

引用格式:管睿,王倩,余劲. 扶贫资源输入对贫困地区分配公平的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(4): 735-748. [Guan R, Wang Q, Yu J. Research on the promotion of poverty alleviation resources input to the distribution justice of poverty-stricken areas[J]. Resources Science, 2020, 42(4): 735-748.] DOI: 10.18402/resci.2020.04.12

扶贫资源输入对贫困地区分配公平的影响

管睿,王倩,余劲

(西北农林科技大学经济管理学院,杨凌 712100)

摘要:扶贫资源作为惠及部分贫困人口的特殊公共资源,其本质上带有公平属性。而在收入差距逐步扩大的现实背景下,扶贫资源分配对收入分配公平的积极作用亟待检验。基于此,本文利用2017年集中连片贫困地区909户农户样本数据,通过PSM模型与带有交互项的OLS模型考察了扶贫资源输入对收入分配公平的影响及其机制。结果表明:精准扶贫政策以转移支付及机会供给这两种方式向乡村社会输入了大量扶贫资源,有效改善了贫困地区的分配公平,具体表现在贫困人口年均收入增速高出非贫困人口4.2%,且其分配公平感也高出非贫困人口0.470。但贫困人口对转移支付的非理性偏好问题也随之产生,因此一方面要发挥乡村熟人社会的治理功能,充分调动贫困人口的脱贫主体性,改善其对转移支付的非理性偏好;另一方面也要优化扶贫资源分配结构,对不同类型贫困家庭实行差异化的扶贫政策,以此保障精准扶贫政策在促进分配公平的同时,提高扶贫资源利用效率。

关键词:扶贫资源;收入不平等;分配公平感;PSM模型;OLS模型;集中连片贫困地区

DOI: 10.18402/resci.2020.04.12

1 引言

“治天下,必先公,公则天下平也”。社会公平自古便是中国政府治国理政的核心思想,而习近平总书记所提出的“促进社会公平正义,让广大人民群众共享改革发展成果”更是对这一思想的传承与凝练。改革开放40年来,中国经济高速增长的同时,居民收入差距也不断扩大^[1]。据国家统计局官方数据显示,2016年中国基尼系数高达0.465,高于0.4的国际警戒线,而过高的收入差距将会导致初始财富水平较低的农户无法进行人力资本投资,从而制约劳动力质量的提高,影响经济的长期增长^[2,3]。同时,随着物质条件的不断提高,居民对分配公平的要求也日益提高,而机会不平等、规则不公平及结果不平等的社会现象也进一步加深了居民分配不公平感^[4]。

自2006年农村税费改革后,国家不再从乡村社会攫取资源以进行发展,反而以大规模的资源输入

促进乡村振兴。扶贫资源作为现阶段国家治理能力和治理体系现代化建设中最重要公共资源之一,其大规模的输入不仅是中国政府在促进经济发展、效率提高的基础上对社会公平问题的高度重视,更是社会基本矛盾转变后,解决社会不平等的一种重要方式^[5]。自2014年精准扶贫政策实施以来,贫困地区贫困人口数量已累计减少2416万,贫困发生率已下降至10.1%。同时,贫困地区农村居民收入增长也要高于全国农村平均水平2.2个百分点。2016年全国农村居民人均可支配收入12363元,同比名义增长8.2%,而贫困地区农村居民人均可支配收入为8452元,但同比名义增长高达10.4%。可以说,中国的大规模减贫取得了巨大成就,受到国际社会的普遍赞誉^[6],不仅大大改善了贫困农户在收入分配中的不利地位^[7],也极大增强了其对国家政权合法性和地方政府公信力的认同^[8]。

但扶贫资源输入中不可避免存在“瞄准失误”

收稿日期:2019-07-03 修订日期:2020-03-08

基金项目:国家自然科学基金项目(71573208;71874139);国家重点研发计划“政府间国际科技创新合作”重点专项(2017YFE0181100)。

作者简介:管睿,男,安徽合肥人,博士研究生,研究方向为贫困治理。E-mail: guanrui@nwsuaf.edu.cn

通讯作者:余劲,男,湖北英山人,教授,研究方向为公共管理。E-mail: yujin@nwsuaf.edu.cn

的现象,不仅会损害扶贫资源的配置效率,更可能会对其改善乡村社会收入分配公平造成一定冲击。而造成精准扶贫政策瞄准失误的原因主要有以下几个代表性观点。第一,精英俘获,即本为多数人所转移的资源却被少数政治或经济方面的强势群体所占有的现象。胡联等^[9]指出,中国建档立卡面临精英俘获的严峻挑战,精英俘获对瞄准失误的贡献率高达74%;第二,利益分歧与信息不对称。陆汉文等^[10]指出,不同层级行为主体的利益分歧是导致贫困户识别偏离的根本原因,信息不对称是导致贫困户识别偏离的技术条件;第三,贫困识别标准偏差。张全红等^[11]指出,以收入作为贫困识别标准只能反映贫困的货币匮乏,但不足以反映诸如健康、教育、生活水平等收入维度之外的贫困,进而导致扶贫资源无法有效覆盖真正的贫困人口。

综上所述,现有研究对扶贫资源输入与分配公平间的关系进行了深刻研究,但仍存在一定不足。第一,在中国收入差距逐步扩大的宏观背景下,缺乏详实的样本数据及科学的实证方法对扶贫资源输入是否真正改善了分配公平进行有力说明。第二,在现阶段“输血”与“造血”并行的扶贫模式中,扶贫资源输入结构与分配公平间的作用机理值得深刻探讨。基于此,本文以6个集中连片地区的909户农户数据,采用倾向得分匹配法探究扶贫资源输入对贫困地区分配公平的影响,并采用加入交互项的OLS模型探究转移支付与机会供给对贫困地区分配公平影响的差异。

2 理论分析和研究假说

2.1 扶贫资源输入对农户收入不平等的影响

造成收入不平等的因素是多元且复杂的,不仅包括人力资本、物质资本、金融资本、社会资本等微观因素,也包括产业差异、区域分割、制度与政策等宏观因素^[12]。而在现阶段中国经济发展进程中,机会不平等更是造成收入差距逐步扩大的重要因素^[13],且更容易成为引发社会矛盾的根源^[14]。Roemer^[15]则指出,若是由不可控的环境因素即机会不平等所造成的收入不平等,则应实行“补偿措施”。基于此,现阶段精准扶贫政策也对症下药,遵循《中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》^[16]所提出的“五个一批”原则^①,以转移支付和机会供给两种主要模

式向贫困人口集中提供扶贫资源,以此试图缓解当前社会分配不公的发展困境。

具体来看,转移支付作为一种“输血”式扶贫资源,包括生态补偿与社会兜底等补贴性政策,直接提高了贫困人口的转移性收入,显著缩小了贫困人口与低收入人口、中等偏下收入户的收入差距,进而对减少农村贫困和收入不平等产生了积极影响^[17,18]。但其在实施过程中不仅存在部分瞄准偏差及救助水平严重不足等问题^[20],甚至会抑制经济长期增长,进而形成西方国家常见的福利依赖问题^[21]。而机会供给则作为一种“造血”式扶贫资源,包括产业扶贫、易地搬迁等,强调充分发挥贫困人口的主体性作用,让农户利用自身的土地、资本和劳动力等主要生产要素充分参与到扶贫项目中。虽然在实施过程中存在一定“漏出效应”和“溢出效应”,但通过“扶业”与“扶人”并举,可惠及绝大多数“轻度贫困户”和“中、小富户”^[22],且其对收入不平等的改善效应得到了学术界的广泛认可^[23,24]。

