

引用格式: 左孝凡, 陆继霞. 贫困脆弱性视阈下的农地流转减贫效应[J]. 资源科学, 2020, 42(2): 274-285. [Zuo X F, Lu J X. Effects of agricultural land transfer on rural poverty reduction from the perspective of poverty vulnerability[J]. Resources Science, 2020, 42(2): 274-285.] DOI: 10.18402/resci.2020.02.07

# 贫困脆弱性视阈下的农地流转减贫效应

左孝凡, 陆继霞

(中国农业大学人文与发展学院, 北京 100193)

**摘要:** 农地流转是实现农业现代化和产业化、促进贫困户实现脱贫的重要路径, 引导农地有序流转对进一步推进“精准扶贫”战略具有重要意义。基于2016年中国家庭追踪调查数据(CFPS), 通过构建可行最小二乘法(FGLS)模型对中国农村居民贫困脆弱性进行测量, 以农户未来陷入贫困风险为贫困的测量指标, 运用倾向得分匹配(PSM)方法研究农地流转的减贫效应。研究发现: ①在贫困脆弱性视阈下, 分别以中国现行贫困标准和0.3贫困脆弱临界值标准, 仍有22.3%农村居民群体处于贫困状态, 西部地区 and 东北地区脆弱性水平分别为0.295和0.258, 远高于东部和中部地区; ②农地流转具有显著减贫效应, 能够有效降低农村居民未来陷入贫困的风险, 通过PSM方法消除“自选择”偏误后检验结果依然稳健; ③农地流转的农业产值增长效应达0.573, 农地流转可以通过提高家庭农业产值降低农村居民的贫困脆弱性。为此, 提出了加强深度贫困区扶贫力度, 提高深度贫困区居民自我发展能力; 推进农地有序流转, 培育适度规模经营主体等对策建议。

**关键词:** 农地流转; 精准扶贫; 贫困脆弱性; PSM方法; 中国

DOI: 10.18402/resci.2020.02.07

## 1 引言

随着“精准扶贫”战略的推进, 2020年中国将在现行贫困标准下全面消除绝对贫困, 但截至2018年底中国仍然有1660万绝对贫困人口, 发展现代农业、推进农业产业化是提高农村地区居民收入, 实现贫困户脱贫、非贫困户防贫的重要抓手。2015年习近平总书记在指导农村农地流转工作时指出, 农地流转和多种形式规模经营是发展现代农业的必由之路, 也是农村改革的基本方向。在这样的背景下, 农地流转推动现代农业发展是否促进了农户增产增收, 是否提高了农户抵御贫困风险的能力? 由此, 建立农村农地流转与农户面临贫困风险之间的数量关系, 对进一步完善中国农村农地流转制度, 推动农业现代化和产业化, 进而实现降低农户陷入贫困风险具有一定现实意义。

贫困问题一直是世界关注的重要议题, 随着国

内扶贫工作的不断推进, 学界对农村减贫、扶贫问题的探讨已较为深入。从农户家庭特征角度出发, 研究人力资本<sup>[1]</sup>、社会资本<sup>[2]</sup>对贫困的影响, 并得出提高人力资本和社会资本存量有利于减贫的结论; 从外部环境角度出发, 如研究特殊地区采用的异地扶贫搬迁<sup>[3]</sup>、信贷约束<sup>[4]</sup>、经济发展<sup>[5]</sup>等对减贫的影响; 从扶贫方式角度出发, 如研究产业扶贫<sup>[6]</sup>、金融扶贫<sup>[7]</sup>、旅游扶贫<sup>[8]</sup>等对农村地区减贫的影响。现阶段, 学界对农地流转与贫困之间关系也已经进行一定的讨论与研究。匡远配等<sup>[9]</sup>基于湖南贫困地区样本研究农地流转与农村减贫之间关系, 通过实证检验认为加大贫困地区农地流转, 形成规模经济, 有助于贫困地区脱贫。农地流转通过两种途径给贫困户带来收入提高, 土地流出可以提高贫困户的财产性收入<sup>[10]</sup>, 土地(林地)转入可提高贫困户的土地(林地)利用效率, 提高农户家庭收入<sup>[11]</sup>。钱忠好

收稿日期: 2019-07-08 修订日期: 2019-10-28

基金项目: 国家社会科学基金项目(15BSH030); 中华全国工商业联合会“‘万企帮万村’精准扶贫模式案例研究”项目。

作者简介: 左孝凡, 男, 安徽合肥人, 博士研究生, 研究方向为贫困、不平等与发展。E-mail: zuoxiaofan@vip.qq.com

通讯作者: 陆继霞, 女, 黑龙江嫩江人, 博士, 教授, 研究方向为中国与国际发展、发展干预与社区变迁。E-mail: lujx@cau.edu.cn

2020年2月

等<sup>[12]</sup>研究农地流转如何促进农户收入问题时, 得出了农地流转能促进转入户和转出户家庭总收入提高, 相比较而言, 农地流转更利于转出户增加家庭总收入的结论。陈飞等<sup>[13]</sup>研究农地流转的福利效应时也得出了转入和转出农地均有利于农户收入提高, 并降低贫困发生率的结论。所以, 学界就农地流转对提高农户家庭收入, 进而达到减贫效应已经达成共识。同时, 土地经营权有序流转是高效规模农业发展的助推器, 对农业经济效益产生正向影响<sup>[14]</sup>。比如, 农地流转为发展新农村集体经济组织提供了机遇, 有利于实现规模经济, 便于扶贫工作的开展<sup>[15]</sup>, 但有学者基于农户自发和政府推动两种不同的农地流转模式, 认为农户之间自发的农地流转以及集体推动的适度规模农地流转能够在一定程度上缓解贫困阶层的状况, 政府推动农地流转主要收益群体则是大户或者是企业, 对其他农村阶层来说, 意味着贫困风险的加剧<sup>[16]</sup>。

就目前的研究而言, 现有文献对贫困问题研究较为广泛, 但是多数仍采用单一贫困线贫困测量法进行, 农地流转研究中较少考虑农地流转可能存在的样本自选择偏误问题。基于此, 本文关注农地流转后农户未来陷入贫困的风险, 引入了贫困期望的脆弱性概念, 弥补现阶段事后贫困评价方法的不足; 在计量策略方面, 构建可行最小二乘法(FGLS)对中国农村居民贫困脆弱性进行测量, 并考虑到农地流转存在样本自选择问题, 采用倾向得分匹配法(PSM)降低由于农地流转样本自选择偏误问题带来的估计误差, 增强了研究结果的稳健性。

## 2 理论分析与研究假设

在贫困脆弱性视阈下研究农地流转的减贫效应, 有必要就农户特征对农户未来陷入贫困风险影响、对农地流转影响的作用机制, 以及农地流转发挥减贫效应的内在机理展开讨论, 并由此提出相应研究假设。

