

社会资本、农村劳动力流动与农户家庭多维贫困

车四方,谢家智,姚 领

(西南大学 经济管理学院,重庆市 400715)

摘 要:基于 Alkire & Foster(A-F)多维贫困理论框架,利用中国家庭追踪调查数据(CFPS),测度我国农户多维贫困水平;同时,将社会资本与农村劳动力流动置于同一框架下,构建影响我国农户家庭多维贫困的作用机理,运用分位数回归法实证检验二者对农户多维贫困的影响。研究结论表明:社会资本和农村劳动力流动均能显著缓解农户多维贫困,而且农村劳动力流动可以显著强化社会资本对农户多维贫困的缓解作用。因此,为实现农户家庭多维度脱贫,应重视社会资本的建立与运用,加强对农村劳动力流动的有序引导。

关键词:多维贫困;社会资本;农村劳动力流动;神经网络

中图分类号:F32 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2019)02-0061-13

一、引言

多维贫困已逐渐成为理论界和实务界关注的焦点。伴随着经济的高速发展,我国已经全面进入新时代,收入不再是衡量农户贫困的唯一标准。事实上,贫困本身是一个复杂的社会现象^[1],具有多维性和社会性等特征。因此,引致农户贫困的诱因不但包括自然因素、经济因素,还包括政治因素和社会因素。而在影响贫困发展的众多因素中,社会资本是继物质资本、人力资本后受到关注最大的因素之一。Granovetter^[2]曾明确指出,任何个体的经济行为总是嵌入其生活的社会网络之中,也必然会受到诸如社会关系、规范、信任等社会资本潜移默化的影响。社会资本作为一种“穷人的资本”对农户缓解贫困起着重要的作用^[3]。

实际上,中国农村是一个以亲缘、血缘和地缘构成的典型关系网络社会。对于受经济和体制限制的农村居民而言,社会资本不再仅仅是维持社会运转与利益协调的一种非正式契约,而且更为重要的是日益成为信息分享与资源配置的一种替代机制。尤其在信息相对闭塞、流动性较弱的贫困地区,利用社会资本将各种资源进行有效配置以实现其福利改善显得尤为重要。大量文献研究表明,社会资本在减少贫困^[3-4],增加贫困人群收入^[5],缓解农村家庭脆弱性^[6],改善收入分布、缩小收入差距^[7],抵御冲击、平滑消费^[8]等方面均起到重要作用。然而,也有学者对社会资本是“穷人的资本”这一命题提出质疑,典型的代表是 Gertler 等^[8]通过对印度尼西亚家庭数据分析发现,社会资本对遭受意外冲击的家庭并不能起到平滑消费的作用。此外,周晔馨^[9]从资本欠缺、资本回报率的视角也证伪了“社会资本是穷人的资本”这个假说。但是,以上研究几乎都是对社会资本与人们收入

收稿日期:2018-05-10

作者简介:车四方,西南大学经济管理学院,博士研究生。

基金项目:重庆市人文社会科学重点研究基地项目“乡村振兴战略背景下的农户家庭行为与诱致性制度变迁”(18SKB021),项目负责人:谢家智。

贫困的关系进行探讨,而鲜少涉及社会资本与农户多维贫困的研究。因此,本文拟构建社会资本影响农户多维贫困的作用机理,进一步实证研究社会资本能否显著改善农户多维贫困水平。

此外,随着经济制度改革的深入推进,我国区域间、城乡间劳动力自由流动越发频繁,对我国的经济社会尤其是贫困问题产生了深远的影响。现有研究对农村劳动力流动与贫困的关系进行了大量研究,其基本的观点有三种:第一,贫困缓解论。该观点认为劳动力流动可以实现劳动力及其所附载要素在空间与区域上的有效配置,进而有助于减少贫困,并降低收入不平等^[10-12]。第二,贫困加剧论。该观点的主要依据在于劳动力流动给农村带来巨大的社会成本,破坏了农村社会秩序,进而使农村陷入贫困。第三,减贫不确定性论。该观点支持者认为农村劳动力流动对不同农户贫困的缓解效应不同,具有不确定性^[13]。同样,现有研究大多聚焦于农村劳动力流动与收入贫困,很少从劳动力流动视角探究农户多维贫困。那么,农村劳动力流动与农户多维贫困的关系又是怎样?同时,有研究指出,社会资本在农村劳动力流动中发挥着不可替代的作用。基于此,本文拟将社会资本与农村劳动力流动纳入同一分析框架,构建其影响农户多维贫困的作用机理,进而实证研究二者对农户多维贫困的影响。上述问题的探究有助于推进和完善社会资本影响农户多维贫困的理论机制,为新时代精准脱贫提供理论参考和政策建议。

与已有研究相比,本文的贡献主要有:(1)在精准测度农户多维贫困水平的基础上,将社会资本和劳动力流动置于同一框架下,建立了影响农户多维贫困的理论机制,实证研究了其对农户多维贫困的影响;(2)发现了社会资本与农村劳动力流动对农户多维贫困的显著影响,为缓解农户多维贫困提供了理论和经验证据;(3)采用基于工具变量的分位数回归法对实证模型进行估计,弱化了变量的内生性,并运用多种方式对实证结果进行检验,使得本文结论更加稳健、可靠。

二、理论机制与研究假设

(一)社会资本影响农户多维贫困的作用机理

“社会资本”是从新经济社会学演化出来的一个理论概念,提出后迅速成为经济学、政治学、社会学等多学科关注的焦点。社会资本通过农户收入、教育获得、社会保障、金融服务等影响农户多维贫困(见图 1)。

