

易地扶贫搬迁对农户消费的影响*

时 鹏 余 劲

【摘 要】文章利用陕南地区“十三五”易地扶贫搬迁农户调查数据,运用倾向得分匹配和再中心化影响函数回归,实证评估了易地搬迁对农户消费的影响。研究表明:(1)搬迁使农户总消费提高了 17.2%,使生存型消费和人情礼金支出分别提高了 23.0%和 34.6%,但搬迁对发展型消费和恩格尔系数的影响均不明显,搬迁对农户消费的影响主要表现为“量”的增加而并非“质”的提升。(2)非农就业在搬迁对农户消费的影响中起到中介作用,搬迁对负担期、稳定期和赡养期农户的消费有促进作用,对抚养期和空巢期农户的消费影响不显著。(3)搬迁对农户消费的影响均呈“益贫不益富”的特征,搬迁缩小了农户总消费、生存型消费、礼金支出的差异,但对发展型消费差异的影响不显著。据此,文章提出加强接续政策扶持,推进移风易俗,促进农户非农就业,对处在不同生命周期阶段的农户进行差异化帮扶等政策建议。

【关键词】易地扶贫搬迁 农户消费 倾向得分匹配 再中心化影响函数回归

【作 者】时 鹏 西安电子科技大学马克思主义学院,讲师;余 劲 西北农林科技大学经济管理学院,教授。

一、引 言

长期以来,中国二元经济结构以城乡分割、城乡收入和消费差距较大为主要特征,广大农民“不能消费”“不敢消费”的问题十分突出(方福前,2021)。“十八大”之后,中国政府以超常规的力度推进扶贫攻坚工作,反贫困事业取得巨大成就,易地搬迁作为精准扶贫“五个一批”工程的关键,旨在通过发展空间重构和生计方式转型实现贫困人口的长期脱贫,易地扶贫搬迁人口规模占同期总脱贫人口的 20%。那么,在“后脱贫时代”,农户消费是否随着搬迁和生产生活条件的改善而必然提高?搬迁如何影响农户消费?搬迁政策的特惠“福利性”^①是否缩小了农户消费差异?这些都是亟待回答的问题。

* 本文为教育部人文社科研究项目“共同富裕视域下易地扶贫搬迁后续扶持减贫的机理、效应和政策优化研究”(编号:23XJC630010);陕西省社会科学基金项目“共同富裕视域下陕西省易地扶贫搬迁后续扶持减贫的机理、效应和政策优化研究”(编号:2023R039)的阶段性成果。

① “十三五”易地搬迁安置房主要由中央和地方政府出资修建,按照政策规划,农户自筹资金仅占 9.5%,每户不超过 1 万元,而在陕南易地搬迁实践中农户甚至不用任何出资而获得一套“拎包入住”的安置房。

目前,学者们主要从家庭收入(时鹏等,2022)、生计策略(王君涵等,2020)、就业效果(张会萍、罗媛月,2021;时鹏、余劲,2023)、生计脆弱性(宁静等,2018)、多维贫困(刘明月等,2022)等角度探讨易地搬迁对农户的影响。已有研究表明,搬迁提高了农户收入,搬迁后农户的多维贫困状况和生计脆弱性得到了大幅缓解,而其内在逻辑在于搬迁安置人口的集聚优化了公共资源的空间配置结构、提升了公共服务效率(黄祖辉,2020)。事实上,除了以收入为核心的效用评价指标体系外,家庭消费不仅体现了人们的物质生活水平、家庭经济资源的充裕程度,也反映了人们支配资源的能力(Mcgregor等,1992;徐月宾等,2007),从长期看,消费是家庭经济福利(Hurd等,2006)和幸福感(Jorgenson,1998)的重要表征。鉴于此,家庭消费是评估易地搬迁政策效果的重要衡量指标(Headey等,2004)。

然而,有关易地搬迁对农户消费影响的研究并不多见。尹志超和郭沛瑶(2021)研究了精准扶贫政策“对症下药,靶向治疗”效果,发现直接资金补贴、低保、教育扶贫、“扶志与扶智”相结合分别提高了老年贫困家庭、因病致贫家庭、因学致贫家庭和低教育水平家庭的家庭消费,但囿于数据限制,该研究中精准扶贫帮扶方式并未包括易地搬迁扶贫。有学者探讨了人口自发迁移或家庭化流动对家庭消费的影响,如 Chandrasekhar等(2015)发现,印度短期移民的消费支出、食物支出显著下降,恩格尔系数不降反升,福利状况恶化;而 Nguyen等(2011)发现,越南短期移民的食物支出、卡路里摄入量和食品多样性均有所提高,与之类似,有研究发现中国的家庭化流动也显著提升了农民工家庭的消费水平(杨永贵、邓江年,2017)。在导致上述两种不同移民后果的因素中,搬迁人口参与经济活动的属性是关键,较差的就业机会是导致农户消费和福利下降的重要原因(Chandrasekhar等,2015),此外,有长期定居意愿、市民化程度高的家庭的消费支出、食品支出和住房支出也更高(周明海、金樟峰,2017;宁光杰、刘丽丽,2018),子女随迁将提高流动家庭的教育支出比例,而耐用消费品和其他杂项方面支出比例更低(王禄琳,2015)。

已有研究虽然较少直接探讨易地搬迁对农户消费的影响,但依然为本文提供了重要借鉴,同时需要注意以下几点问题:(1)已有研究多关注人口的自由迁移,这与以农户减贫为主要目的、由政府主导的易地搬迁可能存在较大差异;(2)已有研究多基于均值回归模型,未充分考虑人口迁移对不同消费水平家庭影响的异质性;(3)已有研究缺乏搬迁本身对农户消费影响的分析,特别是缺少相应的机理分析。“十三五”易地搬迁作为一种特惠“福利性”政策,是否减缓了住房投资对贫困户家庭消费的“挤出”?易地搬迁以城镇化“无土”安置为主,那么,搬迁是否通过“直过”式非农就业促进了农户消费?对于处在不同家庭生命周期阶段的农户,搬迁对消费的影响是否存在差异?这些问题都值得进一步讨论。鉴于此,本文利用易地搬迁典型区域陕南地区的农户调查数据,从消费水平、消费结构和消费不平等3个角度评估搬迁对农户家庭消费的影响,并分析其作用机理和异质性影响。

