邻里效应对农民贫困脆弱性的影响

左孝凡

(中国农业大学 人文与发展学院, 北京 100083)

摘 要: 基于2016年和2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS),通过构建贫困脆弱性测量模型和Manski社会互动效应模型实证研究邻里效应对农民贫困脆弱性的影响。研究发现:整体上我国农村地区贫困脆弱性处于较低水平,2017年农村居民贫困脆弱性较2015年有所提高,同时呈现不同区域和个体具有显著差异、非贫困群体中存在高脆弱性群体的特征;贫困具有邻里效应,邻里效应对农村居民当期贫困状态和未来贫困状态均产生显著不利影响,个体关联效应与社区情景互动效应对贫困与贫困脆弱性发挥不同程度的影响;邻里效应对农村居民提高家庭人均纯收入发挥显著阻碍作用,对低收入群体发挥的阻碍边际效应明显高于高收入群体;邻里效应对农村居民贫困脆弱性影响存在明显区域差异,东北地区邻里效应对贫困脆弱性不具有显著影响,在西部地区邻里效应对贫困脆弱性加剧边际效应高于其他地区。

关键词: 农村贫困; 邻里效应; 贫困脆弱性; 精准扶贫

中图分类号: F323.8;C912.82 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2020)04-0031-14

一、贫困与邻里效应的研究现状

自"精准扶贫"战略推进以来,中国减贫事业取得了举世瞩目的成就,截至2019年末,我国贫困发生率下降至0.6%,农村现存贫困人口551万人①,中国也将于2020年在现行绝对贫困标准下实现全面脱贫。深度贫困区、连片贫困区如何稳定现有扶贫成果,实现稳定、可持续减贫,将成为现阶段贫困治理的关键,同时这也是下一阶段我国转向相对贫困治理的重要议题。贫困积聚引发并形成了一些深度、连片的贫困区域,由此形成的"贫困环境"限制了农村居民拓宽提高收入路径、摆脱贫困的渠道,这是现阶段进一步推进"精准扶贫"战略,实现全面脱贫的重要阻碍。在这样的背景下,研究邻里效应与贫困之间的关系,并采用预测性贫困脆弱性指标建立两者之间的数量关系,检验邻里效应在多大程度上影响农村居民未来陷入贫困的风险,对进一步推进"精准扶贫"战略,实现深度贫困区、连片贫困区稳定脱贫具有一定现实意义。

贫困问题早已被世界范围内的多数学者关注并进行了深入的研究。对于贫困的概念已经从仅考虑收入层面的狭义的贫困扩展到考虑居民的基本能力、自由等多个方面的广义的贫困[1],学界也提出了不同于仅仅依靠收入测量贫困的新的测算方法,即多维贫困测量[2]。无论是根据收入或是其他方面来测算贫困都是对既定事实的测量,属于事后评价。1995年世界粮食计划署首次提出了贫困家庭脆弱性的分析框架。随后,世界银行与2001年首次在《世界发展报告》中提出了贫困脆弱性这一概念[3],这一概念将未来陷入贫困的可能(风险)引入到贫困的研究中。但是就贫困

收稿日期: 2020-03-03 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2020.04.004

基金项目: 国家社会科学基金项目(15BSH030)

作者简介: 左孝凡(1991—),男,安徽合肥人,中国农业大学人文与发展学院博士研究生,主要研究方向为贫困与不平等、环境与发展。E-mail:zuoxiaofan@vip.qq.com

① 数据来源:国家统计局

脆弱性学界持有不同的理解,有学者将脆弱性理解为贫困的一个方面[4];又有学者认为脆弱性是家庭对外界环境变化的敏感程度[5];英国国际发展署提出的可持续生计框架中的脆弱性表示的是个人或家庭抵御外界未知冲击的能力。虽然对脆弱性的理解不同,但是可以总结为贫困脆弱性表示的是个人或家庭在既定的生计资本、资源配置下未来陷入贫困的可能性或抵御风险的能力。关于贫困脆弱性的研究,学界形成了三种主流的测算方法,即贫困期望的脆弱性(*VEP*)[4]、期望的低效用的脆弱性(*VEU*)[6]和未被预防的风险暴露的脆弱性(*VER*)[7],其中 *VEP* 与 *VEU* 均属于事前预测的贫困脆弱性,可用于测量个体未来陷入贫困的可能性,*VER* 属于事后评价的贫困脆弱性,与英国国际开发署提出的可持续生计框架中的脆弱性概念相近,主要侧重对个体或家庭对外界未知冲击的抵御能力的测量。具体研究方面,现有文献从政府行为、政策等对贫困脆弱性的影响展开,包括了公共转移支付[8]、贸易开放[9]、新农保制度[10]以及在精准扶贫视阈下对贫困脆弱性的相关研究[11],这些研究都证实了国家扶贫政策的实施在一定程度缓解了农村居民未来陷入贫困的风险。也有学者选取了个人特征、家庭特征或是区域特征作为研究对象,研究这些因素对农村居民抵御贫困的能力的影响,比如农村老龄人口的贫困问题[12]、外出务工或留守家庭的贫困脆弱性问题[13]、综合资源禀赋对贫困脆弱性影响的问题[14]以及人力资本存量对贫困脆弱性影响的问题[15],这些研究针对了不同家庭特征、个体特征和区域特征的样本,研究所得出的结论既存在共性也存在一定的差异,但是总体上支持生计资本存量越高,抵御陷入贫困风险的能力越强的结论。邻里效应的研究源于对社会互动行为的研究,多数学者认为社会互动效应对人的行为和观念均产生了显著的影响,这样的影响体现在金融学[16]、教育学[17]、心理学等[18]各个方面。具体到邻里效应的研究,包括邻里效应对个体收入[19]、贫困[20]、个体行为[21]等方面的影响。国内学者也对邻里效应展开了相关研究,邱婴芝等在研究邻里效应对城市居民心理健康影响时认为健全社区组织,鼓励邻里交往,对提高居民的心理健康水平具有积极意义[22]。余丽甜等基于 CFPS 数据研究发现家庭教育支出也存在显著的邻里效应[23]。但鲜有学者关注到贫困是否具有邻里效应的研究,目前仅有少数学者通过中国健康与营养调查数据验证了邻里效应对个体贫困产生不利影响[24],缺乏对邻里效应的系统研究,尤其是与贫困相关的邻里效应研究。

