

陈芳,苏洋,王迪,等.易地搬迁对不同就业方式农户的减贫效应——基于南疆四地州的实证分析[J].江苏农业科学,2021,49(14):19-25.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2021.14.004

易地搬迁对不同就业方式农户的减贫效应 ——基于南疆四地州的实证分析

陈芳¹,苏洋²,王迪³,夏咏²

(1. 新疆农业大学管理学院,新疆乌鲁木齐 830052; 2. 新疆农业大学经贸学院,新疆乌鲁木齐 830052;

3. 新疆财经大学工商管理学院,新疆乌鲁木齐 830012)

摘要:易地搬迁是实施精准扶贫方略的重要途径之一,其减贫机制在于显著改善外部资源环境、增加贫困人口的内生动力以及扩大收入来源等,实现贫困家庭的减贫脱贫。以南疆四地州 724 户农户为研究对象,利用倾向匹配得分法(PSM)以及异质性分析来探讨易地搬迁对贫困户的减贫效果。结果表明,易地搬迁对农户减贫具有极显著正向影响($P < 0.01$)。易地搬迁后,不同就业方式对减贫的影响存在异质性,以纯农业为主的就业方式对减贫有极显著的正向影响($P < 0.01$);兼业加农业为主的就业方式对减贫有负向影响,但影响并不显著;以打工为主的就业方式对减贫有负向影响。建议政府充分发挥政策优势,对易地搬迁农户继续加强政策扶持与引导,加强劳动力就业培训,促进收入多元化,实现贫困农户跨越式发展。

关键词:易地搬迁;减贫效应;南疆四地州;倾向匹配得分法(PSM);OLS 回归

中图分类号: F323.8 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2021)14-0019-07

易地搬迁是政府为了改善贫困户的生产生活条件,帮助贫困户脱贫致富,引导贫困户从资源条件匮乏地区向资源条件丰裕地区搬迁的一种扶贫方式。易地搬迁被认为是突破资源禀赋制约的一种重要手段。国务院于 2019 年 2 月发布了 2019 年中央一号文件《中共中央国务院关于坚持农业农村优先发展做好“三农”工作的若干意见》,文件中明确指出强化易地扶贫搬迁后续措施,着力解决重搬迁、轻后续帮扶问题,确保搬迁一户、稳定脱贫一户。新疆维吾尔自治区持续贯彻落实党中央精准扶贫精准脱贫方略,实施“七个一批”脱贫攻坚措施,把易地扶贫搬迁作为解决“一方水土养不起一方人”地区贫困群众脱贫问题的根本有效途径,聚焦深度贫困地区,取得了阶段性成效。截至 2019 年 12 月,新疆已全面完成“十三五”易地扶贫搬迁任务,共计搬迁 40 146 户 16.94 万人。搬迁扶贫政策贯彻实施这几年,从直观上看,易地搬迁户的生产生活条件得到了极大改善,搬迁农户在一定程度上

远离了荒漠化、盐碱化和沙化等自然灾害威胁,基础设施和公共服务设施得到进一步改善,易地搬迁户的住房、饮水、出行、子女上学、就医等突出问题都得到了很大缓解与改善,易地搬迁户幸福指数显著提升。但从另一方面来看,搬迁户对新环境不适应、缺乏可利用资源、搬迁后短期内无法找到替代生计资源等问题也普遍存在。

本研究以南疆四地州(喀什地区疏附县、和田地区于田县和皮山县、克州阿克陶县、阿克苏地区拜城县)易地搬迁户为研究对象,以非易地搬迁户为参照对象,分析易地搬迁对农户减贫的影响,以实证分析结果来反映易地搬迁政策实施的实际效果。

1 理论基础与研究假设

1.1 理论基础

学术界对易地搬迁的关注度一直较高,相关方面的研究也较多。但易地搬迁对减贫的影响机制如何,学者们的观点并不一致,大体分为 3 种。

一种观点认为,易地搬迁对农户减贫具有正向促进作用,可有效化解农户生产生活所面临的不利的、严重匮乏的资源环境约束,在消除生存环境恶劣地区的绝对贫困上是卓有成效的^[1]。与不搬迁户相比,搬迁户收入明显较高,贫困发生率明显较

