

中国农村土地制度改革的农户增收效应^{*}

——来自“三权分置”的经验证据

周 力 沈坤荣

内容提要: 农地“三权分置”,是中国共产党建党百年以来的一次重大制度创新。本文基于 2009—2019 年农业农村部的农村固定观察点数据及浙大卡特企研中国涉农研究数据库,采用渐进倍差法研究发现,“三权分置”对农户收入增长有一定的积极影响,2019 年施行修订的《中华人民共和国农村土地承包法》后,该政策效应有所加强。从关联主体作用机制看,“三权分置”主要通过工商资本下乡促进农户增收。从农户视角看,“三权分置”促使农户耕地转出租金提升、农业投资增加、农业生产率提高、本地非农就业增加,进而促进了农户收入增长。此外,“三权分置”对于欠发达地区或低收入群体的农户而言增收效果相对明显,在总体上缩小了农户收入差距。在农业农村现代化进程中,我国应统筹推进要素市场化配置、农村集体产权制度、农业经营体制等改革,在“三权”主体协同发展中探索农民同步实现共同富裕的道路。

关键词: 三权分置 资本下乡 新型农业经营主体 集体经济 农户

一、引 言

农地“三权分置”,是中国共产党建党百年以来的一次重大制度创新。“三权分置”开辟了中国农业农村现代化的新路径,夯实了乡村振兴的基石。自党的十八大以来,中国全面总结地方土地流转的实践经验,于 2014 年确立了农地所有权、承包权、经营权“三权分置”的农村土地产权制度。2019 年起施行的修订的《中华人民共和国农村土地承包法》,进一步从法律意义上明晰了“三权分置”的法律效力。农地“三权分置”,实现了由农地集体所有权和农户土地承包经营权的“两权分离”向“三权分置”的转变,土地经营权的引入,是对中国特色土地产权制度的进一步丰富。

自 2014 年“三权分置”政策确立以来,对于拥有土地承包经营权的农户而言,“三权分置”所引致的收入效应尚缺乏论证。2016 年 10 月中共中央办公厅、国务院办公厅发布《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》,首次规定所有权、承包权、经营权“三权”主体有其相应的占有、使用、收益和处分的权利和权能,这意味着“三权”主体都可以参与土地经营收益分配的协商博弈。但有学者担忧,“三权分置”下,村集体所有权实践实体化、农户承包权实践股份化资产化、经营权实践地位市场化,进而显现出村集体所有权和新型农业经营主体经营权地位强化、农户承包权地位弱化的新态势(朱冬亮,2020)。

农地“三权分置”是否抑制了农户发展?本文基于 2009—2019 年农业农村部的农村固定观测点数据以及浙大卡特企研中国涉农研究数据库,原创性地分析了农地“三权分置”的农户增收效

^{*} 周力,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:zhouli@njau.edu.cn;沈坤荣,南京大学商学院,邮政编码:210093,电子信箱:shenkr@nju.edu.cn。本研究得到国家社科基金重大项目(19ZDA117,19ZDA049)、国家自然科学基金应急项目(72141011)的资助。作者感谢两位匿名审稿专家的宝贵意见,感谢南京农业大学经济管理学院应瑞瑶教授、徐志刚教授的有益建议。当然,文责自负。

应。可能的创新在于: (1) 系统性检验了“三权分置”对农户收入及收入差距的影响; (2) 深入剖析了“三权分置”对经营权主体(新型农业经营主体) 及所有权主体(村集体经济组织) 的影响, 及其对承包权主体(农户) 收入的进一步传导效应, 探索“三权”主体之间的协同发展问题; (3) 刻画了“三权分置”对农户土地流转、投资、信贷、生产率、非农就业的影响及其收入传递效应; (4) 将 2014 年政策确立与 2019 年法律明晰的政策效应区分开来, 展开对比研究。本文从土地制度改革视角探讨农户增收效应, 这是对中国共产党重要制度创新的经济评估, 对于稳步推进乡村振兴而言有重大政策参考价值。

本文以下的结构安排为: 第二部分重点介绍“三权分置”的政策背景; 第三部分为文献回顾; 第四部分为实证策略、变量设定以及数据来源; 第五部分报告实证结果; 最后为结论。

二、政策背景

“三权分置”是一项农地产权制度改革的中国式探索, 存在政策放开、政策确立、法律明晰三个关键时间点。政策上允许土地流转, 其实质就是促使承包权与经营权相分离。从这个角度看, “三权分置”的政策放开时间点, 可以追溯至 1984 年中共中央 1 号文件——“鼓励土地逐步向种田能手集中”。1988 年, 《中华人民共和国宪法修正案》正式开禁农村土地承包经营权的流转。在这个时期, 土地承包权调整经历了由宽从紧的阶段, 土地承包期限也逐步延长, 并进一步确定为长久不变。20 世纪末, 农地所有权、承包权和经营权“三权分置”探索已在重庆、江西、浙江、安徽、四川等地展开(张毅等, 2016) 。地方试验的经验证明, “三权分置”解决了“二轮承包”以来的农地细碎化、农业规模化经营受限问题, 开展“三权分置”试验的地方, 基本上都取得了良好的经济效益和社会效益(孙宪忠, 2016) 。2008 年的中央一号文件指出“按照依法自愿有偿原则, 健全土地承包经营权流转市场”, 之后连续五年的中央一号文件都对农村土地适度规模经营和建设农地流转市场做了规定。土地流转市场的逐渐放开, 为“三权分置”的政策确立提供了契机(申始占, 2018) 。

“三权分置”的政策确立时间点为 2014 年。当年 11 月, 中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》指出“坚持农村土地集体所有, 实现所有权、承包权、经营权三权分置, 引导土地经营权有序流转”。2015 年 11 月《深化农村改革综合性实施方案》指出“落实集体所有权, 稳定农户承包权, 放活土地经营权, 实行‘三权分置’”。2016 年的中央一号文件再次强调“落实集体所有权, 稳定农户承包权, 放活土地经营权, 完善‘三权分置’办法”。2017 年和 2018 年中央一号文件进一步巩固确立了“三权分置”改革政策。

“三权分置”的法律明晰时间点为 2019 年。当年 1 月 1 日, 新修订实施的《中华人民共和国农村土地承包法》单独设立了土地经营权, 实现了“三权分置”从政策向法律的演进。与 2009 年修订版相比, 最新的《中华人民共和国农村土地承包法》规定“承包方可以自主决定依法采取出租(转包)、入股或者其他方式向他人流转土地经营权, 并向发包方备案。”“承包方可以用承包地的土地经营权向金融机构融资担保, 并向发包方备案。受让方通过流转取得的土地经营权, 经承包方书面同意并向发包方备案, 可以向金融机构融资担保。”可见, 最新的《中华人民共和国农村土地承包法》, 正式将农村土地所有权、承包权、经营权的“三权分置”以法律形式确立下来, “可转让、可抵押”的经营权得到法律的承认。

虽然最新的《中华人民共和国农村土地承包法》进一步从法律意义上明晰了“三权分置”, 但是, 其政策效果已于 2014 年实际发生。实行农地“三权分置”是农村生产关系适应生产力发展的必然趋势, 既是对现有农地承包权与经营权在事实上已普遍分离的认定, 即“自下而上”的政策需求响应, 也是国家为了进一步促进农地流转与农地经营权抵押, 进而实现农业现代化的“自上而

下”的土地制度改革(吴一恒等,2018)。法律作为一种终极的社会规范,其制定过程是严谨且渐进的,同时具有稳定性和滞后性。我国农村土地制度的变迁呈现出典型的“法律未动、政策先行”的特点(申始占,2018),因此,2014年“三权分置”的政策确立作为中央政策变动的“风向标”,评估其影响已具有重要政策意义。

