

劳动供给与农村家庭多维相对贫困减贫

裴劲松 矫 萌

【摘 要】文章基于 2012~2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,从全面发展的目标出发,运用 BP 神经网络和 A-F 方法测度中国不同地区农村家庭多维相对贫困状况,进而运用 PSM 方法与 Logit 模型评估劳动供给广度、深度、类型对家庭轻度、深度多维相对贫困的影响。研究表明:(1)劳动参与显著减轻全国各地区农户的多维相对贫困状况,减贫效应尤其作用在资产状况、发展机会维度;(2)超时劳动不利于全国各地区的多维相对贫困减贫,主要抑制资产的积累和可行能力的提升;(3)自雇型非农劳动有利于增强农村劳动者与社会的互动,提升人力资本与可行能力,改善自身及其家庭在教育、健康、物质等方面的贫困状态。

【关键词】劳动供给 多维相对贫困 自雇型非农劳动 可行能力 BP 神经网络

【作 者】裴劲松 北京交通大学经济管理学院,教授;矫 萌 北京交通大学经济管理学院,硕士研究生。

一、研究背景

脱贫攻坚战的全面胜利意味着 2020 年后相对贫困治理将成为中国贫困治理工作的重点。新时期的贫困内涵已由生存型贫困转变为发展型贫困,脱贫目标已由实现“两不愁、三保障”转变为实现人的全面发展。乡村振兴战略与城镇化建设互促共进所带来的不同地区农村家庭劳动供给广度、深度与类型的改变,不同程度地影响着家庭的发展与境遇,极易出现家庭成员实现收入脱贫的同时陷入其他维度的贫困。由此反映出新时期的扶贫工作有两点值得关注:(1)相对贫困的测度与识别需要从全面发展的目标出发,基于多维度视角;(2)地区、家庭结构的差异所带来劳动供给的不同,可能给家庭的相对贫困状况带来差异化的动态影响。

相对贫困的测度与识别标准是新时期贫困治理的重点(张琦等,2020),目前较多研究以区域居民收入平均数、中位数等的百分比作为相对贫困的测度与识别标准(Auda等,2018),以收入为单一衡量标准的方法虽易于操作但存在缺陷(Ravallion 等,2019)。阿马蒂亚·森的“能力剥夺”理论指出,衡量贫困不应只停留在收入层面,而应考虑贫困者的

健康、教育、生活质量等影响个体长期生存状态的要素(Sen, 1976),由此部分学者认为,应围绕贫困人口全面发展的需要建立多维度的测度体系(张琦等, 2020),提出利用多维贫困测度方法识别相对贫困主体(黄征学等, 2019),但未就具体的测度指标与识别方法展开探讨。Alkire 等(2011a)提出用“双界线法”(简称 A-F 方法)测度多维贫困,据此,有学者聚焦测算、分解多维贫困指数和检验此方法的稳健性(Ravallion, 2011; Thorbecke, 2011; Alkire 等, 2014),也有学者应用该方法分析不同群体的多维贫困状况及其影响因素(程名望等, 2014; 彭继权、吴海涛, 2017),并多从收入、教育、健康维度进行综合测度(张文武等, 2020)。然而,多维相对贫困并不等价于多维贫困,“相对”更强调差距,以提升人的综合发展与保障水平为目标,其测度维度与指标不能完全等同于多维贫困,相对贫困的测度要求围绕贫困人口的全面发展与能力提升设定发展型的评价指标,而现有多维相对贫困测度与识别的研究依旧延续多维贫困测度维度的选择偏好(程威特等, 2021),未强调能够反映人发展机会和享受均等公共服务的测度要素。

劳动是家庭生活与社会发展的核心要素,在改变劳动者收入的同时还能改变家庭的议价能力与社会地位(Anderson 等, 2009)。Ręklewski 等(2016)认为,劳动力市场对社会文明、公众生活质量与物质福利有重要影响,就业状态在一定程度上决定个体主观幸福感(吴愈晓等, 2015),劳动直接关乎家庭福利与贫困状态;针对劳动与家庭贫困的关系,现有研究主要探讨劳动参与、劳动力流动对多维贫困的影响(张文武等, 2020; 韩佳丽等, 2017),而劳动供给相比劳动参与、劳动力流动更具多样性,可进行广度、深度、类型的划分,更易衡量不同家庭结构中劳动人口的劳动质量、劳动供给倾向及其对家庭不同维度贫困所产生的动态影响。家庭作为脱贫政策的识别主体,家庭结构直接关乎脱贫质量,家庭的劳动力数量、人员结构和比例与家庭脱贫息息相关(宋扬、赵君, 2015)。地区差异是影响家庭劳动分工、劳动供给选择进而影响家庭结构的重要因素,但鲜有研究以地区、家庭结构差异为前提,从劳动供给广度、深度、类型的不同为作用机制出发,研究劳动供给对家庭多维相对贫困的影响。

总体来看,现有文献中以人的全面发展为目标从多维视角测度相对贫困的研究较少;以家庭为单位并在地区异质性的基础上聚焦劳动供给广度、深度、类型差异对农村家庭多维相对贫困作用机制的研究寥寥无几。基于此,本文采用 2012~2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,构建包含发展型目标在内的多维相对贫困评价体系,在地区异质性的基础上将劳动供给细化为广度、深度、类型 3 个方面,探讨劳动供给对农村家庭单维、多维相对贫困的作用机制。

