

引用格式: 谢先雄, 邓悦, 刘霁瑶, 等. 休耕对农户非农就业的影响[J]. 资源科学, 2021, 42(2): 280-292. [Xie X X, Deng Y, Liu J Y, et al. Impact of fallow on off-farm employment of farmers[J]. Resources Science, 2021, 42(2): 280-292.] DOI: 10.18402/resci.2021.02.07

休耕对农户非农就业的影响

谢先雄^{1,2}, 邓悦^{1,2}, 刘霁瑶^{1,2}, 卢玮楠^{1,2}, 赵敏娟^{1,2}

(1. 西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100;

2. 陕西农村经济与社会发展协同创新研究中心, 杨凌 712100)

摘要: 随着农村剩余劳动力锐减及劳动力成本的不断攀升, 中国亟需提高农业生产技术与转变经营方式, 以释放更多农村劳动力。作为近年来在全国范围内快速推进的可持续农业经营方式, 休耕是否有助于促进劳动力非农转移就业, 已成为亟待解答的现实问题。为此, 本文基于中国西北休耕试点区 1240 户农户的实地调查数据, 综合运用多变量 Probit、SUR 回归、Heckman 两步法以及工具变量法等方法, 从就业决策、就业选择、就业强度以及就业收入 4 个方面, 较全面系统地检验了休耕对农户非农就业的影响, 并进一步考察了影响的异质性。研究结果表明: ①总体上, 休耕能提高农户非农就业的概率, 但作用空间十分有限, 且主要使农户倾向于选择非农经营; 休耕对农户非农就业强度的影响主要是提高了其非农就业时间, 而非就业人数, 农户外地务工人员之所以增加只是休耕促使其家庭内部劳动力由本地务工转向外地务工的结果; 休耕有利于增加农户非农总收入、外地务工收入和非农经营收入, 这主要通过提高相应的非农就业时间来实现。②异质性分析表明, 休耕参与程度对农户非农就业具有正向促进作用, 但只有将耕地全部参与休耕才能显著提高农户非农就业概率, 只有将家庭绝大多数耕地参与休耕才能显著提高农户非农就业强度和收入; 休耕有利于纯农户与 I 兼农户非农就业并增加非农收入, 对 II 兼农户无促进效果; 休耕显著提高了劳动力高龄组农户非农就业强度与收入, 对劳动力低龄组无影响, 且劳动力高教育组农户非农就业效果明显高于低教育组。本文不仅有助于填补已有文献的不足, 对完善休耕政策以推动农业劳动力非农转移就业也具有一定的经验参考价值。

关键词: 农地休耕; 农户非农就业; 就业选择; 就业强度; 就业收入; 工具变量; 西北休耕试点区

DOI: 10.18402/resci.2021.02.07

1 引言

改革开放以来, 大量农村劳动力从农业部门流向边际产品价值更高的非农部门, 推动了中国经济的持续高速增长。近年来, 随着中国经济进入转型升级的关键时期, 劳动力成本快速上升使中国经济发展不断面临新的挑战^[1]。有学者认为中国经济发展已进入刘易斯拐点阶段^[2], 人口红利逐渐消失^[3], 农村地区已不存在大量剩余劳动力^[4,5]。然而, 从农村人口城镇化、非农化进程来看, 尽管存在老龄化等结构问题, 但目前中国农业劳动力总体规模依然

庞大。2017 年中国农业劳动力为 2.09 亿, 虽远低于 1991 年的 3.91 亿和 2002 年的 3.66 亿, 但仅比 1978 年的 2.83 亿减少不到 27%^[6]。同年, 中国三大产业中第一产业劳动力占比 26.97%, 与同时期人地关系较为相似的日本(该比例为 3.49%)^[7]相比, 仍存在巨大的非农转移空间。面对规模如此庞大的农业劳动力以及快速上涨的劳动力成本, 转变农业生产经营方式并革新农业技术无疑是释放更多农村“剩余”劳动力、促进非农部门增长和经济结构转型的关键^[8]。为此, 本文将重点讨论其中一个方向, 即中

收稿日期: 2020-04-08 修订日期: 2020-06-05

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDA052); 农业部、财政部重点专项资金项目(CARS-07-F-1)。

作者简介: 谢先雄, 男, 湖南常宁人, 博士生, 研究方向为资源与环境经济、农业公共政策评价。E-mail: xiexianxiong@foxmail.com

通讯作者: 赵敏娟, 女, 陕西兴平人, 博士生导师, 教授, 研究方向为资源经济与环境管理。E-mail: minjuan.zhao@nwsuaf.edu.cn

2021年2月

国正实行的农地休耕的农业经营方式对农村劳动力非农就业的影响。

休耕就是为实现“藏粮于地”的目标,采用政策补偿引导并激励农户将过度使用的耕地在一定期限内退出农业生产,通过管护进行休养生息^[9],以保持土壤质量,逐步改善地力。作为一种可持续农业生产经营方式,它不仅有利于促进农业生态恢复与耕地永续利用,还能调节农产品市场和增强农业产业竞争力^[10,11]。那么,休耕何以能促进农户非农就业?从理论上讲,休耕主要通过让耕地休养生息挤出^①农户原本投入到农业生产中的劳动力来促进其非农转移就业。主要体现在:①挤出原本在农村只从事农业生产的劳动力转移于非农就业;②促进原本兼业务农的劳动力通过增加工作时间更专注于非农就业。中国自2016年开始休耕试点,经过近几年的不断推进,截至2019年底,休耕实施总面积达500万亩,覆盖生态严重退化区、地下水超采区以及土壤重金属污染区三大典型区域,涉及包括甘肃、云南、贵州、河北、黑龙江、新疆、湖南在内的共7个省近154万农村人口^②。从近两年全国休耕试点情况发布会来看,未来中国农地休耕规模和区域将不断扩展,涉及的参与农户数量也将进一步扩大。因此,在此背景下探讨休耕对农户非农就业的影响,对于进一步促进中国农村劳动力非农转移和非农部门经济增长具有现实意义。

然而,通过梳理文献发现,目前学界尚缺乏对休耕影响农户非农就业的关注。大量研究讨论并实证了农业机械化^[12-14]、土地细碎化^[8]等农业生产经营方式对农户非农就业的影响。但休耕的相关成果主要围绕农户休耕参与意愿及影响因素^[15-18]、休耕补偿标准与补偿政策^[19-21]、休耕政策满意程度^[22,23]、中国休耕制度构建与实施现状^[19,24-26]、发达国家或地区休耕经验总结^[27-29]等问题展开,鲜有文献分析休耕对农户非农就业的促进作用。仅王盼等^[30]分析了休耕对农村劳动力转移的影响,并肯定了其积极作用。该研究结论具有一定参考价值,但仍存在一些不足:研究内容上,仅注重探讨休耕对农户非农转移程度的影响,未涉及农户非农转移就业的决策、选择、强度以及收入等问题,对非农转移就业的刻

画与考察不够全面、深入;研究方法上,一是未考虑内生性问题,以家庭休耕面积为核心解释变量,忽视了农户参与休耕可能存在的自选择(如原本非农就业能力强、程度高的农户更倾向于将家中大部分耕地参与休耕),导致估计结果可能存在偏误;二是以主观测算的衡量劳动力数的因变量,难以准确、真实地反映休耕促进非农转移的实际效果。鉴于此,本文基于西北休耕试点区1240个农户微观调查数据,运用多种实证模型及工具变量法,识别并克服农户参与休耕可能存在的自选择而导致的内生性问题,从就业决策、就业选择、就业强度以及就业收入4个方面较全面地探究了休耕对农户非农就业的影响,并进一步考察了影响的异质性。本文不仅有助于弥补已有文献的不足,同时对进一步推进休耕政策、促进农村释放“剩余”劳动力和推动城镇化与非农部门发展具有重要意义。