二、易地搬迁对农户家庭消费的影响机理

根据经典消费理论,家庭消费行为主要受“流动性约束”和“背景风险”两大因素的影响(尹志超、郭沛瑶,2021)。一方面,贫困农户的收入和资产积累水平较低,且难以借助储蓄、借贷、保险等金融工具及社会保障等社会支持机制实现消费平滑,这一“流动性约束”是导致贫困农户“不能消费”的主要原因。另一方面,在“一方水土养不活一方人”的地区,自然条件是制约农户发展的根源,产业发展和基础设施建设滞后,农户生计脆弱性高,加之医疗、教育等社会保障和公共服务的供给水平低,农户需要进行大量预防性储蓄以应对生产、生活中的各种不确定性和风险,这种“背景风险”是导致贫困农户“不敢消费”的主要原因。此外,中国居民消费还具有一定的“短视”性特征和阶段性,既不是按照 Keynes 的即期也不是按照 Modigliani 的以一生为跨度来寻求效用最大化,而是依据现期收入和流动性资产水平在“最近的将来”规划消费支出(余永定、李军,2000),呈现出高峰和谷底相互交错的“锯齿”型特征(周好文、潘朝顺,2002),家庭生命周期是形成这种消费特征的重要原因(张朝华,2017)。

综上所述,本文认为易地搬迁主要通过三条路径影响家庭消费。(1)在中国农村,安居乐业作为一种根深蒂固的家庭观念,拥有住房是优先选项,对于低收入家庭更是如此(Huang 等,2015),这很大程度上抑制了农户消费。易地搬迁“福利性”安置缓解了农户消费的“预算约束”,即减少了住房投资对家庭消费的“挤出”。(2)易地搬迁城镇化安置“直过式”地促进了农户非农就业,降低了农户生计的“背景风险”,提高了农户收入,按照边际消费倾向递减的规律,低收入群体的边际消费倾向更高(Carroll 等,1996),因此,搬迁会通过促进非农就业带动农户消费。(3)易地搬迁对农户消费的影响因农户家庭生命周期而异。最后,需要指出的是,搬迁后,农户可自愿申请在城镇落户,也可自主选择参加城镇社保,提高家庭保障水平,降低保障性“背景风险”,但在调查中发现,目前搬迁农户“人户分离”的状态还比较普遍,各类社保的转移接续仍需进一步完善,其对农户消费的影响可能需要更长时间才能体现出来。因此,本文未对这一机制展开分析。

(一) 易地搬迁政策“福利性”与农户消费

假设农户消费分为房屋建造或购买的消费(后文简称住房消费)和其他商品或服务的消费(后文简称其他消费)两部分,理性农户面临的基本问题即在预算约束条件下实现自身效用最大化,如图所示。搬迁之前预算线为 X_1Y_1 ,与无差异曲线簇相切于 E 点,效用最大化消费组合为 (X_0, Y_0) 。易地搬迁“福利性”安置可认为是政府对农户住房消费进行大幅的价格补贴,且存在配额 X^q ,若没有该项政策,建档立卡户难以自建或购房,从而 $X^q > X_1$,在 X^q 左侧,预算线几乎与 X 轴平行,表现为图中预算线的 Y_1F 段,在 X^q 右侧,住房价格恢复为市场价格,预算线变得十分陡峭,表现为图中预算线的 FX_2 段, Y_1FX_2

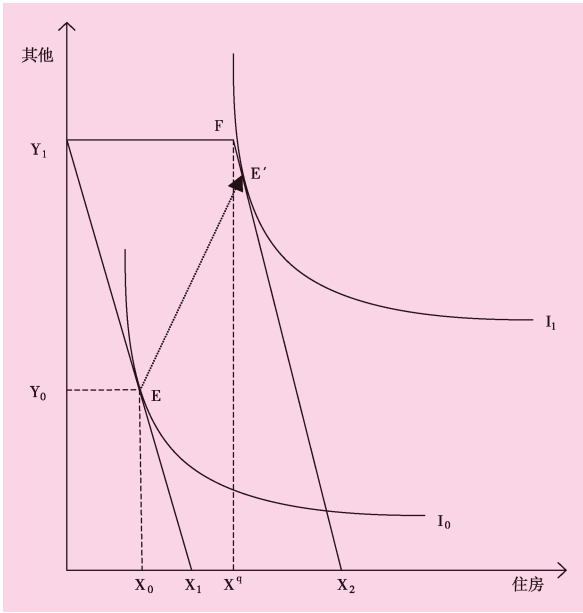


图 易地搬迁“福利性”安置对农户消费的“挤出”效应

为新预算线。搬迁后,无差异曲线簇与 Y_1FX_2 的切点为 E' 点,根据偏好关系的严格凸性,理论上 E' 会位于新预算线的右半段 FX_2 上且非常接近 F 点,而由于住房消费的不可分性,农户最优消费组合为 (X^q, Y_1) , 此时,显然 $Y_1 > Y_0$ 。可见,搬迁之后,农户会将大部分收入用于其他消费。

(二) 易地搬迁城镇化安置与农户消费

“十三五”易地搬迁以“四靠近”城镇化(无土)安置为主,这意味着搬迁农户多以“直过”方式完成向非农生计转

型。此外,迁入地的基础设施和公共服务设施更完善、产业基础更好,其经济发展的“溢出效应”和安置区人口集中的“聚集效应”进一步拓展了农户的非农就业空间。而非农就业通过三条路径提升家庭消费:(1)非农就业直接增加非农收入,从而改善农户消费的预算约束,缓解了“流动性约束”问题;(2)非农就业有利于分散农户单一依靠农业生产带来的收入风险(de Haas, 2010),即生计“背景风险”,从而减少了农户的预防性储蓄;(3)非农就业是农户面临“流动性约束”时进行消费平滑的重要手段(艾春荣、汪伟, 2010),有利于克服农村资本市场和社会保障市场不完善对农户消费产生的制约作用。据此,本文提出以下研究假设。假设 1:易地搬迁之后,农户消费面临的“流动性约束”和“背景风险”因素降低,贫困农户“不能消费”和“不敢消费”的问题得到一定程度的缓解,即,易地搬迁整体上促进了农户消费。假设 2:易地搬迁城镇化安置以“直过”方式促进了农户非农就业,从而进一步提高了农户家庭消费,即,非农就业在易地搬迁对农户消费的影响中起到中介作用。