三、文献回顾

现阶段,针对“三权分置”的观点和文章很多,但是,鲜有研究开展实证检验。学界有少量文献分析过土地产权制度改革的影响,例如:Adamopoulos & Restuccia(2020)研究发现,菲律宾禁止土地流转的改革使农场规模减少了34%;Chari et al.(2021)针对2003年《中华人民共和国农村土地承包法》的研究表明,赋予农民合法的土地租赁权,会促使土地流转率提升7%。但是,这些文献并未讨论土地产权制度改革对农户收入及其差距的影响,更是缺乏对中国农地“三权分置”政策影响的实证检验。

进入21世纪以来,有大量农地产权制度改革的文献集中于讨论农地确权(即农地承包经营权确权颁证)的影响。主要讨论了以下问题:(1)土地流转。Chen et al.(2021)研究发现,农村层面的确权率将显著提升土地流转率。但以罗必良为代表的学者们提出农地确权在提升农户产权强度的同时,有可能因强化的“禀赋效应”,诱致土地流转租金大幅提升,进而抑制土地流转(罗必良,2017)。(2)农户投资。黄季焜和冀县卿(2012)针对有机肥施用,证明了稳定的土地产权能够促进与特定地块相连的农业长期投资。孙琳琳等(2020)进一步证明,农地确权促使(与特定地块不相连的)农机投资也提升20%左右。(3)农户信贷。由于农业用地价值低和土地规模较小,有学者认为农地确权不影响农户贷款可获性(钟甫宁和纪月清,2009)。(4)农业生产率。Chen(2017)建立了一个两部门一般均衡模型来量化分析土地确权的影响,研究发现,土地确权可以使农业生产率提高82.5%,其中,大约42%的积极影响来自消除土地分配不当。(5)非农就业。de Janvry et al.(2015)研究了1993—2006年墨西哥土地确权改革,发现确权促使农民迁出农村的概率大幅增加,促使村庄总人口下降4%。

农地确权与“三权分置”虽有联系,但有区别,因而需要“另起炉灶”展开研究。两者共同点表现为,稳定农户承包经营权,规范土地流转市场,减少土地纠纷。两者区别主要体现在,“三权分置”使得《土地承包经营权证书》所负载的社会保障功能和经济效用功能分离(肖卫东和梁春梅,2016),承包权在经济上实现了依靠特定规则分享集体经济,经营权则通过农地经营在经济上实现回报(刘远风和伍飘宇,2018)。从“三权分置”的分省实施政策来看,除了进一步强化农地确权之外,多数省份都明确提出了集体所有权颁证与土地经营权颁证,近乎所有地方政策都鼓励发展新型农业经营主体与土地经营权抵押等。

有关“三权分置”对农户收入影响路径的讨论,主要集中于三个方面:

(一) 新型农业经营主体的中介效应

一方面,学者普遍认为“三权分置”促进了新型农业经营主体的发展。首先,“三权分置”促进土地要素向新型农业经营主体集中。洪银兴和王荣(2019)认为,“三权分置”不只是放活经营权流转,更重要的是选择好农业经营主体。其次,“三权分置”促使新型农业经营主体投资增加。孙宪忠(2016)指出,“三权分置”下的涉农企业对物权化的经营权要求比较强烈,他们有长期经营的意愿,需要在农地上做出比较大的投入,建造高质量设施,比如,温室、供电、供排水设施等。再次,“三权分置”有利于新型农业经营主体融资。“三权分置”重新界定和补充了土地经营权的权能,尤其是具有物权属性的权能。赋予土地经营权抵押、担保权能,允许土地经营权人将土地经营权向金融机构抵押融资,满足农业规模经营的资金需求(肖卫东和梁春梅,2016)。最后,“三权分置”通过

细分土地承包经营权来解决新型农业经营主体的土地规模化经营激励不足问题,促进农村土地在更大范围内优化配置,提高土地产出率、劳动生产率和资源利用率,促进农业生产转向适度规模化、专业化经营的分工经济体系(肖卫东和梁春梅,2016;申始占,2018)。

另一方面,许多学者认为以涉农企业与合作社为代表的新型农业经营主体存在一定的农户增收效应。例如,涂圣伟(2014)认为,工商资本下乡带来“规模经济效应”“知识溢出效应”和“社会组织效应”三大正面效应;焦长权和周飞舟(2016)指出,“资本下乡”之后,农民与企业之间主要有两方面的联系,一是土地租金,二是少量的就业机会。也有许多研究表明,参与农民专业合作社对农户收入存在积极影响。蔡荣(2011)利用山东省苹果种植农户调查数据,研究表明,“合作社+农户”模式能够降低农户市场交易费用并增加农户纯收入,同市场交易模式相比,“合作社+农户”模式将使农户纯收入增加约321元/亩。但是,也有学者担忧,资本下乡的影响存在两面性,既可以推动农业产业化、帮助农民增收;也可能攫取乡村资源、侵占农户利益(周浪,2020)。综合看来,“三权分置”会促进新型农业经营主体发展壮大,进而可能产生一定积极的农户增收效应,但影响仍有待检验。

(二) 村集体经济组织的中介效应

农地“三权分置”下,农户一般将土地流转给村集体,再经由村集体统一流转给新型农业经营主体。由村集体经济组织统一流转土地,一方面可降低交易成本,克服分散的农户直接同新型农业经营主体谈判时的处于弱势地位问题;另一方面,村集体在经过土地统一规划、整理后积累了土地资本,村集体还可以通过土地发包、土地整理、监督土地利用、收回承包地、收取中介服务等各项权能,获得相对独立的经济利益(吴一恒等,2018;刘远风和伍飘宇,2018;洪银兴和王荣,2019)。

学界往往将村集体经济组织视为促进农户福利的“工具”,但因其支出负担较重,农户增收效果可能有限。根据陈洁等(2006)的调查,109个负债村村均集体经济收入18.54万元,村均集体经济支出20.17万元,入不敷出。刘愿(2008)以南海农村股份合作经济为例,发现教育开支、救助和五保户供养、合作医疗保险和养老保险在内的公共福利开支占村集体股份合作组织开支的32.1%,干部报酬和办公经费两项占总支出的34.5%,可见,集体经济组织负担沉重。在“三权分置”政策确立后,集体经济组织公共物品供给负担有所减轻。民生所需的相当大一部分公共物品,如农村小水利、村组道路、农村保洁、水土污染治理等仍然由集体经济组织承担。此外,“三权分置”下集体经济的发展往往是非农领域的租赁型集体经济,这种经济体并非劳动密集型的,惠农作用可能有限。例如,蓝宇蕴(2017)研究的东莞案例发现,多数集体经济组织超75%以上收益均来自租赁性收益,无需高密度劳动的投入,租赁型集体经济对劳动具有强力排斥。由此可见,“三权分置”对壮大村集体经济组织存在积极影响,但后者的富民效果可能有限。

(三) 农户行为的作用机制

学界普遍认为,“三权分置”会促使农户耕地转出增加。例如,洪银兴和王荣(2019)认为“三权分置”更深刻更广泛的意义在于推动土地(由承包户)流向新型农业经营主体;朱冬亮(2020)指出,“三权分置”后,许多发达地区大都采取“确权确股不确地”的股份合作制规模流转方式,从而使承包户更可能长期转出土地给经营者。但是,学界尚未评估“三权分置”对农户土地流转及其租金率的影响程度,关于“三权分置”对农户要素配置及农业生产率的讨论相对不足,也无法判别“三权分置”对农户非农就业的影响。^①

总体看来,学界针对农地确权与“三权分置”等土地产权制度改革展开了许多讨论,但仍存在

^① 代表性文献一般将非农就业视为土地经营权的长期规模性流转的重要外部条件之一(朱冬亮,2020)。吴一恒等(2018)也指出,只有进城并获得稳定工作的农户,才会有意愿放弃长期的土地经营权。