2 数据、变量与描述性统计

2.1 数据说明

2019年10—11月,本文项目组对西北休耕试点区——甘肃省开展了农村入户调查。甘肃省不仅是全国第一批试点休耕政策的三大区域之一,也曾是全国典型的深度贫困区。该省整体经济发展水平不高,农村非农产业不发达,农民非农就业机会较少、收入低,农村剩余劳动力多。因此,以该省为研究区探讨休耕对农户非农就业的影响具有一定典型性。本次调查采取分层和随机抽样相结合的方法来获取样本数据,具体而言,依据甘肃省休耕具体情况,在第二批试点(2017—2019年)的10个试点县中随机选取了4个县为调研区,每个样本县随机选取一定数量的休耕样本镇,每个样本镇各选取一定数量的休耕与非休耕村,最后在每个样本村随机选取25~30个农户进行入户调查。本次调研共涉及甘肃省4个市4个县7个乡镇48个行政村,具体研究区区位及样点村分布情况见图1。调查问卷主要包括农户非农就业(决策、选择和强度)情况、休耕参与情况、户主个人及家庭基本信息以及村庄特征等内容。本次调查累计发放问卷1300份,回收有效问卷1240份,有效率为95.38%,剔除休耕实施前两年已成为非农户的样本,用于本文研究的农户样

① 文中“挤出”一词并非指“挤出效应”,而是指因土地休耕,农户原本投入农业生产中劳动力部分或全部被迫闲置出来。

② 根据中国2018年农村人均耕地面积(3.25亩)计算所得,数据参照《中国农村统计年鉴2019》。

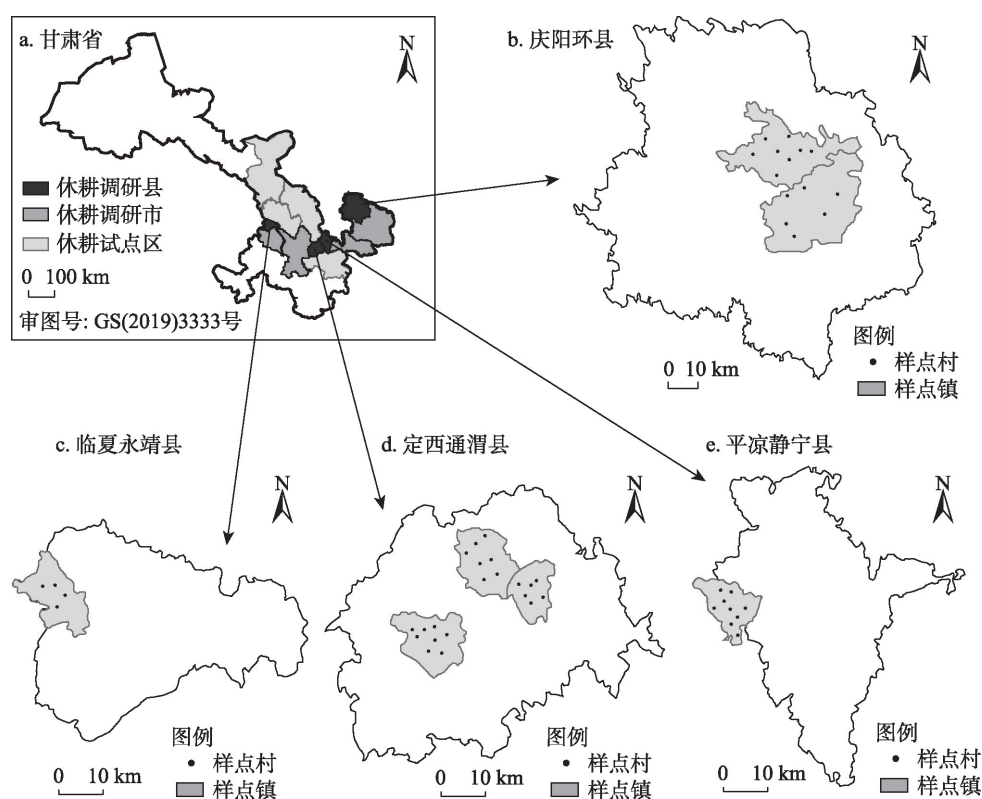


图1 研究区区位和样本村分布

Figure 1 Location of the study sites and distribution of the sampling villages

本共1208份(其中休耕户问卷605份,非休耕户问卷603份),整体样本代表性良好。

2.2 变量选择与说明

(1)被解释变量。农户非农就业是本文关注的被解释变量,它主要包括非农就业决策、非农就业选择、非农就业强度和非农就业收入。其中,非农就业决策是指农户是否从事非农就业,若受访农户家中有成员从事非农工作,赋值为1,否则为0。非农就业选择是指农户家庭成员选择从事的不同非农就业类型,本文将非农就业工作具体划分为非农经营、本地务工和外地务工^③3类,同一农户因具有不同劳动力,可同时选择从事不同的非农就业。若农户有家庭成员从事非农经营则“非农经营”赋值为1,否则为0;若有家庭成员在本地务工则“本地务工”赋值为1,否则为0;“外地务工”赋值同理。非农就业强度是指家庭成员从事非农就业的劳动力人数和时间,本文主要从总就业强度和各项非农就业强度两方面来考虑。非农就业收入是指农户从事非农工作年收入,本文同样从非农总收入和各项非

农就业收入两方面考虑。

(2)关键解释变量与工具变量。本文关键核心解释变量通过“本户是否为休耕户?”的问题来识别。取值为“1”表示“是休耕户”,取值为“0”表示“非休耕户”。为检验农户休耕是否为内生变量,需寻找一个与是否参与休耕高度相关,但又不直接影响农户非农就业的外生变量。借鉴既有文献通常依据同侪效应(即个体的经济社会结果往往受到所在集体的某个要素的影响),使用县级层面或者村级层面的集聚数据作为微观层面解释变量的工具变量的经验^[31-33]。同时,考虑到休耕政策试点是以乡、村委为单元,集中连片推进的实际情况^[34]。本文采用同村其他农户参与休耕的耕地面积占比作为工具变量。一方面,逻辑上,同村其他农户参与休耕的耕地规模越大,该农户参与休耕的可能性越高;另一方面,尚无证据表明同村其他农户参与休耕的耕地面积占比与该农户非农就业相关。

(3)控制变量。关于农户非农就业影响因素分析的研究成果十分丰富,结合已有文献^[35-39],本文主

③ 在本文中,将农户在户籍所在县域范围内从事非农务工界定为本地务工,将农户在户籍所在县以外地区务工则界定为外地务工。

2021年2月

要从户主个体特征、家庭特征和村庄特征3个方面选取可能影响农户非农就业的变量。具体包括:户主性别、年龄、受教育年限、自评健康状况、亲兄妹数量、家庭规模、劳动力人数、家庭赡养比、是否村干部、是否患慢性病户、经营耕地面积、村道路交通情况、村相对收入水平等共13个控制变量。

