心理健康与进城农民工的多维贫困

吴丽娟，罗　淳

（云南大学 经济学院，云南 昆明 650500）

摘　要：基于 CGSS2017 年度数据，利用 A-F 测度方法对比分析了进城农民工与原居地农民在教育、健康、资产、社保、融入等五个维度的不同贫困特征，创新性地引入心理作用机制，探讨个体心理健康对多维贫困的影响及机理。研究发现：对比原居地农民，进城农民工的多维贫困问题更加严峻，贫困群体内的不平等程度更为严重；心理健康是影响进城农民工多维贫困的重要因素；主观能动性在心理健康作用于多维贫困的路径中起部分中介作用。在全面建成小康社会背景下，心理扶贫将更为重要和迫切，建立常态化的心理健康扶贫工作机制，由疏导帮扶转为提前预防，增进农民工幸福感和获得感。

关键词：多维贫困；心理健康；城市融入；精准扶贫

中图分类号：F323.6　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2021)01－0084－12

一、进城农民工的相对贫困现状

特殊群体的贫困问题是社会发展过程中的一种客观现象。改革开放四十年的经济发展以及城市化进程的快速推进，进城农民工通过进入城市务工在很大程度上改善了他们的收入和发展，同时也面临着更多新的挑战，使他们更容易产生各种心理问题，农民工的物质生存及心理健康都是对社会运行现状的一种反映。2019 年农民工总量达到 2.91 亿人，增长 0.8%，农民工月均收入 3962 元，比上年增加 241 元，增长 6.5%；对比同期，城镇居民的人均可支配收入 42359 元，比上年增长 5.0%（扣除价格因素）①。从数据上看，农民工规模依旧稳步增长，个人收入水平在增加，且增幅相对于城镇居民较高，基本能够摆脱现行标准下的收入贫困。但囿于城乡分割的二元户籍制度因素，广大农民工的户籍仍在农村，他们难以平等享受城市的社会保障和基本公共服务，并面临着返乡才能落实医疗、养老等社会保障权益的困境[1]，资源配置传统规则的惰性和农民工群体素质等非制度性因素[2]，制约了农民工的进城能力和发展空间，使他们陷入城市融入困境，处于城乡生存夹层，成为城市新贫困人口的一个主要群体。因此，农民工群体的贫困问题比较突出和复杂，积极关注农民工群体的贫困状况和融入进程，切实改善他们的生存和发展条件，不仅是脱贫攻坚取得决定性成就和全面建成小康社会的现实需要，也是推进以人为本新型城镇化和解决相对贫困长效治理的关键环节。

基于 Sen 可行能力剥夺理论，对贫困的测量需多角度多维度来反映，从而更能反映贫困的本质[3]。学者对贫困的审视视角也从单纯的收入维度向非收入维度转换[4]。冯贺霞等[5]认为，相比

收稿日期：2020－10－27　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2021.01.008

基金项目：国家社会科学基金项目（20BRK031）

作者简介：吴丽娟（1984—），女，山东临沂人，云南大学经济学院博士研究生，主要研究方向为贫困与发展。E-mail：wulijuan68@163.com

① 国家统计局. 2019 年农民工监测调查报告[EB/OL]. [2020－04－30]. http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html.

基于基本需要方法以反映贫困的货币方面的收入或消费贫困，基于基本能力方法的多维贫困能更准确地反映贫困的非货币方面。此外，近些年由于行为经济学和发展经济学研究领域不断拓展，学者开始把贫困问题看作前因变量，贫困与个体心理因素的相互作用受到更多关注[6]。这为贫困问题的研究开拓了新的领域，并在较大程度上实现了对主体行为决策背后的心理过程的深刻洞察，进而以一种更加契合现实贫困主体行为特征的方式突破了主流经济学关于贫困行为主体作为理性人假设的范式与思维禁锢[7]。国内外的研究表明，不良的心理健康状态会通过减少劳动力参与、降低就业、增加医疗费用等对经济行为和主观福利造成影响，导致个人和家庭陷入贫困[8]。良好的心理健康状态有助于农民工化解内心的苦闷，减少外在压力，对他们融入城市和身份认同具有积极的调节作用[9]。因此，农民工群体的相对贫困问题，不仅是物质、能力、权利方面的贫困问题，更是个体贫困心理与社会融入问题，研究农民工个体多维贫困的心理致因至关重要。当前这种研究取向对解释进城农民工存在的行为贫困陷阱现象，以及对解决农民工群体中存在各种贫困问题具有重要的理论价值和实践意义。