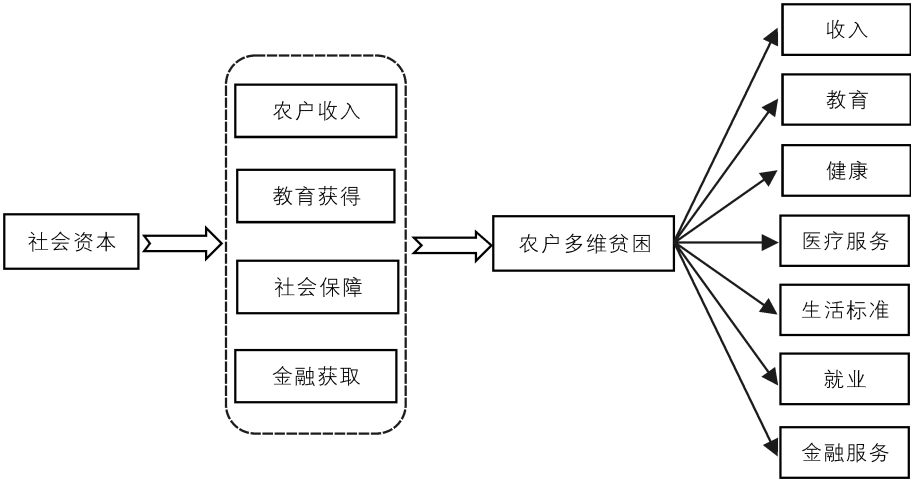


图 1 社会资本作用农户多维贫困的机理图

(1)社会资本与农户收入

目前,研究者普遍认为社会资本能提高劳动者工资报酬或农户收入。但是,对于社会资本是否拉大农户收入差距存在分歧。如谢家智等^[14]将社会资本分为脱域型和地域型两种,研究发现传统的地域型社会资本并未明显影响农户收入差距,而脱域型社会资本更有利于农户收入增加,进而刺激了农户收入差距的扩大;而 Grootaert^[15]的研究表明社会资本有利于改善收入分配,缩小农户收

入差距。拥有较多和较高层次的社会资本,可以使农民工到达距离发达地区更近的劳动力市场,并在那里获得更高的收入;而且除了帮助农民工找到工作外,社会资本也会间接通过影响农民工的行为模式和生产率,即增加农民工的人力资本来提高其工资水平,进而改善农户贫困状况。

(2) 社会资本与教育获得

Bourdieu 和 Coleman 率先将社会资本与教育问题进行研究,他们的研究也形塑了社会资本与教育研究的两种基本进路:社会闭合与网络资源。社会闭合进路强调紧密的关系或者闭合的网络对学生学习行为和成绩的控制和支持作用,在教育社会学中应用最为广泛。而网络资源进路则更注重家庭的社会网络中所蕴含的资源对学生教育获得和社会再生产的影响。在此基础上,有学者将社会闭合和网络资源纳入统一框架探讨了其对教育获得的机制,研究发现两类社会资本间的主要差异体现在社会资本来源的不同,“网络资源型”社会资本的来源是家长的社会网络,其作用主要是为孩子提供更好的教育机会;而“社会闭合型”社会资本的来源则是家长与孩子本人、教师及其他家长之间形成的紧密社会结构,孩子可以直接从此类社会资本中获益。但两种社会资本之间又存在复杂的交互作用,可以共同促进孩子的学业成绩。此外,农民工具具有较强的“模仿”能力,同村或邻村劳动力流动会显著影响原有社会资本,形成新的社会资本,进而跟随新的网络资源获取知识。于是,农户通过教育获得提高了自身的能力,为缓解多维贫困提供了智力资本。

(3) 社会资本与社会保障

社会资本本质上作为一种支持性的社会资源内含着社会保障的丰富涵义,在功能上与社会保障相契合,主要表现在物质、安全、精神以及尊重方面的保障功能,并带来人们心理满足感的普遍增强和经济社会发展的福利效应。具体地,个体社会资本往往是基于血缘、亲缘和地缘关系而获得的亲友帮扶和邻居支持等,根据马斯洛的需求层次理论,社会资本的深度与广度对于改善自身健康,提高个体劳动效率具有重要意义。大量实证研究也表明,社会资本能显著改善个体的心理和生理健康水平^[16]。社会资本作为一种非正式制度,在建立农村新型合作医疗制度上具有积极作用,社会资本是维系社会的“胶合剂”,是沟通农村社区成员之间的桥梁与纽带,积极的社会资本能促进社区成员间的互惠互信,增进了解,消除社会摩擦,提高社区成员集体行动的能力与共识。尤其是,随着农村市场经济的深入发展,人口迁移、流动的日益频繁,社区成员之间的利益分化与贫富差距日益明显,各种利益矛盾与冲突也是层出不穷。因此,充分发掘农村社会资本作用,对于有效地化解农村各种利益矛盾,增强利益共识,促进新型农村合作医疗制度创建无疑具有重要现实意义^[17]。同时,社会资本的互助、互惠、互信特征,可以帮助农民工以较低的成本获取就业信息,甚至通过由“熟人”组成的“同乡会”“老乡会”等建立起来的社会资本获取就业、医疗、教育等福利。

(4) 社会资本与金融获取

在我国农村尤其是贫困农户受到严重金融排斥的背景下,社会资本的建立可以促进农户获取基础金融服务。由于信息不对称、风险难控制以及贷款成本高等原因将农户阻断在正规金融服务之外。但社会资本的存在有助于克服信息不对称、降低道德风险且其具有异质性和担保价值,这极大地促进了农村非正规金融(如民间借贷)的发展。同时,交往工具的多样化降低了获取金融信息的成本,加速了居民的金融知识储备,而金融知识不仅是参与正规金融交易的钥匙,更是促进家庭主动创业的重要变量^[14]。事实上,金融服务是农户家庭能力发展的重要保障。社会资本在一定程度上弥补了农户正规金融服务的缺失,为减贫奠定了基础。

综上所述,社会资本通过农户收入、教育获得、社会保障以及金融获取等渠道影响农户多维贫困。总体上,社会资本在各个渠道上对多维贫困的影响都有积极作用。于是,基于此提出本文的第一个研究假设。

假设 1:社会资本可以显著影响农户多维贫困,主要表现为:社会资本越丰富,越有助于缓解农户多维贫困。

(二)农村劳动力流动影响农户多维贫困的作用机理

中国是典型的城乡“二元”社会,伴随着市场经济体制改革,我国的社会结构发生了深刻的变革。其中,农村劳动力自由流动对我国经济社会的发展与变迁影响尤为深远。事实上,农村劳动力流动是在流出地推力、流出地引力、流入地拉力、流入地斥力以及劳动者的个人能力等“五力”综合作用的结果。我们将农村劳动力流动分为职业流动和空间流动。职业流动是指“离乡不离土”的农户,即他们虽然从农业转到了非农业,但也保留了农村的土地;这种农户往往是为了获取较高收入而流动,但由于“户籍墙”的阻碍^[18],他们经常往返于城乡之间。空间流动是指“离土又离乡”的农户,即他们从地理位置和社会空间上都已经脱离了原有的家庭成员与社会关系,进入到一个全新的城市空间,虽然有的农户可能将部分社会网络资源带入新的空间,但他们必须新的空间建立新的社会网络关系^[19]。农村劳动力流动与农户多维贫困的作用机理如图 2。