户主、家庭和社区特征对农户未来陷入贫困的风险具有直接影响效应。一方面, 户主、家庭特征方面, 农村居民个体的健康、教育、社会保险、劳动力等方面对农村贫困家庭提高家庭收入具有显著正向作用<sup>[17]</sup>, 资产的积累有助于农村家庭实现由贫困向非贫困转化<sup>[18]</sup>, 另一方面, 农民主体性的缺失,

会降低农民的自主性和自觉性, 形成精神贫困, 不利于可持续减贫<sup>[19]</sup>, 由此, 精神内生动力对于巩固扶贫效果和降低农民贫困脆弱性具有重要正向作用。社区特征方面, 深度贫困地区的经济发展、基础设施建设相对滞后, 进而形成了一种“贫困环境”, 阻碍了贫困户拓宽脱贫路径, 降低其脱贫的机会可及性。故而, 农村居民现阶段的状态对于其未来陷入贫困的风险具有重要影响。因此提出如下假设:

假设H1: 农村家庭户主个体特征、家庭特征和社区特征对农村居民的贫困脆弱性具有影响。农户户主和家庭条件越优越、社会经济与社会发展越好, 农户抵御贫困的能力越强, 未来陷入贫困的可能性就越低, 反之则越高。

农地流转制度是促进中国特色社会主义农业农村发展的重要制度安排。根据产权理论, 通过权力转让可以实现资源配置的优化, 提高资源利用和配置效率。农地作为农业生产中的重要生产要素, 通过提高农地利用效率对实现农业家庭产值的提升具有积极影响<sup>[20]</sup>。农地流转会通过两种途径对农村贫困脆弱性产生影响(图1)。第一种途径, 农地流转是发展现代农业的关键, 通过农地规模流转绩效的提升来促进农业增效和农民增收<sup>[21]</sup>。农户家庭通过农地的流入和流出实现家庭农业生产的适度规模, 如通过互换土地实现了连片经营, 优化了农作物的种植结构, 进而对家庭的资金投入结构和劳动力结构进行调整, 整合资金和劳动力资源, 提高农业生产效率, 实现农业家庭产值的提升和家庭收入结

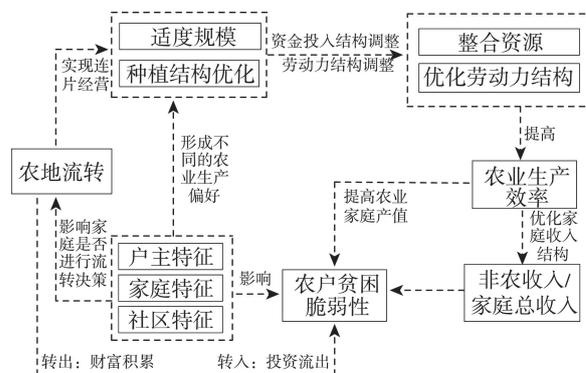


图1 农地流转减贫效应作用机理

Figure 1 Mechanism of poverty reduction effects of agricultural land transfer

构的优化,对农村贫困脆弱性产生影响;第二种途径,农地流转会带来直接经济收入上的输出和输入<sup>[11,12]</sup>。农地转出会给农户家庭带来直接的财富积累,农地转入会给农户家庭带来直接的资金流出。从家庭资产形态变化的角度,这种变化也会对农户应对贫困风险产生重要影响。因此提出如下假设:

假设H2:农地流转通过提高农业生产效率,进而提高农户农业家庭产值是实现减贫效应的一种路径。

但是,在研究农地流转减贫效应时,需要考虑农地流转可能受到家庭各种因素的影响,如户主特征、家庭特征和社区特征对农户家庭的农地转出或转入决策的影响<sup>[22]</sup>,进而影响农户农地流转行为。根据计划行为理论(TPB),个人及社会文化等因素会通过影响行为信念影响行为态度、主观规范和知觉行为控制,最终影响行为意向和行为。农地是重要的生产要素,户主、家庭及所居住的社区特征会形成不同的农业生产偏好影响农户的农业生产行为,即对农地转入或转出的行为产生影响,进而对农业生产效率和农业收入产生作用,影响农户未来陷入贫困的风险。因此提出如下假设:

假设H3:农村家庭户主的个体特征、家庭特征、社区特征对农户家庭是否进行农地流转的决策具有影响。

### 3 数据、变量与模型

#### 3.1 数据来源

本文数据来源于2016年中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies, CFPS),CFPS由北京大学中国社会科学调查中心实施,旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区3个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据基础。目前,CFPS已经完成2010、2012、2014和2016年的数据汇集,并以2010年基线调查界定出来的所有基线家庭成员及其今后的血缘/领养子女将作为CFPS的基因成员,成为追踪对象。本文选取2016年截面数据,在研究所需变量基础上,去除缺失值和异常值,选取了4671个家庭样本,样本所在区域涵盖了我国26个省(市、区)。

#### 3.2 变量选择

表1报告了本文变量设置、释义与描述统计。

被解释变量,选取了家庭人均纯收入,学界多采用家庭人均纯收入作为衡量贫困的重要指标<sup>[23]</sup>。所以,一方面,本文选取家庭人均纯收入作为衡量贫困的指标,另一方面,以家庭人均纯收入作为测算农村居民贫困脆弱性的被解释变量。家庭人均纯收入均值为5535.848元(对数值为8.619),说明中国在“精准扶贫”战略背景下的扶贫工作取得了良好的效果。

核心自变量,本文选取农地流转,即农户家庭在过去一年是否进行过农地的流入或流出,若农户家庭进行过农地的转入或转出,赋值为1,若没有进行过农地的转入或转出,则赋值为0,整体样本中有27.5%的农户家庭进行过农地流转。

控制变量包含了个体、家庭、社区等3个层面。

个体特征方面,由于CFPS问卷没有直接反映户主,考虑到对农村家庭了解程度较高的家庭成员在家庭的话语权较高,故本文采用问卷主要回答者作为“虚拟户主”。户主年龄,表示受访家庭户主实际年龄,样本农户家庭户主的平均年龄在52.17岁,反映留守在农村地区的居民年龄普遍较高的现实情况;户主性别,若为女性,赋值为0,若为男性,赋值为1,样本分布方面,男性户主占总样本的56.4%,女性户主占总样本的43.6%,样本性别分布较为均匀;户主受教育程度采用受教育年限测量,单位为年,从平均值为6.16年来看,农村地区的受教育水平仍然较低;户主健康水平,采用李克特5分量表进行测量,1=非常健康,2=很健康,3=比较健康,4=一般,5=不健康,根据受访者的回答,农村地区居民的健康水平良好,均值处于比较健康至一般的评价范围内;户主是否为党员,若不是党员,赋值为0,若是党员,赋值为1,从平均值为0.075来看,农村地区的党员比例处于较低水平。

