

文章编号:2095-0365(2019)02-0015-09

正式网络加剧了农村居民收入不平等吗?

——基于福建省、安徽省320农户的调查

王翊嘉, 左孝凡, 黄森慰

(福建农林大学 可持续发展研究所,福建 福州 350002)

摘要:正式网络是社会网络的重要组成部分,其可能通过多种途径变现影响农村居民收入,而这种影响因收入群体不同可能产生差异造成收入不平等问题。基于福建省、安徽省两省320农户的实地调查,本文通过建立分位数回归模型(QR)和工具变量分的位数回归模型(IVQR)研究正式网络对农村居民收入不平等的影响。研究结果表明:(1)正式网络与农村居民收入之间存在内生性,说明采用工具变量模型是有必要的;(2)正式网络对农村居民收入具有显著正向影响,城镇化进程推动了农村居民收入提高;(3)正式网络没有加剧农村居民收入不平等,而是缓解了农村目前的收入差距。因此,提出了进一步推进城镇化进程、落实农村地区职业培训的政策扶持以及在政府补贴和丰富农村居民的正式网络,保证“精准扶贫”政策实施过程中的“精准识别”问题。

关键词:正式网络;收入不平等;农村居民;IVQR;福建省;安徽省

中图分类号:F328 **文献标识码:**A **DOI:**10.13319/j.cnki.sjztdxbskb.2019.02.03

一、引言

收入差距一直是阻碍我国经济社会发展的重要因素,收入不平等不利于社会和谐发展。根据国家统计局资料显示,2008—2015年我国基尼系数实现“七连降”,由2008年的0.491下降至2015年的0.462,虽然基尼系数在2016年较2015年而言提高了0.03,但是总体下降趋势没有改变。由此看来,我国在缓解收入不平等上已经取得了长足的进步,但按照联合国开发计划署等组织规定,基尼系数在0.4~0.59表示指数等级高,一般情况下,基尼系数通常把0.4作为收入分配差距的“警戒线”。就现阶段来看,收入不平等

依然是我国目前面临的重要经济、社会问题。首先,收入不平等对经济发展存在“U”型关系且两者之间存在最优值(基尼系数0.37~0.4),我国目前收入不平等程度已经对我国经济增长产生不利影响^[1],同时收入不平等也会带来社会问题,收入不平等会降低居民幸福感^[2],并且可能增加社会犯罪^[3-4],从而增加社会不安定因素,不利于社会和谐发展。我国在缩小收入差距,缓解收入不平等的道路依然任重道远。

目前对收入不平等研究已经较为成熟,现有研究已经发现诸多可能导致收入不平等的因素。有学者发现收入差距扩大的根本原因是贫困家庭受预算限制使得子女在教育阶段获得的人力

收稿日期:2019-01-04

基金项目:教育部人文社科研究项目“农林畜区域耦合距离与政策研究”(15YJCZH153);国家社会科学基金“公众参与农村环境治理机制研究”(17CSH035);福建省社科重大项目“国家(福建)生态文明实验区生猪退养户可持续生计研究”(FJ2017Z003)

作者简介:王翊嘉(1992—),女,硕士研究生,研究方向:农村环境管理。

本文信息:王翊嘉,左孝凡,黄森慰.正式网络加剧了农村居民收入不平等吗?——基于福建省、安徽省320农户的调查[J].石家庄铁道大学学报:社会科学版,2019,13(2):15-23.

资本存量较低^[5]。同时教育作为人力资本形成的重要因素,但教育对不同收入水平人群的效应并不相同^[6],故而可能由此对收入不平等产生影响。教育扩展与收入不平等之间同与经济增长之间的关系相似,也存在U型关系。在教育扩展初期会扩大收入不平等,教育扩展后期会缩小收入不平等^[7]。有学者在研究高等教育发展对收入不平等的影响时,发现高等教育发展会减少收入不平等^[8],这一观点同样证实了再教育扩展后期会开始减少收入不平等。除了教育以外,获取工作或就业机会是获取收入的重要方式。在户籍制度下的机会不均等是造成城乡居民收入差距的重要原因^[9],同时就业稳定对获取工资收入差距具有重要影响,且在不同收入群体中影响不同,就业稳定性对低收入群体影响更大^[10],可见工作和就业机会对家庭收入和收入差距均具有重要影响。经济社会发展对收入及收入不平等也具有重要影响。经济发展中的金融发展对收入不平等呈现“先缓解后加剧”的趋势^[11],多位学者在研究城镇化进程中城乡收入差距问题时均发现城镇化会因为时间序列^[12]、空间差异^[13]对居民收入差距产生不同影响。故经济发展对收入不平等的影响不能一概而论之。社会资本是社会学家首先提出并运用的概念,是指个体或团体之间的关联——社会网络、互惠性规范和由此产生的信任。而社会网络中又区分正式网络和非正式网络。本文选取的正式网络就是社会资本中的重要部分。正式网络亦可称之为正式沟通网络,是指组织内进行正式沟通形成的信息传递渠道,在组织内发挥着主渠道作用^[14]。在农村社会生活中,正式网络与非正式网络共同组成农村居民的社会网络,是其社会资本的重要体现。不同社会资本对收入和收入不平等可能具有不同的影响,如新型社会资本和工具性社会资本在不同地区对收入和收入不平等影响不同^[15],这样的结论在农村地区也得到验证,即传统的地域型社会资本会明显影响到农户收入差距,而脱域型社会资本有利于农户收入的增加^[16],这一观点也得到了多数学者的认同,如社会资本可以有效缓解农村居民贫困^[17-18]、贫困地区的社会资本对其收入具有正向作用^[19]。那么社会资本对收入不平等或收入差距的影响究竟如何,可见学界还没有相对一致的意见,值得肯定的是社会资本对居民收入具有显著正向影响得到学界共识。就收入差距而言,多数学者也认为社会