如下局限性: (1) 有关农地确权的文献很多,但是,尚未有文献就“三权分置”的影响展开实证分析,更缺乏对“三权分置”政策效应与立法效应的对比研究。(2) 虽然有观点认为“三权分置”有助于强化经营权和所有权,但是,没有研究实证检验“三权分置”对经营权主体(新型农业经营主体)及所有权主体(村集体经济组织)的影响,及其对承包权主体(农户)收入的进一步传导效应。(3) 现有文献普遍认为“三权分置”有利于土地流转,但是,尚缺乏针对农户耕地转入与转出行为的细致刻画;此外,针对农户投资、信贷、生产率、非农就业的影响及其收入传递效应更是缺乏系统性研究。(4) 目前,没有研究实证分析土地产权制度改革对农户收入差距的影响,更缺乏针对“三权分置”对农户收入不平等的实证研究。基于此,本文将首次实证检验“三权分置”对农户增收的影响,实证探索所有权、承包权、经营权等“三权”主体之间的互动发展问题。

四、实证策略、变量设定与数据来源

(一) 计量模型设定

“三权分置”作为一项政策改革,2014年由中央正式提出,2019年在法律上予以明晰。“三权分置”在地方执行时间节点有先后之分,本文通过北大法宝数据库检索关于“三权分置”改革政策的省级实施政策,来确定每一个村庄所在的省份开始进行三权分置改革的时间节点。自2014年“三权分置”政策确立伊始,全国有17个省市陆续出台了“三权分置”政策文件(2014年之前没有任何有关“三权分置”的政策文件)。本文参照 Chari et al. (2021) 的做法,利用“渐进倍差法”来识别“三权分置”的因果效应,设立如下回归模型(1):

$$\ln hh_{inc\ i\ t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot policy_{it} + \alpha_2 \cdot Z_{it} + \mu_i + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, $\ln hh_{inc\ i\ t}$ 表示农户 i 第 t 年的家庭总收入对数值(2010年价格), $policy_{it}$ 表示农户 i 所在省份于2014年“三权分置”政策确立后的第 t 年,是否出台具体实施法规(0—1虚拟变量)。^① 此外,还纳入了影响农户家庭总收入的各类控制变量(Z_{it})。本文在回归模型中控制了年份固定效应 μ_i 和农户固定效应 ω_i , ε_{it} 为残差。

为了进一步检验“三权分置”立法效应(即2019年《中华人民共和国农村土地承包法》修订),本文将 law_t (2019年虚拟变量)与 $policy_{it}$ 的交互项纳入模型中,其估计参数表示“三权分置”政策在法律明晰后的滞后影响。

$$\ln hh_{inc\ i\ t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot policy_{it} + \beta_2 \cdot policy_{it} \cdot law_t + \beta_3 \cdot Z_{it} + \mu_i + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(二) 变量设定

所有收入相关的变量都剔除了累计价格指数。变量 $\ln hh_{inc\ i\ t}$ 表示农户家庭总收入对数值,样本期间内,按2010年价格计算,农户的总收入约为5.55万元。在农户收入方程中,本文纳入重要的农户特征变量。其中, $labor_{it}$ 表示农户劳动力人数; $capital_{it}$ 表示农户生产性资产原值(2010年价格),包括了役畜、大中型铁木农具、农林牧渔机械、工业机械、运输机械、生产用房、设施农业固定资产等; $land_{it}$ 表示农户经营的耕地面积(亩); $gender_{it}$ 表示户主性别,男性为1、女性为0; age_{it} 表示户主年龄,为连续变量,我们还控制了户主年龄的平方项 age_{it}^2 ; 户主健康为虚拟变量组,丧失劳动力为基准,设置了差($health1_{it}$)、中($health2_{it}$)、良($health3_{it}$)、优($health4_{it}$)等4个健康虚拟变量; edu_{it} 为户主受教育年限; $skill_{it}$ 为户主是否受过农业技术教育或培训(0—1虚拟变量)。

本文还纳入了反映村庄控制变量以及农户所在省份的特征变量,为避免此类控制变量的内生性问题,采用滞后期变量的方式纳入模型; $vil_{inc\ t-1}$ 表示滞后1期的村庄人均纯收入(元,2010年价

^① 考虑实验组与对照组可能存在非随机选择的问题,将“三权分置”改革实施时间节点作为因变量展开影响因素分析。研究发现,人均GDP、公路密度、财政支出、产业结构等解释变量的影响都不显著。

格); $infra_{it-1}$ 表示滞后 1 期的村庄亩均生产性投资(元/亩, 2010 年价格), 包括了农田基本建设、电网的建设与改造、农村田间道路修建、植树造林生态环境建设、小水利工程修建等; $road_{it-1}$ 表示滞后 1 期的村庄离公路干线距离(公里); str_{it-1} 表示滞后 1 期的村庄农林牧渔业产值占比(%); $agdp_{pt-1}$ 表示滞后 1 期的村庄所在省份的人均 GDP(元, 2010 年价格); $fiscal_{pt-1}$ 表示滞后 1 期的村庄所在省份的农业财政支出占 GDP 比重(%); $road_{pt-1}$ 表示滞后 1 期的村庄所在省份的公路密度(千米/平方公里); str_{pt-1} 表示滞后 1 期的村庄所在省份的第一产业产值占比(%)。

表 1 样本的描述性统计

变量名称	变量含义	均值	标准差
$hh_{inc\ it}$	农户家庭总收入(元, 2010 年价格)	55509.681	53253.763
$policy_{it}$	农户 i 所在省份于“三权分置”政策确立后的第 t 年, 出台具体的实施政策(0—1 虚拟变量)	0.242	0.429
law_t	2019 年 = 1, 其他 = 0	0.062	0.231
$labor_{it}$	家庭劳动力人数(人)	2.382	1.262
$capital_{it}$	家庭生产性资产(元, 2010 年价格)	8500.011	22110.032
$land_{it}$	家庭耕地经营面积(亩)	7.395	20.965
$gender_{it}$	户主性别(0 = 女, 1 = 男)	0.923	0.265
age_{it}	户主年龄(岁)	56.860	11.213
$health4_{it}$	户主健康程度优(0—1 虚拟变量, 基准为丧失劳动力)	0.485	0.499
$health3_{it}$	户主健康程度良(0—1 虚拟变量, 基准为丧失劳动力)	0.304	0.460
$health2_{it}$	户主健康程度中(0—1 虚拟变量, 基准为丧失劳动力)	0.122	0.327
$health1_{it}$	户主健康程度差(0—1 虚拟变量, 基准为丧失劳动力)	0.062	0.240
edu_{it}	户主文化程度(在校几年)	6.889	2.573
$skill_{it}$	户主是否受过农业技术教育或培训(0—1 虚拟变量)	0.046	0.210
$vil_{inc\ t(t-1)}$	滞后 1 期的村庄人均纯收入(元, 2010 年价格)	11045.371	16365.462
$infra_{it(t-1)}$	滞后 1 期的村庄亩均生产性投资(元/亩, 2010 年价格)	15361.482	78556.187
$road_{it(t-1)}$	滞后 1 期的村庄离公路干线距离(公里)	3.072	10.465
$str_{it(t-1)}$	滞后 1 期的村庄农林牧渔业产值占比(%)	46.908	28.514
$agdp_{pt(t-1)}$	滞后 1 期的村庄所在省份的人均 GDP(元, 2010 年价格)	38032.842	16001.579
$fiscal_{pt(t-1)}$	滞后 1 期的村庄所在省份的农业财政支出占 GDP 比重(%)	2.956	1.822
$road_{pt(t-1)}$	滞后 1 期的村庄所在省份的公路密度(千米/平方公里)	0.912	0.419
$str_{pt(t-1)}$	滞后 1 期的村庄所在省份的第一产业产值占比(%)	10.504	4.496

(三) 数据来源

本文主要使用了以下三套数据: 一是农业农村部的全国农村固定观察点数据。该数据是由中央政策研究室和农业农村部共同领导、农村固定观察点办公室组织实施的记账式数据。从 1986 年开始实施, 每年从各省抽取相同数量的不同收入水平的县, 在县内部以相同的规则选取样本村, 并从村内部选取具有代表性的农户进行跟踪调查。除 1992 年、1994 年外, 至 2019 年农村固定观察点共包括 32 期面板数据, 样本分布在全国除港澳台外的 31 个省, 共 380 个县级单位, 每年平均有 2 万余调查户。

