

基于准自然实验的少数民族地区农户 易地扶贫搬迁对生计的影响研究

吴嘉莘¹, 熊吉安², 杨红娟¹

(1. 昆明理工大学 管理与经济学院, 云南 昆明 650093;
2. 云南省人民政府 投资项目评审中心, 云南 昆明 650093)

摘要: 易地扶贫搬迁作为少数民族地区脱贫攻坚战的头号工程, 已进入搬迁农户“稳得住、能致富”的后搬迁时代。基于2015—2020年对少数民族地区易地扶贫搬迁农户的跟踪调查数据, 通过倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)有效识别易地扶贫搬迁对农户生计的影响。结果表明: 少数民族地区易地扶贫搬迁对农户生计具有显著的正向促进作用, 该结论具有一定稳健性; 少数民族地区易地扶贫搬迁对促进农户生计具有一定的滞后性。但搬迁时间越长, 农户越善于不断提高生计水平; 少数民族地区易地扶贫搬迁对能力丧失型农户的生计作用不够明显, 但对要素短缺型农户的生计具有正向促进作用, 尤其是对自身发展动力不足型农户的促进效果最为显著。研究进一步提出政策建议。

关键词: 少数民族地区; 易地扶贫搬迁; 农户生计; PSM-DID

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2022)04-0129-11

Study on the Impact of Farmers' Poverty-alleviation Relocation on Livelihood in Minority Areas Based on Quasi-natural Experimental

WU Jiaxin¹, XIONG Jian², YANG Hongjuan¹

(1. Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650093, China;
2. Yunnan Provincial People's Government Investment Project Evaluation Center, Kunming 650093, China)

Abstract: As the “first project” in the battle against poverty in minority areas, the poverty-alleviation relocation has entered the post relocation era of “stable and rich” for relocated farmers. Based on the tracking survey data of relocated farmers in minority areas from 2015 to 2020, the impact of farmers' poverty-alleviation relocation on livelihood is effectively identified by the PSM-DID method. The results show that: ①The poverty-alleviation relocation in minority areas has a significant positive effect in promoting farmers' livelihood, and this conclusion is valid. ②The poverty-alleviation relocation in minority areas has a certain lag in promoting farmers' livelihood. And the longer after relocation, the better the farmers are at improving their livelihood. ③The effect of the poverty-alleviation relocation in minority areas on the livelihood of farmers with incapability is not obvious, but it has a significant positive effect on the livelihood of farmers with lack of factors, especially those who are poor due to lack of self-development motivation. The study further puts forward some policy recommendations.

Key words: minority areas; poverty-alleviation relocation; farmers' livelihood; PSM-DID

收稿日期: 2021-12-28 修回日期: 2022-03-20

基金项目: 国家自然科学基金项目“少数民族地区易地扶贫搬迁后农户生计资本的重构影响机理及提升策略研究——以云南为例”(72064025); 教育部规划基金项目“云南少数民族农户生计能力持续提升的动力机制研究”(20XJA630002); 云南省万人计划“文化名家”(WHMJ2018010)。

作者简介: 吴嘉莘(1996—), 女, 黑龙江哈尔滨人, 昆明理工大学管理与经济学院博士生, 研究方向为可持续发展管理。通信作者: 杨红娟。

易地扶贫搬迁作为脱贫攻坚战的“头号工程”^[1],是对居住在自然条件恶劣的贫困地区农户而言最有效的脱贫方式^[2],更是人类迁徙史与世界减贫史上的一项伟大壮举,是新时代脱贫攻坚“中国方案”的重要组成部分。截至 2020 年年底,960 余万建档立卡贫困人口乔迁新居,易地扶贫搬迁工作已完成了空间上的转变,进入巩固脱贫成果的新阶段。然而,由于部分搬迁户的脱贫基础不够牢固、自身发展动力不足且适应能力较弱,导致日后返贫及贫困代际传递的风险尚存^[3]。在消除绝对贫困人口之后,如何治理相对贫困问题又将纳入乡村振兴的议事日程,防贫减贫工作仍然任重道远。因此,对于易地扶贫搬迁以及后续扶持政策的研究仍需持续深入。易地扶贫搬迁减贫的核心问题之一就是促进搬迁农户生计的可持续发展^[4]。在可持续生计视角下,促进农户增收脱贫,帮助农户建立可持续生计是我国贫困治理的根本目的和意义所在^[5]。农户生计包含了其生存或谋生所需的能力、资产以及从事的活动,少数民族地区由于其发展历史和地理区位,农户形成了独具特色的生计方式与生计策略,其搬迁后的生计变化更需得到持续关注。

基于此,本文通过对少数民族地区易地扶贫搬迁农户持续、长期的实地调研,从微观视角对易地扶贫搬迁工作做出综合评估与总结,分离出政策的实际效果,打开政策动态影响的“黑箱”,并对不同的搬迁农户的生计变化加以区分。从而在此基础上提出少数民族地区搬迁后短期与长期的工作重点以及基于政策异质性的相关后续扶持体系,巩固搬迁脱贫成果,为少数民族地区农户搬迁后实现“稳得住”“能致富”以及提高生计的可持续性提供决策参考。

一、文献回顾

作为一项具有探索性、独特性的重大举措,易地扶贫搬迁政策一经出台,就成为学术研究、有关部门以及社会各界关注的热点和焦点。现有研究主要集中在搬迁意愿的影响因素、搬迁后生计策略变化、搬迁政策满意度以及搬迁后存在的困境与风险等方面,研究方法主要以回归分析为主。

