

互联网嵌入的青年多维减贫效应

陈旭东

(福建师范大学文化旅游与公共管理学院, 福州 350117)

摘要: 随着社会经济发展的放缓与社会阶层流动性的降低,国内青年也面临着严峻的多维贫困问题。基于CFPS(中国家庭追踪调查)2020数据,采用AF(Alkire-Foster)法,通过收入状况、教育获得、健康水平、生活条件、社会排斥、主观福祉等维度构建青年多维贫困指数,探讨互联网嵌入与青年多维贫困间的联系。研究发现,互联网嵌入能显著改善青年多维贫困状况,且能通过促进社会资本的积累来间接实现减贫。

关键词: 互联网嵌入; 青年贫困; 多维贫困; 社会资本; AF(Alkire-Foster)法

中图分类号: F49 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)01-0347-09

减贫工作历来是党和国家高度关注的事业,在2020年历史性地解决了绝对贫困问题之后,中国反贫困事业正式进入后扶贫时代。以往,贫困问题被视为农村问题、弱势群体问题,关于贫困的研究,地区上聚焦于农村,人群上聚焦于儿童、女性与老年人^[1-3]。但实质上,青年群体也面临着严峻的贫困问题。随着经济体制改革的推进和社会的飞速发展,社会主要矛盾的变化对青年产生了明显的影响。社会阶层流动性的下降,发展机会的缺失使得青年陷入了理想与现实的夹缝之中。就业、住房、养老、婚育,青年同时面临着多重的压力,重压之下的青年极易陷入贫困的境地。社会对青年的期待与青年群体的现状形成了对比。青年贫困的内涵已从单一经济维度向多维生存保障与个体发展方面延伸。

同时,“互联网”为主的信息技术和工具在全球范围内被广泛应用,其贫困治理功能已经得到了许多研究的证实。青年是最庞大的互联网使用群体,互联网已嵌入青年生活的各个维度。目前,学界对青年贫困的研究仍主要聚焦在收入维度,多维视角下的考察几乎空白。互联网使用的减贫效应多聚焦于经济方面(收入和消费)的作用原理、机制阐述,而其他维度的研究较为鲜见。

基于以上讨论,本文以AF(Alkire-Foster)法为基础构建青年多维贫困指数,并在此基础上探究互联网使用对青年多维贫困的减贫效应及其影响机理。

1 理论基础与研究假设

1.1 青年多维贫困的定义与测度

从绝对贫困到相对贫困,再到多维贫困,学者对贫困内涵的解读总是随时代的跃迁而变化。阿马蒂亚·森的可行能力理论被一致认为是多维贫困理论基础^[4]。他认为贫困在能力空间中是一个绝对的概念,但在商品或特征空间中,它往往会采取一种相对的形式,在对能力贫困的理论不断深化后,他提出了两大公理:①自由是发展的首要目的;②自由是促进发展的不可缺少的重要手段。阿马蒂亚·森^[5]认为,可行能力就是一种自由,是实现各种可能的功能性活动的实质自由,更具体地说,实质自由包括免受困苦,如饥饿、营养不良、可避免的疾病、过早死亡之类基本的可行能力,以及能够识字算数、享受政治参与等的自由。阿马蒂亚·森基于自己的可行能力视角,将贫困定义为“基本可行能力的被剥夺”。在阿马蒂亚·森的理论的基础上,学界与国际机构开始了对多维贫困指标体系的探索。多维度贫困测量中影响比较大的指数有人类贫困指数(HPI)、人类发展指数(HDI)、多维贫困指数(MPI)等。联合国开发计划署(UNDP)采纳了AF方法来测算全球多维贫困状况,提出多维贫困指数(MPI),包括教育、健康、生活水平3个贫困维度共10个指标。

国内外学者对多维贫困的测度及其影响因素的研究也非常丰富,针对不同地区、不同人群的多维贫困指标构建不尽相同^[6-9]。正如萨缪尔森所说,“贫困”是一个非常难以捉摸的概念,即对不同人而

收稿日期: 2024-07-25

作者简介: 陈旭东(2000—),男,福建福州人,硕士研究生,研究方向为社会保障。

言意味着不同的事情。“贫困”作为一个社会性概念,广义的范围内不可能形成一个普适性的“贫困”对所有的现象进行概括说明。唯一可以确定的是:“贫困”是一种负面的状态,对其内涵的负向表达可以从多维进行诠释,其因时、因地、因人而异。

改革开放带来经济腾飞的同时伴随着社会结构的快速变化、贫富差距的增大,青年的生存环境面临剧变,由此产生的青年贫困现象不容忽视。青年贫困问题的特点具有复杂性和特殊性。首先,随着经济体制改革的推进和社会的飞速发展,社会主要矛盾的变化对青年产生了明显的影响。在这种情况下,青年对美好生活的向往更加迫切,对自身的预期更加乐观,而残酷的现实却与此形成了鲜明的对比,使得青年贫困的形势更加严峻。其次,青年贫困的现状对青年自身的发展及其后代的培养具有持续性的影响,阶层流动性下降与代际贫困问题逐渐凸显。最后,除了表现为收入的匮乏,青年贫困群体还面临着住房、父母养老及就业质量等多重压力,贫困的实质已经从单维向多维延伸。本文以可行能力理论为基础,从收入、教育、健康、生活、政治与精神 6 维度构建国内青年多维贫困指数。