2.3 描述性统计

(1) 农户非农就业决策与选择

由表1可知,农户从事非农就业的比例较高,其中又以外地务工为主,其次是本地务工,非农经营比例最低。休耕户与非休耕户在非农就业决策和

选择上的差异表现在:①休耕户从事非农就业和选择非农经营的比例均略高。从事非农就业和选择非农经营的休耕户为77.85%和5.12%,比非休耕户分别高1.57%和1.81%。②休耕户选择本地务工和外地务工的比例略低,但与非休耕户相差甚小。

(2) 农户非农就业人数与时间安排

表2为农户非农就业人数和时间的组间差异。从非农就业人数来看,平均每个休耕户家庭有1.353个劳动力非农就业,与非休耕户情况相差不大,仅在外地务工人数方面显著高于非休耕户。从非农就业时间来看,休耕户从事非农工作的平均工作时间为12.811个月,比非休耕组高0.835个月。整体上,在非农就业人数上,休耕户与非休耕户较为一致,但在非农就业时间上,休耕户高于非休耕户。

(3) 农户非农就业收入

表3为农户非农收入的组间差异。可知,农户平均非农总收入为4.249万元,其中以外地务工收入为主(2.480万元),其次是本地务工收入(1.542万元),非农经营收入最低(仅0.226万元)。休耕农户年非农总收入为4.422万元,比非休耕组高出0.347万元。总体来说,除本地务工收入无显著差异外,

表1 农户非农就业比例的组间差异

Table 1 Group differences in the proportion of farmers' off-farm employment

非农就业选项	总样本 (A)	休耕组 (B)	非休耕组 (C)	休耕组与非休耕组比例之差 (B-C)
非农就业/%	77.06	77.85	76.28	1.57*
非农经营/%	4.22	5.12	3.31	1.81*
本地务工/%	39.32	39.17	39.46	-0.29
外地务工/%	45.28	45.12	45.43	-0.31

注:*表示在10%水平上显著。

表2 农户非农就业人数和时间的组间差异

Table 2 Group differences in the number and duration of off-farm employment of farmers

非农就业人数/时间	总样本均值(A)	休耕组均值(B)	非休耕组均值(C)	休耕组与非休耕组均值之差(B-C)
非农就业总人数/人	1.337	1.353	1.321	0.031
非农经营人数/人	0.061	0.069	0.053	0.016
本地务工人数/人	0.605	0.596	0.613	-0.016
外地务工人数/人	0.671	0.687	0.655	0.032*
非农就业总时间/月	12.394	12.811	11.975	0.835**
非农经营时间/月	0.602	0.744	0.459	0.285*
本地务工时间/月	4.975	5.025	4.923	0.101
外地务工时间/月	6.816	7.040	6.592	0.448**
样本数/个	1208	605	603	-

注:***、**、*表示在1%、5%、10%水平上显著,下同。

表3 农户非农就业收入的组间差异

Table 3 Group differences of off-farm employment income of farmers

非农就业选项	总样本均值(A)	休耕组均值(B)	非休耕组均值(C)	休耕组与非休耕组均值之差(B-C)
非农就业总收入/万元	4.249	4.422	4.075	0.347*
非农经营收入/万元	0.226	0.304	0.147	0.156**
本地务工收入/万元	1.542	1.528	1.556	-0.028
外地务工收入/万元	2.480	2.590	2.370	0.219**
样本数/个	1208	605	603	-

其他非农收入休耕农户显著高于非休耕农户。

综上,统计结果表明休耕并没有提高农户的非农就业决策与选择的概率,也没有促进农户增加非农就业劳动力人数,却显著提高了农户非农就业时间和收入,且主要体现在促进农户增加外地务工和非农经营的时间和收入上。由此可初步判定,休耕提高农户的非农收入,主要源于增加了农户非农就业时间而非就业人数。

3 模型设定与估计策略

3.1 计量模型

为实证检验休耕对农户非农就业决策的影响,本文设定如下计量方程:

$$ED_i = \alpha_0 + \delta Fallow_i + X_i \alpha_1 + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中: ED_i 表示农户*i*的非农就业决策变量, $ED_i=1$ 表示非农就业, $ED_i=0$ 表示未非农就业; $Fallow_i$ 表示该农户是否参与休耕, $Fallow_i=1$ 为参与休耕, $Fallow_i=0$ 为不参与休耕; X_i 是农户个体、家庭及村庄特征变量向量; α_0 、 α_1 、 δ 为待估参数; ε_i 为随机误差项。本文采用二元Probit方法进行实证估计。

为实证检验休耕对农户非农就业选择的影响,本文构建如下方程:

$$EC_i = \beta_0 + \gamma Fallow_i + X_i \beta_1 + \sigma_i \quad (2)$$

式中: EC_i 表示农户*i*的3个非农就业选择变量; β_0 、 β_1 、 γ 为待估参数; σ_i 为随机误差项;其他变量的定义同(1)。农户作为一个完整的决策单元,家庭中不同劳动力的非农就业类型可能不同,且每个劳动力之间的非农就业选择也是同期相关的,一些观测不到的因素可能会同时影响不同劳动力间的非农就业选择(如能力较强的劳动力个体可能更倾向于选择非农经营或外地务工,能力弱的则选择本地务工)。因此,每个方程的误差可能同期相关。为此,本文采用多变量Probit进行实证估计。

为实证检验休耕对农户非农就业强度与非农就业收入的影响,本文构建如下回归方程:

$$EM_{it} = \pi_0 + \rho Fallow_i + X_i \pi_1 + \mu_i \quad (3)$$

式中: EM_{it} 表示农户各项非农就业强度或收入; π_0 、 π_1 、 ρ 为待估参数; μ_i 为随机误差项。同式(2)相似,由于农户总的非农就业劳力(时间)一定,所以

在不同非农就业选择上的强度(人数或时间)分配是同期相关的,进而导致各项非农收入也同期相关。因此,采用似不相关回归(SUR)估计休耕对农户各项非农就业强度(人数或时间)与收入的影响。

进一步,为估计休耕地农户非农就业总强度(总人数或总时间)与总收入的影响,本文构建如下方程:

$$EM_{2i} = \psi_0 + \lambda Fallow_i + X_i \psi_1 + \omega_i \quad (4)$$

式中: EM_{2i} 表示农户非农就业总强度或总收入; ψ_0 、 ψ_1 、 λ 为待估参数; ω_i 为随机误差项。由于很多农户家庭并无非农就业,故直接对休耕影响非农就业总强度或总收入进行估计可能会导致样本选择偏误问题。为此,本文拟采用Heckman两阶段选择模型进行实证估计。其中,方程(4)与方程(1)构成两个相关联的选择决策过程,且两方程中所被控制的协变量基本一致,区别在于方程(1)至少包含一个不在方程(4)中出现的控制变量,该控制变量理论上对 ED_i 有直接影响,但对 EM_{2i} 没有直接影响,该变量被称为排除性限制变量。

3.2 内生性检验与估计策略

作为初步判断,本文首先对比分析了各控制变量的组间差异(表4)。若组间差异显著,则需要控制这些变量,且还可能意味着存在内生性问题^[39]。由表4可知,除户主自评健康、家庭赡养抚养占比、经营耕地面积以及村道路交通情况4个控制变量的组间差异显著外,绝大多数变量的绝对差异并不大。在控制上述协变量后,各方程是否存在内生性?进一步,本文采用工具变量法进行了内生性检验^④。由检验结果可知,除非农就业总时间、外地务工时间和非农就业总收入3个方程,其他13个方程均不能拒绝不存在内生性的原假设,即绝大部分回归方程并不受内生性问题困扰。后文将结合工具变量法对以上3个可能存在内生性的方程进行估计。