家庭特征方面,对生活的满意度,采用受访家庭对生活的满意度,1=不满意,2=比较不满意,3=满意,4=比较满意,5=非常满意,受访者回答整体均值为3.611,表示农村地区家庭整体对生活较为满意;家庭礼金支出表示受访家庭一年内的礼金支出,单位:元,用于反映家庭社会资本强度;家庭婚姻状况,若处于在婚状态,赋值为1,若不处于在婚状态,赋值为0;家庭规模,表示受访家庭(同灶吃饭)的人

表1 变量设置、释义与描述统计

Table 1 Variable setting, interpretation, and descriptive statistics

变量	变量释义	平均值	标准误
被解释变量			
家庭人均纯收入	家庭纯收入/家庭规模/元, 已对数化处理	8.619	1.234
核心解释变量			
农地流转	农户家庭是否进行农地流转, 0=否, 1=是	0.275	0.446
控制变量			
个体特征			
户主年龄	受访家庭户主实际年龄/岁	52.172	12.126
户主性别	受访家庭户主性别, 0=女性, 1=男性	0.564	0.496
户主受教育程度	受访家庭户主受教育年限/年	6.161	4.083
户主健康水平	受访家庭户主健康水平, 1=非常健康, 2=很健康, 3=比较健康, 4=一般, 5=不健康	3.215	1.244
户主是否为党员	受访家庭户主是否为党员, 0=否, 1=是	0.075	0.264
家庭特征			
对生活满意度	受访家庭对生活的满意度, 1=不满意, 2=比较不满意, 3=满意, 4=比较满意, 5=非常满意	3.611	1.089
家庭礼金支出	受访家庭一年内的礼金支出/元, 作对数化处理	7.292	2.046
家庭婚姻状况	受访家庭的婚姻状态, 0=不在婚, 1=在婚	0.911	0.285
家庭规模	受访家庭(同灶吃饭)的人数/人	4.219	1.905
家庭净资产	受访家庭的净资产/万元, 已标准化处理	-0.136	0.859
农业劳动力比例	受访家庭从事农业劳动力的比重/%	51.201	24.577
社会公平感	受访家庭是否收到不公平的待遇, 0=否, 1=是	0.261	0.439
社区特征			
距离县城距离	受访家庭所在社区(村庄)距离县城的距离/km	25.671	20.857
村人均纯收入	受访家庭所在社区(村庄)人均纯收入/元	8.285	0.806
地区控制			
是否为东部地区	受访家庭是否在中国东部, 0=否, 1=是	0.249	0.432
是否为西部地区	受访家庭是否在中国西部, 0=否, 1=是	0.363	0.481
是否为中部地区	受访家庭是否在中国中部, 0=否, 1=是	0.267	0.442

注: 家庭人均纯收入、村人均纯收入为2010年可比价格, 均进行对数化处理。

数, 整体样本均值为4.219, 表明农村地区传统意义上的宗族大家庭正在分解, 逐渐被以3~5人小家庭所取代; 家庭净资产, 为家庭的资产与负债之间的差值, 表示一个家庭的资产负债情况, 标准化均值显示为负值, 反映了农村家庭遇到外界风险因素冲击时, 抵御风险的能力较弱; 农业劳动力比例, 等于受访家庭从事农业劳动力的比重, 从一定意义上表示家庭对农业的依赖程度, 样本均值显示, 大部分家庭中有50%以上的劳动力从事农业生产。社会公平感, 表示受访家庭是否受到不公平的待遇, 若遇到过不公平待遇, 则赋值为1, 若没有遇到过不公平待遇, 则赋值为0, 样本均值为0.261, 表示中国农村地区社会仍然存在一些不公平的现象。

社会特征方面, 距离县城距离, 表示受访家庭所在社区(村庄)距离县城的距离, 村庄人均纯收入表示受访家庭所在社区(村庄)人均纯收入, 这两个变量反映受访者所在社区(村庄)的经济与社会发展水平。

除此之外, 为了控制地区之间差异对模型检验结果带来的偏误, 本文以“是否为东北地区”为参照地区, 设置“是否为东部地区”“是否为西部地区”“是否为中部地区”为地区控制变量。

### 3.3 模型设置

#### 3.3.1 可行最小二乘法(FGLS)

在计算贫困脆弱性时, 本文选用贫困期望的脆弱性(VEP)<sup>[24]</sup>, VEP是采用家庭的消费或收入, 基于

FGLS来测量个体未来陷入贫困的可能性,即贫困脆弱性。下面主要介绍测量步骤。

第一步,计算贫困期望脆弱性(VEP)。

$$VUL_{it} = Pr(Y_{i,t+1} \leq Z) \quad (1)$$

式中: $VUL_{it}$ 表示第*i*个农户在第*t*年的贫困脆弱性; $Z$ 表示确定性等价指标,即贫困线标准,本文选取了中国国家贫困线2010年不变价2300元/年和世界银行提出3.1美元/日<sup>①</sup>作为确定性等价指标; $Y_{i,t+1}$ 表示第*t*+1年的消费或收入水平,本文选取的是家庭人均纯收入; $Pr$ 表示陷入贫困的概率。

第二步,构建回归方程,获取拟合值和残差平方。通过以户主特征、家庭特征、社区(村庄)和地区控制为解释变量,家庭人均纯收入为被解释变量,构建多元线性回归方程模型:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_r X_{ir} + \varepsilon \quad (2)$$

式中: $\ln Y_i$ 表示家庭人均纯收入的对数形式; $X_{ir}$ 表示户主特征、家庭特征、社区(村庄)特征以及地区控制等变量; $r$ 表示不同解释变量, $r=1, 2, \dots, 17$ ;  $\beta_0$ 表示常数项; $\beta_r$ 表示不同控制变量的待估计参数; $\varepsilon$ 表示随机误差项。方程回归结果可获得拟合值及残差平方 $\sigma_p$ 。

第三步,测算贫困脆弱性需要计算农村居民未来的收入或消费水平(福利水平)。

$$E(\ln Y_i | X_{ir}) = \beta_{FGLS} X_{ir} \quad (3)$$

$$V(\ln Y_i | X_{ir}) = \rho_{FGLS} X_{ir} \quad (4)$$

式中: $E(\ln Y_i | X_{ir})$ 表示家庭人均纯收入对数值的期望值; $V(\ln Y_i | X_{ir})$ 表示家庭人均纯收入对数值的方差; $\beta_{FGLS}$ 与 $\rho_{FGLS}$ 分别表示通过第二步获取的拟合值。

第四步,将第二步、第三步计算结果带入式(1)计算农村居民的贫困脆弱性。

$$VUL_{it} = \Phi \left( \frac{\ln Z - E(\ln Y_i | X_{ir})}{\sqrt{V(\ln Y_i | X_{ir})}} \right) \quad (5)$$