二、数据与方法

(一) 数据来源

本文使用的微观数据来自中国家庭追踪调查(CFPS),考虑到精准扶贫方略实施时

间及数据的可得性,选取连续参与 2012、2014、2016 和 2018 年调查的农村家庭及其成员的信息作为样本。由于本文研究对象为具有劳动能力的农村人口,故在剔除缺失变量、儿童户(家庭年龄最大者未满 16 周岁)及异常值的基础上,选取各调查年已满 16 周岁且为农业户籍的个人和家庭样本,通过各年度家庭编号(fid)将 4 年截面数据进行匹配,最终得到 6 061 个有效家庭样本,包括西部地区(甘肃、陕西、云南、贵州、四川、重庆、广西)的 2 116 户、中部地区(湖北、湖南、河南、山西、安徽、黑龙江、吉林、江西)的 1 796 户、东部地区(浙江、江苏、北京、上海、天津、广东、福建、山东、河北、辽宁)的 2 149 户。共计家庭成员 14 863 个,4 年累计 59 452 个。

(二) 多维相对贫困维度指标设计

本文从多维视角出发,重新界定多维相对贫困区别于多维贫困的显著特征,认为“相对”主要源于城乡发展失衡、公共服务不均等,表现为贫困人口所拥有的物质资源、自身能力、发展机会、社会保障等明显偏低,未能充分融入社会享受同等权利,属于发展型贫困而非生存型贫困,因此其衡量维度中应包含反映贫困群体发展机会与享受均等公共服务的指标。本文结合已有研究(解垚,2020;姚树洁、张璇玥,2020)常用的维度指标和临界值设置方法、数据的可得性、相对贫困的特征,设计包含 5 个维度 16 个指标在内的农村家庭多维相对贫困评价体系:(1)“资产状况”。包含“家庭年人均纯收入”(2012~2018 年分别低于 2 300、2 800、3 146、3 535 元的收入贫困线);“耐用实物资产”(数量低于 3);“生产型资产”(数量低于 2);“分得集体土地状况”(家庭未分得任何土地)4 个指标及临界值。以流动资产、固定资产等衡量家庭的经济收入水平和解决温饱的能力。(2)“生活质量”。反映农户的基本生活状态和长期生计能力,包含“炊事用水”(未能使用自来水)、“炊事燃料”(使用柴草煤炭)、“恩格尔系数”(高于 60%)、“人均住房面积”(低于 12 平方米)4 个指标及临界值。(3)“可行能力”。包含“最高受教育程度”(低于小学学历)、“年度最低健康状况”(不健康)、“家庭劳动人口数”(家庭中 16~60 岁具备劳动能力的人口数低于所在省中位数 70%)3 个指标及临界值,从个人、家庭两个层次衡量农村家庭中具备的人力资本及劳动能力。(4)“发展机会”。将“住处到培训学校最短时间超过 30 分钟”“家庭中转移就业人数占劳动人数的比值低于所在省中位数 70%”“无政策性贷款支持”分别作为“劳动技能培训可及性”“家庭就业转移占比”“政策性贷款支持”3 个指标的剥夺临界值。(5)“社会保障”。体现农户享受医疗、养老保险等公共服务的机会大小,即因病致贫、返贫的趋势和是否老有所养。将“所有家庭成员无任何医疗保险和养老保险”作为“医疗保险”和“养老保险”2 个指标的剥夺临界值。

(三) 赋权模型的构建及权重测度

权重 w_j 的取值直接影响贫困家庭的识别,本文通过构建 BP 神经网络赋权模型对不同年度各指标的权重进行测度,BP 神经网络比主观赋权法如等权重法、Delphi 法、AHP

法(Alkire等,2011b;Dağdeviren等,2008)和客观赋权法(如熵权法、主成分分析法)在处理非线性问题时更能减小主观偏误及由数据质量偏低而引起的非随机性,更能反映指标的实际意义和重要程度。具体步骤为:

$$f_{nm} = \sum_{k=1}^K \frac{w_{kn}(1-e^{-w_{mk}})}{1+e^{-w_{mk}}} \tag{1}$$

$$F_{nm} = \left| \frac{1-e^{-t}}{1+e^{-t}} \right| \quad (t=f_{nm}) \tag{2}$$

$$C_{nm} = \frac{F_{nm}}{\sum_{k=1}^K F_{nm}} \tag{3}$$

其中, k 为神经网络的隐含单元, $k=1,\cdots,K$; f_{nm} 为相关显著性系数; F_{nm} 为相关指数; w_{kn} 为输入层神经元 n 和隐含层神经元 k 之间的权系数; w_{mk} 为输出层神经元 m 和隐含层神经元 k 之间的权系数^①。 C_{nm} 为绝对影响系数,即16个贫困评价指标的权重(见表1)。

通过测算发现,资产状况所占比重逐年下降,从2012年的24%下降到2018年的20%左右;而可行能力、发展机会所占的比重呈逐年上升的趋势,6年间分别提高约2%和4%;社会保障、生活质量的权重在6年内变化不大,一直稳定在16%~17%。由此反映出,以单一收入或平均收入比例去测度农村家庭相对贫困状况的做法易带来评估偏差;同时可行能力、发展机会权重的逐年提高反映出随着扶贫工作的不断深入与精细化,农户的发展型困境成为阻碍其摆脱相对贫困的主要因素。