基于上述分析,本文提出如下假说:

H1:扶贫资源输入有效改善了建档立卡农户收入不平等现状。

H2:相较于转移支付,机会供给更能有效改善建档立卡农户收入不平等现状。

2.2 扶贫资源输入对农户分配公平感的影响

分配公平感是指社会成员依据规范原则对报酬应当如何分配的主观感受^[25]。个体分配公平感的产生取决于其在现有分配状态中获利的多寡^[26],若个体从当前的分配状态中是获益的,那么其就倾向于认为当前的分配状态是公平的^[27]。因此,在精准扶贫政策背景下,扶贫资源遵循“精准到户、不落一人”的原则分配给贫困人口,在促进贫困人口收入增加、生活水平提高方面做出了巨大成就,使贫困人口在现有的分配状态中获益,进而大大提高了其分配公平感。

虽然转移支付和机会供给均能使建档立卡农户从扶贫资源分配中获益,但两者对农户分配公平感的形成存在明显差异。基于Amos等^[28]所提出的“确定性效应”理论,转移支付可保障贫困农户直接获利,但机会供给对于贫困农户而言则是一种间接性获利途径,其不仅要求农户有一定抵御风险的能力,更要求农户充分发挥主观能动性,通过个体努

① 五个一批工程:发展生产脱贫一批、易地搬迁脱贫一批、生态补偿脱贫一批、发展教育脱贫一批及社会兜底脱贫一批。

2020年4月

力削弱机会不平等的影响^[29]。而贫困农户往往收入水平较低,发展能力薄弱,自身资源禀赋制约其“不能”把握外部机会^[5];而较低的收入水平也与风险厌恶特征紧密相关,进而导致其“不愿”把握外部机会^[30]。因此,在扶贫资源大规模输入的政策背景下,贫困人口可能会形成转移支付偏好。

基于上述分析,本文提出如下假说:

H3:扶贫资源输入能有效提高建档立卡农户的分配公平感。

H4:相较于机会供给,转移支付更能有效提高建档立卡农户的分配公平感。

3 数据来源、研究方法 with 变量选择

3.1 数据来源

本文所用数据来源于课题组2018年2月于六盘山区、燕山—太行山区、吕梁山区、滇桂黔石漠化区、武陵山区及乌蒙山区6个集中连片贫困地区所做的实地调研。课题组采用随机抽样的方法,在每个集中连片贫困地区抽取1~3个县,每个县抽取3~4个村,每村再随机抽取20~30户农户,采用问卷调查及半结构化访谈等方式进行数据收集,问卷及访谈内容主要包括农户家庭基本信息、生计资本信息、分配公平情况等。数据收集过程中,由具备专业知识的调研人员入户调查,每份问卷时长为1.5小时。最终获取1140份2017年农户数据,而在数据清理过程中,删除新增调查中2015年家庭收入缺失的农户样本231份,最终获得909份农户样本数据(表1)。有效调研样本中共有建档立卡农户244户,非建档立卡农户705户,样本名义贫困发生率约

为26.84%。

3.2 研究方法

3.2.1 扶贫资源输入的处理效应估计

首先,构建加入控制变量的扶贫资源输入与分配公平的基础模型:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中: Y_{i1} 、 Y_{i2} 分别为农户*i*年均收入增速和分配公平感; T_i 为农户是否进入建档立卡的虚拟变量, $T=1$ 及 $T=0$ 分别表示建档立卡农户与非建档立卡农户; X_i 为影响分配公平的控制变量; ε_i 为随机误差项; β_0 为截距项; β_1 为扶贫资源输入的处理效应; β_2 为控制变量对分配公平的边际效应。

需要注意的是,使用OLS最小二乘法对扶贫资源输入的处理效应进行估计,极有可能低估政策效应的估计结果。而倾向得分匹配法(PSM)一方面可以消除实验组与控制组农户的初始禀赋差异,另一方面可以通过构建反事实框架观测建档立卡农户未建档立卡行为,进而对精准扶贫政策效应的估计更加准确。倾向得分匹配法的研究过程如下:

首先,运用Logit模型或Probit模型估计倾向得分值 $p(X)$,即样本农户建档立卡的条件概率^[31]:

$$p(X) = Pr(T=1|X) = E(T=0|X) \quad (2)$$

其次,选择合适的匹配方法,根据倾向得分值将实验组样本($T=1$)与对照组样本($T=0$)进行匹配。本文选取 K 近邻匹配、卡尺匹配、核匹配及局部线性回归匹配4种匹配方法进行估计结果的对比。其中 K 近邻匹配是以倾向得分值为基础,在最近的 K 个不同组个体中进行匹配,本文将 K 值设为4,进行一对四匹配,以实现均方误差最小化。卡尺匹配是指通过倾向得分绝对距离进行匹配,本文将卡尺设定为0.050,对倾向得分值相差5%的观测值进行匹配。核匹配与局部线性回归匹配均是让每个不同个体匹配不同组的全部个体,只是根据个体距离不同而给予不同权重,前者是以核函数计算权重,后者则是以局部线性回归估计权重,两者均默认使用二次核及默认带宽0.06。

最后,计算参与者平均处理效应(ATT)^[32],即精准扶贫政策对农户收入增速及公平感的影响:

$$\begin{aligned} \widehat{ATT} &= E(Y_{1i} - Y_{0i}|T_i = 1) = E[E\{Y_{1i} - Y_{0i}|T_i = 1, p(X_i)\}] \\ &= E[E\{Y_{1i}|T_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i}|T_i = 0, p(X_i)\} | T_i = 1] \end{aligned} \quad (3)$$

表1 样本分布情况

Table 1 Sample distribution

区域名称	县	村庄数量	县域份数	样本比例/%
六盘山区	景泰	3	88	9.68
	通渭	3	84	9.24
乌蒙山区	富源	3	62	6.82
	赫章	3	66	7.26
	宣威	3	63	6.93
燕山—太行山区	天镇	3	74	8.14
	张北	3	78	8.58
滇桂黔石漠化区	师宗	3	81	8.91
	镇宁	4	109	11.99
吕梁山区	吉县	4	101	11.11
武陵山区	印江	4	103	11.33

式中： $p(X_i)$ 为个体*i*建档立卡的倾向得分值； $E\{Y_{1i}|T_i=1, p(X_i)\}$ 为建档立卡农户的年均收入增速及分配公平感； $E\{Y_{0i}|T_i=0, p(X_i)\}$ 表示非建档立卡农户的年均收入增速及分配公平感，在 $T_i=1$ 的条件，前者可直接观测，而后者则需要通过倾向得分匹配来构建反事实框架加以估计。

3.2.2 扶贫资源输入对分配公平的影响机理

为了探究扶贫资源输入结构对分配公平的影响机理，需在式(1)中加入转移支付、机会供给等指标，同时考虑到贫困农户与非贫困农户间转移支付与机会供给存在显著差异，故需再加入转移支付、机会供给与建档立卡的交互项，如下所示：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 X_i + \alpha_1 W_i + \alpha_2 T_i \times W_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

