农地休耕如何影响农户收入？*

——基于西北休耕试点区1240个农户面板数据的实证

谢先雄[1,2] 赵敏娟[1,2] 蔡 瑜[1,2] 邓 悦[1,2]

摘要：本文基于甘肃省1240个农户的两期面板微观数据，利用西北生态严重退化区休耕试点政策作为准实验，采用双重差分法识别农地休耕对农户收入的影响，并进一步探究这一影响的作用机制与异质性。研究发现，农地休耕可使农户年总收入提高0.4978万元，增幅为10.35%，这一效应，在剔除休耕补贴后依然存在，但在不同收入水平的农户群体间存在差异，突出表现为“益富不益贫”的特点。作用机制分析表明，农地休耕主要通过提高转移性收入的直接作用和促进非农就业由此提高非农收入的间接作用两条途径来促进农户增收，且以增加的非农收入贡献度最大。其中，非农收入的提高主要源于农户外地务工人数和收入增加；休耕减少了种植业收入，但难以通过口粮补贴来完全弥补这一收入损失，增加的社保收入和亲人馈赠收入是损失弥补的关键；休耕不会影响农户资产性收入，也不存在促进畜牧业收入增加的农业结构调整效应。研究还发现，农地休耕的增收效应在不同参与程度和不同人力资本禀赋的农户群体间均存在差异。

关键词：农户收入 收入结构 休耕 政策效应 双重差分法

中图分类号：F062.1 F323.22 **文献标识码：**A

一、引言

目前，中国粮食生产取得了“十三连增”的辉煌成就（吴萍、王裕根，2017），但辉煌成就的背后却面临着耕地质量下降、土壤退化、水土流失、地下水严重超采、土壤重金属超标、面源污染加重和生物多样性锐减等严峻农业生态环境问题（赵其国等，2017；王志强等，2017），严重制约中国农业可持续发展。为促进农业生态环境改善和耕地资源永续利用，加快构建具有中国特色的休耕等绿色种植制度受到了中国政府的高度重视。2015年十八届五中全会首次提出“休耕”举措。2016年农业部等10部门联合印发《探索实行耕地轮作休耕制度试点方案》（以下简称《方案》），《方案》提出“建立健

*本文研究是国家社会科学基金重大项目“生态文明建设背景下自然资源治理体系构建：全价值评估与多中心途径”（项目编号：15ZDA052）及农业部、财政部重点专项资金“国家现代农业产业技术体系（燕麦荞麦）”（项目编号：CARS-07-F-1）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的中肯意见，文责自负。本文通讯作者：赵敏娟。

全耕地轮作休耕政策框架”，在“保障粮食安全”和“稳定农民收入”的前提下，重点在生态严重退化、地下水超采等多个地区开展轮作休耕，明确规划休耕面积116万亩。2017年，农业部在充分肯定轮作休耕的必要性和试点成效的基础上，将试点休耕面积扩大到200万亩。同年，十九大报告再次提出扩大轮作休耕试点，健全耕地休养生息制度。随后两年，中央又进一步扩大了休耕试点规模。截止2019年底，全国休耕总面积达500万亩，共涉及河北、黑龙江、湖南、贵州、云南、甘肃、新疆等7个省。至此，耕地休耕制度成为促进中国农业可持续发展的重要举措。

休耕就是采用政策补贴的形式引导农户将过度使用的耕地在一定时期内退出农业生产，实施管护进行休养生息，以达到促进农业生态改善的目标。农户作为政策落实的主要参与者及关键利益群体，保证其收入不减少是保障休耕实施效果和建立休耕制度的重要前提(赵其国等，2017；江娟丽等，2017)。农户作为理性人，若其家庭收入因休耕而降低，从短期来看，这会挫败他们的休耕积极性，增加休耕期间复耕风险，威胁休耕有效实施；从长期来看，这将加剧他们对休耕政策效果的负面预期，从而降低其后续参与意愿与政策可信度，制约休耕政策的有效性和可持续性。因此，稳定并提升农户收入对于保障中国休耕制度构建与形成意义重大。当前全国第一轮（2016～2018年）、第二轮（2017～2019年）休耕试点已结束，但休耕政策是否已实现了稳收增收的前提目标尚不明确。因此，评估休耕试点政策增收效应，对于检验政策的实施效果，完善政策实施方案具有重要现实意义。

那么休耕是否有益于增加农户收入？若是，其又是如何影响农户收入？这个问题不仅是当前政策制定者关注的焦点，也亟需专家学者给出有力解答。遗憾的是，学界对此缺乏相应的理论探讨与实证检验。既有相关休耕的文献主要围绕休耕的非市场价值评估（姚柳杨等，2017；姚柳杨，2018）、农户参与意愿及影响因素（尹珂、肖秩，2015；谢花林、程玲娟，2017）、补偿标准与补偿政策（俞振宁等，2018；柳荻等，2019）、农户政策满意度（柳荻等，2018；谭永忠等，2018）、制度构建与实施现状（陈展图、杨庆媛，2017；吴萍、王裕根，2017）、国内外模式比较及其适应性（沈孝强、吴次芳，2016；俞振宁等，2017；Borge et al.，2010；Leroy，2016）、发达国家经验总结（谭永忠等，2017；杨庆媛等，2017）等问题展开，极少数文献分析了休耕对农村劳动力转移的影响（王盼等，2019），或是以农户收入为例探讨休耕补偿政策绩效（杨庆媛等，2018），鲜有文献探究休耕影响农户收入的内在机理。实际上，休耕是为了试验目的而发生的外部事件，使农户自然分在了实验组（休耕户）和对照组（非休耕户），并直接作用于休耕户生产，改变他们的生产方式与要素配置，最终影响其家庭收入状况。基于此，本文对农地休耕影响农户收入进行理论分析并提出研究假说，随后利用西北休耕试点政策作为准实验，基于甘肃省1240个农户的两期面板数据，采用双重差分法来识别休耕政策对农户收入的影响，并进一步揭示其作用机制与影响异质性，以期探究休耕的增收效应，并对上述问题进行实证解答。

与已有文献相比，本文存在以下两个方面的边际贡献：首先，以西北生态严重退化区休耕为例，基于微观调查数据，从经验上较为全面地考察了休耕对收入的影响，为检验政策的实施效果和完善政策实施方案提供了经验证据，弥补了已有研究的不足；其次，休耕作为一项农业环境公共政策，本文的研究结论有助于在一般意义上理解农业环境政策对微观农户收入的影响。本文其余部分的结构安排如下：第二部分为理论分析与研究假说；第三部分为研究设计；第四部分为休耕影响农户收入的基准