在搬迁意愿方面,时鹏等(2019)^[6]基于结构方程模型研究发现,经济因素是影响农户搬迁的主要原因,并且家人、邻居、村干部以及已搬迁户的意见也起了重要作用。施国庆等(2018)^[7]借助有序 Logit 回归模型分析了影响西部山区农户易地扶贫搬迁意愿的因素。结果表明,心理和预期因素、政策因素以及环境因素是影响搬迁意愿的重要原因;在生计策略方面,冯伟林(2020)^[8]指出农户的生计策略选择是易地扶贫搬迁效果的决定性因素。马明等(2021)^[9]通过建立收入回归模型得到,搬迁后移民的生计策略由以农业为主向非农业方式转变,外出务工比例大幅增加;在政策满意度方面,常晓鸣(2021)^[10]以凉山彝区易地扶贫搬迁农户为例,依托 Logistic 回归模型研究发现,提高政策满意度要以民族特色产业为支撑,多渠道促进就业。周丽等(2020)^[11]利用最优尺度回归模型分析得到提高移民社会适应性以及政治信任度是提高满意度的有效途径。此外,孙晗霖等(2018)^[12]认为基础设施、产业发展和就业条件的改善均对搬迁后农户的政策满意度有显著的正向影响;在困境与风险方面,刘升(2020)^[13]认为易地扶贫搬迁工作虽取得了巨大成就,但由于移民无法在生产生活方式及文明素质等方面快速转变,导致信任风险、安全风险、失业风险、经济风险等困境并行。在政策执行时,往往会存在理想化其内在限制、各职能部门间缺乏协调以及搬迁目标群体的参与积极性较差等现象^[14]。此外,随着易地扶贫搬迁工作的全面推进与顺利完成,各地的工作重心也从工程建设转为搬迁群众的后续扶持。要切实做好有关就业、公共服务以及社区治理政策的衔接工作,加快推进搬迁人口的社会融入和可持续发展,与城镇化建设协同推进^[15]。

上述研究从不同角度为理解易地扶贫搬迁政策的开展、评价与风险提供了理论依据与实证参考,研究内容逐渐丰富,研究成果特色日益明显。但囿于政策从颁布、实施到收效与反馈往往存在一定的滞后性,需要在相关政策的考察与评价过程中关注其动态效应,从而分别从长期与短期的角度评估政策效果进而提出经验建议。并且,虽

然已有研究指出了搬迁后后续扶持的重要性,但对由不同致贫因素导致贫困的搬迁农户的生计变化研究尚未开展,对少数民族地区搬迁农户的关注度也不够。政策实施绝非千篇一律,致贫原因是导致搬迁农户贫困的根源所在,厘清政策实施时不同致贫原因搬迁农户的生计变化,有利于对搬迁农户精准分类进而精准施策,实现政策效用最大化。此外,在研究方法上,由于易地扶贫搬迁政策并非随机实施,传统的回归方法易导致样本选择性偏差和内生性问题,不利于有效识别出政策的作用效果。为此,本文利用倾向得分匹配双重差分法,在评估易地扶贫搬迁政策对少数民族地区农户生计净影响的基础上,进一步探索了政策收效的动态效应以及搬迁农户的异质性。

二、研究方法

易地扶贫搬迁作为中国脱贫攻坚战的重大工程,搬迁农户的选择并非随机进行,而是综合考虑当地的地理条件、生活环境、物质基础、经济发展水平等因素后做出的决策,这也为评估搬迁对农户生计的影响带来不确定性。农户搬迁意愿的影响因素主要来自搬出地自然环境恶劣以及搬迁目的地自然环境较好,并有更多提高收入的机会等方面,传统的回归方法将会产生样本选择偏差和内生性问题,造成估计偏误。本文将易地扶贫搬迁政策的实施视为准自然实验,基于搬迁前后的农户特征,建立已搬迁农户反事实的对照组,分别去除可观测以及不可观测因素的影响,重点关注搬迁本身对农户生计的影响。双重差分法常被用来评估政策绩效以测算政策实施的净效应^[16],再结合倾向得分匹配法能够较真实地反映出政策冲击效果^[17]。

因此,采用倾向得分匹配法对是否搬迁的农户进行匹配,由此得到已搬迁农户的反事实控制组,即假设已搬迁农户在未搬迁状态下的样本集合。再结合双重差分模型通过比较实验组农户及与之匹配的控制组的生计变化幅度,得到其生计变化中仅受搬迁影响的部分,进而分析易地扶贫搬迁对农户生计的影响。

(一)双重差分法

易地扶贫搬迁政策全面实施后,农户的生计

变化主要来自两个方面。一是随着时间推移,农户生计因“时间效应”而自然发展;二是由于搬迁而导致的“处理效应”。由于本文旨在识别易地扶贫搬迁政策对农户生计的净影响,如何区分“处理效应”与“时间效应”是问题的关键所在。

双重差分法(DID)将农户进行易地扶贫搬迁视为一个独立的“准自然实验”,已搬迁农户为实验组,反之为控制组来作为反事实参照,并假设实验组与控制组具有相同的发展趋势,基于两次差分有效地将政策的“处理效应”与“时间效应”相分离,从而考察政策实施的净效果^[18]。DID模型如下:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 为农户, t 为时间, $Y_{i,t}$ 为第 t 年农户 i 的纯收入。 α_0 为常数项。 $did_{i,t}$ 的系数 α_1 为DID估计量,表示已搬迁农户与未搬迁农户相比生计的变化程度。 $X_{i,t}$ 为一系列控制变量, α_2 是其估计系数向量, μ_i 与 λ_t 分别控制了个体与时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

然而,由于搬迁农户本身所处环境较为恶劣,无法满足日常生活需要,与未搬迁农户相比差距悬殊,如果将两组样本农户直接进行比对,会产生“选择偏差”。因此,需要引入倾向得分匹配法来最大限度的使实验组和控制组具备相同的发展趋势,以此构造合理的“反事实”框架。

(二)倾向得分匹配法

倾向得分匹配法(PSM)的基本思想是在未搬迁的控制组中找到农户 j ,使其与已搬迁的实验组中农户 i 的可观测变量相似(匹配),即 $X_i = X_j$,从而用控制组个体的结果来估计实验组个体的反事实结果,以此来消除所有可观测变量引起的偏差^[19-20]。此外,在寻找控制组时往往存在多个可观测变量,也就意味着需要在高维空间进行匹配,会面临数据稀疏的阻碍,即难以寻找与 X_i 相近的 X_j 与之匹配。而PSM由于能够将多个控制变量降维到一维变量^[21],且结果取值介于 $[0,1]$ 之间,从而较好地解决了上述问题^[22]。