第二套数据是浙大卡特企研中国涉农研究数据库(CCAD), 是由企研数据携手浙江大学中国农村发展研究院共同发起的涉农研究大数据库。本文使用的涉农企业、农民专业合作社、家庭农场数据来自该数据库。本文将每个新型农业经营主体和样本村的经纬度进行匹配, 保留距离村委会

2 公里内^①的涉农企业、合作社与家庭农场,主要变量包括营业收入、专利数量和品牌数量等。

第三套数据是“三权分置”的地方法规文件,来自于北大法宝数据库。其中,地方法规的类型包括:地方性法规、地方规范性文件、地方司法文件、地方政府规章、地方工作文件以及行政许可等。在检索过程中,本文选定如下四个关键词:三权分置、经营权分置、所有权分置和承包权分置,然后根据地方法规文件的标题和全文进行关键字检索和下载整理。为了数据的完备性,本文还从其他的法律文本数据库进行了补充检索,包括西湖法律图书馆数据库等。在完成有关地方法规的检索和收集后,本文对地方法规文本进行了阅读,删去了与三权分置改革无关的省级地方法规文本,最终确定保留了 17 份省级地方法规文件。

此外,本文还使用了《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》的数据来衡量区域层面的经济发展水平。本文共匹配得到 3674 份村层面样本,以及 166081 份农户样本组成的 2009—2019 年非平衡面板数据,样本区间涵盖了“三权分置”政策确立的前后。

五、实证分析

(一) 收入影响的实证结果

研究发现,2014 年“三权分置”政策确立之前,实验组和对照组之间没有显著差异,满足平行趋势性假设检验(限于篇幅,未提供平行趋势检验图)。表 2 展示了“三权分置”对农户收入影响的回归结果,因变量为农户家庭总收入的对数值,所有模型都控制了年份和农户固定效应。第(1)列仅纳入核心自变量 $policy_{it}$,研究发现,“三权分置”政策确立可促使农户收入增长 1.9%,约为 1054 元/户。客观看来,“三权分置”的农户增收效应虽然显著,但相比户均 5.5 万元收入而言,增收幅度仍是比较有限的。第(2)列额外纳入 $policy_{it} \cdot law_t$,研究发现,控制了立法时间与政策交互项之后,政策的偏效应($policy_{it}$ 的估计参数)有所下降,而“三权分置”法律明晰可以促使农户收入增长 2.1%。第(3)、(4)、(5)列分别控制了农户、农村、省份特征变量,估计结果基本稳健。总体看来,“三权分置”的政策确立对农户收入有一定的积极影响,且该效应在 2019 年《中华人民共和国农村土地承包法》修订之后有所加强。

表 2 三权分置对农户收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	政策效应	政策效应与 立法强化效应	控制农户特征	控制农户与 村庄特征	控制农户、村庄与 省份特征
$policy_{it}$	0.019 *** (0.004)	0.018 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.012 *** (0.004)
$policy_{it} \cdot law_t$		0.021 *** (0.007)	0.018 ** (0.007)	0.020 *** (0.007)	0.020 *** (0.007)
$lnlabor_{it}$			0.039 *** (0.002)	0.038 *** (0.002)	0.038 *** (0.002)
$lncapital_{it}$			0.039 *** (0.002)	0.039 *** (0.002)	0.039 *** (0.002)
$lnland_{it}$			0.086 *** (0.002)	0.086 *** (0.002)	0.085 *** (0.002)
$gender_{it}$			0.117 *** (0.009)	0.116 *** (0.009)	0.116 *** (0.009)

① 本文根据 2016 年全国村庄总面积和 2016 年全国行政村的数量计算出行政村的平均面积。如果将每个村庄视为一个圆,经估算,每个村庄半径约等于 2 公里。

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	政策效应	政策效应与 立法强化效应	控制农户特征	控制农户与 村庄特征	控制农户、村庄与 省份特征
age_{it}			0.023 *** (0.001)	0.023 *** (0.001)	0.024 *** (0.001)
age_{it}^2			-0.0001 *** (0.000)	-0.0001 *** (0.000)	-0.0001 *** (0.000)
$health1_{it}$			-0.026 (0.021)	-0.026 (0.021)	-0.027 (0.021)
$health2_{it}$			-0.011 (0.010)	-0.012 (0.010)	-0.012 (0.010)
$health3_{it}$			0.011 (0.010)	0.008 (0.010)	0.008 (0.010)
$health4_{it}$			0.051 *** (0.010)	0.049 *** (0.010)	0.043 *** (0.010)
edu_{it}			0.006 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
$skill_{it}$			0.052 *** (0.008)	0.052 *** (0.008)	0.049 *** (0.008)
$lnvil_{inc\ v(t-1)}$				0.025 *** (0.002)	0.020 *** (0.002)
$lninfra_{v(t-1)}$				0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
$road_{v(t-1)}$				0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
$str_{v(t-1)}$				0.010 (0.007)	0.010 (0.007)
$lnagdp_{p(t-1)}$					0.118 *** (0.004)
$fiscal_{p(t-1)}$					-0.019 *** (0.003)
$road_{p(t-1)}$					0.033 (0.027)
$str_{p(t-1)}$					0.009 *** (0.001)
常数项	10.349 *** (0.003)	10.349 *** (0.003)	9.116 *** (0.039)	8.946 *** (0.044)	8.708 *** (0.054)
年份固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	166081	166081	166081	166081	166081
R ²	0.754	0.754	0.775	0.775	0.777

注: ***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著。下同。

(二) 稳健性检验

本文开展了一系列稳健性检验。首先,剔除 2019 年《中华人民共和国农村土地承包法》修订后的样本(见表 3 第(1)列),研究发现“三权分置”的政策效应十分稳健;其次,剔除了“三权分置”政策确立前(2013 年及之前)的样本(见表 3 第(2)列),将政策确立后、立法明晰前的 2014—2018 年作为基准,研究发现立法后“三权分置”政策的滞后效应依然显著。

由于“三权分置”和“土地确权”可能相关性很强,本文在基本回归中未予控制。^①但是,考虑到农地确权是“三权分置”的重要条件,而且“三权分置”后,仍然存在很多地方没有完全确权,^②两者未必完全共线,因此进一步控制了确权及其与核心自变量($policy_{it} \cdot law_{it}$)的交互项(见表 3 第(3)列)。由于固定观察点数据中只提供了 2018 年之后村层面的确权率($landcert_{it}$),因此,本文仅采用 2018—2019 年样本展开分析。值得一提的是,农地确权可能存在内生性问题,一方面,农地确权与农户收入之间可能存在反向因果关系,农户收入差异导致农地确权进程存在差异;另一方面,也可能存在遗漏变量(例如,村庄区位)同时影响农户收入与农地确权进度。因此,本文参考孙琳琳等(2020)的思路,选取了所在市是否确权试点乘以地级市其余县域农户的确权比例,和同省其他地级市样本农户确权比例,作为村庄确权的工具变量。两个工具变量通过了不可识别检验、过度识别检验,以及弱工具变量检验,工具变量估计是有效的。^③研究发现,确权率越高的村庄,立法后“三权分置”的增收效应越明显。

本文还采取省份聚类标准误的方法,以及基于平衡面板样本的回归,研究发现结果是稳健的(见表 3 第(4)、(5)列)。最后,实证分析中进一步控制了可能影响收入的其他政策变量,包括了国家级贫困县、土地经营权抵押贷款试点县、“万企帮万村”政策等。^④控制这些政策变量之后,结果仍然稳健。

表 3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除立法后的样本	剔除政策前的样本	控制农地确权	省份聚类回归	平衡样本回归	控制其他政策
$policy_{it}$	0.014*** (0.004)			0.011*** (0.004)	0.011*** (0.006)	0.008* (0.004)
$policy_{it} \cdot law_{it}$		0.024*** (0.008)	0.010 (0.011)	0.020** (0.008)	0.032*** (0.012)	0.020** (0.008)
$landcert_{it}$			0.028 (0.026)			