回归结果；第五部分为进一步分析；第六部分为结论与启示。

二、理论分析与研究假说

农户是休耕政策落实的主要参与者及关键利益群体，休耕期间他们参与休耕的土地被限制使用，同时获得相应的资金补偿。作为一个完整的、追求收益最大化的生产组织单元，理论上看，休耕主要通过直接和间接两种机制影响农户家庭总收入，一是通过减少农户种植业收入并增加转移性收入直接影响家庭总收入；二是通过作用于劳动力、土地等生产要素再配置进而影响非农收入、畜牧业收入与资产性收入，间接影响家庭总收入。具体作用关系见图 1。

（一）休耕影响农户收入的直接作用机制

休耕对农户收入的直接影响主要通过减少其种植收入和增加其转移性收入两条途径来实现。一方面，休耕使农户将家中部分或全部耕地退出农业生产，通过管护改种一些能培肥地力、保持水土等的绿肥作物进行休养生息。对农户而言，这部分耕地并不需要进行生产投入，也不存在任何产出，这直接导致休耕期间农户种植面积减少或不再从事种植生产，从而降低其家庭种植收入。另一方面，农户作为承担休耕的参与主体，为弥补其种植收入损失和激励其休耕参与积极性，国家通过财政手段给予必要的休耕补偿（主要为口粮补贴[①]）直接增加了其家庭转移性收入。但从理论上看，各地的休耕补偿标准和农户种地实际平均收益均不同，休耕口粮补贴能否通过弥补农户种植收入损失进而稳定并提高农户家庭收入并不确定。值得说明的是，调研中发现研究区作为西北旱作农业区，以种植一年一季的玉米或小麦等粮食作物为主，耕地亩均净收益在 200 元左右，绝大多数受访农户对现有补偿标准表示满意，认为口粮补贴基本能弥补其种植损失。

（二）休耕影响农户收入的间接作用机制

休耕直接作用于农户家庭生产，主要通过影响土地、劳动力与资本要素配置行为间接影响农户家庭收入。具体而言，耕地、劳动力和资本是农户家庭生产最重要的投入要素，休耕使土地资源禀赋发生变动，势必引起农户调整其他生产投入要素。一方面，休耕引致家庭可支配耕地数量减少，在一定程度上抑制了农户土地转出行为，进而通过降低土地租金收入减少其家庭财产性收入。另一方面，休耕导致农户部分或全部土地被限制使用，由此挤出原本投入到家庭种植业生产中的劳动和资本等可变要素，这些可变要素在家庭内部经过再调整被配置到其他生产部门，以实现家庭收益最大化：一是通过调整农业生产结构，将休耕所挤出剩余劳动力与资本要素配置于畜牧业生产，进而通过增加畜牧业收入来提高家庭总收入。二是促进非农转移就业，尽可能把休耕挤出的剩余劳动力转移至非农产业部门，通过增加非农就业人数来提高家庭非农收入；或是将剩余劳动力休闲或照料家中老人小孩，让其他劳动力更专注于非农工作，通过提高非农劳动强度来增加非农收入。总而言之，休耕对农户家庭收

[①]休耕补偿具体划分为物化补贴和口粮补贴两部分，其中物化补贴用于补偿休耕管护机械费、有机肥和绿肥种子费，口粮补贴用于补偿农户休耕期间的种植收入损失。西北生态严重退化休耕试点区休耕补偿为每年每亩 500 元，其中口粮补贴为每年每亩 300 元或 200 元，若无特别说明，本文中休耕补偿指休耕口粮补贴。

入的间接作用机制主要表现为抑制土地转出减少财产性收入、调整农业生产结构增加畜牧业收入以及挤出劳动力从事非农就业增加非农收入三种途径。

综上，休耕对农户收入的影响主要体现在影响其收入结构。一是休耕减少了种植业收入，但通过给予相应经济补偿增加转移性收入，基本能够弥补其种植收入损失。二是休耕通过农业生产结构调整效应增加畜牧业生产收入。三是休耕抑制农户土地转出，减少土地租赁收入降低了财产性收入，同时休耕挤出农户从事非农就业，提高了非农收入。从后两类收入变动来看，土地租赁收入在农户收入所占的比例很小（诸培新等，2015），相反，包括工资收入和非农经营收入在内的非农收入已成为农户收入最重要组成部分（李霄等，2019），休耕导致农户非农收入的上升效果会超过其造成的资产性收入的下降效果。总体上看，休耕通过直接和间接两种作用机制影响农户收入结构，最终增加农户总收入。

根据上述分析，本文提出如下研究假说：

H1：休耕能显著增加农户总收入

H2：休耕通过直接和间接两种作用机制影响收入结构显著增加农户总收入

H2a：休耕会直接减少农户种植业收入

H2b：休耕会直接增加农户转移性收入，且口粮补贴能弥补种植业收入损失

H2c：休耕能通过调整农业生产结构间接提高畜牧业收入

H2d：休耕能通过抑制耕地转出间接减少农户资产性收入

H2e：休耕能通过促进非农就业间接增加农户非农收入

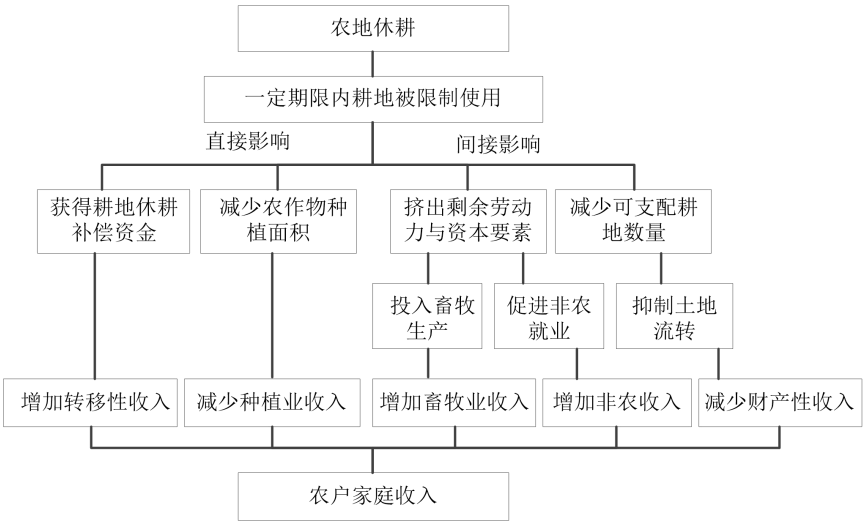

图 1　农地休耕影响农户家庭收入的作用机制

二、研究设计

（一）数据来源与抽样

本文数据来自本课题组于 2019 年 10～11 月对西北生态严重退化休耕试点区（甘肃省）农户的调查。选择该地区作为研究区域主要基于以下考虑：首先，该省地处黄土高原，多属于温带大陆性气候，

