华南农业大学学报(社会科学版)
2022年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第21卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响

苏剑峰,聂 荣

(辽宁大学 经济学院,辽宁 沈阳 110036)

摘 要: 基于中国家庭追踪调查(CFPS)2018年数据,实证检验了社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响,并进一步运用倾向得分匹配法(PSM)、工具变量法(IV)进行稳健性检验。结果显示:社会网络能显著降低农村家庭的相对贫困脆弱性。异质性分析发现,社会网络对中部地区农户家庭相对贫困脆弱性的负向影响最大。机制检验发现,劳动力迁移是社会网络影响农户家庭相对贫困脆弱性的重要机制。

关键词: 社会网络;相对贫困;农村家庭;贫困脆弱性

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2022)02-0041-10

一、引言

在后扶贫时代,缓解相对贫困成为我国政府扶贫工作重点。为明确贫困状态,目前政府常常依据收入贫困标准计算贫困发生率。这种贫困指数只是静态地度量了家庭在一个特定时间点的福利水平,仅仅是一种事后测度,没有考虑家庭未来福利以及相关风险。因此贫困发生率无法动态地反映家户未来贫困变化趋势,忽视了当前处于非贫困状态而未来有较大可能陷入贫困状态的农户[1]。

世界银行将贫困脆弱性定义为在风险冲击下,个人或者家庭未来福利下降到某一社会公认水平之下的可能性[2]。贫困脆弱性克服了传统贫困在测度未来家庭经济状况方面的不足,政府可以通过引入贫困脆弱性指标,识别有可能陷入贫困风险的群体,有助于针对贫困脆弱性较高的家庭或者地区制定有效的事前干预政策,这对于巩固现有脱贫攻坚成果有着重大意义[3]。随着扶贫理论的发展,贫困脆弱性问题成为学界关注的重点。

现有文献从宏观层面研究政府政策对农户贫困脆弱性的影响,归纳起来包括公共转移支付[4]、数字金融[5]、低保制度[6]、易地扶贫搬迁[7]、产业扶贫[8]、贸易开放[9]等领域。这些研究都证实了国家扶贫政策在一定程度上缓解了农户贫困脆弱性。英国国际发展署(DFID)认为家庭在面对外部风险冲击时会采用自身拥有的生计资本进行抵御,使得自身在未来免于陷入贫困中。因此也有学者探讨了个人或者家庭特征等微观因素对于农户贫困脆弱性的影响,这些因素包括人力资本[10]、社会资本[11]等。社会网络是社会资本的核心概念,社会网络在中国被称作"关系"[12]并在我国农村社会中扮演着重要角色。此外,农村中很多信息是通过非正式交流的方式获取的,而社

收稿日期: 2021-12-20 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2022.02.004

基金项目: 国家社会科学基金项目(18BJY161);辽宁省社会科学规划基金重点资助项目(L17AJY007);辽宁省社会科学界联合会一般项目(2021lslwzzkt-005)

作者简介: 苏剑峰(1991—),男,江西景德镇人,辽宁大学经济学院博士研究生,主要研究方向为农村经济。E-mail:sujianfengha@163.com

会网络是农户获取信息的最好渠道。社会网络规模越大,意味着与个体建立联系的行动者数量越多[13]。农户获取信息的渠道越多,农户越能接触到多样的社会资源[14]。

理论上讲,社会网络能够扩展农户信息收集渠道,帮助其增加收入,从而降低农户贫困脆弱性[15]。然而,现有研究关于社会网络影响农户收入的结论并不一致。从家庭收入来看,丁冬[16]认为社会网络越大,家庭收入越高,陷入贫困的概率越低。杨怡[17]则认为社会网络给家庭带来的收入回报率不高,只能增加农户的部分收入。章元[18]也认为社会网络只有利于带来工作机会,并不能增加工资收入。从地区和群体差异来看,Chantarat[19]认为社会网络能帮助穷人提升收入,进而降低相对贫困风险。而赵剑治[20]认为富人从社会网络中获得的收益更大,此时穷人未来陷入相对贫困的风险增加。周晔馨[21]也发现社会资本更能帮助富裕地区农户增加收入。目前农村贫困已经从绝对贫困转向相对贫困,脱贫地区农户生计资本质量依然不高,尤其是脱贫农户在未来仍有陷入相对贫困的高度不确定性风险[22]。但较少文献能够关注社会网络对于农户相对贫困脆弱性的影响机理。