(四) 多维相对贫困的识别

本文借鉴 Alkire 等(2011a)基于 Sen(1976)的可行能力剥夺理论开发的“双界限法”,简称 A-F 方法,对多维相对贫困进行识别。此方法能同时将离散型和连续型变量纳入测试模型,同时保留了贫困的维度、各指标的剥夺临界值、权重等的设置弹性,因此最为成熟且应用范围最广(王小林、Sabina Alkire,2009)。首先,将家庭 i 在指标 j 上的观测结果记为 $y_{ij}(i=1,2,3,\cdots,n;j=1,2,3,\cdots,d;y_{ij} \in Y_{n \times d})$, n 为家庭样本总数, d 为指标总数, $Y_{n \times d}$ 为所有家庭在不同指标下的观测值所构成的矩阵;其次,对各指标 j 分别定义剥夺临界值 z_j ,若 $y_{ij} < z_j$,则表示家庭 i 在指标 j 上贫困,反之则不贫困,即 $g_{ij} = \begin{cases} 1, & y_{ij} < z_j \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$,进而形成剥夺矩阵 $[g_{ij}]$;再次,构建 BP 神经网络赋权模型以确定各指标的权重 w_j ,并计算家庭 i 在所

① 本文首先将16个贫困评价指标导入BP神经网络输入层,经过隐藏层logsig函数计算得到隐藏层的输出数据,然后将此输出数据作为输出层新的输入数据,经过输出层purelin函数计算,最终得到BP神经网络的输出值。本文设置期望误差为 10^{-4} ,若输出值没有达到此误差,则通过trainlm训练函数调整参数并反复迭代,设置迭代次数最大为5000次,直到满足误差要求。

有维度上的总贫困剥夺得分,即 $c_i=$

$\sum_{j=1}^d g_{ij}w_j$;最后,将 c_i 与贫困临界值

k 进行比较,得到贫困家庭数矩阵

$[q_i^{(k)}]$,当 $c_i < k$ 时, $q_i^{(k)}=0$,当 $c_i \geq k$ 时,

$q_i^{(k)}=1$,表示该家庭被识别为多维

相对贫困。由于贫困临界值 k 低

于 20% 时,样本被识别为贫困的

风险较低,超过 20% 时,贫困风险

逐渐上升,因此本文将 $k=20\%$ 、

$k=40\%$ 分别作为轻度、深度多维相

对贫困的临界值。

三、基础回归与实证结果分析

本文对劳动供给的衡量借鉴詹姆斯·赫克曼的理论,将劳动供给细分为劳动供给广度、劳动供给深度(Heckman, 1993),劳动供给广度指劳动者是否参与劳动,劳动供给深度指劳动者劳动时间的长短。

家庭及个体的劳动供给不是随机决策,而是“自选择”行为,受某些不可观测因素如家庭生活追求、个人进取精神等的影响,而家庭的多维相对贫困状态往往对这些因素有直接或间接的影响,进而导致家庭成员劳动供给决策与随机误差项相关,致使劳动供给对多维贫困的参数估计存在偏误。为此,本文运用倾向得分匹配法(PSM)来最小化自选择偏误。该方法在构造反事实的基础上通过平均处理效应(ATT)估计假设参与劳动、超时劳动的个体未提供劳动供给对其家庭多维相对贫困的影响。参考《中华人民共和国劳动法》中对超时劳动的定义,本文将日均工作超过 8 小时界定为超时劳动;将问卷中关于“工作状态”的回答为“工作”的界定为参与劳动。即:

$$ATT=(Y_{i,1}^{(k)}|M=1)-E(Y_{i,0}^{(k)}|M=1)$$

其中, $M=1$ 表示个体为处理组,即个体参与劳动、超时劳动, $Y_{i,1}^{(k)}$ 、 $Y_{i,0}^{(k)}$ 分别表示处理组样本在接受处理、假设未接受处理时的多维相对贫困状态。

PSM 方法第一阶段倾向值计算的 Logit 模型中被解释变量为全国、东部地区、西部地

表 1 各年度多维相对贫困评价指标权重

指 标	权 重			
	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年
资产状况				
家庭年人均纯收入	0.0813	0.0793	0.0772	0.0746
耐用实物资产	0.0551	0.0539	0.0432	0.0416
生产型资产	0.0618	0.0473	0.0502	0.0543
分得集体土地状况	0.0418	0.0398	0.0421	0.0322
生活质量				
炊事用水	0.0422	0.0402	0.0431	0.0429
炊事燃料	0.0354	0.0402	0.0343	0.0382
恩格尔系数	0.0413	0.0469	0.0411	0.0401
人均住房面积	0.0496	0.0425	0.0412	0.0392
可行能力				
最高受教育程度	0.0824	0.0777	0.0847	0.0869
年度最低健康状况	0.0788	0.0827	0.0796	0.0810
家庭劳动人口数	0.0738	0.0808	0.0817	0.0833
发展机会				
劳动技能培训可及性	0.0569	0.0667	0.0736	0.0822
家庭就业转移占比	0.0669	0.0626	0.0681	0.0663
政策性贷款支持	0.0601	0.0723	0.0714	0.0726
社会保障				
医疗保险	0.0931	0.0854	0.0853	0.0793
养老保险	0.0795	0.0817	0.0832	0.0853