资本在一定程度扩大了贫富差距^[20-21]。

通过现有文献的梳理,可以发现对于收入差距的研究多数未区分城乡差异或关注到城市样本群体,对农村低收入群体的收入差距研究较少,并多采用基尼系数作为收入差距或收入不平等的代理变量。同时,现有研究对社会资本的界定以及代理变量的设置很少从其定义出发,即社会网络、互惠性规范和信任的角度。基于此本文可能的贡献是:第一,将社会资本中的社会网络进一步细分,基于社会网络的定义研究其中社会网络中正式网络对贫困差距的影响;第二,区别于大部分文献采用基尼系数或分位数比对收入不平等进行研究,本文关注到了处于收入底层的农村居民之间的收入不平等问题,对研究对象进一步细分,即在低收入群体的农村居民中仍然存在收入不平等现象;第三,不同于其他学者采用现有综合调查数据,本研究的数据基础来源于2018年最新的田野调查,数据具有较好的时效性。基于此,本研究尝试回答:正式网络对农村居民收入产生怎样的影响,对不同收入水平的群体的影响是否具有显著差异,以及是否可以通过丰富居民正式网络拓宽农村扶贫的路径?

二、理论分析及假设

(一)理论分析

正式网络是社会资本的重要组成部分,它可以通过多种方式变现进而影响到居民的收入。社会资本较强的群体在“上学”和“看病”方面更容易获得帮助,从而获得更好的教育和医疗资源^[17],而正式网络作为社会资本的重要组成部分,正式网络较强的群体更加有机会通过与政府等主管部门的“人情关系”获得超过常人的教育和健康条件。健康和作为人力资本的重要方面,提高人力资本存量对农村居民收入的提高具有重要影响,对农户收入增长具有正向影响^[21],所以社会网络可以通过对农户家庭教育、健康等方面的影响进一步影响农户家庭收入,形成“社会网络—人力资本—家庭收入”影响路径,但这一影响在不同收入群体间可能存在差异。同时社会网络对获取工作和就业的机会也具有一定影响,工作和就业是获取收入的最主要方式^[23],社会资本较强的群体可以凭借人情与信任获得充分的市场信息,有效解决信息不对称带来的交易成本问题,

可以较高效率的优先获得工作岗位,获得收入较高的工作机会^[24]。而这些都会带来农村居民在收入上的分化,进而演变为收入差距或收入不平等。我国在农村扶贫政策实施过程中产业扶贫、兴建基础设施等方式,均是通过提供就业机会提高农村低收入居民的家庭收入,这不仅是我国“精准扶贫”战略实施中的要求,也是进一步缓解城乡收入差距的必然举措。

所以,通过上述分析可以得出社会网络越丰富,其提高人力资本存量的可能性越大,获得高收入工作和就业的机会越多。而不同居民社会网络的差异会通过人力资本存量、工作就业机会等进一步对居民收入产生影响,从而产生收入差距。

(二)研究假设

基于现有文献和理论分析,本文提出以下待检验研究假设:

假设 H1:正式网络对农村居民收入具有正向影响。正式网络越发达越有利于农村居民家庭收入的提高,其通过人力资本中的教育、健康和获取工作就业机会等多种途径变现提高农村居民家庭收入。