4 实证检验

4.1 休耕对非农就业决策与选择的影响

为反映估计结果的稳健性,表5同时汇报了运用OLS和Probit的回归结果,其中主要依据Probit回归的结果进行解释。从非农就业决策来看,两种估计结果均显示,休耕能显著提高农户非农就业的

④ 在进行内生性检验前,对工具变量进行了相应的弱工具变量检验,检验结果显示Kleibergen-Paap统计量介于1149.750~1158.006之间,均超过了Stock-Yogo 10%偏误下的临界值16.38,即可拒绝弱工具变量的假设。受篇幅限制,未汇报内生性检验结果。

2021年2月

表4 控制变量说明及其组间差异

Table 4 Description of control variables and differences between groups

变量类型	变量名称	变量说明	休耕组均值 (A)	非休耕组均值 (B)	两组均值之差 (A-B)
个体特征	性别	户主性别:男=1,女=0	0.780	0.802	-0.022
	年龄	户主实际年龄/岁	51.492	52.122	-0.630
	受教育程度	户主实际受教育年限/年	5.833	5.817	0.015
	户主自评健康	户主自评身体健康状况:1=很不好,2=不好,3=一般,4=比较好,5=非常好	3.218	3.306	-0.088*
家庭特征	兄弟姐妹数量	户主兄弟姐妹个数/人	4.404	4.444	-0.039
	家庭规模	家庭总人口数量/人	5.887	5.799	0.088
	劳动力人数	家庭总劳动力个数/人	2.763	2.882	-0.118
	家庭赡养抚养占比	家庭赡养和抚养人数占总人口数比重	0.356	0.336	0.020*
	是否村干部户	家中是否有成员为村干部:0=否,1=是	0.071	0.069	0.001
	是否患慢性病户	家中是否有人患慢性病:0=否,1=是	0.442	0.407	0.035
	经营耕地面积	家庭实际经营耕地总面积/亩	9.824	14.050	-4.226***
村庄特征	村道路交通情况	所在行政村的道路交通条件:1=很不好,2=不好,3=一般,4=比较好,5=很好	3.833	3.759	0.073*
	村相对收入状况	所在行政村人均收入邻村的情况:1=收入很低,2=收入较低,3=一般,4=收入较高,5=收入很高	2.680	2.759	-0.078

表5 休耕对农户非农就业决策与选择的影响

Table 5 Influence of fallow on the decision making and choice of farmers' off-farm employment

	非农就业	非农经营	本地务工	外地务工	非农就业	非农经营	本地务工	外地务工
	OLS	OLS	OLS	OLS	二元Probit	多变量Probit		
是否休耕	0.011*(0.006)	0.020*(0.012)	-0.030(0.028)	0.030(0.027)	0.034*(0.019)	0.022*(0.012)	-0.030(0.028)	0.023(0.027)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R ² /χ ² (p值)	0.3660	0.0250	0.1119	0.1642	0.4515	470.33(0.000)		
无同期相关检验	-	-	-	-	-	chi ² (3)=283.926(Pr = 0.000)		
样本数	1208	1208	1208	1208	1208	1208		

注:表中“是否休耕”变量的系数均为边际效应值;括号中均为回归系数标准误,下同。

概率,但提高的幅度较小(仅为0.034),这说明休耕促进农户从事非农工作作用有限。可能的解释是,休耕实施前当地非农就业的比例已经很高,而那些原本未从事非农工作的农户大多数为缺乏青壮年劳动力的老、弱型家庭,休耕再促进这些农户非农就业的概率较低。从非农就业选择来看,两种估计结果均显示,休耕能够显著促进农户选择非农经营,而对选择本地务工和外地务工无显著影响。多变量 Probit 回归结果显表明,“无同期相关”检验拒绝了随机误差项相互独立的原假设。与非休耕户相比,参与休耕使农户选择非农经营工作的概率提高了0.022(增幅为60.46%),增幅相对较大。可能的原因是,相对于其他两类非农工作,农户原本从

事非农经营的比例低,休耕促进其非农经营的概率空间相对更大。总言之,休耕难以提高农户非农就业概率,但对农户选择非农经营有促进作用。

4.2 休耕对非农就业强度的影响

本文主要从就业人数与时间两个维度来分析休耕对农户非农就业强度的影响。同理,为考察实证结果的稳健性,同时汇报了使用 OLS、Heckman 以及 SUR 模型的回归结果(表6、表7)。从非农就业人数来看(表6),无论采用哪种回归方法,休耕对农户家庭非农就业总人数不存在显著影响,但从各类非农就业的人数来看,休耕对农户外地务工人数有显著正向影响,对本地务工人数影响为负但不显著。这在一定程度上说明,休耕总体上不会促进农

表6 休耕对农户非农就业人数的影响

Table 6 Impact of fallow on the number of off-farm employment of farmers

	非农就业总人数	非农经营人数	本地务工人数	外地务工人数	非农就业总人数	非农经营人数	本地务工人数	外地务工人数
	OLS	OLS	OLS	OLS	Heckman	SUR		
是否休耕	0.040(0.040)	0.020(0.019)	-0.067(0.049)	0.088*(0.046)	0.017(0.042)	0.020(0.019)	-0.070(0.048)	0.090**(0.046)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
$R^2/\chi^2(p\text{值})$	0.5707	0.0204	0.1740	0.2264	402.89(0.000)	0.0203	0.1705	0.2252
Mills 比率	-	-	-	-	0.456*** (0.104)	-	-	-
无同期相关	-	-	-	-	-	$\chi^2(3)=499.622(Pr=0.000)$		
样本数	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208

注:Heckman 两步法输出结果为第二步估计结果,下同。

表7 休耕对农户非农就业时间的影响

Table 7 Effect of fallow on off-farm employment duration of farmers

	非农就业总时间	非农经营时间	本地务工时间	外地务工时间	非农就业总时间	非农经营时间	本地务工时间	外地务工时间
	OLS	OLS	OLS	OLS	IV-Heckman	IV-SUR		
是否休耕	1.106*** (0.421)	0.326*(0.197)	-0.296(0.451)	1.076** (0.486)	1.065** (0.473)	0.327*(0.196)	-0.324(0.449)	1.093** (0.483)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
$R^2/\chi^2(p\text{值})$	0.5650	0.0211	0.1837	0.2371	443.39(0.000)	0.0211	0.1800	0.2360
Mills 比率	-	-	-	-	4.260*** (1.181)	-	-	-
无同期相关	-	-	-	-	-	$\chi^2(3)=446.131(Pr=0.000)$		
样本数	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208

户额外增加非农就业劳动力数,只是推动农户将家庭本地务工劳动力转向于外地务工。根据SUR回归结果,这种转换在平均意义上使得农户外地务工人数增加了近0.1人,增幅近15%。

上文指出农户非农就业时间方程中存在内生性问题,对此在Heckman两阶段回归和SUR回归基础上进行了工具变量回归,结果见表7。从非农就业时间来看,休耕显著增加农户家庭非农就业总时间,且主要体现在显著增加了非农经营时间和外地务工时间。休耕对农户本地务工时间影响为负,但并未通过显著性检验。根据IV-Heckman两阶段回归结果,平均意义上,休耕使得农户从事非农就业的总时间增加了1.065个月,上升幅度达8.89%。从IV-SUR回归结果来看,休耕使农户从事非农经营时间、外地务工时间平均分别增加了0.327个月、1.093个月,增幅达72.24%和16.58%。由此可知,休耕增加了农户外地务工较大的时间绝对量和非农经营较大的时间相对量。整体上,休耕对非农就业强度的影响主要是提高了农户非农就业时间,而非就业人数,且主要提高了外地务工时间和非农经营时间,外地务工人数之所以增加是休耕促使农户家庭