首先,选择体现各农户特点的控制变量,根据

Logit 模型计算每个样本的倾向得分,即农户 i 进行易地扶贫搬迁的概率大小,具体公式为^[18]:

$$P(X_i) = P(D_i = 1 | X = X_i) \quad (2)$$

其中, i 为农户。 X 为 PSM 的匹配变量,需能反映样本特征,并同时影响搬迁的实施以及被解释变量(农户纯收入)。 D 为处理变量,当 $D=1$ 时表示该农户进行了易地扶贫搬迁,即为实验组农户;当 $D=0$ 时表示该农户未参与搬迁,即为控制组农户。 $P(X_i)$ 为在给定 X 的情况下,农户 i 进入实验组的条件概率,即个体 i 的倾向得分。

然后,再根据倾向得分情况为实验组农户匹配特征最为相似的控制组样本^[23]。在此,本文使用最为常用的最近邻匹配^[24-25],即根据已搬迁农户的倾向得分值搜索与其倾向得分值最接近的控制组农户来完成匹配^[26-27],以确保它们在所有的预处理特征上具备可比性。

(三)倾向得分匹配双重差分法

影响搬迁后农户生计变化的因素众多,可以分为可观测因素和不可观测因素两个方面,PSM 能较好地分析可观测影响因素,DID 能有效控制随时间变化的不可观测影响因素^[28]。两种方法的结合,能够充分发挥各自优势,分离出由政策带来的影响部分,更准确地评估实验效果^[17],有效降低偏差^[29]。

因此,本文采用的 PSM-DID 方法包括以下两个步骤。首先,应用 PSM 方法对实验组和控制组进行匹配。然后,基于 DID 模型的两次差分对易地扶贫搬迁的效果进行评价^[30]。PSM-DID 模型如下:

$$Y_{i,t}^{PSM} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Y_{i,t}^{PSM}$ 反映匹配后第 t 年农户 i 的生计水

平, β_0 为常数项, β_1 为匹配后实验组与控制组农户相比生计的变化程度, β_2 为控制变量 $X_{i,t}$ 的估计系数向量,其余各变量的含义与式(1)相同。

三、数据来源与变量选取

(一)数据来源

本文的数据来源于 2015—2020 年在云南省沧源佤族自治县勐来乡开展的持续、深入的田野调查。该地区少数民族占总人口的比重为 93.96%。“十三五”以来,该乡全力推进易地扶贫搬迁工作,建档立卡搬迁群众已全面脱贫。搬迁坚持政府积极组织,群众自愿、应搬尽搬的原则,以集中安置为主,搬迁范围包括建档立卡户以及同步搬迁户。通过为期 6 年驻村展开的跟踪调查,收集该乡 2015—2020 年包含 971 个农户在内的 5826 个样本数据,其中搬迁农户 152 个,未搬迁农户 819 个,覆盖了该乡全部建档立卡贫困户。具体内容包括农户家庭年收入(万元)、家庭纯收入(万元)、入户路类型、是否加入农民专业合作社、耕地面积(亩)、林地面积(亩)以及致贫原因等。

(二)变量选取

本文涉及的变量有被解释变量、核心解释变量和控制变量。参照已有研究^[31],选择农户纯收入作为被解释变量,各变量的说明与描述性统计如表 1 所示。

1. 被解释变量

生计可持续的关键就是要实现经济可持续,也就是贫困农户基本的经济福利或生活水平得到满足和维持^[32]。因此,农户纯收入较好地衡量了农户的经济水平,依据实验组与控制组农户在搬迁后纯收入的变化情况,可以反映出易地扶贫搬迁对农户生计的影响。

表 1 变量说明及描述性统计

变量类别	变量名称	变量取值	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	纯收入	连续变量	5826	1.780	1.388	0.050	1.275	13.758
核心解释变量	did	0 = 农户未搬迁或已搬迁且当年为 2015 年或 2016 年;1 = 农户已搬迁,且当年为 2017 年、2018 年、2019 年或 2020 年	5826	0.104	0.306	0.000	0.000	1.000
控制变量	入户路类型	0 = 泥土路;1 = 砂石路;2 = 硬化路	5826	0.874	0.990	0.000	0.000	2.000
	是否加入农民专业合作社	0 = 否;1 = 是	5826	0.360	0.480	0.000	0.000	1.000
	耕地面积	连续变量	5826	13.925	14.706	0.000	9.000	149.980
	林地面积	连续变量	5826	15.951	21.073	0.000	9.500	298.000

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为交互项 did , 将其定义为“ $Treat \times T$ ”。其中 $Treat$ 为政策虚拟变量。 $Treat = 1$ 表示 2017 年该农户实行了易地扶贫搬迁, 否则 $Treat$ 赋值为 0。 T 为时间虚拟变量, $T = 1$ 代表实验冲击之后的年份, 即 2017—2020 年。 $T = 0$ 表示实验冲击之前的年份, 即 2015 年和 2016 年。

3. 控制变量

为尽可能减少遗漏变量引起的估计偏误, 结合文献本文还引入了以下 4 个控制变量。

(1) 入户路类型。作为农户生产生活条件的重要组成部分, 入户路类型很大程度影响了贫困农户外出务工以及日常生活的便利性。因此, 入户路类型在保证贫困人口稳定脱贫, 防止返贫时存在重要作用^[33]。将入户路类型根据其不同级别进行赋值, 泥土路赋值为 0, 砂石路为 1, 硬化路赋值为 2。

(2) 是否加入农民专业合作社。农民专业合作社实现了自主扶贫与科技扶贫的有效结合, 不但能够提高农户的经济收入, 更能缓解其权利贫困和能力贫困^[34]。因此本文需要控制参加农民专业合作社对农户收入的影响。根据是否加入进行赋值, 农户加入农民专业合作社赋值为 1, 否则为 0。

(3) 耕地面积。耕地作为农户最重要的生产要素, 其资源特征与利用效益直接关系到农户的收入水平与生活状况, 是影响农户贫困程度的重要指标^[35]。作为农户主要收入来源的物质基础, 在研究农户生计的相关问题中, 对耕地面积的考量不容忽视。

(4) 林地面积。在沧源县, 林业已经成为举足轻重的产业, 经营林业收入成为农户收入的重要来源之一。因此, 林地面积对农户增收与生计可持续发展有着重大而深远的影响。