假设 H2:正式网络会加剧农村居民收入不平等。对不同收入水平的群体而言,正式网络对农村居民家庭收入的影响存在差异,正式网络会

对收入水平较高的群体产生较大程度的影响,而对收入水平较低的群体影响程度较小。

三、数据与方法

(一)数据来源

本文研究数据主要来源于2018年4月~6月课题组前往农村地区的田野调查,调查问卷均由硕士研究生采用深度访谈的形式填写完成,因此数据的时效性和有效性方面得到了保证。表1报告了样本来源地区分布,调查地区选取了华东地区福建省和安徽省,福建省选取了福州、龙岩、南平、宁德、三明等5个地市,安徽省选取了合肥市、阜阳市等2个地市,根据经济发展状况和区位优势,选取了11个县级行政区域,每个县随机抽取1~4个乡镇,每个乡镇随机抽取2个行政村,每个村庄随机抽取6~12个农户。调查主要内容包括了农村居民家庭的基本情况、社会资本和认知情况等。在剔除无效问卷以及数据缺失等情况外,保留320份有效问卷。就省域层面而言,福建省调查样本占总样本数的79.37%,安徽省调查样本仅占20.63%;就地市层面而言,地市之间分布较为均匀,其中三明市调查样本数为70份,占总样本数的21.88%。就乡村层面而言,每个地市调查了3~5个乡镇,共调查了27个乡镇。

表1 样本来源地区分布

省份	城市	样本数	占比/%	乡镇
福建省	福州市	34	10.63	梅溪镇、池园镇、上莲乡、坂东镇(4)
	龙岩市	58	18.13	龙门镇、小池镇、下洋镇、湖坑镇(4)
	南平市	52	16.25	西芹镇、塔前镇、星村镇、洋庄乡(4)
	宁德市	40	12.50	水口镇、鹤塘镇、大桥镇、黄田镇(4)
	三明市	70	21.88	凤岗街道、青州镇、夏茂镇、富口镇、高砂镇(5)
安徽省	合肥市	34	10.63	岗集镇、长临河镇、桥头集镇(3)
	阜阳市	32	10.00	地城镇、王家坝镇、光武镇(3)
总样本		320	100.00	共计27个乡镇

(二)变量选取及描述统计

表2报告了选取的变量、变量释义和变量基本描述统计。本文选取家庭收入作为被解释变量,表示家庭成员一年内的总收入,单位为万元,从描述统计值可以发现,农村居民收入的均值在6.24万元,结合家庭规模的平均值为4.99,可以发现调查村落的农村家庭已经基本脱贫,但收入差距仍较大。正式网络是组织内的主要沟通方

式,其在农村社会生活中主要表现在于村落的主要治理主体村委会、正式网络采用问卷中关于正式网络的问题得分加总,包括“每逢村干部选举的时候,我都会积极参加”、“经常与村干部和政府有关的人员接触”、“我参加过党派、宗教活动、志愿者团体、互助协会等等”等3个问题,每个问题均采用5分量表进行测量,数值越大表示积极回答,将3个问题的回答得分加总获得被解释变量正式网络的数值。

表 2 变量释义及描述统计

变量类型	标量	标量释义	观测值	平均值	标准误	极小值	极大值
被解释变量	家庭年收入	家庭总收入,单位:万元	320	6.24	5.56	0	30
解释变量	正式网络	问卷回答得分加总,数值越大表示网络越强	320	9.74	3.13	3	15
	非正式网络	问卷回答得分加总,数值越大表示网络越强	320	11.15	2.42	3	15
控制变量的 个体层面	年龄	受访者的年龄,单位:岁	320	55.53	13.19	19	83
	性别	受访者的性别(1=男性,2=女性)	320	1.47	0.50	1	2
	教育	受访者的受教育年限,单位:年	320	6.26	3.79	0	16
	健康程度	受访者的健康程度,数值越大表示越健康	320	3.65	1.00	1	5
控制变量的 家庭层面	家庭规模	受访者家庭的总人数	320	4.99	2.20	1	17
	婚姻	受访者是否结婚(1=是,2=否)	320	1.95	0.21	1	2
控制变量的 村级层面	城镇化率	调查村所在县的城镇化率,由统计年鉴获取	320	50.18	12.13	31.50	71.10
	城镇距离	调查村距离所在镇的距离,单位:km	320	6.26	5.68	0.00	30.40
控制变量的	村干部	受访者是否为村干部(1=是,2=否)	320	1.91	0.28	1	2
工具变量	信任评分	问卷回答得分加总,数值越大表示评分越强	320	17.89	4.27	6	38