(三) 易地搬迁农户家庭生命周期与农户消费

家庭生命周期是一个家庭从形成到解体呈循环运动的过程,家庭的人口结构、资本禀赋、风险偏好、就业水平等不断演变,由此,人们的需求和决策行为也随之变化(张朝华, 2017)。反映到家庭消费层面,处于不同生命周期阶段的家庭,在“养儿防老”“隔代抚养”“数代同堂”的文化观念和传统“家本位”文化的影响下,人们会“通盘”考虑在“最近的将来”其家庭的整体消费支出需求,做出育儿、养老、婚娶、医疗和住房等规划决策(李婧、许晨辰, 2020)。例如,对处在“上有老、下有小”负担期的家庭而言,中年人通常外出赚钱养家,老年人帮忙抚养小孩,子女教育、父母赡养、医疗支出等是家庭消费安排

的优先项,搬迁后,这类家庭劳动力人口非农就业空间进一步拓展,有利于提升其家庭收入和消费;对处在“空巢期”的家庭而言,消费习惯比较稳定,更多呈现出一种“维持性”“最小化”的温饱型消费特征,65 岁以上家庭成员也基本丧失了非农就业能力,搬迁对该类农户家庭生计的影响不大,进而也无法刺激其家庭消费。本文据此提出研究假设 3:对处在不同家庭生命周期阶段的农户而言,易地搬迁对农户家庭消费的影响存在差异,即家庭生命周期在易地搬迁对农户消费的影响中起到调节作用。

三、研究设计

(一) 数据来源与抽样

2010 年 7 月,陕西省政府启动了新中国成立以来上规模最大的移民搬迁工程,对陕南汉中、安康、商洛 3 市 28 个县(区)240 万人进行搬迁,其规模占陕南总人口的 1/4。十八大之后,精准扶贫成为新的扶贫战略,在新形势下,2016 年,陕西省委做出以扶贫为主、统筹推进避灾、生态和其他类型搬迁的新思路,在新的起点上全面实施易地扶贫搬迁,拟迁出 125 万人,占全国计划搬迁总人口的 1/8,是国家“十三五”易地搬迁政策的“策源地”和重点目标区域。本文使用数据来自 2017 年 12 月至 2018 年 1 月在陕南开展的易地搬迁专题调研,具有较好的典型性和代表性。

此次调查以结构化的入户问卷调查为主,以半结构化的个别访谈作为补充。首先,由陕西省易地搬迁规划和县(区)经济发展水平,抽取了 8 个调研县(区),分别为汉中市 的西乡县、略阳县和留坝县,安康市的汉滨区、汉阴县和白河县,商洛市的镇安县和丹凤县,每个县(区)随机抽取 2~5 个乡镇,共计选出 32 个乡镇,在每个乡镇选择 30~60 个农户,其中,搬迁户(处理组)和非搬迁户(对照组)的比例依据所在乡镇、村或社区的整体搬迁情况而定,最终共涵盖了 62 个村或社区。调查对象为年龄在 18~70 岁的户主或户主配偶,调查内容涉及农户的个体及家庭特征、搬迁情况、土地利用、资本禀赋、收入、消费和就业状况、后续扶持政策等相关内容。调查共获得有效问卷 1 712 份,其中,搬迁户 1 162 户、非

搬迁户 550 户。具体调研地点及样本分布如表 1 所示。

(二) 研究方法

1. 倾向得分匹配法(PSM)。“群众自愿,应搬尽搬”是“十三五”易地搬迁

表 1 调研地点和问卷数量

市	县(区)	乡镇	农户数	占比(%)
安康市	白河县	仓上、茅坪、宋家	197	11.51
	汉滨区	茨沟、吉河、谭坝、晏坎	287	16.76
	汉阴县	城关、涧池、蒲溪、铁佛寺	133	7.77
汉中市	留坝县	火烧店、马道	79	4.61
	略阳县	城关、郭镇、黑河、横现河、金家河、徐家坪	231	13.49
	西乡县	罗镇、桑园、沙河、峡口、堰口	327	19.10
商洛市	丹凤县	棣花、峦庄、铁峪铺、庾岭、竹林关	237	13.84
	镇安县	回龙、米粮、青铜关、云盖寺	221	12.91
合计	8	33	1712	100

强调的基本原则之一,即搬迁决策完全由农户自己做出,而并非随机分配。因此,在识别搬迁对农户消费的影响时,使用PSM能较好地解决在横截面数据情形下由样本自选择导致的内生性估计偏误问题,其基本思想是构建一个“反事实”分析框架,通过找到与处理组最近似的对照组,最大程度地消除样本偏差。

首先,设立一个简单的基准模型:

$$consume_i = \alpha_0 + \alpha_1 migration_i + \alpha_2 X_i + u_i \quad (1)$$

式(1)中, $consume_i$ 表示消费,为了消除异方差及便于进行结果的解释,文中采用自然对数形式; $migration_i$ 表示是否搬迁,取值为0代表未搬迁,取值为1代表搬迁; X_i 表示其他控制变量,包括个体特征变量、家庭特征变量和区域虚拟变量, α_0 、 α_1 、 α_2 为对应的回归系数, u_i 为随机误差项。

其次,使用“倾向得分”作为农户参与搬迁的概率,在未搬迁农户中找到与搬迁农户得分相似的对照组。本文使用Logit模型估计倾向得分:

$$p(X_i) = \Pr(migration_i = 1 | X_i) = \exp(\beta X_i) / [1 + \exp(\beta X_i)] \quad (2)$$

式(2)左侧为农户搬迁条件概率拟合值,右侧为累积分布函数, X 为一组匹配变量, β 为匹配变量的系数。

最后,计算处理组的平均处理效应(ATT),ATT表示搬迁农户消费与假设其没有搬迁的“反事实”消费的差异的平均值。

$$\begin{aligned} ATT &= \frac{1}{N_i} \sum_{i:D_i=1} (consume_{1i} - consume_{0i}) \\ &= E(consume_i^1 | migration_{i=1}) - E(consume_i^0 | migration_{i=1}) \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $consume_{1i}$ 表示搬迁户的事实消费, $consume_{0i}$ 表示搬迁户的“反事实”消费。

2. 再中心化影响函数回归(RIF)。RIF回归最早由Firpo等提出,是一种无条件分位数回归方法,Rios-Avila(2020)基于“反事实”的思想,提出了可以估计当解释变量为分类变量时被解释变量多种分布统计量如均值、分位数、分位数比、方差、基尼系数等的处理效应。本文基于这一方法对搬迁对农户消费影响的异质性和对农户消费差异的边际影响进行估计。

(三) 变量说明

1. 被解释变量:农户消费^①。总消费能够反映出农户家庭整体生活水平,而消费结构聚焦于各类细分消费项,是农户家庭生活质量的重要表征(尹志超、郭沛瑶,2021)。借鉴李晓涛和何家军(2016)、尹志超和郭沛瑶(2021)的研究,同时考虑到中国特殊的文化背景及陕南实际,本文将总消费按照消费目的细分为生存型消费、发展型消费和人情礼金