1.2 互联网嵌入的青年多维减贫机制分析

1.2.1 互联网嵌入与青年多维贫困直接作用

以多维贫困理论来看互联网使用的减贫效应可以发现,互联网使用在贫困的各个维度都发挥一定的作用。

从收入的角度来看,已有国内外文献实证检验发现互联网使用具有显著的工资溢价效应,可以提高劳动者收入水平。Krueger^[10]利用微观数据检验了互联网对工资结构的影响,结果发现劳动者可以获得 10%~15% 的互联网工资溢价。Lee 和 Kim 认为^[11]互联网可以显著提升劳动生产率,进而可以获得 8% 左右的工资溢价。蒋琪等^[12]利用 CFPS(中国家庭跟踪调查)数据实证分析了中国居民的互联网工资溢价效应,发现互联网使用可以显著提升中国居民收入水平,互联网工资溢价率约为 23.99%。

从能力与机会的角度看,互联网使用与可行能力有着积极的联系。互联网使用被认为可以弥合教育资源的平等,通过使用互联网可以实现高效率、低成本的优质教育资源共享,从而缩小因家庭背景、区域、城乡等原因导致的教育不平等^[13]。Cecchini 和 Scott^[14]表明互联网可以改善贫困人口的教育、卫生、社会资源、金融服务的获取机会,进而帮助贫困人口减少落入贫困的可能性。Nayask

等^[15]认为合理使用信息技术可以帮助农村地区打破地域上的限制,提高商品销售信息的获取能力,改善农业技术信息,进而为贫困人口提供更多帮助。Galperin 等^[16]认为互联网使用能促进民主化、社会参与,并且有助于个人社会资本与人力资本的积累。基于以上讨论,提出如下假设。

H1: 互联网使用有助于缓解青年多维贫困。

1.2.2 互联网使用与青年多维贫困间接作用

互联网使用可能通过促进青年群体社会资本积累这一渠道,缓解其多维贫困状况。有充分的证据表明,互联网嵌入与个人的社会网络有着积极的联系,如网络关系的大小、强度和异质性^[17]。现有研究表明,互联网嵌入有利于“弱关系”的建立和维系,如与熟人和远亲的关系。Boase 和 Wellman^[18]发现互联网用户有一个更大的弱关系网络,并且这些关系通常在关键的个人时间被激活,如在找工作或换职业时。在一项关于社会关系的经典研究中,Granfortter^[19]认为由于“强关系”可能拥有人们已经拥有的大部分信息,因此它们不太可能在关键事件中有所帮助。相比之下,弱关系将人们与更广泛的、具有异质性的人群联系起来,因此更有可能成为非冗余信息的宝贵来源。总之,互联网嵌入、社会资本积累与青年多维贫困问题有着积极影响,互联网嵌入可对青年社会网络进行重构与再造,有利于增加弱关系的数量以及加强与强关系的互动,以此加强青年在生活转变节点上的资源调配能力,从而改变青年的多维贫困状况。基于此,提出如下假设。

H2: 互联网嵌入可通过促进社会资本的积累来缓解青年多维贫困问题。

2 青年多维贫困测度

2.1 数据来源

本文数据来源于中国家庭追踪调查数据库(CFPS)。该数据库包含了村级、家庭、成人、儿童等层面的信息,能较好地反映青年群体的整体状况。目前,CFPS 数据已开放到 2020 年。因此,采用 2020 年 CFPS 数据,实证探究互联网嵌入对青年多维贫困的影响。参照韩军辉^[20]的研究,将青年定义为年龄在 16~44 岁的人群,经整理,有效的样本量为 8 115 份。

2.2 青年多维贫困指标选取

本文基于已有研究并结合国内青年实际,以收入状况、教育获得、健康水平、生活条件、社会排斥、主观福祉 6 个维度为基础,凭借 AF 双界限法计算青年多维贫困指数。具体指标选取见表 1。

表 1 青年多维贫困评价指标

维度	指标	剥夺临界值
收入水平(1/6)	家庭人均收入(1/6)	低于居民收入中位数的 40% 视为被剥夺(以省市与乡村为依据分类计算)
教育获得(1/6)	受教育年限(1/6)	个人受教育年限低于 9 年视为被剥夺
健康状况(1/6)	自评健康(1/12)	自评健康小于样本平均值视为被剥夺
	客观健康(1/12)	BMI(身体质量指数)大于 23.9 或小于 18.5 视为被剥夺
生活条件(1/6)	做饭用水(1/24)	做饭用水为未清洁水源视为被剥夺
	做饭燃料(1/24)	做饭燃料为非清洁燃料视为被剥夺
	耐用品价值(1/24)	耐用消费品价格低于 1 000 元视为被剥夺
	家庭住房(1/24)	家庭成员未拥有完全产权视为被剥夺
社会排斥(1/6)	就业(1/18)	未就业或退出劳动力市场视为被剥夺
	社会保障(1/18)	缺失基本医疗保险或基本养老保险任意一种即视为被剥夺
	政治参与(1/18)	过去一周内通过各渠道了解政治信息天数低于 4 视为被剥夺
主观福祉(1/6)	生活满意度(1/12)	对自己生活满意度低于 3 视为被剥夺
	未来信心(1/12)	对自己未来信心程度低于 3 视为被剥夺