收稿日期:2020-11-13

基金项目:国家自然科学基金(编号:71763027)。

作者简介:陈芳(1983—),女,新疆玛纳斯人,硕士,主要从事农村公共管理研究。E-mail:40205007@qq.com。

通信作者:苏洋,博士,副教授,主要从事区域经济、农业经济管理研究。E-mail:398199494@qq.com。

低,贫困深度和强度也有所降低。其中,朱永甜等研究发现易地搬迁能够显著提高农户的总体生计资本水平,社会、人力、金融和物质资本都有显著优化,减贫效应显著^[2]。陈胜东等认为搬迁移民对农户减贫有比较明显的效果。易地搬迁能有效地增加移民户物质资本及社会资本,显著提高移民户生计资本,达到农户减贫目的^[3]。

但也有学者持不同观点,他们认为易地搬迁对农户减贫的效应并不明显,只是改变了农户生产生活的自然空间,却难以改变导致农户陷入贫困的经济、社会、政治环境,农户自身的内生动力、对新环境的适应能力以及资本、技术等要素投入问题。如王文略等提出搬迁后农户会增加陷入暂时性收入贫困的可能,生态移民对降低农户贫困剥削得分的效应较弱^[4]。张建指出,易地扶贫搬迁在实现长期可持续发展的目标上有一定的局限^[5]。邢成举认为,搬迁仅是在某种程度上改变了贫困人口的自然居住空间,却难以改变诱致贫困生成的经济、社会和政治空间;搬迁移民,尤其是山区的搬迁移民面临着迁移地空间与土地资源稀缺的限制;贫困户在移民后,生计空间变得更加单一,生计脆弱性增强^[6]。相对于非贫困地区,贫困地区农户由于文化程度、技术水平等原因,本身积累也较低,但这种增长也仅是量的增长,农户在搬出原居住地以后,对新环境的适应能力,以及社会资本各方面会发生较大变化,都会影响收入。

还有学者持相对中庸的意见,认为易地搬迁对农户减贫的影响会根据农户不同的生计策略而不同。一般而言,对于资源环境约束型贫困问题,易地搬迁的减贫效果较明显;但对于内生动力不足或人力资本不足型贫困问题,易地搬迁并不能达到预期的减贫效果。贺立龙等认为,易地搬迁要注重搬迁后的就业与生计帮扶,如果孤立地推行易地搬迁,只是改进生存环境,难以实现内生脱贫^[7]。

综上所述,虽然国内学者对易地搬迁与减贫之间的关系已经进行了较多探讨,但并未形成一致的观点。究其原因,主要分歧点在于:一是学者们关注的角度不同,关注点的差异主要在搬迁后的生计资本变化、生计方式变化、对贫困脆弱性的影响、易地搬迁的多维贫困指数等方面;二是在现有研究中,通常把易地搬迁当做核心解释变量,未设置控制组,不能很好地减少其他控制因素的干扰,无法解决易地搬迁中的内生性和选择偏差问题;三是当

前研究采用的多是面板数据,未能考虑在微观数据方面的致贫异质性,使得研究缺乏一定的针对性。

本文的创新之处在于基于微观数据,设置控制组来分析易地搬迁对减贫的影响,并且以分组识别来对比不同的就业方式在易地搬迁中对减贫的影响,从而更有针对性地验证易地搬迁对贫困户减贫是否具有显著性效果,对精准帮扶以及后续巩固提升都有一定的指导意义。

1.2 研究假设

1.2.1 易地搬迁与减贫:一个总体分析框架

易地搬迁能够通过人口的迁移,打破资源与贫困之间的恶性循环,有效改变生产生活条件;通过加强政府的正向干预,对资源进行重新分配,推动贫困人口向交通条件便利、生产生活条件更好的地区转移,从而使贫困人口能够获得更多的资源,摆脱贫困。其减贫机制在于显著改善外部资源环境、增加贫困人口的内生动力以及扩大收入来源等,实现贫困家庭的减贫脱贫(图1)。