区农村家庭在不同 k 值下是否被识别为多维相对贫困。核心解释变量为是否参与劳动、是否超时劳动;控制变量为个体特征变量和家庭特征变量。回归结果如表 2 所示。匹配效果检验显示标准化偏差的绝对值在匹配后多低于 10(陈强,2014),说明这部分构建的两个倾向得分匹配模型具有理想的匹配效果。

随着家庭人数的增加、婚姻状况的稳定、受教育程度及对工作满意度的提高,全国各地农村劳动人口更愿意选择在参与劳动的前提下减少劳动时间。但幼童数量、幼童被照管需求的增加会使个体时间分工向家务偏移甚至完全舍弃劳动参与机会,西部地区表现得尤为明显,可能源于东部地区城市经济发展更成熟,多种形式的幼儿托管机构使孩子“幼有所托”,因而对劳动供给的抑制程度偏低。西部地区的就业压力偏大,劳动者年龄的增加并未大幅度减少其超时劳动行为,减少幅度明显低于全国、东部地区,西

表 2 PSM 方法第一阶段 Logit 回归估计结果及匹配效果检验

变 量	劳动参与			超时劳动		
	全国	东部地区	西部地区	全国	东部地区	西部地区
受访者年龄	-0.1433*** (0.1)	-0.1654*** (5.9)	-0.1552** (2.4)	-0.3122*** (1.4)	-0.4212*** (7.9)	-0.2464*** (-2.9)
受访者性别	0.4322*** (-2.6)	0.5001*** (10.9)	0.0425*** (8.3)	0.1524*** (-2.4)	0.1353*** (-2.8)	0.2764*** (-3.3)
受访者婚姻状况	0.3824*** (-3.1)	0.4203*** (7.6)	0.3672*** (-4.3)	-0.0966*** (-2.3)	-0.0716*** (4.4)	-0.0829*** (2.9)
受访者受教育程度	0.3129*** (-2.2)	0.4463*** (9.2)	0.3020*** (-6.1)	-0.4217*** (-2.2)	-0.3188*** (-5.6)	-0.5430*** (-7.2)
健康状况	0.1676*** (2.5)	0.1340*** (-2.8)	0.2201*** (-4.1)	0.2110*** (-2.2)	0.2672*** (-7.9)	0.2003*** (5.3)
工作整体满意度	0.3342*** (15.2)	0.2407*** (10.6)	0.4430*** (8.2)	-0.1449*** (-6.3)	-0.2432*** (2.3)	-0.1323*** (4.2)
家庭全年总收入对数	0.1231*** (3.1)	0.0121*** (8.2)	0.0267*** (-4.1)	-0.0640*** (5.5)	-0.0544*** (-4.2)	-0.0624*** (-3.8)
家庭全年总支出对数	-0.1309*** (10.9)	-0.0996*** (11.6)	-0.0245* (-4.3)	0.1768*** (-2.2)	0.0968*** (-3.7)	0.1766*** (4.6)
家庭人口规模	0.2746** (1.2)	0.2406*** (-10.2)	0.3325*** (1.9)	-0.1423*** (-2.2)	-0.0994** (2.9)	-0.2125*** (10.2)
是否有小于 6 岁的孩子	-0.1140*** (-9.7)	-0.0809*** (10.7)	-0.1615*** (7.8)	-0.2122** (10.1)	-0.1963*** (-9.4)	-0.2223** (-9.3)
白天孩子是否由其父母照管	-0.0745*** (-0.7)	-0.0425*** (1.9)	0.1262*** (7.2)	-0.1722*** (-2.0)	-0.1562*** (-0.8)	-0.1813*** (-8.3)
常数项	2.0140***			1.2236***		

注:(1)括号内数据为匹配后标准化偏差。(2)中部地区回归结果与全国地区相近,限于篇幅未列出。(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

部地区农村男性劳动者比女性更倾向于超时劳动,高于全国平均水平(15.24%),这与传统的农村家庭内部的角色分工密不可分。另外,样本中有 64.6%的西部地区受访者受教育程度为初中及以下,回归结果显示,西部地区受教育程度每提高 1 个单位能促进 30.2%的劳动参与,仅比全国平均水平 31.29%低约 1%,并能大幅度减少其超时劳动行为,由此可见,劳动者的教育等人力资本水平越高,越有条件以较少的劳动换取所需,减少闲暇牺牲,受教育程度偏低是限制西部地区农村劳动者发展的重要障碍。

劳动供给广度、深度对农村家庭多维相对贫困 ATT 的影响如表 3 所示,就全国样本而言,多种匹配方法下均显示劳动参与有利于减贫,超时劳动不利于减贫。当 $k=20\%$ 时,劳动参与能减少全国约 10%的多维相对贫困,而超时劳动却加重了约 7%的贫困,当 k 值增加到 40%时,二者的作用程度虽有下降,但作用趋势未变,且结果大多在 1%的水平上显著。此外,作用效果存在明显的地区异质性,具体而言,西部地区随着 k 值的增加,劳动参与的减贫效应不再显现,超时劳动对贫困的加重效应也不稳健。为了探究哪些维度影响西部地区劳动参与、超时劳动对贫困的作用效果,本文针对西部地区主