心理健康如何影响进城农民工的多维贫困及其贫困深度？这种影响是否存在个体特征差异以及群体特征差异？作为可能的机制渠道，主观能动性在其中起何种作用？这是本文将要回答的问题。

本文使用 CGSS2017 年度数据，对比分析进城农民工与未进入城市的原居地农民的多维贫困状况，结合进城农民工自身特征探讨心理因素对其多维贫困的影响，并构造使用健康影响生活作为主观能动性的代理变量以考察其中介作用。与既有研究相比，本文的贡献在于：第一，从个体层面对比分析了进城农民工与原居地农民多维贫困状况，并考虑贫困群体内不平等程度，这对多维贫困既有研究是一项较好的补充。第二，基于行为经济学视角引入心理健康变量，分析进城农民工多维贫困的心理致因及影响程度，并进一步探讨个人主观能动性在心理健康作用于多维贫困的路径中所起的中介作用。第三，提供对特殊群体精准扶贫的一种新视角，对处在心理困惑和受到社会排斥情形中的贫困群体需要提供制度性的心理疏导和融入社会服务，为改善贫困群体的心理健康状况与保障社会福利运行效率的相关政策的制定提供有益参考。

二、文献综述与理论分析

随着对贫困问题认识的不断深入，贫困概念的界定逐步从收入维度转向为能力贫困、权利贫困，再到目前的精神贫困，其内涵与外延不断地深入和拓展。

目前国内外关于农民工贫困问题主要集中在两个层面。一是贫困的识别与测度。基于 Sen 的可行能力剥夺理论，个人发展中的可行能力是识别与衡量个体贫困程度的核心指标，贫困测量需多角度多维度来反映，从而更能反映贫困的本质。例如，贺坤和周云波认为农民通过进城务工基本能够摆脱现行标准下的收入贫困，但面临较为严重的多维贫困状况[10]。王春超和叶琴从收入、健康、教育、医疗建立多维贫困指数，对比农民工与城镇居民多维贫困状况，得出市场化可促使农民工多维贫困的改善[11]。何宗樾和宋旭光选取教育、健康、医保、就业和收入五个维度对农民工多维贫困进行测度，并得出户籍制度加剧了农民工群体的多维贫困和不平等程度等结论[12]。二是贫困表现与致因分析。目前的我国农民工贫困表现主要聚焦在农民工的物质、能力、权利和精神贫困等方面[13]。经济上的窘迫性、能力资源欠缺性、享有社会权利的不足性、社会生活的低层次性、贫困的群体性和集中性以及心理的不稳定性与承受能力的脆弱性，是当前城市农民工贫困表现的主要特征[14]。随着 2020 年中国“脱贫攻坚”目标的实现，绝对贫困将基本消除，相对贫困和多维贫困问题将更为凸显。随着中国即将步入全面建成小康社会的发展阶段，未来农民工群体的相对