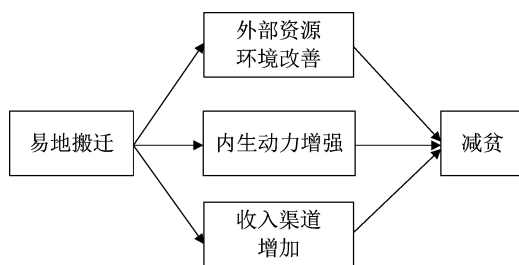


图1 易地搬迁的减贫机制

首先,易地搬迁能够通过改善农户外部资源环境,达到减贫的目的。贫困农户,特别是集中连片特困地区的贫困农户,大多生活在气候条件不利、耕地资源有限、农业基础设施薄弱的农村地区或偏远山区,从而导致农业生产产量较低,以农业为生的农民收入少,摆脱贫困的可能性较低。择优而居的观念日益深入人心,自然条件向好转变,能够最大程度地保证农业收入的增加,从而有利于农户摆脱贫困。

其次,易地搬迁能够增加农户的内生动力。易地搬迁在于打破地理局限,通过对贫困村户进行搬迁、安置与帮扶,将其纳入现代化、市场化、开放性的生计环境中,解决搬迁农户的生计收入问题,使之产生内生发展能力而实现脱贫的目的^[8]。影响农业生产效率的因素包括自然因素和人文因素,自然条件主要集中在地形和土壤,人文条件集中在劳动力自身^[9]。新疆地区由于远离海洋,气候干旱、

恶劣,盐碱地较多,可适宜种植的土地较少,不利的自然环境对农业生产影响较大,农户即使努力生产,也无法改变自然条件的影响,产量较低,收入较少。但当农户搬至更有利于农业生产的地区以后,环境得到改善,只有通过提高自身的能力,才可能进一步促进农业生产效率的提高,为了获得更多的收入,农户会追求内生动力的增加,有利于减贫目的的达成。

最后,易地搬迁可以扩大农户收入渠道,增加收入,摆脱贫困。易地搬迁能够显著提高贫困人口的就业能力、增加就业岗位,在保证最基本的农业收入以外,能够扩大收入来源,实现增收。朱永甜等基于双重差分模型,研究发现,异地搬迁显著提高了农户生计资本,从而对减贫有显著正向影响^[2]。李聪等基于“可持续生计框架”,发现相对于非搬迁家庭,搬迁家庭的生计资本相对较高,除自然资本有一定程度的损失以外,金融资本、物质资本、社会资本、人力资本等均得到一定程度的提升^[10]。陈胜东等研究发现,异地搬迁行为是移民减贫的主要原因,搬迁后贫困家庭的生计资本显著增加,贫困户更有利于达到减贫的目的^[3]。谢大伟研究发现,搬迁后移民的生计资本有了较大提高,除社会资本外,其余各项资本均有不同程度提升,如人力资本、自然资本等^[11]。

假设 1:易地搬迁对农户减贫有正向影响。

1.2.2 就业方式、易地搬迁与减贫 在易地搬迁背景下,搬迁户搬的不仅是房子,而且是人脉资源和人文环境,搬迁后,农户不仅需要适应新环境,还要适应社会关系的变化。通常来看,与原居住地的环境相比,迁入地会是一个更具开放和市场化的新环境,改变原有的以传统农业收入为主、非农收入为辅的收入模式,与此同时,由于周围环境的变化,家庭劳动力会逐渐选择从以农业为主过渡到以打工为主,在劳动力重新配置过程中外出务工活动由于农户无法在短期内适应新的生活方式、自身拥有的生产技能无法满足现有就业要求、迁入地消费水平高而收入低等多重风险及不确定性因素的增加,使农户以纯打工谋生的易地搬迁方式可能无法真正解决贫困户的贫困问题。