注:地区控制变量描述统计无实际意义,在此不作展示。

控制变量的选取分别从个体、家庭、村级等 3 个层面选取了 9 个变量对模型加以控制。具体来看,个体层面控制变量选取了与正式网络相对应的非正式网络,其测算方法与正式网络相同,分别采用了“邻里之间经常打牌、聊天、聚会”、“亲戚之间经常聚会、见面”、“我经常参加村里举办祭祀、文娱活动”等 3 个问题的回答得分进行加总获得变量数值。个体层面变量还包括年龄、性别,以及代表人力资本的教育程度和健康状况。家庭层面选取了家庭规模和婚姻状况。村级层面,选取了村落所在县级行政单位的城镇化率,该数值来源于各级统计年鉴、政府公报等官方统计口径,以及村落距离所在乡镇的距离,选取村级层面的变量主要对村落之间的社会、经济发展水平差异进行控制。除了这三个层面的控制变量,本文还对地市级的地区进行了控制,由于二分类变量在统计上无实际意义,故表格中未作展示。同时本文还选取了是否为村干部和信任评分作为正式网络的工具变量,信任和正式网络同为社会资本的重要组成部分,本文选取信任评分主要包括了熟人信任和制度信任,变量数值来源于熟人信任中的“家庭做出重大经济决策时,由我自己决定”、“亲戚之间为做生意借钱很容易”、“当我不在家时,可以请邻居代为保管钥匙”和制度信任中的“向村委会寻求帮助时,基本上可以解决困难”、“我相信政府是为人民服务的”、“媒体上报道的消息都是真的”等 6 个问题的得分加总,评分形式同正式网络,采用 5 分量表,数值越大表示积极回答。

图 1 报告了样本收入区间分布情况,从整体分布可以发现样本多数集中在(0—5]收入区间内,说明目前农村地区家庭收入普遍处于低收入状况。但是值得肯定的是随着我国扶贫事业的不断发展,农村居民家庭收入也取得了很大改观,随机抽取的 320 份样本当中家庭年收入高于 5 万元达 140 户,总样本均值达到 6.24 万元,平均每人每年收入 1.25 万元。随着“精准扶贫”、“乡村振兴”战略的不断推进,农村居民收入较以往有大幅度提升,基本实现脱贫。但图表也反映农村地区的收入不平等,低收入群体和高收入群体之间的收入差距较为明显。

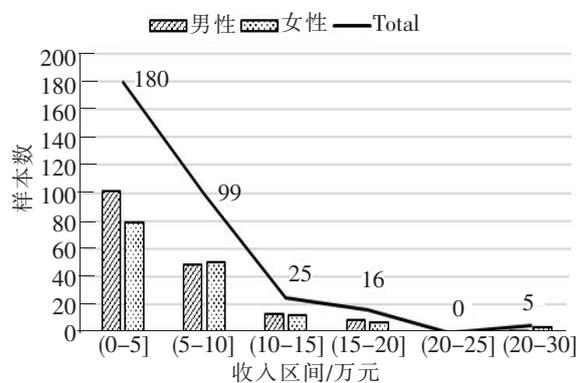


图 1 样本收入区间分布情况

(三) 计量策略

本文将使用多元线性回归模型与分位数回归模型(Quantile Regression),两模型之间的相同

点是均采用最小二乘法(OLS)对参数进行估计。区别于多元线性回归,分位数回归是 Koenker and Bassett 于 1978 年提出的概念,其使用残差绝对值的加权平均作为最小化的目标函数,故较一般的多元线性回归而言,不易受极端值影响,较为稳健,用于测算不同收入群体带来的模型估计差异较为合适。同时本文选取被解释变量为家庭收入,为连续性变量,采用最小二乘法估计较为合理。其数理演算过程在此不作赘述。模型的运算将借助 Stata13.0 统计分析软件辅助完成。公式(1)表示了本文多元线性回归模型和分位数回归模型方程的一般形式。

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p + \eta \quad (1)$$

式中, y 表示被调查者家庭收入; X_1, X_2, \dots, X_p 分别表示核心解释变量、三个层面的控制变量和地区控制变量,统称为解释变量。 $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ 为待估计参数, η 为随机误差项。

基于此,本文通过最小二乘法估计(OLS)建立多元线性模型验证正式网络对收入具有影响,进而使用分位数回归模型(QR)分析正式网络对不同收入群体影响的差异性,从而验证正式网络是加剧了农村居民收入不平等,还是缓解了农村居民收入不平等的问题。考虑到正式网络与农村居民收入之间可能存在的内生性,即无法解释是正式网络对农村居民收入产生的影响,还是收入对农村居民正式网络产生影响,故本文通过二阶段最小二乘法(2SLS)建立工具变量模型和工具变量的分位数回归模型(IVQR),进一步检验在考虑正式网络与农村居民收入内生性的情况下,正式网络对农村居民收入不平等的影响。

(四)结果分析

表 3 报告了多元线性回归模型及分位数回归模型运行结果。模型 1 是基于最小二乘法对解释变量的系数进行估计。正式网络在 1% 的显著性水平下通过检验,说明正式网络对农村家庭的收入具有正向影响,正式网络数值每增加 1 个单位,农村居民家庭收入可以增长 0.235 万元。通过正式网络数值的获取来源可以发现,较高频率的参与村干部选举活动、经常与村干部和政府有关人员接触以及参加过一些社会组织会有效提高农村居民家庭收入,正式网络会在农村居民生活中通过多种方式得以变现提高家庭收入。但社会资本中的重要组成部分正式网络对农村居民不同收入