^① 对于农户消费中的自产部分,按照当年当地的市场价格进行折算。

支出三类。其中,生存型消费指为了维持生存所必要的支出,主要包括食物(米油盐、蔬菜、肉类、烟酒副食、在外务工人员的伙食、在校子女的生活所需),服装,燃料、水、电、暖、物业费,房屋修缮等的支出;发展型消费是指农户为了实现自身发展而进行的各项支出,主要包括教育文娱,家电,交通费,通讯费(网费、电话费和有线电视费),以及卫生保健支出(保险费、医疗费)等;人情礼金支出通常指在传统关系型社会中,人们互赠礼金、礼物以维系和发展社会网络而产生的支出(周广肃、马光荣,2015),例如,在陕南,农户红白喜事随礼支出占农户收入的比重较高。此外,恩格尔系数指食物支出在一个家庭总消费支出中的比重,反映农户的消费层次和整体经济发展状况,本文也关注搬迁对农户恩格尔系数的影响。

2. 处理变量:易地搬迁。设置题项:“您是否参与了易地搬迁?”若回答“是”,为搬迁户,赋值为1,否则为非搬迁户,赋值为0。

3. 控制变量和匹配变量。个体特征包括户主年龄、户主性别(男=1;女=0)、自评健康状况(极好、比较好赋值为1,其他赋值为0)、是否为党员(是=1;否=0)和是否为村干部(是=1;否=0)5个变量;家庭特征包括人口规模、抚养比、劳动力人口、人均实际耕种土地面积(承包+转入-转出-撂荒)、原居住位置、是否退耕还林、生活资料占比(实际拥有的摩托车、电视机、电冰箱等家电、家具的数目占总调查类型数的比例)、生产资料占比(实际拥有的农用三轮、播种机、收割机等农用机械的数目占总调查类型数的比例)、人均受教育程度(年)、居住地距公路距离(km)、贷款经历(是=1;否=0)、总收入、家庭存款13个变量,区域特征为区域虚拟变量。根据 Heckman 等的研究,选择无关变量不会影响最终结果,但是有遗漏变量时则会产生严重的偏差。匹配变量必须同时影响农户搬迁决策和消费,但要求匹配变量不会受到搬迁的影响。据此,本文选择5个个体特征变量,除劳动力人口、总收入、家庭存款之外的10个家庭特征变量及区域特征共16个变量作为计算倾向得分的匹配变量。由于搬迁安置进程集中统一且时间尚较短,本文未控制搬迁时间变量。

4. 中介变量和调节变量。调研中,农户往往担心如实报告自己的收入会对其是否获得“贫困户”的资格产生影响,因此,所获收入数据可能存在系统性低估(Meyer等,2003),而由于行业工资率的差异性,非农收入也难以准确反映搬迁农户生计的非农化转型进程。因此,本文中介变量非农就业使用人均非农就业劳动天数即非农就业劳动参与表征,其中不包括学生、军人及服刑人员;参照畅倩等(2020)的研究,本文将调节变量家庭生命周期阶段划分为起步期(年轻夫妇,无子女)、抚养期(最小子女或孙子女为儿童或学生,无65岁以上老人)、负担期(最小子女或孙子女为儿童或学生,有65岁以上老人)、稳定期(最小子女或孙子女已工作,无65岁以上老人)、赡养期(最小子女或孙子女已工作,有65岁以上老人)和空巢期(家中仅有一个或两个老人常住,且户主年龄

大于 65 岁)。

(四) 描述性统计

本文中主要变量的描述性统计如表 2 所示。户主平均年龄 51.84 岁,户均人口规模 4.21 人,户人均耕种土地面积 1.55 亩,户人均受教育年限仅 6.97 年,有 53%的农户实施了退耕还林。可以看出,陕南地区农户的受教育水平低,生产、生活条件较差,贫困程度较深。除恩格尔系数外,搬迁户的各类消费均高于非搬迁户且差异显著。搬迁户户主更年轻,家庭人口规模更大、自评健康状况更好、原居住地位置更差、距公路距离更远、退耕还林参与率也更高,此外,搬迁户拥有着更少类型的生产资料 and 更多类型的生活资料,更多搬迁户有过贷款经历。上述差异进一步证实了是否搬迁并非随机分布,要准确评价搬迁对于农户消费的影响必须考虑这一内生性问题。

表 2 样本农户的描述性统计

变量名	全部样本	搬迁户	非搬迁户	变量名	全部样本	搬迁户	非搬迁户
人均总消费对数	8.672	8.755	8.497	人均受教育年限	6.968	6.986	6.928
人均生存型消费对数	8.045	8.131	7.863	居住地到公路距离	2.492	2.814	1.811
人均发展型消费对数	7.662	7.759	7.456	贷款经历	0.662	0.709	0.562
人均礼金支出对数	6.950	7.094	6.644	家庭总收入对数	10.458	10.523	10.321
恩格尔系数	0.232	0.228	0.239	家庭存款			
户主特征				小于 1 万	0.604	0.612	0.587
年龄	51.844	50.324	55.056	1~3 万	0.227	0.233	0.215
男性	0.945	0.948	0.936	3~5 万	0.098	0.094	0.105
自评健康	0.614	0.629	0.582	5~10 万	0.044	0.038	0.058
党员	0.106	0.098	0.124	10 万以上	0.027	0.023	0.035
村干部	0.053	0.046	0.067	区域变量			
家庭特征				商洛	0.262	0.290	0.202
家庭规模	4.206	4.290	4.027	安康	0.374	0.396	0.327
抚养比	0.337	0.345	0.318	汉中	0.364	0.314	0.471
劳动力数	2.751	2.769	2.712	人均非农劳动供给	113.123	116.016	107.011
人均实际耕种面积	1.549	1.165	2.359	家庭生命周期			
原居住地类型				起步期	0.004	0.003	0.004
平地	0.273	0.188	0.455	抚养期	0.394	0.417	0.345
深沟	0.141	0.143	0.138	负担期	0.445	0.157	0.131
山坡	0.585	0.670	0.407	稳定期	0.298	0.298	0.298
是否退耕还林	0.533	0.622	0.344	赡养期	0.105	0.096	0.124
生活资料	0.558	0.573	0.526	空巢期	0.051	0.028	0.098
生产资料	0.011	0.007	0.019				