农户易地搬迁到自然条件更加具有优势的地区以后,由于肥沃的土地、先进的农业生产技术等,农业生产效率显著增加,从而会使以纯农业为主的就业方式更加有利于农户收入水平的提高,对减贫

具有显著的正向影响。

假设 2:易地搬迁后,不同的就业方式对减贫的影响存在异质性。

2 研究区域与数据来源

2.1 数据来源

本研究所用数据来自笔者所在课题组于 2019 年 7 月在南疆四地州进行的贫困监测评价调研。南疆四地州是全国“三区三州”深度贫困地区之一,自然条件恶劣,资源禀赋贫瘠,自然灾害多发,贫困脆弱性高。调查所选择的 5 个县除拜城县为非贫困县,其余均为深度贫困县。

抽样过程:笔者所在课题组针对每一个受调查的县,严格按照项目要求的抽样标准先选出乡镇再进行行政村抽样,最后共抽取 23 个行政村设置为样本框,并根据所抽取的行政村所提供的村民小组名单,在每个行政村随机抽取 2~3 个村民小组,对村民小组中的所有家庭进行调查,调查对象均为家庭中年龄在 16~65 岁的户主或其配偶,调查内容包括家庭人口基本信息、易地搬迁情况、生产经营情况、就业培训情况、农户收入情况、借贷行为以及扶贫政策落实情况。在实地调查过程中,笔者所在课题组为了保障调研数据的真实性和可靠性,采取了一系列质量控制措施,对调查员进行随机跟访、复访,确保问卷质量,对录入后的数据进行多次数值和逻辑性校验。本次调查一共覆盖 733 份样本,共 3 597 个个体,最终经过整理得到有效问卷样本 724 份,搬迁户 210 份,非搬迁户 514 份,分别占 29.1%、70.9%。

2.2 变量选取

一直以来家庭收入都是衡量贫富的一项重要指标。许多学者在研究减贫相关影响指标时,通常都将收入作为被解释变量来进行研究^[12]。因此,本文采用家庭人均纯收入作为被解释变量,研究易地搬迁的减贫作用。以是否参与易地搬迁作为本文的核心解释变量。

2.3 变量的描述性统计

描述性统计结果见表 1。家庭年人均纯收入取对数,均值为 8.984,家庭收入的最大值为 10.473,最小值为 7.131。农户的特征反映了样本贫困户的基本情况。从家庭规模来看,基本每户家庭约 5 口人,户主的平均年龄为 52 岁,且 82% 为男性,有 68% 都未脱贫。以上数据表明,大部分贫困家庭可

能是因病或缺少劳动力而陷入贫困的老年家庭。由耕地面积得知,大部分贫困户没有放弃土地资源这一农业生产资本,仍然依靠农业生产来获得一部

分经营性收入。同时,65%的家庭有低保,43%的家庭有扶贫小额贷款,这些社会保障与政府资金均能够在一定程度上缓解贫困。

表 1 变量及描述性统计

变量名称		变量定义与赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
家庭年人均纯收入	取对数		8.984	0.517	7.131	10.473
家庭年人均纯收入	元		9 096.954	4 877.517	1 249.600	35 350.000
解释变量						
是否易地搬迁	是 =1,否 =0		0.290	0.454	0	1
农户特征						
户主健康程度	健康 =1,不健康 =0		0.787	0.410	0	1
就业方式	务农 =1,兼业 =2,打工 =3,		1.262	0.625	1	3
户主年龄	岁		51.963	14.384	14	95
户主性别	男 =1,女 =0		0.820	0.384	0	1
文化程度	小学及以下 =1,初中 =2,高中 =3,大专及以上 =4		1.269	0.471	1	4
是否脱贫	已脱贫 =1,未脱贫 =0		0.319	0.466	0	1
家庭人口数	人		4.475	1.670	1	12
劳动力人数	人		2.062	1.029	0	7
是否有低保	是 =1,否 =0		0.653	0.476	0	1
耕地面积	亩		6.197	7.092	0	60
是否独立发展产业	是 =1,否 =0		0.500	0.500	0	1
培训率	培训人数/家庭人数		0.200	0.227	0	1
是否有扶贫小额贷款	是 =1,否 =0		0.425	0.495	0	1