① 在“三权分置”的政策文件中,大量内容与农地确权有关;而且,“三权分置”与农地确权在影响农户收入和农业行为的机理上也有交叉重叠。

② 以课题组调研的江苏省高港区为例,截至 2022 年 3 月“三权分置”法律明晰后,高港区“二轮延包”的三个试点村,除了张马社区 100% 确权之外,胡庄镇的史庄村与大泗镇的杨营村农地确权率分别为 34.73% 与 91.18%。后两个试点村未能完成确权的主要原因包括了部分农户承包地被征收,农户不愿领证;村庄合并,界限不清;格田成方、土地细碎,有多田和差田现象,农户不愿意确权等。

③ Kleibergen-Paaprk LM 统计量为 97.041, p 值小于 0.01,强烈拒绝了工具变量不可识别的原假设。Hansen J 统计量为 1.236,未拒绝所有工具变量均为外生的原假设,Kleibergen - Paaprk Wald F 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量, p 值均小于 0.01,拒绝了弱工具变量的原假设。

④ “万企帮万村”数据来自“中华全国工商业联合会”网站。本文以地级市为单位,整理了政策开始实施的时间点。

续表 3

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除立法 后的样本	剔除政策 前的样本	控制农 地确权	省份聚 类回归	平衡样 本回归	控制其 他政策
$policy_{it} \cdot law_{it} \cdot landcert_{it}$			0.032 *** (0.009)			
国家级贫困县						0.035 *** (0.006)
经营权抵押试点县						0.024 *** (0.006)
万企帮万村						0.019 *** (0.005)
样本量	149033	120031	34661	166081	86615	166081
R ²	0.788	0.792	0.924	0.777	0.783	0.777

注: 所有模型都控制了年份固定效应和农户固定效应。模型中还纳入农户、村庄及省份特征变量和常数项。

(三) 机制分析

1. 关联主体的中介效应

本文进一步采用涉农企业收入 ($lnco_{incit}$)、农民专业合作社收入 ($lncoop_{incit}$)、家庭农场收入 ($lnfarm_{incit}$) 作为中介变量展开分析。研究发现,“三权分置”政策显著促进了工商资本下乡,后者营业收入增长对农户也有显著的积极影响。涉农企业资本深化的过程,往往也伴随着科技、品牌、金融等现代要素下乡。研究发现,“三权分置”政策促使涉农企业专利 ($lnco_{patentit}$) 和品牌 ($lnco_{brandit}$) 增加(但是,立法强化效应对企业专利、品牌没有显著影响),进一步看,这些现代要素下乡对农户收入产生积极影响。本文采用 3 公里半径重新识别了新型农业经营主体的数据,发现结果是稳健的。进一步使用了“公司+农户”订单农业销售收入展开拓展分析,发现法律明晰后“三权分置”政策促使“公司+农户”订单农业销售收入增长 4.6%(因篇幅所限未展示,感兴趣者可向作者索取)。

其次,“三权分置”政策对涉农企业的信贷 ($lnco_{creditit}$) 没有显著影响。这意味着《中华人民共和国农村土地承包法》修订后,土地经营权可抵押的金融功能对新型农业经营主体没有显著促进作用。吴一恒等(2018)认为,虽然政策允许新型经营主体利用土地经营权抵押融资,但为了减少土地流失的风险,承包农户在契约约定中不同意这项政策内容的实施(受访普通农户的回答都是“不同意拿去抵押”),致使经营主体依然无法利用手中的土地经营权进行抵押。因此,“三权分置”对于涉农企业信贷的影响可能非常有限。

此外,“三权分置”对农民专业合作社与家庭农场的影响都不显著,可能是其盈利能力与风险抵御能力相对较弱,因此政策响应不足。尽管这类“农户资本”与小农之间存在紧密的利益衔接机制,但是,“三权分置”下合作社与家庭农场的农户增收中介效应都不显著。

本文选取了村集体经济总收入 ($lncol_{incit}$)、经营性收入 ($lncol_{busit}$) 和集体经济组织支出 ($lncol_{expit}$) 作为集体经济的代理变量。^① 研究发现,“三权分置”政策确立对村集体经济组织的总收入有一定积极影响(但是,对经营性收入和支出没有显著影响,立法强化效应亦是如此)。“三权分

^① 村级集体可用资金的来源总体上可分为经营性收入和非经营性收入两个部分。一般认为,经营性收入是衡量村级集体经济经济实力强弱的主要标志,而非经营收入主要包括了各级政府补贴。

置”政策确立后,村集体总收入有所提升。^① 据《中国农业统计资料》数据测算,2020年,村均集体经济收益达117.1万元,与2011年相比,增加了105.15%,集体经济收益为零的行政村占比22.46%,与2011年相比下降了30.15%。但是,村集体经济收入主要用于经营支出、管理费用、村干部报酬等,支出负担大。《2020年中国农业政策与改革统计年报》显示,2020年,村集体经济结余的可分配收益中,农户分配收益仅占22.10%,约为14.30万元/村,若按户均计算微乎其微。针对贵州省麻江县黄泥村的集体经济调查发现,中西部地区集体经济势单力薄、无力惠民,^②“三权分置”可能仅是逆转了集体经济边缘化的颓势,对农户增收尚缺乏有效影响。即使在经济发达的东部省份——江苏,集体经济本身的支出压力很大、净收益有限,在沉重的负担之下,集体经济的富民效果也比较有限。^③

总体看来,“三权分置”政策促进了工商资本及其科技与品牌等现代要素下乡,进而对农户增收起到积极影响。相对而言,“三权分置”政策对农民专业合作社与家庭农场以及村集体经济组织的影响有限,难以产生进一步的富民效应。

表4 新型经营主体与村集体经济的中介效应

	(1)		(2)		(3)	
Panel A. 新型主体	$\ln co_{inc\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln coop_{inc\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln farm_{inc\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	0.065 **	0.013 **	0.158	0.012 ***	-0.022	0.014 ***
$policy_{it} \cdot law_t$	0.031 ***	0.019 ***	0.386	0.017 **	0.031	0.021 ***
中介变量	—	0.006 ***	—	0.002 ***	—	0.026 ***
样本量	2451	118739	2451	118739	2451	118739
R ²	0.977	0.819	0.985	0.819	0.845	0.819
Panel B. 企业要素	$\ln co_{patent\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln co_{brand\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln co_{credit\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	0.062 *	0.012 **	0.109 **	0.011 ***	0.072	0.011 ***
$policy_{it} \cdot law_t$	0.032	0.018 **	0.059	0.020 ***	0.025	0.020 ***
中介变量	—	0.024 ***	—	0.007 ***	—	0.002

① 课题组在江苏泰州高港区的调研发现“三权分置”后,2014年的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》指出,土地流转给非本村集体经济组织或村集体经济组织受农户委托统一组织流转并利用集体资金改良土壤、提高地力的,可向本集体经济组织以外的流入方收取基础设施使用费和土地流转管理服务费,用于农田基本建设或其他公益性支出。此后地方政府在统一的省级经营权流转合同示范文本中,明确了村集体能够在农村承包地的经营权流转中收取土地流转协调管理费与基础设施使用费。另一方面,村集体组织统一流转过程中,能够通过土地整理、平整沟渠等获得“溢出”土地,额外小部分土地面积和配套的基础设施,土地整理后流转得到额外的土地流转租金收入,集体经济组织并通过提供社会化服务提升了经营收益。