基于此,本文利用中国家庭动态追踪调查(CFPS)2018 年调查数据,从贫困脆弱性视角出发,分析社会网络对农户相对贫困脆弱性的影响及其区域差异,并进一步探讨了社会网络对农户相对贫困脆弱性的作用机制。

二、实证设计

(一)相对贫困脆弱性估计方法

Chaudhuri[23]认为贫困脆弱性是指预期农户未来收入低于设定贫困线的概率,该方法认为家庭贫困脆弱性大小来源于家庭未来收入的分布特征,其福利期望与福利波动水平均由家庭特征变量决定。本文采用该定义,基于 Chaudhuri 提出的脆弱性估计方法测量我国农村家庭贫困脆弱性。首先把收入进行自然对数处理,并定义家户 i 在 t 时期的相对贫困脆弱性:$V_{it}=\text{prob}(\ln Y_i \leqslant \text{lnpoor} \mid X_i)$,即家户未来收入水平低于相对贫困线的概率。估计收入方程如下:

$$\ln Y_{it}=X_{it}\alpha_i+e_{it} \tag{1}$$

其中,X_{it}是影响家庭收入的一组可观测变量向量,e_{it}为残差项。本文采用 Amemiya[24]的三阶段最小二乘法对公式(1)中的人均纯收入对数以及残差项的平方进行加权回归,得到渐进的、有效的估计量$\hat{\alpha}_{\text{FGLS}}$和 $\hat{\beta}_{\text{FGLS}}$。根据该 FGLS 估计量,本文估计了农户未来人均收入对数的期望值和方差:

$$\hat{E}(\ln Y_i \mid X_i)=X_i\hat{\alpha}_{\text{FGLS}} \tag{2}$$

$$\hat{V}(\ln Y_i \mid X_i)=\sigma^2_{e,i}=X_i\hat{\beta}_{\text{FGLS}} \tag{3}$$

再假设收入对数服从正态分布[25],选择适合的相对贫困线标准,计算农村家庭相对贫困脆弱性:

$$\text{Vul}_{i,t}=\text{prob}(\ln Y_{i,t+1}<\text{lnpoor})=\phi\left((\text{lnpoor}-X_i\hat{\alpha}_{\text{FGLS}})/\sqrt{X_i\hat{\beta}_{\text{FGLS},i}}\right) \tag{4}$$

(二)基准回归

本文首先估计社会网络对于农户相对贫困脆弱性的影响。估计方程如下:

$$\text{Vul}_i=\beta_0+\beta_1\text{SN}_i+\beta_2X_i+\varepsilon_i \tag{5}$$

其中,被解释变量 Vul_i 表示农户的相对贫困脆弱性,即农户未来陷入相对贫困的概率;核心解释变量 SN_i 表示农户的社会网络情况;控制变量 X_i 包括家庭特征变量、户主特征变量和村庄特征变量;

ε_i 为扰动项。

（三）工具变量（IV）模型

由于农户社会网络情况与相对贫困脆弱性之间可能存在内生性问题，本文采取两阶段最小二乘法，克服因遗漏变量或反向因果导致的估计偏误问题。估计过程如下：

$$\mathrm{SN}_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_i \Rightarrow \overline{\mathrm{SN}_i} \tag{6}$$

$$\mathrm{Vul}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \overline{\mathrm{SN}_i} + \alpha_2 X_i + \gamma_p + \mu_i \tag{7}$$

其中，Z_i 是 SN_i 的工具变量。实证过程中运用两阶段法对公式（6）（7）进行估计。公式（6）为第一阶段，得到 SN_i 的预测值 $\overline{\mathrm{SN}_i}$；公式（7）为第二阶段，把预测值 $\overline{\mathrm{SN}_i}$ 放入模型中进行回归得到无偏估计量。