通过对现有文献的梳理,贫困问题研究已经较为深入,但对于邻里效应研究的中文文献较少,鲜有对贫困是否具有邻里效应的议题开展研究。所以,在现有研究的基础上,本文通过测量农村居民的贫困脆弱性,基于 Manski 社会互动效应模型进一步检验邻里效应对农村居民未来陷入贫困风险的影响,一方面引入可用于事前贫困评价的贫困期望的脆弱性指标,考虑到邻里效应对未来农村居民贫困状态的影响,进一步丰富与贫困相关的邻里效应的相关研究;另一方面,采用 Manski 社会互动效应模型,不仅仅考虑邻里效应的影响,同时将关联效应和情境互动效应纳入模型中,弥补了现阶段邻里效应研究中多采用社区均值作为代理变量的不足,提高了模型估计结果的解释力。

二、邻里效应对贫困脆弱性影响的理论分析及假设

(一)基于 Manski 社会互动效应策略的邻里效应分析

在研究邻里效应对农村居民未来陷入贫困风险影响前,首先需要分析贫困是否具有邻里效应,即社区群体贫困状态是否对个体贫困产生影响。图 1 报告了 Manski 社会互动效应模型的社区邻里效应机理图。本文选用的 Manski 社会互动效应识别策略包含了邻里效应(内生互动效应)、关联效应和情景互动效应等三个方面[25],简言之,就是研究社区群体贫困和个体贫困之间的关系。首先,个体贫困状态受到其个体特征和家庭特征的影响,个体的受教育水平、健康状况等都对个体是否陷入贫困具有重要影响[26-27],家庭中是否有需要抚养和赡养的孩子和老人也会对个体贫困状态产生显著的不利影响;其次,社区群体特征也会对个体贫困状态产生影响,社区经济、社会发

展状况对个体发展具有重要意义,社区群体特征对个体具有约束性规范的作用,尤其在农村地区依然是“半熟人社会”[28],这种非正式的约束性规范对个体的行为与认知均有较强的约束力,由此会导致个体采用被动适应的方式去适应社区群体的集体认知或行为,比如社区群体存在“读书无用论”这样非正式规范就会使个体接受这样的约束,进而减少对下一代教育的支出,由此形成贫困的代际传递;最后,社会群体贫困状态与个体贫困状态之间产生双向互动关系,即邻里效应的影响。个体贫困状态与社区群体贫困状态之间是一个内生互动关系,具有双向互动的关系。一方面,个体贫困状态对社区群体贫困状态的认知对个体贫困存在显著影响,如社区形成一种“贫困文化”,则滋生了“等、靠、要”的不良风气,加剧了个体的贫困;另一方面,群体对个体的期望对个体也具有作用,群体期望个体的行为和认知与集体保持一致,如“贫困文化”、不外出务工等社区文化等都会对个体的行为发挥作用,从而对个体贫困状态的改善产生不利影响。

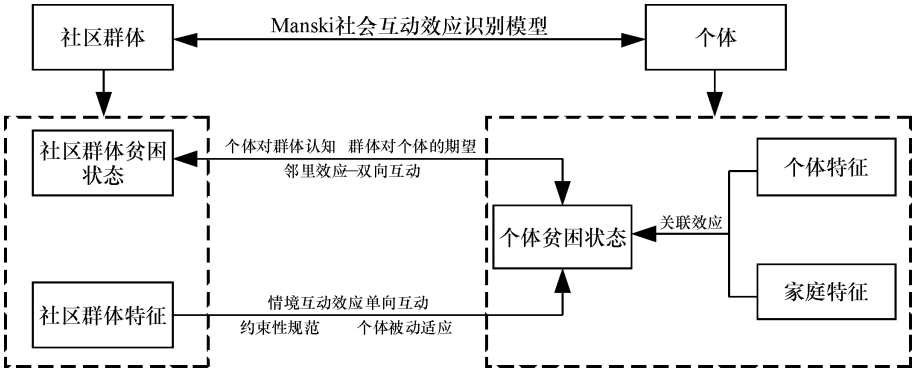


图 1　Manski 社会互动效应识别策略的社区邻里效应机理图

(二)邻里效应对农村居民未来陷入贫困风险的影响

可持续生计框架最先由英国国际发展署(DFID)提出[29-30],该框架强调了在面对脆弱性语境下人们采用不同生计策略对生计资本(人力资本、自然资本、社会资本、物质资本、金融资本)的获取程度及最终生计结果。参照可持续生计框架,本文重点关注到脆弱性语境中的趋向,并由此构建了邻里效应对农村居民贫困脆弱性的影响的分析框架(如图 2 所示)。DFID 将脆弱性语境分为冲击、趋向和季节性,而引发农村居民贫困脆弱性改变的主要就是外部因素的冲击,比如自然灾害、市场变化、健康恶化等都会对家庭原有的生计资本配置产生不利影响,由此会引发家庭生计策略的变化,最终对家庭收入、可支配资源等方面产生不利影响,进而影响到贫困脆弱性状态,再而对现有的生计资本要重新配置,形成一个“恶性循环”。而邻里效应,即贫困集聚效应,对社区成员个体贫困有重要影响。社区贫困积聚的趋向会对社区成员提升生计资本存量产生阻碍,比如社区贫困会阻碍社区个体社会资本存量的提高,银行等信贷机构会对该贫困积聚地区降低授信额度等,由此使处于贫困状态的农村居民获取资源能力降低,或导致非贫困状态的居民未来陷入贫困的风险大幅度提升,从而使得生计资本不断恶化,进一步加剧了社区的贫困状态。低生计资本存量的群体在面对不同脆弱性语境的冲击,在生计资本的不断循环过程中,较生计资本存量较高的群体而言会快速提高其贫困脆弱性,最终陷入贫困。所以,在面对脆弱性语境的风险下,政府从政治、经济、文化等多个方面进行干预,改善农村居民面临的脆弱性环境,如政府可以通过改善农村教育水平,提高农村居民人力资本存量,有效隔断贫困的代际传递[31];通过产业扶贫的方式拓宽农村居民获得物质资本的能力,改善农村居民的贫困状态[32];通过推进农村基础设施建设,改善农村面对基础设施落后带来个体发展受到资源禀赋约束的限制[33]。由此,邻里效应带来的贫困积聚形成脆弱性语境,对农村居民生计资本存量产生不利影响,最终提高农村居民未来陷入贫困的风险,