式中： W 表示农户的补贴收入占比及机会获得情况； α_1 为转移支付及机会供给对分配公平的边际效应； α_2 则为建档立卡与转移支付及机会供给交互项的边际效应。

3.3 变量选择

3.3.1 被解释变量

收入不平等。现阶段，由于基尼系数可以直观地判断收入分配的合理性，故被广泛运用于收入不平等的测度^[33-36]。但综合考量本文的研究内容及基尼系数的数学逻辑，本文使用家庭年均收入增速指标来测度收入不平等情况。第一，由于本文以农户家庭为研究单位，故应在家庭异质性前提下探讨贫困农户家庭与非贫困农户家庭收入不平等的改善情况，基尼系数无法充分满足异质性要求。第二，参考雷欣等^[37]研究中基尼系数的计算公式可知，若贫困农户家庭年均收入增速高于非贫困农户家庭，基尼系数则会出现同比例的下降，即收入不平等情况得到改善。因此，使用家庭收入增速来替代基尼系数是有效且合理的，该指标以2015年农户家庭收入为基准进行计算。

分配公平感。参考刘自敏等^[38]、黄艳敏等^[39]及阳义南等^[40]的研究，以农户对“考虑到您的教育背景、工作能力等各方面因素，您认为自己目前的收入是否公平？”这一问题的有效回答来测度农户分配公平感，根据李克特表(Likert Scale)5点尺度将农户分配公平感分为5个等级，1=非常不公平，2=不太公平，3=一般，4=比较公平，5=非常公平。

由表2可知，建档立卡农户年均收入增速略低于非建档立卡农户，且其分配公平感与非建档立卡农户差异较小，但并不能认为精准扶贫政策对贫困人口收入不平等的改善是无效的，而对贫困人口分配公平感的提高是有效的，仍需通过倾向得分匹配法(PSM)加以检验。

3.3.2 核心解释变量

补贴收入占比。普通农户转移性收入的来源包括农资综合补贴、养老补贴、生态补偿等，而贫困农户则可能获得最低生活保障、贫困户补贴、实物补贴(按市价折算)等其他现金补贴。基于敏感性递减理论(Diminishing Sensitivity)，随着财富的不断增长，定量的补贴数额所能产生的效用将不断减小^[41]，故使用补贴数额指代转移支付将无法充分度量不同收入水平下，农户对转移支付这一扶贫资源

表2 建档立卡农户与非建档立卡农户各指标描述性统计
Table 2 Descriptive statistics of indicators about poverty population and non-poverty population

	建档立卡农户		非建档立卡农户		全样本	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量						
分配公平感	3.381	1.129	3.389	1.207	3.387	1.186
年均收入增速	0.123	0.168	0.132	0.159	0.129	0.161
核心解释变量						
补贴收入占比	0.230	0.302	0.073	0.178	0.115	0.229
外部机会获得	2.918	0.999	3.208	1.072	3.130	1.060
户主特征						
户主年龄	3.721	1.091	3.586	1.094	3.623	1.094
户主性别	0.967	0.178	0.940	0.238	0.947	0.224
自评健康	3.258	1.098	3.623	1.062	3.525	1.083
受教育程度	2.164	0.892	2.355	0.900	2.304	0.902
生活水平						
平地经营面积	1.930	1.267	1.826	1.135	1.854	1.172
坡地经营面积	1.684	1.101	1.680	1.068	1.681	1.076
家庭负担数量	2.246	1.072	1.783	1.198	1.908	1.183
房屋材质	1.475	1.284	1.889	1.328	1.778	1.329
外部冲击	0.643	0.609	0.552	0.624	0.576	0.621
家庭可支配收入	8.309	1.021	9.282	0.819	9.021	0.977
社会网络						
社会地位	2.947	0.842	3.278	0.860	3.189	0.868
亲友规模	2.184	1.059	2.487	1.060	2.406	1.068
高质量关系	1.984	0.666	2.308	0.803	2.221	0.782
样本量	244		665		909	

2020年4月

分配行为中自身获利情况的主观判断。因此,本文使用补贴收入占家庭总收入比重指代转移支付。

外部机会获得,即为农户近3年内获得的外部机会数量。参考王文略等^[42]的研究,将农户可能获得的机会分为金融机会、就业机会、公共服务机会、信息机会、培训机会共5种机会。在问卷中分别对应“农户是否容易获得银行贷款”“农户是否从事非农生产”“农户是否缴纳养老保险及医疗保险”“当地政策信息是否通畅”“农户是否受到过各类型培训”5个问题。

由表2可知,建档立卡农户的补贴收入占比明显高于非建档立卡农户,且外部机会获得也与非建档立卡农户的差距较小,可以认为,转移支付与机会供给是建档立卡农户从精准扶贫政策中享受到且有别于非建档立卡农户的重要利好。

3.3.3 匹配变量

使用倾向得分匹配法(PSM)进行分析时,匹配变量的选择尤为重要,应选择家庭特征及尽可能与建档立卡、收入不平等及分配公平感都相关的变量作为匹配变量^[43]。故本文通过梳理前人文献,从户主特征,生活水平及社会网络3个方面选取匹配变

量^[12,44-47]。具体来看,户主特征包括户主年龄(1=29岁及以下,2=30~39岁,3=40~49岁,4=50~59岁,5=60岁及以上)、户主性别(0=女,1=男)、自评健康(1~5,非常不健康~非常健康)、受教育程度(1=文盲,2=小学,3=初中,4=高中,5=大学及以上);生活水平包括平地经营面积(1=0亩,2=(0~5]亩,3=(5~10]亩,4=(10~20]亩,5=20亩以上)、坡地经营面积(同平地经营面积赋值规则)、家庭负担数量(老人、儿童、残疾人等)、房屋材质(1=土坯房,2=砖木结构,3=砖混结构,4=楼房)、外部冲击(近3年家中所发生的大事数量,包括婚丧嫁娶、大病医疗、创业失败等)、家庭人均可支配收入(实际数值,取对数);社会网络包括社会地位(1~5,非常低~非常高)、亲友规模(过年时走动的亲友数量)(1=0~10人,2=11~20人,3=21~30人,4=30人以上)、高质量关系(家庭急需5000元以上开支时所能求助的人数)(1=0位,2=1~5位,3=6~10位,4=11~20位,5=20位以上)。

4 实证结果与分析

4.1 倾向得分估计结果分析

从表3中可看出,自评健康、受教育程度、家庭可支配收入、房屋材质类型均对农户进入建档立卡

表3 基于logit模型的农户建档立卡概率估计结果

Table 3 Probability estimation results of farmers' poverty based on logit model

	系数	标准误	Z值	置信区间
户主特征				
户主年龄	-0.023	0.052	-0.444	-0.126,0.079
户主性别	0.320	0.252	1.271	-0.173,0.813
自评健康	-0.127	0.051	-2.479**	-0.227,-0.027
受教育程度	-0.158	0.061	-2.595***	-0.277,-0.039
生活水平				
平地经营面积	0.032	0.048	0.671	-0.062,0.127
坡地经营面积	0.055	0.052	1.060	-0.046,0.156
家庭负担人数	0.120	0.045	2.659***	0.031,0.208
房屋材质	-0.144	0.042	-3.455***	-0.226,-0.062
外部冲击次数	0.191	0.089	2.148**	0.017,0.365
家庭可支配收入	-0.587	0.071	-8.254***	-0.726,-0.448
社会网络				
社会地位	-0.221	0.070	-3.170***	-0.357,-0.084
亲友规模	-0.030	0.052	-0.584	-0.133,0.072
高质量关系	-0.158	0.080	-1.984**	-0.314,-0.002
常数项	5.994	0.782	7.670***	4.462,7.526