式中: $\ln U$ 表示贫困线的对数值, $\Phi(\cdot)$ 表示将结果正态化。

### 3.3.2 倾向得分匹配法(PSM)

PSM法主要解决的是由于“反事实”情况无法

观测而带来的样本自选择偏误,农户进行农地流转的决策并不是随机的,而是农户根据自身家庭的诸多因素综合考虑后形成是否进行农地流转的决策。PSM方法主要的思路是,首先通过特征匹配的方法寻找的控制组,可以代替无法观测到的农地流转前的情况,其次通过PSM方法使试验组和控制组在特征变量高度重合,即可以认为匹配后,贫困脆弱性的差异就是由农地流转所产生的影响,在进行PSM方法匹配之前,需要满足共同支撑假设和平行假设两个假设前提。

借助Stata13.0计量软件,并采用Logit模型计算倾向得分值,计算平均处理效应(ATT):

$$P(X_i) = Pr[T_i = 1 | X_i] = E[T_i | X_i] \quad (6)$$

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_{it} - Y_{0it} | T_i = 1] \\ &= E\{E[Y_{it} - Y_{0it} | T_i = 1, P(X_i)]\} \\ &= E\{E[Y_{it} | T_i = 1, P(X_i)] - E[Y_{0it} | T_i = 1, P(X_i)] | T_i = 1\} \end{aligned} \quad (7)$$

式中: $P(X_i)$ 表示农户是否进行农地流转的条件概率,即倾向得分; $T_i$ 表示农户是否进行农地流转; $X_i$ 为影响农户*i*进行农地流转决策的特征变量; $Y_{it}$ 和 $Y_{0it}$ 分别表示进行农地流转家庭的贫困脆弱性和未进行农地流转家庭的贫困脆弱性;ATT表示农地流转对农户贫困脆弱性影响的平均处理效应。

### 3.3.3 中介效应检验模型

根据中介效应检验模型的要求,本文构建3个方程进行检验:

$$VUL_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha_{2r} X_{ir} + \mu \quad (8)$$

$$Aout_{it} = \delta_0 + \delta_1 L_i + \delta_{2r} X_{ir} + \pi \quad (9)$$

$$VUL_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 L_i + \lambda_2 Aout_{it} + \lambda_{3r} X_{ir} + \tau \quad (10)$$

式中: $L_i$ 表示是否进行农地流转; $Aout_{it}$ 表示中介变量家庭农业产值; $\alpha_0$ 、 $\delta_0$ 、 $\lambda_0$ 分别表示3个方程的常数项; $\alpha_1$ 、 $\delta_1$ 、 $\lambda_1$ 分别表示3个方程中农地流转的待估计参数; $\alpha_{2r}$ 、 $\delta_{2r}$ 、 $\lambda_{3r}$ 分别表示3个方程中不同控制变量的待估计参数; $\lambda_2$ 表示第3个方程中家庭农业产值的待估计参数; $\mu$ 、 $\pi$ 、 $\tau$ 分别表示3个方程的随机误差项。

具体检验步骤:首先,检验 $\alpha_1$ 是否显著,若显著进入下一步,若不显著停止检验;接着,检验 $\delta_1$ 和 $\lambda_1$

<sup>①</sup>按照2010年购买力平价指数(PPP)将美元折算为人民币,3.1美元/日的贫困标准约为人民币3771元/年的贫困标准。

2020年2月

的显著性情况;最后从 $\delta_1$ 和 $\lambda_2$ 的显著性情况区分两种情况:第一,若 $\delta_1$ 和 $\lambda_2$ 均通过显著性检验,进一步检验 $\lambda_1$ 是否显著,若 $\lambda_1$ 显著则中介变量发挥不完全中介效应,若 $\lambda_1$ 不显著,则中介效应发挥完全中介效应;第二,如果两个系数至少有一个未通过显著性检验,则需要通过Sobel检验判断,若通过Sobel检验则中介变量发挥中介效应,若未通过检验则不发挥中介效应。

## 4 结果与分析

### 4.1 贫困脆弱性测量及结果分析

贫困脆弱性是基于FGLS,并以个体特征、家庭特征、社区特征和地区控制等变量为特征变量建立回归模型进行测算的。表2报告了贫困脆弱性测量模型的检验结果。个体特征方面,户主的年龄、性

表2 贫困脆弱性测量模型检验结果

Table 2 Test results of poverty vulnerability measurement model

变量	家庭人均纯收入		家庭人均纯收入波动	
	系数值	标准误	系数值	标准误
个体特征				
户主年龄	0.003*	1.66	-0.014***	-2.95
户主性别	-0.101***	-2.68	0.116	1.09
户主受教育程度	0.037***	7.85	-0.001	-0.07
户主健康水平	-0.027*	-1.81	0.057	1.37
户主是否为党员	0.110*	1.67	-0.154	-0.84
家庭特征				
对生活满意度	0.080***	4.79	0.006	0.13
家庭礼金支出	0.080***	8.88	0.007	0.27
家庭婚姻状况	-0.029	-0.45	-0.051	-0.29
家庭规模	-0.026***	-2.81	-0.061**	-2.32
家庭净资产	0.066***	3.35	-0.005	-0.09
农业劳动力比例	-0.001	-1.00	-0.001	-0.54
社会公平感	0.046	1.13	0.023	0.20
社区特征				
距离县城距离	-0.001	-0.91	-0.001	-0.56
村人均纯收入	0.136***	5.85	-0.020	-0.31
地区控制				
是否为东部	0.370***	5.71	-0.173	-0.95
是否为西部	0.087	1.36	-0.097	-0.54
是否为中部	0.323***	4.98	-0.378**	-2.07
常数项	6.372***	24.64	2.556***	3.52
N	4671		4671	

注:\*\*\*,\*\*, \*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

别、受教育程度、健康水平和是否为党员均对家庭人均纯收入在不同的显著性水平下产生不同方向的显著影响,其中户主年龄越大<sup>②</sup>、户主性别为女性、教育程度越高、健康水平越好、户主政治身份为党员都有利于家庭人均纯收入的提高;家庭特征方面,生活满意度在1%的水平下对家庭人均纯收入发挥显著正向影响,生活满意度将会为农户提高收入,实现脱贫、防贫提供精神动力,调动农民的自觉性与自主性<sup>[19]</sup>;用于表征社会资本的家庭礼金支出也对家庭人均纯收入产生重要正向影响,这主要依靠社会资本在中国人情语境下具有“变现”功能实现<sup>[2]</sup>;家庭规模越大则对人均纯收入产生不利影响,这是由于农村地区家庭负担主要来源于赡养老人和抚养子女的经济压力;社区特征方面,反映被访者所在社区的经济水平的人均收入对农户家庭人均纯收入起正向影响作用。家庭人均收入波动为被解释变量而言,户主年龄越高、家庭规模越大则越有利于降低家庭人均纯收入的波动情况。由此,假设H1得以验证。

