

市场化进程中社会网络对农户生计多样化的影响

董晓林^{1,2}, 熊 健¹

(1. 南京农业大学 金融学院, 江苏 南京 210095;

2. 南京农业大学 江苏农村金融发展研究中心, 江苏 南京 210095)



摘要 采用中国家庭追踪调查(CFPS2016)的农村样本数据, 实证分析社会网络对农户生计多样化的影响, 以及市场化进程加快背景下其影响作用的变化规律。研究结论显示, 生计多样化作为家庭应对未来收入波动冲击的有效途径, 在我国农村普遍存在; 社会网络越丰富, 农户生计多样化水平越高; 同时随着农村市场化进程加快, 社会网络对农户生计多样化的影响在逐步减弱, 社会网络分散风险、降低生计脆弱性的途径难以为继。由此提出继续推进农村金融体制改革, 发展普惠金融, 提高对农户尤其是贫困农户的服务覆盖面和质量, 以满足农村家庭平滑消费和规避风险的长期需求。

关键词 社会网络; 市场化进程; 生计多样化; 农户

中图分类号: F 328 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2019)05-0071-07

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.05.009

改革开放以来, 我国农村的市场化进程不断加快, 农户收入水平持续提高, 生计结构也呈现出多样化趋势^[1]。为了平滑消费和规避风险, 许多农户不再只关注单一项目投资带来的规模经济效益, 而是更加看重各项收入的互补性和范围经济, 生计多样化成为农户实现收入可持续乃至提高收入的重要途径^[2]。2018 年的中央一号文件强调, 农村家庭生活富裕是乡村振兴的根本, 应拓宽农户收入来源, 提高农户生计保障水平。作为一种重要的生计策略, 生计多样化的风险分散功能提高了农户收入稳定性, 尤其增强了贫困家庭应对未来收入波动冲击的适应能力^[3], 降低了贫困发生率, 从另一维度提高了农村家庭的福利水平。

生计多样化是农户通过不同经济活动带来的收入, 以维持家庭生存和发展的行为^[4]。在英国国际发展署(DFID)构建的可持续生计框架内, 部分学者分析了社会网络对农户生计多样化的影响, 并采用农户生计活动的种类总和来衡量生计多样化^[5-7], 本文认为生计多样化的根本作用在于分散风险, 降低农户脆弱性, 其效用大小不仅取决于生计种类的数目多寡, 也取决于不同生计收入数量的相对均衡, 即多样性和均衡性均是生计多样化内涵体现的两个重要维度。此外, 值得关注的是, 社会网络对农户生计多样化的作用效果还会受到市场化程度的影响, 从理论上说, 市场化进程蕴含着体制变迁的过程, 表现为非正式制度向正式制度的加速转化。随着市场化水平的不断提高, 制度化建设速度加快, 农村信贷、保险市场不断完善, 社会网络作为一种典型的民间非正式社会制度对生计多样化的影响程度是否会趋于弱化? 这是本文重点关注的问题, 且已有文献很少涉及。

鉴于此, 本文以中国家庭追踪调查(CFPS2016)中的农村家庭为样本, 采用辛普森多样性指数作为生计多样化的代理变量, 同时衡量农户收入来源的多样性与均衡性, 并在市场化的视角下, 分析社会网络对农户生计多样化的影响。

收稿日期: 2019-03-08

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“信息化趋势下普惠金融发展问题研究”(15AJY020); 南京农业大学人文社会科学重大招标项目“江苏普惠金融发展报告”(SKZD2019004)。

作者简介: 董晓林(1963-), 女, 教授, 博士; 研究方向: 农村金融、农业经济管理。

一、文献回顾与研究假说

1. 文献回顾

社会网络是人与人互动形成的、存量相对固定的社会关系,也具有一般资本的属性^[8]。通常,社会资本和社会网络在多数文献中交互使用,本文亦不做区分^[9-10]。已有文献中关于社会网络对农户各项收入来源影响的研究较多。周欣等利用中国家庭收入调查(CHIP)数据研究发现社会网络可以有效促进农户非农就业^[11]。胡金焱等指出无论是城镇地区还是农村地区,社会网络对家庭创业决策均有积极影响,且对农村家庭创业的促进作用大于城镇家庭^[12]。苏岚岚等进一步指出社会网络可以提高农户的创业绩效^[13]。在此基础上,将农户生计活动种类数目作为生计多样化的衡量依据,有学者研究发现社会网络对于农户生计多样化具有正向影响,尤其对于欠发达地区而言。伍艳等利用扶贫开发县的调研数据发现以非农收入为主要收入来源的农村家庭,社会资本对其生计多样化影响显著^[14]。马志雄等从失地农户的视角出发,研究发现社会资本作为一种生计资本对农村家庭生计多样化的影响呈现出先促进后抑制的倒U型关系^[6]。