即贫困脆弱性的恶化。

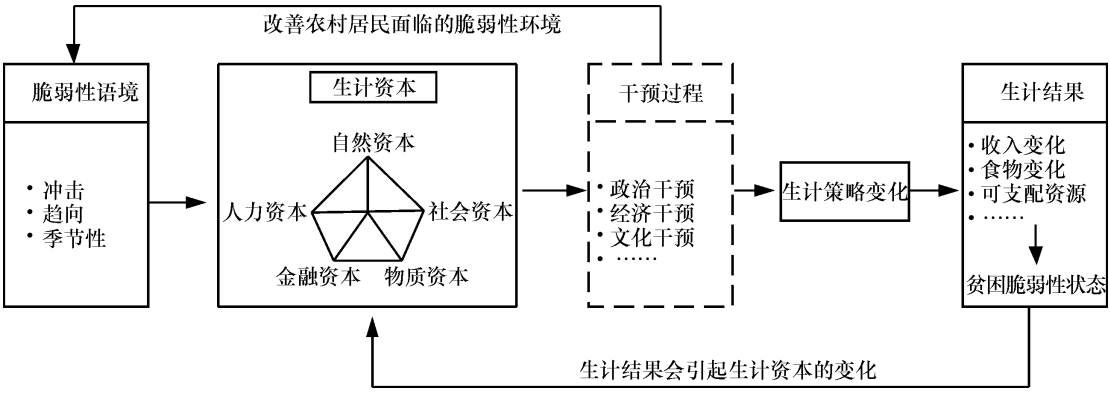


图2 邻里效应对农村居民贫困脆弱性的影响的分析框架

(三)邻里效应对农民贫困脆弱性影响的研究假设

通过理论分析,可以认为邻里效应对个体贫困状态具有不利影响,同时提高了农村居民个体未来陷入贫困的风险,即提高了农民的贫困脆弱性。基于此,全文提出如下研究假设:

假设H1:贫困具有邻里效应,邻里效应对个体贫困状态产生不利影响;

假设H2:邻里效应加剧了农村居民未来陷入贫困的风险,提高了农民贫困脆弱性;

假设H3:邻里效应对低收入群体家庭人均纯收入产生的影响高于高收入群体;

假设H4:邻里效应在经济欠发达地区对农民贫困脆弱性加剧作用要高于经济发达地区。

三、贫困脆弱性测量与邻里效应识别

(一)数据来源

本文选用数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)数据库,CFPS由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施。CFPS重点关注中国居民的经济与非经济福利,以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题。目前,CFPS已经完成2010年、2012年、2014年、2016年和2018年的数据收集,本文选用2016年和2018年CFPS两期数据,根据研究需要,本文对变量进行筛选、异常值处理后,最终形成覆盖全国25个省(市、区)、包含8186个农村居民样本的新的数据集。

(二)变量设置

表1报告了本文研究所需的变量设置、释义及基本描述统计情况。

被解释变量。家庭人均纯收入一方面作为衡量农村居民是否贫困的依据;另一方面作为贫困脆弱性测量的被解释变量,从描述统计来看,农村居民家庭人均纯收入均值从2015年的13304.320元上升到2017年15984.550元,并且收入差距有所扩大。

控制变量。本文选取控制变量一方面是贫困脆弱性测量模型中的特征变量,另一方面是Manski社会互动效应模型中关联效应变量。控制变量分别从个体特征和家庭特征两个维度选取了10个特征变量,具体变量、释义与描述统计如表1所示。

区域控制变量。为了进一步控制区域差异对模型估计带来的偏差,本文在所有模型中均以东北地区为参照地区,设置了东部地区、西部地区和中部地区等3个区域控制变量,固定区域差异带来的影响。

表 1　变量、释义与描述统计

变量（观测值:8186）	释义	2015 年		2017 年	
		平均值	标准误	平均值	标准误
家庭人均纯收入	家庭人均纯收入/元	13304.320	17850.620	15984.550	22987.570
年龄	年龄/岁	49.035	13.491	51.035	13.491
性别	0 = 女性;1 = 男性	0.520	0.500	0.520	0.500
受教育年限	受教育年限/年	6.262	4.295	5.922	4.546
生活满意度	1 - 5 量表测量,数值大表示越满意	3.617	1.093	4.069	0.981
健康状况	1 - 5 量表测量,数值越大表示越不健康	3.119	1.247	3.124	1.282
非农就业	0 = 否,1 = 是	0.284	0.451	0.301	0.459
礼金支出	家庭礼金支出/元	4076.430	6321.779	4141.244	5581.723
婚姻状态	0 = 非在婚;1 = 在婚	0.892	0.310	0.889	0.314
家庭规模	家庭人口总数 /人	4.535	2.044	4.387	2.105
东部地区	0 = 否,1 = 是	0.254	0.435	0.254	0.435
西部地区	0 = 否,1 = 是	0.365	0.481	0.365	0.481
中部地区	0 = 否,1 = 是	0.252	0.434	0.252	0.434

（三）计量策略

1. 可行最小二乘法（FGLS）

本文选用 *VEP* 作为贫困脆弱性的测量方法。*VEP* 是采用消费或收入,基于 FGLS 测量个体未来陷入贫困的可能性,公式(1)展示了 *VEP* 测量的示意方程。其中,VEP_{it} 表示第 i 个样本个体在 t 时期的未来陷入贫困的风险,即贫困脆弱性。Z 为确定性等价指标,本文选用中国现行贫困标准 2300 元/年(2010 年不变价)作为标准,$Y_{i,t+1}$ 表示第 $t+1$ 年的家庭人均纯收入;Pr 表示陷入贫困的概率。

$$VEP_{it} = Pr\ (Y_{i,t+1} \leqslant Z) \tag{1}$$

根据贫困脆弱性测量步骤,进一步计算:

第一步,基于 FGLS 构建回归方程,获取拟合值、残差平方。公式(2)展示了回归方程的形式。其中,lnY_i 表示样本个体家庭人均纯收入的对数值;X_{ri} 表示包括个体、家庭特征在内的控制变量;β_0 表示常数项,β_r 表示不同特征变量的待估计参数,ε 表示误差项。

$$lnY_i = \beta_0 + \beta_r X_{ri} + \varepsilon \tag{2}$$

第二步,计算农村居民未来家庭人均纯收入水平及方差,公式(3)和公式(4)分别展示了样本个体家庭人均纯收入的期望值和方差的计算方程。其中,$E(ln\ Y_i \mid X_{ri})$ 表示样本个体家庭人均纯收入对数值的期望值;$D(ln\ Y_i \mid X_{ri})$ 表示样本个体家庭人均纯收入对数值的方差;β_{FGLS} 和 ρ_{FGLS} 分别表示通过第一步获取的拟合值。

$$E(ln\ Y_i \mid X_{ri}) = \beta_{FGLS} X_{ri} \tag{3}$$

$$D(ln\ Y_i \mid X_{ri}) = \rho_{FGLS} X_{ri} \tag{4}$$

第三步,将第一步和第二步计算结果带入公式(1)中,计算结果如公式(5)所示。其中,$ln\ Z$ 表示贫困标准的对数值;$\Phi(.)$ 表示将结果正态化。

$$VEP_{it} = \Phi\left(\frac{ln\ Z - E(ln\ Y_i \mid X_{ri})}{\sqrt{D(ln\ Y_i \mid X_{ri})}}\right) \tag{5}$$