进一步,测算出不同贫困线标准下的贫困脆弱性。表3报告了农户贫困脆弱性测量结果及其地区分布。从整体测量结果来看,在2300元/年的贫困标准下全样本贫困脆弱性均值为0.236,在3.1美元/日的贫困标准下则为0.375。就贫困脆弱性在地区的分布而言,在2300元/年标准下呈现中部、东部、东北部、西部依次递增的趋势,贫困标准提高至3.1美元/日,则呈现东北部、东部、中部、西部依次递增的趋势。随着贫困标准的提高,地区间贫困脆弱性相对位次发生变化,但无论采用何种贫困标准,西

表3 贫困脆弱性测量结果及其地区分布

Table 3 Poverty vulnerability measurement results and their regional distribution

地区/贫困标准	贫困脆弱性	
	2300元/年标准	3.1美元/日标准
全国(N=4671)	0.236	0.375
东部地区(N=1163)	0.195	0.324
西部地区(N=1696)	0.295	0.442
中部地区(N=1244)	0.183	0.395
东北部地区(N=568)	0.258	0.323

②一般而言,农村居民年龄对收入存在“倒U型”影响,随着年龄增长,收入水平先提升后下降<sup>[25,26]</sup>。但户主年龄不是本文重点考察变量,考虑模型多重共线性问题和估计结果的稳健性,未引入年龄平方项。

部地区较其他地区而言贫困脆弱性都处于较高水平。

为了进一步展示贫困脆弱性与贫困之间的关系,表4报告了农户贫困脆弱性与贫困的情况。无论采用何种贫困线标准、贫困脆弱性临界值标准,农户贫困脆弱性与贫困的分布情况均显示:一方面,在非贫困群体里仍有部分农户具有较高的贫困脆弱性,在未来陷入贫困的风险较高;另一方面,在贫困群体中大部分农户处于贫困较脆弱的状态,显示了贫困与高脆弱性伴随发生的特征。由此,在扶贫工作中通过提高农户抵御贫困能力,拓宽农户减贫、防贫路径,实现稳定、可持续减贫。

#### 4.2 农地流转减贫效应检验

表5报告了农地流转减贫效应的模型检验结果。模型1和模型2分别以2300元/年标准和3.1美元/日标准下测算的贫困脆弱性为代理变量,并采用Tobit模型进行检验,模型3采用是否贫困作为贫困的代理变量,采用Logit模型进行检验,模型4采用家庭人均纯收入作为贫困的代理变量,采用多元线性回归模型进行检验。具体而言,模型1和模型2检验结果显示,农地流转在1%的统计水平下对贫困脆弱性产生负向显著影响,即农地流转可以有效促进农户贫困脆弱性的下降,降低农户未来陷入贫

困的风险。模型3检验结果同样也证明了农地流转具有显著的减贫效应。模型4检验结果显示农地流转在1%的统计水平下对家庭人均纯收入产生显著正向影响,说明农地流转可以提高农户家庭人均纯收入,发挥减贫效应。虽然采用了贫困脆弱性、是否贫困和家庭人均纯收入作为贫困的代理变量,但是仍未充分考虑农户进行农地流转决策时并不是随机的,从而产生自选择偏误问题。为此,本文继续采用倾向得分匹配法(PSM)构建“反事实”模型进一步检验农地流转的减贫效应的稳健性。

运用PSM方法获取平均处理效应前,需要对特征变量是否满足共同支撑域假设和平行假设进行检验。

图2为匹配前后倾向得分的核密度函数图,图2a表示匹配前的共同支撑域,图2b表示的经过匹配后的共同支撑域,通过匹配后,核密度函数曲线重合度高,可以满足PSM方法共同支撑域假设。

通过共同支撑域假设后,需要进一步满足平行假设,表6报告了倾向得分的匹配平行假设检验结果。平行假设检验结果显示户主年龄、户主受教育程度、家庭礼金支出、家庭婚姻状况、家庭规模、农业劳动力比例、社会公平感、是否为东部地区、是否为中部地区在匹配前均存在显著差异,匹配后均无显著差异,说明通过PSM方法进行匹配后,减弱了影响农户进行农地流转决策的特征变量之间的显著差异性,故匹配效果良好,符合PSM方法平行假设的条件。由此,假设H3得以验证。

通过近邻匹配、半径匹配、核匹配等3种匹配方式,检验农地流转对农村居民贫困脆弱性的平均处理效应。表7报告了农地流转对农村居民贫困脆弱

表4 农户贫困脆弱性与贫困情况

Table 4 Poverty vulnerability and poverty of farmers

贫困/贫困脆弱性	临界值:0.3	临界值:0.5			
		不脆弱	脆弱	不脆弱	脆弱
2300元/年 贫困线标准	不贫困	0.654	0.160	0.809	0.005
3.1美元/日 贫困线标准	贫困	0.123	0.063	0.184	0.002
2300元/年 贫困线标准	不贫困	0.203	0.496	0.638	0.061
3.1美元/日 贫困线标准	贫困	0.047	0.253	0.238	0.063

表5 农地流转减贫效应模型检验结果

Table 5 Test results of poverty reduction effects of agricultural land transfer

变量	贫困脆弱性		模型3 是否贫困	模型4 家庭人均纯收入
	模型1:脆弱性1	模型2:脆弱性2		
农地流转	-0.049*** (-124.55)	-0.056*** (-176.48)	-0.043*** (-3.41)	0.164*** (4.17)
控制变量	是	是	是	是
地区控制	是	是	是	是
N	4671	4671	4671	4671

注:括号内报告的为标准误;根据被解释变量的数据分布特征,模型1和模型2为Tobit模型,模型3为Logit模型,模型4为多元线性回归模型。

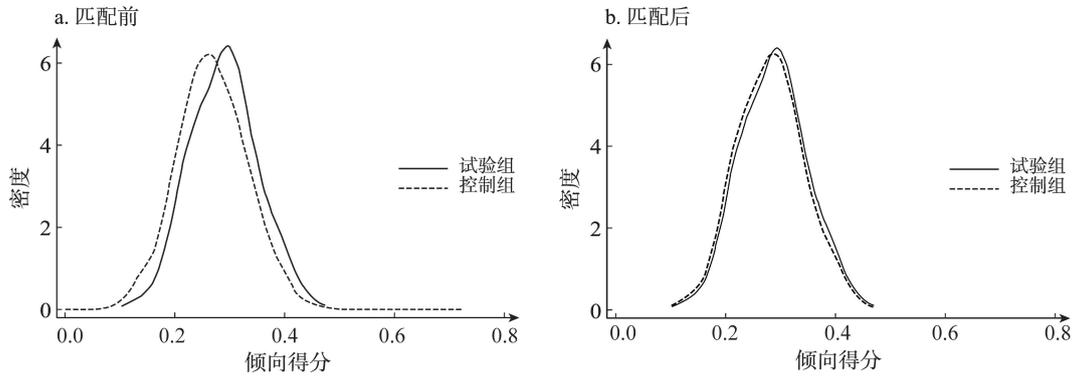


图2 倾向得分匹配共同支撑域检验核密度函数图

Figure 2 Kernel density function of the propensity score matching common support domain test