贫困和多维贫困问题将随着经济社会的转型发展日益突出。

心理健康(Mental Health)意指一种良好的心理或精神状态。关于心理健康与贫困两者之间的因果关系,一个基本的问题是:心理健康影响了贫困还是贫困影响了心理健康?一方面,一些文献认为贫困是"因",心理是"果"。徐富明和黄龙认为贫困个体如受到物质及经济资源剥夺的影响,个体更容易产生抑郁、焦虑、品行障碍等心理健康问题[15]。Wadsworth 等认为处于长期贫困会导致个体心理健康问题,贫困可通过社会心理环境、个体心理因素以及客观物质环境对个体心理健康产生影响[16]。有研究指出,从心理学视角看,贫困会给穷人造成特殊的心理活动,进而影响其经济行为,最终导致穷人难以逃脱贫困。贫困会导致人产生紧张、消极的情感状态,加之由于注意力的限制、习惯性行为等因素的影响,会使人做出短视、风险厌恶的决策。此外,贫困、消极心理与经济决策三者之间存在环形反馈循环,这种循环会使得贫困者越贫困越贫,形成持久性贫困[17]。另一方面,部分文献认为,心理是"因",贫困是"果"。随着行为经济学和实验经济学的兴起与发展,对传统的贫困研究由"贫困是什么"转向"为什么贫困"的动态研究范式。2019 年诺贝尔经济学奖获得者 Banerjee 和 Duflo 通过实验、观察和访谈研究贫困者的心理和行为如何影响减贫政策的效率,并使用随机控制试验和双重差分法去评估不同政策的减贫效果[18]。此外,Das 等认为患有不良心理问题或精神疾病的个体会产生直接或间接的经济损失,从而导致个体陷入贫困之中,即不良心理健康或精神疾病被证实是导致个体及家庭贫困的重要原因之一[19]。这符合"因病致贫"的一般规律,也是本文拟实证的问题方向。

在影响机制方面,心理健康至少可以通过影响个人在成长和发展过程中表现出的主观能动性、自我驱动力、个人成长主动性等渠道影响个体的贫困状况。Luthans 等把自我效能、目标感、乐观和心理韧性纳入到具有主观能动性的心理资本范畴[20]。农民工的心理健康状态与其自我主观能动性有关,农民工为获得更多工作机会或上升通道,往往需要通过个人不断努力提升自己及增加社会交往,以弥补进城农民工在城市生存和发展的先天不足。

基于上述,本文提出三项假设,并将通过实证分析对如下假说进行验证:

H1:相较于原居地农民,进城农民工的多维贫困可能更为严重。

H2:消极心理是导致多维贫困的重要因素,对进城农民工的多维贫困状况可能影响更大。

H3:进城农民工的主观能动性是心理健康影响多维贫困的重要中介。

三、研究设计

(一)数据来源与处理

本文数据采用中国综合社会调查(CGSS)2017 年度的微观调查数据。中国综合社会调查是我国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目,系统地、全面地收集了社会、社区、家庭、个人多个层次的数据,总结社会变迁的趋势,具有较强的代表性。本文根据实证研究需要对样本进行筛选和清理:(1)参照李莹和吕光明[21]、喻林和唐健飞[22]并结合 CGSS 问卷设计,将"进城农民工"定义为具有农村户口①、在城市中从事非农工作的群体,"原居地农民"界定为具有农村户口、在农村中务农的群体;(2)为使两组样本更具有人口学年龄结构上的可比性,将仅保留劳动年龄段数据,即选取 18 -65 岁之间的样本;(3)为提高数据科学性,剔除有关教育、健康、资产、社保、心理等指标

① 2014 年各省份逐渐取消农业户口统一采用居民户口,根据样本中的户口登记状况,界定"非农业户口、居民户口(以前为非农业户口)、军籍"为城镇户口,"农业户口"为农村户口,登记状况为"居民户口(以前是农业户口)"的再依据非农户口获得时间来界定,自最初/出生就是居民户口的为城镇户口,在其他时间获得的为农村户口。

存在缺失值的样本，并对样本中人均年收入超过 100 万及相关指标中的异常值进行了处理。最终得到进城农民工样本 2629 个，原居地农民样本 2953 个。

（二）多维贫困测度方法

本文基于 Sen 的可行能力剥夺理论，国内研究主要借鉴了 Alkire & Foster[23-24] 构建的多维贫困指数为基本分析框架对多维贫困进行测度（简称 A－F 方法）。具体测度和分解具体步骤如下：