气候干旱少雨，地形多为高原山地，植被稀少，生态脆弱，农业生态环境退化严重，作为全国试点休耕政策的三大区域（生态严重退化区、重金属污染区、地下水超采区）之一，对开展休耕政策的准实验研究具有一定代表性；其次，该省于2017年实施为期三年（2017～2019年）的第二轮休耕试点，这为本研究提供了统一可行的时间节点（2016与2018年）；最后，甘肃省是全国典型的深度贫困区之一，第二轮休耕试点涉及的10个县中共包含9个国家级贫困县（环县、会宁县、通渭县、静宁县、永靖县、永登县、古浪县、景泰县和安定区），在坚决打赢脱贫攻坚背景下以甘肃省为例研究休耕政策对贫困地区农户收入的影响具有典型性。

调查采取分层随机抽样方法，首先，在综合考虑各试点县自然气候条件、生态退化问题典型性、经济发展水平以及休耕规模等基础上，选取庆阳市环县、平凉市静宁县、定西市通渭县和临夏自治州永靖县4个试点县为主要调研区域；其次，根据研究区各县试点情况在每个试点县抽取1~3个试点镇，每个试点镇基于地域毗邻原则各随机抽取3～4个休耕与非休耕行政村，每个行政村随机抽取3～4个自然村，最后每个自然村随机抽取6～7个农户。本次调研共涉及甘肃省4市4县7个乡镇48个行政村174个自然村，累计发放问卷1300份，回收有效问卷1240份（休耕户与非休耕户分别为605份和635份），有效率为95.38%，样本代表性良好。调研获取了休耕户与非休耕户2016年和2018年的家庭特征、生产和收入、村庄特征等信息，构成了一个两期平衡面板数据。值得说明的是，调研中发现，休耕政策的实施对当地农户而言是一件影响较大且记忆犹新的事件，农户对政策实施节点前（2016年）、后（2018年）的家庭生产、收入情况具有较深刻的记忆，能为本研究提供较详实、可靠的数据。

（二）识别策略

为评估农地休耕对农户收入的影响，本文结合休耕试点政策这一准实验，采用DID方法进行因果识别。基本思路是将实施休耕试点村的休耕农户设为实验组，将未实施休耕试点村的农户作为控制组，通过计算不同组别农户在休耕政策实施前后的差异，获得休耕影响农户收入的政策净效应。传统DID采用OLS估计，其模型设定如下：

$$y_{i,t} = \alpha + \beta treat_i \times time_t + \gamma treat_i + \delta time_t + \eta control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (1)$$

（1）式中，i和t表示农户与时间（以年为单位），$y_{i,t}$为被解释变量，代表i农户在t年的家庭收入。$treat_i$和$time_t$都是虚拟变量，其中$treat_i = 1$（实验组）代表农户为休耕参与户，$treat_i = 0$（对照组）代表农户为非休耕参与户，$time_t = 1$表示在休耕实施期间，年份为2018年，$time_t = 0$表示在休耕政策实施前，年份为2016年。α、β、γ、δ、η是需要估计的参数，其中本文重点关注的交互项$reat_i \times time_t$的系数β代表休耕试点政策对农户家庭收入影响的净效应。$\varepsilon_{i,t}$是误差项，$control_{i,t}$表示户主个人层面、农户层面和村级层面的控制变量。

虽然传统DID控制了处理组的组别效应（$treat_i$）与处理期的时间效应（$time_t$），但其实在规避内生性问题方面还可以做得更好。与传统DID不同，引入双向固定效应模型的DID被称为“经典DID”，它既控制了“个体固定效应”，也控制了“时间固定效应”，从而通过控制不随时间而变的个体遗漏变量和不随个体而变的遗漏变量来克服可能存在的内生性问题。其模型设定见（2）式：

$$y_{i,t} = \alpha + \beta treat_i \times time_t + \eta control_{i,t} + f_i + f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式（2）中，f_i 为个体固定效应，用以解决不随时间而变的个体遗漏变量问题；f_t 为时间固定效应，可以解决不随个体而变的遗漏变量问题；为避免多重共线性问题，剔除了组别效应（$treat_i$）与时间效应（$time_t$），其他变量设定同（1）式。交互项 $treat_i \times time_t$ 的系数 β 仍为本文重点关注的休耕政策对农户收入影响的净效应。因此，为反映实证结果的稳健性，本文将同时采用双向固定效应模型和 OLS 模型估计休耕对农户收入影响的基准回归结果。

（三）变量说明与描述性统计

1.被解释变量。本文检验休耕政策对农户总收入的影响，并进一步从收入结构视角探讨其影响的作用机制。因此，文中被解释变量包括家庭总收入及其 5 项收入构成，分别是：种植业收入、畜牧业收入、非农收入、转移性收入、资产性收入。其中，非农收入包含当地工资收入、外地工资收入和非农经营收入 3 项，转移性收入包含休耕补贴收入、农业补贴收入、社保收入和亲人馈赠收入 4 项，资产性收入主要为土地租让收入。值得说明的是，笔者仔细查看了各项收入的分布情况，其中种植业收入、畜牧业收入存在零值与负值，同时为方便各方程的政策收入效应之间进行直观比较，本文采用各项收入的实际值作为被解释变量，不再对其作对数化处理。此外，为消除物价波动的干扰，文中所有收入数据均已利用当地农村居民消费价格指数调整至 2016 年的价格水平。

2.解释变量。关键解释变量，本文的关键自变量包括休耕政策参与虚拟变量（$treat_i$）和休耕政策实施时间虚拟变量（$time_t$）。控制变量，结合已有文献（钱忠好、王兴稳，2016；王庶、岳希明，2017；段伟等，2018）和可得数据，本文选取并控制了户主个人特征（年龄、性别、受教育年限、健康状况）、农户家庭特征（家庭规模、经营耕地面积、是否村干部户）以及所在村庄特征（村相对收入、村交通情况、村经济组织、村人均耕地面积）三个层面的影响农户收入的共 11 个协变量。

本文各变量的赋值说明与描述性统计见表 1。

表 1　　变量赋值说明与描述性统计

变量名	变量定义	样本量	平均值	最小值	最大值
家庭总收入	家庭总收入水平，单位：万元	2480	5.18	4.71	31.40
种植业收入	家庭种植业收入水平，单位：万元	2480	0.52	-2.31	16.50
畜牧业收入	家庭畜牧业收入水平，单位：万元	2480	0.49	-5.30	29.84
非农收入	家庭非农收入水平，单位：万元	2480	3.76	0	25.50
转移性收入	家庭转移收入水平，单位：万元	2480	0.38	0	5.63
资产性收入	家庭资产性收入水平，单位：万元	2480	0.02	0	12.80
休耕参与	是否为休耕户：0=否；1=是	2480	0.48	0	1
年龄	户主实际年龄，单位：岁	2480	51.97	19	85
性别	户主性别：0=女；1=男	2480	0.76	0	1
受教育程度	户主实际受教育年限，单位：年	2480	5.62	1	19
健康状况	户主自评健康状况：1=非常差；2=比较差；3=	2480	2.95	1	5