（四）倾向得分匹配法（PSM）

为使研究结论更具可信度，本文采用倾向得分匹配法构建“反事实框架”（Counterfactual Framework）来纠正自选择偏误问题，模拟随机试验达到的效果。由于前文中社会网络是一个连续变量，此时采用“社会网络是否丰富”（社会网络是否大于均值，是 =1，否 =0）来进行指标替换。假设同一个农户样本同时具有高社会网络（社会网络大于均值）和低社会网络（社会网络低于均值），那么两种状态下的农户相对贫困脆弱性差异即反映了社会网络对农户相对贫困脆弱性的影响。模型设置如下：

$$\mathrm{ATT} = E(\mathrm{Vul}_i^1 \mid \mathrm{SC}_i = 1) - E(\mathrm{Vul}_i^0 \mid \mathrm{SC}_i = 1) \tag{8}$$

其中，ATT 为平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated），即农户具备高社会网络与反事实情况（假设其具备低社会网络）的相对贫困脆弱性差异。Vul_i^1 和 Vul_i^0 分别表示农户具有高社会网络和低社会网络时的相对贫困脆弱性。由于在样本中可以观测到 $E(\mathrm{Vul}_i^1 \mid \mathrm{SC}_i = 1)$ 的结果，但是无法观测 $E(\mathrm{Vul}_i^0 \mid \mathrm{SC}_i = 1)$ 的反事实结果，本文首先计算农户具有高社会网络的倾向得分值，接着基于倾向得分值使用多种匹配方法对样本进行匹配并构造出控制组。此时处理组和控制组除了社会网络选择之外其他特征相似，控制组可近似视为处理组的反事实情况。最后比较处理组和控制组的相对贫困脆弱性差异。

三、数据来源和变量选取

（一）数据来源

本文所用数据源自北京大学中国社会科学调查中心组织的“中国家庭追踪调查”（China Family Panel Studies，CFPS）。该数据反映了我国社会人口、经济、教育以及健康的发展与变迁。本文主要使用了 CFPS 2018 年的截面数据，调查对象覆盖我国 25 个省（市、自治区）。根据研究需要，本文选取农村家庭样本进行分析，在剔除缺失值和异常值后得到有效样本 4168 个。

（二）变量选取

（1）因变量：相对贫困脆弱性。关于相对贫困线的测算，本文采用 OECD 提出的标准，即家户人均收入中位数的 50%。若农户人均收入低于该标准，则认定该农户处于相对贫困。本文根据样本人均收入计算出 2018 年相对贫困线为 11000 元/年，并通过公式（1）~（4）计算出农村家庭相对贫困脆弱性。

（2）自变量：社会网络。本文借鉴陈新忠等[26]对社会网络的指标选取，利用 CFPS 数据，采用“人情礼支出”作为社会网络投资的关键指标。中国是传统的人情社会，人情礼支出越高意味着该农户与亲朋好友之间的互动机会越多，可视为社会网络关系越强。

(3)控制变量。考虑到影响农村家庭相对贫困脆弱性的因素较多,本文在参考相关文献的基础上,选取了个人层面、家庭层面和村庄层面的控制变量。其中,个人层面控制变量主要为户主特征,包括户主性别、户主的婚姻状况、户主年龄、户主年龄平方、户主受教育年限;家庭层面包括做饭燃料、清洁用水、是否有耕地、是否有自主产权住房、是否购买金融产品、是否购买汽车、高等教育人口比例、健康人口比例、人口抚养比;村庄层面控制变量为是否为少数民族聚集区、是否属于矿区、是否有高污染企业以及距离本县最近的距离。具体定义和描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	变量含义
相对贫困脆弱性	0.517	0.310	农户未来陷入相对贫困的可能性
社会网络	7.298	2.168	农户人情礼支出/元,模型中取对数
户主年龄	49.47	11.89	户主年龄/岁
户主年龄平方	2588	1152	户主年龄平方
户主受教育年限	6.241	4.267	户主受教育年限/年
户主婚姻状况	0.887	0.317	已婚=1,其他=0
户主性别	0.573	0.495	男=1,女=0
做饭燃料	0.543	0.498	清洁燃料(煤气、天然气等)是=1,否=0
生活用水	0.633	0.482	清洁水源(自来水、井水等)是=1,否=0
耕地	0.914	0.280	有=1,无=0
住房	0.897	0.304	自主产权住房有=1,无=0
金融产品	0.010	0.010	有=1,无=0
汽车	0.246	0.431	有=1,无=0
高等教育人口比例	0.032	0.118	大专及以上教育人数占家庭总人口比例
健康人口比例	0.209	0.251	自评健康人数占家庭总人口比例
人口抚养比	0.114	0.189	年龄小于等于14岁和大于等于65岁的成员人数占家庭总人口的比例
少数民族聚集区	0.142	0.349	家庭所在地是少数民族聚集区=1,否=0
矿区	0.067	0.249	家庭所在地是矿区=1,否=0
高污染企业	0.146	0.353	家庭所在村有高污染企业=1,否=0
距离本县最近的距离	53.29	43.20	家庭所在村距离本县最近的距离/里