首先，A－F 方法利用“双界线”法来识别贫困。第一步，设定多维贫困的维度；第二步，设定判断样本是否为贫困的维度界限值，即双重界限。双重界限分别为：第一层界限是样本在各单个维度上是否超过阈值，以识别单维是否被剥夺；第二层界限是样本在被剥夺维度数是否超过设定值 k，以识别是否为多维贫困。由此可得多维贫困指数 M_0 ①：

$$M_0 = H \times A = \frac{q}{n} \times \frac{1}{q} \sum_{i=1}^{q} c_i(k) \tag{1}$$

其中，H 为多维贫困发生率，即多维贫困人数占总人数的比重，体现了贫困广度；A 为平均剥夺份额，体现了贫困深度。

其次，为弥补 A－F 方法在测度贫困群体不平等的局限，参考王青和刘烁[25]“分离不平等测度”方法的思路，分别计算贫困群体间的不平等指数（V_q）和包括贫困群体与非贫困群体在内的总体不平等指数（V_n），V_q 和 V_n 数值越大则表示不平等程度也越大。具体表达式如下：

$$V_q = \frac{4}{q} \sum_{i=1}^{q} [c_i(k) - A]^2 \tag{2}$$

$$V_n = \frac{4}{n} \sum_{i=1}^{N} [c_i(k) - M_0]^2 \tag{3}$$

（三）变量设定与统计性描述

1. 多维贫困指数（被解释变量）

本文将使用 A－F 测度后的两个指标作为被解释变量考察多维贫困。一是反映多维贫困状态的指标 MP，判定样本是否多维贫困（Multidimensional Poverty），贫困为 1，否则为 0，按照通行做法，考察 $k = 0.3$ 时的多维贫困状态；二是反映多维贫困程度的指标 $MPDS$，选用多维贫困剥夺得分（Multidimensional Poverty deprivation score）来衡量样本陷入多维贫困的程度。国际上，多维贫困维度和指标的选取并无统一标准，因此参考国际普遍采用的多维贫困指数（MPI）所包含的维度和指标，结合“十三五”期间提出的“两不愁、三保障”的脱贫要求，结合国内外相关学者文献，并兼顾数据可得性和进城农民工自身的特点，选取了包含教育、健康、资产社保和社会融入共 5 个维度 10 个指标的评价体系。目前国内外学者大部分采用等权重方法对各维度或各指标进行赋权，权重代表了相对重要程度，笔者认为从权利剥夺角度考虑，任何指标的权利剥夺都应得到重视，因此本文采用指标等权重的方法对各个指标进行赋权②。具体见表 1。

2. 心理健康（核心解释变量）

世界卫生组织 2001 年指出，心理健康是一种健康或者幸福的状态，在此状态下个体可以实现自我、应对正常的生活压力、工作富有成效或成果，能够为所在社会做出贡献，较差的心理健康状

① 目前，有关 A－F 方法的具体计算过程比较成熟，本文在此不做详细赘述。

② 考虑到多维贫困指标间可能相关性过高，部分冗余指标则会影响多维贫困的准确性。为保障指标选择的合理性和科学性，本研究对所选指标采用 Pearson 相关系数方法对指标间的相关系数进行了初步分析，结果显示，这些指标之间并不存在强相关性，因而本文所选指标均能独立反映不同维度的贫困信息。

表1 多维贫困维度、指标及阈值的设定

贫困维度	指标	阈值的设定
教育	受教育程度	未完成义务教育,即初中以下的赋值为1,否则为0
健康	体重身高(BMI)	BMI小于18.5赋值为1,否则为0
	自评健康	个人自评健康状况为很不健康、比较不健康、一般的赋值为1,否则为0
资产	房产情况	无房产的赋值为1,否则为0
	人均住房面积	住房套内建筑面积/目前所住人数小于15平方米的赋值为1,否则为0
社保	医疗保险	没有参加任何基本/商业医疗保险的赋值为1,否则为0
	养老保险	没有参加任何基本/商业养老保险的赋值为1,否则为0
社会融入	拥有手机	没有私人手机的赋值为1,否则为0
	社会关系	与邻居"从不来往"者赋值为1,否则为0
	普通话水平	"完全不会说"者赋值为1,否则为0