② 2016年及以前,黄泥村的村集体经济构成只有政府拨款发放的村庄生态林保护资金,黄泥村生态林约为60亩,每亩保护补助为50元/亩,所以每年3000元左右的保护补助款就是村内集体经济全部收入。2017年,在产业扶贫政策导向下,黄泥村引入了蓝莓公司,蓝莓产业开始形成。村委的责任是组织土地流转给蓝莓公司,以流转费用的百分之五作为村集体经济的收益,每年收益大概在23000元。每亩土地流转租金为400—500元/亩。目前,黄泥村的集体经济收益包含生态林保护资金和土地流转费用两部分,一共26000元/年。从绝对收入看,黄泥村集体经济引入蓝莓产业对低收入群体存在一定促进作用。一是村集体将来源于蓝莓公司的土地流转收入(23000元)平均分配给建档立卡户。二是蓝莓公司在蓝莓种植过程中,需要雇工进行施肥、除草、杀虫、采果,这惠及了一部分留守农村的低收入农村劳动力。但是,黄泥村集体经济组织引入的蓝莓产业完全由公司经营,并未示范带动黄泥村一个农户种植蓝莓。黄泥村虽然摘掉了山村集体经济“空壳村”的帽子,但是,集体经济收入增长给低收入农户带来的仍是“输血式”帮扶(建档立卡户分红和临时雇工收入为主),对激发低收入农户内生动力有限。

③ 江苏省有的村每年需承担100余项村级事务,既牵扯精力又增加经济负担。由于国家层面尚未出台相应税收优惠政策,集体经济组织按照普通企业法人纳税,涉及增值税、土地增值税、房产税、企业所得税、个人所得税等多种税种,综合税负在20%—30%左右,税费负担重。在改革过程中,集体经济组织在登记转隶、资产划转时也面临较重税负。

续表 4

	(1)		(2)		(3)	
Panel B. 企业要素	$\ln co_{patent\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln co_{brand\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln co_{credit\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
样本量	2451	118739	2451	118739	2451	118739
R ²	0.412	0.777	0.523	0.777	0.404	0.777
Panel C. 集体经济	$\ln col_{inc\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln col_{bus\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln col_{exp\ it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	0.303 [*]	0.018 ^{***}	0.233	0.011 ^{***}	0.160	0.012 ^{***}
$policy_{it} \cdot law_t$	0.285	0.017 ^{***}	0.258	0.019 ^{***}	0.145	0.018 ^{**}
中介变量	—	0.003 ^{***}	—	-0.001	—	0.004 ^{***}
样本量	3674	166081	3674	166081	3674	166081
R ²	0.664	0.780	0.585	0.777	0.635	0.777

注: 模型中还纳入农户、村庄及省份特征变量和常数项。CCAD 有关新型农业经营主体的收入数据来自于 2013—2019 年的年报数据, 因此, 相关变量的样本区间为 2013—2019 年。

2. 农户行为的中介效应

为了进一步考察“三权分置”对农户收入影响的微观作用机制, 本文从耕地、投资、信贷、生产率、非农就业等 5 个方面展开细致分析。

(1) 采用农户转入耕地面积对数值($\ln s_{in_{it}}$)、农户转出耕地面积对数值($\ln s_{out_{it}}$), 以及农户转给企业或合作社的耕地面积对数值($\ln s_{out_new_{it}}$) 作为耕地要素中介变量。研究发现, “三权分置”(政策或立法) 会显著减少农户转入面积, 而非增加转出面积。可能的原因在于, “三权分置”政策确立前, 土地要素流动性较为充分, 多数农户已经将耕地转出; 在“三权分置”政策确立后, 转出户只是调整了转出对象, 转出面积没有变化。与此同时, “三权分置”也促使转入户减少转入面积。需要补充的是, 样本中的转入户基本是小农户(户均经营面积 6.12 亩)。整体来看, “三权分置”后, 耕地通过转出户调整流转对象、转入户减少转入面积这两个途径, 逐步向新型农业经营主体集中。本文做了进一步拓展分析, 从转出对象来看, “三权分置”后农户更倾向将耕地转给新型农业经营主体(企业或合作社), 尽管总体转出面积没有变化; 而且“三权分置”后, 农户耕地转出租金有明显上升(政策确立促使转出租金上升 18.5%, 法律明晰促使转出租金上升 6.6%) (因篇幅所限未展示, 感兴趣者可向作者索取)。综合来看, “三权分置”促使农户耕地转入面积减少、转出对象变化且租金率增加, 后者占主导作用, 进而促进农户增收。

(2) 本文采用农户的农业总投资对数值($\ln kagr_{it}$)、固定型农业投资对数值($\ln kagr_fix_{it}$), 以及移动型农业投资对数值($\ln kagr_move_{it}$) 作为资本要素中介变量。其中, 固定型资产包括: 房屋类(例如, 仓储用房, 舍饲棚圈, 饲草棚等), 构筑物(例如, 池、罐、槽、井、沟、仓、场等)。移动型资产包括: 农林牧渔机械(例如, 拖拉机、土地耕整机、农用动力机械等); 车辆设备(例如, 载货小汽车、运输三轮车等); 畜类(役畜、种畜、产品畜等)。固定型资产与移动型资产之和, 为农户总投资。相关资产变量采用年末资产原值计算, 按 2010 年价格平减。研究发现, 农户的固定型投资与移动型投资在“三权分置”法律明晰后都有显著增长(政策效应不显著), 可能是“三权分置”立法效应引起农业劳动力减少的情景下, 农户试图用设施与机械替代劳动力; 也可能因为“三权分置”立法效应进一步稳定了农户承包经营权, 使得农户更愿意进行农业投资。本文认为, 即使对于转出户而言, 沟渠建设、土地机械化整理都有利于流转时获取更高租金。

(3) 采用农户信贷总额对数值($\ln loan_{it}$)、农户生产性信贷对数值($\ln loan_prod_{it}$), 以及农户生活性信贷对数值($\ln loan_live_{it}$) 作为金融要素的中介变量。尽管农户信贷(主要是生产性信贷) 有

利于收入增长,但是,“三权分置”总体上对农户信贷影响不显著。虽然《中华人民共和国农村土地承包法》明确了经营权可抵押,但从农户视角看,“三权分置”立法效应对农户生产性信贷和信贷总额没有显著影响。可见,“三权分置”不仅对新型农业经营主体的有效信贷没有影响,对于农户而言,也未能通过金融要素下乡促进农户增收。

(4) 本文度量了农户的全要素生产率(TFP_{it})、土地生产率对数值($\ln s_output_{it}$)、农业劳动生产率对数值($\ln l_output_{it}$)。^①与预期一致,“三权分置”的政策效应与立法效应都会显著促使农户的土地生产率、农业劳动生产率与全要素生产率全面提升,进而促进农户增收。

(5) 本文采用农户的农业劳动时间对数值($\ln l_agr_{it}$)、非农劳动时间对数值($\ln l_na_{it}$),以及本地非农劳动时间对数值($\ln l_na_local_{it}$)作为劳动力要素中介变量。研究发现,“三权分置”会促使农业劳动时间减少(政策效应显著,但立法效应不显著),促使非农劳动时间增加,特别是本地非农劳动时间增加。本文拓展分析了“三权分置”对本地非农收入与外地非农收入的影响,研究发现,“三权分置”显著促使本地非农收入增加,这意味着新型经营主体发展壮大促进了农户的本地就业效应;与此同时,“三权分置”政策会显著促使外地非农收入下降(因篇幅所限未展示,感兴趣者可向作者索取)。总体而言,“三权分置”主要通过本地非农就业渠道促进了农户工资性收入的上升,这应是工商资本下乡共同作用的结果。

表 5 农户行为机制检验

	(1)		(2)		(3)	
Panel A. 耕地	$\ln s_in_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln s_out_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln s_out_n_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	-0.009 **	0.011 ***	-0.015	0.012 ***	0.012 ***	0.011 **
$policy_{it} \cdot law_t$	-0.053 ***	0.022 ***	-0.068	0.023 ***	0.025 ***	0.016 **
中介变量	—	0.041 ***	—	0.042 ***	—	0.064 ***
样本量	166081	166081	166081	166081	166081	166081
R ²	0.615	0.777	0.692	0.778	0.422	0.777
Panel B. 投资	$\ln kagr_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln kagr_fix_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln kagr_move_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	-0.026	0.011 ***	-0.013	0.011 ***	-0.021	0.011 ***
$policy_{it} \cdot law_t$	1.159 ***	0.010	0.959 ***	0.013 *	0.523 ***	0.016 **
中介变量	—	0.008 ***	—	0.008 ***	—	0.008 ***
样本量	166081	166081	166081	166081	166081	166081
R ²	0.780	0.777	0.764	0.777	0.773	0.777
Panel C. 信贷	$\ln loan_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln loan_prod_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln loan_live_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	0.011	0.011 **	0.028 **	0.011 **	-0.020	0.011 ***
$policy_{it} \cdot law_t$	-0.050	0.020 ***	-0.017	0.020 ***	-0.054 *	0.020 ***
中介变量	—	0.008 ***	—	0.013 ***	—	0.005
样本量	166081	166081	166081	166081	166081	166081
R ²	0.339	0.777	0.389	0.777	0.314	0.777