社会网络作为一种非正式的社会保障制度,较多学者对其分散家庭风险的作用机制进行了检验。然而,研究得出的结论并不一致。吴本健等研究发现社会资本有助于缓解负向收入波动冲击对农户生计脆弱性的消极影响^[15]。Gerler等在印度尼西亚的研究却发现社会资本对于农户分散风险的作用效果并不显著^[16]。周晔馨等从市场化进程的视角对此进行了解释,他认为社会资本在经济发展初期会弥补市场机制的不足,但当市场化水平发展到一定阶段后,市场的力量将会削弱社会资本的作用效果^[17]。同样的,Fafchamps也指出社会资本的影响作用取决于法律、规则等正式制度的发展情况^[18]。

综上,已有文献都已关注到社会网络对农户不同收入来源渠道以及生计多样化的影响,但已有研究并未回答以下问题:即从风险分散的视角出发,同时考虑生计收入的多样性和均衡性,社会网络对农户生计多样化的影响如何?在我国农村市场化进程加快的背景下,农村地区社会网络的已有作用规律是否会发生改变?部分学者研究表明,社会网络的风险分担机制会随着市场化进程趋于弱化^[10]。如果市场化进程的加快减弱了社会网络对农村家庭生计多样化的影响,那么农村家庭(尤其是农村贫困家庭)分散风险、维持生计可持续的强烈意愿在更大程度上就需要通过以正式制度安排为基础的信贷、保险等正规市场机构来满足。这既为农村各类中小型金融机构的未来发展提供了机遇,也对当前仍以“社会关系”为决策依据的人情贷款、关系贷款等不合理机制提出了更大的挑战。

2. 研究假说

在我国农村金融市场,信贷和保险体系不完善,以及农户对信贷流程和保险产品的认知局限性,导致其难以通过信贷市场平滑消费,也难以通过保险市场抵御风险。生计多样化在一定程度上可以起到信贷和保险功能的替代作用,通过持续拓宽收入来源和平衡收入结构,农户增强了应对外来压力与收入波动冲击的适应能力,进而达到生计可持续的目的^[1]。因此,从这个角度来说,对于经济发展水平较低的农村地区,农户有动力追求生计多样化以降低自身的脆弱性。

社会网络通过人与人之间直接的社会关系以及各种渠道联结起来的间接的社会关系建立,反映了个人的社会交往能力。作为一个重视“关系”的传统型社会,社会网络在我国农村地区普遍存在,农户的生计行为不可避免地受到社会网络的影响。一方面,社会网络较为丰富的农户有更多的信息共享渠道,通过这种“社会关系”,农户可以更容易地获得非农行业的工作以拥有工资收入^[19]。另一方面,在我国农村地区,同一社会网络中的农户往往交往十分密切,对个人的声誉非常在意,有较强的契约遵守能力及还款意愿^[20]。在我国农村正规金融市场供给不充分的背景下,社会网络通过非正规融资渠道缓解了农户受到的金融约束,使得农户可以跨过家庭创业的资金门槛以拥有创业收入^[21]。因此,社会网络的这种促进就业或创业收入来源的功效降低了农户(尤其是贫困农户)收入来源较为单一的可能,即社会网络水平的提高在总体上促进了农户生计多样化。基于以上分析,可以得到以下假说:

假说一:社会网络越丰富,农户生计多样化水平越高。

在我国农村社会正式保障制度尚不完善的前提下,农户往往借助于以社会网络为代表的非正式制度来实现生计多样化进而抵御负向收入波动冲击。现阶段,随着我国市场化进程的加快,农村市场化水平不断提高,正式制度正趋于完善且更加合理^[17],农村家庭将有更多机会享受到正式制度所带来的风险分散保障,同时市场化水平的提高也带来了更多的就业岗位和农户获取其他收入来源的机会,因此社会网络提供的风险分担、实现生计多样化的作用将会减弱。此外,市场化进程下,城乡劳动力流动愈发频繁,也一定程度上削弱了以社会互动为维系基础的农户社会网络的作用。因此,社会网络作为一种非正式社会制度的功效会受到市场化进程下正式制度完备的冲击,即社会网络对农户生计多样化的影响作用与市场化进程下正式制度发展所带来的社会保障效果是一种替代的关系。由此提出以下假说:

假说二:随着农村市场化水平的不断提高,社会网络对农户生计多样化的正向影响将逐步减弱。

二、数据说明与变量描述

1. 数据来源

本文数据来自2016年中国社会科学调查中心所开展的“中国家庭追踪调查”(CFPS)。该项调查是一项全国范围内的大型微观入户调查,调研范围涉及我国31个省/市/自治区。本文使用的是农村家庭的样本数据,将家庭问卷中的财务回答者确定为户主,用户主编号匹配个体数据和家庭数据,此外删除户主年龄在18岁以下的样本并剔除异常值和缺失值,最终得到的有效样本包括来自25个省/市/自治区143个区县的3049个农村家庭。

2. 变量选取

(1)因变量。本文的因变量为生计多样化,生计多样化的主要效用体现在农户遭受负向收入波动冲击时的风险分散功能。从风险最小化的角度出发,本文定义的生计多样化包含了农户收入来源的多样性和各收入来源的均衡性两个方面。参考已有文献^[3],本文生计多样化变量采用辛普森多样性指数衡量,该指数的取值随着农户收入来源的丰富及均衡程度提高而逐步增加,其数学表达式如下:

$$C_i = 1 - \sum_{s=1}^m p_{i,s}^2 \quad (1)$$

式(1)中, i 代表家庭编号, s 代表家庭的某种收入来源, m 为家庭收入来源渠道的总数, $p_{i,s}$ 为第*i*个家庭第*s*种收入占总收入的比例。 C_i 为生计多样化指数,其取值范围为 $[0, 1-1/m]$,当家庭仅有一种收入来源时, C_i 等于0,表明其未实施生计多样化策略,随着农村家庭生计种类的增多,且各收入来源数量更加均衡, C_i 最高得分为 $1-1/m$ 。

CFPS2016的调研数据详细统计了农村家庭的收入与支出情况。在中国统计年鉴中,农村居民人均可支配收入被划分为经营净收入、工资性收入、财产净收入和转移净收入四类。以之作为参照,同时考虑到本文被研究对象的细化要求、各类收入的属性差异以及数据的可获得性,本文对家庭收入来源进一步展开分类,将经营净收入分为农业经营净收入与非农经营净收入^①,从财产净收入中分离出投资收益^②,共计六类收入来源。基于上述分类标准计算的生计多样化指数,发现样本家庭的均值为0.250,最大值为0.716,最小值为0。由于生计收入被划分为六类,因此生计多样化指数的理论上限为 $0.833(1-1/6)$,比样本最大值高出16.37%。

(2)核心变量。①社会网络。本文选取“家庭过去一年人情礼支出”作为社会网络的代理指标^[22-23]。在我国农村社会,人情礼支出是农户之间维系情感以及进一步拓宽人脉关系的重要途径,人情消费支出范围既包括家人亦包括亲戚朋友,可以较好地涵盖社会网络所代表的“社会关系”。②市场化水平。本文中,市场化水平的差异被用来测度正式制度的发展程度。中国作为一个转型国家,自

① 本文定义的非农经营净收入指个体性经营净收入,即农户从事个体私营活动净所得。

② 本文定义的投资收益指农户持有金融产品净所得,金融产品包括股票、基金、国债、信托产品、外汇产品(不含银行存款)。

1978年开始,历经四十年的市场化改革,农村各地区之间的市场化水平存在较大差异,而现有的市场化指数大多仅统计到省级层面,所包含农村市场化进程的信息较为有限^[10]。考虑到市场化进程助推了生产要素的市场化配置,作为生产资本的重要组成部分,劳动力和土地资源的市场化直接导致了农村家庭农业经营收入占比的整体下降^[24]。为此,本文从农村生产要素的市场化角度测量家庭层面的市场化水平,采用“1-农业经营收入/总收入”作为农村家庭市场化水平的代理变量^[25]。