注:根据CFPS数据库中的自评健康问题回答将非常健康、很健康、比较健康合并为健康,将一般和不健康合并为不健康。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

本文分析了社会网络对我国农村家庭相对贫困脆弱性的影响,分析结果见表2。其中,第(1)列仅纳入社会网络变量,第(2)列加入了户主特征、家庭特征、村庄特征等变量。

在第(1)列估计结果中,农户社会网络(SC)估计系数为-0.059,并在1%置信水平上显著,说明社会网络能显著降低农村家庭的相对贫困脆弱性。社会网络每提升一个单位,农村家庭相对贫困脆弱性程度会降低5.9%。在第(2)列中控制户主特征、家庭特征和村庄特征变量之后,社会网

络的估计系数下降至 -0.014，回归结果依然在 1% 水平上显著。此时社会网络每增加一个单位，农村家庭相对贫困脆弱性程度会下降 1.4%。这表明社会网络对于农村家庭相对贫困脆弱性具有显著的负向效应。

表 2　社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响

变量		(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 东部地区	(4) 中部地区	(5) 西部地区
社会网络		-0.059*** (0.004)	-0.014*** (0.003)	-0.016*** (0.005)	-0.028*** (0.005)	-0.008*** (0.003)
户主特征	年龄		-0.009*** (0.001)	-0.012*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.007*** (0.002)
	年龄平方		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
	受教育年限		-0.020*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	-0.018*** (0.002)	-0.019*** (0.001)
	婚姻状况		0.069*** (0.009)	0.056*** (0.017)	0.097*** (0.020)	0.074*** (0.010)
	性别		-0.019*** (0.006)	-0.037*** (0.010)	-0.049*** (0.011)	(0.007) -0.011
家庭特征	生活用水		-0.045*** (0.006)	-0.081*** (0.011)	-0.041*** (0.012)	-0.058*** (0.007)
	做饭燃料		-0.224*** (0.006)	-0.216*** (0.012)	-0.150*** (0.013)	-0.236*** (0.008)
	耕地		0.121*** (0.010)	0.115*** (0.015)	0.127*** (0.022)	0.107*** (0.017)
	金融产品		-0.178*** (0.038)	-0.140** (0.056)	-0.114(0.070)	-0.255*** (0.038)
	住房		0.101*** (0.009)	0.095*** (0.015)	0.077*** (0.021)	0.130*** (0.013)
	汽车		-0.211*** (0.007)	-0.202*** (0.012)	-0.206*** (0.012)	-0.211*** (0.010)
	人口抚养比		0.192*** (0.016)	0.202*** (0.029)	0.180*** (0.030)	0.178*** (0.019)
	高等教育人口比例		-0.311*** (0.031)	-0.212*** (0.046)	-0.337*** (0.054)	-0.475*** (0.063)
	健康人口比例		0.039*** (0.011)	0.054*** (0.020)	0.027(0.024)	0.059*** (0.013)
村庄特征	少数民族聚集区		0.146*** (0.007)	0.213*** (0.015)	0.156*** (0.024)	0.088*** (0.008)
	矿区		0.027** (0.011)	0.017(0.015)	0.076*** (0.020)	-0.020(0.021)
	高污染企业		-0.010(0.008)	-0.013(0.012)	0.012(0.021)	-0.018* (0.011)
	距离本县最近的距离		0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
观测值		4168	4168	1476	1143	1549
R^2		0.054	0.671	0.631	0.617	0.790

注：括号内为稳健性标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。下同。

（二）异质性分析

表 2 中（3）~（5）列分别为社会网络对我国东中西部地区[①]农户家庭相对贫困脆弱性的影响。回归结果表明，从全国范围来看，社会网络对农户家庭的相对贫困脆弱性的负向影响均在 1% 置信水平上显著。从回归系数大小来看，社会网络对中部地区农户家庭相对贫困脆弱性影响最大，东部地区次之，西部地区最低。