表 3 劳动供给对农村家庭多维减贫效应(ATT)测算结果

k 值	劳动参与			超时劳动		
	全国	东部地区	西部地区	全国	东部地区	西部地区
近邻匹配($k=4$)						
20%	-0.1211*** (-7.92)	-0.0954*** (8.44)	-1.3265* (1.81)	0.0824*** (13.23)	0.0739*** (3.06)	0.1120** (1.99)
40%	-0.0669*** (-3.58)	-0.0391*** (-5.68)	0.0625*** (4.96)	0.0102* (1.66)	0.0193*** (2.87)	0.0856 (-1.63)
半径(卡尺)匹配						
20%	-0.1321*** (-10.31)	-0.0937*** (9.83)	-0.1433*** (6.72)	0.0722*** (8.96)	0.0939*** (4.01)	0.0524** (2.31)
40%	-0.0429*** (-5.36)	-0.0311*** (-3.06)	0.0533*** (4.04)	0.0641 (1.21)	0.0875*** (3.08)	0.0430* (1.69)
核匹配						
20%	-0.1103*** (-11.07)	-0.0924* (1.73)	-0.1207*** (5.48)	0.0721*** (10.31)	0.0832*** (-5.03)	0.0692*** (4.57)
40%	-0.452*** (-6.04)	-0.0382*** (4.33)	0.0422** (2.12)	0.0052 (1.06)	0.0060* (1.87)	0.0039* (1.79)
马氏匹配						
20%	-0.0832*** (-6.34)	-0.0727*** (7.20)	-0.0992** (-2.21)	0.0629*** (9.33)	0.0677*** (3.52)	0.0570*** (3.49)
40%	-0.539* (-1.79)	-0.0326*** (-4.90)	0.0337*** (2.96)	0.0108 (0.92)	0.0126* (1.73)	0.0251** (1.99)

注:(1)括号内数据为 t 值。(2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 4 劳动供给对西部地区农村家庭各维度减贫效应(ATT)测算结果

匹配方法	劳动参与		超时劳动	
	平均处理效应	t 值	平均处理效应	t 值
资产状况维度				
近邻匹配(k=4)	-0.0569***	3.82	0.0687***	3.50
半径(卡尺)匹配	-0.0417**	-2.53	0.0702***	3.79
核匹配	-0.0450***	-5.30	0.0704***	7.71
马氏匹配	-0.0447***	-3.22	0.0841***	3.24
可行能力维度				
近邻匹配(k=4)	0.0816*	-1.64	0.0622***	11.83
半径(卡尺)匹配	0.0823*	-1.76	0.0624***	11.90
核匹配	-0.0819***	-12.68	0.0680***	12.94
马氏匹配	-0.0844**	-2.12	0.0693**	2.35
发展机会维度				
近邻匹配(k=4)	-0.0986***	-15.40	-0.0887***	17.60
半径(卡尺)匹配	-0.1013***	-15.73	0.0873***	17.34
核匹配	-0.1012***	-15.82	-0.0953***	18.88
马氏匹配	-0.1209**	2.23	0.1370**	2.19

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

要贫困维度在 40%临界值下进行单独匹配,结果如表 4 所示。

4 种匹配结果均显示劳动参与对可行能力维度的作用效果不稳健;超时劳动不利于资产维度的减贫且对发展机会维度的作用效果不稳健,其原因如下。

首先,农村劳动者通过参与劳动能够获取收入,减少资产状况维度的贫困,但超时劳动对资产贫困约 7%的加重效应表明,延长工

作时间并不能得到更高的有效收入回报。虽然《中华人民共和国劳动法》中关于加班权利有明确规定,但劳动者超时劳动的权利并未得到法律严格的保护。此外,西部地区样本中 69.4%的农村劳动者从事农林牧副渔工作,劳动时间缺乏刚性约束,加之农业生产具有周期性,超时劳动并不是快速提高农业生产效率摆脱资产贫困的良方。

其次,发展动力、生产能力不足是阻碍西部地区农村相对贫困人口脱贫的内在性、本质性因素,教育、健康水平分别是其主要表现形式。教育和技能培训能有效提高劳动生产效率,进而有助于劳动者在劳动参与时减少无谓的闲暇牺牲,长期的教育与劳动经验积累对劳动者人力资本和特长禀赋水平有正向提升效应,进而促进家庭教育在代际间的正向循环,因此劳动参与和农户发展动力的提升互促共进。但长期超时劳动在一定程度上剥夺了个体接受培训及再教育的机会,还会挤占成人对未成年子女教育、情感陪伴的时间,形成教育贫困在代际间的不良传递。农业劳动者是外伤事故如摔伤、扭伤、工伤等的高发人群,同时其保健意识及参保积极性相对较差,虽然西部农村地区基本实现新农合的全覆盖,但仍存在劳动时多发的意外事故易脱离报销目录,且报销程序相对复杂、农村定点医院资源分配不平衡等问题(裴劲松、矫萌,2020)。Grossman(1972)提出健康资本的一个重要特点是折旧,农村劳动者长期超时劳动会加速健康资本的折旧,增加身体负担,从而逐渐降低其劳动生产效率,最终陷入劳动收入随之减少的恶性循环。劳动参与在促进农户教育认知的同时也为其带来健康风险,超时劳动则在挤占教育时间投入的同时加速了劳动者的健康折旧。