四、实证分析结果

(一) PSM 分析

基于上文确定的控制变量, 使用 Logit 模型对实验组和控制组农户进行匹配。由于 PSM 方法的主要作用是实现匹配前后控制变量的平衡, 因此

在差分前需要对匹配质量进行检验^[36], 包括共同支撑检验及平衡性检验。

1. 共同支撑检验

倾向得分匹配需要变量在每个取值上同时存在实验组和控制组样本, 即满足共同支撑假设。只有实验组和控制组农户具有相同的倾向得分取值范围, 此时匹配才是有效的^[29]。因而, 在估计易地扶贫搬迁政策的平均处理效应之前, 需进行共同支撑检验, 以确保无论农户是否搬迁都在倾向得分上存在较大的共同取值范围。

如图 1 所示, 匹配后实验组和控制组的大部分观测值都落在共同取值范围内, 只有少量样本损失(本模型中只有控制组损失了 34 个样本)。倾向得分在两组样本中存在足够大的重叠区域, 满足共同支撑假设, 进一步确保了实施政策的平均处理效应的准确性及代表性。

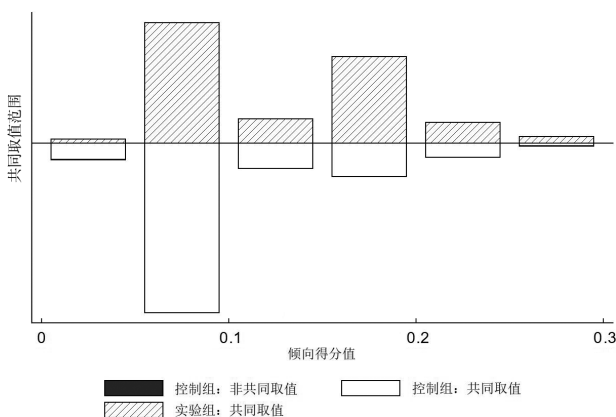


图 1 倾向得分分布

2. 平衡性检验

在对实验组和控制组进行倾向得分匹配后, 为保证较高的匹配质量, 需进行平衡性检验, 以有效校正选择偏差。首先可以通过考察各变量的个体差异在匹配后是否大幅减小, 如果匹配后实验组与控制组农户间的标准化偏差小于 20%, 说明匹配质量较高^[37]。如表 2 所示, 匹配后, 各变量的标准化偏差从匹配前的 $-19.3\% \sim 42.8\%$ 下降至匹配后的 $-5.5\% \sim -1.7\%$, 标准化偏差绝对值减少 $68\% \sim 92.7\%$, 各变量的个体特征差异均得到控制, 表明匹配效果较好。并且, 匹配前所有变量的 t 值的绝对值均远大于 2, P 值为 0.000, 均强烈

显著。而匹配后,各变量的 P 值显著增加,t 检验结果均不再显著,接受实验组和控制组无差异的原假设,即实验组和控制组农户在匹配变量上不存在显著差异^[38]。此外,根据整体评价标准,匹配后 Logit 倾向得分模型的 pseudo R^2 值从匹配前的 0.040 下降到匹配后的 0.001,LR chi2 统计量由 155.55 降为 1.97,意味着 PSM 模型的匹配过程满

足条件独立假设,减少了实验组与控制组间各变量的分布差异,并消除由于样本自选择而造成的估计偏误^[29]。

根据上述分析可知,PSM 方法有效降低了两组样本间各变量的分布差异,样本选择偏误得到控制,匹配后数据相对均衡,倾向得分匹配结果具有较高的可信度。

表 2 平衡性检验

变量	样本	均值		标准化偏差/ 绝对值减少/%	标准化偏差 绝对值减少/%	t 检验	
		实验组 (N=912)	控制组 (N=4880)			t	p>t
入户路类型	匹配前	1.0757	0.8501	22.7	92.7	5.33	0.000
	匹配后	1.0757	1.0921	-1.7		-0.29	0.774
是否加入农民 专业合作社	匹配前	0.5461	0.3381	42.8	92.1	10.20	0.000
	匹配后	0.5461	0.5625	-3.4		-0.58	0.564
耕地面积	匹配前	16.031	13.679	16.4	68.0	3.74	0.000
	匹配后	16.031	16.784	-5.3		-0.83	0.407
林地面积	匹配前	12.788	16.319	-19.3	71.4	-3.92	0.000
	匹配后	12.788	13.797	-5.5		-1.21	0.227
联合样本检验	pseudo R^2	LR chi2	P>chi2				
匹配前	0.040	155.55	0.000				
匹配后	0.001	1.97	0.741				

(二)PSM-DID 回归结果

在满足以上两个检验后,我们可以将匹配后得到新的实验组和控制组看作同一个农户在是否搬迁时的两种不同表现。因此,根据前文的 PSM-DID 模型即可得到易地扶贫搬迁政策对农户生计的影响。

表 3 列示了 PSM-DID 的回归结果,采用依次添加控制变量的逐步回归法。其中模型(1)未加入控制变量,模型(2)—模型(5)逐步增加各控制变量,包括入户路类型、是否加入农民专业合作社、耕地面积以及林地面积。可以看出,无论模型中是否加入控制变量,核心解释变量 *did* 系数估计结果的符号和大小均较为稳定,在 1% 的显著性水平下显著为正。且随着控制变量依次增加,其系数逐渐增大,说明文中所选的控制变量对农户生计的提高存在一定影响。模型(5)表明,在 1% 的显著性水平下,农户参与易地扶贫搬迁的平均处理效应约为 0.303,换言之,搬迁可使农户纯收入显著增长 30.3%,极大程度促进了搬迁农户生计的可持续发展。

(三)稳健性检验

易地扶贫搬迁政策能使贫困农户生计显著提升,提高了搬迁农户的经济发展水平。为确保这

一结论的可靠性,分别采用平行趋势检验、更换匹配方式、更换被解释变量以及安慰剂检验四种方式进行稳健性检验。

1. 平行趋势检验

双重差分法最重要的前提条件是应满足平行趋势假设,即在未受到易地扶贫搬迁政策影响时,实验组与控制组农户应保持相同的变化趋势,不会随着时间变化产生系统性差异,否则将会造成估计偏误^[19,36]。