（三）内生性分析

为了克服上述基准模型中可能存在的内生性问题，本文采用工具变量做两阶段最小二乘估计

① 根据 CFPS 调查的省份分布，东部地区包括 北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南，中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南，西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆和重庆。

(2SLS)以解决潜在的估计结果偏误问题。本文参考杨汝岱[27]的做法,以村庄社会网络,即农户所在村庄户均礼金支出作为农户礼金支出的工具变量。工具变量需要满足相关性和外生性两个条件。首先对工具变量进行相关性检验,表3第1列为2SLS第一阶段回归结果。Kleibergen - Paap rk Wald F统计量为187.914,远大于10%偏误水平下的临界值16.38,拒绝内生变量与工具变量不相关的原假设,结果也表明此时不存在弱工具变量问题。表3第2列为2SLS第二阶段的回归结果,与表2相比,在使用工具变量控制内生性以后,社会网络对于农户家庭相对贫困脆弱性的阻碍作用下降至-0.038。其次对工具变量进行外生性检验。由于工具变量为恰好识别,此时无法直接检验工具变量的外生性。借助Ashraf[28]的做法,本文用工具变量替换内生变量放入基准模型中进行回归,结果见表3第3列。村庄社会网络在1%的水平上显著降低了农村家庭相对贫困脆弱性。在进一步控制农户社会网络和村庄社会网络并对其进行回归后发现,农户社会网络显著降低了农村家庭相对贫困脆弱性,并且村庄社会网络对于农户家庭相对贫困脆弱性的影响从-0.027变为-0.019。回归结果从侧面支持了外生性假设:村庄社会网络是通过增加农户的社会网络来降低农户家庭的相对贫困脆弱性,但它并不直接影响农户家庭相对贫困脆弱性。

表3 内生性分析

变量	2SLS回归		IV外生性检验	
	第一阶段	第二阶段		
	农户社会网络	贫困脆弱性	贫困脆弱性	贫困脆弱性
农户社会网络		-0.038***(0.010)		-0.010***(0.002)
村庄社会网络	0.713***(0.052)		-0.027***(0.007)	-0.019***(0.007)
样本数	4168	4168	4168	4168
控制变量	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk Wald F	187.914			

(四)稳健性检验

由于农户对于自身社会网络水平存在自选择偏误情况,因此本文使用倾向得分匹配法对此加以纠正。本文采用社会网络是否丰富(人情礼支出是否大于均值,是=1,否=0)来进行指标替换。此时主要解释变量变成了0-1虚拟变量。再将社会网络高的农户划入处理组,社会网络低的农户作为控制组,使用两步法进行回归。首先构造Probit模型计算农户具有高社会网络的概率得分。根据倾向得分对高社会网络的样本与低社会网络的样本相似个体进行匹配。匹配后的样本需要满足共同支撑假设。为了结论的稳健性,本文使用多种匹配方法计算平均处理效应,并进行平衡性检验。匹配后控制变量的标准化偏差大幅缩小,表明匹配后变量不存在系统性差异,此时构造出的处理组和控制组在各个特征方面相似度较高。

图1为处理组和控制组匹配前后的倾向得分核密度函数分布图。从左图可以看出,匹配之前,处理组(高社会网络农户)与控制组(低社会网络农户)的倾向得分值的概率分布相差较大。从右图可以看出,匹配完成后处理组和控制组重叠部分有所增大,表明匹配过程中,处理组和控制组中除了社会网络之外的其他系统性差异被消除了,匹配质量较好,有效地缓解了样本选择性偏误问题。图2为农村家庭社会网络共同支撑假设的验证结果。匹配后处理组和实验组大多数样本都在共同取值范围内(on support),样本损失较少。