3 研究方法

3.1 倾向得分匹配法

采用倾向得分匹配法(PSM)^[13]来估计易地搬迁对农户收入的影响,PSM能够最大限度地排除其他因素的干扰,能够解决易地搬迁中存在的内生性问题和选择偏差问题,提高结果的准确性。

首先取样本特征 X ,指示变量为 T ,由此得出倾向得分为:

$$P(X) = P_r = (T = 1 \mid X)。$$
 (1)

式中: $P(X)$ 表示倾向得分值。

得到平均处理效果为(2)式所示:
 $ATT_{psm} = E_{p(x)T=1} \{ E[Y^T \mid T = 1, P(X)] - E[Y^C \mid T = 0, P(X)] \}。$ (2)

式中: ATT_{psm} 表示试验组平均处理效应; Y^T 、 Y^C 分别表示试验组和控制组被匹配样本的农户收入; T 为二分变量; $T=1$ 表示农户参与易地搬迁, $T=0$ 表示农户未参与易地搬迁。

3.2 异质性分析

检验易地搬迁对农户减贫的影响,设定计量模型(3)。

$$Y_{Ininc} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ydbq} + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i。$$
 (3)

式中: Y_{Ininc} 表示贫困户的家庭人均收入; X_{ydbq} 表示贫困户的易地搬迁; X_i 表示一系列影响贫困户的控制变量; α_0 、 α_1 、 α_2 为待估计参数,为随机扰动项; ε_i 为随机扰动项。

从已有研究来看,易地搬迁对农户收入的影响路径表现为2个方面:一方面,搬迁户搬入迁入地后,非农收入有所增加,主要是因为迁入地距离城市较近,打工更加方便;另一方面,由于非农的边际收益要高于农业,家庭中劳动力外出就业的比例增大,家庭收入水平也相对较高。为进一步分析易地搬迁对农户收入的影响,研究不同组中易地搬迁对家庭收入的差异,由于农户在选择参加易地搬迁的时候并非随机,而是一种“自选择”,是贫困家庭综合决策的结果,因此,在分组中仍采用OLS估计进行对比分析。

4 结果与分析

4.1 倾向得分匹配分析

4.1.1 基础描述统计 将农户分为搬迁户和非搬迁户2种类型,搬迁户划分为搬出户(搬出乡镇)和

未搬出户(未搬出乡镇),以家庭年人均纯收入进行比较。由表 2 可见,全样本的收入均值为 8.984,其中搬迁户的收入均值为 9.056,非搬迁户的收入均值为 8.955,搬迁户的收入水平明显高于非搬迁户,但是否能够证明易地搬迁确实可以有效提高农户的收入,还不能下结论,因为收入水平还有可能受别的因素影响或干扰,为了有效控制别的干扰因素,采用 PSM 准确估计出易地搬迁的净处理效应。

表 2 不同类型农户收入水平

类型	人均纯收入	样本量 (户)
全样本	8.984	724
搬迁户	9.056	210
非搬迁户	8.955	514
搬出户(搬出乡镇)	9.026	32
未搬出户(未搬出乡镇)	9.061	178

注:人均纯收入均为对数值。

4.1.2 计量结果分析 采用 stata15 软件对样本数

表 3 不同类型农户收入水平变化

样本	处理效应	试验组	控制组	ATT	标准差	t 值
总样本	匹配前	9.056	8.955	0.101	0.042	2.40
	匹配后	9.056	8.884	0.172 ***	0.064	2.70
搬出户 (搬出乡镇)	匹配前	9.026	8.955	0.071	0.095	0.75
	匹配后	9.026	8.898	0.128 ***	0.125	1.02
未搬出户 (未搬出乡镇)	匹配前	9.061	8.955	0.107	0.045	2.39
	匹配后	9.061	8.874	0.187 ***	0.064	2.92