内部劳动力由本地务工转向外地务工的结果。

4.3 休耕对非农就业收入的影响

表8为休耕对农户非农就业收入影响的回归结果。针对内生性问题,本文在Heckman两阶段回归基础上采用工具变量法进行估计。由结果可知,休耕显著正向影响农户非农总收入、非农经营收入与外地务工收入,对本地务工收入影响不显著。从IV-Heckman结果来看,休耕使得农户家庭非农总收入平均提高了0.510万元,增幅达12.51%,若不考虑内生性问题,结果将被低估。根据SUR回归结果,平均意义上,休耕主要使得农户非农经营收入、外地务工收入分别增加了0.177万元和0.452万元,增幅分别为120.41%和18.82%。结合上文可知,休耕主要通过增加农户相应的非农就业时间,来提高其总非农收入、非农经营收入和外出务工收入。

5 异质性分析

上文从就业决策、就业选择、就业强度和就业收入4个方面分析了休耕对农户非农就业的影响,但回归结果仅能反映影响的总体平均效应,难以反映影响可能存在的异质性问题。一方面,对于休耕参与程度不同,可能挤出农户的劳动力数量或时间

2021年2月

表8 休耕对农户非农就业收入的影响

Table 8 Impact of fallow on off-farm employment income of farmers

	非农就业总收入	非农经营收入	本地务工收入	外地务工收入	非农就业总收入	非农经营收入	本地务工收入	外地务工收入
	OLS	OLS	OLS	OLS	IV-Heckman	SUR		
是否休耕	0.487*** (0.177)	0.177** (0.082)	-0.137 (0.150)	0.446** (0.188)	0.510** (0.209)	0.177** (0.081)	-0.147 (0.149)	0.452** (0.016)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R ² /χ ² (p 值)	0.4698	0.0270	0.1678	0.2227	310.96 (0.000)	0.0270	0.1635	0.2218
Mills 比率	-	-	-	-	1.569*** (0.529)	-	-	-
无同期相关	-	-	-	-	-	chi ² (3)=312.045 (Pr = 0.000)		
样本数	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208

的规模不同,从而导致休耕对农户非农就业不同影响。已有研究表明,不同休耕面积对农户劳动力非农转移的影响存在差异^[30]。另一方面,农户分化已成为中国农村的普遍现象,分化使得农户社会经济地位产生差异,由同质性的经营农业户向经营农工商转变,形成纯农户、兼业户等不同类型的农户群体。不同类型农户群体的家庭资源禀赋与土地依赖程度不同,投入到农业生产的劳动力数量与质量也存在区别,进而导致休耕对其非农就业影响情况也会存在异质性。此外,人力资本是农户重要禀赋资源,也是影响农户非农就业关键要素^[40,41],对于非农就业机会获取、就业概率、职业选择以及非农收入等存在重要作用^[42]。因此,本文将从休耕参与程度、农户分化类型和人力资本3个角度,采用分组回归探讨休耕影响农户非农就业的异质性^⑤。

5.1 休耕参与程度异质性

本文以休耕面积占家庭承包耕地总面积比重来衡量农户休耕参与程度,按休耕地占比≤50%、介于50%~100%之间、等于100%,划分为休耕参与程度“低”“中”“高”3组,并在各组纳入非休耕户样本的基础上进行分组回归,回归结果见表9。由结果可知,随着参与程度的提高,休耕促进农户非农就业可能性、就业人数、就业时间以及就业收入的效应也随之增大,其中非农就业决策仅在高参与组通过检验,非农就业人数、就业时间和就业收入在中、高参与组通过了检验。这说明,只有将耕地全部参与休耕才能有效提高农户非农就业概率,只有将家庭50%以上的耕地参与休耕才能有效提高农户非农就业强度和收入。从高休耕参与组来看,耕地全部休耕平均能提高8.40%的非农就业概率,平均增

表9 不同参与程度下休耕影响农户非农就业的分组回归

Table 9 Impact of fallow on off-farm employment of farmers by the degree of participation in farmland fallow

	休耕参与程度	是否休耕	控制变量	R ²	样本数
非农就业决策	低	0.004(0.026)	是	0.4358	842
	中	0.043(0.029)	是	0.4294	801
	高	0.084*** (0.032)	是	0.4265	771
非农就业人数	低	0.040(0.054)	是	0.5434	842
	中	0.134** (0.061)	是	0.5546	801
	高	0.125* (0.064)	是	0.5566	771
非农就业时间	低	0.057(0.546)	是	0.5530	842
	中	1.744*** (0.620)	是	0.5549	801
	高	2.480*** (0.661)	是	0.5539	771
非农就业收入	低	0.087(0.229)	是	0.4576	842
	中	0.790*** (0.257)	是	0.4712	801
	高	0.864*** (0.260)	是	0.4894	771

⑤ 为简化分析,并考虑到样本有限性与结果稳健性,本文仅就非农就业决策、就业总强度(总人数和总时间)和就业总收入开展影响的异质性分析,对各项非农就业选择在此不再作深入探讨。

加非农劳动力0.125个,增加非农就业时间2.480个月,增加非农就业收入0.864万元,促进农户非农就业的效果在所有组别中最大。

5.2 农户分化类型异质性

参考国家统计局对农户类型的指标定义,本文将所调研农户按休耕实施前(2016年)家庭农业收入占比 $\geq 80\%$ 、介于 $50\% \sim 80\%$ 之间(含 50%)、介于 $0\% \sim 50\%$ 之间(不含 0%)划分为纯农户、I兼农户(农业兼业户)、II兼农户(非农兼业户)^⑥,并进行分组回归,结果见表10。由结果可知,休耕平均使纯农户的非农概率显著提高了23.00%,增幅较大;使纯农户非农就业人数显著增加了0.391个劳动力,使纯

农户和I兼农户显著增加3.432和3.909个月的非农工作时间以及1.032和1.493万元的非农收入。总体而言,休耕主要显著促进纯农户和I兼农户的非农就业,对II兼农户无促进作用或促进作用较小,且均未通过显著性检验。

5.3 人力资本禀赋异质性

劳动力的年龄和受教育程度是反映农户家庭人力资本禀赋状况的重要指标。参照已有研究^[39],本文主要从家庭劳动力平均年龄与受教育程度两个维度,分析休耕影响农户非农就业可能存在的异质性(表11)。本文将样本农户按家庭劳动力平均年龄 < 50 岁和 ≥ 50 岁划分为低年龄和高年龄两组,

表10 不同农户分化类型下休耕影响农户非农就业的分组回归

Table 10 Regression results of farmers' off-farm employment and farmland fallow by different types of farming household

	休耕前农户类型	是否休耕	控制变量	R ²	样本数
非农就业决策	纯农户	0.230*** (0.033)	是	0.5400	310
	I兼农户	0.045 (0.066)	是	0.3489	129
	II兼农户	0.060 (0.040)	是	0.5236	769
非农就业人数	纯农户	0.391*** (0.085)	是	0.6126	310
	I兼农户	0.128 (0.130)	是	0.5574	129
	II兼农户	-0.101 (.059)	是	0.5563	769
非农就业时间	纯农户	3.432*** (0.867)	是	0.6289	310
	I兼农户	3.909*** (1.429)	是	0.5287	129
	II兼农户	-0.179 (0.523)	是	0.5556	769
非农就业收入	纯农户	1.032*** (0.397)	是	0.5144	310
	I兼农户	1.493** (0.606)	是	0.4175	129
	II兼农户	0.077 (0.214)	是	0.4719	769