注:括号内为指标权重。

2.3 青年多维贫困测度与分析

2.3.1 青年多维贫困描述

由表 2 可见,从性别来看,女性青年比男性青年面临着更为严峻的多维贫困问题。这可能是因传统观念与现代社会中仍旧存在的社会性别歧视问题使得女性在教育、就业、收入等多个维度上处于相对不利的地位。这种困境不仅限制了她们的个人发展,也会对整个社会的公平和可持续发展产生负面影响。从年龄来看,相比于低龄青年,36~44 岁的高龄青年的多维贫困指数与贫困发生率都明显较高。这个年龄段的青年,通常正处于职业发展的关键期,同时也面临着家庭责任和社会压力的双重挑战。

由表 3 可见,中国区域发展不平衡的现象仍旧严峻。从城乡对比中可以明显发现,乡村青年的贫困发生率与多维贫困指数都显著高于城镇。这不仅反映了城乡之间在经济发展、教育资源、基础设施等方面的巨大差距,也揭示了乡村青年的多重困境。具体来看,在地区层面上,西部青年的多维贫困问题最为突出。西部地区由于地理环境的限制、基础设施的不足以及历史发展的滞后性,使得当地青年在教育、就业、医疗等方面面临较大的困难。与此相比,东北地区的多维贫困问题也较为严重,尽管这一地区有着较强的工业基础,但近年来的经济转型和结构调整使得青年机会减少,贫困问题凸显。

表 2 青年多维贫困状况(人群)

变量	性别		年龄		
	男性	女性	16~25 岁	26~35 岁	36~44 岁
平均剥夺份额 A	0.397	0.402	0.391	0.395	0.406
贫困发生率 H	0.146	0.186	0.135	0.132	0.231
多维贫困指数 M	0.058	0.075	0.053	0.052	0.094

表 3 青年多维贫困状况(区域)

变量	城乡		地区			
	城镇	乡村	东部	中部	西部	东北
平均剥夺份额 A	0.393	0.404	0.394	0.400	0.402	0.404
贫困发生率 H	0.123	0.220	0.137	0.133	0.222	0.172
多维贫困指数 M	0.048	0.089	0.054	0.053	0.089	0.070

2.3.2 青年单维贫困发生率

由表 4 可见,从性别来看,女性青年在收入、教育、与社会排斥维度的贫困发生率都显著高于男性。尤其是在社会排斥维度中,女性在教育与政治参与方面的贫困问题尤为突出,贫困发生率分别为 23.06% 和 49.61%,较男性高出 17.96% 和 12.18%。这反映出女性青年在职场和政治领域中面临更大的不公平和障碍,限制了她们的职业发展和社会参与。另一方面,在健康维度中,男性的客观健康指标的贫困发生率显著高于女性。这可能与男性在工作和生活中面临的高压力和高风险环境有关,也可能与不良的生活习惯联系密切。从年龄来看,36~44 岁高龄青年的教育获得与健康状况维度的贫困发生率最高。高龄青年教育贫困发生率偏高可能与教育制度实施的年份相关,高龄青年在学习阶段可能并未完全享受到义务教育制度的福利。健康维度中,这个年龄段的青年可能面临着职场与家庭的双重压力,导致了健康管理不善。然而,在社会排斥维度中,16~25 岁的青年在就业与社会保障指标上面临严峻的贫困问题,贫困发生率分别达到了 22.38% 和 58.62%。这表明年轻人在进入劳动市场和获得社会保障方面存在一定的困难和障碍。低龄青年由于缺乏经验和社会资源,导致在就业市场上竞争力较弱,同时该类青年也是灵活就业人群的主力军,国内的社会保障体系在新

就业形态下仍未充分完善,对该类青年存在覆盖不足的情况。

由表 5 可见,从城乡差异来看,乡村青年在教育、健康、生活条件与社会排斥维度中大部分指标的贫困发生率都明显高于城镇青年,这一现象反映了城乡之间在资源分配、基础设施建设、社会服务等方面的显著差距。但在家庭住房指标上,城镇青年的贫困发生率较之乡村青年高了 13.4%,这一差异主要源于城市高房价和高生活成本的压力,许多城镇青年难以负担住房开支,导致住房条件不理想。相对而言,乡村地区的住房成本较低,住房问题不如城市青年那么突出。从地区差异来看,西部地区的青年在教育维度与生活维度上的贫困发生率较高,东部地区的青年在住房指标上贫困发生率较高。综合来看,城乡和地区差异显著影响了青年多维贫困的发生率。乡村青年在教育、健康、生活条件和社会排斥方面的贫困问题尤为突出,