再次,发展机会维度的指标多偏向于区域政策,是相对贫困的外部决定因素。在扶贫政策边际效益不断下降、边际成本不断上升的背景下,促进农村劳动力流动成为典型的二元经济结构国家中政府的主要政策倾向,因而西部地区农村居民的劳动参与,尤其是跨区域的城乡劳动参与有助于农户突破发展机会的限制,增加其平等享受就业、创业、融资等公共政策的机会,降低家庭发展机会维度的贫困效应。但大量西部地区外出务工劳动者对发展机会限制的突破引发了不可忽视的“三留守”“空心村”“乡村病”等问题,其背负的家庭经济压力与与家人长期分离所产生的感情成本不断提高其休息的机会成本,进而激励其选择超时劳动,但区域政策发展的影响因素是多元的,超时劳动为劳动者带来的损伤并不能直接稳定地作用于区域政策的调整,因此,超时劳动对发展机会维度的作用效果不稳定。

综上所述,受教育程度、健康水平等人力资本要素及区域政策的差异会直接影响农户的可行能力大小和发展机会水平,进而影响个体劳动类型决策,那么劳动类型的差异对于农村家庭多维相对贫困减贫效应会产生怎样的影响?为了回答这一问题,本文以全国数据为样本,进一步分析不同劳动类型对农村家庭多维相对贫困的影响。

四、异质性讨论与稳健性检验

(一) 劳动供给异质性与农村家庭减贫效应

农业劳动和非农劳动是农村劳动人口的两大劳动形式,根据 OECD 对劳动人口的分类,从事非农劳动的人口主要分为“自我雇佣者”“受雇佣者”两类。非农劳动与教育、健康等人力资本投资要素及区域政策等发展机会存在长期稳定的均衡关系(陈爱丽等,2020)。基于此,本文将参与劳动的样本划分为农业劳动者、非农劳动者,将非农劳动者划分为自雇型、他雇型^①。如表 5 所示,多种匹配方法下,参与非农劳动能显著减轻家庭多维相对贫困和资产状况维度、发展机会维度的贫困,但对于可行能力维度的减贫效应仅在 10%的水平上显著;自雇型非农劳动有助于减轻农村家庭的多维度、单维度贫困。

这可能是由于非农劳动尤其是自雇型非农劳动比农业劳动、他雇型非农劳动的劳动时间灵活性更高、工种选择面更宽、收入更为稳定,能较好地满足家庭对物质收入、能力提升、资源积累的需求。具体而言,一是工作时间自由灵活,更便于劳动者利用闲暇时间接受培训、参与交流等,并有助于实现其对子女的教育与照料、对老人的医疗健康关怀等必要的分工安排,改善家庭的福利水平。二是物质、人力资本积累效率一般更高,劳动者在个体经营的过程中更容易加深对社会政策的理解,更易变革经营理念与方式,有更多的机会融入社会参与的过程,进而不断提升自身人力资本水平,不断重视自身教育深

^① 问卷中“是否从事除农林牧副渔外的非农工作”,若回答“是”表示为非农劳动者,若回答“否”则表示为农业劳动者;以“是否从事个体私营”为衡量指标,“是”表示“自雇型”,“否”表示“他雇型”。

表5 劳动供给异质性对农村家庭各维度减贫效应(ATT)测算结果

匹配方法	参与非农劳动				自雇型			
	多维贫困	资产状况	可行能力	发展机会	多维贫困	资产状况	可行能力	发展机会
近邻匹配	-0.0231***	-0.0341***	-0.0047*	-0.0261***	-0.0599***	-0.0426**	-0.0705***	-0.0795***
(k=4)	(-2.75)	(3.16)	(1.92)	(5.10)	(-4.54)	(-2.01)	(-11.34)	(-12.79)
半径(卡尺)	-0.0227***	-0.0320***	-0.0047*	-0.0203***	-0.0685***	-0.0506***	-0.0719***	-0.0832***
匹配	(-2.89)	(5.81)	(1.92)	(3.95)	(-5.74)	(-3.69)	(-11.55)	(-13.39)
核匹配	-0.0170**	-0.0407***	-0.0094*	-0.0310***	-0.0686***	-0.0392***	-0.0723***	-0.0829***
	(-2.19)	(11.21)	(1.86)	(6.07)	(-5.79)	(-4.84)	(-11.62)	(-13.34)
马氏匹配	0.0221***	0.0590	-0.2486	-0.1054*	-0.0437***	-0.0421***	0.1627***	-0.0726**
	(2.68)	(1.22)	(-1.09)	(-1.65)	(-3.52)	(-2.67)	(5.49)	(-2.02)

注:(1)括号内数据为t值。(2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

造、健康维护等,有助于更新对子代的教育方式并提高主动性,从而改善自身及家庭成员的可行能力、发展机会维度的贫困状态。三是劳动者能根据家庭照料需求、市场回报需求的变化而更加灵活地选择工作努力程度,当家庭抚养负担加重需要劳动者向家庭投入更多的时间时,广大农村女性更倾向于选择自我雇佣的方式来保持家庭照料与劳动增收之间的平衡。