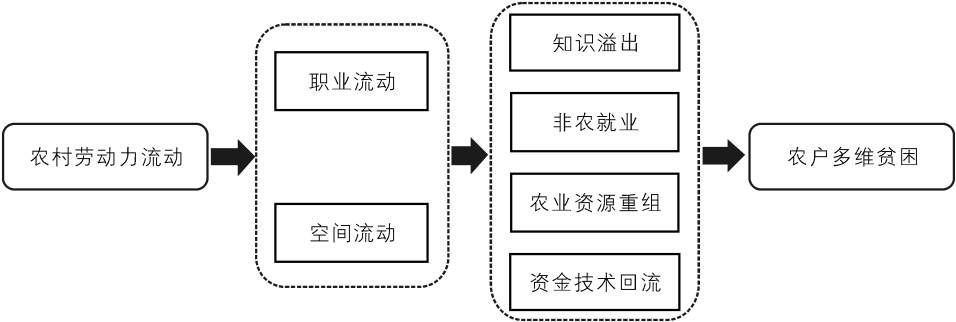


图 2 农村劳动力流动影响农户多维贫困的机理图

农户通过职业转换或地理社会空间的迁移后,其对迁出地和迁入地的经济社会均产生了深远影响。实际上,由于农村和城市在社会交往规则、卫生状况与日常生活等方面都存在很大差异,这使得农户在进入城市之后,将不得不再面临一次“再社会化过程”。在这个过程中,他们需要获得必要的法律、卫生、城市日常生活等城市社会生活方面的知识,农户通过交流、学习、模仿等获得知识溢出效应影响着劳动力流动的空间分布^[20]。有研究指出,通过非农就业获取较高非农收入是诱导农村劳动力流动的主要原因之一,这极大地缓解了农户的收入贫困。同时,随着农户非农收入的提高,农户注重子女的教育投入,加大医疗保险购买力度等。由于经济体制改革的深入推进,农村剩余劳动力得到有效转移,使得农村的土地等农业要素资源重组,加快了家庭农场、专业大户、农民专业合作社等新型农业经营主体的规模化发展,促进了农村产业结构调整,对农户多维贫困起到积极作用。事实上,经济学家早就相信劳动力从生产率低的农业部门向生产率高的非农部门流动是经济增长的重要机制之一^[21]。此外,农民工在务工中积累了资本、先进的技术等,一部分农民将这些积累带回迁出地,帮助当地发展产业,带动农村走产业致富之路。综上所述,农村劳动力流动对迁出地和迁入地都有显著的影响。基于此,我们提出本文的第二个研究假设。

假设 2:农村劳动力流动可以显著影响农户多维贫困,主要表现为:农村劳动力流动能显著缓解农户多维贫困。

(三)社会资本与农村劳动力流动影响农户多维贫困的作用机理

众所周知,乡土社会的中国特别重视以家庭为纽带的血缘、亲缘和地缘等关系,这种关系形成的社会资本在农户家庭中起着举足轻重的作用。大量研究已证实,社会资本是影响农村劳动力流动的重要因素。反过来,农村劳动力在流动过程中也会对农户家庭社会资本产生影响。自然地,社会资本与农村劳动力流动会显著影响农户家庭的贫困状况。社会资本与农村劳动力流动对农户家庭多维贫困影响的作用机理可用图 3 描述。

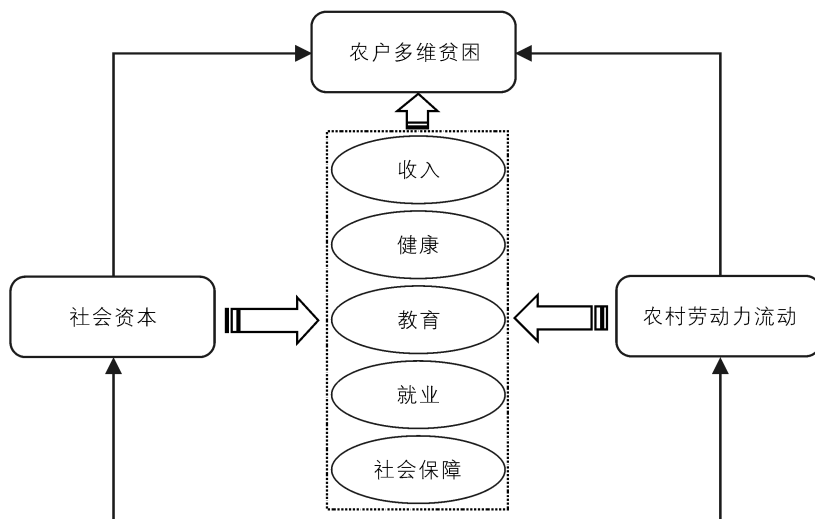


图3 社会资本与农村劳动力流动影响农户多维贫困的机理图

通常,影响农村劳动力流动决策的可能原因包含经济、制度和社会网络等。社会网络是社会资本的核心内容,其作为一种非正式制度为外出劳动者提供信息、社会支持等。同时,社会资本可以促使外出劳动者建立信任、互惠、互助的人际网络关系。外出劳动者通过社会网络关系获取就业信息,降低信息成本,获得安全感和成就感等,进而不断获得并建立新的社会网络关系。正是社会资本与农村劳动流动的这种交互作用对农户家庭的收入、教育、健康、就业以及社会保障等产生显著影响。事实上,基于多维贫困的概念内涵,收入、教育、健康和和社会保障等因素正是造成农户家庭多维贫困的关键指标。在社会资本与农村劳动力流动的“合力”作用下,更能促进农户家庭收入增加,获得城市生活的教育、健康等基本知识;同时,随着农户家庭物质条件的提高,他们会更加重视社会福利的获取,进而对农户多维贫困产生影响。总之,农村劳动力流动会加强社会资本对农户家庭多维贫困的影响。于是,我们提出本文的第三个假设。

假设3:农村劳动力流动会显著强化社会资本对农户家庭多维贫困的缓解作用。

三、实证研究设计

(一)数据来源

本文采用2014年中国家庭追踪调查(CFPS)的农户家庭数据。该数据由北京大学中国社会科学调查中心2007年开始实施,截至目前,已经跟踪收集了2008年、2009年、2010年、2012年、2014年个体、家庭、社区等层次的数据,旨在反映中国社会、经济、教育、健康和人口的变迁。本文通过对缺失值进行剔除处理得到11858个有效样本数据,其中东中西部地区分别包含3990、3734和4134个有效样本。

(二)农户多维贫困测量

本文基于Alkire & Foster(A-F)^[22]提出的多维贫困测度理论,构建我国农户家庭多维贫困指数。事实上,A-F多维贫困测度法是先通过“双界线”法识别多维贫困,然后对其加总成多维贫困指数。其具体步骤可参考文献[22-23]:

依据已有文献、中国现阶段国情以及数据可得性,首先构建以收入、教育、健康、医疗、金融和生活标准^①等维度的农户多维贫困指标体系,然后运用上述方法计算了多维贫困临界值 k 为0.3~0.8时,我国农户家庭多维贫困指数值的情况(见表1)。在计算多维贫困指数过程中,与现有

① 各维度的具体指标、指标解释与临界值可参考文献[23]。

大部分采用等权重法不同,本文采用人工神经网络法^[23]计算各指标的权重。从表1可知,随着多维贫困临界值 k 的增加,农户多维贫困指数逐渐降低,且当 $k=0.8$ 时农户多维贫困指数变为NaN^①,这表明发生多维贫困农户数随临界值的增加而逐渐减少直至消失。

表 1 农户多维贫困指数^②

临界值 k	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8
H	0.194 7	0.047 0	0.016 3	0.002 8	0.000 3	0.000 0
A	0.382 8	0.479 9	0.549 4	0.654 0	0.777 8	NaN
M_0	0.074 5	0.022 5	0.008 9	0.001 9	0.000 2	NaN

(三)变量描述与赋值

(1)社会资本(Soc)。分析已有研究文献可知,学者们对社会资本的概念从不同角度进行了界定,但其核心内容包括网络资源、相互信任与合作行为三方面。本文认为影响农户多维贫困的农户社会资本主要是农户基于血缘、亲缘和地缘建立的社会网络关系。血缘是人和人的权利和义务根据亲属关系来决定;血缘决定的社会地位不容个人选择。在稳定的社会中,地缘是血缘的投影,不分离的。地缘是从商业里发展出来的社会关系。血缘是身份地位的基础,而地缘是契约社会的基础。基于此,本文选取“农户家庭人情礼支出(Soc_1)、您对陌生人的信任程度如何(Soc_2)、您家在本地的社会地位(Soc_3)、与邻里关系如何(Soc_4)、与非同住亲戚之间交往频繁否(Soc_5)”等变量来衡量农户社会资本(详见表3)。这一选取也借鉴了周晔馨^[9]、谢家智等人^[14]的研究成果。为了弱化农户社会资本潜在的内生性影响,本文采用BP神经网络赋权法^[23]将多个维度衡量社会资本加权成一个社会资本综合指数(Soc),其计算公式为:

$$Soc_i = \sum_{j=1}^n w_j Soc_j$$

(1)

其中, w_i 是社会资本各变量的权重, Soc_j ($j=1, 2, \cdots, 5$)是归一化^③处理后的各变量数据。经过计算得到社会资本各变量的权重如表2:

表 2 衡量社会资本变量的权重

变量	权重
Soc_1	0.467 1
Soc_2	0.316 3
Soc_3	0.085 2
Soc_4	0.072 8
Soc_5	0.058 5

(2)农村劳动力流动($Work$)。劳动力流动是实现社会生产要素优化配置的重要前提。事实上,伴随着改革开放的步伐,农村劳动力越来越多的以各种非农化的路径走出农业环境,但传统的血缘、亲缘和地缘关系的纽带仍发挥着重要的作用。因此,农村劳动力流动对农户获取社会资本,进而影响农户多维贫困起着不可忽视的作用。本文选取“您家有无成员外出打工”作为是否有劳动力流动的变量。

(3)控制变量。为了更精确地探究社会资本对农户多维贫困的影响,参照现有研究文献的做法,本文还控制了个体层面、村级层面的变量。其中,个体层面的变量包括:性别($Gender$;男=1,女=0)、年龄(Age)、年龄的平方($Sqage$)、网络($Internet$)、户口($Residence$)、婚姻($Marriage$)等;村级层面的控制变量包括民族($Nation$)、自然灾害($Disaster$)、矿区($Mining$)、农户到最近集镇距离(Dis_z)、本县县城的距离(Dis_x)、到省城距离(Dis_s)等。上述所有变量的具体含义和统计描述见表3。

① NaN表示不存在,因为当 k 较大时,发生多维贫困的农户减为0,即相关公式中分母会变为0。

② H 表示多维贫困发生率, A 表示农户多维贫困平均缺失份额, M_0 表示多维贫困指数。

③ 本文采用极大极小法对原始数据进行归一化处理,即 $Soc_j = (x_i - x_{min}^i) / (x_{max}^i - x_{min}^i)$ 。这里 x_{min}^i 是指第 i 个变量原始数据中的最小值, x_{max}^i 是指第 i 个变量原始数据中的最大值。

表 3 变量赋值与描述性统计

变量	符号	描述	赋值	平均值	标准差
多维贫困指数	M_0	多维贫困剥夺得分	具体数值	0.654 4	0.143 6
	Soc_1	农户家庭人情礼支出多少?	具体数值	2 998.9	4 880.2
	Soc_2	您对陌生人的信任程度如何?	非常不信任=0, ...,非常信任=10	1.882 1	2.074 4
社会资本	Soc_3	您家在本地的社会地位?	很低=1,..., 很高=5	3.218 3	0.955 8
	Soc_4	过去 12 个月,您家与邻里之间的关系如何?	关系很紧张=1, ...,很和睦=5	4.158 0	0.848 1
	Soc_5	过去 12 个月,您家与非同住亲戚之间交往频繁吗?	没有交往=1,..., 经常交往=4	3.401 2	0.862 7
社会资本指数	Soc	加权计算社会资本综合指数	具体数值	0.225 3	0.079 1
农村劳动力流动	$Work$	去年,您家有无外出打工的劳动力?	有=1,无=0	0.545 0	0.498 0
交叉项	Soc_work	社会资本与劳动力流动交叉	具体数值	0.123 5	0.126 7
性别	$Gender$	农户家庭成员性别	男=1,女=0	0.499 6	0.500 0
年龄	Age	农户家庭成员年龄	2014—出生年份	46.161	16.540
户口	$Residence$	您现在的户口状况?	农业=1, 非农业=0	0.931 0	0.253 4
婚姻	$Marriage$	您现在的婚姻状况?	已婚=1,未婚=0	0.807 8	0.394 0
网络	$Internet$	您是否上网?	是=1,否=0	0.211 9	0.408 7
民族	$Nation$	您村是少数民族聚居区吗?	是=1,否=0	0.140 0	0.350 0
矿区	$Mining$	您村是否是矿区?	是=1,否=0	0.112 8	0.316 3
灾害	$Disaster$	您村是自然灾害频发区吗?	是=1,否=0	0.800 5	0.399 7
集镇距离	Dis_z	您村到最近集镇的距离	具体数值	10.532	22.976
县城距离	Dis_x	您村到县城的距离	具体数值	34.583	18.861
省城距离	Dis_s	您村到省城的距离	具体数值	518.09	584.12