2. Manski 社会互动效应模型

根据 Manski 社会互动效应模型设置,包括邻里效应、关联效应与情景互动效应三个维度的变量纳入到模型中,公式(6)展示了 Manski 模型的方程形式。其中,y_i 表示样本个体自身目前的贫困状态;y^a_{-i} 表示以村庄为社区参照群组,除自身外样本个体的贫困状态均值,即邻里效应;x_{ik} 表示样本个体包括个体、家庭等特征的特征变量,k 表示特征变量数量,$k = 1,2,3,\cdots,11$,即关联效应变

量;x^{a}_{-ik}表示以村庄为社区参照群组,除自身外所有关联效应特征变量的均值,即情景互动效应变量;x_{in}表示区域控制变量,包括东部地区、中部地球和西部地区,$n=1,2,3$。β_0、β_1、β_{2k}、β_{3k}、β_{4n}分别模型中待估计参数;ε 表示误差项。

$$y_i=\beta_0+\beta_1 y^{a}_{-i}+\beta_{2k}x_{ik}+\beta_{3k}x^{a}_{-ik}+\beta_{4n}x_{in}+\varepsilon \tag{6}$$

四、邻里效应对贫困脆弱性影响的结果分析

(一)基于 FGLS 的贫困期望的脆弱性模型检验结果

表 2 报告了基于 FGLS 建立贫困脆弱性测量模型检验结果。模型从农村居民个体特征和家庭特征两个方面作为预测农村居民未来陷入贫困风险的特征变量,并通过家庭人均纯收入及其波动衡量特征变量对农村居民贫困脆弱性的影响。具体而言,农民年龄对其家庭人均纯收入的影响呈现"U 型"影响,即随着年龄增长,收入呈现"先增长后下降"的趋势,对收入波动呈现"倒 U 型"影响,农村居民在青年时期收入较稳定,对收入波动影响较小,而随着年龄增长收入来源不稳定对收入波动产生不利影响,加剧了农村居民陷入贫困的风险。性别方面,女性在提高家庭人均纯收入较男性而言要更有优势,这主要源于农村女性居民对家庭的日常支出都精打细算,节约意识一般要高于男性;教育方面,农村居民受教育程度越高越能够提高家庭人均纯收入,并有利于收入的稳定;生活满意度方面,生活满意度会提高农村居民的内生动力,会显著改善其收入水平;健康状况方面,农村居民健康状况的不断恶化会降低其收入水平,农村居民多数从事劳动密集型产业的工作,健康水平的恶化会阻碍其从事非农体力劳动或农业生产,从而丧失收入来源;非农就业,农户从事非农就业会显著提高其收入水平,随着中国经济发展对于农民工的需求不断上升,相对于农业生产受到自然、市场等诸多因素的制约,现阶段非农就业会显著提高农村居民收入的稳定性,这与诸多研究显示非农就业具有显著减贫效应相一致[34]。作为社会资本的重要代理变量,家庭的礼金支出可以表明农村居民具有的社会资本存量,检验结果显示礼金支出对农村居民收入提高具有显著正向作用,同时能显著抑制收入波动,这主要缘于在中国语境下,社会资本具有"变现"功能[35]。婚姻状态在 2015 年和 2017 年对农村居民的收入和收入波动影响具有差异,检验结果显示 2015 年农村居民处于"在婚"状态不利于收入的提高,2017 年农村居民处于"在婚"状态有利于提高收入稳定性,反映了随着经济与社会的发展,人们对于婚姻态度的变化以及婚姻对于家庭意义的转变。家庭规模对家庭人均纯收入及其波动的影响存在分异,一方面家庭规模越大对家庭人均纯收入的提高产生不利影响,主要缘于现阶段农村主要劳动力家庭需要有老人和孩子需要赡养和抚养,导致家庭经济压力较大,另一方面,较大的家庭规模能够应对个别家庭成员收入的波动,如突然失业、农业生产的自然风险,进而提高农村居民收入的稳定性。

根据上述模型测算获取到相关数值,计算农村居民的贫困脆弱性。表 3 报告了贫困脆弱性在不同区域、不同性别和不同学历群体中的分布情况。整体上,基于全国样本测算出 2015 年和 2017 年的贫困脆弱性均值分别为 0.103 和 0.119,2017 年较 2015 年略有提高,但是贫困脆弱性均处于较低水平,同时,农村贫困发生率 2017 年较 2015 年而言小幅上涨。不同区域方面,2015 年贫困发生率与贫困脆弱性均同步呈现东部、东北、中部、西部地区依次升高的趋势;2017 年则呈现中部、东部、东北、西部地区依次升高的趋势,东部地区和中部地区的位次较 2015 年发生变化,这与不同地区扶贫工作的推进速度有一定关联,但是无论位次发生如何变化,西部地区依然是贫困发生率较高、贫困脆弱性较高的地区。性别方面,女性群体的贫困发生率和贫困脆弱性均明显小于男性群体,这与上文贫困脆弱性模型中性别的检验结果一致。受教育程度方面,随着农村居民受教育程度的提高贫困发生率不断下降,贫困脆弱性也呈现同步变化,样本中具有大学及以上学历的农村居民贫困发生率已经降低至 0,这与上文模型中受教育年限检验结果一致。