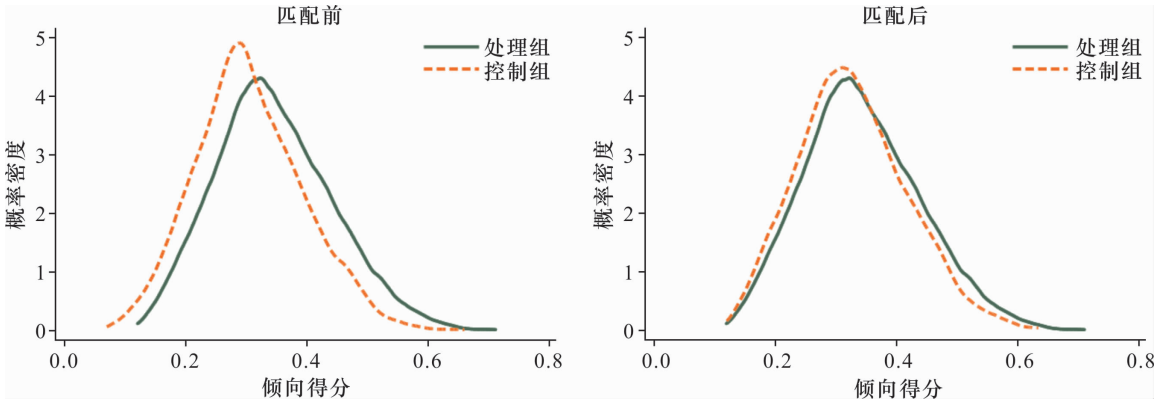


图 1　匹配前后处理组与控制组倾向得分值概率分布

表 4 为社会网络强弱对相对贫困脆弱性影响的 PSM 估计结果。在采用最近邻匹配方法消除处理组和控制组的差异之后，两个匹配方法获得的平均处理效应（ATT）具有显著的统计意义。不同匹配尺度导致 ATT 数据略有差异，ATT 数值在 -0.121 ~ -0.143 之间，数值为负且在 1% 统计水平上显著。匹配结果说明社会网络对于农户家庭相对贫困脆弱性的负向影响是稳定存在的。总之，在考虑样本自选择偏误问题后，农户社会网络的提升有助于降低农户家庭的相对贫困脆弱性。这也说明了本文结论的稳健性。

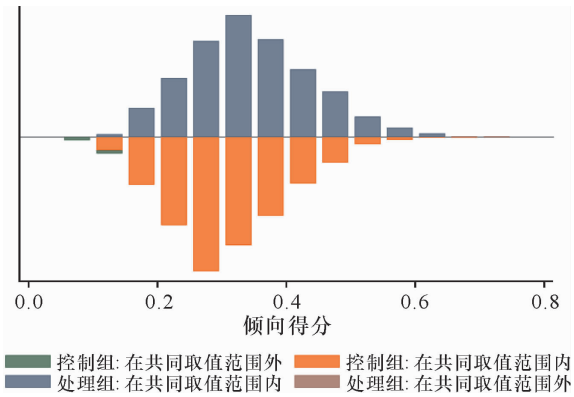


图 2　倾向得分的共同取值范围

表 4　倾向得分匹配法估计结果

匹配方法	组别	处理组	控制组	ATT	标准差	t 值
最近邻匹配（$k=1$）	匹配前	0.393	0.574		0.010	-18.180
	匹配后	0.394	0.536	-0.143***	0.014	-10.120
最近邻匹配（$k=4$）	匹配前	0.393	0.574		0.010	-18.180
	匹配后	0.394	0.528	-0.134***	0.011	-11.870
卡尺匹配（带宽 =0.01）	匹配前	0.393	0.574		0.010	-18.180
	匹配后	0.394	0.528	-0.134***	0.011	-11.860
半径匹配（半径 =0.01）	匹配前	0.393	0.574		0.010	-18.180
	匹配后	0.394	0.522	-0.128***	0.010	-12.360
核匹配	匹配前	0.393	0.574		0.010	-18.180
	匹配后	0.394	0.525	-0.132***	0.010	-12.870
局部线性回归匹配	匹配前	0.393	0.574		0.010	-18.180
	匹配后	0.394	0.514	-0.121***	0.014	-8.540
马氏匹配	匹配前	0.393	0.574		0.010	-18.180
	匹配后	0.393	0.531	-0.137***	0.007	-20.770