群体收入的影响具有差异,正式网络对低收入群体、中等收入群体和高收入群体的影响差异,将会导致收入差距和收入不平等的产生,故采用分位数回归模型就是对这一命题的检验。

模型 2、模型 3、模型 4 为分位数回归模型,分别表示 10%、50% 和 90% 上的分位数回归结果。从结果上可以发现,随着收入的不断增加,正式网络对农村居民家庭收入产生影响的概率逐步下降,正式网络仅在 10% 分位数水平下,对农村居民家庭收入产生显著影响,而在 50% 和 90% 分位数水平下,正式网络对农户家庭收入均不产生显著影响。说明正式网络对收入处于低水平的农户家庭可以产生显著促进家庭收入的作用,农村居民积极参加选举或与村委会、政府经常沟通,有利于村委会、政府对农村居民家庭情况的了解,将政策落实时更加符合实际情况,有利于政府补贴、贫困补贴能够精准到户,实现对“贫困户”、“低收入家庭”的精准识别。

正式网络与家庭收入之间存在内生性问题。社会资本或社会网络和收入之间的内生性问题被多数学者关注到,并提出了工具变量的选择和检验^[25]。但是也有学者在通过实证研究发现了进城务工人员群体的社会资本对于其工资水平而言可能是外生变量^[26]。可见,就目前而言社会资本的的内生性问题学界意见并不统一,但主流观点认为社会资本或社会网络和居民收入或工资水平之间存在内生性关系。所以,本文在研究社会网络中的正式网络对收入的影响时对两者之间存在内生性进行检验,故基于最小二乘法建立工具变量模型以及工具变量的分位数回归模型,解决由于可能存在的内生性带来的估计偏差。

工具变量的分位数回归模型(IVQR),同工具变量模型(IV)相同,本质还是二阶段最小二乘法的运用,即采用工具变量将解释变量中的内生成分剔除,保证解释变量与被解释变量的外生性。

表 4 报告了二阶段最小二乘法第一阶段的运行结果。本文选取“是否为村干部”、“信任得分”作为正式网络的工具变量。对于农村社会生活而言,村干部获取到的信息更加丰富,其正式网络可能更加发达,村干部可以通过其身份特征拓宽其正式网络。而同为社会资本的信任模块在中国“人情社会”的语境下,信任可能发挥强化正式网络的作用。从结果中可以发现村干部、信任评分均对正式网络有显著影响,其中是否是村干部

(1=是,2=否)对正式网络为负向影响,说明有村干部身份的农村居民正式网络更加发达,信任评分越高的农村居民,对其正式网络也有显著积极影响。从 r_2 数值来看,其数值达到 0.378 说明该

模型拟合度较好,其中 $P-r_2$ 表示排除工具变量以后的拟合度为 0.174。结合 r_2 和 $P-r_2$ 数值可以说明工具变量对模型的影响具有较好的解释力。

表 3 多元线性回归模型(OLS)及分位数回归模型(QR)结果

变量类型	变量名称	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
		OLS	QR_10	QR_50	QR_90
解释变量	正式网络	0.235** (0.104)	0.122* (0.063)	0.050 (0.091)	0.404 (0.310)
	非正式网络	-0.127 (0.128)	-0.067 (0.085)	0.041 (0.126)	-0.236 (0.421)
控制变量:个体层面	年龄	-0.116*** (0.027)	-0.051*** (0.016)	-0.110*** (0.028)	-0.133** (0.060)
	性别	0.914 (0.605)	0.694* (0.354)	0.591 (0.514)	1.631 (1.897)
	教育	0.034 (0.085)	-0.019 (0.060)	-0.062 (0.087)	0.190 (0.203)
	健康程度	0.520 (0.323)	0.350 (0.239)	0.132 (0.377)	1.038 (0.728)
	家庭规模	0.400*** (0.135)	0.061 (0.097)	0.553*** (0.146)	0.454 (0.367)
控制变量:家庭层面	婚姻	1.572 (1.455)	1.172 (1.647)	-0.522 (1.277)	2.288 (2.509)
	城镇化率	-0.024 (0.046)	-0.023 (0.026)	-0.021 (0.033)	-0.058 (0.127)
控制变量:村级层面	城镇距离	-0.071 (0.054)	0.059 (0.043)	-0.044 (0.042)	-0.097 (0.104)
	地区控制	是	是	是	是
	N	320	320	320	320
	r_2	0.218	0.128	0.138	0.214