表11 不同人力资本禀赋下休耕影响农户非农就业的分组回归

Table 11 Regression results of farmers' off-farm employment and farmland fallow under different human capital endowments

年龄分组	非农就业决策		非农就业总人数		非农就业总时间		非农就业总收入	
	低年龄	高年龄	低年龄	高年龄	低年龄	高年龄	低年龄	高年龄
是否休耕	0.029 (0.019)	0.046 (0.041)	0.002 (0.048)	0.115* (0.061)	0.644 (0.517)	1.936*** (0.521)	0.345 (0.224)	0.727*** (0.205)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.3713	0.4633	0.5275	0.5930	0.5294	0.6324	0.4266	0.5790
样本数	866	342	866	342	866	342	866	342
教育分组	非农就业决策		非农就业总人数		非农就业总时间		非农就业总收入	
	低教育	高教育	低教育	高教育	低教育	高教育	低教育	高教育
是否休耕	0.021 (0.023)	0.062** (0.028)	0.018 (0.046)	0.116 (0.080)	0.844* (0.465)	2.031** (0.898)	0.268 (0.190)	1.224*** (0.391)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.4276	0.6122	0.5579	0.5985	0.5605	0.5721	0.4601	0.5020
样本数	885	323	885	323	885	323	885	323

⑥ 本文所使用样本已剔除了非农户样本(详见数据来源),故此处对农户类型的划分已忽视非农户。

2021年2月

按家庭劳动力平均受教育程度<9年和≥9年划分为低教育和高教育两组,分别进行分组回归。从劳动力平均年龄来看,休耕对农户非农就业决策、就业强度和就业收入影响的系数,高年龄组均大于低年龄组,但仅对非农就业人数、就业时间和就业收入影响的高年龄组系数通过了显著性检验。这说明,休耕能增加高年龄劳动力组农户的非农就业人数、就业时间和就业收入。可能的解释是,当前农村绝大多数青壮年劳动力已进城务工,老年劳动力成为留守于农村从事农业生产的主力军,休耕更易于提高高年龄劳动力农户群体非农就业人数和时间,并进一步促进这类农户增加非农收入。从劳动力受教育程度来看,休耕对农户非农就业决策、就业强度和就业收入影响的回归系数,高教育组均大于低教育组,且大部分通过显著性检验。说明休耕更倾向于促进劳动力平均受教育程度高的农户群体非农就业,这与高教育农民更倾向于非农就业^[40]和更容易获得更高非农报酬^[43]的研究结论相一致。

6 结论与启示

6.1 结论

基于西北休耕试点区1240个农户试点调查数据,本文运用多种实证模型以及工具变量法,从就业决策、就业选择、就业强度以及就业收入4个方面较全面系统地分析了休耕对农户非农就业的影响,并进一步从休耕参与程度、农户分化类型与人力资本禀赋3个维度考察了影响的异质性。研究发现:

(1)总体上看,休耕能提高农户非农就业的可能性,但作用空间十分有限,且仅有助于提高其选择非农经营的概率;休耕对非农就业强度的影响主要促进农户增加了非农就业时间,而非就业人数,具体是增加了农户外地务工时间和非农经营时间,促使农户将家庭内部劳动力由本地务工转向外地务工;休耕有利于增加农户非农总收入、外地务工收入和非农经营收入,主要是通过提高相应的非农就业时间来实现。

(2)休耕对农户非农就业的影响在休耕参与程度、农户分化类型以及人力资本禀赋上均存在重要异质性。具体而言,只有将耕地全部参与休耕才能有效提高农户非农就业概率,只有将家庭一半以上耕地参与休耕才能有效提高农户非农就业强度和

收入;休耕主要促进纯农户和I兼农户非农就业,并提高非农收入,对II兼农户无显著促进作用;休耕显著提高了劳动力高年龄组农户群体非农就业强度与收入,对低年龄组则无影响,且劳动力高教育组农户非农就业效果明显高于低教育组。

6.2 启示

本文研究结论表明,休耕只是通过提高农户外地务工时间和非农经营时间来增加家庭非农收入,这表明休耕对促进农村劳动力非农转移与农户增收具有一定的积极作用。但也应该看到,休耕对提高农户非农就业概率的作用空间十分有限,也难以增加非农就业劳动力人数。因此,为更好地发挥休耕对农户非农就业的促进作用,本文具有如下政策启示:

(1)继续推进连片规模化休耕,在自愿原则基础上鼓励农户将家中绝大多数耕地参与休耕,同时要确保休耕补偿的及时、足额发放,并做好休耕地管护,以此降低休耕户非农就业的后顾之忧。

(2)鉴于现实中纯农户与I兼业农户休耕意愿相对较低、但休耕非农促进效应相对较高的特点,应重点针对这两类农户群体强化休耕宣传教育,提高他们的休耕参与意愿,并做好相应的非农就业引导与扶持。

(3)考虑到当下农村人口因高龄化和受教育水平低而呈现的人力资本老弱化特点,在耕地休耕期间应针对休耕户开展必要的非农技能培训,以期通过提高农户人力资本禀赋,增强其非农就业能力。

参考文献(References):

- [1] 李政,刘丰硕.最低工资标准与城市企业家精神[J].工业技术经济,2019,38(10):107-119.[Li Z, Liu F S. Minimum wage and urban entrepreneurship[J]. Journal of Industrial Technology Economics, 2019, 38(10): 107-119.]
- [2] 陈春良.日本、韩国与台湾地区农地整治的主要做法与政策启示[N].中国经济时报,2016-11-07(005).[Chen C L. Main Practices and Policy Implications of Farmland Remediation in Japan, South Korea and Taiwan of China[N]. China Economic Times, 2016-11-07(005).]
- [3] 张奕芳.互联网贸易红利能否弥补人口红利?基于福利效应的内生贸易模型及中国经验[J].国际贸易问题,2018,(7):15-27.[Zhang Y F. Can trade welfare gains from demographic dividend be replaced by gains from internet use? Endogenous trade model based on welfare effect and empirical study in China[J]. Journal of