注: *、**、***分别代表10%、5%及1%的显著性水平。伪R方为0.2223,解释力度良好。

具有负向显著影响;家庭负担人数、外部冲击次数均对农户进入建档立卡具有正向显著影响。上述结论符合精准扶贫政策的实施现实,因为现阶段中国的贫困标准逐渐由单一的货币标准转向“收入+福利”的多维贫困标准。货币层面的扶贫标准为家庭人均可支配收入低于2300元/年(2010年不变价);福利层面的扶贫标准则为保障扶贫对象实现“两不愁、三保障”,即不愁吃、不愁穿,保障其义务教育、基本医疗和安全住房。除此以外,社会地位和高质量关系均对农户进入建档立卡存在显著的负向影响。可能的解释是,社会地位越高,农户所受到的道德约束越强,故其进入建档立卡所需付出的“道德成本”越大^[48];而高质量关系越广,其所涵盖的资源类型越丰富,故农户在陷入贫困陷阱或把握外部机会时会所获得的助力越足^[49]。

4.2 扶贫资源输入对分配公平的处理效应估计结果分析

使用OLS模型及4种不同匹配方法以比较验证扶贫资源输入对收入不平等及分配公平感的影响,估计结果见表4。第一行为使用OLS方法所估计的基准回归结果,表明精准扶贫对农户收入不平等及分配公平感的处理效应分别为5.3%及0.329。而倾向得分匹配法(PSM)所估计的处理效应分别为4.2%~4.4%及0.403~0.477,两者间存在显著差异。这是由于OLS模型所进行的是平均效应的估计,而倾向得分匹配法(PSM)则通过不同的匹配方法进而能更准确的估计出政策效应。这也表明了本文使用倾向得分匹配法(PSM)估计扶贫资源输入的

政策效应是较为合理的。

总体而言,扶贫资源输入能有效改善农户收入不平等并促进其分配公平感的形成,假设H1得到验证。同时,在不同匹配方法的检验下其影响程度仍保持大致相同,故估计结果具有良好的稳健性。

4.3 稳健性检验

(1)共同支撑检验。为了保证匹配质量,需要进一步讨论对照组与实验组的共同支撑区域。图1是对照组与实验组在匹配后的倾向得分密度函数图。可以看出,实验组与对照组样本的倾向得分区间具有大范围的重叠,故本文共同支撑域条件较好,大多数观测值在共同取值范围内。根据4种不同匹配方法的结果来看,样本损失情况相似,其中最大损失样本量为19个实验组样本及71个对照组,故共有819个样本参与匹配,整体匹配效果良好。

(2)平衡性检验。样本经过不同方法的匹配后,伪 R^2 、卡方、偏差均值、 B 值及 R 值均有显著下降(表5)。其中 B 值与 R 值为检验平衡性的重要指标,整体样本 B 值由匹配前的120.6下降至12.9~21.2,且匹配后的 R 值均在1左右。可以认为,倾向得分

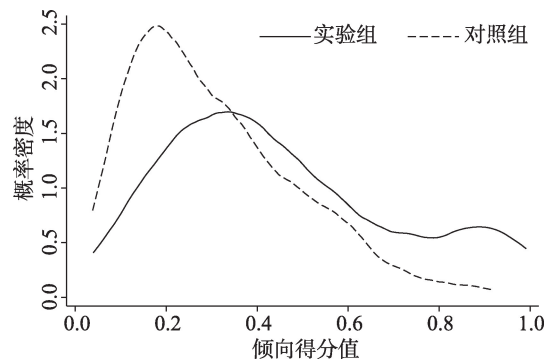


图1 建档立卡农户与非建档立卡农户共同支撑域

Figure 1 Common support of poor farmers and non-poor farmers

表4 处理效应估计结果

Table 4 Treatment effect estimation results

	收入不平等			分配公平感		
	处理效应	标准误	T值	处理效应	标准误	T值
基准回归	0.053	0.014	3.891***	0.329	0.084	3.917***
匹配前	-0.033	0.048	-0.688	-0.008	0.089	0.090
K近邻匹配	0.042	0.015	2.859***	0.470	0.116	4.063***
卡尺匹配	0.043	0.015	2.869***	0.477	0.117	4.067***
核匹配	0.043	0.015	2.915***	0.407	0.110	3.687***
局部线性回归匹配	0.044	0.019	2.466**	0.403	0.148	2.725***

注: *、**、***分别代表10%、5%及1%的显著性水平。

表5 平衡性检验

Table 5 The balance test

	伪 R^2	卡方	偏差均值	B 值(%)	R 值
匹配前	0.227	240.27	30.3	120.6*	1.24
K近邻匹配	0.003	1.89	2.4	12.9	1.00
卡尺匹配	0.003	1.96	2.3	13.1	0.95
核匹配	0.003	2.18	3.0	13.8	0.88
局部线性回归匹配	0.008	5.08	5.0	21.2	1.05

注: *表示 $B > 25%$ 或 R 在区间 $[0.5, 2]$ 外,未标注*代表匹配较为成功。

2020年4月

匹配显著降低了对照组与实验组间匹配变量的差异,最大限度地降低了样本选择偏误,样本匹配较为成功。

4.4 扶贫资源输入与农户收入不平等

表6汇报了扶贫资源输入对农户收入不平等的影响路径,其中模型(1)与模型(3)分别表示转移支

付及机会供给对农户收入不平等的影响,而模型(2)和模型(4)则在前者基础上分别添加了转移支付及机会供给与是否建档立卡的交互项。由模型(1)与模型(3)可知,转移支付与机会供给均会显著改善农户的收入不平等。具体来看,补贴收入每提高一个标准差,农户收入增速会提高1.214%(0.053×

表6 扶贫资源输入对农户收入不平等的影响机理

Table 6 Impact mechanism of poverty alleviation resource input on the income inequality of farmers