四、计量分析

(一) 基于基准 OLS 估计易地搬迁对农户消费的影响

从表 3 可以看出,搬迁使农户总消费提高 21.41%(=e^{0.194}-1),而使生存型消费、发展型消费和礼金支出分别平均增加 27.25%(=e^{0.241}-1)、31.13%(=e^{0.271}-1) 和 46.81%(=e^{0.384}-1);但搬迁对恩格尔系数的影响不显著。控制变量方面,农户收入对总消费及各分项消费的影响均为正,对恩格尔系数的影响为负,这也与经典消费理论的假设相吻合;户主年龄、抚养比对农户消费产生了负向影响,而受教育水平对农户消费具有正向促进作用。以受教育水平为例,平均每多接受 1 年教育,总消费提高 9.31%(=e^{0.089}-1),较高的受教育水平有利于农户快速融入当地社区,其风险承受能力往往也更高,从而促进了农户消费(Cheng, 2021)。其他结果也与一般常识相符,不再赘述。本文进一步使用 PSM 进行匹配估计,以得到更加准确的结果。

表 3 易地搬迁对农户消费影响的 OLS 回归估计结果(N=1712)

变量名称	农户消费				
	人均总消费	人均生存型消费	人均发展型消费	人均礼金支出	恩格尔系数
是否搬迁	0.194*** (0.053)	0.241*** (0.051)	0.271*** (0.075)	0.384*** (0.102)	0.002(0.006)
户主年龄	-0.011*** (0.002)	-0.002(0.002)	-0.029*** (0.004)	-0.022*** (0.005)	0.001*** (0.000)
男性	0.082(0.140)	0.008(0.110)	0.188(0.186)	0.057(0.222)	0.003(0.011)
自评健康	-0.035(0.050)	0.003(0.046)	0.012(0.071)	0.074(0.093)	0.009(0.006)
党员	0.089*(0.051)	0.079(0.053)	0.051(0.099)	0.389*** (0.133)	0.008(0.009)
村干部	0.032(0.062)	-0.040(0.069)	0.045(0.119)	-0.012(0.187)	0.016(0.012)
家庭规模	-0.085(0.069)	-0.048(0.053)	0.457*** (0.068)	0.388*** (0.091)	-0.010*(0.005)
抚养比	-0.741*(0.396)	-0.507*(0.308)	-0.589(0.402)	-1.231** (0.572)	0.002(0.028)
人均受教育程度	0.089*** (0.012)	0.056*** (0.011)	0.167*** (0.015)	0.075*** (0.020)	-0.007*** (0.001)
劳动力人口	-0.216** (0.090)	-0.080(0.074)	-0.182*(0.096)	-0.182(0.132)	-0.002(0.007)
家庭总收入的对数	0.247*** (0.051)	0.270*** (0.053)	0.296*** (0.049)	0.320*** (0.057)	-0.007*** (0.002)
家庭存款(参照组:小于 1 万)					
1~3 万	-0.267*** (0.073)	-0.239*** (0.064)	-0.141*(0.083)	-0.307*** (0.108)	0.007(0.006)
3~5 万	-0.115*(0.064)	-0.008(0.063)	-0.127(0.111)	-0.303*(0.157)	-0.005(0.008)
5~10 万	-0.152*(0.084)	-0.021(0.082)	-0.015(0.131)	-0.277(0.183)	-0.015(0.010)
10 万以上	-0.038(0.113)	0.104(0.115)	-0.114(0.155)	0.402*** (0.149)	0.009(0.013)
区域特征(参照组:商洛)					
汉中	0.199*** (0.068)	0.161*** (0.062)	0.033(0.085)	0.301** (0.117)	0.010(0.007)
安康	0.280*** (0.064)	0.267*** (0.059)	0.090(0.083)	0.319*** (0.113)	0.006(0.007)
常数项	5.638*** (0.528)	5.269*** (0.519)	3.855*** (0.540)	4.293*** (0.700)	0.285*** (0.031)

(二) 基于 PSM 估计易地搬迁对农户消费的影响

1. 农户参加搬迁的影响因素分析。使用 Logit 模型估计倾向得分,结果如表 4 所示。户主年龄每增加 1 岁,搬迁概率的降低 0.5%,生产资料占比越高,农户收入中来自农业生产的占比就越大,从而降低了搬迁的概率,而生活资料占比越高,意味着农户更好的生活品质追求,促进了农户搬迁。有贷款经历农户搬迁的概率高于无贷款经历农户 7.5%,退耕户比非退耕户搬迁的概率高 16.3%,相对于原居住地在平地的农户而言,住在深沟的农户选择搬迁的概率提高 16.5%,而住在山坡的农户选择搬迁的概率提高 24.2%,此外,到公路距离更远的农户搬迁的可能性也更高。综上可见,生存的压力、搬迁的机会成本和农户的资本禀赋是影响农户搬迁决策的重要因素,搬迁具有明显的农户“自选择”特征。

2. 易地搬迁对农户消费影响的 ATT 效应分析。本文使用 k 近邻匹配(k=2,k=4)、

表 4 农户参与搬迁的倾向得分 Logit 估计(N=1712)

变 量	系数	稳健标准误	边际效应	标准误
个体特征				
户主年龄	-0.029***	0.006	-0.005***	0.001
男性	-0.028	0.249	-0.005	0.044
自评健康	0.131	0.125	0.023	0.022
村干部	-0.323	0.277	-0.057	0.049
党员	-0.146	0.207	-0.026	0.036
家庭特征				
家庭人口规模	0.017	0.041	0.003	0.007
抚养比	0.357	0.219	0.063	0.039
人均受教育程度	0.016	0.026	0.003	0.005
人均实际耕种土地面积	-0.002	0.004	-0.000	0.001
生活资料拥有占比	0.709***	0.258	0.125***	0.045
生产资料拥有占比	-5.336***	1.610	-0.941***	0.281
贷款经历	0.426***	0.123	0.075***	0.021
是否退耕还林	0.923***	0.121	0.163***	0.020
原居住位置(参照组:平地)				
深沟	0.799***	0.180	0.165***	0.036
山坡	1.236***	0.132	0.242***	0.026
原驻地距公路距离	0.043**	0.018	0.008**	0.003
区域特征(参照组:商洛)				
安康	-0.067	0.158	-0.012	0.028
汉中	-0.128	0.158	-0.023	0.028
常数项	0.114	0.521		