	一般；4=比较好；5=非常好				
家庭规模	家庭人口规模，单位：人	2480	5.22	1	22
经营耕地面积	家庭实际经营耕地面积，单位：亩	2480	15.30	0	180
是否村干部户	是否为村干部户：0=否；1=是	2480	0.06	0	1
村相对收入	本村相对邻村收入状况：1=非常低；2=比较低；3=一般；4=比较高；5=非常高	2480	2.64	1	5
村交通条件	本村交通道路状况：1=非常差；2=比较差；3=一般；4=比较好；5=非常好	2480	3.76	1	5
村经济组织	本村是否有合作社：0=没有；1=有	2480	0.36	1	0
村人均耕地	本村人均耕地面积，单位：亩	2480	5.40	0	60

三、休耕影响农户收入的基准回归结果与稳健性检验

（一）双重差分法的适用性检验

双重差分法将政策实施视为自然实验或准自然实验，这就要求双重差分研究必须满足一系列前提假设。概括而言，主要包括随机性假设和同质性假设两类（陈林、伍海军，2015）。第一，随机性假设。就本研究而言，要排除非政策因素的影响，就要保证实验分组的随机性，即“休耕政策”对政策执行村的选择过程是随机的。如果有与本文被解释变量相关的因素影响到政策执行村的选择，那么没有选中的村就不能构成有效的对照组。第二，同质性假设。处理组和对照组样本除政策冲击不同外，其余各方面都应具有相似的特征。这就要求处理组和对照组应具有同方差性，同时两组样本的被解释变量在政策实施前具有相同的变动趋势。为此，本文对随机性与同质性假设进行检验，具体如下[①]：

（1）休耕试点村选取的随机性检验。从政策文件来看，休耕试点村的选择并非是随机抽取，而是有针对性的选择。试点政策主要在农业生态环境退化较严重的村落实施。然而，只要政策执行村的选择与本文被解释变量——农户家庭收入不具有系统性的相关，那么就可以认为由分组非随机导致的政策内生性问题可以忽略。为此，本文采用二元 Logit 模型，利用政策实施前（2016 年）的数据，以“所在村是否为休耕试点村”为被解释变量，分别选取本村农业生态环境状况、本村耕地质量状况、农户家庭总收入和各项收入构成为解释变量，同时以本村耕地耕作条件、人均耕地面积为控制变量，来检验农户收入是否影响休耕试点村的选取。检验结果表明，休耕试点村的选择与农户收入不相关，与本村生态环境状况高度相关，本文样本村的选取基本满足随机分组的基本假设。

（2）处理组和对照组农户收入在政策实施前的同质性检验。考虑到两期面板数据无法对样本农户家庭收入共同时间趋势进行检验的局限性，本文借鉴已有研究的做法（王力、孙鲁云，2019），通过分析休耕实施前两组农户收入方差分布同质性和收入水平差异性两种方法来检验两组农户的家庭收入在政策实施前是否具有同质性。检验结果表明，休耕政策实施前对照组和处理组农户之间的各项收入方差同质，且两者间收入水平并没有显著差异，因此两组农户收入同质性假设得到满足。

[①]受篇幅限制，未在文中给出具体的检验结果，若有需要，可向作者索取。

（二）基准回归结果分析

表 2 报告了采用固定效应模型和 OLS 模型估计休耕影响农户总收入的基准回归结果（见（1）列、（2）列）。此外，为进一步探究农户在休耕期间不依赖休耕补贴的创收能力，本文还汇报了休耕对不含休耕补贴的农户总收入的影响结果（见（3）列、（4）列）。不难发现，无论采用何种 DID 估计方法，各列结果中交乘项显著，且系数为正。这说明休耕政策实施能增加农户总收入，且在剔除休耕补贴后增收效应依然存在，回归结果较稳健。假设 H1 得到验证。具体以固定效应模型结果展开分析，对于总收入，（1）列中交乘项系数为 0.4978，相对于未休耕户，休耕户总收入增加了 0.4978 万元，且休耕户在休耕之前的平均总收入为 4.8075 万元，这意味着休耕可使农户收入提高约 10.35%。这表明，从总收入层面来看，休耕政策试点能保证农户收入不减少，休耕农户没有明显的动机在休耕期间选择“复耕”，休耕实施效果有所保障。对于不含休耕补贴的总收入，（3）列中交乘项的系数为 0.2857，意味着在获取休耕补贴之外，休耕能使农户收入增加 5.94%。这说明，农户参与休耕后，在不依靠休耕补贴的情况下仍能实现增收，有助于其形成政策收入影响的积极预期，促进其后续参与和政策可持续。

无论是否剔除休耕补贴，各控制变量对农户总收入的影响基本一致（见（1）列、（3）列）。其中，户主健康状况对农户总收入具有显著的促进作用。很显然，作为家中重要的劳动成员，户主身体越健康，越有利于组织和从事非农就业或农业生产，家庭收入也会相应增加。经营耕地面积对农户总收入存在显著负向影响。这是因为，当前非农收入已超过农业收入成为农户家庭收入中最重要组成部分，且非农产业的工资率远高于农业，家庭经营耕地面积越多，投入到农业中的劳动力越多，相应地减少了非农部门劳动投入与收入，进而可能导致经营耕地面积越大，总收入越低。此外，本村具有合作社能够显著提高农户总收入，这与胡联（2014）、杨丹和刘自敏（2017）的研究结论基本相符。最后，村人均耕地面积与农户总收入正相关。这是因为，土地作为个体财富的象征，是农户获取经济收入的重要物资资本，人均土地面积越多通过土地获取更多农业收入和资产性收入的可能性越大。

表 2　　农地休耕对农户总收入的影响：双重差分法

变量名	总收入（含休耕补贴）		总收入（不含休耕补贴）	
	（1） 双向固定效应	（2） OLS	（3） 双向固定效应	（4） OLS
休耕参与×时期变量	0.4978***（0.1120）	0.5470*（0.3236）	0.2857**（0.1116）	0.2667**（0.1239）
休耕参与	—	-0.1584（0.2348）	—	-0.1433（0.2350）
时期变量	—	-0.9301***（0.2461）	—	-0.9872***（0.2464）
年龄	0.0024（0.0048）	-0.0003（0.0072）	0.0029（0.0048）	-0.0004（0.0073）
性别	0.1249（0.1267）	-0.0789（0.1928）	0.1090（0.1263）	-0.0739（0.1930）
受教育程度	-0.0234（0.0146）	0.0145（0.0211）	-0.0215（0.0136）	0.0142（0.0211）
健康状况	0.1076**（0.0516）	0.1678*（0.0892）	0.0943*（0.0514）	0.1780**（0.0893）
家庭规模	0.0462（0.0320）	0.0672（0.0484）	0.0394（0.0319）	0.0649（0.0485）
经营耕地面积	-0.0092**（0.0038）	0.0023（0.0063）	0.0001（0.0038）	0.0019（0.0063）
是否村干部户	0.1646（0.2072）	0.2515（0.3213）	0.1558（0.2065）	0.2549（0.3216）