表 3 PSM-DID 回归结果

变量	(1) 纯收入	(2) 纯收入	(3) 纯收入	(4) 纯收入	(5) 纯收入
<i>did</i>	0.257 *** (4.42)	0.268 *** (4.59)	0.271 *** (4.65)	0.276 *** (4.74)	0.303 *** (5.22)
		-0.048 ** (-2.21)	-0.050 ** (-2.28)	-0.061 *** (-2.79)	-0.048 ** (-2.18)
入户路类型					
是否加入农民 专业合作社			-0.234 *** (-2.86)	-0.248 *** (-3.03)	-0.226 *** (-2.77)
耕地面积				0.004 *** (3.91)	0.004 *** (3.22)
林地面积					0.005 *** (6.52)
<i>-cons</i>	0.799 *** (32.63)	0.814 *** (31.98)	0.826 *** (32.04)	0.798 *** (29.79)	0.768 *** (28.40)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	5792	5792	5792	5792	5792
R ²	0.751	0.751	0.752	0.752	0.755

注:括号里为 t 值,*** p<0.01,** p<0.05。

平行趋势检验结果如图2所示,农户在搬迁前所有回归结果均不显著,实验组与控制组的变化趋势一致,不存在显著差异。而搬迁后两者的发展趋势改变,回归系数逐渐偏离0且显著为正,表明搬迁对农户生计产生了一定的影响。由此可见,样本通过了双重差分估计所需的平行趋势检验,将易地扶贫搬迁政策视为准自然实验具备足够的合理性。

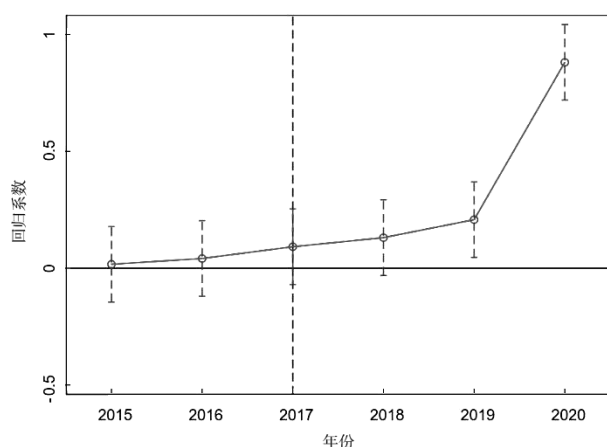


图2 平行趋势

2. 更换匹配方式

由于不同的匹配方式所对应的权重和匹配值不尽相同,导致匹配结果存在差异。因此,本文进一步采用半径匹配、核匹配、样条匹配以及局部线性回归匹配4种方式分别对实验组和控制组农户进行匹配,如果不同匹配方法呈现出的结果相似,则说明该匹配不依赖于某种具体方法,研究结论是稳健且可信的。

表4报告了分别采用半径匹配、核匹配、样条匹配以及局部线性回归匹配四种方式的回归结果。可以看出,无论采用何种匹配方式,*did*的系数符号与大小并未发生实质性改变,与基准回归结果一致。在1%的显著性水平下,参与易地扶贫搬迁使农户的纯收入与未搬迁相比增长了30.2%~30.3%,进一步佐证了搬迁对农户生计存在正向影响的稳健性。

3. 更换被解释变量

为避免因指标选择单一而导致回归结果存在偶然性,通过替换被解释变量来进行稳健性检验,进一步确保基准回归结果的可靠性。由于农户纯

收入极大程度上受到消费水平的影响,采用农户年收入作为纯收入的替代指标,以此来衡量农户的生计变化,并分别采用半径匹配、核匹配、样条匹配以及局部线性回归匹配四种方式对匹配后的样本重新进行双重差分估计,结果如表5所示。可以看出,在替换被解释变量后,无论采用哪种匹配方式,政策与时间的交互项系数均在1%的显著性水平下显著为正,参与易地扶贫搬迁的农户依然比控制组农户的年收入高25.6%~25.9%。表明基准回归结果对于农户生计水平指标的选择并不敏感,实证结论与前文具有一致性,进一步说明基准回归结果是稳健的。

表4 更换匹配方式的回归结果

变量	(1) 纯收入	(2) 纯收入	(3) 纯收入	(4) 纯收入
<i>did</i>	0.302 *** (5.19)	0.302 *** (5.19)	0.303 *** (5.22)	0.303 *** (5.22)
入户路类型	-0.044 ** (-2.02)	-0.044 ** (-2.02)	-0.048 ** (-2.18)	-0.048 ** (-2.18)
是否加入农民专业合作社	-0.233 *** (-2.94)	-0.233 *** (-2.94)	-0.226 *** (-2.77)	-0.226 *** (-2.77)
耕地面积	0.004 *** (3.17)	0.004 *** (3.17)	0.004 *** (3.22)	0.004 *** (3.22)
林地面积	0.005 *** (6.96)	0.005 *** (6.96)	0.005 *** (6.52)	0.005 *** (6.52)
<i>_cons</i>	0.769 *** (28.57)	0.769 *** (28.57)	0.768 *** (28.40)	0.768 *** (28.40)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5826	5826	5792	5792
<i>R</i> ²	0.754	0.754	0.755	0.755

注:括号里为*t*值,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。

表5 更换被解释变量的回归结果

变量	(1) 年收入	(2) 年收入	(3) 年收入	(4) 年收入
<i>did</i>	0.256 *** (4.03)	0.256 *** (4.03)	0.259 *** (4.07)	0.259 *** (4.07)
入户路类型	-0.063 *** (-2.62)	-0.063 *** (-2.62)	-0.069 *** (-2.85)	-0.069 *** (-2.85)
是否加入农民专业合作社	-0.198 ** (-2.29)	-0.198 ** (-2.29)	-0.186 ** (-2.09)	-0.186 ** (-2.09)
耕地面积	0.007 *** (5.59)	0.007 *** (5.59)	0.007 *** (5.63)	0.007 *** (5.63)
林地面积	0.007 *** (8.29)	0.007 *** (8.29)	0.007 *** (7.87)	0.007 *** (7.87)
<i>_cons</i>	0.963 *** (32.72)	0.963 *** (32.72)	0.963 *** (32.51)	0.963 *** (32.51)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5826	5826	5792	5792
<i>R</i> ²	0.767	0.767	0.767	0.767