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
是否建档立卡	0.052*** (0.014)	0.055*** (0.014)	0.051*** (0.013)	0.057*** (0.013)
补贴收入占比	0.053** (0.024)	0.076*** (0.026)		
外部机会获得			0.027*** (0.005)	0.028** (0.006)
补贴收入占比×是否建档立卡		-0.083** (0.042)		
外部机会获得×是否建档立卡				0.056*** (0.011)
户主特征				
户主年龄	-0.011** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.008 (0.005)	-0.008 (0.005)
户主性别	-0.004 (0.023)	0.001 (0.023)	-0.014 (0.024)	-0.010 (0.024)
自评健康	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.007 (0.005)
受教育程度	0.010* (0.006)	0.010* (0.006)	0.011* (0.006)	0.010* (0.006)
生活水平				
平地经营面积	-0.010** (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.010** (0.005)	-0.010** (0.005)
坡地经营面积	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.005)
家庭负担人数	-0.007 (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.007 (0.004)
房屋材质	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.000 (0.004)
外部冲击次数	0.011 (0.008)	0.012 (0.008)	0.006 (0.008)	0.006 (0.008)
家庭可支配收入	0.059*** (0.007)	0.059*** (0.007)	0.046*** (0.007)	0.046*** (0.008)
社会网络				
社会地位	0.002 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.002 (0.006)
亲友规模	0.008 (0.005)	0.009* (0.005)	0.004 (0.005)	0.005 (0.005)
高质量关系	0.014* (0.008)	0.014* (0.008)	0.011 (0.008)	0.010 (0.008)
常数项	-0.342*** (0.082)	-0.354*** (0.083)	-0.271*** (0.077)	-0.277*** (0.077)
区域变量	YES	YES	YES	YES
R ²	0.163	0.168	0.185	0.210

注: *、**、***分别代表10%、5%及1%的显著性水平;括号内为标准误。

0.229);而农户所能获得的外部机会每提高一个标准差,农户收入增速会提高2.862%(0.027×1.060)。

为了验证转移支付与机会供给对建档立卡贫困户及非建档立卡农户收入增速的影响差异,本文加入了转移支付与是否建档立卡和外部机会与是否建档立卡的交互项。如模型(2)所示,补贴收入与是否建档立卡的交互项显著为负,表明相较于非建档立卡农户而言,转移支付对建档立卡贫困户的收入增速影响更小甚至出现负向影响,其边际效应降低至 -0.007 ,即补贴收入每提高一个标准差,建档立卡贫困户的收入增速会下降 0.160% (-0.007×0.229)。可能的解释是,由于贫困农户普遍存在的决策短视及风险厌恶^[50],其往往会将补贴收入用于改善自身福利,且随着补贴收入的提高,贫困农户甚至会形成政策依赖,进而掉入福利陷阱;而非贫困农户则更多的用于生产性投资,故对其所带来的增收效应更大。如模型(4)所示,外部机会与是否建档立卡的交互项显著为正,表明机会供给能更有效的改善建档立卡贫困户的收入不平等,其边际效应提高至 0.084 ,即机会供给每提高一个标准差,建档立卡贫困户的收入增速将提高 8.904% (0.084×1.060)。这是由于机会供给在贫困农户与非贫困农户间存在的显著差异,以金融机会为例,随着小额普惠金融对建档立卡贫困农户的支持力度逐渐扩大,部分集中连片贫困地区建档立卡农户可享受5万元的无息或低息贷款,但非建档立卡农户则需要经过资产审查、联合担保等复杂程序才能获得贷款,且贷款成本及还款期限都存在一定限制。

需要注意的是,考虑到是否建档立卡与补贴收入占比及外部机会获得间可能存在一定相关性,故对各模型中的自变量进行了多重共线性检验。通过检验发现,模型(1)–(4)中 VIF 均值分别为1.38, 1.41, 1.58, 1.58,最大值分别为1.75, 1.87, 1.36, 1.35,均小于10。由此表明,各变量间不存在严重的共线性,回归结果较为可靠。同时,由于模型(5)–(8)中的解释变量与模型(1)–(4)一致,故无需再次进行多重共线性检验。

4.5 扶贫资源输入与农户分配公平感

表7汇报了扶贫资源输入对农户分配公平感的影响路径,其中模型(5)与模型(7)分别表示转移支

付及机会供给对农户分配公平感的影响,而模型(6)和模型(8)则在前者基础上分别添加了转移支付及机会供给与是否建档立卡的交互项。由模型(5)与模型(7)可知,转移支付与机会供给均会显著提高农户的分配公平感。具体来看补贴收入每提高一个标准差,农户分配公平感则会提高 0.260 (1.137×0.229);而农户所能获得的外部机会每提高一个标准差,农户分配公平感则会提高 0.286 (0.270×1.060)。故从整体来看,外部机会对农户分配公平感水平的提升作用要高于转移支付。

为了验证转移支付与机会供给对建档立卡贫困户及非建档立卡农户分配公平感的影响差异,本文加入了转移支付与是否建档立卡和外部机会与是否建档立卡的交互项。如模型(6)及模型(8)所示,补贴收入与是否建档立卡的交互项显著为正,表明相较于非建档立卡农户而言,转移支付对建档立卡贫困户的分配公平感水平影响更大,其边际效应提高至 2.124 ,即补贴收入每提高一个标准差,建档立卡贫困户的分配公平感水平将提高 0.486 (2.124×0.229);而外部机会与是否建档立卡的交互项显著为负,表明机会供给对非建档立卡农户的分配公平感水平影响更大,其对建档立卡农户的边际效应降低至 0.129 ,即外部机会每提高一个标准差,建档立卡贫困户的分配公平感水平将提高 0.137 (0.129×1.060)。因此,转移支付与机会供给均能有效提高农户分配公平感水平,但建档立卡贫困户对转移支付的变动更加敏感。

4.6 扶贫资源输入对收入分配公平影响的区域效应

考虑到仅从农户家庭视角探讨扶贫资源输入模式对乡村社会收入分配公平的影响存在局限性,故在实证模型中添加补贴收入占比及外部机会获得与各区域虚拟变量的交互项以探讨扶贫资源模式的区域共性及差异。其中,模型(9)–(10)分别表明转移支付及机会供给对收入不平等的区域效应,模型(11)–(12)分别表明转移支付及机会供给对分配公平感的区域效应(表8)。由模型(9)可知,补贴收入占比对收入不平等的改善效应仅在滇桂黔石漠化区及吕梁山区显著,即补贴收入占比每提高一个标准差,两区域内农户收入增速将分别提高 4.695% (0.205×0.229)与 1.511% (0.066×0.229)。由

2020年4月

表7 扶贫资源输入对农户分配公平感的影响机理

Table 7 Mechanism of influence of poverty alleviation resource input on farmers' sense of fair distribution

	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
是否建档立卡	0.224** (0.094)	0.163* (0.092)	0.240** (0.094)	0.224** (0.094)
补贴收入占比	1.137*** (0.198)	0.736*** (0.231)		
外部机会获得			0.270*** (0.035)	0.266*** (0.035)
补贴收入占比×是否建档立卡		1.388*** (0.348)		
外部机会获得×是否建档立卡				-0.137* (0.076)
户主特征				
户主年龄	-0.046 (0.037)	-0.034 (0.037)	0.013 (0.038)	0.012 (0.038)
户主性别	0.227 (0.188)	0.155 (0.184)	0.099 (0.173)	0.090 (0.173)
自评健康	0.012 (0.039)	0.007 (0.038)	0.011 (0.039)	0.011 (0.039)
受教育程度	0.011 (0.044)	0.008 (0.043)	0.005 (0.043)	0.007 (0.043)
生活水平				
平地经营面积	0.131*** (0.035)	0.123*** (0.035)	0.099*** (0.035)	0.098*** (0.035)
坡地经营面积	0.015 (0.035)	0.014 (0.034)	-0.016 (0.034)	-0.019 (0.034)
家庭负担人数	-0.002 (0.035)	-0.002 (0.034)	-0.004 (0.034)	-0.006 (0.034)
房屋材质	0.080** (0.031)	0.079*** (0.030)	0.069** (0.030)	0.066** (0.030)
外部冲击次数	0.033 (0.059)	0.015 (0.058)	-0.017 (0.058)	-0.015 (0.058)
家庭可支配收入	0.266*** (0.050)	0.251*** (0.049)	0.081* (0.048)	0.083* (0.049)
社会网络				
社会地位	0.283*** (0.045)	0.296*** (0.045)	0.248*** (0.045)	0.250*** (0.045)
亲友规模	0.098** (0.041)	0.082** (0.040)	0.061 (0.045)	0.059 (0.041)
高质量关系	0.085* (0.048)	0.082* (0.048)	0.047 (0.048)	0.049 (0.048)
常数项	-1.036* (0.591)	-0.808 (0.586)	0.340 (0.567)	0.356 (0.566)
区域变量	YES	YES	YES	YES
R ²	0.181	0.196	0.194	0.197