五、社会网络影响农户家庭相对贫困脆弱性的作用机制

我国是一个集血缘、亲缘、业缘等社会关系于一体的人情社会。在重视人情世故的农村,个体在做出决策时会受到其所处的社会网络影响。农村剩余劳动力外出务工是中国的普遍现象,外出务工逐渐成为贫困人口摆脱贫困的重要手段。因此,社会网络在缓解农户相对贫困的一个可能的作用机制是:社会网络通过信息分享和资源配置影响农户的劳动力迁移,提高农户收入,进而改善农户家庭的相对贫困状况。本文根据中介效应模型进行机制检验[29]。本节考察的中介变量为劳动力迁移。根据 CFPS 问卷中"是否外出务工"问题计算农户劳动力迁移人数。下面对该中介变量进行检验。

检验结果表明(见表5),社会网络能在1%的水平上显著加快农户的劳动力流动,社会网络每增加一个单位,农户劳动力迁移人数增加8.1%。在同时加入社会网络和劳动力迁移变量后,两者回归系数均在1%水平上显著,并且社会网络的回归系数下降至-0.013,Sobel 检验 P 值为0.000,劳动力迁移这一中介效应在总效应中占比为10.4%,说明劳动力迁移在社会网络影响农户家庭相对贫困脆弱性中发挥中介效应。社会网络通过促进农户劳动力迁移对农户家庭相对贫困脆弱性产生负向影响。

表5 社会网络对农户家庭相对贫困脆弱性的作用机制检验

变量	劳动力迁移	相对贫困脆弱性
社会网络	0.081***(0.011)	-0.013***(0.002)
劳动力迁移		-0.018***(0.000)
其他控制变量	控制	控制
样本量	4168	4168

六、结论与政策建议

基于中国家庭追踪调查(CFPS)2018年数据,本文实证检验了社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响。在基准回归的基础上,本文采用工具变量做两阶段最小二乘估计(2SLS)解决潜在的内生性问题。同时,本文采用了 PSM 方法进行稳健性检验。研究结论如下:

第一,社会网络是影响农户家庭相对贫困脆弱性的重要因素。社会网络对农户家庭相对贫困脆弱性呈显著负向作用。具体而言,社会网络每提高一个单位,农户家庭相对贫困脆弱性下降1.4%。本文以农户所在村庄社会网络作为工具变量处理可能存在的内生性问题,结果表明上述结论依然成立。同时,通过 PSM 法构造反事实框架进行稳健性检验,计算出的平均处理效应(ATT)表明农户社会网络的提升有助于降低农户家庭的相对贫困脆弱性。

第二,区分不同地区的研究结果表明,社会网络对于不同地区农户家庭相对贫困脆弱性的影响具有明显的差异性。具体表现为社会网络对于中部地区农户家庭相对贫困脆弱性的负向影响最大,东部地区次之,西部地区最低。

第三,影响机制分析结果表明,农户劳动力迁移是重要影响渠道。社会网络能够通过促进农户劳动力迁移来降低农户家庭相对贫困脆弱性。劳动力迁移起到部分中介作用。

基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,农户社会网络具有帮助农村家庭抵御致贫风险的积极作用。在贫困地区,政府应积极拓宽信息渠道,关注社会网络建设。通过组织农户形成互助小组,发展农户的社会网络,发挥出基

层社区对贫困户的支持作用。

第二,政府在识别贫困家庭时仅仅考虑容易度量的人力资本、物质资本是不够的,还需要考虑贫困家庭所拥有的社会网络。当家庭遭遇风险冲击时,社会网络是抗击风险的天然屏障。家庭需要在保持现有社会网络的同时,有条件地创造新的社会网络,以获得良好的就业机会和途经。政府可通过建立适宜的公共就业服务体系,保障农户能找到合适的工作提升收入。

参考文献:

[1]聂荣, 苏剑峰. 中国农村贫困动态特征及其区域差异[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2020(5):27 - 38.

[2]WORLD BANK. World development report 2000/2001: attacking poverty[M]. Washington, D. C.: World Bank, 2001.

[3]STEPHAN K, HERMANN W. Vulnerability to poverty in South-East Asia: drivers, measurement, responses, and policyissues[J]. 2014(71):1 - 3.

[4]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.

[5]张海洋,韩晓. 数字金融的减贫效应研究——基于贫困脆弱性视角[J]. 金融评论,2021(6):57 - 77.

[6]徐超,李林木. 城乡低保是否有助于未来减贫——基于贫困脆弱性的实证分析[J]. 财贸经济,2017(5):5 - 19.