注:括号里为*t*值,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。

4. 安慰剂检验

安慰剂检验的应用较为广泛,其具体思路是选择一个不会对研究结果造成影响的错误变量来替代文中的交互项,可以通过随机分配实验组和控制组来实现,然后再重新对模型进行估计。如果交互项的估计系数不再显著,则表明即使存在其他不可观测的因素,基准回归结果依然有效^[20],即农户的生计提升是由易地扶贫搬迁引起,而不是其他不可观测的因素。

因此,依照安慰剂检验的思路构建虚拟的实验组和控制组来重新估计易地扶贫搬迁对农户生计的影响。具体而言,在样本中随机选择 6% 的农户作为虚构的实验组进行倾向得分匹配,再基于该虚构的实验组以及与其匹配的控制组进行双重差分估计。如果在虚构实验组的方式下,回归结果仍然显著,则说明基准结果可能存在偏误^[39]。安慰剂检验结果如表 6 所示,虚构实验组后,交互项系数的估计值不再显著,这意味着去除易地扶贫搬迁政策的冲击后,实验组与控制组农户的生计变化不存在显著差异,从而证明了基准研究结果具有较好的稳健性。

表 6 安慰剂检验

变量	(1) 纯收入
<i>did</i>	-0.006
	(-0.13)
入户路类型	-0.035
	(-1.62)
是否加入农民专业合作社	-0.224 ***
	(-2.83)
耕地面积	0.004 ***
	(3.09)
林地面积	0.005 ***
	(6.15)
<i>_cons</i>	0.768 ***
	(28.42)
时间效应	控制
个体效应	控制
<i>N</i>	5824
<i>R</i> ²	0.752

注:括号里为 t 值,*** p < 0.01。

(四) 动态效应分析

政策的颁布和实施往往对未来经济发展具有一定的指导和引领作用,但实施效果通常会出现时滞现象,会随着政策的持续推进而逐步显现^[40]。基准回归得到农户搬迁后生计水平显著提高的研究结论,从总体上识别了政策实施的平均处理效

应,但具体细化到每一年的动态效应仍是一个亟待打开的“黑箱”,生计提升是否具备可持续性亟待探讨。因此,基于前文的研究结论,为明确易地扶贫搬迁政策如何随着时间的推移而影响农户生计,本文将进一步对政策实施效果的动态效应进行检验。

动态效应回归结果如表 7 所示。可以发现,农户在搬迁年度和搬迁后一年的收入虽有一定程度的增长,但并不显著。然而从搬迁后第二年开始,农户的收入水平分别在 5% 和 1% 的显著性水平下显著增长,说明了易地扶贫搬迁政策对农户生计提升存在一定的滞后性以及逐渐强化的可持续增长作用。农户在起初搬迁到安置区时,由于心境、角色和生计策略无法立即转变,融入性不强,因而政策的效果并未完全显现。随着时间的增长,农户逐渐适应、融入新环境,且基础设施和公共服务配套建设逐步完善,扶持创业带动就业以及精准培训助就业等多项举措并行,通过不断积累有利于发展的人力、物力、财力,发展优势逐渐增大,进而实现生计可持续发展。

表 7 动态效应

变量	(1) 纯收入
2015 年	0.017
	(0.20)
2016 年	0.042
	(0.51)
2017 年	0.092
	(1.11)
2018 年	0.131
	(1.58)
2019 年	0.208 **
	(2.52)
2020 年	0.882 ***
	(10.68)
入户路类型	0.039 **
	(2.05)
是否加入农民专业合作社	-0.018
	(-0.23)
耕地面积	0.010 ***
	(9.37)
林地面积	0.007 ***
	(11.76)
<i>_cons</i>	0.671 ***
	(19.38)
时间效应	控制
个体效应	控制
<i>N</i>	5826
<i>R</i> ²	0.551

注:括号里为 t 值,*** p < 0.01, ** p < 0.05。

(五) 异质性分析

为进一步考察易地扶贫搬迁政策对不同搬迁农户生计的影响,本文依据当地实际情况用致贫因素进行分类,分为能力丧失型、要素短缺型以及自身发展动力不足型3种。能力丧失型包括因病致贫以及因残致贫,要素短缺型包括缺资金、缺水、缺劳力、缺技术、以及缺土地致贫,自身发展动力不足主要是“等要靠”思想严重。基于这3种致贫原因的样本农户分别进行回归分析,探究少数民族地区不同致贫因素农户易地扶贫搬迁后对生计可持续影响的异质性,以此做到精准分类,精准施策。

如表8所示,模型(1)、模型(2)及模型(3)分别代表了对能力丧失型、要素短缺型以及自身发展动力不足型农户的回归结果。可以看出,易地扶贫搬迁政策对因病以及因残致贫农户生计提升的促进不明显,对要素短缺型农户的促进效果较好,尤其是对自身发展动力不足型农户的生计提升效果最为显著。充分体现出搬迁不但丰富了移民的物质基础,给予农户生产生活所必备的要素,更通过创业就业服务、技能培训、能人效应、“传帮带”等举措及氛围促进贫困农户发展,实现“挪穷窝”“换穷业”“拔穷根”,推动可持续发展。

表8 异质性分析

变量	(1) 纯收入	(2) 纯收入	(3) 纯收入
<i>did</i>	0.197 (1.34)	0.272 *** (4.22)	1.174 *** (4.22)
入户路类型	0.004 (0.05)	-0.055 ** (-2.27)	-0.064 (-0.54)
是否加入农民 专业合作社	-0.166 (-0.92)	-0.263 *** (-2.88)	-0.383 (-0.73)
耕地面积	-0.003 (-0.74)	0.004 *** (3.54)	-0.010 (-1.07)
林地面积	0.004 (0.83)	0.006 *** (6.43)	0.034 *** (3.68)
<i>_cons</i>	0.743 *** (10.29)	0.771 *** (25.50)	0.804 *** (5.59)
时间效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	555	4642	316
<i>R</i> ²	0.799	0.754	0.763