表 4 二阶段最小二乘法第一阶段模型运行结果

变量	被解释变量:正式网络			
	系数值	标准误	t 检验值	p 值
村干部	-1.956***	0.535	-3.66	0.00
信任评分	0.233***	0.037	6.22	0.00
非正式网络	0.249***	0.065	3.8	0.00
年龄	0.014	0.014	1	0.32
性别	-0.332	0.312	-1.06	0.29
教育	0.055	0.044	1.27	0.21
健康程度	0.208	0.166	1.26	0.21
家庭规模	-0.029	0.069	-0.42	0.68
婚姻	0.297	0.738	0.4	0.69
城镇化率	0.022	0.024	0.92	0.36
城镇距离	0.024	0.028	0.88	0.38
_cons	4.657	2.576	1.81	0.07
地区控制	是			
N	307			
r_2	0.378			
$P-r_2$	0.174			

表 5 展示了 IV 模型和 IVQR 模型第二阶段的运行结果。模型 1 中选取两个变量作为正式网络的工具变量为过度识别,不存在识别不足的问题。模型的 Wald 检验数值为 33.06,大于弱工具变量 10%水平的临界值 19.93,常规认为只要 Wald 检验数值大于 Stock-Yogo weak ID test critical value 的 10%水平^[27]或 15%水平^[28]下的数值就可以,故可以认为本文选取变量不存在弱工具变量问题。通过 Hansen J 检验值可以发现,其数值为 1.343,P 值为 0.246,说明拒绝工具变量与原方程随机误差项无关的原假设,即选取的工具变量与原模型中随机误差项具有相关。故通过统计检验选取“是否为村干部”、“信任得分”作为正式网络的工具变量较为合理。

模型 5~模型 8 的结果较未引入工具变量的模型 1~模型 4,正式网络的显著性未发生较大变化。就多元线性回归模型而言,其显著性水平由

5%下降到 10%，并且控制变量中性别和距离城镇距离均在 10%的显著性水平通过统计检验。农村女性居民在家庭和社会管理中扮演越来越重要的角色^[29]，从性别变量角度来看，农村家庭女性对家庭收入产生越来越重要的贡献力量，在 10%的显著性水平下，如果增加一位女性则收入会增加 0.131 万元。同时被访问者所在村落距离城镇的距离对家庭收入产生负向影响，距离城镇越远，家庭低收入的可能性越大。村落距离城镇的距离直接关系到村落的社会、经济发展，社会经济发展越发达，农村居民增收的概率就会大幅度

提高。IVQR 模型是在 QR 模型的基础上引入工具变量建立的，从模型 6 的结果来看，正式网络显著性水平有所上升，且非正式网络对家庭收入也产生显著影响，但非正式网络对于低收入水平家庭是负向影响，亲友之间的交往，如礼金支出可能给低收入家庭带来经济负担^[30]。就 IVQR 模型整体而言，依然支持 QR 模型中模型 2~模型 4 得出的结论，即正式网络对低收入群体具有显著促进其家庭收入的作用，说明正式网络有利于缓解农村居民的收入不平等，起到了调节农村居民家庭收入，缩小农村居民家庭收入差距的作用。

表 5 工具变量模型(IV)及工具变量分位数回归模型(IVQR)第二阶段运行结果

变量类型	变量名称	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
		2SLS	IVQR_10	IVQR_50	IVQR_90
解释变量	正式网络	0.687* (0.371)	0.343** (0.144)	0.351 (0.313)	1.400 (1.037)
	非正式网络	-0.321 (0.204)	-0.144* (0.085)	-0.031 (0.174)	-0.207 (0.465)
控制变量:个体层面	年龄	-0.132*** (0.026)	-0.070*** (0.017)	-0.118*** (0.032)	-0.116* (0.062)
	性别	1.131* (0.679)	0.746* (0.386)	0.727 (0.602)	1.738 (2.108)
	教育	-0.020 (0.087)	-0.031 (0.064)	-0.142 (0.101)	0.148 (0.208)
	健康程度	0.411 (0.342)	0.294 (0.228)	0.163 (0.355)	0.754 (0.750)
控制变量:家庭层面	家庭规模	0.401*** (0.135)	0.100 (0.102)	0.437*** (0.162)	0.421 (0.378)
	婚姻	1.482 (1.117)	1.557 (1.428)	-0.552 (1.444)	3.414 (2.703)
控制变量:村级层面	城镇化率	-0.037 (0.040)	-0.000 (0.026)	-0.037 (0.037)	-0.144 (0.125)
	城镇距离	-0.074* (0.045)	0.026 (0.041)	-0.039 (0.044)	-0.085 (0.099)
	地区控制	是	是	是	是
	N	307	307	307	307
	r ₂	0.218	0.141	0.144	0.219