西部地区的青年在教育和生活维度上贫困率较高,而城镇、东部地区的青年则在住房方面面临更多困难。

3 变量描述

3.1 被解释变量

被解释变量为青年多维贫困状态与多维贫困程度。根据以往研究,将剥夺临界值 K 设为 0.3,当青年多维贫困程度得分大于 0.3 时,视作该青年处在多维贫困状态之中^[21-22]。

3.2 解释变量

解释变量为互联网嵌入,相较于互联网使用与否,互联网嵌入指数更能反映互联网嵌入在青年生活当中的深度、广度,全面反映青年互联网使用状况。参照郑景丽等^[23]、冀县卿等^[24]的研究,本文从互联网设备接入、互联网使用深度与互联网信息重视三维度构建互联网嵌入指数,假设各维度同等重要,通过等权法进行加总计算,得出互联网嵌入指数。

表 4 青年单维贫困发生率(人群)

维度	指标	贫困发生率/%					
		全体	男性	女性	16~25 岁	26~35 岁	36~44 岁
收入水平	家庭人均收入	10.51	9.58	11.43	10.27	9.31	12.36
教育获得	受教育年限	12.95	11.74	14.14	6.13	8.78	22.14
健康状况	自评健康	12.21	11.29	13.12	6.59	9.88	18.20
	客观健康	44.74	50.14	39.45	39.77	43.10	49.45
生活条件	做饭用水	15.51	15.62	15.41	17.01	14.26	16.63
	做饭燃料	19.11	20.05	18.20	22.61	17.27	20.14
	耐用品价值	7.04	7.41	6.67	9.89	6.12	7.02
	家庭住房	24.20	24.87	23.55	29.04	26.75	18.27
社会排斥	就业	14.16	5.10	23.06	22.38	14.78	9.42
	社会保障	38.16	38.18	38.15	58.62	37.75	29.20
	政治参与	43.57	37.43	49.61	43.45	41.16	47.12
主观福利	生活满意度	4.87	5.70	4.06	5.90	4.85	4.41
	未来信心	2.56	2.66	2.47	1.92	2.41	3.08

表 5 青年单维贫困发生率(区域)

维度	指标	贫困发生率/%						
		全国	城镇	乡村	东部	中部	西部	东北
收入水平	家庭人均收入	10.51	11.19	9.67	11.29	9.6	10.54	9.97
教育获得	受教育年限	12.95	6.61	20.83	7.33	8.82	23.53	9.41
健康状况	自评健康	12.21	11.37	13.26	12.15	11.12	13.47	11.20
	客观健康	44.74	45.53	43.77	46.37	46.40	38.23	54.54
生活条件	做饭用水	15.51	8.41	24.34	12.58	16.55	15.53	22.40
	做饭燃料	19.11	7.01	34.15	7.48	14.04	35.42	20.16
	耐用品价值	7.04	5.92	8.43	7.19	5.95	7.09	8.74
	家庭住房	24.20	30.18	16.77	33.47	16.55	21.83	18.48
社会排斥	就业	14.16	13.26	15.28	13.19	16.96	13.04	14.33
	社会保障	38.16	33.99	43.36	37.64	41.13	32.37	49.83
	政治参与	43.57	37.32	51.34	39.58	45.98	47.23	40.54
主观福利	生活满意度	4.87	4.40	5.44	4.39	3.91	5.94	5.38
	未来信心	2.56	2.54	2.60	2.37	2.24	3.09	2.35

3.3 中介变量

本文的中介变量为社会资本,在微观层面,已有研究认为社会资本是嵌入在个人的社会关系网络中可以通过有目的的行为来获取、调动,并以期获得回报的资源。参照其他研究,本文选取以下3个指标来衡量青年的社会资本存量^[25]:①对陌生人的信任程度。该指标考察青年对社会上陌生人的信任程度,一般来说信任程度越高,越容易与他人发生联结,建立起广泛、强力的联系,积累自身的社会资本。②自评社会地位。该指标考察青年对自身社会地位的认知,具有优势社会地位的个体,会拥有较强的社会资本^[26]。③人情礼金支出。该指标描绘的是青年家庭支出的人情礼的价格数量,人情礼支出的越多表明所拥有的社会资本越广、越强。确定指标后通过熵权法确定权重,计算青年社会资本综合指数。

3.4 控制变量

参考既往研究,基于研究需要,设置了包含个体、家庭、社会各层次的控制变量。个体层面的控制变量包括年龄、婚姻、户籍等;家庭层面的控制变量包括土地流转、家庭储蓄、家庭成员数量、家庭抚养比;社会层面的变量包括是否接受政府补助与是否接受社会救助。各类变量的描述性统计见表6。

4 实证结果与分析

4.1 基准回归

表7报告了互联网嵌入对青年多维贫困影响的回归结果,(2)列、(4)列分别在(1)列、(3)列的基础上添加了控制变量。由(2)列、(4)列的回归结果可以看出,互联网嵌入不仅能显著缓解青年多维贫困程度,也能显著降低青年陷入多维贫困状态的概