况会伴随着如抑郁、焦虑、恐惧、过度酗酒等一系列精神病学问题,对命运的妥协、对挑战的逃避和抱有不切实际的幻想都归为消极心理的表现[26-27]。本文的心理健康状况指标将使用简化的CES-D量表来衡量,Radloff[28]、Turvey et sl.[29]、曹扬和沈坤荣[30]、息晨[31]证实了此量表具有良好的信度与效度。具体指标主要包括四个方面:情绪层面的心理状态、认知层面的处事态度、主观层面的幸福感受以及预期层面的未来期望。在问卷中对应以下四个问题:一是"您感到心情抑郁或者沮丧的频繁程度",按照"从不沮丧抑郁"、"很少"、"有时"、"经常"、"总是"等级分别赋值1~5;二是"您认为当今社会公不公平",按照"完全公平"、"比较公平"、"说不上公平不公平"、"比较不公平"、"完全不公平"等级分别赋值1~5;三是"您的生活是否幸福",按照"非常幸福"、"比较幸福"、"说不上幸福不幸福"、"比较不幸福"、"非常不幸福"等级分别赋值1~5;四是"10年后自己会处于哪个阶层",按照"最顶层"到"最底层"等级分别赋值1~5。根据被访者对每个问题的回答赋值,加总后即得到初始值在0~30之间的CES-D8得分,其分数越低可认为被访者心态更为积极乐观,分数越高则认为心态越消极悲观。因此,变量取值的直观含义为消极心理健康(Negative mental health),或称之为消极心理或心理不健康。

3. 控制变量

为提高估计的有效性,尽量避免遗漏变量造成的估计偏误,结合已有研究和相关理论基础,本文主要从个体特征、家庭特征和地区特征确定了三类控制变量,具体选取性别、年龄、党员身份、婚姻状况①、受教育水平、全年总收入、家庭人口数量、社会信任程度和地区经济发展水平等作为控制变量②。

表2报告了进城农民工、原居地农民两个样本组主要变量的描述性统计结果。从性别结构看,进城农民工与原居地农民之间基本没有差异。从年龄看,进城农民工比原居地农民的均值要小,表明更多年轻的农民会选择进城务工。从受教育水平看,进城农民工受教育水平接近为初中水平,原居地农民受教育水平略高于小学水平,其差异在统计上显著。从全年总收入看,进城农民工比原居地农民更高,表明进城务工能够有效改善个人收入水平。从社会信任程度和与朋友社交