村相对收入	-0.0291（0.0748）	0.2545**（0.1132）	-0.0392（0.0746）	0.2346**（0.1133）
村交通条件	-0.0086（0.0728）	0.1392（0.0961）	-0.0172（0.0725）	0.1305（0.0962）
村经济组织	0.2147**（0.0982）	0.3592**（0.1770）	0.2527***（0.0979）	0.3339*（0.1771）
村人均耕地	0.0251**（0.0119）	-0.0013（0.0200）	0.0267**（0.0118）	-0.0015（0.0200）
常数项	4.4176***（0.4649）	0.09826（0.6745）	4.3197***（0.4636）	1.0539（0.6752）
个体固定效应	是	否	是	否
时间固定效应	是	否	是	否
拟合优度	0.0754	0.1221	0.0369	0.1167
观测值	2480	2480	2480	2480

注：①***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

（三）稳健性检验

1.稳健性检验一：采用 PSM-DID 再估计。上文使用 DID 评估了休耕政策对农户总收入的影响。虽然使用这一方法能够识别出休耕户与未休耕户总收入在休耕试点前后的相对差异，并通过时间和个体固定效应控制一部分内生性问题，但仍难以应对可能由“选择性偏差”导致的估计偏误[①]。为此，本文将采用 PSM-DID 来控制因“选择性偏差”而导致的内生性问题（毛捷等，2011）。参考已有研究思路（黄文、张羽瑶，2019），分别以表 2 基准回归结果（2）列中显著的控制变量和所有控制变量为选择标准来寻找与实验组相似的对照组，在对休耕前样本农户进行 PSM 方法匹配后再进行 DID 回归，其检验结果见表 3（1）列、（2）列[②]。由表 3 可知，交乘项的系数及显著性水平没有实质变化，说明休耕政策有助于农户增加家庭总收入，这一发现支持上文的基准回归结果，本文结论稳健。

表 3　　稳健性检验

变量名	PSM-DID 方法		子样本再回归	
	（1） 显著控制变量匹配	（2） 全部控制变量匹配	（3） 剔除非农户样本	（4） 剔除非农和非种植户样本
休耕参与×时期变量	0.5164***（0.1137）	0.5185***（0.1136）	0.4245***（0.1225）	0.4251***（0.1225）
常数项	4.4222***（0.4702）	4.4225***（0.4715）	4.6254***（0.5061）	4.5701***（0.5045）
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
拟合优度	0.0759	0.0759	0.0782	0.0805
观测值	2456	2454	2340	2328

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

[①]虽然休耕试点具有较强的强制外生性特点，但各试点区具体实施是在尊重农户自愿原则基础上进行的整村集中连片推进，因此农户是否参与休耕并不是完全随机决定的，仍可能存在“自选择”问题。

[②]因篇幅有限，此处不再汇报 PSM 的匹配结果，若有需要读者可向作者索取。

2.稳健性检验二：子样本再回归。上文给出的是基于全样本估计结果，评估的是休耕对所有类型农户（纯农户、兼业户以及非农户）收入影响的平均效应。但是，本文更关心休耕对原本从事农业生产活动农户（纯农户和兼业农户）收入的影响，为此本文剔除休耕实施前两年已不再从事农业生产或农业种植的样本（共 152 个，其中非农户 140 个、非种植户 12 个），并采用双向固定效应模型进行子样本回归，估计结果见表 3（3）列、（4）列。结果显示，与基准结果（见表 2 列（1））相比交乘项系数（分别为 0.4245 和 0.4251）略有减小，但均在 1%统计水平上显著。这表明休耕政策有助于促进纯农户和兼业农户增收，虽增收效果稍低于总体样本，但进一步验证了其增收效应的稳健性。

（四）休耕对不同收入群体的增收效应

上文验证了休耕政策的农户增收效应，但增收效果是否在不同收入群体间存在差异历来是研究重点。对此，根据农户 2016 年总收入情况，采用固定效应分位数回归模型对全样本进行了分位数回归，估计结果见表 4。结果显示，休耕政策对不同收入水平农户总收入的影响存在重要差异，政策增收效果随着收入水平分位数不断上升（从 15%分位至 95%分位处）由负到正且不断增大，显著性水平则由负向显著（15%分位处）转变为负向不显著（25%~45%分位段），并自 55%分位处开始正向显著。这表明，休耕政策对底层收入农户（主要为 15~35%收入分位段）并不存在增收效应，反而显著降低了他们的家庭收入（主要为 15%收入分位处）；对中等及以上收入水平（主要为 55~95%收入分位段）农户具有显著增收效果，且平均净效应为 1.2816 万元。总体上看，休耕政策对农户收入影响存在收入水平异质性，突出表现为“益富不益贫”的特点，说明休耕存在增大农村内部收入不平等的风险。

表 4　　农地休耕对农户总收入的影响：固定效应分位数回归

收入分位数（%）	休耕参与×时期变量	标准误	Z 值	控制变量	观测值
15 分位数	-0.7081**	0.3280	-2.16	是	2480
25 分位数	-0.4426	0.2811	-1.57	是	2480
35 分位数	-0.1519	0.2443	-0.62	是	2480
45 分位数	0.1482	0.2320	0.64	是	2480
55 分位数	0.4286*	0.2471	1.73	是	2480
65 分位数	0.7279**	0.2875	2.53	是	2480
75 分位数	1.0709***	0.3547	3.02	是	2480
85 分位数	1.5868***	0.4752	3.34	是	2480
95 分位数	2.5936***	0.7378	3.52	是	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

四、进一步分析：作用机制与异质性

（一）影响机制分析

根据前述研究结果可知，休耕政策实施有益于农户增收。进一步地，本部分将采用与基准估计中相同的双向固定效应模型和样本来检验休耕如何通过直接和间接作用机制影响农户收入，检验结果见