(3)控制变量。参考已有文献^[26-27],本文设置户主个人特征、家庭特征、区县特征和地理特征等作为控制变量,具体定义见表1。其中,个体特征变量选取户主的性别、年龄、智力水平、婚姻状况、健康水平;家庭特征变量包括家庭收入、实物资产、货币资金、耕地;区县特征变量选取区县的基础设施水平和区县家庭户均年收入;对于地理特征变量,本文以我国西部地区省份为基准,引入中部和东部两个虚拟变量。

需要说明的是,考虑到农村家庭的生计多样化可能会反向影响农村家庭总收入,而本文使用的调查数据为截面数据,如果在家庭特征变量中控制家庭收入水平可能会造成互为因果,进而使估计结果有偏,为此本文采用“家庭住房现值”来代理家庭的收入水平。此外,由于区县内家庭燃料条件在一定程度上反映了区县的生活设施水平,故本文选用区县内家庭所用燃料种类的均值作为区县基础设施的代理变量。

表1 变量设置

变量类型	变量名	定义
被解释变量	生计多样化	采用辛普森多样性指数作为代理变量
核心解释变量	社会网络	家庭人情礼支出对数
	市场化水平	1-农业经营收入/总收入
控制变量	性别	男性=1;女性=0
	年龄	实际年龄
	年龄平方	年龄平方/100
	智力水平	低-1-2-3-4-5-6-7→高
	婚姻状况	已婚=1;其他情况=0
	健康水平	比较健康及以上=1;一般或不健康=0
	住房	家庭住房现值对数
	实物资产	耐用消费品总值对数
	货币资金	现金及存款总额对数
	耕地	是否分得集体土地:是=1;否=0
IV工具变量	基础设施	取区县内样本家庭“做饭燃料条件”均值:柴草=1;煤炭=2;罐装煤气/液化气=3;天然气/管道煤气/电=4;太阳能/沼气=5
	区县家庭户均年收入	区县内样本家庭户均年收入对数
	东部	是否位于东部地区:是=1;否=0
	中部	是否位于中部地区:是=1;否=0
IV工具变量	平均礼金支出	所在区县内其他家庭的平均礼金支出对数

注:表中性别、年龄、智力水平、婚姻状况、健康水平均为户主特征。

3. 描述性统计

按照生计多样化指数的大小对农村家庭进行分组,对主要的解释变量进行描述性统计,比较社会网络在实施生计多样化的农户(即生计多样化指数大于0)与未实施生计多样化的农户(即生计多样化指数等于0)之间的差异,具体结果见表2。研究对象中,实施生计多样化的家庭占比为81%,说明生计多样化是我国农村地区多数家庭所采用的生计策略之一。通过比较这两组数据发现有生计多样化行为的家庭其社会网络指标显著高于无生计多样化的家庭,可以直观地看出社会网络与农户生计多样化水平之间存在正向的相关关系。

三、模型与实证结果

1. 模型设定

采用以下家庭层面的 OLS 模型,实证回归分析社会网络对农户生计多样化的影响:

$$C_i = \alpha_0 + \alpha_1 SCI_i + \alpha_2 X_i + \epsilon_i \quad (2)$$

式(2)中, C 为生计多样化指数, SCI 为核心解释变量——社会网络, X 为包含了个体特征、家庭特征、区县特征以及地理特征的控制变量。

在考察市场化进程对社会网络作用效果的影响时, 仍采用与式(2)一致的 OLS 模型形式, 同时增加社会网络与市场化水平的交互项 ($SCI \times marker$), 其中 $marker$ 为市场化水平, 具体估计方程如下:

$$C_i = \beta_0 + \beta_1 SCI_i + \beta_2 SCI_i \times market_i + \beta_3 X_i + \epsilon_i \quad (3)$$

2. 社会网络影响农户生计多样化的实证结果

考虑到同一区县内不同农户的随机扰动项可能存在某种程度的相关性, 本文所有的估计结果均采用区县层面的聚类标准误。表 3 给出了模型的回归结果。其中, 模型 1 对应的是社会网络影响农户生计多样化的总体回归估计结果。