率。以多维贫困程度作为重点分析,从控制变量来看,在个体层面性别、婚姻与户籍都对青年多维贫困程度有显著的负向影响。相较于女性男性更容易拥有较低的多维贫困程度,这可能是由于社会当中的性别歧视现象仍未得到有效缓解,女性青年可能在劳动力市场上面对更多的不公待遇^[27],导致自身难以获得稳定的收入或是向上渠道,进而导致了教育健康等投资的匮乏,同时不公的待遇还会导致女性青年的主观福利缺失。婚姻可以改善青年的多维贫困状况,农村青年比城镇青年的多维贫困程度更高,这是由于中国长期的城乡两极化发展,导致农村地区经济发展滞后,社会福利与社会保障等的相对缺失,导致了农村青年更易陷入多维贫困之中^[28];从家庭层面的控制变量来看,土地流转、家庭储蓄对青年多维贫困程度有显著的负向影响,家庭成员数量与家庭抚养比则对其有显著的正向影响。研究表明,土地流转具有增收减贫的作用,同时土地流转还能够优化土地与劳动力资源配置实现多维度的减贫^[29]。家庭成员数量越多或是家庭抚养比越高,青年就越容易处于较高的多维贫困程度,家庭成员数量越多就意味着家庭资源更加分散地分配到每个人身上,造成个人拥有资源的下降,而家庭抚养比越高就意味着家庭中的适龄劳动力要负担更多非劳动力人口的生活,造成自身可支配收入的相对降低;从社会层面的控制变量来看,政府补助与社会救助均对青年多维贫困程度有显著的正向影响。本文认为这可能是变量间的反向因果关系导致,即贫困程度越高接受政府补助与社会救助的可能性越高,并不是接受了救助或补助更容易加剧贫困状况。

表6 变量描述性统计

变量类型	变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
因变量	青年多维贫困状态	0.166	0.372	0.000	1.000	8 115
	青年多维贫困程度	0.173	0.129	0.000	0.861	8 115
自变量	互联网嵌入	0.685	0.248	0.024	1.000	8 115
中介变量	社会资本	0.366	0.147	0.000	0.959	8 115
个体控制变量	年龄	32.659	6.561	16.000	44.000	8 115
	性别(1=男,0=女)	0.496	0.500	0.000	1.000	8 115
	婚姻(1=已婚,0=未婚)	0.760	0.427	0.000	1.000	8 115
	户籍(1=城镇,0=乡村)	0.554	0.497	0.000	1.000	8 115
家庭控制变量	土地流转(1=有,0=无)	0.187	0.390	0.000	1.000	8 115
	家庭储蓄(对数)	8.093	4.643	0.000	15.607	8 115
	家庭成员数量	4.519	2.093	1.000	15.000	8 115
	家庭抚养比	0.538	0.510	0.000	5.000	8 115
社会控制变量	政府补助(1=有,0=无)	0.342	0.474	0.000	1.000	8 115
	社会救助(1=有,0=无)	0.024	0.153	0.000	1.000	8 115

表 7 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	Ols	Ols
	多维贫困 状态	多维贫困 状态	多维贫困 程度	多维贫困 程度
互联网嵌入	-1.877*** (0.074)	-1.529*** (0.081)	-0.233*** (0.006)	-0.201*** (0.006)
年龄		0.014*** (0.003)		0.000 (0.000)
性别		-0.148*** (0.036)		-0.010*** (0.003)
婚姻		-0.186*** (0.052)		-0.018*** (0.004)
户籍		-0.095** (0.038)		-0.016*** (0.003)
土地流转		-0.054 (0.046)		-0.007** (0.003)
家庭储蓄		-0.042*** (0.004)		-0.004*** (0.000)
家庭成员数量		0.056*** (0.010)		0.004*** (0.001)
家庭抚养比		0.115*** (0.037)		0.008*** (0.003)
政府补助		0.124*** (0.040)		0.011*** (0.003)
社会救助		0.237** (0.103)		0.028*** (0.009)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本数	8 115	8 115	8 115	8 115

注:***、**分别表示 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$; 括号内为稳健标准误。

4.2 稳健性检验

(1) 更换自变量计算方式。前文分析中假设互联网嵌入各维度的指标同等重要, 计算出了互联网嵌入指数, 实际上不同维度的指标对青年多维贫困的影响可能存在一定的差异, 因此本文使用熵权法重新计算互联网嵌入指数, 对结果进行稳健性检验。

(2) 对数据缩尾后进行回归, 以 1/99 对互联网嵌入指数进行缩尾处理后进行回归。由两种稳健性检验方法的回归结果来看, 互联网嵌入均对青年多维贫困状态与青年多维贫困程度有显著的负向影响, 说明基准回归结果具有稳健性, 互联网嵌入有着积极的减贫效应。稳健性检验结果见表 8。