表 2　贫困脆弱性测量模型检验结果

变量	2015 年		2017 年	
	模型 1 收入	模型 2 收入波动	模型 1 收入	模型 2 收入波动
年龄	0.043***	-0.018**	0.027***	-0.023
	(0.005)	(0.007)	(0.005)	(0.017)
年龄平方	-0.000***	0.000***	-0.000***	0.000*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
性别	-0.096***	0.046	-0.101***	-0.004
	(0.019)	(0.030)	(0.020)	(0.066)
受教育年限	0.029***	-0.008**	0.031***	0.006
	(0.002)	(0.004)	(0.002)	(0.008)
生活满意度	0.057***	-0.003	0.021**	0.002
	(0.008)	(0.013)	(0.010)	(0.033)
健康状况	-0.019**	-0.002	-0.024***	0.010
	(0.008)	(0.012)	(0.008)	(0.026)
非农就业	0.426***	-0.174***	0.435***	-0.237***
	(0.022)	(0.035)	(0.023)	(0.077)
礼金支出	0.102***	-0.039***	0.107***	-0.099***
	(0.005)	(0.008)	(0.005)	(0.016)
婚姻状态	-0.100***	0.011	-0.018	-0.199*
	(0.032)	(0.051)	(0.034)	(0.114)
家庭规模	-0.077***	-0.016**	-0.072***	-0.038**
	(0.005)	(0.007)	(0.005)	(0.015)
东部地区	0.307***	0.059	0.251***	-0.076
	(0.031)	(0.048)	(0.034)	(0.113)
西部地区	-0.003	0.076	0.030	-0.256**
	(0.029)	(0.046)	(0.032)	(0.107)
中部地区	0.122***	0.076	0.153***	-0.293***
	(0.031)	(0.048)	(0.033)	(0.110)
常数项	7.721***	1.228***	8.289***	2.142***
	(0.119)	(0.188)	(0.135)	(0.448)
N	8186	8186	8186	8186
r2	0.208	0.013	0.203	0.014
F	165.584	8.567	160.192	8.630

注:***,**,* 分别表示在 1%,5%,10% 统计水平下显著;括号内报告的为标准误。

通过对具有不同学历的农村居民贫困发生率和贫困脆弱性的统计,可以发现,虽然贫困发生率为 0,但是仍然有在未来陷入贫困的风险。为此,进一步观察贫困发生率与贫困脆弱性分布情况。根据 2300 元/年(2010 年不变价)标准作为衡量是否贫困,在贫困脆弱性方面采用 0.3 作为临界值衡量农村居民是否脆弱进行交叉检验,表 4 报告了这一统计结果。一方面,不脆弱的农村居民中贫困发生率明显下降,从 2015 年的 84.79% 下降到 2017 年的 80.92%,脆弱的农村居民中贫困发生率则明显提高,从 2015 年的 15.21% 上升到 2017 年的 19.08%,说明脆弱性较高的农村居民陷入贫困的概率越高;另一方面,在不贫困的农村居民群体中仍然有部分居民较脆弱,2017 年为 5.52% 较 2015 年的 3.68% 有所上涨。单独在贫困脆弱性视角下,处于脆弱范畴的农村居民在 2015 年和 2017 年分别占总样本数的 4.83% 和 6.91%。由此,采用贫困脆弱性去衡量农村居民的贫困情况,包含了居民未来陷入贫困风险的预测,对扶贫工作的开展具有一定的现实指导意义。

表3 贫困脆弱性分布:区域、性别与学历①

分布	观测值	2015年		2017年	
		贫困发生率	脆弱性均值	贫困发生率	脆弱性均值
区域					
东部地区	2076	0.062	0.068	0.088	0.104
中部地区	2059	0.098	0.095	0.086	0.097
西部地区	2987	0.137	0.148	0.126	0.146
东北地区	1064	0.071	0.077	0.102	0.121
性别					
男性	4256	0.104	0.107	0.106	0.119
女性	3930	0.095	0.103	0.100	0.120
学历					
小学及以下	4665	0.126	0.138	0.134	0.155
初中	2484	0.077	0.070	0.068	0.079
高中	963	0.037	0.044	0.052	0.057
大学及以上	74	0.000	0.006	0.000	0.021
全国	8186	0.100	0.103	0.105	0.119

表4 贫困与贫困脆弱性分布情况

2015年	不脆弱	脆弱	总数
不贫困	7100(96.32%)	271(3.68%)	7371(100%)
贫困	691(84.79%)	124(15.21%)	815(100%)
2017年	不脆弱	脆弱	总数
不贫困	6937(94.48%)	405(5.52%)	7342(100%)
贫困	683(80.92%)	161(19.08%)	844(100%)

(二)邻里效应检验及对贫困脆弱性的影响

本文通过构建Manski社会互动效应模型,采用社区贫困状态均值作为邻里效应的代理变量,并同时控制了关联效应变量、情景互动效应变量。首先,对农村居民贫困是否具有邻里效应进行检验,进一步在Manski模型基础上,检验邻里效应对农村居民贫困脆弱性的影响。表5报告了邻里效应及对贫困脆弱性影响的检验结果。首先,模型2和模型4分别采用Probit模型就2015年和2017年贫困是否具有邻里效应进行检验,检验结果显示邻里效应均在1%的统计水平下对农村居民当期贫困状态发挥正向影响,说明社区群体贫困状况使个体的贫困状态恶化,不利于农村居民减贫、防贫,即贫困具有显著的邻里效应。进一步,模型1和模型3分别采用Tobit模型就2015年和2017年邻里效应对农村居民贫困脆弱性的影响进行检验,社区贫困状态均值均在1%的显著性水平下对农村居民未来陷入贫困风险发挥正向影响,社区群体贫困发生率越高,带来的"贫困环境"会加剧农村居民的脆弱性,不利于巩固现有的脱贫成果。由此,假设H1得以验证。

表5同时还报告了农村居民自身带来的关联效应和社区的情景互动效应对农村居民贫困及未来陷入贫困风险影响的检验结果。具体而言,关联效应中个体特征与家庭特征对农村居民当期贫困状态和贫困脆弱性具有显著影响,检验结果与贫困脆弱性模型结果相近;情境互动效应中,模型1和模型3检验结果显示社区受教育年限均值可以显著降低农村居民未来陷入贫困的风险,均