注: *、**、***分别代表10%、5%及1%的显著性水平。括号内为标准误。

模型(10)可知,外部机会获得对收入不平等的改善效应在各个区域内均表现出显著的正向影响,其中以滇桂黔石漠化区及燕山—太行山区的改善效应更好,即外部机会获得每提高一个标准差,农户收入增速均将提高3.180%(0.030×1.060)。由此表明,相较于机会供给,以转移支付为代表的“输血”扶贫

资源分配模式在改善贫困地区的分配公平时,其可推广性与可持续性均较差。

由模型(11)–(12)可知,即使补贴收入占比并未有效改善贫困地区的收入不平等,但其与外部机会获得对分配公平感的影响仍然在各个区域内均表现出良好的显著性。具体来看,补贴收入占比的

表8 扶贫资源输入对收入分配公平影响的区域效应估计结果

Table 8 Regional effect of poverty alleviation resource input on income distribution equity

	收入不平等		分配公平感	
	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
是否建档立卡	0.048*** (0.013)	0.051*** (0.013)	0.257*** (0.093)	0.255*** (0.094)
补贴收入占比的区域效应				
滇桂黔石漠化区	0.205** (0.079)		1.410*** (0.451)	
六盘山区	0.010 (0.034)		0.978** (0.460)	
吕梁山区	0.066** (0.031)		0.858** (0.288)	
乌蒙山区	0.072 (0.082)		1.733*** (0.432)	
武陵山区	0.002 (0.041)		1.114*** (0.568)	
燕山—太行山区	0.027 (0.032)		1.366*** (0.290)	
外部机会获得的区域效应				
滇桂黔石漠化区		0.030*** (0.005)		0.269*** (0.038)
六盘山区		0.020*** (0.006)		0.268*** (0.045)
吕梁山区		0.029*** (0.006)		0.199*** (0.042)
乌蒙山区		0.023*** (0.008)		0.367*** (0.049)
武陵山区		0.018** (0.007)		0.290*** (0.050)
燕山—太行山区		0.030*** (0.007)		0.362*** (0.044)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.400*** (0.079)	-0.293*** (0.073)	-1.311** (0.587)	0.362 (0.558)
R ²	0.163	0.181	0.165	0.192

注: *、**、***分别代表10%、5%及1%的显著性水平;括号内为标准误。

边际效应在乌蒙山区及滇桂黔石漠化区最高,即补贴收入占比每提高一个标准差,两区域农户的分配公平感将分别提高0.397(1.733×0.229)与0.323(1.410×0.229)。而外部机会获得对这两个区域内农户分配公平感的影响则相对较小,即外部机会获得每提高一个标准差,这两个区域内农户的分配公平感分别提高0.389(0.367×1.060)与0.285(0.269×1.060)。这一估计结果再次验证了集中连片贫困地区农户普遍出现了对收入分配公平的认知失调现象及对转移支付的非理性偏好。

5 结论

本文通过使用6个集中连片贫困区909户农户

的调研数据,采用倾向得分匹配法(PSM)及带有交互项的OLS模型实证检验了扶贫资源输入对贫困地区分配公平的影响,主要得出以下3点结论:

(1)精准扶贫政策所带来的扶贫资源大规模输入深刻影响了贫困地区的分配公平。一方面,其有效改善了贫困人口在收入分配中的不利地位,即建档立卡农户年均收入增速高出非建档立卡农户约4.2%;另一方面,其也大大提高了贫困人口的分配公平感,即建档立卡农户分配公平感高出非建档立卡农户0.470。

(2)转移支付及机会供给是扶贫资源输入促进贫困地区分配公平的两条重要路径,但贫困人口形

2020年4月

成了对转移支付的非理性偏好。具体来看,转移支付对分配公平有明显的改善作用,但影响较小。即补贴收入每提高一个标准差,农户年均增收速度将提高1.214%,分配公平感将提高0.260。相较而言,机会供给对分配公平的改善作用更大,即农户所能获得的外部机会每提高一个标准差,其年均增收速度将提高2.597%,分配公平感提高0.286。但建档立卡农户却出现了明显的认知失调现象,即在机会供给对其收入不平等改善效应更大时,却仍对转移支付的变化更为敏感,即补贴收入与外部机会分别提高一个标准差时,建档立卡贫困户的分配公平感水平将分别提高0.486与0.129。

(3)转移支付及机会供给对贫困地区分配公平的影响存在明显的区域差异。补贴收入占比对收入不平等的改善效应仅在滇桂黔石漠化区及吕梁山区显著,故以转移支付为代表的“输血”式扶贫模式在连片贫困地区的可推广性及可持续性较差。相较而言,农户所能获得的外部机会对贫困地区收入不平等及分配公平感在6个集中连片贫困地区均显著,且以乌蒙山区及燕山—太行山区效果最好。因此,以机会供给为代表的“造血”式扶贫模式将成为后精准扶贫时代贫困地区巩固脱贫质量,实现乡村振兴的重要途径。

基于上述分析,本文认为,虽然扶贫资源输入有效促进了中国乡村社会的分配公平,但贫困人口对转移支付的非理性偏好问题仍旧存在,其不仅仅会大大提高地方政府脱贫攻坚成本,也将导致扶贫资源输入在追求分配公平的同时降低脱贫效率。因此,需要发挥中国乡村熟人社会的治理功能,构建脱贫光荣的社区氛围,以此充分调动贫困人口的脱贫主体性,改善其对转移支付的非理性偏好。同时,优化扶贫资源分配结构,对不同类型贫困家庭实行差异化的扶贫政策,对因病致贫、因残致贫或鳏寡孤独的无劳动能力贫困家庭提供保障力度更大的社会兜底政策,对因缺技术、缺资金等有相对劳动能力的贫困家庭则减少补贴政策的提供,转以扩大金融机会、务工机会、技能培训等外部机会供给来削弱机会不平等所导致的收入不平等。

参考文献(References):

[1] 江克忠,刘生龙.收入结构、收入不平等与农村家庭贫困[J].中

国农村经济,2017,(8):75-90.[Jiang K Z, Liu S L. Income structure, income inequality and rural family poverty[J]. Chinese Rural Economy, 2017, (8): 75-90.]