结合模型 1 和模型 5 可以检验假设 H1，即正式网络确实对农村居民收入具有正向影响。而模型 2~模型 4 和模型 6~模型 8 没有支持假设 H2，即正式网络会加剧农村居民收入不平等。基于 QR 模型和 IVQR 模型结果，正式网络对低收入群体具有显著正向影响，而对中等收入和高收入群体没有显著影响，换言之正式网络对低收入群体的影响要强于高收入群体的影响。基于此，正式网络不仅没有加剧农村居民收入不平等而是缓解了收入不平等。

四、结论及政策含义

本文基于 2018 年对福建省、安徽省 320 农户的调查数据，并考虑到解释变量和被解释变量之间的内生性问题。首先，通过建立 OLS 模型和 2SLS 模型检验正式网络对农村居民家庭收入的影响，并进一步借助 QR 模型和 IVQR 模型检验农村居民正式网络对其收入不平等影响，最终通过各个模型结果相互验证得出以下结论：

第一，正式网络与居民收入之间存在内生性。

这一结论与多数学者所持观点一致,即社会资本与居民收入之间存在内生性,本文通过正式网络和农村居民收入的关系进行理论分析和统计检验,验证了两者之间所存在的内生关系。通过引入正式网络的工具变量可以发现,正式网络的显著性水平发生变化,其他控制变量包括性别、距城镇距离等均发生一定变化,说明引入工具变量对参数的估计更加可靠,故使用工具变量模型、工具变量的分位数回归模型是有必要的。

第二,正式网络对居民收入具有显著正向影响。通过样本数据建立模型的检验发现正式网络对农村居民家庭收入具有显著的正向影响,在考虑到正式网络和收入之间的内生性问题并引入工具变量后,正式网络对农村居民家庭收入依然呈显著正向影响,进一步检验了正式网络对农村居民家庭收入影响结果的稳健性。

第三,正式网络没有加剧农村居民收入不平等,而缓解了农村居民收入差距。本文所得结论与现有多数文献认为社会资本加剧了居民收入不平等不同。通过QR和IVQR模型结果可以明显发现,正式网络对10%分位数回归模型中农村居民收入呈显著正向影响,但是在50%和90%分位数水平下未通过统计检验,同时再考虑变量之间的内生关系后,通过IVQR模型进一步反映了QR模型中10%分位数回归结果的稳健性。可见,正式网络对农村居民中处于低收入群体具有显著正向作用,这有效缓解了农村地区居民的

收入不平等。这样的结果可能是因为地域差异、时间节点以及采用正式网络作为代理变量等因素导致,从一定程度上为福建、安徽等地区农村地区找到了缓解收入差距的另一条途径,即可以丰富农村地区居民的正式网络来缓解农村地区的收入不平等。

不断缩短居民收入差距、缓解收入不平等,最终实现共同富裕是社会主义事业的伟大目标,“三农问题”是我国经济社会发展的不可忽视的重要组成部分。本文关注到了社会资本中重要的代理变量正式网络是如何影响农村地区居民收入不平等这一问题。首先,要整体推进农村经济发展,进一步推进城镇化进程,实现调整农村经济结构和资源的优化配置,促进农村消费,提高农村经济活力,同时加大产业支持,为农村居民提供大量的就业机会,提高农村居民收入。其次,要加大向农村地区尤其是贫困农村地区职业培训的政策扶持,针对农村居民文化水平较低、无职业技能以及再就业困难等现状,积极开展职业技术培训,提高农村居民获得就业机会的能力。最后,在政府补助发放过程中以及国家“精准扶贫”政策落实过程中,可以通过丰富农村居民的正式网络得以实现,村委会、各级政府可以通过与农村居民的充分沟通与交流,进一步对农户家庭实际情况获得充分了解,保证了政府补贴资金能够“精准”发放到实际情况符合条件的农户家庭。

参考文献:

- [1]刘生龙. 收入不平等对经济增长的倒U型影响:理论和实证[J]. 财经研究, 2009, 35(2): 4-15.
- [2]黄嘉文. 收入不平等对中国居民幸福感的影响及其机制研究[J]. 社会, 2016, 36(2): 123-145.
- [3]鲁元平, 王韬. 收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据[J]. 经济学, 2011, 10(4): 1437-1458.
- [4]Enamorado T, López-Calva L F, Rodríguez-Castelán C, et al. Income inequality and violent crime: Evidence from Mexico's drug war [J]. Social Science Electronic Publishing, 2016, 120: 128-143.
- [5]杨娟, 赖德胜, 邱牧远. 如何通过教育缓解收入不平等? [J]. 经济研究, 2015, 50(9): 86-99.
- [6]白雪梅, 李莹. 教育对中国居民收入的影响分析——基于分位数回归和收入分布的考察[J]. 财经问题研究, 2014(4): 11-18.
- [7]赖德胜. 教育扩展与收入不平等[J]. 经济研究, 1997(10): 46-53.
- [8]卜振兴. 高等教育发展对收入不平等的影响——基于分位数回归模型的研究[J]. 北京交通大学学报: 社会科学版, 2016, 15(1): 138-144.
- [9]陈维涛, 彭小敏. 户籍制度、就业机会与中国城乡居民收入差距[J]. 经济经纬, 2012(2): 100-104.
- [10]罗楚亮. 就业稳定性与工资收入差距研究[J]. 中国人口科学, 2008(4): 11-21, 95.
- [11]Park D, Shin K. Economic growth, financial development and income inequality[J]. Social Science Electronic Publishing, 2017, 53(1).
- [12]吴先华. 城镇化、市民化与城乡收入差距关系的实证研究——基于山东省时间序列数据及面板数据的实