① 本文所涉及的贫困发生率,均指以农村样本总数为基数计算的农村贫困发生率,不包含城镇人口。

表 5　邻里效应及对贫困脆弱性影响检验结果

互动维度	变量	2015 年		2017 年	
		模型 1 贫困脆弱性	模型 2 是否贫困	模型 3 贫困脆弱性	模型 4 是否贫困
内生互动效应 (邻里效应)	社区贫困状态均值	0.029***	3.092***	0.011***	2.992***
		(0.003)	(0.169)	(0.003)	(0.191)
关联效应	年龄	−0.011***	−0.068***	−0.009***	−0.046***
		(0.000)	(0.011)	(0.000)	(0.011)
	年龄平方	0.000***	0.001***	0.000***	0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	性别	0.020***	0.128***	0.012***	0.076*
		(0.001)	(0.047)	(0.001)	(0.045)
	受教育年限	−0.006***	−0.024***	−0.005***	−0.020***
		(0.000)	(0.006)	(0.000)	(0.006)
	生活满意度	−0.011***	−0.076***	−0.004***	−0.007
		(0.000)	(0.020)	(0.000)	(0.021)
	健康状况	0.003***	0.035*	0.006***	0.050***
		(0.000)	(0.018)	(0.000)	(0.017)
	非农就业	−0.075***	−0.536***	−0.077***	−0.544***
		(0.001)	(0.073)	(0.001)	(0.072)
	礼金支出	−0.030***	−0.111***	−0.034***	−0.090***
		(0.000)	(0.010)	(0.000)	(0.008)
	婚姻状态	0.020***	0.167**	−0.016***	−0.066
		(0.001)	(0.078)	(0.001)	(0.067)
	家庭规模	0.015***	−0.001	0.013***	0.016
		(0.000)	(0.011)	(0.000)	(0.011)
情境互动效应	社区年龄均值	−0.000	0.056	−0.000	0.025
		(0.001)	(0.043)	(0.001)	(0.044)
	社区年龄平方均值	−0.000	−0.001	−0.000	−0.000
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	社区性别均值	0.004	0.328	0.003	−0.194
		(0.003)	(0.244)	(0.003)	(0.246)
	社会受教育年限均值	−0.002***	0.026	−0.001***	−0.006
		(0.000)	(0.016)	(0.000)	(0.016)
	社区生活满意度均值	0.000	0.037	0.002	−0.023
		(0.001)	(0.066)	(0.001)	(0.078)
	社区健康状况均值	−0.003***	−0.077	−0.001	0.061
		(0.001)	(0.060)	(0.001)	(0.061)
	社区非农就业均值	−0.015***	−0.189	−0.077***	−0.544***
		(0.002)	(0.169)	(0.002)	(0.165)
	社区礼金支出均值	0.004***	0.056**	0.003***	0.027
		(0.000)	(0.027)	(0.000)	(0.023)
	社区婚姻状态均值	−0.007*	−0.341	−0.002	−0.113
		(0.004)	(0.278)	(0.004)	(0.289)
	社区家庭规模均值	0.000	0.031	−0.000	−0.012
		(0.000)	(0.026)	(0.000)	(0.027)
/	区域控制变量	是	是	是	是
	N	8186	8186	8186	8186

注:***,**,* 分别表示在 1%,5%,10% 统计水平下显著;括号内报告的为标准误。

在1%的显著性水平下通过检验,说明目前中国采取的教育扶贫方式具有显著作用,教育扶贫是隔断贫困代际传递的重要途径[36],整体提高农村基础教育水平对于实现农村可持续减贫有重要意义;2015年与2017年社区非农就业均值均在1%的显著性水平下显著缓解农村居民的贫困脆弱性,这印证了中国目前推进以产业扶贫为核心的多种扶贫方式并行的扶贫体系,推动贫困群体从事非农产业,或采用非农兼业的方式提高收入水平,进而发挥减贫、防贫的作用。

(三)稳健性检验:邻里效应对农村居民未来贫困状态的影响

通过邻里效应对农村居民贫困脆弱性影响的检验结果,可以认为邻里效应会提高农村居民未来陷入贫困的风险。为了进一步检验这一结论的稳健性,本文在Manski社会互动效应模型的基础上,检验CFPS2016数据中社区贫困均值对CFPS2018数据中农村居民贫困状态的影响。表6报告了邻里效应对农村居民未来贫困状态影响及边际效应检验结果,结果显示2015年社区贫困均值在1%的显著性水平下对农村居民2017年的贫困状态具有显著正向影响,边际效应模型检验结果显示在1%的显著性水平下,社区贫困均值每提高1单位,就会提高农村居民未来陷入贫困的概率11.4%。进而,检验了邻里效应对农村居民未来陷入贫困风险具有正向加剧作用的结论。由此,假设H2得以验证。

表6 邻里效应对农村居民未来贫困状态影响及边际效应检验结果

被解释变量:	Probit模型		边际效应模型	
2017年贫困脆弱性	系数	标准误	系数	标准误
2015年社区贫困均值	0.790***	0.167	0.114***	0.024
关联效应变量	是		是	
外生互动效应变量	是		是	
区域控制变量	是		是	
N	8186		8186	

注:***,**,*分别表示在1%,5%,10%统计水平下显著。

五、邻里效应对不同收入与不同区域农民群体的影响

基于上文实证结果,邻里效应对农村居民未来陷入贫困的风险有正向的加剧效应,考虑到农村居民收入异质性和所在区域异质性对检验结果带来的差异,进一步通过构建计量模型,讨论收入异质性和区域异质性视角下邻里效应对农村居民未来陷入贫困风险的影响。

(一)分位数回归模型:邻里效应对不同收入群体的影响

农村居民的收入水平是衡量是否贫困的重要指标,也是目前中国在扶贫实践中采用的指标。由此,采用农村居民收入水平来衡量农村居民贫困状态,研究邻里效应对收入的水平影响具有合理性。为了尽可能不损失数据的效率,基于2016年和2018年CFPS两期数据形成混合截面数据集,并固定时间效应,构建分位数回归模型检验邻里效应对不同收入群体的影响,表7报告了这一检验结果。整体来看,邻里效应无论在任何分位点,还是整体上样本来看,均在1%的统计水平下对农村居民收入水平发挥显著负向影响,即社区贫困状态越严重,农村居民提高收入的阻碍越大,这一结果也进一步验证了上文邻里效应加剧农村居民未来陷入贫困风险检验结果的稳健性。具体到不同分位点,邻里效应对低收入群体的产生的阻碍效应较高收入群体而言程度更深,在10%、50%和90%分位点,阻碍效应分别为2.449、1.455、0.981,倍差达2.496。由此,社区贫困均值越高,本社区的农村居民获得提高收入的机会就越少,脱贫阻碍就越强,并且低收入群体受到不利影响的程度明显高于高收入群体。由此,假设H3得以验证。

表 7　分位数回归模型检验结果:邻里效应对不同收入群体收入的影响

变量	模型 1 QR_10	模型 2 QR_50	模型 3 QR_90	模型 4 OLS
社区贫困均值	-2.449***	-1.455***	-0.981***	-1.693***
	(0.136)	(0.084)	(0.090)	(0.069)
关联效应变量	是	是	是	是
外生互动效应变量	是	是	是	是
区域控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	16372	16372	16372	16372

注:***,**,* 分别表示在 1%,5%,10% 统计水平下显著;模型 1 - 模型 3 分位数回归模型进行反复抽样 200 次处理;模型 4 报告的为稳健标准误。