性的平均处理效应。无论采用何种贫困标准、何种匹配方式, 检验结果均显示农地流转对贫困脆弱性影响的平均处理效应在1%的显著性水平下通过检

验且为负向影响。具体而言, 以2300元/年(2010年不变价)为贫困标准, 农地流转在不同匹配方式下的减贫效应分别为0.047、0.049、0.056; 以3.1美元/日

表6 倾向得分匹配平行假设结果分析

Table 6 Analysis of parallel hypothesis results for propensity score matching

变量	匹配状态	差异性检验	变量	匹配状态	差异性检验
户主年龄	匹配前	-2.71***	家庭净资产	匹配前	1.41
	匹配后	-0.37		匹配后	2.73***
户主性别	匹配前	0.99	农业劳动力比例	匹配前	3.00***
	匹配后	0.32		匹配后	-0.01
户主受教育程度	匹配前	2.81***	社会公平感	匹配前	4.54***
	匹配后	0.23		匹配后	-0.68
户主健康水平	匹配前	1.23	距离县城距离	匹配前	-1.6
	匹配后	-0.6		匹配后	-0.19
户主是否为党员	匹配前	-0.55	村人均纯收入	匹配前	0.51
	匹配后	-0.75		匹配后	1.25
对生活满意度	匹配前	1.16	是否为东部	匹配前	-3.98***
	匹配后	0.99		匹配后	-0.24
家庭礼金支出	匹配前	4.41***	是否为西部	匹配前	0.21
	匹配后	-0.3		匹配后	0.78
家庭婚姻状况	匹配前	3.31***	是否为中部	匹配前	3.74***
	匹配后	0.16		匹配后	-1.52
家庭规模	匹配前	2.11**			
	匹配后	-0.25			

表7 农地流转对农村居民贫困脆弱性的平均处理效应

Table 7 Average treatment effect of rural land transfer on rural residents' poverty vulnerability

匹配方式	近邻匹配		半径匹配		核匹配	
	脆弱性1	脆弱性2	脆弱性1	脆弱性2	脆弱性1	脆弱性2
ATT	-0.047***	-0.049***	-0.049***	-0.056***	-0.056***	-0.057***
	(-13.08)	(-68.97)	(-75.40)	(-13.29)	(-68.28)	(-77.78)
N	4671		4671		4671	

为贫困标准,农地流转在不同匹配方式下的减贫效应分别为0.049、0.056、0.057,均大于在较低贫困线下的处理效应。随着贫困标准的不断提高,农地流转发挥更加明显减贫效应,降低农村居民未来陷入贫困的风险。在2020年全面消除绝对贫困后,农地流转在“后扶贫时期”的相对贫困治理过程中仍然发挥重要作用。由此,通过不同匹配方式消除样本“自选择”偏误后进一步验证了农地流转减贫效应的稳健性。

#### 4.3 农地流转减贫效应作用机制:一种路径检验

基于理论分析,农地流转对于农业方面的影响主要体现在实现适度规模经营与种植结构优化,实现资金投入结构、劳动力结构的调整,推进农业生产效率的提高。一方面,农业生产率提高会直接带来农业产值的提高;另一方面,单位劳动报酬率的提高实现劳动力结构优化,使得家庭劳动力在农业生产与非农就业之间进行合理调整,实现家庭收入的整体提升。考虑到数据的可获得性,通过以家庭农业产值为中介变量构建农地流转对农村居民贫困脆弱性的中介效用检验模型,对这一影响路径进行检验,进一步检验农地流转减贫效应的稳健性。根据中介效应检验步骤,构建3个方程用于检验农地流转减贫效应的传导作用机制。表8报告了中介效应模型的检验结果,方程1和方程3以贫困脆弱性为被解释变量,方程2以家庭农业产值为被解释变量。具体而言,方程1中,无论采用何种贫困标准,检验结果显示农地流转对农户贫困脆弱性具有显著负向影响;方程2检验结果显示农地流转显著

正向影响家庭农业产值,说明农户通过农地流转确实有利于提高农业生产效率,实现农业产值的提升。方程3中,无论何种贫困标准,检验结果显示农地流转与家庭农业产值均在不同统计水平下对农户贫困脆弱性产生显著影响。故农地流转通过增加农户家庭农业产值实现减贫效应的路径得以验证。由此,假设H2得以验证。

## 5 讨论与结论

### 5.1 讨论

基于对现有文献的梳理,在理论层面,基于产权理论探讨了农地流转通过优化农户家庭农业生产效率和资源配置效率、家庭可支配资金的流入和流出等两条作用机制实现减贫效应。实证层面,利用2016年CFPS数据,以个体层面、家庭层面和社区层面等为特征变量对中国贫困脆弱性进行测算,并以贫困脆弱性为贫困的代理变量,运用PSM方法构建“反事实”模型解决农户进行农地流转并不是随机的问题,实证分析农地流转对农户未来落入贫困风险的影响,并通过中介效应检验模型检验了农地流转发挥减贫效应结果的稳健性。较既有研究而言,本文一方面引入贫困脆弱性指标,以中国现行贫困标准2300元/年(2010年不变价)和世界银行提出的3.1美元/日高贫困标准测量农户未来陷入贫困的概率,弥补了既有研究对贫困多采用事后评价方法的不足;另一方面,采用PSM方法解决了农户进行农地流转自选择带来的估计偏差问题,提高计量模型检验结果的可靠性。

但本文仍存在一定不足,一是以个体、家庭和

表8 家庭农业产值中介效应模型检验结果

Table 8 Test results of the mediating effect model of household agricultural output

变量	方程1		方程2	方程3	
	2300元/年	3.1美元/日	\	2300元/年	3.1美元/日
农地流转	-0.049*** (-124.55)	-0.056*** (-176.48)	0.573*** -4.65	-0.049*** (-124.18)	-0.056*** (-176.02)
家庭农业产值	\	\	\	-0.000*** (-3.19)	-0.000** (-2.04)
控制变量	是	是	是	是	是
地区控制	是	是	是	是	是
N	4671	4671	4671	4671	4671

注:括号内报告的为标准误;根据被解释变量数据分布特征,方程1和方程3采用Tobit模型,被解释变量为农户贫困脆弱性,方程2采用多元线性回归模型,被解释变量为家庭农业产值。

2020年2月

社区层面的特征变量对贫困脆弱性测量的假设可能存在遗漏变量,由此对测量结果可能产生影响;二是本文虽然考虑了农地流转的综合减贫效应,但由于受到样本在农地转出和转入的分布限制,未能就农地流出和农地流入对贫困脆弱性的影响分别展开讨论;三是采用PSM法进行匹配是建立在农地流转由农户家庭主动决策的假设前条件下,未考虑到集体流转等少数“被动流转”的现实情况,由此可能带来匹配偏误。好在基于大样本数据,通过不同代理变量、不同估计方法构建计量模型的检验结果之间能够相互验证,基本可以支持本文所持观点。