注:试验组、控制组数据均为收入均值对数;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计显著水平上显著,下表同。

在总样本分析的基础上,进一步将易地搬迁的农户细化分为搬出户和未搬出户,2 种类型的农户在易地搬迁后会有不同的增加收入的途径,搬出户主要是通过务工来获得收益,未搬出户则主要是以务工结合务农来获得收入。为了比较易地搬迁对 2 种类型农户收入的作用差异,采用倾向得分匹配法分别估计易地搬迁对搬出户和未搬出户收入平均处理效应。如表 3 所示,将搬出户作为试验组,非搬迁户作为控制组,匹配前试验组的人均纯收入均值为 9.026,控制组的人均纯收入均值为 8.955,两者差值为 0.071;倾向值匹配后试验组的人均纯收入均值为 9.026,控制组的人均纯收入均值为 8.898,ATT 值为 0.128,在 1% 水平上显著,即搬出户的平均收入水平比非搬迁户的收入高 13.66%。说明通过搬迁,农户家庭经济的市场化程度提高,收入方式增加,农户的收入得到提高。

据进行回归检验。选择核密度匹配法来计算,以农户年人均纯收入作为被解释变量,对总样本、搬出户(搬出乡镇)、未搬出户(未搬出乡镇)3 种样本计算倾向得分,分析易地搬迁的净处理效应,并进行倾向值匹配,判断易地搬迁对减贫的影响。由表 3 可见,从总样本来看,易地搬迁在 1% 的显著性水平上对农户收入有显著的正向影响,而不同的搬迁类型对农户收入的影响也存在差异。从分析结果看,将易地搬迁的农户作为试验组,未参加易地搬迁的农户(以下简称“非搬迁户”)作为控制组,匹配前试验组的人均纯收入均值为 9.056,控制组的人均纯收入均值为 8.955,两者之间的差值为 0.101;运用倾向值匹配后试验组的人均纯收入均值为 9.056,控制组的收入均值为 8.884,ATT 值为 0.172,在 1% 水平上显著,即易地搬迁户的平均收入水平比非搬迁户的高 18.77%。说明在控制其他因素干扰的情况下易地搬迁确实有助于促进农户收入的提高,并且促进作用较匹配前有所提高。

把未搬出户作为试验组,非搬迁户作为控制组,运用倾向值匹配法进行估计,匹配前试验组的收入均值为 9.061,控制组的收入均值为 8.955,两者差值为 0.106;匹配后试验组的收入均值为 9.061,控制组的收入均值为 8.874,两者差值为 0.187,在 1% 水平上显著,即未搬出户的平均收入水平比非搬迁户的高 20.56%,说明易地搬迁改善了农户原有的居住条件,但没有搬迁出乡镇,能够在原有的社会资本下,拓展收入方式,有效地提高收入。

4.2 基本回归结果分析

为进一步分析易地搬迁对农户收入的影响,研究不同组中易地搬迁对家庭收入的差异。分析易地搬迁中不同就业方式对收入的影响,采用 OLS 估计进行对比分析。

如表 4 所示,易地搬迁对农户收入有正向影响,

且在 1% 的显著性水平上显著,假设 1 成立。表明,易地搬迁有利于增加家庭人均年纯收入。就业方式对家庭人均纯收入在 1% 显著性水平上有正向影响。就业方式除了务农,还有兼业(务农及打工)、纯打工,这些非农收入都会增加收入。

对于控制变量而言,文化程度、家庭人数、享受低保、发展产业呈负相关。是否脱贫、劳动力人数、培训率都与收入呈正相关关系。劳动力人数越多,可以显著提高家庭人均纯收入;培训人数次数越多,也会增加其家庭人均纯收入。