(二)区域异质性:邻里效应对不同区域群体的影响

不同区域的经济、社会文化均具有较大差异,区域异质性带来的差异可能对检验结果产生作用。由此,表 8 报告了社区的邻里效应在不同区域对农村居民贫困脆弱性影响及边际效应的检验结果。整体上,采用混合截面数据,并固定时间效应对邻里效应与贫困脆弱性的关系再次检验,以补充上文分析分别采用不同年份数据单独估计的缺陷,模型 5 估计结果显示社区贫困均值对农村居民贫困脆弱性发挥显著加剧效应,边际效应结果显示社区贫困均值每提高 1 单位,农村居民贫困脆弱性上升 0.028,表示农村居民未来陷入贫困的风险将上涨 2.8%。具体到不同区域的检验结果,模型 1 - 模型 4 分别报告了东部地区、中部地区、西部地区和东北地区社区贫困均值对贫困脆弱性的影响及其边际效应的检验结果,从影响显著性来看,除东北地区邻里效应对农村居民贫困脆弱性没有发挥显著影响外,东部地区、中部地区和西部地区贫困的社区与邻里效应均对农村居民贫困脆弱性发挥显著正向加剧效应;从影响程度来看,西部地区社区贫困均值对农村居民贫困脆弱性影响程度最高,边际效应高出东部地区和中部地区 1 倍。区域异质性视角下,邻里效应对贫困脆弱性发挥不同程度的影响,西部地区经济、社会发展相对滞后,由此带来的减贫阻碍较全国其他地区相对较高,进一步关注到深度贫困地区,推进社区整体脱贫,改善经济发展环境,对拓宽农村居民个体获取收入渠道,提高抵御贫困的能力具有积极意义。由此,假设 H4 得以验证。

表 8　区域异质性:邻里效应对贫困脆弱性影响及边际效应检验结果

变量	模型 1 东部地区	模型 2 中部地区	模型 3 西部地区	模型 4 东北地区	模型 5 总样本
社区贫困均值	0.012**	0.012**	0.022***	0.004	0.033***
	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.005)	(0.002)
社区贫困均值(边际效应)	0.010**	0.010**	0.020***	0.004	0.028***
	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.002)
关联效应变量	是	是	是	是	是
外生互动效应变量	是	是	是	是	是
区域控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	4152	4118	5974	2128	16372

注:***,**,* 分别表示在 1%,5%,10% 统计水平下显著;括号内报告为标准误。

六、结论与讨论

基于2016年和2018年CFPS数据，本文在Manski社会互动识别和可持续生计框架的基础上通过构建贫困脆弱性测量模型和社会互动效应模型，一方面分析在贫困脆弱性视角下中国的贫困情况；另一方面讨论了邻里效应对农村居民未来陷入贫困风险的影响，并拓展分析这一结果在不同收入群体和不同区域群体中的差异。通过全文分析，可以得出以下结论：

第一，整体上我国农村地区贫困脆弱性处于较低水平，2017年农村居民贫困脆弱性较2015年有所提高，同时呈现不同区域和个体具有显著差异、非贫困群体存在高脆弱农村居民的特征。基于FGLS构建贫困脆弱性测量模型测量结果，我国农村地区贫困脆弱性呈现区域、学历和性别差异性。以0.3作为贫困脆弱性临界值，2017年我国农村地区仅有6.91%居民处于脆弱状态，较2015年4.83%有所提高。并且非贫困群体中仍然有部分居民呈现高脆弱性的特征，并由2015年的3.68%上升到2017年的5.52%；

第二，贫困具有邻里效应，邻里效应对农村居民当期贫困状态和未来贫困状态均产生显著不利影响，个体关联效应与社区情景互动效应对贫困与贫困脆弱性均发挥不同程度的影响。基于Manski社会互动效应模型检验结果发现邻里效应对农村居民当期贫困和未来陷入贫困风险均具有显著不利影响，同时2015年邻里效应对2017年农村居民贫困状态影响的检验结果也印证了这一结论的稳健性。

第三，社区的邻里效应对农村居民提高家庭人均纯收入发挥显著阻碍作用，对低收入群体发挥的阻碍边际效应显著高于高收入群体。基于分位数回归模型检验结果，邻里效应对任何收入水平的农村居民均发挥显著不利影响，具体到10%、50%和90%分位点，收入阻碍效应分别为2.449、1.455、0.981，均在1%的显著性水平通过检验，邻里效应对低收入群体收入发挥的阻碍效应更加明显。

第四，社区邻里效应对农村居民贫困脆弱性影响存在明显区域差异，东北地区社区邻里效应对贫困脆弱性不具有显著影响，在西部地区社区邻里效应对贫困脆弱性加剧边际效应高于其他地区。基于区域异质性视角下，邻里效应对贫困脆弱性的影响及边际效应检验结果，邻里效应对贫困脆弱性的影响在东部地区、中部地球和西部地区均发挥显著正向影响，边际效应分别为0.010、0.010、0.020，而在东北地区邻里效应对贫困脆弱性的影响并未通过显著性检验。

本文基于CFPS数据构建计量模型研究邻里效应对农民未来陷入贫困风险的影响，在可持续生计分析框架的基础上，通过贫困脆弱性测量模型与Manski社会互动效应模型验证了邻里效应对农村居民贫困脆弱性的不利影响，全文结论为贫困的积聚效应对可持续减贫带来的挑战提供了经验证据。但是本文仍然存在一定不足：一方面，用于测量贫困脆弱性的特征变量受限于样本数据可得性，可能会存在遗漏变量产生内生性的问题；另一方面，采用了CFPS的两期数据，构建了混合截面数据，无法观察到农村居民的贫困状态在时间序列上受到邻里效应的影响。但本文构建的多个计量模型检验结果相互验证，基本可以支持本文所得基本结论。

我国将于2020年在现行标准下实现全面脱贫，研究邻里效应给扶贫工作带来的阻碍，对实现可持续减贫有重要意义。为此，在“两不愁，三保障”的基础上，一方面要进一步以“产业扶贫”为核心的多种扶贫方式推进扶贫工作，加大深度贫困地区、连片贫困地区基础设施建设，改善地方经济发展环境，为贫困群体减贫、防贫提供外生动力，进而降低贫困的积聚效应；另一方面，不断推进农村地区基础教育事业和医疗保障建设，提高贫困地区教育与医疗的可及性，从而改善农村地区人力资本存量较低的局面，提升贫困群体脱贫、防贫的内生发展动力。

参考文献:

[1]SEN A. Development as freedom[M]. Oxford:Oxford University Press, 2001:87 - 110.