## 5.2 结论

基于全文理论和实证分析,得出以下结论:

(1) 贫困脆弱性视阈下中国农村地区贫困形成依然严峻,并具有明显的地区差异性。在中国现行贫困标准下中国贫困脆弱性平均值为0.236,以0.3为贫困脆弱性临界值,仍有22.3%农村居民群体处于贫困之中,其中西部地区和东北地区分别为0.295和0.258,远高于东部和中部地区;

(2) 农地流转具备显著减贫效应,能够有效降低农民未来陷入贫困的风险,考虑样本自选择的内生性问题后结果依然稳健。通过倾向得分匹配法构建“反事实”模型,解决农户农地流转自选择问题带来的估计偏差,结果显示在中国现行贫困标准下,以近邻匹配、半径匹配、核匹配等不同匹配方式,农地流转对贫困脆弱性的平均处理效应分别达到0.047、0.049、0.056,均在1%的统计水平下通过显著性检验;

(3) 通过提高家庭农业产值来降低农村居民贫困脆弱性是农地流转实现减贫效应的一种路径。中介效应检验模型检验结果显示家庭农业产值在农地流转减弱农户贫困脆弱性过程中发挥不完全中介效应,农地流转的农业产值提升效应达0.573,形成农地流转通过提升家庭农业产值实现降低农村居民贫困脆弱性的传导机制。

在中国农村地区贫困情况仍然较为严峻的背景下,通过农地流转提高农业生产效率,提高家庭农业产值,是实现中国2020年在现行标准下实现全面脱贫、实现乡村振兴的重要路径。一方面,加强深度贫困区扶贫力度,提高深度贫困区居民自我发展能力。进一步推动深度贫困区社会保障与扶贫

开发的有机衔接,加强深度贫困地区的基础设施建设,改善深度贫困地区的经济环境,拓宽深度贫困区居民教育及医疗的可及性,降低农民面对外来冲击的脆弱性,切断贫困的代际传递,实现稳定可持续减贫。另一方面,推进农地有序流转,培育适度规模经营主体。进一步健全农地流转制度,维护承包者农地承包经营权,完善农地流转价格形成机制和补偿机制。推进培育家庭农场、种植大户、农业合作社等新型农业主体,通过实现适度规模经营,提高农业生产效率,实现农村农业收入增长,并实现家庭劳动力等各项资源的合理配置,提高农民抵御贫困的能力。

## 参考文献(References):

- [1] 秦博, 潘昆峰. 人力资本对贫穷的阻断效应: 基于深度贫困家庭大数据的实证研究[J]. 教育科学研究, 2018, (8): 38-43. [Qin B, Pan K F. The blocking effect of human capital on poverty: An empirical study based on big data of deep poor households[J]. Educational Science Research, 2018, (8): 38-43.]
- [2] 左孝凡, 王翊嘉, 苏时鹏, 等. 社会资本对农村居民长期多维贫困影响研究: 来自2010-2014年CFPS数据的证据[J]. 西北人口, 2018, 39(6): 59-68. [Zuo X F, Wang Y J, Su S P, et al. Study on the influence of social capital on long-term multidimensional poverty: Evidence from 2010-2014 CFPS data[J]. Northwest Population Journal, 2018, 39(6): 59-68.]
- [3] 刘伟, 徐洁, 黎洁. 陕南易地扶贫搬迁农户生计脆弱性研究[J]. 资源科学, 2018, 40(10): 2002-2014. [Liu W, Xu J, Li J. Livelihood vulnerability of rural households under poverty alleviation relocation in southern Shaanxi, China[J]. Resources Science, 2018, 40(10): 2002-2014.]
- [4] 蒋瑛, 陈钰晓, 田益豪. 信贷约束对农户多维贫困的影响分析: 基于2016年中国家庭追踪调查数据(CFPS)的实证研究[J]. 农村经济, 2019, (4): 56-63. [Jiang Y, Chen Y X, Tian Y H. Analysis of the impact of credit constraints on farmers' multidimensional poverty: An empirical study based on 2016 China household tracking survey data (CFPS)[J]. Rural Economy, 2019, (4): 56-63.]
- [5] 郑长德, 陈田. 经济增长、产业结构变迁与贫困治理[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2019, 40(6): 113-121. [Zheng C D, Chen T. Economic growth, industrial structure change and poverty governance[J]. Journal of Southwest Minzu University (Humanities and Social Science), 2019, 40(6): 113-121.]
- [6] 杨龙, 李宝仪, 赵阳, 等. 农业产业扶贫的多维贫困瞄准研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(2): 134-144. [Yang L, Li B Y, Zhao Y, et al. Multidimensional poverty targeting of agricultural poverty alleviation through industrialization[J]. China Population,