① 参考盖庆恩等(2017)的做法,本文主要关注农户种植业的生产率情况,包括粮食作物、经济作物、果桑茶作等,所使用的变量主要有农户的农业产出、中间品投入(种子、化肥、农药等)、土地和劳动投入等。在估计农业生产函数之前,首先需要计算农户农业生产的增加值。农业增加值等于农业总收入减去中间品投入。对于农户的资本存量,本文采用永续盘存法进行估计。最后,使用面板数据固定效应来估计农户的农业生产函数和全要素生产率,模型中的产出是农业总产出(种植业增加值),投入要素则分别包括土地经营面积、资本和劳动投入(种植业的投工量),据此,估计出农户农业生产的全要素生产率。土地生产率采用亩均农业产出来衡量(元/亩),劳动生产率采用劳均农业产出来衡量(元/日)。

续表 5

	(1)		(2)		(3)	
Panel D. 生产率	TFP_{it}	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln s_output_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln l_output_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	0.035**	0.016***	0.080***	0.020***	0.025**	0.011**
$policy_{it} \cdot law_t$	0.116***	0.004	0.094***	0.013*	0.089***	0.013*
中介变量	—	0.003***	—	0.032***	—	0.015***
样本量	138258	138258	116389	116389	169711	169711
R ²	0.795	0.793	0.558	0.769	0.708	0.777
Panel E. 劳动力	$\ln l_agr_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln l_na_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$	$\ln l_na_local_{it}$	$\ln hh_{inc\ it}$
$policy_{it}$	-0.069***	0.012***	0.138***	0.018***	0.152***	0.011***
$policy_{it} \cdot law_t$	-0.031	0.020***	0.112***	0.016**	0.147***	0.016**
中介变量	—	0.004***	—	0.048***	—	0.039***
样本量	166081	166081	166081	166081	166081	166081
R ²	0.727	0.777	0.777	0.786	0.667	0.784

注: 所有模型都控制了年份固定效应和农户固定效应。

(四) 异质性分析

首先,研究发现“三权分置”对于欠发达的中西部地区而言(相对于东部地区),农户增收效应更明显。我们进而采用滞后一期的小规模农户(按照经营面积小于所在村庄的中位数界定)作为交互项展开分析,研究发现,“三权分置”政策确立对于小规模农户而言,增收效应明显。

采用滞后1期的绝对贫困(按历年国家贫困线标准)和相对贫困(按所在省份人均收入中位数的40%以下界定)展开交互项分析,研究发现,“三权分置”对于绝对贫困户影响不显著,但对于相对贫困户而言有明显的增收效应。可能的原因在于,绝对贫困户往往是缺失劳动力的家庭,只能依赖常态化的兜底帮扶措施;对于相对贫困户而言,“三权分置”政策激发了农户的内生发展动力,产生了益贫性增长的效果。

表 6 三权分置对农户收入影响的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	中西部	滞后1期 相对小规模	滞后1期 绝对贫困	滞后1期 相对贫困
$policy_{it}$	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.005)	0.008* (0.005)	0.008* (0.005)
$policy_{it} \cdot law_t$	0.019** (0.011)	0.018* (0.009)	0.020** (0.009)	0.012 (0.009)
$policy_{it} \cdot interaction_{it}$	0.027*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.049 (0.038)	0.044*** (0.015)
$policy_{it} \cdot law_t \cdot interaction_{it}$	0.002 (0.011)	0.007 (0.012)	-0.079 (0.077)	0.045* (0.027)
$interaction_{it}$		-0.050*** (0.004)	-0.248*** (0.013)	-0.219*** (0.007)
样本量	166081	166081	166081	166081
R ²	0.777	0.779	0.780	0.781

注: 所有模型都控制了年份固定效应和农户固定效应。模型中还纳入农户、村庄及省份特征变量和常数项。

本文测算表明,2009—2019 年间,农户总体的基尼系数呈现缩小趋势,由 2009 年的 0.477 下降到 2019 年的 0.445。与此同时,村庄内农户收入的基尼系数均值也呈现微弱下降趋势,由 2009 年的 0.343 下降到 2019 年的 0.337。

为进一步分析“三权分置”对农户收入差距的影响,本文采用 Firpo & Pinto(2018)和 Fernando(2020)提出的再中心化响应函数(RIF)回归方法展开实证检验。相比于传统的 OLS 关注自变量与因变量均值差异,RIF 回归能够反映自变量分布的边际变化对不平等指标的边际影响。基于 RIF 回归方法,本研究发现(见表 7 第(1)、(2)列)，“三权分置”会显著缩小农户总体的收入差距。

此外,本文还进一步以农村内部的农户收入基尼系数与泰尔系数作为因变量,采用村样本展开实证分析。研究结果表明(见表 7 第(3)、(4)列)，“三权分置”还会显著促使村庄内部的农户收入差距缩小。

表 7 三权分置对农户收入差距的影响

	基于农户样本的收入差距分解回归		基于村庄样本的村内收入差距回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	基尼系数	泰尔系数	基尼系数	泰尔系数
$policy_{it}$	-0.006** (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.016*** (0.004)	-0.029*** (0.007)
$policy_{it} \cdot law_{it}$	-0.0001 (0.004)	-0.002 (0.007)	-0.005 (0.008)	-0.006 (0.013)
样本量	166081	166081	3540	3540
R^2	0.583	0.609	0.739	0.706

注:模型(1)和(2)为农户样本回归,自变量还纳入农户、村庄及省份特征变量和常数项。模型(3)和(4)为村样本回归,因变量为村庄内部的农户收入基尼系数,自变量还纳入了村庄及省份特征变量和常数项。

六、结 论

本文基于 2009—2019 年农业农村部农村固定观测点数据以及浙大卡特企研中国涉农研究数据库,原创性地分析了农地“三权分置”的农户增收效应,研究发现:(1)“三权分置”对农户收入有显著正向影响,2019 年《中华人民共和国农村土地承包法》修订以来,“三权分置”政策效应有所加强。(2)从新型农业经营主体的作用机制看,“三权分置”主要通过工商资本下乡促进农户增收,而农民专业合作社与家庭农场的收入传导作用有限。(3)“三权分置”对壮大村集体经济有一定积极影响,但目前村集体经济组织负担较重,期望以壮大村集体经济组织而富民的目标难以实现。(4)从农户视角看,“三权分置”政策确立后,农户只是调整了耕地转出对象,而转出面积没有显著变化。“三权分置”政策促使农户耕地转出租金提升、农业投资增加、农业生产率提高、本地非农就业增加,进而促进了收入增长。(5)“三权分置”对欠发达地区和低收入群体农户有积极的收入影响,有利于农户收入差距的缩小。

展望中国第二个百年征程,必然要求通过农业农村现代化的途径,同步实现农民的共同富裕。但客观看来,中国农户对土地的依赖性趋于下降,农地“三权分置”的增收效应对农户生计的实质性贡献其实有限。中国式农地产权制度改革的效果仍局限于“保底”与“提低”,对于农户实现收入超常增长与收入阶层跃迁作用式微。因此,应继续统筹推进要素市场化配置、农村集体产权制度、农业经营体制改革,在“三权”主体协同发展中探索农民实现共同富裕的道路。对所有权主体而言,村集体经济组织应通过飞地经济等模式抱团发展,促使农村集体资产保值增值,并深化“政经分开”改革从而实现减负增效,进而通过地租、劳务、分红等多渠道反哺农民。对于经营权主体而