表 5、表 6 和表 7。从休耕对农户收入结构影响来看（表 5），农地休耕对农户种植业收入、非农收入与转移性收入存在显著影响（均在 1%统计水平上显著），对畜牧业收入和资产性收入影响不显著。具体而言，休耕使农户种植业收入减少了 0.2580 万元，但同时使非农收入和转移性收入平均增加了 0.5003 万元和 0.2645 万元。这意味，农地休耕对农户总收入的提升效应主要源于非农收入和转移性收入，对农业生产造成的负面影响主要体现在减少了种植业收入，但未对畜牧业带来不利影响，也没能通过抑制种植业生产来促进农户畜牧业增收，对资产性收入影响也不显著。据此，研究假说 H2、H2a 得证，H2b、H2e 部分得证，H2c、H2d 被证伪。值得注意的是，转移性收入弥补种植业收入损失后，农户总收入的提高几乎完全源于非农收入的增加，而作为转移性收入重要组成部分的休耕补偿到底能否弥补农户种植业收入损失，尚需后文进一步检验。

表 5　　农地休耕对农户总收入结构的影响

变量名	家庭总收入				
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	种植业收入	畜牧业收入	非农收入	转移性收入	资产性收入
休耕参与×时期变量	-0.2580***	-0.0031	0.5003***	0.2645***	-0.0059
	（0.0338）	（0.0600）	（0.0893）	（0.0209）	（0.0213）
常数项	0.8557***	0.3425	3.0455***	0.2824***	-0.1086
	（0.1406）	（0.2492）	（0.3707）	（0.0870）	（0.0884）
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
拟合优度	0.1570	0.0093	0.0912	0.3807	0.0123
观测样本	2480	2480	2480	2480	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

表 6 汇报了休耕对农户转移性收入结构影响的 DID 估计结果。结合表 5、表 6 结果可知，休耕后农户平均休耕补贴收入为 0.2121 万元，但并不能完全弥补因休耕导致的种植收入损失（-0.2580 万元）。研究假说 H2b 仍部分得证。原因可能是，研究区部分试点县的休耕口粮补偿是以当地土地流转价格为标准，由于土地流转市场发育不完善，以及普遍存在亲友间的零租金人情流转现象，土地流转价格稍低于土地亩均收益，导致这一标准下的口粮补偿不能完全弥补农户种植损失。值得注意的是，休耕不会对农户农业补贴收入造成影响，但却显著增加了农户社保收入和亲人馈赠收入。可能的解释是，研究区大多数青壮年劳动力已进城务工或长期在外居留，众多农户家庭仅老人或老人照看小孩常年留守在家，休耕前，农户通过自家种地基本能够解决日常口粮问题，农忙时节在外务工亲人也能返乡帮工并照顾家中留守老人或小孩。休耕后，一方面农户虽能够获取相应休耕补偿，但留守于农村的亲人只能通过市场购买粮食来解决日常口粮问题，相比休耕前将面临更高的生活成本；另一方面，休耕挤出农户将更多劳动力和时间用于非农工作，从而减少了他们返乡照看亲人的次数和时间。因此，外出务工农户（包括休耕与非休耕户）在休耕后往往更多地为留守农村的亲人（主要为家庭参与休耕的老人）

购买并领取社会养老保险，并给予更多经济支持，从而导致社保收入和亲人馈赠收入增加。

表 6　　农地休耕对农户转移性收入结构的影响

变量名	转移性收入			
	（1）	（2）	（3）	（4）
	休耕补贴	农业补贴	社保收入	亲人馈赠
休耕参与×时期变量	0.2121***（0.0137）	-0.0049（0.0044）	0.0148**（0.0070）	0.0425***（0.0137）
常数项	0.0978*（0.0569）	0.0999***（0.0185）	0.0858***（0.0291）	-0.0012（0.0572）
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
拟合优度	0.5177	0.0123	0.0331	0.0234
观测样本	2480	2480	2480	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

表 7 首先报告了农地休耕对农户非农收入结构影响的结果。不难发现，非农收入的提升主要源于农户外地务工收入的增长，休耕使农户在本县以外的地区务工收入增加了 0.4728 万元，对非农收入的贡献度达 94.50%。为进一步检验农户非农收入的增收机制，表 7 还汇报了外地务工人数变量的中介作用结果。由模型（4）可知，休耕促使农户增加了 0.1236 个外地务工劳动力，结合外地务工增收额计算可得农户外地务工成员的人均工资每个月约 3187 元，这与当地外出务工实际工资水平基本一致。依据中介效应评判标准[①]，表 6 中休耕对外出务工人数和收入影响均显著，且系数为正，但在方程（2）基础上纳入外出务工人数后，休耕对外出务工收入的影响不再显著，但外地务工人数仍显著，且回归系数为正（见方程（5））。这表明，在休耕影响外地务工收入的路径中，外地务工人数具有完全中介效应，休耕主要通过挤出农户外地务工人数来增加非农收入，假说 H2e 得证。

表 7　　农地休耕对农户非农收入影响及其中介效应检验

变量名	非农收入结构			非农就业中介效应	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	非农经营收入	本地务工收入	外地务工收入	外地务工人数	外地务工收入
休耕参与×时期变量	0.0064（0.0180）	0.0210（0.0571）	0.4728***（0.0628）	0.1236***（0.0488）	0.4513（0.3621）
外地务工人数	—	—	—	—	0.0777**（0.0362）
常数项	0.1702**（0.0748）	0.5585**（0.2373）	2.3167***（0.2609）	-0.3707*（0.2012）	2.4277***（0.2561）
控制变量	是	是	是	是	是

[①]判定中介效应一般有三个标准：一是主要自变量（农地休耕）对中介变量（外地务工人数）回归，估计系数显著；二是主要自变量（农地休耕）对因变量（外地务工收入）回归，估计系数显著；三是中介变量和自变量同时对因变量进行回归，如果中介变量的估计系数显著，且主要自变量的回归系数减小且依然显著，则中介变量起部分中介作用。如果主要自变量的回归系数减小且不再显著，则中介变量起完全中介作用。

个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
拟合优度	0.0053	0.0164	0.1140	0.3183	0.1107
观测样本	2480	2480	2480	2480	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著；③括号内数字为标准误。

（二）异质性分析

上文证实了农地休耕的农户增收效应。那么，对于不同休耕参与程度，农户所得休耕补偿金与被挤出劳动力外出务工人数不同；对于不同家庭人力资本禀赋，休耕促进农户非农就业的能力与强度不同，两者均会造成休耕促进农户增收的效应产生差异。为此，本部分试图从休耕参与程度和人力资本禀赋两方面考察休耕对农户收入影响的异质性。

1.*休耕参与程度异质性*。表 8 报告了不同参与程度下休耕政策对农户总收入影响的 DID 分组回归结果。从结果来看，试点政策对参与休耕耕地占全部耕地的比例小于或等于 50%农户群体的家庭收入影响不显著，对参与比例 50%以上农户群体增收效应显著，且随着参与比例的不断增大呈现倒“U”型特征。其中，休耕对参与休耕比例介于 75%与 100%之间的农户群体增收效应最高（平均增收 0.8538 万元），其次是 100%参与和 50%~75%参与比例的农户群体（平均增收分别为 0.5800 万元和 0.4990 万元）。那么，休耕参与程度在休耕比例 50%前后的增收效应为何存在明显差异？可能的解释是，一方面，低休耕参与程度的农户群体领取休耕补偿的数额相应较低，这对弥补种植收入损失后的增收效果发挥十分有限；另一方面，低休耕参与程度相比高参与程度的农户群体，更重视农业生产，因厌恶风险将小部分休耕地挤出的少数剩余劳动力转移至非农就业的可能性较低，导致休耕难以促进他们非农就业，因此难以发挥依靠非农就业来大幅度增加非农收入的效果。