- Resources and Environment, 2019, 29(2): 134-144.]
- [7] 信瑶瑶. 中国农村金融扶贫的制度变迁与生成逻辑[J]. 甘肃社会科学, 2019, (3): 151-156. [Xin Y Y. The institutional changes and generation logic of rural financial poverty alleviation in China [J]. Gansu Social Sciences, 2019, (3): 151-156.]
- [8] 余利红. 基于匹配倍差法的乡村旅游扶贫农户增收效应[J]. 资源科学, 2019, 41(5): 955-966. [Yu L H. Effects of rural pro-poor tourism on farming households' income: A study based on the PSM-DID method[J]. Resources Science, 2019, 41(5): 955-966.]
- [9] 匡远配, 周丽. 农地流转与农村减贫: 基于湖南省贫困地区的检验[J]. 农业技术经济, 2018, (7): 64-70. [Kuang Y P, Zhou L. Farmland circulation and rural poverty reduction: An empirical test from the poverty-stricken areas in Hunan Province[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2018, (7): 64-70.]
- [10] 宁静, 殷浩栋, 汪三贵. 土地确权是否具有益贫性: 基于贫困地区调查数据的实证分析[J]. 农业经济问题, 2018, (9): 118-127. [Ning J, Yin H D, Wang S G. Whether farmland registration and certification is pro-poor: An empirical analysis based on survey data of poverty-stricken areas[J]. Issues in Agricultural Economy, 2018, (9): 118-127.]
- [11] 左孝凡, 王翊嘉, 苏时鹏. 林地流转减贫效应研究[J]. 林业经济问题, 2018, 38(6): 34-41. [Zuo X F, Wang Y J, Su S P. Study on the poverty reduction effect of forestland transfer[J]. Issues of Forestry Economics, 2018, 38(6): 34-41.]
- [12] 钱忠好, 王兴稳. 农地流转何以促进农户收入增加: 基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016, (10): 39-50. [Qian Z H, Wang X W. How to promote the increase of farmers' income in rural areas: An empirical analysis based on survey data of farmers in four provinces, Regions of Jiangsu, Guizhou, Hubei in China[J]. Chinese Rural Economy, 2016, (10): 39-50.]
- [13] 陈飞, 翟伟娟. 农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 163-177. [Chen F, Zhai W J. Land transfer incentive and welfare effect research from the perspective of farmers' behavior[J]. Economic Research Journal, 2015, 50(10): 163-177.]
- [14] 朱明月, 王钊, 李海央. 土地经营权流转、农户种植偏好与农业经济效益: 基于8省779户农户微观调研数据的实证[J]. 农村经济, 2018, (9): 28-35. [Zhu M Y, Wang Z, Li H Y. The transfer of land management rights, farmers' planting preferences and agricultural economic benefits: Based on the micro-survey data of 779 households in 8 provinces[J]. Rural Economy, 2018, (9): 28-35.]
- [15] 赵春雨. 贫困地区土地流转与扶贫中集体经济组织发展: 山西省余化乡扶贫实践探索[J]. 农业经济问题, 2017, 38(8): 11-16. [Zhao C Y. Development of collective economic organizations in land transfer and poverty alleviation in poor areas: Exploration of poverty alleviation practice in Yuhua Township of Shanxi Province [J]. Issues in Agricultural Economy, 2017, 38(8): 11-16.]
- [16] 吴秋菊, 林辉煌. 促进减贫的土地流转模式研究[J]. 云南社会科学, 2018, (4): 132-140. [Wu Q J, Lin H H. Research on land transfer model for poverty reduction[J]. Social Sciences in Yunnan, 2018, (4): 132-140.]
- [17] 刘欢. 人力资本投入对农村贫困家庭的减贫效应分析: 基于健康、教育、社会保险、外出务工比较视角[J]. 经济经纬, 2017, 34(5): 43-48. [Liu H. An analysis of the poverty reduction effect of human capital investment on rural poor families: A comparative perspective on health, education, social insurance and working away from hometown[J]. Economic Survey, 2017, 34(5): 43-48.]
- [18] 边恕, 冯梦龙, 孙雅娜. 中国农村家庭资产贫困的测量与成因[J]. 中国人口科学, 2018, (4): 54-67. [Bian S, Feng M L, Sun Y N. Measurement of household asset poverty in rural China and analysis on its causes[J]. Chinese Journal of Population Science, 2018, (4): 54-67.]
- [19] 张志胜. 精准扶贫领域贫困农民主体性的缺失与重塑: 基于精准扶贫视角[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2018, 18(3): 72-81. [Zhang Z S. Absence and reconstruction of the peasants' subjectivity in the accurate poverty alleviation process: Based on the perspective of the spiritual poverty alleviation[J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2018, 18(3): 72-81.]
- [20] 蔡荣, 李宁, 刘婷. 农地转出对家庭女性就业时间的影响: 基于中国居民收入调查(CHIP2013)数据[J]. 南方人口, 2018, 33(4): 46-56. [Cai R, Li N, Liu T. The effects of farmland transfer on the rural female's employment time: Analysis of the data from CHIP 2013[J]. South China Population, 2018, 33(4): 46-56.]
- [21] 李灿. 土地流转背景下农地适度规模经营绩效形成机理分析: 基于本量利(CVP)模型[J]. 经济地理, 2017, 37(11): 191-197. [Li C. Analysis on the formation mechanism of farmland moderate scale operation performance under the background of land transfer: Based on the quantitative benefit (CVP) model[J]. Economic Geography, 2017, 37(11): 191-197.]
- [22] 翟黎明, 夏显力, 吴爱娣. 政府不同介入场景下农地流转对农户生计资本的影响: 基于PSM-DID的计量分析[J]. 中国农村经济, 2017, (2): 2-15. [Zhai L M, Xia X L, Wu A D. The effects of government behavior in land transfer on farmers' livelihood capital: An empirical analysis based on PSM-DID[J]. Chinese Rural Economy, 2017, (2): 2-15.]
- [23] 崔景华, 李万甫, 谢远涛. 基层财政支出配置模式有利于农户脱贫吗: 来自中国农村家庭追踪调查的证据[J]. 财贸经济, 2018, 39(2): 21-35. [Cui J H, Li W F, Xie Y T. Does decision-making of grassroots fiscal expenditure favor the poor? Evidence from tracking investigation of the Chinese countryside families[J]. Finance & Trade Economics, 2018, 39(2): 21-35.]
- [24] Chaudhuri S, Jalan J, Suryahadi A. Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-Sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia[R]. Columbia University Department of Economics Discussion Paper No. 0102-52, 2002.

2020年2月

- [25] 刘生龙, 李军. 健康、劳动参与及中国农村老年贫困[J]. 中国农村经济, 2012, (1): 56-68. [Liu S L, Li J. Health, labor participation and old age poverty in rural China[J]. Chinese Rural Economy, 2012, (1): 56-68.]
- [26] 苏静, 肖攀, 胡宗义. 教育、社会资本与农户家庭多维贫困转化:

来自CFPS微观面板数据的证据[J]. 教育与经济, 2019, 35(2): 17-27. [Su J, Xiao P, Hu Z Y. Education, social capital and the multidimensional poverty transformation of peasant households: Evidence from CFPS micro panel data[J]. Education and Economy, 2019, 35(2): 17-27.]

## Effects of agricultural land transfer on rural poverty reduction from the perspective of poverty vulnerability

ZUO Xiaofan, LU Jixia

(College of Humanities and Development Studies, China Agricultural University, Beijing 100193, China)

**Abstract:** Based on the 2016 China Family Panel Studies (CFPS) data, this study measured the poverty vulnerability of Chinese rural residents by constructing a feasible least squares (FGLS) model, using farmers' risk of poverty in the future as a measure of poverty, and using propensity score matching (PSM) method to study the poverty reduction effects of agricultural land transfer. The study found that, from the perspective of poverty vulnerability, using China's current poverty standard and 0.3 as the threshold standard of poverty vulnerability, 22.3% of rural residents are still in poverty, and the vulnerability levels in the western and northeastern regions are 0.295 and 0.258, much higher than the eastern and central regions. Agricultural land transfer has a significant poverty reduction effect, which can effectively reduce the risk of rural residents falling into poverty in the future. The test results remain robust after eliminating the "self-selection" bias through the PSM method. The agricultural output value added of agricultural land transfer is 0.573, and agricultural land transfer can reduce the poverty vulnerability of rural residents by increasing the family agricultural output value. To this end, suggestions are put forward to strengthen poverty alleviation in deep poverty-stricken areas, improve the self-development ability of residents in these areas, promote the orderly transfer of agricultural land, and cultivate moderate-scale management entities.

**Key words:** agricultural land transfer; precision poverty alleviation; poverty vulnerability; PSM method; China

### 勘 误

本刊2020年1期文章《黄河流域矿产资源开发的生态环境影响与空间管控路径》中,第144页左栏第18行“甘肃海北州”有误,应为“青海海北州”。特此更正,并向论文作者马丽副研究员等及广大读者致歉!

《资源科学》编辑部