① 将CGSS中受访者"初婚有配偶"、"再婚有配偶"、"同居"、"分居未离婚"归为"有配偶"=1,将"未婚"、"离婚"、"丧偶"归为"无配偶"=0。

② 整体来看,变量之间的Pearson相关系数均小于0.7,均在可控制范围内;且控制变量之间绝大数不显著相关,因而本文变量间多重共线性得到了有效控制。

表 2　变量的描述性统计

	变量名称	变量赋值说明	进城农民工				原居地农民				均值差异
			均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	*MP*	多维贫困赋值为 1，否则为 0	0.1259	0.3318	0.000	1.000	0.1300	0.3364	0.000	1.000	−0.0041
	MPDS	多维贫困剥夺得分	0.0556	0.1487	0.000	0.800	0.0567	0.1483	0.000	0.700	−0.0010
解释变量	*NMH*	消极心理	11.0171	2.3861	4.000	20.000	11.3966	2.5344	5.000	20.000	−0.3794
控制变量	*sex*	男性赋值为 1，否则为 0	0.4633	0.4987	0.000	1.000	0.4694	0.4991	0.000	1.000	−0.0061
	age	实际年龄	42.4785	12.9003	18.000	65.000	47.7386	12.0820	18.000	65.000	−5.2601***
	age^2	年龄平方/100	19.7078	11.0161	3.240	42.250	24.2490	10.8525	3.240	42.250	−4.5412***
	party	中共党员赋值为 1，否则为 0	0.8634	0.3434	0.000	1.000	0.9289	0.2571	0.000	1.000	−0.0654***
	cp_exist	有配偶赋值为 1，否则为 0	0.8121	0.3907	0.000	1.000	0.8686	0.3379	0.000	1.000	−0.0565*
	educ	受教育水平	3.0350	1.2784	1.000	5.000	2.2164	1.0896	1.000	5.000	0.8186***
	ln*inc*	对“全年总收入”取对数	9.9325	1.0910	5.704	13.816	8.9749	1.1001	5.159	13.816	0.9576***
	fnum	家庭人口数量	3.0799	1.5403	1.000	22.000	3.1541	1.6012	1.000	23.000	−0.0742***
	trust	对周围人信任程度由低到高 1～5	3.3385	1.0521	1.000	5.000	3.5015	1.0464	1.000	5.000	−0.1630***
	cont	与朋友社交频度由低到高 1～7	3.8136	1.7383	1.000	7.000	4.2750	1.9508	1.000	7.000	−0.4614
	region	东部 中部 西部 虚拟变量，是为 1，否为 0	0.4835 0.2716 0.2450	0.4998 0.4449 0.4301	0.000 0.000 0.000	1.000 1.000 1.000	0.1808 0.4541 0.3651	0.3849 0.4980 0.4815	0.000 0.000 0.000	1.000 1.000 1.000	0.3026*** −0.1825*** −0.1201***

注：***、**、* 分别表示两组样本均值差异的 t 检验结果在 1%、5%、10% 水平上统计显著。均值差异等于进城农民工的样本均值减去原居地农民的样本均值。

频度看，进城农民工均低于原居地农民，表明作为城市外来人口的农民工，缺乏对城市社会的归属感，缺乏互动，虽进入城市却如“一座城市、两个生活圈子”，缺乏心理认同，存在“漂泊”心态[32]。从地区分布看，东部地区的进城农民工比例较高，中西部地区的原居地农民比例更高，这表明在城市化进程加快的背景下，大量农民从农村涌向城市，从中西部地区流入东部发达地区。

（四）计量模型设定

本文使用 Probit 模型分析心理健康特征分别对进城农民工与原居地农民多维贫困的影响，然后使用 Tobit 模型分析消极心理对进城农民工与原居地农民多维贫困剥夺程度的影响。

Probit 模型设定为：

$$MP_i^* = \beta_0 + \beta_1 NMH_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i$$
$$MP = \begin{cases} 1, \text{若 } MP > 0 \\ 0, \text{若 } MP \leqslant 0 \end{cases} \tag{4}$$

其中，MP_i^* 为潜变量，当样本个体为多维贫困时，MP 为 1，否则 MP 为 0，NMH_i 为本文所关注的心理健康变量，即消极心理，X_i 为一组对应个人特征、家庭特征和地区特征的控制变量，ε_i 为随机误差项，在 Probit 模式中其符合正态分布。

Tobit 模型设定为：

$$MPDS_i^* = \beta_0 + \beta_1 NMH_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i$$
$$MPDS_i = \max(0, MPDS_i^*) \quad (5)$$

其中，$MPDS_i$ 表示个体多维贫困被剥夺的程度，$MPDS_i^*$ 表示在区间(0,1)的观测值，NMH_i 与 X_i 的含义与 Probit 模型相同。

四、多维贫困测度与实证检验

（一）多维贫困的测度结果

本文对比列出了进城农民工与原居地农民的多维贫困的测度情况，包括：在不同多维贫困临界值 k 下的多维贫困指数（M_0）、多维贫困发生率（H）、贫困剥夺份额（A）、贫困群体间不平等指数（V_q）和总体不平等指数（V_n）。