表 8　　不同参与程度下农地休耕对农户总收入的影响

变量名	休耕参与程度：休耕地占农户全部耕地的比重（%）				
	占比≦25	25<占比≦50	50<占比≦75	75<占比<100	占比=100
休耕参与×时期变量	-0.1280（0.4663）	-0.1183（0.2924）	0.4990*（0.2886）	0.8538*（0.4378）	0.5800*（0.3130）
常数项	4.0396***（0.9366）	3.9297***（0.8746）	3.51871***（0.8775）	3.706***（0.9707）	3.8953***（0.8611）
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
拟合优度	0.0551	0.0448	0.0670	0.0714	0.0822
观测样本	1442	1610	1552	1414	1542

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

2.*人力资本禀赋异质性*。本文主要从人力资本数量与质量两个方面考察不同人力资本禀赋下休耕增收效应的异质性。为此，将家庭劳动力的数量和平均受教育年限分别作为衡量人力资本数量和质量的指标。按样本农户 2016 年的家庭情况，将劳动力数量按低于和高于平均值（样本农户平均劳动力数量为 2.8 人）的标准分为人力资本低、高数量两组，将劳动力平均受教育年限按小于 9 年和大于等

于 9 年的标准分为人力资本低、高质量两组，并由此进行 DID 分组回归。由表 9 可知，从人力资本数量来看，无论是高数量组还是低数量组，休耕均存在显著增收效应，但休耕对高数量组农户的增收效应（为 0.5365 万元）是低数量组（0.2697 万元）的近两倍。同理，从人力资本质量来看，休耕对高、低质量两组农户群体均存在显著增收效应，且高质量组的休耕增收效应（0.9443 万元）是低质量组（0.3437 万元）的 2.74 倍。这说明，具有高数量或高质量人力资本的农户，相比于低数量或低质量的农户在休耕后更容易非农就业并获得更高的非农收入，从而家庭总收入也更高。

表 9　　不同人力资本禀赋下农地休耕对农户总收入的影响

变量名	人力资本：数量与质量			
	人力资本数量		人力资本质量	
	低数量组（<2.8 人）	高数量组（>2.8 人）	低质量组（<9 年）	高质量组（≧9 年）
休耕参与×时期变量	0.2697*（0.1417）	0.5365**（0.2627）	0.3437***（0.1170）	0.9443***（0.2862）
常数项	4.3725***（0.6115）	3.1606***（1.0020）	4.4975***（0.4985）	3.7508***（1.0972）
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
拟合优度	0.0807	0.1150	0.0814	0.1540
观测样本	1154	1326	2143	1577

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

四、结论与启示

稳定并提高农户收入是保障休耕实施效果和促进休耕制度构建形成的重要前提。当前第一、第二轮休耕试点已经结束，但休耕政策是否对农户收入造成不利影响，尚不明确。为此，本文构建了休耕影响农户收入的理论分析框架与研究假说，利用西北休耕试点政策作为准实验，基于甘肃省 1240 个农户的两期面板微观数据，采用双重差分法识别了休耕政策对农户收入的影响，并进一步探究了其作用机制与影响异质性。得出如下结论：首先，休耕政策显著增加了西北地区农户总收入。使用经典 DID 和传统 DID 方法的结果均显示，休耕有益于农户增收，且剔除休耕补贴后增收效果依然显著。该结论在经过 PSM-DID 方法和子样本回归检验后是稳健的。具体而言，休耕使农户平均增收 0.4978 万元，增幅为 10.35%，但不同收入水平群体间的增收效应存在差异，突出表现为“益富不益贫”的特点。其次，休耕政策主要是通过增加转移性收入的直接作用和促进非农就业以提升非农收入的间接作用两种机制促进农户增收。从收入结构视角概括来看，休耕减少了农户种植业收入，同时提高转移性收入得以弥补种植损失后有结余，但其中休耕补偿并不能完全弥补种植收入损失，意外增加的社保收入和亲人馈赠收入是关键。此外，休耕不会显著影响资产性收入和畜牧业收入，对非农收入的显著增收效果主要体现在外地务工收入的增加，且是通过促进农户外地务工人数的增加来实现。最后，休耕政策对农户总收入的影响在休耕参与程度和人力资本禀赋上均表现出显著异质性。相对于低参与程度，休耕

对参与比例在50%以上的农户群体才有显著增收效果，且随着参与程度的提高呈倒“U”型特征；相比于低数量或低质量的群体，高数量或高质量人力资本禀赋农户群体的增收效果更大。

基于上述结论，本文得出如下启示：第一，总体上看，无论是否考虑休耕补贴，休耕政策均有利于农户增收，故西北地区休耕政策的生态效果产生与休耕制度的构建形成具备了良好的农户收入保障。但也应该看到，休耕增收效应主要表现为“益富不益贫”，因此在坚决打赢农村脱贫攻坚战的背景下，休耕政策后续推进应给予低水平农户群体更多的关注与扶持，谨防低收入群体“因休返贫”，对休耕实施造成不利影响。第二，休耕试点政策主要通过增加休耕补偿、社保与亲人馈赠等转移性收入的直接作用和通过挤出劳动力增加外地务工人数来提升非农收入的间接作用两种机制促进农户增收，故以耕地亩均净收益为下限适度提高休耕补偿标准、针对休耕试点区开展社保宣传以提升农村社会保障参与率、同时为有需求者提供非农就业帮扶促进其外地务工等将有助于休耕户家庭增收。第三，休耕政策的增收效应在中、高休耕参与程度群体中更有效果，且对高人力资本禀赋群体的影响大于低人力资本禀赋群体，故鼓励农户大规模休耕，并提升家庭人力资本禀赋将有助于提高休耕的增收效果。一是在坚持农户意愿的基础上，通过政策宣传、树立标杆等方式引导农户提高休耕参与程度；二是可优先鼓励家中劳动力较多农户参与休耕；三是在休耕期间对休耕户开展教育与非农就业技能培训，在无法改变其人力资本数量的现实约束下，通过提高人力资本质量来提升人力资本禀赋。

参考文献

1. 陈林、伍海军，2015：《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》，《数量经济技术经济研究》第7期。