注:括号里为*t*值,****p*<0.01,***p*<0.05。

五、结论与建议

(一) 结论

(1) 易地扶贫搬迁使农户纯收入增长了约

30.3%,显著提高其生计水平,并且该结论在平行趋势检验、改变匹配方法、替换被解释变量以及安慰剂检验等一系列稳健性检验后仍然成立。

(2) 由于搬迁后农户无法立即融入新的生产生活环境,易地扶贫搬迁对农户生计提升具有一定的滞后性。但是,随着易地搬迁以及后续安置工作的扎实推进,搬迁对农户生计的正向促进作用越发凸显。一方面,搬迁为农户提供了更加优越的生产生活以及务工环境,使农户经济来源更加稳定和多元化。另一方面,搬迁开阔了农户的视野,促进了农户的自身发展动力,使生计提升具备可持续性。

(3) 易地扶贫搬迁对不同致贫原因的农户的生计影响具有较大异质性。具体而言,搬迁对因病及因残致贫农户的生计影响并不明显,对要素短缺型尤其是自身发展动力不足型农户生计的正向促进作用较为明显。因此在研究易地扶贫搬迁政策对农户生计的影响及相关问题时,致贫因素的重要作用不容忽视。

(二) 建议

第一,少数民族地区易地扶贫搬迁工作虽已取得决定性胜利,但未来返贫和贫困代际传递现象仍有可能存在。“搬得出”之后,更重要的是“稳得住”“能致富”,因此应持续深化对搬迁后农户生计的相关研究及顶层设计,扎实做好易地扶贫搬迁“后半篇文章”。

第二,短期内,少数民族地区易地扶贫搬迁后首要任务是帮助农户尽快适应安置新区,从根本上消除农户生活成本高、难以就业、无法融入等心理障碍,保护农户特有的文化、节日以及风俗习惯等,强化农户的民族自豪感和认同感,着力缩短搬迁后适应和融入过程,提升搬迁群众安全感、归属感、获得感和幸福感。

第三,从长期来看,要做好各项扶持政策的有机衔接,强化安置点后续管理,统筹公共服务、卫生健康、社会保障、文化教育、就业创业等事项,提供综合支撑。并加强对搬迁农户的教育引导、技能培训,增强自主致富的信心和决心。

第四,搬迁后,针对不同搬迁农户实行分级帮扶,实现“一类一策”“一人一策”。针对能力丧失

型农户,加强对其兜底援助力度,优先推荐公益性岗位就业;针对要素短缺型农户,通过创业担保贷款等方式拓宽融资渠道,加强技能培训以弥补技术短板,丰富其生产生活所必需的各类要素,斩断返贫根源;针对自身发展动力不足的农户,开展多形式教育宣传、更好的发挥能人效应,鼓励其自我发展和创业发展,增强搬迁农户发展的内在动力,在乡村振兴中切实将“输血式”向“造血式”转变,助力搬迁农户生计的可持续发展。

参考文献:

- [1]王君涵,李文,冷淦潇,等.易地扶贫搬迁对贫困户生计资本和生计策略的影响——基于 8 省 16 县的 3 期微观数据分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020,30(10): 143-153.
- [2]宁静,殷浩栋,汪三贵,等.易地扶贫搬迁减少了贫困脆弱性吗?——基于 8 省 16 县易地扶贫搬迁准实验研究的 PSM-DID 分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(11):20-28.
- [3]王琳. 中国扶贫开发的理论演进、实践发展与思路创新[J]. 宏观经济研究, 2018(1):75-81.
- [4]马明,陈绍军,陶思吉.少数民族地区易地扶贫搬迁减贫效应与生计发展研究——以三区三州怒江州地区为例[J]. 干旱区资源与环境, 2021,35(10):16-23.
- [5]何仁伟,李光勤,刘邵权,等.可持续生计视角下中国农村贫困治理研究综述[J]. 中国人口·资源与环境, 2017,27(11):69-85.
- [6]时鹏,余劲.易地扶贫搬迁农户意愿及影响因素研究——一个基于计划行为理论的解释架构[J]. 干旱区资源与环境, 2019,33(1):38-43.
- [7]施国庆,周君璧.西部山区农民易地扶贫搬迁意愿的影响因素[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2018,20(2):23-31.
- [8]冯伟林,李聪.易地扶贫搬迁农户生计恢复策略选择的影响因素研究——基于陕西安康的农户调查[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2020,37(2):73-81.
- [9]马明,陈绍军,陶思吉,等.易地扶贫搬迁移民生计策略、生计资本与家庭收入影响研究——以云南少数民族深度贫困地区为例[J]. 干旱区资源与环境, 2021,35(8): 1-10.
- [10]常晓鸣.产业发展、就业质量对易地扶贫搬迁政策满意度的影响机理——基于对凉山彝区易地扶贫搬迁户的田野调查[J]. 民族学刊, 2021:1-8.
- [11]周丽,黎红梅.社会适应、政治信任与易地扶贫搬迁政策满意度——基于湖南集中连片特困区搬迁农户调查[J]. 财经理论与实践, 2020,41(6):86-93.
- [12]孙晗霖,刘新智,刘娜.易地扶贫搬迁脱贫户生计满意度及其影响因素研究——以重庆市酉阳土家族苗族自治县为例[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2018,44(6): 26-36.
- [13]刘升.城镇集中安置型易地扶贫搬迁社区的社会稳定风险分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020(6):94-100.
- [14]陈坚.易地扶贫搬迁政策执行困境及对策——基于政策执行过程视角[J]. 探索, 2017(4):153-158.
- [15]武汉大学易地扶贫搬迁后续扶持研究课题组.易地扶贫搬迁的基本特征与后续扶持的路径选择[J]. 中国农村经济, 2020(12):88-102.
- [16]胡求光,周宇飞.开发区产业集聚的环境效应:加剧污染还是促进治理?[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(10):64-72.
- [17]SHAO S, WANG Y, YAN W, et al. Administrative decentralization and credit resource reallocation: evidence from China's "Enlarging authority and strengthening counties" reform[J]. Cities, 2020(97):102530.
- [18]薛晓珊,方虹,杨昭.新能源汽车推广政策对企业技术创新的影响研究——基于 PSM-DID 方法[J]. 科学学与科学技术管理, 2021,42(5):63-84.
- [19]刘瑞明,赵仁杰.西部大开发:增长驱动还是政策陷阱——基于 PSM-DID 方法的研究[J]. 中国工业经济, 2015(6):32-43.
- [20]司春晓,孙诗怡,罗长远.自贸区的外资创造和外资转移效应:基于倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)的研究[J]. 世界经济研究, 2021(5):9-23.
- [21]郭君平,仲鹭勃,曲颂,等.宅基地制度改革减缓了农房闲置吗?——基于 PSM 和 MA 方法的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(11):47-61.
- [22]何靖.延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应——基于银行盈余管理动机视角的 PSM-DID 分析[J]. 中国工业经济, 2016(11):126-143.
- [23]ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome[J]. Journal of the royal statistical society. series B: methodological, 1983,45(2):212-218.
- [24]ALI, AKHTER, RAHUT, et al. Forest-based livelihoods, income, and poverty: empirical evidence from the Himalayan region of rural Pakistan[J]. Journal of rural studies, 2018.