[2] 钞小静,沈坤荣.城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J].经济研究,2014,49(6):30-43.[Chao X J, Shen K R. Urban-rural income disparity, labor quality and economic growth in China [J]. Economic Research Journal, 2014, 49(6): 30-43.]

[3] Kennedy T, Smyth R, Valadkhani A, et al. Does income inequality hinder economic growth? New evidence using Australian taxation statistics[J]. Economic Modelling, 2017, 65: 119-128.

[4] 文雯.中国居民收入分配的公平认知与诉求[J].财经研究,2015,41(11):20-33.[Wen W. The cognition and demand of Chinese residents for income distribution fairness[J]. Journal of Finance and Economics, 2015, 41(11): 20-33.]

[5] 刘学敏,张生玲,王诺.效率、社会公平与中国减贫方略[J].中国软科学,2018,(5):49-55.[Liu X M, Zhang S L, Wang N. Efficiency, equity and poverty alleviation strategies in China[J]. China Soft Science, 2018, (5): 49-55.]

[6] 汪三贵,曾小溪.从区域扶贫开发到精准扶贫:改革开放40年中国扶贫政策的演进及脱贫攻坚的难点和对策[J].农业经济问题,2018,(8):40-50.[Wang S G, Zeng X X. From regional poverty alleviation and development to precision poverty alleviation: The evolution of poverty alleviation policies in China during the 40 years of reform and opening-up and the current difficulties and countermeasures for poverty alleviation[J]. Issues in Agricultural Economy, 2018, (8): 40-50.]

[7] 张伟宾,汪三贵.扶贫政策、收入分配与中国农村减贫[J].农业经济问题,2013,(2):66-75.[Zhang W B, Wang S G. Poverty alleviation policy, income distribution and poverty reduction in rural China[J]. Issues in Agricultural Economy, 2013, (2): 66-75.]

[8] 曹军会,何得桂,朱玉春.农民对精准扶贫政策的满意度及影响因素分析[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2017,17(4):16-23.[Cao J H, He D G, Zhu Y C. Satisfaction of farmers to accurate poverty alleviation policy and its influencing factors[J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2017, 17(4): 16-23.]

[9] 胡联,汪三贵.我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗?[J].管理世界,2017,(1):89-98.[Hu L, Wang S G. Is China's poverty alleviation policies facing the challenge of elite capture[J]. Management World, 2017, (1): 89-98.]

[10] 陆汉文,李文君.信息不对称条件下贫困户识别偏离的过程与逻辑[J].中国农村经济,2016,(7):15-22.[Lu H W, Li W J. The process and logic of identifying the deviation of poor households under the condition of information asymmetry[J]. Chinese Rural Economy, 2016, (7): 15-22.]

[11] 张全红,李博,周强.中国农村的贫困特征与动态转换:收入贫困和多维贫困的对比分析[J].农业经济问题,2019,(12):31-

42. [Zhang Q H, Li B, Zhou Q. The feature and dynamics of poverty in rural China: Based on comparing income poverty with multi-dimensional poverty[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2019, (12): 31-42.]
- [12] 程名望, 史清华, Jin Y H, 等. 农户收入差距及其根源: 模型与实证[J]. *管理世界*, 2015, (7): 17-28. [Cheng M W, Shi Q H, Jin Y H, et al. The income gap of farmers and its root: Model and demonstration[J]. *Management World*, 2015, (7): 17-28.]
- [13] 史新杰, 卫龙宝, 方师乐, 等. 中国收入分配中的机会不平等[J]. *管理世界*, 2018, 34(3): 27-37. [Shi X J, Wei L B, Fang S L, et al. Inequality of opportunity in China's income distribution[J]. *Management World*, 2018, 34(3): 27-37.]
- [14] 李莹, 吕光明. 中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究[J]. *中国工业经济*, 2019, (9): 60-78. [Li Y, Lv G M. The research on sources and channels of inequality of opportunity in China[J]. *China Industrial Economics*, 2019, (9): 60-78.]
- [15] Roemer J E. *Equality of Opportunity*[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1998.
- [16] 中华人民共和国国务院. 关于打赢脱贫攻坚战的决定[EB/OL]. (2015-11-29) [2019-07-03]. http://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2978250.htm. [State Council of the People's Republic of China. The Decision on Winning the Battle of Poverty Alleviation[EB/OL]. (2015-11-29) [2019-07-03]. http://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2978250.htm.]
- [17] 中华人民共和国国家统计局. 中国农村贫困监测报告2008[M]. 北京: 中国统计出版社, 2008. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. *Poverty Monitoring Report of Rural China 2008*[M]. Beijing: China Statistics Press, 2008.]
- [18] 曹艳春. 农村低保制度对贫困群体生活水平改善效应研究[J]. *中国人口科学*, 2016, (6): 88-97. [Cao Y C. The effect of the rural subsistence allowances to the improvement of the living standard of the poor in China[J]. *Chinese Journal of Population Science*, 2016, (6): 88-97.]
- [19] 韩华为, 高琴. 中国农村低保制度的保护效果研究: 来自中国家庭追踪调查(CFPS)的经验证据[J]. *公共管理学报*, 2017, 14(2): 81-96. [Han H W, Gao Q. Protective effectiveness of rural minimum subsistence guarantee system in China: Empirical evidence from China family panel studies[J]. *Journal of Public Management*, 2017, 14(2): 81-96.]
- [20] Barrett G F. The effect of educational attainment on welfare dependence: Evidence from Canada[J]. *Journal of Public Economics*, 2000, 77(2): 209-232.
- [21] 郭君平, 宁爱照, 曲颂. 参与式社区综合发展“益贫”还是“溢富”? 基于精准扶贫和收入分配效应视角[J]. *农业经济问题*, 2017, 38(10): 52-62. [Guo J P, Ning A Z, Qu S. Is participatory comprehensive community development pro-poor or pro-rich? Based on the perspective of targeted poverty alleviation and income distribution effect[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2017, 38(10): 52-62.]
- [22] Nguyen H T M, Kompas T, Breusch T, et al. Language, mixed communes, and infrastructure: Sources of inequality and ethnic minorities in Vietnam[J]. *World Development*, 2017, 96(8): 145-162.
- [23] 李聪, 刘若鸿, 许晏君. 易地扶贫搬迁、生计资本与农户收入不平等: 来自陕南的证据[J]. *农业技术经济*, 2019, (7): 52-67. [Li C, Liu R H, Xu Y J. Relocation for poverty alleviation, rural households' livelihood capital and income inequality: Evidence from the Southern Shanxi Province[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2019, (7): 52-67.]
- [24] 田芊, 刘欣. 分配公平感及其背后的正义原则[J]. *南京社会科学*, 2019, (7): 61-67. [Tian Q, Liu X. Macro- and micro-distributive justice and related principles[J]. *Nanjing Journal of Social Sciences*, 2019, (7): 61-67.]
- [25] Ng S H, Allen M W. Perception of economic distributive justice: Exploring leading theories[J]. *Social Behavior & Personality An International Journal*, 2005, 33(5): 435-454.
- [26] 马磊, 刘欣. 中国城市居民的分配公平感研究[J]. *社会学研究*, 2010, (5): 31-49. [Ma L, Liu X. People's perception of distributive justice in urban China[J]. *Sociological Studies*, 2010, (5): 31-49.]
- [27] Amos T, Daniel K. The framing of decisions and the psychology of choice[J]. *Science*, 1981, 211(4481): 453-458.
- [28] 龚锋, 李智, 雷欣. 努力对机会不平等的影响: 测度与比较[J]. *经济研究*, 2017, 52(3): 76-90. [Gong F, Li Z, Lei X. The effect of effort on opportunity inequality: Measurement and comparison[J]. *Economic Research Journal*, 2017, 52(3): 76-90.]
- [29] Kish-Gephart J J. Social class & risk preferences and behavior[J]. *Current Opinion in Psychology*, 2017, 18: 89-92.
- [30] Rosenbaum P R, Rubin D B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1984, 79(387): 516-524.
- [31] Becker S O, Ichino A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores[J]. *The Stata Journal*, 2002, 2(4): 358-377.
- [32] Rojas-Vallejos J, Lastuka A. The income inequality and carbon emissions trade-off revisited[J]. *Energy Policy*, 2020, DOI: 10.1016/j.enpol.2020.111302.
- [33] Li J J, Wang X M, Yuan C, et al. The Role of Public Pensions in Income Inequality among Elderly Households in China 1988-2013 [R]. *CIS Discussion Paper Series 674*, 2018.
- [34] 张小芳, 潘欣欣, 陈习定, 等. 教育公共支出与收入不平等: 基于结构门槛回归模型的实证研究[J]. *宏观经济研究*, 2020, (1): 164-175. [Zhang X F, Pan X X, Chen X D, et al. Educational public expenditure and income inequality: An empirical study based on structural threshold regression model[J]. *Macroeconomics*, 2020, (1): 164-175.]
- [35] Iniguez-Montiel A J. Growth with equity for the development of