本文中我们将农户多维贫困剥夺得分作为因变量,事实上,如果降低了农户的多维贫困剥夺得分,自然就缓解了农户的多维贫困状况。

(四)内生性处理与实证模型设计

(1)内生性处理

众所周知,较常见的内生性问题除了由遗漏变量引起外,还会由于解释变量和被解释变量之间相互影响而产生联立性内生性问题^[24]。本文中对农户社会资本的内生处理主要是使用综合指数来弱化其影响^[14]。同时,本文还采用工具变量来处理劳动力流动的内生性,文中运用“您村的劳动力流动比例”来作为本家庭劳动力流动的工具变量。事实上,本村的劳动力流动不会直接对本家庭的多维贫困产生影响,但本村的劳动力流动与本家庭的劳动力流动相关^[24]。此外,Rozelle 等^[25]也使用了村的劳动力流动比例作为家庭劳动力流动数量的工具变量。

(2)实证模型设计

参照已有研究经验^[13,24],本文设计如下实证模型:

$$M_{0i}=\beta_0+\beta_1 Soc_i+\beta_2 Work_i+\beta_3 Soc_work_i+\beta_4 X_i+\epsilon_i \tag{2}$$

其中, M_{0i} 表示第*i*个农户的多维贫困剥夺得分,(2)式中除了重点考察社会资本(Soc_i)和劳动力流动($Work_i$)对农户多维贫困的影响外,还将分析二者的共同作用对农户多维贫困的影响,即交叉项(Soc_work_i)。此外,(2)式中 X_i 表示控制变量,其具体的变量和统计描述见表 3, ϵ_i 表示随机误差项。

四、实证结果与分析

(一)实证模型估计结果

本文使用工具变量分位数回归法对模型(5)进行估计,估计结果见表 4。文中之所以选择分位

数回归法,主要是传统的回归估计法(如 OLS)仅能描述社会资本和劳动力流动对农户多维贫困的均值影响,但我们真正看重的是社会资本和劳动力流动对整个农户多维贫困分布的影响。换句话说,传统的 OLS 等回归法只是刻画条件分布集中趋势的一个指标而已,如果条件分布不是对称分布,那么其条件期望就很难反映整个条件分布的全貌。若能估计出条件分布的若干条件分位数,如 1/4 分位数、3/4 分位数等,就能更全面的认识条件分布。此外,由于使用 OLS 进行估计是通常是最小化残差平方和($\min \sum_{i=1}^n \epsilon_i^2$),所以估计值很容易受离群值(Outliers)的影响。因此,利用分位数回归法能更精确且全面的描述社会资本和劳动力流动对农户多维贫困的影响,而且相比于传统的 OLS,该方法得到的估计系数更加稳健。特别地,传统的分位数回归估计是由 Koenker 和 Bassett^[26]提出的,该方法只能在变量外生的条件下进行处理。在此基础上,Frölich 和 Melly^[27]提出了既能处理变量外生也能处理变量内生的工具变量分位数回归估计法。因此,本文采用 Frölich 等人的方法对农村劳动力流动与农户多维贫困的内生性进行弱化。

表 4 实证模型估计结果表^①

变量	(1) 0.10	(2) 0.25	(3) 0.50	(4) 0.75	(5) 0.95
<i>Soc</i>	-0.344 3*** (-4.92)	-0.149 8*** (-3.60)	-0.182 2*** (-5.81)	-0.096 2*** (-5.06)	-0.057 8*** (-2.60)
<i>Work</i>	-0.098 3*** (-4.00)	-0.026 8*** (-2.32)	-0.046 5*** (-5.48)	-0.018 0*** (-3.10)	-0.050 1*** (-6.13)
<i>Soc_work</i>	0.315 0*** (3.27)	0.056 1*** (3.07)	0.116 0*** (3.18)	-0.017 2 (-0.68)	-0.002 7 (-0.08)
<i>Gender</i>	0.008 6 (0.93)	0.005 1 (1.60)	0.002 1 (0.80)	0.001 8 (1.14)	0.000 5 (0.23)
<i>Age</i>	0.000 9*** (2.71)	0.000 6*** (3.68)	0.000 5*** (4.76)	0.000 2** (2.54)	0.000 1 (0.78)
<i>Sqage</i>	-2.94e-06 (-0.19)	-0.000 02*** (-2.67)	8.87e-06 (1.41)	0.000 02*** (4.45)	0.000 03*** (5.54)
<i>Residence</i>	0.078 4*** (4.11)	0.051 1*** (5.49)	0.031 2*** (4.38)	0.018 5*** (5.52)	0.018 8*** (3.54)
<i>Marriage</i>	0.001 9 (0.19)	0.006 7 (1.26)	-0.009 9* (-2.25)	-0.010 2*** (-4.05)	-0.014 9*** (-4.76)
<i>Mining</i>	0.021 9* (1.88)	0.007 6* (1.90)	0.008 9* (1.85)	0.007 4** (2.48)	0.034 0*** (4.59)
<i>Disaster</i>	0.015 1*** (3.27)	0.000 8*** (4.20)	0.002 4*** (2.78)	0.013 4*** (5.90)	0.004 8*** (3.55)
<i>Nation</i>	0.065 1*** (3.88)	0.075 1** (2.40)	0.097 6*** (2.98)	0.076 3*** (3.42)	0.086 3*** (2.67)
<i>Internet</i>	-0.011 8** (-2.53)	-0.017 6*** (-4.99)	-0.005 9*** (-2.85)	-0.005 3*** (-3.31)	-0.004 1* (-1.89)
<i>Dis_z</i>	-0.000 3* (-1.72)	0.000 1 (1.02)	0.000 1* (1.87)	0.000 2** (2.31)	0.000 3* (1.67)
<i>Dis_x</i>	0.000 0 (0.06)	0.000 2** (2.06)	0.000 2** (2.45)	0.000 2*** (4.34)	0.000 1 (1.46)
<i>Dis_s</i>	0.000 0*** (5.21)	0.000 0*** (5.45)	0.000 0*** (5.32)	9.23e-06*** (5.38)	0.000 0*** (4.33)
常数项	0.422 0*** (12.49)	0.556 7*** (35.32)	0.680 5*** (62.69)	0.748 1*** (116.68)	0.835 9*** (81.85)
PseudoR ²	0.027 9	0.034 7	0.023 9	0.023 4	0.059 6
样本数	11 858	11 858	11 858	11 858	11 858