表3结果显示，不同多维贫困临界值 k 下的进城农民工与原居地农民多维贫困情况，随着 k 的不断增大，进城农民工与原居地农民的多维贫困指数及贫困发生率随之减小，而平均剥夺份额随之增加并与临界值 k 的差距随之减小，说明进城农民工与原居地农民平均来看不存在较为严重的多维贫困情况。$k>0.7$，贫困发生率为0；并且贫困发生率在 $k=0.2$ 和 $k=0.3$ 间变化最为明显，其次是在 $k=0.3$ 和 $k=0.4$ 间，说明大部分贫困个体剥夺得分基于0.2～0.4之间。对比来看，相较原居地农民，进城农民工的多维贫困指数及贫困发生率在 $k=0.3$ 处发生了变化，$k\leqslant 0.3$ 时原居地农民的多维贫困指数及贫困发生率更高，$k>0.3$ 时进城农民工的多维贫困指数及贫困发生率更高，即进城农民工在三维及以上的贫困程度更高，多维贫困状况要更为严重。

进一步地，引入不平等指数后发现，贫困群体间不平等指数（V_q）均随 k 的不断增大而减少，表明以上进城农民工与原居地农民的贫困群体不平等程度随着多维贫困程度的增加而减弱。若考虑全部个体的不平等程度，即总体不平等指数（V_n），随 k 的不断增大而先增后减。对比来看，进城农民工的贫困群体间不平等指数和总体不平等指数在各维度的值均大于原居地农民，这说明进城农民工群体的不平等程度更高，贫困差距更大。

表3 多维贫困估计

	进城农民工					原居地农民				
k	M_0	H	A	V_q	V_n	M_0	H	A	V_q	V_n
0.1	0.1515	0.5329	0.2842	0.0424	0.1030	0.1798	0.6327	0.2842	0.0348	0.0972
0.2	0.0989	0.2701	0.3662	0.0291	0.1136	0.1248	0.3575	0.3491	0.0228	0.1202
0.3	0.0556	0.1259	0.4420	0.0194	0.0884	0.0566	0.1303	0.4345	0.0158	0.0879
0.4	0.0214	0.0403	0.5311	0.0139	0.0442	0.0194	0.0372	0.5209	0.0106	0.0397
0.5	0.0064	0.0103	0.6222	0.0099	0.0158	0.0050	0.0085	0.5920	0.0077	0.0123
0.6	0.0014	0.0019	0.7200	0.0064	0.0039	0.0009	0.0017	0.5600	0.0627	0.0027
0.7	0.0003	0.0004	0.8000	0.0000	0.0010	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000

通过上述分析，相较于原居地农民，进城农民工进城务工并没有摆脱更高维度的贫困，反而在三维及以上维度的被剥夺程度更加严重了，并且进城农民工的总体不平等程度和贫困群体间不平等程度均大于原居地农民。由此可得，进城农民工相比原居地农民多维贫困问题更加严峻，研究假说1得到证实。这似乎打破了常规的认知，是什么因素导致了这种贫困差异及不平等现象？本文试图突破常规从心理健康层面来进行探讨。

（二）基准回归估计结果

表 4 为消极心理分别对进城农民工与原居地农民多维贫困的影响估计结果[①]。表中（1）~（4）列是对进城农民工的回归结果，（5）~（8）列是对原居地农民的回归结果。为保障结果的稳健性，本研究还采用了多维贫困剥夺得分作为因变量进行 OLS 估计，具体为（1）、（5）列；（2）、（6）列为采用多维贫困剥夺得分作为因变量进行的 Tobit 模型估计；（3）、（7）列为采用是否多维贫困作为因变量进行的 Probit 模型估计。此外，为了对比多维贫困与收入贫困影响因素的差异，本文也加入了收入贫困的讨论，具体估计结果见（4）列和（8）列。