注: *、**、*** 表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

卡尺匹配(r=0.01)和核匹配方法进行处理效应估计,结果如表 5 所示,对比发现,表 3 基准回归整体高估了搬迁对农户消费的影响。四种匹配方法下的结果差异不大,一定程度上反映了结果的稳健性。搬迁使农户总消费平均提高了 17.2% ($=e^{0.159}-1$),假设 1 得以验证。从分项消费来看,搬迁使农户生存型消费和礼金支出分别平均提高了 23.0% ($=e^{0.207}-1$)、34.6% ($=e^{0.297}-1$),而搬迁对发展型消费和恩格尔系数的影响并不显著。农户消费结构并未因搬迁得到进一步优化升级,这与方福前(2021)研究认为现阶段中国农户消费绝大多数还是满足基本生活需要的消费,消费水平的提高主要是依靠提高消费量而并非主要通过消费升级来实现的观点一致。在迁入地,搬

表 5 易地搬迁对农户消费影响的处理效应(ATT)

匹配方法	农户消费				
	人均总消费	人均生存型消费	人均发展型消费	人均礼金支出	恩格尔系数
未匹配	0.258*** (0.052)	0.261*** (0.052)	0.303*** (0.062)	0.450*** (0.090)	-0.010 (0.007)
k 近邻匹配(k=2)	0.172* (0.099)	0.229** (0.098)	0.148* (0.088)	0.304* (0.177)	0.013 (0.009)
k 近邻匹配(k=4)	0.143* (0.086)	0.192** (0.088)	0.165 (0.117)	0.320* (0.140)	0.004 (0.011)
卡尺匹配(r=0.01)	0.161* (0.085)	0.202** (0.086)	0.150 (0.093)	0.291** (0.138)	0.006 (0.011)
核匹配	0.161** (0.081)	0.203** (0.083)	0.149* (0.089)	0.273** (0.135)	0.008 (0.010)
均值	0.159	0.207	0.153	0.297	0.031
样本量	1712	1712	1712	1712	1712

注:(1)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;(2)括号内数字为标准误。

迁农户往往通过与当地居民的比较而获得一定的身份认同,增加礼金支出等带有炫耀性成分的举动可以削弱或消除自身的相对剥夺感(de Haas,2010;李晓涛、何家军,2016);在传统基于血缘和亲缘关系的社会关系网络受到冲击的情况下,人情礼金支出作为一种社会资本投资,可以使搬迁农户在遇到困难时能够及时得到其他社区成员的支持。综合上述两点,人情礼金支出的增加一定程度上是搬迁农户理性选择的结果。

3. 匹配效果和平衡性检验。表 6 给出了平衡性检验结果,匹配后,Pseudo R² 值大幅度降低,几乎接近于 0,LR chi2 在四种匹配方法中均未被拒绝,MeanBias 和 MedBias 都大幅下降,B 值都小于 25%。上述结果表明,PSM 显著降低了处理组和对照组之间的差异,

表 6 平衡性检验结果

检验指标	匹配前	匹配后		
		k 近邻(k=4)	卡尺匹配(r=0.01)	核匹配
Pseudo R ²	0.056	0.001	0.001	0.001
LR chi2	119.3	4.54	3.78	4.62
P value	0.000	0.995	0.998	0.995
Mean bias	16.1	1.5	1.5	1.8
Median bias	10.9	1.0	0.9	1.4
B	57.2*	8.9	8.1	8.9

注:* 代表若 B>25%,或 R 在区间[0.5,2]之外。

较好控制了内生性误差,采用 PSM 符合条件独立假设,研究结果可靠。

4. 稳健性分析。PSM 基于可观测变量控制选择偏差,但由不可观测协变量导致的异质性仍未得到有效控制。Rosenbaum 边界分析能够确定由隐藏偏差所导致的不确定性 p 值区间在何时变得无意义,进一步检验匹配稳健性(Rosenbaum,1993)。以总消费为例,即使由不可观测协变量导致农户搬迁的可能性增加到 2.4 倍(含),搬迁对总消费的影响依然至少在 5%的统计水平上显著,其影响系数的 95%置信区间值也均大于 0;对分项消费的分析得到类似结果,说明 PSM 估计具有较高稳健性。

(三) 非农就业的中介作用和家庭生命周期的调节作用检验

1. 非农就业的中介作用。使用匹配后的样本进行中介效应检验,结果如表 7 所示。

表 7 非农就业在易地搬迁对农户消费影响中的中介作用检验

变 量	人均总消费	人均非农劳动天数	人均总消费
易地扶贫搬迁	0.209*** (0.054)	10.065** (4.552)	0.199*** (0.054)
人均非农劳动天数	—	—	0.001*** (0.000)
常数项	6.512*** (0.285)	-1.476 (23.972)	6.514*** (0.284)
样本量	1226	1228	1226
F 检验值	37.35***	20.47***	35.68***
调整拟合优度	0.294	0.182	0.298

注：(1)控制变量同表 3；(2)*、**、*** 表示在 10%、5%、1%的水平上显著；(3)括号内数字为稳健标准误。

费的影响中起到了部分中介效应；Sobel 检验的 p 值为 0.027，小于 0.05，即非农就业在搬迁对农户消费影响中的中介作用显著，中介效应大小为 0.010，占比为 4.8%，假设 2 得到验证。

2. 家庭生命周期的调节作用。由于处在起步期的农户仅有 6 户，不具代表性，因此，只对处在其他 5 个生命周期阶段的农户进行分组回归，结果如表 8 所示。对处在抚养期和空巢期的农户，搬迁对消费的影响不显著，而对处在负担期、稳定期和赡养期的农户，搬迁对消费的影响与全样本估计结果类似，均产生显著正向影响。调查中发现，处在抚养期的农户，父母一方在家照顾孩子，另一方外出务工挣钱养家的情形较为普遍，搬迁并不能进一步释放家庭劳动力，从而也未能明显改善农户消费。处在空巢期的农户由于基本已丧失了外出务工能力，搬迁后其在劳动力市场中更容易受到歧视，只能从事简单的自雇劳动（Cheng 等，2021），增收渠道受限且无法获得社会保障和社会支持（Cheng 等，2021），有限的收入多用于为未来的养老、医疗和“身后事”等问题而储蓄，搬迁对家庭消费几乎没有影响。对于处在负担期、稳定期和赡养期的农户而言，或无子女需要抚养，或子女由老人代为抚养，搬迁之后，家庭青壮年劳动力的生计选择更加丰富，收入提高进而提升农户消费。可见，在生命周期的不同阶段，搬迁对农户消费的影响存在差异，研究假设 3 得到验证。