[2]ALKIRE S, SANTOS M E. Acute multidimensional poverty: A new index for developing countries[R]. United Nations development programme human development report office background paper, 2010.

[3]伍艳. 贫困地区农户生计脆弱性的测度——基于秦巴山片区的实证分析[J]. 西南民族大学学报(人文社科版),2015(5):128 - 133.

[4]CHAUDHURI S, JALAN J, SURYAHADI A. Assessing household vulnerability to poverty from cross - sectional data: A methodology and estimates from Indonesia[R]. Department of Economics, Columbia University, 2002.

[5]MOSER C O N. The asset vulnerability framework: Reassessing urban poverty reduction strategies[J]. World Development, 1998(1):1 - 19.

[6]LIGON E, SCHECHTER L. Measuring vulnerability[J]. The Economic Journal, 2003(486): 95 - 102.

[7]TESLIUC E, LINDERT K. Vulnerability: A quantitative and qualitative assessment[J]. Guatemala Poverty Assessment Program, 2002: 1 - 91.

[8]樊丽明,解垩. 公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?[J]. 经济研究,2014(8):67 - 78.

[9]林文,邓明. 贸易开放度是否影响了我国农村贫困脆弱性——基于 CHNS 微观数据的经验分析[J]. 国际贸易问题,2014(6):23 - 32.

[10]沈冰清,郭忠兴. 新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗? ——基于分阶段的分析[J]. 中国农村经济,2018(1):90 - 107.

[11]韦惠兰,罗万云. 精准扶贫视角下农户生计脆弱性及影响因素分析——基于甘肃省贫困地区的实证调查[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版),2018(2):65 - 71.

[12]刘欢. 农村老龄家庭贫困脆弱性特征与社会保障水平关联研究[J]. 首都经济贸易大学学报,2018(1):13 - 23.

[13]高若晨,李实. 农村劳动力外出是否有利留守家庭持久脱贫? ——基于贫困脆弱性方法的实证分析[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2018(4):132 - 140.

[14]梁凡,朱玉春. 资源禀赋对山区农户贫困脆弱性的影响[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2018(3):131 - 140.

[15]梁凡,朱玉春. 农户贫困脆弱性与人力资本特征[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2018(2):95 - 106.

[16]DURLAUF S N , COHEN - COLE E . Social interaction models[J]. Working papers, 2004(3):517 - 522.

[17]KIM Y J . The effects of task complexity on learner - learner interaction[J]. System, 2009(2):254 - 268.

[18]NG K Y, VAN DYNE L. Antecedents and performance consequences of helping behavior in work groups: A multilevel analysis[J]. Group & Organization Management, 2005(5): 514 - 540.

[19]CHETTY R, HENDREN N. The impacts of neighborhoods on intergenerational mobility II: County - level estimates [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2018(3): 1163 - 1228.

[20]FANG Y, ZOU W. Neighborhood effects and regional poverty traps in rural China[J]. China & world economy, 2014(1): 83 - 102.

[21]WODTKE G T, PARBST M. Neighborhoods, schools, and academic achievement: a formal mediation analysis of contextual effects on reading and mathematics abilities[J]. Demography, 2017(5): 1653 - 1676.

[22]邱婴芝,陈宏胜,李志刚. 基于邻里效应视角的城市居民心理健康影响因素研究——以广州市为例[J]. 地理科学进展,2019(2):133 - 145.

[23]余丽甜,詹宇波. 家庭教育支出存在邻里效应吗?[J]. 财经研究,2018(8):61 - 73.

[24]解垩,宋颜群. 邻里效应对个人贫困的影响有多大[J]. 财贸经济,2020(2):24 - 38.

[25]MANSKI C F. Economic analysis of social interactions[J]. Journal of economic perspectives, 2000(3): 115 - 136.

[26]高文涛,郝文武. 教育对村民脱贫致富究竟有多大作用——丝路沿线国家级贫困县村民脱贫致富与受教育状况关系调查研究[J]. 教育与经济,2018(6):25 - 32,64.

[27]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.

[28]贺雪峰.新乡土中国[M].北京:北京大学出版社,2013:3-10.
[29]CHAMBERS R, CONWAY G. Sustainable rural livelihoods: practical concepts for the 21st century[R]. Institute of Development Studies(UK), 1992.
[30]DFID U K. Sustainable livelihoods guidance sheets[R]. London: DFID, 1999.
[31]刘成军.贫困代际传递的内生原因与破解路径[J].马克思主义与现实,2018(1):199-204.
[32]刘建生,陈鑫,曹佳慧.产业精准扶贫作用机制研究[J].中国人口·资源与环境,2017(6):127-135.
[33]吴乐.深度贫困地区脱贫机制构建与路径选择[J].中国软科学,2018(7):63-70.
[34]刘一伟,刁力.社会资本、非农就业与农村居民贫困[J].华南农业大学学报(社会科学版),2018(2):61-71.
[35]刘一伟,汪润泉.收入差距、社会资本与居民贫困[J].数量经济技术经济研究,2017(9):75-92.
[36]史志乐.教育扶贫与社会分层:兼论阻断贫困代际传递的可能性[J].教育理论与实践,2019(4):16-19.

Impact of Neighborhood Effect on Farmers´ Poverty Vulnerability

ZUO Xiao-fan
(*College of Humanities and Development Studies*, *China Agricultural University*, *Beijing* 350002, *China*)

Abstract: Based on the 2016 and 2018 Chinese Family Tracking Survey data (CFPS), this paper empirically studies the impact of neighborhood effects on farmers´ risk of falling into poverty by constructing a poverty vulnerability measurement model and a Manski social interaction effect model. The study found that: overall, the poverty vulnerability of rural areas in China is at a relatively low level. In 2017, the poverty vulnerability of rural residents increased compared with 2015. There exist significant differences between different regions and individual characteristics; and presents a feature of high vulnerability groups among the non-poor groups; poverty has a neighborhood effect. Poor neighborhood effects have a significant adverse effect on the current and future poverty status of rural residents. The interaction effects of individual association effects and scenarios exert varying degrees of impact on poverty and poverty vulnerability. The neighborhood effect of impoverished communities plays a significant role in increasing the per capita net income of rural residents, and the marginal effect of impediments on low-income groups is significantly higher than that of high-income groups. There are obvious regional differences in the impact of poor neighborhoods on the poverty vulnerability of rural residents. The neighborhood effect in Northeast China does not have a significant impact on poverty vulnerability. The neighborhood effect in the Western regions has a higher marginal effect on poverty vulnerability than other regions.

Key Words: rural poverty; neighborhood effect; poverty vulnerability; targeted poverty alleviation