表 2 描述性统计

变量名称	生计多样化指数(>0)		生计多样化指数(=0)	
	均值	标准差	均值	标准差
核心解释变量				
社会网络	7.323	2.002	6.331	2.958
市场化水平	0.763	0.296	0.845	0.362
个体特征				
性别	0.565	0.496	0.498	0.500
年龄	51.126	13.245	54.064	17.703
智力水平	5.575	1.175	5.323	1.258
婚姻状况	0.884	0.320	0.766	0.424
健康水平	0.636	0.481	0.615	0.487
家庭特征				
住房	11.371	1.359	11.239	1.567
实物资产	8.179	2.999	7.199	3.597
货币资金	6.318	4.714	5.433	4.804
耕地	0.920	0.273	0.648	0.478
区县特征				
基础设施	2.365	0.708	2.393	0.723
家庭户均年收入	10.569	0.406	10.556	0.494
样本数	2 467		582	

表 3 社会网络影响农户生计多样化的实证结果

回归变量	模型 1(OLS)	模型 2(2SLS)	模型 3(OLS)	模型 4(2SLS)
社会网络	0.008*** (0.002)	0.024** (0.010)	0.014*** (0.003)	0.028*** (0.010)
社会网络×市场化水平			-0.008*** (0.003)	-0.008*** (0.003)
性别	0.022*** (0.008)	0.024*** (0.008)	0.018** (0.008)	0.020** (0.008)
年龄	0.007*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.005** (0.002)
年龄平方	-0.006*** (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.004* (0.002)
智力水平	0.007(0.005)	0.005(0.005)	0.008* (0.005)	0.005(0.005)
婚姻状况	0.025** (0.011)	0.012(0.013)	0.023** (0.011)	0.011(0.013)
健康水平	-0.001(0.008)	-0.002(0.009)	-0.003(0.008)	-0.004(0.008)
住房	-0.002(0.004)	-0.005(0.004)	-0.001(0.004)	-0.004(0.004)
实物资产	0.003** (0.001)	0.001(0.002)	0.003** (0.001)	0.002(0.002)
货币资产	0.000(0.001)	0.000(0.001)	0.001(0.001)	0.001(0.001)
耕地	0.124*** (0.016)	0.122*** (0.017)	0.115*** (0.016)	0.112*** (0.017)
基础设施	-0.001(0.010)	0.005(0.010)	-0.000(0.010)	0.005(0.010)
家庭户均年收入	0.006(0.018)	-0.001(0.018)	0.011(0.018)	0.005(0.018)
地理特征	控制			
样本数	3 049	3 029	3 049	3 029

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著, 括号内是经过区县层面调整的聚类标准误; 下同。

然而, 由于社会网络可能存在内生性问题, 故模型 1 估计结果可能是有偏的。引致内生性问题的原因可能包括以下两个方面: 一是互为因果, 即社会网络可能影响农户生计多样化行为, 而反过来有生计多样化行为倾向的农户也会更有动力发展自身的社会网络, 且农户在实施生计多样化的过程中自身的社交能力往往可得到不同程度的提高, 这对社会网络的扩大也具有明显促进作用。二是遗漏变量, 虽然亲友间的礼金支出是维系农村家庭社会联系的一种重要途径, 与社会网络高度相关, 然而支出数量也可能依赖于户主性格、能力以及家庭背景等一系列不可观测的因素, 这些不可观测变量同时也影响了农户的生计多样化水平。

为此, 模型 2 使用工具变量法来纠正可能存在的内生性问题。本文采用家庭所在区县内其他家庭的平均礼金支出作为社会网络的工具变量。从理论上说, 其他家庭的平均礼金支出与社会网络存在正相关关系, 且不受单个家庭层面生计多样化水平的影响, 从而满足有效工具变量相关性和外生性的选取要求。在两阶段最小二乘回归估计中, 一阶段估计的 F 统计量为 38.26, 工具变量 t 值为

10.65,说明区县内其他家庭的平均礼金支出在 1% 的显著性水平上不存在弱工具变量问题^①。

在模型 1 中,“家庭过去一年内的人情礼支出”对农户生计多样化指数具有正向影响且在 1% 水平上显著。在考虑可能存在的内生性问题后,模型 2 中社会网络的边际系数进一步扩大至原来的 3 倍且仍显著为正。这说明了社会网络通过信息共享渠道的增加、融资约束的缓解有助于农户生计多样化水平的提高,降低脆弱性。上述结果也与 Johny 等研究结论一致^[3],假说一得到验证。