表 4 回归结果分析

变量	家庭年人均纯收入
易地搬迁	0.113 ***
健康状况	0.054 *
就业方式	0.107 ***
年龄	0.002 *
性别	0.120
文化程度	-0.061 *
脱贫	0.155 ***
家庭人数	-0.071 ***
劳动力人数	0.067 ***
享受低保	-0.096 ***
耕地面积	0.005 **
发展产业	-0.048 *
培训率	0.305 ***
贷款	0.009
_cons	8.842 ***
R ² _{adj}	0.155

4.3 异质性分析

按照农户就业结构分组,样本被分为以纯农业、兼业(农业结合打工)、纯打工 3 类。其中就业方式以纯务农收入为主的有 605 户,打工与务农相结合的有 48 户,纯打工的有 71 户。从表 5 可知,以纯农业为主的易地搬迁对家庭人均年收入在 1% 显著性水平上有显著的正向影响,分析出现此现象的原因,不难发现,搬到自然条件较好的地区更有利于农业生产,农业生产效率增加,粮食单产面积提高,从而增加了农户收入。而以农业加打工为主的易地搬迁方式对农户家庭人均年收入的增加有负向影响,但影响并不显著。就业方式以打工为主的易地搬迁对家庭人均收入水平的增加有负向影响,且在 10% 显著性水平上显著,出现该现象的原因可能是城镇生活水平高,而搬迁户由于自身水平有限,只能从事工资收入较低的工作,与此同时,打工

无法同时进行农业生产,致使其丧失农业收入,可能会出现入不敷出的现象,从而使得易地搬迁对减贫出现负向影响,假设 2 成立,即易地搬迁后,不同的就业方式对农户减贫的影响存在异质性。

表 5 按就业方式分组

变量	纯农业	兼业(农业 + 打工)	打工
易地搬迁	0.177 ***	-0.085	-0.171 *
健康状况	0.090 **	0.062	-0.098
年龄	0.002 *	0.006 *	0.003
性别	-0.011	0.123	0.035
文化程度	-0.066 *	-0.228 *	-0.034
脱贫	0.170 ***	-0.124	0.126 *
家庭人数	-0.080 ***	-0.101 *	-0.017
劳动力人数	0.074 ***	0.085 *	0.030
低保	-0.098 ***	0.035	-0.076
耕地面积	0.005 **	0.001	-0.005
发展产业	-0.026	-0.290 *	-0.036
培训率	0.377 ***	-0.972 **	0.340 *
贷款	0.008	0.082	-0.024
常数项	8.928 ***	9.499 ***	9.304 ***
R ² _{adj}	0.170	0.278	0.117

注:R²_{adj}表示调整后的拟合优度。

5 结论与讨论

5.1 结论

基于南疆地区 724 份微观数据,采用倾向得分匹配法、混合 OLS 回归,分析了易地搬迁对农户的减贫效应,经过上述分析得到以下结论。

易地搬迁对农户减贫有正向影响,且在 1% 显著性水平上显著。能够通过改善外部资源环境、增强内生动力以及扩大收入渠道等途径得到减贫的目的。易地搬迁户人均收入比非搬迁户高 18.77%,即易地搬迁有利于提高农户的收入水平,有助于减贫。从不同类型的搬出户来看,未搬出户的平均收入水平比非搬迁户的高 20.56%,未搬出户在没有脱离赖以生存的土地资源下,实现就近就地转移就业,不仅能从事非农工作,还能兼顾家庭,在农忙时能够继续从事农业生产,实现多种方式增收,实现收入高于非搬迁户,实现尽早脱贫。

通过异质性分析发现,易地搬迁以后,不同的就业方式对减贫的影响不同,以纯农业为主的就业方式对减贫有较显著的正向影响,农业加打工为主的就业方式对减贫有负向影响,但影响并不显著,以打工为主的就业方式对减贫有负向影响。

5.2 讨论

实证分析,易地搬迁确实能够明显提高搬迁农户的收入水平。通过易地搬迁,改变农户空间位置,能够解决原资源禀赋不足的限制,以及自然灾害所带来的生存威胁,同时在农户的发展中,有效注入政府以及各种经济、社会的力量,进而阻断贫困。