(下转第 148 页)

体协同作战的工作体系,并在实践中予以验证、修正,切实提高县委书记队伍建设的质量和效益。胜任特征形成和转化的作用机理和实践路径等问题需在今后理论上和实践上有更加深入的研究和探索。

参考文献:

- [1] 朱树标,胡月星,王文新. 基于岗位职责的新时代县委书记胜任特征研究[J]. 中国软科学,2020(5):66-75.
 - [2] 马正立. 新时代县委书记治理能力提升:要素、遵循、路径[J]. 中国井冈山干部学院学报,2020,13(3):117-126.
 - [3] 张永刚. 优秀县委书记的共性特征及成长规律探析[J]. 学习论坛,2020(11):33-38.
 - [4] 卢晓慧. 什么样的人适合当县委书记——基于 1043 名基层干部对县委书记胜任特征的问卷调查[J]. 中国领导科学,2021(2):58-65.
 - [5] 陈朋. 优秀县委书记的典型特征——以 148 名全国优秀县委书记候选人为分析样本的实证研究[J]. 人民论坛,2021(21):46-50.
 - [6] 沈承诚. 全国百位优秀县委书记个体特征、行动策略与行动绩效研究[J]. 江海学刊,2021(4):147-153.
 - [7] 朱树标,王文新. 新时代县委书记胜任特征及其生效促进机制[J]. 中国人事科学,2020(6):15-23.
 - [8] 中国共产党章程[M]. 北京:人民出版社,2017.
 - [9] BOYATZIS R E. The competent manager: a model for effective performance[M]. Toronto: John Wiley & Sons, Inc. 1982: 35.
 - [10] 谷向东. 党政领导干部胜任力技术与应用[M]. 北京:中国发展出版社. 2013.
 - [11] 闫鸣. 营造良好政治生态,领导干部要作表率[N]. 中国纪检监察报,2015-05-15(1).
 - [12] 努力锻造忠实践行习近平新时代中国特色社会主义思想的坚强领导集体——中央组织部负责人就印发《2019—2023 年全国党政领导班子建设规划纲要》答记者问[N]. 人民日报,2019-12-05(2).
- (本文责编:海 洋)
-
- (上接第 138 页)
- [25] BECERRIL J, ABDULAI A. The impact of improved maize varieties on poverty in Mexico: a propensity score-matching approach[J]. World development, 2010,38(7):1024-1035.
 - [26] 刘建民,唐红李,吴金光. 企业异质背景下“营改增”对技术创新的微观效应研究——基于准自然实验的 PSM 实证检验[J]. 中国软科学,2019(9):134-142.
 - [27] 田利辉,王可第. 社会责任信息披露的“掩饰效应”和上市公司崩盘风险——来自中国股票市场的 DID-PSM 分析[J]. 管理世界,2017(11):146-157.
 - [28] 李延喜,赛赛,孙文章. 在审计报告中沟通关键审计事项是否提高了盈余质量?[J]. 中国软科学,2019(3):120-135.
 - [29] 刘志红,王艺明. “省直管县”改革能否提升县级财力水平?[J]. 管理科学学报,2018,21(10):1-13.
 - [30] 董艳梅,朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济,2016(10):92-108.
 - [31] 陈思,聂凤英,罗尔呷,等. 正规借贷、非正规借贷对农户收入的影响——来自中国西部贫困地区的经验证据[J]. 农业技术经济,2021(5):35-47.
 - [32] 苏芳. 可持续生计:理论方法与应用[M]. 北京:中国社会科学出版社,2015.
 - [33] 戴琼瑶,刘家强,唐代盛. 我国直过民族脱贫人口稳
 - 定脱贫指数及政策含义——以独龙族为例[J]. 人口研究,2019,43(6):75-89.
 - [34] 李红玲. 农民专业合作社的多元扶贫逻辑与公共治理[J]. 贵州社会科学,2014(7):133-137.
 - [35] 高军波,喻超,戈大专,等. 不同地理环境下农户致贫机理的多尺度比较——以河南省为例[J]. 资源科学,2019,41(9):1690-1702.
 - [36] ZHANG H, DUAN M, DENG Z. Have China's pilot emissions trading schemes promoted carbon emission reductions? — the evidence from industrial sub-sectors at the provincial level[J]. Journal of cleaner production, 2019(234):912-924.
 - [37] RUBIN D. The bias due to incomplete matching. [J]. Biometrics, 1985,41(1):103-116.
 - [38] 邵剑兵,周启微. 玻璃天花板引发的企业之殇——基于 A 股上市独角兽企业及其对照企业的 PSM 研究[J]. 管理工程学报,2021:1-14.
 - [39] 张洪振,任天驰,杨纳华. 大学生村官推动了村级集体经济发展吗?——基于中国第三次农业普查数据[J]. 中国农村观察,2020(6):102-121.
 - [40] 袁航,朱承亮. 西部大开发推动产业结构转型升级了吗?——基于 PSM-DID 方法的检验[J]. 中国软科学,2018(6):67-81.
- (本文责编:海 洋)