表 8 家庭生命周期在易地搬迁对农户消费影响中的调节作用

变 量	全样本	抚养期	负担期	稳定期	赡养期	空巢期
易地扶贫搬迁	0.209*** (0.054)	-0.005 (0.073)	0.194* (0.101)	0.186* (0.095)	0.358** (0.138)	0.691 (0.454)
常数项	6.512*** (0.285)	7.249*** (1.125)	6.046*** (1.284)	6.467*** (1.143)	8.382*** (0.658)	5.746* (3.009)
样本量	1226	475	175	382	128	64
F 值	37.35***	3.54***	3.38***	5.82***	3.51***	1.78*
调整拟合优度	0.294	0.184	0.440	0.473	0.306	0.472

注：同表 8。

回归结果表明，搬迁使农户人均总消费增加了 23.2% ($=e^{0.209}-1$)，使农户人均非农就业劳动天数平均增加了 10.065 天；纳入人均非农就业劳动天数后，搬迁对人均总消费影响的系数有所减小但仍显著，说明非农就业在搬迁对农户消

（四）易地搬迁对农户消费差异的影响

表 9 给出了搬迁对农户总消费处理效应的 RIF 回归估计。以纳入控制变量和重新赋权的回归结果为例,搬迁使农户总消费提高了 0.147,对低消费群体(10 分位数)的促进作用更高,为 0.262,而对中等消费群体(50 分位数)和高消费群体(90 分位数)的影响在统计上不显著,此外,搬迁使农户间总消费方差降低了 0.612。可见,搬迁对不同消费水平农户总消费的影响具有异质性,呈现出“益贫性”的特点,从而缓解了农户总消费之间的差距。

本文进一步对搬迁对各分项消费的处理效应进行 RIF 回归估计,结果如表 10 所示。横向看,无论是均值还是分位数,搬迁对消费的影响从大到小均依次为:礼金支出、生存型消费、发展型消费;纵向看,无论是对于生存型消费、发展型消费还是礼金支出,搬迁均对低收入群体的影响更大。搬迁使生存型消费和礼金支出的基尼系数分别下降了 0.016 和 0.031,对发展型消费基尼系数的影响不显著,说明搬迁虽在一定程度上提高了低收入农户的发展型消费,但仍不足以有效缩小发展型消费差距。

表 9 易地搬迁对农户人均总消费差距的影响

RIF 分布统计量	标准 RIF 回归	纳入控制变量重新赋权
均值	0.164*** (0.050)	0.147*** (0.047)
10 分位	0.243*** (0.059)	0.262*** (0.065)
50 分位	0.079** (0.037)	0.061 (0.041)
90 分位	0.029 (0.051)	0.009 (0.056)
方差	-0.778** (0.369)	-0.612* (0.315)

注:(1)*、**、*** 表示在 10%、5%、1%的水平上显著;(2)括号内的数字为标准误。

表 10 易地搬迁对农户分项消费差距的影响

RIF 分布统计量	生存型消费	发展型消费	礼金支出
均值	0.184*** (0.050)	0.169*** (0.054)	0.289*** (0.095)
10 分位	0.317*** (0.071)	0.257*** (0.094)	0.431*** (0.138)
50 分位	0.143*** (0.047)	0.092* (0.049)	0.197*** (0.073)
90 分位	0.001 (0.068)	0.112 (0.082)	-0.025 (0.080)
方差	-0.617** (0.266)	-0.117 (0.278)	-1.189** (0.501)
基尼系数	-0.016*** (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.031*** (0.011)

注:同表 10。

五、结论与启示

本文利用“十三五”易地搬迁典型区域陕南农户调查数据,使用 PSM 模型和 RIF 回归对搬迁对农户消费水平、消费结构和消费差异的影响进行研究。主要研究结论如下。(1)易地搬迁显著提升了农户总消费,而从消费结构来看,搬迁主要提高了农户生存型消费和人情礼金消费,对发展型消费和恩格尔系数的影响不明显,搬迁对农户消费的影响主要是“量”的增加而并非“质”的提高。(2)易地搬迁通过“直过式”非农就业促进了农户消费,但中介效应占比相对较低;对处在不同家庭生命周期阶段的农户而言,搬迁对消费的影响存在差异。(3)无论是总消费还是分项消费,搬迁对农户消费的影响都具

有“益贫性”的特征,搬迁降低了农户总消费、生存型消费和人情礼金支出不平等,但并没有缓解发展型消费的不平等。

本文研究具有重要的政策含义。(1)搬迁脱贫后,农户消费虽有一定提高,但对农户长期发展能力至关重要的发展型消费增长乏力,不利于农户通过教育、医疗等消费支出的增加实现人力资本积累,从而提高其长期发展能力和实现稳定脱贫。因此,在接续推进巩固脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的关键时期,一方面,要加强后续扶持,通过产业扶贫等“造血”式帮扶为农户赋权赋能,促进农户持续增收,夯实农户进一步扩大消费的经济基础,使其“能消费”,同时要逐步将农村低保、养老保险、医疗保险等接入城镇社会保障体系,加强政策的城乡统筹和有效衔接,提高搬迁农户的保障水平,降低“背景风险”,使农户“敢消费”。另一方面,通过加强搬迁社区基层党建、成立群众性自治组织赋能社区治理,通过制定居(村)民公约、推进移风易俗,培育婚事新办、丧事简办等新型社会风尚,逐步实现农户消费实现由人情礼金支出向发展型消费增长转化的“理性回归”。(2)非农就业是巩固搬迁脱贫成果,提高农户消费福利的重要中介机制,但目前非农就业的中介作用还未充分激活。事实上,搬迁农户非农就业普遍面临着人力资本“失灵”,受到身份歧视和市场机制的排斥等难题。一方面,要通过技能培训、以工代训和职业教育等重塑农户就业能力,消除搬迁农户就业的制度性障碍。另一方面,要优先安排搬迁农户在社区内部从事物流、仓储、餐饮等非农经营活动,尽可能为其提供资金和税收等优惠政策支持。(3)后续扶持要根据搬迁农户生命周期阶段分类施策。对于处在抚养期和空巢期且有一定就业能力的农户,应协助其就地、就近灵活就业或通过政府“兜底”解决其实际生活困难,避免陷入因搬致贫、脱贫又返贫的困境。

参考文献:

1. 艾春荣、汪伟(2010):《非农就业与持久收入假说:理论和实证》,《管理世界》,第1期。
2. 畅倩等(2020):《非农就业对农户生态生产行为的影响——基于农业生产经营特征的中介效应和家庭生命周期的调节效应》,《中国农村观察》,第1期。
3. 方福前(2021):《中国居民消费潜力及增长点分析——基于2035年基本实现社会主义现代化的目标》,《经济学动态》,第2期。
4. 黄祖辉(2020):《新阶段中国“易地搬迁”扶贫战略:新定位与五大关键》,《学术月刊》,第9期。
5. 李婧、许晨辰(2020):《家庭规划对储蓄的影响:“生命周期”效应还是“预防性储蓄”效应?》,《经济学动态》,第8期。
6. 李晓涛、何家军(2016):《水库移民外出务工收入对其农村家庭支出的影响:RD模型的视角》,《消费经济》,第6期。
7. 刘明月等(2022):《易地扶贫搬迁的减贫效应与机制》,《中国农村观察》,第5期。
8. 宁光杰、刘丽丽(2018):《市民化意愿对农业转移人口消费行为的影响研究》,《中国人口科学》,第6期。

9. 宁静等(2018):《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》,《中国人口·资源与环境》,第11期。
10. 时鹏等(2022):《易地扶贫搬迁对农户收入的影响机理及效应——基于陕南3市8县1712个农户数据的实证分析》,《经济地理》,第2期。
11. 时鹏、余劲(2023):《易地扶贫搬迁对农户非农就业的影响——基于内生转换Probit模型》,《农业技术经济》,第4期。
12. 王君涵等(2020):《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》,《中国人口·资源与环境》,第10期。
13. 王琿琳(2015):《子女随迁对流动人口家庭务工消费的影响》,《劳动经济研究》,第6期。
14. 徐月宾等(2007):《中国农村反贫困政策的反思——从社会救助向社会保护转变》,《中国社会科学》,第3期。
15. 杨永贵、邓江年(2017):《家庭化流动对农民工城市消费的影响效应——基于CHIP 2013数据的微观实证》,《经济体制改革》,第6期。
16. 尹志超、郭沛瑶(2021):《精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究》,《管理世界》,第4期。
17. 余永定、李军(2000):《中国居民消费函数的理论与验证》,《中国社会科学》,第1期。
18. 张朝华(2017):《家庭生命周期、保障策略与农户消费行为》,《农业技术经济》,第11期。
19. 张会萍、罗媛月(2021):《易地扶贫搬迁的促就业效果研究——基于劳动力非农转移和就业质量的双重视角》,《中国人口科学》,第2期。
20. 周广肃、马光荣(2015):《人情支出挤出了正常消费吗?——来自中国农户数据的证据》,《浙江社会科学》,第3期。
21. 周好文、潘朝顺(2002):《不确定性、流动性约束与中国居民的消费行为》,《财经研究》,第10期。
22. 周明海、金樟峰(2017):《长期居住意愿对流动人口消费行为的影响》,《中国人口科学》,第5期。
23. Carroll C.D., Kimball M.S. (1996), On the Concavity of the Consumption Function. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 64(4):981-992.
24. Chandrasekhar S., Das M., Sharma A. (2015), Short-Term Migration and Consumption Expenditure of Households In Rural India. *Oxford Development Studies*. 43(1):105-122.
25. Cheng Z. (2021), Education and Consumption: Evidence from Migrants in Chinese Cities. *Journal of Business Research*. 127:206-215.
26. Cheng Z., Guo W., Hayward M., et al. (2021), Childhood Adversity and the Propensity for Entrepreneurship: A Quasi-Experimental Study of the Great Chinese Famine. *Journal of Business Venturing*. 36(1):106063.
27. De Haas H. (2010), Migration and Development: A Theoretical Perspective. *International Migration Review*. 44(1):227-264.
28. Huang Z., Du X. (2015), Assessment and Determinants of Residential Satisfaction with Public Housing in Hangzhou, China. *Habitat International*. 47:218-230.
29. Hurd M.D., Rohwedder S. (2006), Economic Well-Being at Older Ages: Income- and Consumption-Based Poverty Measures in the HRS. *NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research*. No. 12680.
30. Jorgenson D.W. (1998), Did We Lose the War on Poverty?. *Journal of Economic Perspectives*. 12(1):79-96.

31. McGregor P.P., Borooah V.K. (1992), Is Low Spending or Low Income A Better Indicator of Whether or Not A Household Is Poor; Some Results From the 1985 Family Expenditure Survey. *Journal of Social Policy*. 21(1): 53-69.
32. Meyer B.D., Sullivan J.X. (2003), Measuring the Well-Being of the Poor Using Income and Consumption. *The Journal of Human Resources*. 38: 1180-1220.
33. Nguyen M.C., Winters P. (2011), The Impact of Migration on Food Consumption Patterns; The Case of Vietnam. *Food Policy*. 36(1): 71-87.
34. Rios-Avila F. (2020), Recentered Influence Functions (RIFs) in Stata: RIF Regression and RIF Decomposition. *The Stata Journal*. 20(1): 51-94.
35. Rosenbaum P.R. (1993), Hodges-Lehmann Point Estimates of Treatment Effect in Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*. 88(424): 1250-1253.

The Impact of Poverty Alleviation Relocation on Rural Households' Consumption

Shi Peng Yu Jin

Abstract: This study examines the impact of poverty alleviation relocation policy on rural households' consumption using the survey data from Southern Shaanxi Province and the PSM and RIF method. The results show that: (1) The aggregate consumption of rural households increases by 17.2 percent after the resettlement, and the subsistence consumption and gift expenditure increase by 23.0 percent and 34.6 percent, respectively. However, the poverty alleviation relocation shows no significant impacts on the developmental consumption and the Engel coefficient, which means that the consumption impacts are mainly on the quantity, rather than the quality improvement. (2) Non-agricultural employment significantly mediated the relationship between the poverty alleviation relocation and consumption, with the effect manifested mainly in the burden period, stable period and supporting period of a household, but not in fostering period or empty-nest period. (3) The impact of poverty alleviation relocation on consumption proves "benefiting the poor but not the rich", with the impact on the low consumption households being greater than that on the high consumption households. Therefore, it alleviates the inequality in aggregate consumption, subsistence consumption and gift expenditure. Based on the above findings, we conclude with some policy suggestions, such as strengthening the post-relocation supporting policy, transforming social traditions and customs, further promoting rural residents' nonagricultural employment, and providing differentiated assistance to farmers in different life stages.

Keywords: Poverty Alleviation Relocation; Rural Households' Consumption; Propensity Score Matching Method; Re-centered Influence Function Regression

(责任编辑:李玉柱)