对易地搬迁农户继续加强政策扶持与引导,加大政策扶持的针对性和持续性,使易地扶贫搬迁能够持续提高收入,同时加强特色种养殖产业等,特色手工业等,通过一、二、三产业类工作的相融合,来提高收入的可持续性和稳定性。

关注易地搬迁农户的就业方式,通过加大就业关注力度,提供畅通的就业信息渠道、资金支持以及就业培训,确保易地搬迁农户能够稳定长期有效地提高非农收入,以此达到快速增收的目的。鼓励未搬出户就近就地转移就业,促进家庭收入多元化。随着乡村振兴的实施,未来会在乡村提供更多的就业或创业机会,政府要积极创造条件,整合各方资源,为贫困群众就业提供有力的指导和服务。为其创造更多的就业机会及岗位,提高贫困群众的非农收入,促进收入多渠道,以此提高收入。

在异质性分组中,由于兼业及纯打工样本数较少,分析结果对减贫效应不显著,故在下一步实证分析中,应加大样本量,每年追踪兼业及纯打工样本农户收入变化,再看易地搬迁实证结果。

总而言之,易地搬迁政策的实施对农户的脱贫减贫有着重大的影响,伴随着空间结构的改变,农户的资源以及外部市场环境都发生了很大变化,农户的收入变化也与农户自身对外界的适应性有关。今年是脱贫攻坚收官之年,为了巩固现有的脱贫成效,实现乡村振兴与脱贫攻坚的有效衔接,易地搬迁政策仍会进一步持续巩固,加大后续帮扶工作,

从而实现易地搬迁户持续稳定的发展。

参考文献:

- [1]李 聪,柳 玮,冯伟林,等. 移民搬迁对农户生计策略的影响——基于陕南安康地区的调查[J]. 中国农村观察,2013(6): 31-44.
- [2]朱永甜,余 劲. 陕南易地扶贫搬迁减贫效应研究——基于分阶段的讨论[J]. 干旱区资源与环境,2020,34(5):64-69.
- [3]陈胜东,蔡静远,廖文梅. 易地扶贫搬迁对农户减贫效应实证分析——基于赣南原中央苏区农户的调研[J]. 农林经济管理学报,2016,15(6):632-640.
- [4]王文略,管 睿,加贺爪优,等. 陕西南部生态移民减贫效应研究[J]. 资源科学,2018,40(8):1572-1582.
- [5]张 建. 运动型治理视野下易地扶贫搬迁问题研究——基于西部地区 X 市的调研[J]. 中国农业大学学报(社会科学版),2018,35(5):70-80.
- [6]邢成举. 搬迁扶贫与移民生计重塑:陕省证据[J]. 改革,2016(11):65-73.
- [7]贺立龙,郑怡君,胡闻涛,等. 易地搬迁破解深度贫困的精准性及施策成效[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2017,17(6):9-17.
- [8]张 琦,张诗怡. 贫困地区易地扶贫搬迁后续扶持机制研究——基于全国 11 个省份易地扶贫搬迁实践分析[J]. 开发研究,2019(6):7-15.
- [9]余瑞林,郑彬鑫,马淑萍,等. 湖北省农产品主产区农业生产效率的时空变化及影响因素[J]. 华中师范大学学报(自然科学版),2020,54(6):1015-1021.
- [10]李 聪,柳 玮,黄 谦. 陕南移民搬迁背景下农户生计资本的现状与影响因素分析[J]. 当代经济科学,2014,36(6):106-112.
- [11]谢大伟. 易地扶贫搬迁移民的可持续生计研究——来自新疆南疆深度贫困地区的证据[J]. 干旱区资源与环境,2020,34(9):66-71.
- [12]程名望, Jin Y H, 盖庆恩,等. 农村减贫:应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究,2014,49(11):130-144.
- [13]张振宇,田明华,李建军,等. 农地流转中农户行为决策及其福利效应[J]. 江苏农业学报,2020,36(4):1060-1067.