *Forest Policy and Economics*, 98: 90-95.
- 36.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- 37.Lin, J. Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 82(1):34-51.
- 38.Lin, Y., M. Qu, C. Liu, and S. Yao, 2020, “Land Tenure, Logging Rights, and Tree Planting: Empirical Evidence From Smallholders in China”, *China Economic Review*, 60,101215.
- 39.Liu, C., H. Liu, and S. Wang, 2017a, “Has China’s New Round of Collective Forest Reforms Caused an Increase in the Use of Productive Forest Inputs?”, *Land Use Policy*, 64: 492-510.
- 40.Liu, C., S. Wang, H. Liu, and W. Zhu, 2017b, “Why Did the 1980s’ Reform of Collective Forestland Tenure in Southern China Fail?”, *Forest Policy and Economics*, 98: 8-18.
- 41.North, D. C., 1994, “Economic Performance through Time”, *American Economic Review*, 84(3): 359-368.
- 42.Qin, P., and J. Xu, 2013, “Forest Land Rights, Tenure Types, and Farmers’ Investment Incentives in China: An Empirical Study of Fujian Province”, *China Agricultural Economic Review*, 5(1): 154-170.
- 43.Siikamäki, J., Y. Ji, and J. Xu, 2015, “Post-reform Forestland Markets in China”, *Land Economics*, 91(2): 211-234.
- 44.Wang, G., J. L. Innes, J. Lei, S. Dai, and S.W. Wu, 2007, “China’s Forestry Reforms”, *Science*, 318(5856): 1556-1557.
- 45.Xie, F., S. Zhu, M. Cao, X. Kang, and J. Du, 2019, “Does Rural Labor Outward Migration Reduce Household Forest Investment? The Experience of Jiangxi, China”, *Forest Policy and Economics*, 101: 62-69.
- 46.Xu, J., and W. F. Hyde, 2019, “China’s Second Round of Forest Reforms: Observations for China and Implications Globally”, *Forest Policy and Economics*, 98:19-23.
- 47.Yin, R., S. Yao, and X. Huo, 2013, “China’s Forest Tenure Reform and Institutional Change in the New Century: What Has

Been Implemented and What Remains to Be Pursued?”, *Land Use Policy*, 30(1): 825-833.

48.Zhang, Y., J. Uusivuori, and J. Kuuluvainen, 2000, “Impacts of Economic Reforms on Rural Forestry in China”, *Forest Policy and Economics*, 1(1): 27-40.

49.Zhu, Z., Z. Xu, Y. Shen, C. Huang, and Y. Zhang, 2019, “How Off-farm Work Drives the Intensity of Rural Households’ Investment in Forest Management: The Case From Zhejiang, China”, *Forest Policy and Economics*, 98: 30-43.

50.Zhu, Z., Z. Xu, Y. Shen, and C. Huang, 2020, “How Forestland Size Affects Household Profits From Timber Harvests: A Case-study in China’s Southern Collective Forest Area”, *Land Use Policy*, 97, 103308.

(作者单位：¹南京信息工程大学商学院；
²南京信息工程大学江北发展研究院；
³河海大学商学院；
⁴南京林业大学经济管理学院)
(责任编辑：黄 易)

Income-increasing Effect of the Collective Forest Tenure Reform: Mechanism Discussions and Empirical Evidences

HE Wenjian ZHAO Qiuya ZHANG Hongxiao

Abstract: This article uses 22 years of provincial panel data and a DID model to investigate the impact of the collective forest tenure reform on farmer households’ income. After parallel trend test, placebo test, and robustness test, the results are still significant. The study uses an event analysis method to prove the sustainability of the income-increasing effect of the collective forest tenure reform. The results show that the reform policy not only realizes the complementarity of labor factors between the forest sector and the non-farm sector, but also increases the availability of credit for farmers and the scale of forest land management, effectively improves the farmers’ investment in the forest sector and the non-agricultural sector, and increases farmers’ income. This study can provide policy inspiration for promoting farmers’ income, optimizing their income structure, narrowing their income gap and preventing the return to poverty.

Keywords: Collective Forest Tenure Reform; Farmer’s Income; Production Factor Allocation; DID Model