观察其他解释变量的估计结果,性别、年龄、婚姻、实物资产、耕地均显著影响农户生计多样化水平,表现为年龄与生计多样化倒 U 型关系,男性、已婚、实物资产多、拥有耕地的农村家庭生计多样化水平更高,基本符合理论预期。

3. 市场化进程中社会网络对农户生计多样化的影响

与前文模型的不同之处在于笔者引入了市场化水平变量进行分析,主要考察社会网络与市场化水平的交互项(社会网络×市场化水平)的系数符号,以期发现市场化进程加快背景下社会网络作用效果的变化规律。观察发现,模型 3 中社会网络的估计系数在 1% 水平上显著为正而社会网络与市场化水平的交互项系数在 1% 水平上显著为负,说明以市场化水平为测度标准的正式制度的发展抑制了社会网络对农户生计多样化的积极影响。模型 4 在控制了社会网络可能存在的内生性问题后,社会网络与市场化水平的交互项系数进一步扩大且仍显著为负^②。这从侧面印证了在正式制度建设尚不完备时,社会网络作为一种非正式制度,会起到一定的弥补作用,有利于农村家庭充分实施生计多样化策略以抵御负向收入波动冲击、降低脆弱性进而实现生计安全,对贫困农户收入结构的优化配置具有积极影响。但随着市场化进程不断加快,正式制度日趋完善,社会网络的生计保障作用将会在市场化进程中逐步减弱,假说二得以验证。

此外,本文采用排除极端值的方法对回归结果进行稳健性检验。在筛除了样本中净收入在前 5% 和后 5% 的农村家庭后,社会网络对农户生计多样化的估计结果见表 4。与表 3 相比,各模型核心解释变量的系数方向及其显著性水平均未发生改变,这表明基准回归结果(表 3)是稳健的。

表 4 稳健性检验

回归变量	模型 1(OLS)	模型 2(2SLS)	模型 3(OLS)	模型 4(2SLS)
社会网络	0.007*** (0.002)	0.024** (0.010)	0.014*** (0.003)	0.028*** (0.009)
社会网络×市场化水平			-0.008*** (0.003)	-0.009*** (0.003)
地理特征			控制	
样本数	2 755	2 737	2 755	2 737

注:限于篇幅,其他控制变量不再报告。

四、结论与启示

本文采用中国家庭追踪调查(CFPS)2016 年农村地区样本数据,分析社会网络对农户生计多样化的影响,并讨论加入市场化因素后社会网络影响作用的变化规律。研究发现:

(1) 生计多样化作为家庭应对未来收入波动冲击的有效途径,在我国农村普遍存在。社会网络对农户生计多样化水平的提高具有显著的积极影响,该种影响在控制社会网络潜在的内生性问题后,进一步扩大且仍显著为正。

(2) 农村地区市场化水平的提高减弱了社会网络对农户生计多样化的正向影响,说明市场化进程下正式制度安排所带来的社会保障功效将会削弱以非正式渠道分散风险的社会网络的作用。

① 为进一步验证工具变量的有效性,本文首先对社会网络可能存在的内生性问题进行检验,DWH 检验结果在 10% 水平上拒绝了社会网络外生的原假设。这表明工具变量法的回归估计结果与基本的 OLS 模型回归估计结果存在显著差异。此外,本文还进行了弱工具变量检验,Cragg-Donald wald F 统计量为 135.455,拒绝工具变量是弱工具变量的原假设,进一步验证了工具变量的强相关性。

② 模型 3 中社会网络与市场化水平的交互项系数为 -0.007 8,模型 4 在考虑社会网络潜在的内生性问题进行两阶段最小二乘回归估计后,该系数扩大至 -0.008 3,且显著性水平未发生改变。

基于研究结论可以得到如下政策启示:(1)在信贷、保险等正规市场机制尚不完善,市场化水平还比较低的农村地区,尤其是经济发展水平较低的中西部农村,社会网络通过促进生计多样化有效分散了农户的收入波动风险,降低农户落入贫困陷阱的可能。因此,应该重视农村尤其是贫困农户和谐社会的培育,增加信息共享渠道、缓解信息不对称,发挥社会网络作为非正式社会制度的生计保障功能。(2)随着农村市场化进程的加快,社会网络对农户生计多样化的影响趋于弱化,农村家庭通过非正规机制分散风险,降低生计脆弱性将变得更加困难。为此,应继续推进农村金融体制改革,大力发展普惠金融,强化市场激励约束机制,提高对农户尤其是贫困农户的服务覆盖面和质量,以满足农村家庭平滑消费和规避风险的长期需求。