4.3 内生性检验

互联网嵌入会在一定程度上减缓青年的多维贫困, 但其中可能存在内生性。在实证模型中可能存在着遗漏变量的问题, 而且互联网嵌入与青年多维贫困间可能存在着反向因果的关系。一方面, 青年可能通过使用互联网, 增强自身的可行能力、摆脱多维贫困。另一方面, 互联网嵌入可能又与当地或个人的经济状况有关, 贫困青年可能没有使用互

表 8 稳健性检验结果

变量	青年多维贫困状态		青年多维贫困程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	熵权法	缩尾	熵权法	缩尾
互联网嵌入	-1.392*** (0.073)	-1.466*** (0.093)	-0.180*** (0.006)	-0.186*** (0.007)
年龄	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
性别	-0.139*** (0.036)	-0.146*** (0.037)	-0.008*** (0.003)	-0.009*** (0.003)
婚姻	-0.195*** (0.052)	-0.170*** (0.052)	-0.020*** (0.004)	-0.016*** (0.004)
户籍	-0.090** (0.038)	-0.103*** (0.039)	-0.015*** (0.003)	-0.018*** (0.003)
土地流转	-0.057 (0.046)	-0.059 (0.047)	-0.008** (0.003)	-0.008** (0.003)
家庭储蓄	-0.042*** (0.004)	-0.041*** (0.004)	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
家庭成员数量	0.055*** (0.010)	0.055*** (0.010)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
家庭抚养比	0.112*** (0.037)	0.127*** (0.037)	0.008*** (0.003)	0.009*** (0.003)
政府补助	0.119*** (0.040)	0.124*** (0.041)	0.010*** (0.003)	0.011*** (0.003)
社会救助	0.237** (0.103)	0.270** (0.106)	0.028*** (0.009)	0.029*** (0.009)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本数	8 115	7 919	8 115	7 919

注:***、**分别表示 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$; 括号内为稳健标准误。

联网的有利条件, 导致其互联网嵌入程度较低。参照已有文献, 将个体按省份、城乡的顺序进行分类, 计算互联网使用频率的均值(除自身外)作为个体互联网使用的工具变量^[30]。地区互联网使用频率的均值可以很好地反映当地互联网普及程度, 当地的互联网普及程度越高, 青年的互联网嵌入程度就可能越高。社会网络与信息交流等因素导致地区互联网使用率与个人互联网使用状况高度关联。然而, 地区内其他个体的平均互联网使用状况与青年的多维贫困状况无直接关联。因此, 该工具变量较好地满足了相关性和外生性要求。由表 9(1)列、(3)列可知工具变量与被解释变量在 1% 水平下显著相关, (2)列、(4)列表明, 拟合后互联网嵌入仍对青年多维贫困状态与青年多维贫困程度有显著的负向影响。Wald 检验的结果在 5% 的显著性水平下认为解释变量是内生变量说, 工具变量具有一定的解释力。K-P-Wald F 统计量等于 63.619, 大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在 10% 偏误的临界值(16.38), 也通过了不可识别检验与弱工具变量检验, 再次表明本文的工具变量是有效的^[31-32]。总的来说, 互联网嵌入能显著缓解青年多

表 9 内生性检验结果

变量	IV-probit		IV-2sls	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
工具变量	0.437*** (0.047)		0.437*** (0.055)	
互联网嵌入		-3.153*** (0.822)		-0.499*** (0.075)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本数	8 115	8 115	8 115	8 115
Wald 检验	4.13**			
K-P-LM			60.977***	
K-P-Wald F			63.619	

注:***、**分别表示 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$; 括号内为稳健标准误; IV-probit、IV-2sls 为工具变量模型。

维贫困的研究结论是稳健的。

4.4 异质性分析

4.4.1 人群异质性

互联网嵌入对青年的减贫效应可能根据人群的不同而不同。本文从性别与年龄两个角度进行分析,异质性分析因变量为青年多维贫困程度。由表 10 可见,互联网嵌入对女性与高龄青年的减贫效果具有更强的边际效应。

4.4.2 区域异质性

表 11 显示,从城乡差异来看,城镇青年的互联网嵌入减贫效应要强于乡村青年,从地区来看,中部青年的互联网嵌入减贫效应最小,西部青年最大。这可能是因为相比于乡村地区,城镇地区的互联网基础设施更加完善,加之两地间青年因成长环境形成的不同认知,使得城镇青年能够更充分地利用互联网进行学习、就业和社交^[33],获得更多减贫效益。西部地区尽管基础设施相对落后,但近年来政府加大了对西部地区互联网基础设施的投入,互联网普及率和使用效果逐渐提升,而西部地区的原

表 10 异质性分析结果

变量	性别		年龄		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	男性	女性	16~25 岁	26~35 岁	36~44 岁
互联网嵌入	-0.181*** (0.009)	-0.217*** (0.009)	-0.153*** (0.019)	-0.197*** (0.010)	-0.195*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	4 021	4 094	1 305	4 019	2 791