(二) 稳健性检验

为了避免不可控因素的干扰并检验计量方法的稳健性,本文分别对多维相对贫困评价体系、BP神经网络测度方法、模型构建3个方面进行稳健性检验^①。

首先,替换重要衡量指标并调整指标临界值。本文将资产状况维度中衡量收入的各年度贫困线替换为“生活来源是否够用”,同时根据多数用人单位招聘设置的最低学历门槛及义务教育年限,将可行能力维度的最高受教育程度的临界值从“低于小学学历”提高到“低于初中学历”。替换收入的衡量指标后,轻度、深度多维贫困指数未发生较大变化(见表6),将“最高受教育程度”的临界值提高后,多维相对贫困指数明显提高,平均约提高了1.2倍,但就劳动供给的减贫效应而言并未产生相悖的结论,评价体系的指标设置具有稳健性。

其次,分别用BP神经网络方法、等权重方法测度多维相对贫困各指标的权重、所有省份的多维相对贫困指数,并进行升序排序,若两种方法测度的指数排名差值在4之内,说明不同权重测度方法下的排名变化不显著。在两种权重测度方法下东部地区省份排名最高,西部最低,除河南省、辽宁省外,其他23个省的排名差值不超过4,这表明使用BP神经网络测度指标权重并不会引起显著偏差,意味着用BP神经网络赋权模型进行权重测度是稳健的。

^① 限于篇幅,仅列出多维相对贫困指标体系的稳健性检验结果。

再次,改变劳动供给衡量变量的度量方法。按照国家统计局的标准和学者们的做法(李琴等,2014;朱玲,2009;周小菲等,2020),将每周劳动时间小于1小时视为未参与劳动,全年劳动时间大于52小时则视为参与劳动;以每月26个标准工作日为界限,将月标准工作日超

过26天视为超时劳动;将农业劳动者定义为主要收入来源为农业,即以农业为职业的劳动者,依据数据可得性,将问卷中回答“所从事主要职业的性质”为“农业”的定义为农业劳动,回答为“非农业”的定义为非农劳动。最后,根据受雇人员雇佣主体划分,将雇佣主体为自然人的定义为“自雇型”,将雇佣主体为法人的定义为“他雇型”。替换各解释变量后,遵循前文的实证思路,在主要匹配方法下验证其对全国样本多维相对贫困、主要单维度贫困的平均处理效应,4个变量在不同方法下对各贫困维度的平均处理效应与前文结果相吻合,影响趋势大致相同,表明前文所构建模型通过稳健性检验。

五、结论与启示

本文运用CFPS 2012~2018年连续追踪面板数据,从多维、单维贫困两个层面讨论全国、东部、西部地区农村家庭劳动供给广度、深度及类型对其多维相对贫困的影响及作用机制。结果显示,(1)劳动参与显著降低了全国各地区农村家庭轻度多维相对贫困,明显提高了家庭生活质量,主要表现在改善家庭资产状况和发展机会上。但劳动参与对深度多维相对贫困的减贫效应呈现出地区异质性,西部地区由于家庭可行能力维度的发展动力、生产能力不足,减贫效果受限。(2)长期超时劳动会加重家庭的轻度多维相对贫困,超时劳动不能为农户带来有效的经济回报,反而增加个体患病、受伤的风险,挤占学习深造与子女教育的时间,加重家庭收入、教育、健康与医疗等方面的压力;对西部地区深度多维相对贫困的作用效果不稳健,主要体现在发展机会上。(3)自雇型非农劳动比农业劳动和他雇型非农劳动更具减贫效果,更能增强劳动者与社会的互动,进而提升

表 6 多维相对贫困评价指标体系稳健性检验

多维相对贫困户	处理组	对照组	ATT	t 值
轻度				
替换收入衡量指标				
劳动参与	0.0824	0.0977	-0.073***	-3.89
超时劳动	0.1129	0.1030	0.081***	-4.71
替换收入衡量指标 + 调整教育临界值				
劳动参与	0.1005	0.1245	-0.049***	2.88
超时劳动	0.1363	0.1271	0.062***	-6.63
深度				
替换收入衡量指标				
劳动参与	0.0619	0.0883	-0.034***	-4.01
超时劳动	0.0921	0.0854	0.023*	1.71
替换收入衡量指标 + 调整教育临界值				
劳动参与	0.0915	0.1091	-0.022***	3.58
超时劳动	0.1226	0.1209	0.019	1.42