2020年4月

- Mexico: Poverty, inequality, and economic growth (1992–2008)[J]. *World Development*, 2014, 59: 313–326.
- [36] 雷欣, 陈继勇. 收入流动性与收入不平等: 基于 CHNS 数据的经验研究[J]. *世界经济*, 2012, (9): 84–104. [Lei X, Chen J Y. Income mobility and income inequality: An empirical study based on CHNS Data[J]. *The Journal of World Economy*, 2012, (9): 84–104.]
- [37] 刘自敏, 杨丹, 张巍巍. 收入不平等、社会公正与认知幸福感[J]. *山西财经大学学报*, 2018, 40(5): 1–14. [Liu Z M, Yang D, Zhang W W. Income inequality, social justice and cognitive well-being [J]. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 2018, 40(5): 1–14.]
- [38] 黄艳敏, 张文娟, 赵娟霞. 实际获得、公平认知与居民获得感[J]. *现代经济探讨*, 2017, (11): 1–10. [Huang Y M, Zhang W J, Zhao J X. Real access, fair cognition and residents' sense of access[J]. *Modern Economic Research*, 2017, (11): 1–10.]
- [39] 阳义南, 章上峰. 收入不公平感、社会保险与中国国民幸福[J]. *金融研究*, 2016, (8): 34–50. [Yang Y N, Zhang S F. Income distribution unfairness, social insurance and happiness of the Chinese [J]. *Journal of Financial Research*, 2016, (8): 34–50.]
- [40] Erev I, Ert E, Yechiam E. Loss aversion, diminishing Sensitivity, and the effect of experience on repeated decisions[J]. *Journal of Behavioral Decision Making*, 2010, 21(5): 575–597.
- [41] 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. [Wang W L, Guan R, Katsume M, et al. Poverty alleviation effect of ecological migrants in southern Shaanxi Province[J]. *Resources Science*, 2018, 40(8): 1572–1582.]
- [42] Rosenbaum P R, Rubin D B. The bias due to incomplete matching [J]. *Biometrics*, 1985, 41(1): 103–116.
- [43] 郭永玉, 杨沈龙, 李静, 等. 社会阶层心理学视角下的公平研究[J]. *心理科学进展*, 2015, 23(8): 1299–1311. [Guo Y Y, Yang S L, Li J, et al. Social fairness researches in perspectives of social class psychology[J]. *Advances in Psychological Science*, 2015, 23(8): 1299–1311.]
- [44] 徐淑一, 陈平. 收入、社会地位与幸福感: 公平感知视角[J]. *管理科学学报*, 2017, 20(12): 99–116. [Xu S Y, Chen P. Income, social status and happiness: Fairness perception perspective[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(12): 99–116.]
- [45] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平: 基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. *管理世界*, 2014, (7): 12–21. [Zhou G S, Fan G, Shen G J. The income disparity, the social capital and health: A case study based on China Family Panel Studies[J]. *Management World*, 2014, (7): 12–21.]
- [46] 程名望, Jin Y H, 盖庆恩, 等. 中国农户收入不平等及其决定因素: 基于微观农户数据的回归分解[J]. *经济学(季刊)*, 2016, 15(3): 1253–1274. [Cheng M W, Jin Y H, Gai Q W, et al. Accounting for income inequality between households in rural China: A regression based approach[J]. *China Economic Quarterly*, 2016, 15(3): 1253–1274.]
- [47] 王凡. 道德失范·道德成本·道德补偿[J]. *广西社会科学*, 2003, (1): 45–47. [Wang F. Moral anomie, moral cost and moral compensation[J]. *Guangxi Social Sciences*, 2003, (1): 45–47.]
- [48] Cleaver F. The inequality of social capital and the reproduction of chronic poverty[J]. *World Development*, 2005, 33(6): 893–906.
- [49] Johannes H, Ernst F. On the psychology of poverty[J]. *Science*, 2014, 344(6186): 862–867.

Research on the promotion of poverty alleviation resources input to the distribution justice of poverty-stricken areas

GUAN Rui, WANG Qian, YU Jin

(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: Precision poverty alleviation policy, as a special public policy benefiting some poor people, is essentially fair. Under the background of the widening income gaps in rural areas, the positive role of precise poverty alleviation policy in promoting distribution equity urgently needs to be tested. Using the sample data of 909 rural households in poverty-stricken areas in 2017, this study investigated the impact of precise poverty alleviation policies on distribution equity and its impact mechanism through propensity score matching (PSM) model and ordinary least squares (OLS) model with interactive items. The results show that the precise poverty alleviation policy can effectively improve the disadvantageous position of the poor in income distribution by means of transfer payment and opportunity supply, and greatly improve the sense of fairness in the distribution of the poor. The treatment effects are 4.2% and 0.470, respectively. However, the irrational preference of the poor farmers for transfer payment also arises. Therefore, on the one hand, we should give full play to the governance function of the rural acquaintance society, fully mobilize the poverty-stricken people's poverty alleviation subjectivity, and improve their irrational preference for transfer payment. On the other hand, we should optimize the distribution structure of poverty alleviation resources and implement differentiated poverty alleviation policies for different types of poverty-stricken families, so as to ensure that precise poverty alleviation policies promote fair distribution and improve the utilization efficiency of poverty alleviation resources.

Key words: poverty alleviation resources; income inequality; sense of fairness in distribution; PSM model; OLS model; poverty-stricken areas