- 证分析[J]. 地理科学, 2011, 31(1): 68-73.
- [13] 余菊, 刘新. 城市化、社会保障支出与城乡收入差距——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 经济地理, 2014, 34(3): 79-84, 120.
- [14] 乐国安. 社会心理学[M]. 2版. 北京: 中国人民大学出版社, 2013.
- [15] 武岩, 胡必亮. 社会资本与中国农民工收入差距[J]. 中国人口科学, 2014(6): 50-61, 127.
- [16] 谢家智, 王文涛. 社会结构变迁、社会资本转换与农户收入差距[J]. 中国软科学, 2016(10): 20-36.
- [17] 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, 34(9): 75-92.
- [18] 谢沁怡. 人力资本与社会资本: 谁更能缓解贫困? [J]. 上海经济研究, 2017(5): 51-60.
- [19] 刘俊文, 陈宝峰. 贫困地区农户社会资本及其对收入的影响——基于大小凉山彝族村落的证据[J]. 国家行政学院学报, 2015(3): 97-102.
- [20] 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.
- [21] 刘倩, 孙开斯, 胡必亮. 社会资本对收入水平及差异的影响是扩大还是减少——来自12省份城市居民的样本[J]. 经济理论与经济管理, 2017(7): 5-16.
- [22] 程名望, 盖庆恩, Jin Yanhong, 等. 人力资本积累与农户收入增长[J]. 经济研究, 2016, 51(1): 168-181, 192.
- [23] 王洪亮, 刘志彪, 孙文华, 等. 中国居民获取收入的机会是否公平: 基于收入流动性的微观计量[J]. 世界经济, 2012, 35(1): 114-143.
- [24] Lin N. Social capital: A theory of social structure and action [M]. New York: Cambridge University Press, 2001.
- [25] 王春超, 何意奎. 社会资本与农民工群体的收入分化[J]. 经济社会体制比较, 2014(4): 26-45.
- [26] 叶静怡, 武玲蔚. 社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量与因果识别[J]. 经济学, 2014, 13(4): 1303-1322.
- [27] 李小平, 卢现祥, 陶小琴. 环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J]. 世界经济, 2012(4): 62-78.
- [28] 尹志超, 甘犁. 香烟、美酒和收入[J]. 经济研究, 2010(10): 90-100.
- [29] 杜焱强, 刘平养, 包存宽. 新时期农村公共池塘资源治理的集体行动分析[J]. 中国行政管理, 2018(3): 133-137.
- [30] 邹宇春, 茅倬彦. 人情支出是家庭负担吗——中国城镇居民的人情支出变化趋势与负担假说[J]. 华中科技大学学报: 社会科学版, 2018, 32(3): 46-54.
- [31] 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.

Does the Formal Network Exacerbate Income Inequality Among Rural Residents?

——Based on the Survey of 320 Farmers in Fujian and Anhui Provinces

Wang Yijia, Zuo Xiaofan, Huang Senwei

(Institute of Sustainable Development, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China)

Abstract: The formal network is an important part of social network. It may affect the income of rural residents through various ways, and this effect may cause income inequality due to the difference in income groups. Based on the field survey of 320 farmers in Fujian and Anhui provinces, this paper studies the impact of formal networks on rural residents' income inequality by establishing a quantile regression model (QR) and instrumental variable quantile regression model (IVQR). The results show that: (1) there is endogeneity between the formal network and the income of rural residents, indicating that it is necessary to adopt the instrumental variable model; (2) the formal network has a significant positive impact on the income of rural residents, and the urbanization process promotes the increase of rural residents' income; (3) The official network does not exacerbate income inequality among rural residents, but alleviate the current income gap in rural areas. Therefore, it puts forward the policy of further promoting the urbanization process, implementing the vocational training in rural areas, and establishing the official network of government subsidies and enriching rural residents, to ensure the "precise identification" in the implementation of the "precise poverty alleviation" policy.

Key words: formal network; income inequality; rural residents; IVQR; Fujian Province; Anhui Province