注:***表示 $P < 0.01$; 括号内为稳健标准误。

始贫困基数就较大,在这背景下互联网嵌入对西部青年可能有更强的减贫效益。

4.5 传导机制分析

表 12 中(1)列显示,互联网嵌入可以显著促进青年社会资本的积累,表 12 中(2)列、(3)列显示,在控制其他变量后,互联网嵌入与社会资本能够显著降低青年陷入多维贫困状态的概率,缓解青年多维贫困程度。因此,互联网嵌入能够通过促进社会资本的积累来改善青年多维贫困状况。

为保证结果的稳健性采用偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法,采取 500 次重复抽样,结果表明上述的验证结果具有稳健性(表 13)。经过计算得出,社会资本的中介效应分别占比 3.5% 和 3.8%。因此,假设 H2 得到证实。

5 结论与建议

5.1 结论

虽然学界对多维贫困问题已进行了较多研究,但聚焦于青年群体的研究较为鲜见,实质上青年也面临着严重的贫困问题。相比于以往的研究,本文跳脱出互联网使用与否的局限,构建了综合的互联网嵌入指数,研究了互联网嵌入如何影响青年多维贫困状况,并对其传导机制进行了进一步讨论。本文的主要结论包括:①互联网嵌入能够显著改善青年多维贫困状况;②异质性分析表明,在人群上,互

表 11 区域异质性分析结果

变量	城乡		地区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城镇	乡村	东部	中部	西部	东北
互联网嵌入	-0.211*** (0.009)	-0.188*** (0.009)	-0.210*** (0.011)	-0.155*** (0.013)	-0.212*** (0.011)	-0.194*** (0.020)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制
样本数	4 496	3 619	2 782	1 916	2 524	893

注:***表示 $P < 0.01$; 括号内为稳健标准误。

表 12 传导机制分析结果

变量	社会资本		
	(1)	(2)	(3)
	社会资本	青年多维 贫困状态	青年多维 贫困程度
互联网嵌入	0.082*** (0.008)	-2.524*** (0.142)	-0.193*** (0.006)
社会资本		-1.845*** (0.227)	-0.095*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制
样本数	8 115	8 115	8 115

注:***表示 $P < 0.01$; 括号内为稳健标准误。

表 13 Bootstrap 检验结果

中介效应	系数		95% 误差修正置信区间
	效应	标准误差	
青年多维贫困状态	-0.016	0.000 3	[-0.024, -0.011]
青年多维贫困程度	-0.007	0.000 1	[-0.010, -0.005]

互联网嵌入对女性青年、高龄青年的减贫效应更强,在区域上,城镇青年、西部青年更能通过互联网摆脱贫困;③传导机制分析表明,互联网嵌入能够通过促进社会资本的积累,帮助青年群体实现减贫、脱贫。

5.2 政策建议

(1)增加对青年贫困的关注,特别是多维贫困问题。完善社会保障体系保障青年可以享有最基本的社会保障,制定完善法律法规,保障青年在劳动力中的权益,特别是在灵活就业和非标准就业形式下。同时,针对青年提供相应的数字技能培训,保障青年充分享受到互联网所带来的红利。

(2)重视社会资本的减贫效用,充分发挥互联网嵌入优势。政府应支持和鼓励开发适合青年使用的互联网社交平台,促进青年之间的互动与交流,增强青年社会网络的联结性。同时,制定严格的网络安全和隐私保护政策,积极引导网络舆论,确保互联网嵌入的正向效用。

参考文献

- [1] 王卓,郭真华. 儿童相对贫困的标准建构与多维测度:基于 2021 年四川凉山州的专题调查[J]. 农村经济, 2022(8): 1-11.
- [2] 兰峰,马加乐,黄歆. 多维相对贫困视角下的女性生育代价:来自 CFPS 数据的经验证据[J]. 人口与发展, 2023, 29(5): 12-26.
- [3] 周云波,王莹,沈扬扬. 中国农村老年多维贫困特征与动态变化[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2022(6): 19-35.