言,新型农业经营主体应加快农业产业、生产、经营三大体系建设,把握县域商业体系建设的发展契机、克服村庄层级规模经济与范围经济的短板,着力于带动农户发展、而非代替农户发展。对承包权主体而言,要增进品牌化、数字化、机械化、设施化、绿色化等现代要素与农村劳动力的互补效应,克服替代效应,构建有文化、懂技术、善经营、会管理的高素质现代农民队伍,实现小农户与新型农村集体经济组织、新型农业经营主体的协同发展,进一步释放“三权分置”的政策红利,在包容性增长框架下推进中国农地产权制度改革。

参考文献

- 蔡荣,2011:《“合作社+农户”模式:交易费用节约与农户增收效应——基于山东省苹果种植农户问卷调查的实证分析》,《中国农村经济》第1期。
- 陈洁、赵冬绥、齐顾波、罗丹,2006:《村级债务的现状、体制成因及其化解——对223个行政村及3个样本县(市)的调查》,《管理世界》第5期。
- 洪银兴、王荣,2019:《农地“三权分置”背景下的土地流转研究》,《管理世界》第10期。
- 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华,2017:《土地资源配置不当与劳动生产率》,《经济研究》第5期。
- 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。
- 焦长权、周飞舟,2016:《“资本下乡”与村庄的再造》,《中国社会科学》第1期。
- 蓝宇蕴,2017:《非农集体经济及其“社会性”建构》,《中国社会科学》第8期。
- 刘愿,2008:《农民从土地股份制得到什么?——以南海农村股份经济为例》,《管理世界》第1期。
- 刘远凤、伍贻宇,2018:《三权分置下“确权悖论”的制度破解》,《经济学家》第5期。
- 罗必良,2017:《科斯定理:反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择》,《经济研究》第11期。
- 申始占,2018:《农地三权“分置”的困境辨析与理论建构》,《农业经济问题》第7期。
- 肖卫东、梁春梅,2016:《农村土地“三权分置”的内涵、基本要义及权利关系》,《中国农村经济》第11期。
- 孙琳琳、杨浩、郑海涛,2020:《土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析》,《经济研究》第11期。
- 孙宪忠,2016:《推进农地三权分置经营模式的立法研究》,《中国社会科学》第7期。
- 涂圣伟,2014:《工商资本下乡的适宜领域及其困境摆脱》,《改革》第9期。
- 吴一恒、徐砾、马贤磊,2018:《农地“三权分置”制度实施潜在风险与完善措施——基于产权配置与产权公共域视角》,《中国农村经济》第8期。
- 张毅、张红、毕宝德,2016:《农地的“三权分置”及改革问题:政策轨迹、文本分析与产权重构》,《中国软科学》第3期。
- 钟甫宁、纪月清,2009:《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》,《经济研究》第12期。
- 朱冬亮,2020:《农民与土地渐行渐远——土地流转与“三权分置”制度实践》,《中国社会科学》第7期。
- 周浪,2020:《另一种“资本下乡”——电商资本嵌入乡村社会的过程与机制》,《中国农村经济》第12期。
- Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2020, “Land Reform and Productivity: A Quantitative Analysis with Micro Data”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(3), 1—39.
- Chari, A., E. Liu, S. Wang, and Y. Wang, 2021, “Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China”, *Review of Economic Studies* 88(4), 1831—1862.
- Chen, C., 2017, “Untitled Land, Occupational Choice, and Agricultural Productivity”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(4), 91—121.
- Chen, C., D. Restuccia, and R. Santaeulàlia - Llopis, 2021, “The Effects of Land Markets on Resource Allocation and Agricultural Productivity”, *Review of Economic Dynamics*, available online 28 April.
- de Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, 2015, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *American Economic Review*, 105(10), 3125—3149.
- Fernando, R., 2020, “Recentered Influence Functions (RIFs) in Stata: RIF Regression and RIF Decomposition”, *Stata Journal*, 20(1), 51—94.
- Firpo, S. P., and C. Pinto, 2016, “Identification and Estimation of Distributional Impacts of Interventions using Changes in Inequality Measures”, *Journal of Applied Econometrics*, 31(3), 457—486.

Impact of the Rural Land System Reform on Rural Households' Income Growth in China: Evidence from the Three Rights Separation

ZHOU Li^a and SHEN Kunrong^b

(a: College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University;

b: Business School, Nanjing University)

Summary: The separation of rural land rights (ownership rights, contracting rights and management rights) is a considerable institutional innovation in the past century since the founding of the Communist Party of China (CPC) . It has opened up a new pathway of agricultural and rural modernization and has consolidated the cornerstone of rural vitalization. As Chinese exploration of the rural land system reform, there are two key time points for separation of rural land rights: establishment and legal clarity. China has formally established a rural land system, namely, separation of land rights in 2014, which separates ownership, contracting and management rights based on the practical experience of local land transfer since the 18th National Congress of the Communist Party of China. Furthermore, the legality of separation of land rights was clarified by the *Law of People's Republic of China on the Contracting of Rural Land* (2018 Amendment) . This system has realized the transition from separation of two rights, namely, household contractual operation right and village collective ownership, to separation of three rights, which introduced land management right and enriched Chinese land system.

It is important to assess the effects of the separation of three rural land rights in 2014, since the reform of Chinese rural land system always has a characteristic of policy going ahead of law. Taking the system of separation of three rural land rights as a breakthrough point, this paper examines the impact of the rural collective land property rights reform on the rural households' income to explore theoretically and assess empirically the land property rights system. The provincial implementation of this system recorded in PKU Law database allows us employ a staggered differences-in-differences approach to identify the causal effects of separation of three rural land rights. Based on data (2009 – 2019) from the rural fixed observation sites of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs and from China Academy for Rural Development–Qiyuan China Agri-research Database (CCAD) , we originally analyze its impact on rural households' income and its mechanism.

The findings from empirical evidences are summarized as follows. Firstly, the separation of three rural land rights had a positive effect on income growth of rural households, and this effect was strengthened after the amendment of the *Law of the People's Republic of China on the Contracting of Rural Land* (2018 Amendment) . Secondly, in terms of the mechanism of new agricultural business entities, the system mainly increased households' income through industrial and commercial capital invested in countryside instead of farmers' specialized cooperatives and family farms. Thirdly, a positive effect on strengthening the collective economy was also found. But the role of village collective organizations in enriching farmers was limited by their heavy burden. Fourthly, from the perspective of rural households, the separation of three rural land rights significantly improved income through increasing their land transfer rent, agricultural investment, agricultural productivity and local non-farm employment. Finally, the positive impact of this system on the income of farmers in less developed areas or with low-income is evident, thus reducing the income gap among farmers. In general, the effect of the separation of three rural land rights on income is relatively limited, and the income-generating channels of rural households under this system still remains to be expanded.

This paper makes several innovations. First, it is the first research that systematically evaluates the impact of separation of three rural land rights on rural households' income and income gap. Second, this paper analyzes the impact of separation of three rural land rights on the subjects of land management right (new agricultural business entities) and the subjects of ownership (village collective economic organization) , and its further transmission effect on the income of subjects of contractual rights (rural households) to explore the synergistic development among the subjects of three rural land rights. Third, in this paper, we detail the impact of separation of three rural land rights on land transfer, investment, credit, productivity and non-farm employment, and their transmission effects on income. Fourth, the effects of the system establishment in 2014 and its legal clarification in 2019 are distinguished and compared in this paper. The policy implication is that China should systematically promote the reform of market-based allocation of factors, rural collective property rights system and agricultural management system in the process of modernization of agriculture and rural areas, and achieve common prosperity for farmers through synergistic development among the subjects of three rural land rights.

Keywords: Separation of the Three Rights; Capital to the Countryside; New Agricultural Business Entities; Collective Economy; Rural Households

JEL Classification: Q15, Q18, O15

(责任编辑: 冀 木) (校对: 刘 阳)