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；() 内为相应的 t 统计量

① 本表是在分位点 0.1、0.25、0.50、0.75 和 0.95 处采用 bootstrap 法重复 400 次所得的实证估计结果。

分析表 4 可知,在不同的分位点处,社会资本的回归系数均在 1%水平上显著为负,这表明社会资本对农户多维贫困水平的不同分布都有显著的负向影响。同时,随着分位点的增大,社会资本的估计系数逐渐增大(见图 4),这表明农户家庭的社会资本越丰富,其对农户多维贫困的缓解作用越大。同时,农村劳动力流动在不同的分位点上的估计系数也都在 1%的水平上显著为负,这表明农村劳动力流动也能显著缓解农户多维贫困状况。但是,随着分位点增大,农村劳动力流动的估计系数基本保持不变(见图 4),这表明农村劳动力流动强度对农户多维贫困的影响变化不大。此外,社会资本和农村劳动力流动的交互项的估计系数在 0.1、0.25 和 0.50 等三个分位点上显著为正(1%水平),而在 0.75 和 0.95 分位点上并不显著。这表明在中低分位点上,农村劳动力流动会显著加强社会资本对农户多维贫困的影响,而在高分位点上则不会强化社会资本对农户多维贫困的影响。事实上,造成上述结果的原因不难解释,本文所研究的贫困是从多维度衡量,如收入、教育、健康、医疗、生活标准等,已有文献证实农村劳动力流动能显著降低农户家庭贫困^[13];同时,农户通过劳动力流动,可以获取由“熟人”组成的“同乡会”“老乡会”等建立起来的社会资本,进而获取就业、医疗、教育等福利。有研究指出,社会资本与经济福利之间存在着显著的正相关关系。社会资本更丰富的家庭,更容易获得较高的经济福利,丰富的社会资本一定程度上能够帮助农户规避风险,降低陷入贫困的概率^[15]。社会资本越匮乏的农户,贫困程度可能越大,若有劳动流动,其必然会对其多维贫困产生相当大的影响;然而,对于社会资本本身很丰富的农户,其劳动力流动相对容易,因此,其对多维贫困产生的影响相对较小。

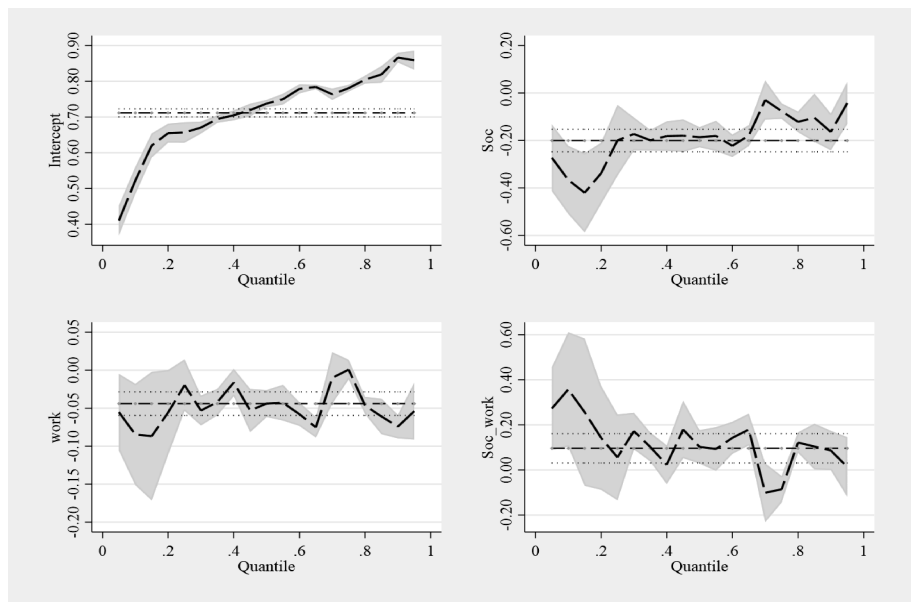


图 4 主要变量分位数回归系数变化图

在控制变量中,回归结果与现有文献的研究结论基本保持一致。具体地,民族、自然灾害以及到县城的距离等指标都在 1%水平上显著为正,表明越是少数民族地区、自然灾害易发区和本村距省城距离越远,农户多维贫困越严重。相反,网络社交频率在 0.25、0.50 和 0.75 分位点处的估计系数都在 1%水平上显著为负,在 0.1 分位点处的估计系数在 5%水平上显著为负,而在 0.95 分位点处的估计系数在 10%水平上显著为负,这表明运用网络社交的频率越高,越能缓解农户的多维贫困。明显,农户家庭成员的年龄与农户多维贫困水平呈倒 U 型关系,这表明中年人相较于青年人和老年人更容易摆脱多维贫困。户口的估计系数在各分位点均表现为 1%的水平上显著为正,这意味着农业户口不利于农户摆脱多维贫困状态。事实上,“户籍墙”是我国城乡二元结构的突出表现,户籍制度严重抑制了劳动力自由流动,拉大了城乡收入差距^[28];同时,由于户籍的限制,很多农村劳动力进城后只能从事苦活、脏活、累活,始终处于城市社会最底层,不仅收入较低,而且其健康状况受到严重挑战。因此,农业户口无助于农户摆脱多维贫困。性别的系数在各分位点上均不显著,这表明性别对农户多维贫困状况不敏感。婚姻的系数在 0.10 和 0.25 分位点上不显著,0.50 分

位点处在 5％水平上显著为负,在 0.75 和 0.95 分位点处均为 1％水平上显著为负,这表明对于已婚能缓解中高分位点农户的多维贫困。矿区的系数在中低端分位点处为 10％水平上显著为正,在 0.75分位点处为 5％水平上显著为正,在 0.95 分位点处为 1％水平上显著为正,这表明村里是矿区并不能降低农户多维贫困状况,这可能是由于矿区污染较严重,造成农户身体健康状况下降,从而加重了农户的贫困状况。网络的估计系数在 0.1 分位点处为 5％水平上显著为负,在 0.25、0.50 和 0.75分位点处为 1％水平上显著为负,而在 0.95 分位点处为 10％水平上显著为负;这意味着农户平时通过网络学习、工作、社交等有助于其缓解多维贫困。对于到最近集镇和县城的距离,其估计系数大体在 5％水平上显著,这表明距离集镇或县城越远,越不利于缓解农户多维贫困,这与谭燕芝等人^[29]的结论一致。