[7]宁静, 殷浩栋, 汪三贵, 等. 易地扶贫搬迁减少了贫困脆弱性吗? ——基于 8 省 16 县易地扶贫搬迁准实验研究的 PSM-DID 分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(11):20 - 28.

[8]顾宁,刘洋. 产业扶贫降低了贫困农户的脆弱性吗[J]. 农业技术经济,2021(7):92 - 102.

[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]彭继权. 非学历教育对农户相对贫困的影响——基于贫困脆弱性的视角[J]. 教育与经济,2021(6):10 - 19.

[11]何军,沈怡宁,唐文浩. 社会资本、风险抵御与农村女户主家庭贫困脆弱性的研究——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2020(3):146 - 157.

[12]尹海员. 个体特征、社会网络关系与投资者情绪[J]. 上海财经大学学报, 2020(5):109 - 123.

[13]徐章星, 张兵, 刘丹. 市场化进程中社会网络对农地流转的影响研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020(6):134 - 147.

[14]于鑫鑫, 谢金华, 杨钢桥. 社会网络、保险认知对农户农业保险参保行为的影响[J]. 中国农业大学学报, 2021(12):263 - 278.

[15]谢家智,姚领. 社会资本变迁与农户贫困脆弱性——基于"乡土中国"向"城乡中国"转型的视角[J]. 人口与经济,2021(4):1 - 21.

[16]丁冬, 王秀华, 郑风田. 社会资本、农户福利与贫困——基于河南省农户调查数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(7):122 - 128.

[17]杨怡, 王钊. 社会资本、制度质量与农民收入——基于 CHFS 数据的微观计量分析[J]. 宏观经济研究, 2021(8):115 - 127.

[18]章元, 李锐, 王后. 社会网络与工资水平——基于农民工样本的实证分析[J]. 世界经济文汇, 2008(6):73 - 84.

[19]CHANTARAT S, BARRETT C B. Social network capital, economic mobility and poverty traps[J]. The Journal of Economic Inequality, 2012(3):299 - 342.

[20]赵剑治, 陆铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J]. 经济学(季刊), 2010(1):363 - 390.

[21]周晔馨. 社会资本是穷人的资本吗? ——基于中国农户收入的经验证据[J]. 管理世界, 2012 (7):83 - 95.

[22]孙久文,夏添. 中国扶贫战略与 2020 年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析[J]. 中国农村经

济,2019(10):98 - 113.
[23]CHAUDHURI S, JALAN J, SURYAHADI A. Assessing household vulnerability to poverty from cross-sectional data: a methodology and estimates from Indonesia[R]. New York:Columbia University,2002:1 - 25.
[24]AMENIYA T. The maximum likelihood estimator and the nonlinear three-stage least squares estimator in the general nonlinear simultaneous equation model[J]. Econometrica, 1977(4):955 - 968.
[25]ZHANG Y, WAN G. An empirical analysis of household vulnerability in rural China[J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2006(2):196 - 212.
[26]陈新忠,周静玉. 子代教育、社会网络与收入代际流动性[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2021(1):120 - 129.
[27]杨汝岱,陈斌开,朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J]. 经济研究,2011(11):116 - 129.
[28]ASHRAF Q, GALOR O. The "Out of Africa" hypothesis, human genetic diversity, and comparative economic development[J]. American Economic Review, 2013(1):1 - 46.
[29]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731 - 745.

Effect of Social Network on Rural Households' Vulnerability to Relative Poverty

SU Jian-feng, NIE Rong
(*School of Economics*, *Liaoning University*, *Shenyang* 110036, *China*)

Abstract: Using the 2018 China Family Panel Survey (CFPS) data, this paper empirically tests the impact of social network on households' vulnerability to relative poverty. Further, this paper uses the propensity score matching method (PSM) and instrumental variable (IV) method to conduct robustness test. The results show that the social network can significantly reduce households' vulnerability to relative poverty. The heterogeneity analysis shows that the social network has the greatest negative impact on households' vulnerability to relative poverty in the central region. The mechanism test shows that labor migration is an important mechanism for the social network to affect households' vulnerability to relative poverty.

Key Words: social network; relative poverty; rural households; vulnerability to poverty