- [4] MARTINETTI E C. A multidimensional assessment of well-being based on Sen's functioning approach [J]. *Rivista Internazionale Scienze Sociali*, 2000, 108(2): 207-239.
- [5] 阿马蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 任曠,于真,译. 北京:中国人民大学出版社,2002.
- [6] ALKIRE S, APABLAZA M. Multidimensional poverty in Europe 2006-2012: Illustrating a methodology[J]. *Oxford Poverty and Human Development Initiative Working Papers*, 2016, 74. DOI:10.13140/RG.2.1.3445.8481.
- [7] ANGULO R, DIAZ Y, PARDO R. The Colombian multidimensional poverty index: measuring poverty in a public policy context[J]. *Social Indicators Research*, 2016, 127: 1-38.
- [8] 罗斯丹,周惠,王凌霄. 不同养老方式对中国老年人多维贫困的影响研究[J]. 当代经济研究, 2022(12): 115-128.
- [9] 吕新博,赵伟. 中国农村动态多维贫困分析:基于 CHNS 抽样数据的研究[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2022, 43(3): 126-137.
- [10] KRUEGER A B. How computers have changed the wage structure: evidence from micro data, 1984-1989[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(1): 33-60.
- [11] LEE S H, KIM J. Has the internet changed the wage structure too? [J]. *Labour Economics*, 2004, 11(1): 119-127.
- [12] 蒋琪,王标悦,张辉,等. 互联网使用对中国居民个人收入的影响:基于 CFPS 面板数据的经验研究[J]. 劳动经济研究, 2018(5): 121-143.
- [13] 张济洲,黄书光. 隐蔽的再生产:教育公平的影响机制:基于城乡不同阶层学生互联网使用偏好的实证研究[J]. 中国电化教育, 2018(11): 18-23.
- [14] CECCHINI S, SCOTT C. Can information and communications technology applications contribute to poverty reduction? lessons from rural India [J]. *Information Technology for Development*, 2003, 10(2): 73-84.
- [15] NAYAK S K, THORAT S B, KALYANKAR N V. Reaching the unreached a role of ICT in sustainable rural development[J]. arXiv Preprint arXiv: 1002. 2134, 2010.
- [16] GALPERIN H, FERNANDA VIECENS M. Connected for development? theory and evidence about the impact of internet technologies on poverty alleviation[J]. *Development Policy Review*, 2017, 35(3): 315-336.
- [17] DIMAGGIO P, HARGITTAI E, NEUMAN W R, et al. Social implications of the internet[J]. *Annual Review of Sociology*, 2001, 27(1): 307-336.
- [18] BOASE J, WELLMAN B. Personal relationships: on and off the internet[J]. *The Cambridge Handbook of Personal Relationships*, 2006, 8: 709-723.
- [19] GRANOVETTER M S. The strength of weak ties[J]. *American Journal of Sociology*, 1973, 78(6): 1360-1380.

- [20] 韩军辉. 互联网使用能否缓解青年工作贫困? 基于CGSS2017的实证研究[J]. 中国青年研究, 2022(11): 70-78.
- [21] 张全红, 周强. 中国贫困测度的多维方法和实证应用[J]. 中国软科学, 2015(7): 29-41.
- [22] 马红梅, 刘燕. 教育对缓解多维相对贫困的影响: 基于高校扩招自然实验的证据[J]. 现代大学教育, 2024, 40(3): 87-95, 113.
- [23] 郑景丽, 沈洋, 周鹏飞. 西部地区农村信息化建设的反贫困效应研究: 基于CFPS2018的实证分析[J]. 西北人口, 2021, 42(2): 95-105.
- [24] 冀县卿, 王兴锋, 王琢. 互联网嵌入、农户多维相对贫困与共同富裕[J]. 江海学刊, 2023(1): 120-126.
- [25] 车四方, 谢家智, 姚领. 社会资本、农村劳动力流动与农户家庭多维贫困[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2019, 45(2): 61-73, 196.
- [26] 郭强, 尹寿兵, 刘云霞, 等. 初始资源、社会资本对旅游小企业成长的影响研究: 以宏村为例[J]. 旅游学刊, 2019, 34(12): 36-47.
- [27] 王翌秋, 郭冲, 金松青. 生育影响高质量就业的性别差异研究[J]. 世界经济文汇, 2024(3): 80-98.
- [28] 袁媛, 陈哲, 李紫晴, 等. 中国女性贫困特征与影响因素研究[J]. 地理科学, 2023, 43(3): 488-499.
- [29] 刘宏, 矫萌. 土地流转对农户多维相对贫困的影响及机制研究: 基于生产资源优化配置视角[J]. 中国土地科学, 2024, 38(4): 31-42.
- [30] 刘雪颖. 互联网使用对家庭财富积累与分配的影响: 基于中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据的经验研究[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 52(4): 92-104.
- [31] 魏浩, 邓琳琳, 袁然. 高管团队海外经历与中国企业的进口行为[J]. 商业经济与管理, 2024(3): 59-73.
- [32] 宋明勇, 王超, 张梓靖. 金融科技的公司治理效应: 基于控股股东股权质押视角[J]. 金融理论与实践, 2024(4): 1-12.
- [33] 赵忠, 刘雪颖, 高程玉. 互联网使用是否助推了家庭金融市场参与? 基于CFPS数据的经验研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2024, 74(1): 22-35.

Multidimensional Poverty Alleviation Effect of Youth Embedded in the Internet

CHEN Xudong

(School of Culture, Tourism and Public Administration, Fujian Normal University, Fuzhou 350117, China)

Abstract: With the slowdown of social and economic development and the solidification of social classes, young people in China are also facing severe multidimensional poverty. Based on the CFPS(China Family Panel Studies)2020 data, the AF(Alkire-Foster) method was used to construct the youth multidimensional poverty index through the dimensions of income status, education access, health level, living conditions, social exclusion and subjective well-being, and the relationship between Internet embeddedness and youth multidimensional poverty was explored. It is found that Internet embedding can significantly improve the multidimensional poverty situation of young people, and can indirectly achieve poverty alleviation by promoting the accumulation of social capital.

Keywords: internet embeddedness; youth poverty; multidimensional poverty; social capital; AF(Alkire-Foster) method