(二)稳健性检验与分析

为了检验实证结果的可靠性,本文采用以下三种方式进行稳健性检验。其一是将衡量社会资本的各个指标分别作为社会资本的替代变量进行回归估计;其二是参考樊士德、江克忠(2016)的方法将样本按不同区域(东、中、西)进行检验估计。其三是将多维贫困剥夺得分变量替换为农户家庭是否多维贫困(是=1,否=0)。稳健性检验的估计结果如表 5 和表 6 所示。

表 5 按社会资本不同指标估计的实证结果

变量	qr_50 ^①				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Soc_1	−0.003 3*** (−6.22)				
Soc_2		−0.002 1*** (−3.41)			
Soc_3			−0.005 0*** (−3.57)		
Soc_4				−0.014 7*** (−6.00)	
Soc_5					−0.006 6*** (−2.16)
Work	−0.037 5*** (−7.82)	−0.018 4*** (−7.87)	−0.024 9*** (−4.33)	−0.053 5*** (−4.52)	−0.044 1*** (−2.76)
Soc_work	0.002 9*** (3.95)	−0.001 3 (−1.17)	0.001 5 (0.89)	0.012 0*** (3.54)	0.007 4*** (2.98)
Gender	0.000 9 (0.48)	0.001 3 (0.77)	0.000 8 (0.49)	0.002 5 (0.92)	0.002 9 (1.11)
Age	−0.001 3*** (−3.16)	−0.001 6*** (−3.78)	−0.001 5*** (−4.09)	0.003 3*** (2.97)	0.003 1*** (2.76)
Sqage	0.000 01*** (3.36)	0.000 02*** (4.15)	0.000 02*** (4.23)	−0.000 02*** (−2.67)	−0.000 02*** (−2.46)
Residence	0.018 3*** (3.68)	0.020 4*** (4.25)	0.020 4*** (4.31)	0.054 2*** (5.58)	0.055 5*** (5.75)
Marriage	−0.002 4 (−1.05)	−0.005 2* (−1.89)	−0.002 8 (−1.03)	−0.000 5 (−0.08)	−0.003 7 (−1.34)
Mining	0.007 6*** (3.05)	0.007 4*** (2.76)	0.008 6*** (2.99)	0.002 3 (0.56)	0.008 3*** (3.08)
Disaster	0.013 0*** (4.76)	0.013 6*** (5.90)	0.012 3*** (5.02)	−0.001 8 (−0.51)	0.013 9*** (5.96)
Nation	0.080 1*** (2.75)	0.087 1*** (4.28)	0.047 9*** (3.33)	0.080 89*** (4.22)	0.091 7*** (4.87)

① qr_50 表示 0.50 分位点,由于其它分位点处的估计结果和 qr_50 处的估计结果类似,为节省篇幅,故只报告了 qr_50 处的估计结果。

续表：

变量	qr_50				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Internet	−0.024 5*** (−3.52)	−0.022 1*** (−3.98)	−0.024 3*** (−4.02)	−0.016 6*** (−4.17)	−0.024 4*** (−4.20)
Dis_z	0.000 1* (1.69)	0.000 2** (2.46)	0.000 2** (2.06)	0.000 1* (1.68)	0.000 2** (2.20)
Dis_x	0.000 2*** (3.21)	0.000 2*** (3.54)	0.000 2*** (3.36)	0.000 2*** (2.66)	0.000 2*** (2.66)
Dis_s	8.80e−06*** (4.69)	9.47e−06*** (4.87)	9.86e−06*** (5.31)	0.000 01*** (5.76)	8.43e−06*** (4.66)
常数项	0.777 1*** (75.64)	0.764 6*** (74.37)	0.775 9*** (74.63)	0.778 2*** (70.18)	0.762 2*** (68.47)
PseudoR ²	0.068 7	0.062 8	0.064 5	0.063 6	0.062 8
样本数	11 858	11 858	11 858	11 858	11 858

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；() 内为相应的 t 统计量

表 5 展示了社会资本各指标对农户多维贫困的实证结果。分析表 5 可知,除了指标 Soc_5(亲戚交往频率)的系数在 5%的水平上显著为负外,其余指标均在 1%的水平上显著为负,这表明社会资本能显著缓解农户多维贫困状况。同时,农村劳动力流动的系数均在 1%的水平上显著为负,这意味着农村劳动力流动能显著缓解农户多维贫困状况。对于二者的交互项,除了指标 Soc_2(陌生人信任度)和指标 Soc_3(社会地位)外,其余指标的交互项系数均在 1%的水平上显著为正,这表明农村劳动力流动能显著增强社会资本对农户多维贫困的影响。此外,控制变量的估计结果与表 4 的结论基本保持一致。

表 6 按区域和农户是否多维贫困的估计结果(qr_0.5)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中部	西部	probit①
Soc	−0.169 2*** (−5.14)	−0.138 7*** (−3.41)	−0.202 4*** (−3.46)	−2.538 2*** (−4.21)
Work	−0.030 8** (−2.49)	−0.023 3*** (−2.76)	−0.049 1*** (−3.04)	−0.705 7*** (−3.42)
Soc_work	0.116 0** (2.38)	−0.027 6 (−0.54)	0.091 8*** (2.45)	2.508 3*** (3.02)
Gender	−0.001 0 (−0.20)	−0.000 1 (−0.04)	0.003 4 (0.83)	−0.007 4 (−0.11)
Age	0.000 4 (0.44)	−0.002 1*** (−3.39)	−0.002 0*** (−2.68)	0.013 4 (0.97)
Sqage	4.02e−06 (0.46)	0.000 02*** (3.89)	0.000 02*** (2.79)	−0.000 1 (−0.62)
Residence	0.037 0*** (4.81)	−0.005 6 (−0.84)	0.051 9*** (3.55)	0.478 5*** (4.22)
Marriage	−0.021 9*** (−2.9)	−0.005 5 (−1.06)	0.000 8 (0.10)	−0.085 1 (−0.82)
Mining	0.026 6* (1.91)	0.020 5 (1.45)	0.005 0* (1.77)	0.387 2*** (3.14)
Disaster	−0.014 1*** (−3.31)	−0.001 3 (−0.32)	0.025 9*** (3.47)	−0.127 0 (−1.48)
Nation	0.083 3*** (2.83)	0.081 5** (2.01)	0.085 6** (1.77)	0.087 8*** (2.68)
Internet	−0.010 5*** (−3.60)	−0.019 5** (−2.31)	−0.041 1** (−2.28)	−0.099 8** (−2.41)