- International Trade, 2018, (7): 15–27.]
- [4] Cai F, Wang M Y. A counterfactual analysis on unlimited surplus labor in rural China[J]. China & World Economy, 2008, 16(1): 51–65.
- [5] Zhang X, Yang J, Wang S. China has reached the Lewis turning point[J]. China Economic Review, 2011, 22(4): 542–554.
- [6] 国家统计局. 中国统计年鉴 2018[M]. 北京: 中国统计出版社, 2018. [National Bureau of Statistics. China Statistical Yearbook 2018[M]. Beijing: China Statistics Press, 2018.]
- [7] 盖庆恩, 方聪龙, 朱喜, 等. 贸易成本、劳动力市场扭曲与中国的劳动生产率[J]. 管理世界, 2019, 35(3): 64–80. [Gai Q E, Fang C L, Zhu X, et al. Trade cost, labor market distortion and labor productivity in China[J]. Management World, 2019, 35(3): 64–80.]
- [8] 纪月清, 熊鼎白, 刘华. 土地细碎化与农村劳动力转移研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(8): 105–115. [Ji Y Q, Xiong X B, Liu H. Land fragmentation and the transfer of rural labor[J]. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(8): 105–115.]
- [9] 谢先雄, 赵敏娟, 蔡瑜, 等. 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[J]. 中国农村经济, 2020, (11): 62–78. [Xie X X, Zhao M J, Cai Y, et al. 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[J]. Chinese Rural Economy, 2020, (11): 62–78.]
- [10] 赵其国, 滕应, 黄国勤. 中国探索实行耕地轮作休耕制度试点问题的战略思考[J]. 生态环境学报, 2017, 26(1): 1–5. [Zhao Q G, Teng Y, Huang G Q. Consideration about exploring pilot program of farmland rotation and fallow system in China[J]. Ecology and Environmental Sciences, 2017, 26(1): 1–5.]
- [11] 王志强, 黄国勤, 赵其国. 新常态下我国轮作休耕的内涵、意义及实施要点简析[J]. 土壤, 2017, 49(4): 651–657. [Wang Z Q, Huang G Q, Zhao Q G. Brief analysis on connotation, significance and implementing essentials of rotation fallow under new normal in China[J]. Soils, 2017, 49(4): 651–657.]
- [12] 周振, 马庆超, 孔祥智. 农业机械化对农村劳动力转移贡献的量化研究[J]. 农业技术经济, 2016, (2): 52–62. [Zhou Z, Ma Q C, Kong X Z. Quantitative research on the contribution of agricultural mechanization to the transfer of rural labor force[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2016, (2): 52–62.]
- [13] 周晓时. 劳动力转移与农业机械化进程[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017, 16(3): 49–57. [Zhou X S. Labor migration and agricultural mechanization[J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition), 2017, 16(3): 49–57.]
- [14] 李谷成, 李焯阳, 周晓时. 农业机械化、劳动力转移与农民收入增长: 孰因孰果?[J]. 中国农村经济, 2018, (11): 112–127. [Li G C, Li Y Y, Zhou X S. Agricultural mechanization, labor transfer and the growth of farmer's income growth: A re-examination of causality[J]. Chinese Rural Economy, 2018, (11): 112–127.]
- [15] 龙玉琴, 王成, 邓春, 等. 地下水漏斗区不同类型农户耕地休耕意愿及其影响因素: 基于邢台市 598 户农户调查[J]. 资源科学, 2017, 39(10): 1834–1843. [Long Y Q, Wang C, Deng C, et al. Fallow willingness of farmland of different types of peasant households and influencing factors in the groundwater funnel area in Xingtai City[J]. Resources Science, 2017, 39(10): 1834–1843.]
- [16] 曾黎, 杨庆媛, 廖俊儒, 等. 基于农户受偿意愿的休耕补偿标准探讨: 以河北样本户为例[J]. 资源科学, 2018, 40(7): 1375–1386. [Zeng L, Yang Q Y, Liao J R, et al. Fallow compensation based on farmer willingness to accept in Hebei[J]. Resources Science, 2018, 40(7): 1375–1386.]
- [17] 刘丹, 杨文杰, 巩前文. 重金属污染区农户休耕意愿的影响因素及其差异性分析: 基于湖南省 243 个农户的问卷调查[J]. 中国农业大学学报, 2019, 24(2): 215–227. [Liu D, Yang W J, Gong Q W. Influencing factors and differences analysis of farmers' fallow willingness in heavy metal contaminated area: Based on a questionnaire survey of 243 farmers in Hunan Province[J]. Journal of China Agricultural University, 2019, 24(2): 215–227.]
- [18] 柳荻, 胡振通, 靳乐山. 基于农户受偿意愿的地下水超采区休耕补偿标准研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(8): 130–139. [Liu D, Hu Z T, Jin L S. Study on compensation rate for fallow program in groundwater over-exploited area based on rural households' willingness to accept[J]. China Population, Resources and Environment, 2019, 29(8): 130–139.]
- [19] 吴萍, 王裕根. 耕地轮作休耕及其生态补偿制度构建[J]. 理论与改革, 2017, (4): 20–27. [Wu P, Wang Y G. Establishing system of ecological compensation for farmland rotation[J]. Theory and Reform, 2017, (4): 20–27.]
- [20] 张晶渝, 杨庆媛, 毕国华, 等. 农户生计视角下的休耕补偿模式研究: 以河北省平乡县为例[J]. 干旱区资源与环境, 2019, 33(5): 25–30. [Zhang J Y, Yang Q Y, Bi G H, et al. Research on fallow compensation model from the perspective of rural households' livelihood: A case study of Pingxiang County, Hebei Province[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2019, 33(5): 25–30.]
- [21] 俞振宁, 谭永忠, 茅铭芝, 等. 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[J]. 中国农村经济, 2018, (2): 109–125. [Yu Z N, Tan Y Z, Mao M Z, et al. The subsidy policies on fallow of farmland contaminated with heavy metals: A farmers' choice experiment and influencing factors analysis[J]. Chinese Rural Economy, 2018, (2): 109–125.]
- [22] 李佳欣, 杨庆媛, 胡涛. 休耕政策的农户满意度及其影响因素分析: 以甘肃省环县为例[J]. 地域研究与开发, 2019, 38(2): 158–162. [Li J X, Yang Q Y, Hu T. Satisfaction of rural household on the fallow policy and its influencing factors: A case study of Huanxian County in Gansu Province[J]. Areal Research and Development, 2019, 38(2): 158–162.]
- [23] 谭永忠, 练款, 俞振宁. 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[J]. 中国土地科学, 2018, 32(10): 43–50.