2. 陈展图、杨庆媛，2017：《中国耕地休耕制度基本框架构建》，《中国人口·资源与环境》第12期。

3. 段伟、申津羽、温亚利，2018：《西部地区退耕还林工程对农户收入的影响——基于异质性的处理效应估计》，《农业技术经济》第2期。

4. 胡联，2014：《贫困地区农民专业合作社与农户收入增长——基于双重差分法的实证分析》，《财经科学》第12期。

5. 黄文、张羽瑶，2019：《区域一体化战略影响了中国城市经济高质量发展吗?——基于长江经济带城市群的实证考察》，《产业经济研究》第6期。

6. 江娟丽、杨庆媛、阎建忠，2017：《耕地休耕的研究进展与现实借鉴》，《西南大学学报（自然科学版）》第1期。

7. 李霄、卢圣华、汪晖，2019：《征地对农户收入的影响及其空间分异性研究——基于CHFS数据的倍差法分析》，《中国土地科学》第10期。

8. 柳荻、胡振通、靳乐山，2018：《华北地下水超采区农户对休耕政策的满意度及其影响因素分析》，《干旱区资源与环境》第1期。

9. 柳荻、胡振通、靳乐山，2019：《基于农户受偿意愿的地下水超采区休耕补偿标准研究》，《中国人口·资源与环境》第8期。

10. 毛捷、汪德华、白重恩，2011：《民族地区转移支付、公共支出差异与经济发展差距》，《经济研究》第S2期。

11. 钱忠好、王兴稳，2016：《农地流转何以促进农户收入增加——基于苏、桂、鄂、黑四省（区）农户调查数据的

实证分析》，《中国农村经济》第 10 期。

12. 沈孝强、吴次芳，2016：《自主参与式农地休养政策：模式和启示》，《中国土地科学》第 1 期。

13. 谭永忠、练款、俞振宁，2018：《重金属污染耕地治理式休耕农户满意度及其影响因素研究》，《中国土地科学》第 10 期。

14. 谭永忠、赵越、俞振宁、曹宇，2017：《代表性国家和地区耕地休耕补助政策及其对中国的启示》，《农业工程学报》第 19 期。

15. 王力、孙鲁云，2019：《最低收购价政策能稳定粮食价格波动吗》，《农业技术经济》第 2 期。

16. 王盼、阎建忠、杨柳、王晶滢，2019：《轮作休耕对劳动力转移的影响——以河北、甘肃、云南三省为例》，《自然资源学报》第 11 期。

17. 王庶、岳希明，2017：《退耕还林、非农就业与农民增收——基于 21 省面板数据的双重差分分析》，《经济研究》第 4 期。

18. 王志强、黄国勤、赵其国，2017：《新常态下我国轮作休耕的内涵、意义及实施要点简析》，《土壤》第 4 期。

19. 吴萍、王裕根，2017：《耕地轮作休耕及其生态补偿制度构建》，《理论与改革》第 4 期。

20. 谢花林、程玲娟，2017：《地下水漏斗区农户冬小麦休耕意愿的影响因素及其生态补偿标准研究——以河北衡水为例》，《自然资源学报》第 12 期。

21. 杨庆媛、曾黎、廖俊儒、杨人豪、陈伊多，2018：《休耕制度试点阶段经济补偿的绩效评估——以云南省样本户为例》，《经济地理》第 12 期。

22. 杨庆媛、信桂新、江娟丽、陈展图，2017：《欧美及东亚地区耕地轮作休耕制度实践：对比与启示》，《中国土地科学》第 4 期。

23. 姚柳杨、赵敏娟、徐涛，2017：《耕地保护政策的社会福利分析：基于选择实验的非市场价值评估》，《农业经济问题》第 2 期。

24. 姚柳杨，2018：《休耕的社会福利评估——以武威市为例》，西北农林科技大学博士学位论文。

25. 尹珂、肖轶，2015：《三峡库区消落带农户生态休耕经济补偿意愿及影响因素研究》，《地理科学》第 9 期。

26. 俞振宁、谭永忠、茅铭芝、吴次芳、赵越，2018：《重金属污染耕地治理式休耕补偿政策：农户选择实验及影响因素分析》，《中国农村经济》第 2 期。

27. 俞振宁、吴次芳、沈孝强，2017：《基于 IAD 延伸决策模型的农户耕地休养意愿研究》，《自然资源学报》第 2 期。

28. 赵其国、滕应、黄国勤，2017：《中国探索实行耕地轮作休耕制度试点问题的战略思考》，《生态环境学报》第 1 期。

29. 诸培新、张建、张志林，2015：《农地流转对农户收入影响研究——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析》，《中国土地科学》第 11 期。

30. Borge, P. J., R. Fragoso, J. Garcia-Gonzalo, J. G. Borges, S. Marques, and M. R. Lucas, 2010, “Assessing Impacts of Common Agricultural Policy Changes on Regional Land Use Patterns with a Decision Support System Application in Southern Portugal”, *Forest Policy and Economics*, 12(2): 111-120.

31. Leroy, H., 2016, “Conservation Reserve Program: Environmental Benefits Update”, *Agricultural & Resource Economics Review*, 36(2): 267-280.

（作者单位：[1]西北农林科技大学经济管理学院；
[2]陕西农村经济与社会发展协同创新研究中心）
（责任编辑：光　明）

How Does Farmland Fallow Affect Rural Households’ Income? An Empirical Analysis Based on the Panel Data Collected from 1240 Households in the Northwest Fallow Pilot Areas

Xie Xianxiong　Zhao Minjuan　Cai Yu　Deng Yue

Abstract: Based on the panel micro data of 1240 farmers in Gansu Province, this article uses a DID method to identify the impact of farmland fallow on farmers’ income by using fallow pilot policy in the seriously degraded ecological areas of Northwest China as a quasi-experiment, and further explores the mechanism and heterogeneity of this impact. The results show that the total annual income of farmers can be increased by 4978 Yuan, an increase of 10.35%. This effect still exists after eliminating the fallow subsidy, but there are differences among different income groups, which can be characterized by “benefiting the rich but not benefiting the poor”. An analysis of the impact mechanism shows that farmland fallow improve the total household income mainly through two ways, a direct effect of raising transfer income and an indirect effect of raising off-farm income by squeezing out off-farm employments, and the contribution of increased off-farm income is the largest. Among them, the increase in off-farm income is mainly due to the increase of the number of migrant workers and income. Farmland fallow reduces crop income, but it is difficult to fully make up for this income loss through fallow subsidies. The increase of social security income and family gift income is the key to make up for the loss. Farmland fallow does not affect farmers’ asset income, and there is no agricultural structural adjustment to promote the increase of livestock income effect. This study also finds that the income-enhancing effects of fallow farmland can be varied among farmers with different levels of participation and with different human capital endowment.

Key Words: Rural Household’s Income; Income Structure; Farmland Fallow; Policy Effect; DID