① 由于因变量被替换成了一个二值离散变量,所以我们采用 probit 模型对其进行估计。

续表：

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中部	西部	probit
Dis_z	0.002 7*** (7.43)	—0.000 2 (—1.59)	—0.000 04 (—0.51)	0.000 3 (0.18)
Dis_x	0.000 5** (2.5)	0.000 3*** (4.12)	0.000 2*** (5.05)	0.003 5* (1.95)
Dis_s	5.08e—06 (0.71)	0.000 01*** (3.21)	8.14e—06*** (2.95)	0.000 4*** (4.34)
常数项	0.646 5*** (25.26)	0.838 1*** (51.08)	0.674 0*** (21.10)	2.158 8*** (6.06)
Pseudo R ²	0.086 5	0.102 1	0.061 1	0.022 4
样本数	3 990	3 734	4 134	11 858

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；()内为相应的t统计量

表6的前3列展示了按不同区域的实证结果,第4列展示了按农户是否多维贫困作为因变量的回归结果。从表6中可知,总体上,其估计结果与表4基本保持一致,即社会资本可以显著改善农户多维贫困水平,农村劳动力流动也能显著缓解农户多维贫困,且劳动力流动显著强化了社会资本对农户多维贫困的影响。换句话说,上述估计结果进一步验证了本文的研究假设成立。因此,本文的研究结论是稳健的。

五、研究结论与政策建议

社会资本和农村劳动力流动对贫困具有重要的影响。本文利用2014年中国追踪调查数据(CFPS),构建包括收入、教育、健康等维度的农户多维贫困指标体系,运用人工神经网络法计算各指标权重,测度了我国农户家庭的多维贫困水平。同时,本文重点考察了社会资本与农村劳动力流动对农户多维贫困水平的影响,构建了影响农户庭多维贫困的作用机理,并运用分位数回归法实证检验了社会资本和农村劳动力流动对农户多维贫困的影响。此外,文中还按社会资本各指标、全国东中西各区域以及因变量替换法对实证结果进行了稳健性检验。研究发现:社会资本和农村劳动流动均与农户多维贫困呈显著的负相关,且二者的交互作用与农户多维贫困呈显著的正相关关系。这表明社会资本能显著改善农户多维贫困水平,农村劳动力流动也能显著缓解农户多维贫困水平,且农村劳动力强化了社会资本对农户多维贫困的积极影响。

以上研究结论可以为农户多维减贫提供一些有价值的政策启示。首先,决策者应该重视社会资本在促进农户多维脱贫中的重要作用,可以将社会资本作为一种非正式制度确立为农户反贫困的政策措施,积极倡导以亲缘、血缘和地缘形成有组织化的关系网络。其次,虽然劳动力流动对于优化要素配置、促进农户增收以及社会资本的重构等具有显著的正向影响;但也要注意在我国农村城镇化和市民化水平较低背景下的农村劳动力盲目流动反而造成农户多维贫困加剧。因此,应该建立完善的农村劳动力流动机制,加强对流动人口的有序引导,避免盲目流动;同时,要尽快完善流动人口的相关福利待遇政策,如农民工市民化问题、改善农民工医疗保险等,避免农户陷入贫困恶性循环。

参考文献：

[1] 陈立中. 转型时期我国多维度贫困测算及其分解[J]. 经济评论,2008(5):5-10.

[2] GRANOVETTER M. Economic action and social structure: The problem of embeddedness [J]. American journal of sociology, 1985(3):481-510.

[3] GROOTAERT C, NARAYAN D, JONES V N, et al. Measuring social capital: An integrated questionnaire[J]. World bank publications, 2010(2):201-220.

[4] 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.

[5] 叶静怡,周晔馨. 社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据[J]. 管理世界,2010(10):34-46.

- [6] 杨文,孙蚌珠,王学龙. 中国农村家庭脆弱性的测量与分解[J]. 经济研究,2012(4):40-51.
- [7] 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.
- [8] GERTLER P, LEVINE D, 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(3): 455-499.
- [9] 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.
- [10] LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labour[J]. The manchester school, 1954(2): 139-191.
- [11] ADAMS R H, PAGE J. Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? [J]. World development, 2005(10): 1645-1669.
- [12] NGUYEN C V, BERG M V D, LENSINK R. The impact of work and non-work migration on household welfare, poverty and inequality[J]. Economics of transition, 2011(4):771-799.
- [13] 樊士德,江克忠. 中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于 CFPS 数据的微观证据[J]. 中国人口科学,2016(5):26-34.
- [14] 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.
- [15] Grootaert C. Social capital, household welfare and poverty in Indonesia[J]. Local level institutions working paper, Washington, DC: World Bank, 1999, No. 2148.
- [16] 孙博文,李雪松,伍新木. 社会资本的健康促进效应研究[J]. 中国人口科学,2016(6):98-106.
- [17] 邵德兴. 政府干预、社会资本与新型农村合作医疗制度的创建[J]. 科学社会主义,2005(5):63-66.
- [18] 孙文凯,白重恩,谢沛初. 户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J]. 经济研究,2011(1):28-41.
- [19] 白南生,李靖. 农民工就业流动性研究[J]. 管理世界,2008(7):70-76.
- [20] 周光霞,林乐芬. 城市集聚经济与劳动力流动——理论框架与实证研究[J]. 商业研究,2018(3):152-161.
- [21] 伍山林. 农业劳动力流动对中国经济增长的贡献[J]. 经济研究,2016(2):97-110.
- [22] ALKIRE S, FOSTER J. Counting and multidimensional poverty measurement [J]. Journal of public economics, 2011(7):476-487.
- [23] 谢家智,车四方. 农村家庭多维贫困测度与分析[J]. 统计研究,2017(9):44-55.
- [24] 陆铭,张爽. 劳动力流动对中国农村公共信任的影响[J]. 世界经济文汇,2008(4):76-87.
- [25] ROZELLE S, TAYLOR J E, DEBRAUW A. Migration, Remittances, and agricultural productivity in China[J]. American economic review, 1999(2):287-291.
- [26] KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles [J]. Econometrica, 1978(1):33-50.
- [27] FROLICH M, MELLY B, Unconditional quantile treatment effects under endogeneity [J]. Journal of business & economic statistics,2013(3):346-357.
- [28] 万海远,李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究,2013(9):43-55.
- [29] 谭燕芝,张子豪. 社会网络、非正规金融与农户多维贫困[J]. 财经研究,2017(3):43-56.

责任编辑 张颖超
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>