参 考 文 献

- [1] 叶敬忠,贺照志,许惠娇.生计框架视角的农政问题与农政变迁[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(1):8-15.
- [2] MARTIN S M, LORENZEN K. Livelihood diversification in rural Laos[J]. World development, 2016(83): 231-243.
- [3] JOHNY J, WICHMANN B, SWALLOW B M. Characterizing social networks and their effects on income diversification in rural Kerala, India[J]. World development, 2017(94): 375-392.
- [4] NIEHOF A. The significance of diversification for rural livelihood systems[J]. Food policy, 2004, 29(4): 321-338.
- [5] 王洒洒,杨雪燕,罗丞.价格上涨压力下农村留守妇女的生计策略:生计多样化[J].中国农村观察,2014(5):38-48.
- [6] 马志雄,张银银,丁士军.失地农户生计策略多样化研究[J].华南农业大学学报(社会科学版),2016,15(3):54-62.
- [7] 赵雪雁,李巍,杨培涛,等.生计资本对甘南高原农牧民生计活动的影响[J].中国人口·资源与环境,2011,21(4):111-118.
- [8] 李庆海,孙光林,何婧.社会网络对贫困地区农户信贷违约风险的影响:抑制还是激励? [J].中国农村观察,2018(5):45-66.
- [9] 李爽,陆铭,佐藤宏.权势的价值:党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同? [J].世界经济文汇,2008(6):23-39.
- [10] 陆铭,张爽,佐藤宏.市场化进程中社会资本还能够充当保险机制吗?——中国农村家庭灾后消费的经验研究[J].世界经济文汇,2010(1):16-38.
- [11] 周欣,孙健,王康.农民非农就业机会获得——基于社会网络的视角[J].经济体制改革,2016(3):95-100.
- [12] 胡金焱,张博.社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析[J].金融研究,2014(10):148-163.
- [13] 苏岚岚,彭艳玲,孔荣.社会网络对农户创业绩效的影响研究——基于创业资源可得性的中介效应分析[J].财贸研究,2017,28(9):27-38.
- [14] 伍艳.农户生计资本与生计策略的选择[J].华南农业大学学报(社会科学版),2015,14(2):57-66.
- [15] 吴本健,郭晶晶,马九杰.社会资本与农户风险的非正规分担机制:理论框架与经验证据[J].农业技术经济,2014(4):4-13.
- [16] GERTLER P, LEVINE D I, MORETTI E. Is social capital the capital of the poor? The role of family and community in helping insure living standards against health shocks[J]. CEsifo economic studies, 2006, 52(3): 455-499.
- [17] 周晔馨,叶静怡.社会资本在减轻农村贫困中的作用:文献述评与研究展望[J].南方经济,2014(7):35-57.
- [18] FAFCHAMPS M. Development and social capital[J]. Journal of development economics, 2006, 42(7): 1180-1198.
- [19] 边燕杰,张文宏.经济体制、社会网络与职业流动[J].中国社会科学,2001(2):77-89.
- [20] 童馨乐,褚保金,杨向阳.社会资本对农户借贷行为影响的实证研究——基于八省1003个农户的调查数据[J].金融研究,2011(12):177-191.
- [21] 王春超,冯大威.中国乡—城移民创业行为的决定机制——基于社会关系网的分析视角[J].经济学(季刊),2018,17(1):355-382.
- [22] 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,2011,46(11):116-129.
- [23] 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.
- [24] 李灿,侯云洁,张佰林,等.贫困山区农户生计分化特征及其治理方向——基于山东沂水县农村的实证调查[J].华中农业大学学报(社会科学版),2016(5):20-27.
- [25] 蔡立雄,何炼成.中国农村经济市场化指数——各地区的相对进程研究[J].经济学家,2008(2):18-25.
- [26] KHATUN D, ROY B C. Rural livelihood diversification in West Bengal: determinants and constraints[J]. Agricultural economics research review, 2012, 25(1): 141-153.
- [27] LOISON S A. Rural livelihood diversification in Sub-Saharan Africa: a literature review[J]. The journal of development studies, 2015, 51(9): 1125-1138.