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

自身人力资本,改善家庭在教育、健康、物质等层面的福利状态,有利于提升家庭的资产状况、可行能力、发展机会。

农村地区劳动供给的广度、深度与类型决策很大程度上取决于劳动者的可行能力与人力资本水平、农村地区非农产业基础、农民工劳动权益与社会保障制度等因素。鉴于此,本文认为:(1)加快提升农村劳动者人力资本禀赋。加大对农村地区尤其是西部农村地区教育资源的政策倾斜力度,改善农村地区教师队伍结构,加强农村劳动人口的职业技术教育与就业培训,以提高相对贫困人口在现代农业领域及第二、第三产业的就业能力;同时,要彻底改善农村环境,通过新媒体、图书室、活动广场等普及健康与卫生医疗知识,提升农村居民的保健意识与参保参合意识,尽量防止因病返贫,不断提升农村劳动人口的劳动能力与意愿。(2)鼓励农村劳动者自我雇佣,促进农村产业兴旺。产业兴旺是解决相对贫困的必经之路,在绿色发展观的指引下加快促进农业发展方式的转变、优化农业生产结构;通过贴息减税等方式加大对多维相对贫困家庭的金融支持力度,为其提供创业指导与法律咨询,并对其自我雇佣收入实施税费优惠与减免;围绕产业兴旺建设主题优化乡村创业环境,鼓励支持农民工返乡创业,降低返乡创业门槛简化审批流程,深化农村信用社改革并成立专项农村创业基金,鼓励农村劳动者从事自雇型劳动,以实现持续增收。(3)加强对相对贫困人口的各项权利保障力度,完善农民工劳动权益与社会保障政策。外出务工的农村劳动人口在子女教育、公共医疗、住房与基本社会保险等方面并没有完全享受和城镇居民同等的公共服务,制约了公共服务差异的缩小。因此政府在不断完善社会保障体系的同时,应突出对贫困人口的特惠性,将农村自我雇佣群体、外出农民工、从事临时性非农劳动的农村劳动人口纳入社保体系,以保障其基本劳动权益,同时,加大对农村相对贫困家庭子女教育的帮扶力度,确保其不再因学返贫,提高子代的劳动供给质量。

参考文献:

1. 陈爱丽等(2020):《农村家庭人力资本的减贫效应研究——基于非农就业的作用机制》,《农业现代化研究》,第1期。
2. 陈强(2014):《高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)》,高等教育出版社。
3. 程名望等(2014):《农村减贫:应该更关注教育还是健康?——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》,《经济研究》,第11期。
4. 程威特等(2021):《城乡居民家庭多维相对贫困的测度与分解》,《统计与决策》,第8期。
5. 韩佳丽等(2017):《贫困地区劳动力流动对农户多维贫困的影响》,《经济科学》,第6期。
6. 黄征学等(2019):《中国长期减贫,路在何方?——2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻》,《中国农村经济》,第9期。
7. 李琴等(2014):《健康对中国中老年人劳动供给的影响》,《经济学(季刊)》,第3期。
8. 裴劲松、矫萌(2020):《社会保险对农村留守老年人的子女养老替代效应研究——基于 CHARLS 的微观数据》,《河北大学学报(哲学社会科学版)》,第5期。

9. 彭继权、吴海涛(2017):《家庭生命周期视角下农户多维贫困影响因素研究》,《世界经济文汇》,第6期。
10. 宋扬、赵君(2015)《中国的贫困现状与特征:基于等值规模调整后的再分析》《管理世界》第10期。
11. 王小林、Sabina Alkire(2009):《中国多维贫困测量:估计和政策含义》,《中国农村经济》,第12期。
12. 吴愈晓等(2015):《家庭庇护、体制庇护与工作家庭冲突——中国城镇女性的就业状态与主观幸福感》《社会学研究》,第6期。
13. 解垚(2020):《中国多维剥夺与收入贫困》,《中国人口科学》,第6期。
14. 姚树洁、张璇玥(2020):《中国农村持续性多维贫困特征及成因——基于能力“剥夺—阻断”框架的实证分析》,《中国人口科学》,第4期。
15. 张琦等(2020):《2020年后中国减贫形势、任务与战略转型研究评述》,《学习与探索》,第11期。
16. 张文武等(2020):《家庭视角下的劳动参与和多维贫困——来自CHNS连续追踪面板的证据》,《当代经济科学》,第1期。
17. 周小菲等(2020):《新型农村合作医疗对农业劳动力供给的影响》,《中国经济问题》,第3期。
18. 朱玲(2009):《农村迁移工人的劳动时间和职业健康》,《中国社会科学》,第1期。
19. Alkire S., Foster J.(2011a), Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*. 95(7-8):476-487.
20. Alkire S., Foster J.(2011b), Understandings and Misunderstandings of Multidimensional Poverty Measurement. *The Journal of Economic Inequality*. 9(2):289-314.
21. Alkire S., Santos M.E.(2014), Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index. *World Development*. (59):251-274.
22. Anderson S., Eswaran M.(2009), What Determines Female Autonomy? Evidence from Bangladesh. *Journal of Development Economics*. 90(2):179-191.
23. Auda H., Albehery N., Hassan E.(2018), Robust Estimator for Relative Poverty Line with Application to Egypt. *Advances and Applications in Statistics*. 53(4):379-400.
24. Dağdeviren M., Yüksel İ.(2008), Developing a Fuzzy Analytic Hierarchy Process (AHP) Model for Behavior-based Safety Management. *Information Sciences*. 178(6):1717-1733.
25. Grossman M.(1972), On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 80(2).
26. Heckman J.J.(1993), What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?. *The American Economic Review*. 83(2):116-121.
27. Ravallion M.(2011), On Multidimensional Indices of Poverty. *The Journal of Economic Inequality*. 9(2):235-248.
28. Ravallion M., Chen S.(2019), Global Poverty Measurement when Relative Income Matters. *Journal of Public Economics*. 117:1-13.
29. Ręklewski M., Ryczkowski M.(2016), The Polish Regional Labour Market Welfare Indicator and Its Links to Other Well-being Measures. *Comparative Economic Research*. 19(3):113-132.
30. Sen A.(1976), Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*. 44(2):219-231.
31. Thorbecke E.(2011), A Comment on Multidimensional Poverty Indices. *Journal of Economic Inequality*. 9(3):485-487.

(责任编辑:朱 犁)