2021年2月

- [Tan Y Z, Lian K, Yu Z N. Research on farmers' satisfaction degree and its impact factors of heavy metal polluted farmland fallow [J]. *China Land Science*, 2018, 32(10): 43-50.]
- [24] 向慧, 杨庆媛, 陈展图. 基于推拉理论的中国休耕制度国情分析[J]. *农村经济*, 2019, (7): 34-40. [Xiang H, Yang Q Y, Chen Z T. Analysis of China's fallow system based on Push-Pull theory[J]. *Rural Economy*, 2019, (7): 34-40.]
- [25] 赵其国, 沈仁芳, 滕应, 等. 中国重金属污染区耕地轮作休耕制度试点进展、问题及对策建议[J]. *生态环境学报*, 2017, 26(12): 2003-2007. [Zhao Q G, Shen R F, Teng Y, et al. Pilot progress, problems and countermeasures on farmland rotation and fallow system in the heavy metal polluted region of China[J]. *Ecology and Environmental Sciences*, 2017, 26(12): 2003-2007.]
- [26] 吴宇哲, 许智钊. 休养生息制度背景下的耕地保护转型研究[J]. *资源科学*, 2019, 41(1): 9-22. [Wu Y Z, Xu Z Y. Study on the transformation of cropland protection under the background of rehabilitation system[J]. *Resources Science*, 2019, 41(1): 9-22.]
- [27] 谭永忠, 赵越, 俞振宁, 等. 代表性国家和地区耕地休耕补助政策及其对中国的启示[J]. *农业工程学报*, 2017, 33(19): 249-257. [Tan Y Z, Zhao Y, Yu Z N, et al. Subsidy policies on fallow of cultivated land in selected countries and regions and their enlightenment to China[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2017, 33(19): 249-257.]
- [28] 王茂林. 美国土地休耕保护计划的制度设计及若干启示[J]. *农业经济问题*, 2020, (5): 119-122. [Wang M L. The system design and some enlightenment of the US conservation reserve program [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2020, (5): 119-122.]
- [29] 黄兴国, 王占岐. 加拿大农地休耕政策实施现状及启发[J]. *改革与战略*, 2018, 34(1): 162-166. [Huang X G, Wang Z Q. Present situation of fallow system in Canada and its experience to China [J]. *Reform & Strategy*, 2018, 34(1): 162-166.]
- [30] 王盼, 阎建忠, 杨柳, 等. 轮作休耕对劳动力转移的影响: 以河北、甘肃、云南三省为例[J]. *自然资源学报*, 2019, 34(11): 2348-2362. [Wang P, Yan J Z, Yang L, et al. Effect of rotation fallow on labor transfer: A case study in three provinces of Hebei, Gansu and Yunnan[J]. *Journal of Natural Resources*, 2019, 34(11): 2348-2362.]
- [31] 陈云松. 逻辑、想象和诠释: 工具变量在社会科学因果推断中的应用[J]. *社会学研究*, 2012, 27(6): 192-216. [Chen Y S. Logic, imagination and interpretation: Application of instrumental variables in causal inference of social sciences[J]. *Sociological Research*, 2012, 27(6): 192-216.]
- [32] Rozelle S, Taylor J E, Debrauw A. Migration, remittances, and agricultural productivity in China[J]. *American Economic Review*, 1999, 89(2): 287-291.
- [33] 黄枫, 孙世龙. 让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育[J]. *管理世界*, 2015, (7): 71-81. [Huang F, Sun S L. Market allocation of farmland resources: Labor transfer and market development of farmland use right[J]. *Management World*, 2015, (7): 71-81.]
- [34] 中华人民共和国农业部. 关于印发探索实行耕地轮作休耕制度试点方案的通知[EB/OL]. (2016-06-29)[2020-04-08]. http://www.moa.gov.cn/nybg/b/2016/diqiqi/201711/t20171128_5921712.htm. [Ministry of Agriculture of the People's Republic of China. Issuing the Circular on Exploring and Implementing the Pilot Scheme of Cultivated Land Rotation and Fallow System[EB/OL]. (2016-06-29)[2020-04-08]. http://www.moa.gov.cn/nybg/b/2016/diqiqi/201711/t20171128_5921712.htm.]
- [35] 王丹, 黄季焜. 草原生态保护补助奖励政策对牧户非农就业生计的影响[J]. *资源科学*, 2018, 40(7): 1344-1353. [Wang D, Huang J K. Impact of grassland ecological compensation policy on household's off-farm livelihoods[J]. *Resources Science*, 2018, 40(7): 1344-1353.]
- [36] 辛岭, 蒋和平. 农村劳动力非农就业的影响因素分析: 基于四川省1006个农村劳动力的调查[J]. *农业技术经济*, 2009, (6): 19-25. [Xin L, Jiang H P. Rural labor force' non-agricultural employment and its impact factor analysis: Based on the survey of 1006 rural labors in Sichuan Province[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2009, (6): 19-25.]
- [37] 周波, 陈昭玖. 农内因素对农户非农就业的影响研究[J]. *农业技术经济*, 2011, (4): 19-24. [Zhou B, Chen Z J. The impact of agricultural factors on rural households' non-agricultural employment [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2011, (4): 19-24.]
- [38] 展进涛, 黄宏伟. 农村劳动力外地务工及其工资水平的决定: 正规教育还是技能培训: 基于江苏金湖农户微观数据的实证分析[J]. *中国农村观察*, 2016, (2): 55-67. [Zhan J T, Huang H W. The determinant factors of working outside the hometown and wages level: Formal education or skill training: An empirical analysis based on the survey data from Jinhu in Jiangsu Province[J]. *China Rural Survey*, 2016, (2): 55-67.]
- [39] 汪险生, 郭忠兴, 李宁, 等. 土地征收对农户就业及福利的影响: 基于CHIP数据的实证分析[J]. *公共管理学报*, 2019, 16(1): 153-168. [Wang X S, Guo Z X, Li N, et al. The impact of land acquisition on farmers' employment and welfare: An empirical analysis using CHIP data[J]. *Journal of Public Management*, 2019, 16(1): 153-168.]
- [40] 任国强. 人力资本对农民非农就业与非农收入的影响研究: 基于天津的考察[J]. *南开经济研究*, 2004, (3): 3-10. [Ren G Q. The influence of human capital on the employment of peasants outside agriculture and the income they can earn: Based on the investigation of Tianjin[J]. *Nankai Economic Studies*, 2004, (3): 3-10.]
- [41] 叶扬. 人力资本因素对农村劳动力流动影响的经济学分析: 基于2000-2008年东部和西部地区面板数据[J]. *华东理工大学学报(社会科学版)*, 2010, 25(6): 51-56. [Ye Y. Economic analysis on how human capital acts on the rural labor transfer: Based on the panel data of eastern and western area in China from 2000 to 2008[J]. *Journal of East China University of Science and Technology (Social Science Edition)*, 2010, 25(6): 51-56.]

- [42] 杨金凤, 史江涛. 人力资本对非农就业的影响: 文献综述[J]. 中国农村观察, 2006, (3): 74–79. [Yang J F, Shi J T. The influence of human capital on non-farm employment: A literature review[J]. China Rural Survey, 2006, (3): 74–79.]
- [43] 张艳华, 李秉龙. 人力资本对农民非农收入影响的实证分析[J]. 中国农村观察, 2006, (6): 9–16. [Zhang Y H, Li B L. Empirical analysis on the influence of human capital on farmer non-agricultural income[J]. China Rural Survey, 2006, (6): 9–16.]

Impact of fallow on off-farm employment of farmers

XIE Xianxiong^{1,2}, DENG Yue^{1,2}, LIU Jiyao^{1,2}, LU Weinan^{1,2}, ZHAO Minjuan^{1,2}

(1. College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China; 2. Collaborative Innovation Center of Rural Economy and Social Development, Yangling 712100, China)

Abstract: With the depletion of China's surplus rural labor force, it is urgent to reform agricultural operations to release rural labor. Farmland fallow is a sustainable agricultural operation mode, and whether fallow can help promote the transfer of labor force to non-agricultural operations has become a practical issue. Based on the field survey data of 1240 households in the Northwest fallow pilot area, this study used the multivariate Probit, seemingly unrelated regressions (SUR), Heckman two-step, and instrumental variable methods to systematically examine the impact of fallow on off-farm employment from the aspects of employment decision making, employment choice, employment intensity, and employment income, and further investigated the heterogeneity of the impacts. The results show that: (1) Fallow can improve the probability of farmers' off-farm employment, but the space of action is very limited, and the farmers tend to choose off-farm business. The impact of fallow on the intensity of farmers' off-farm employment is mainly to increase the available time for off-farm work, and is not to increase the number of off-farm workers. The number of migrant workers increased only because fallow promoted the labor force in their families to shift from local off-farm employment to working outside the home area. Fallow is conducive to increasing farmers' total off-farm income, migrant workers' income, and off-farm business income, which is mainly achieved by making more time available for corresponding off-farm activities. (2) The heterogeneity analysis shows that the degree of fallow participation has a positive role in promoting farmers' off-farm employment, but only when all the cultivated land of a household is involved in fallow can the off-farm employment probability of its members be significantly improved, and only when most of the cultivated land is involved in fallow can their off-farm employment intensity and income be improved. Fallow is beneficial for pure and type I part-time farmers' off-farm employment probability and income; and it improves farmers' off-farm employment intensity and income in the older age group, and has greater impact in the high education group than in the low education group.

Key words: farmland fallow; farmers' off-farm employment; employment choice; employment intensity; employment income; instrumental variable; Northwest fallow pilot area