表 4　基准估计结果

	进城农民工				原居地农民			
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	OLS	Tobit	Probit	Probit	OLS	Tobit	Probit	Probit
NMH	0.0067***	0.0446***	0.0755***	0.0714***	0.0047***	0.0339***	0.0563***	0.0817***
	（0.0015）	（0.0092）	（0.0161）	（0.0160）	（0.0012）	（0.0080）	（0.0143）	（0.0104）
sex	−0.0087	−0.0817*	−0.1371*	0.1493**	−0.0120**	−0.0578	−0.0984	0.0795
	（0.0055）	（0.0431）	（0.0723）	（0.0719）	（0.0051）	（0.0419）	（0.0704）	（0.0517）
age	−0.0038*	−0.0459***	−0.0747***	−0.0629***	−0.0052***	−0.0286**	−0.0458**	−0.0642***
	（0.0020）	（0.0124）	（0.0209）	（0.0212）	（0.0016）	（0.0140）	（0.0234）	（0.0160）
age^2	0.0037	0.0439***	0.0715***	0.0888***	0.0064***	0.0341**	0.0554**	0.0942***
	（0.0023）	（0.0138）	（0.0234）	（0.0236）	（0.0019）	（0.0148）	（0.0246）	（0.0175）
party	−0.0132*	−0.0821	−0.1370	0.0923	0.0012	0.1594	0.2660	0.1216
	（0.0074）	（0.0779）	（0.1325）	（0.1224）	（0.0062）	（0.1335）	（0.2408）	（0.1096）
cp_exist	−0.0338***	−0.2013***	−0.3596***	−0.2546**	−0.0131	−0.0907	−0.1708	−0.0863
	（0.0107）	（0.0602）	（0.1097）	（0.1079）	（0.0093）	（0.0612）	（0.1070）	（0.0834）
educ	−0.0280***	−0.2377***	−0.3901***	−0.2013***	−0.0331***	−0.3437***	−0.5524***	−0.1678***
	（0.0028）	（0.0241）	（0.0372）	（0.0348）	（0.0025）	（0.0310）	（0.0452）	（0.0269）
ln*inc*	−0.0131***	−0.1017***	−0.1714***		−0.0057*	−0.0492**	−0.0881**	
	（0.0035）	（0.0228）	（0.0405）		（0.0030）	（0.0195）	（0.0345）	
fnum	0.0013	0.0098	0.0162	0.1337***	0.0027	0.0175	0.0305	0.1764***
	（0.0024）	（0.0134）	（0.0260）	（0.0223）	（0.0022）	（0.0124）	（0.0235）	（0.0181）
trust	−0.0003	−0.0071	−0.0061	0.0408	0.0028	0.0204	0.0364	0.0472*
	（0.0029）	（0.0205）	（0.0354）	（0.0364）	（0.0026）	（0.0196）	（0.0338）	（0.0248）
cont	0.0105***	0.0693***	0.1168***	0.0413*	0.0060***	0.0443***	0.0726***	0.0372***
	（0.0019）	（0.0122）	（0.0215）	（0.0213）	（0.0015）	（0.0101）	（0.0178）	（0.0133）
region	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C	0.2884***	1.5166***	2.4773***	−1.6117***	0.1897***	0.0876	0.1149	−1.4925***
	（0.0574）	（0.3875）	（0.6617）	（0.5099）	（0.0477）	（0.4044）	（0.6974）	（0.3916）
N	2586	2586	2586	2629	2861	2861	2861	2953
adj. R^2	0.1281	0.1816	0.1825	0.1668	0.1132	0.1850	0.1816	0.1257

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上统计显著，括号内为标准差。下同。

由表 4 结果可见，不同估计策略下消极心理对进城农民工与原居地农民的多维贫困影响的估计系数显著为正，且均通过 1% 的显著性水平，以标准化 CES－D 衡量的得分越高即个体消极心理越严重，多维贫困发生概率及多维贫困被剥夺概率都将显著提高，且该结果具有较强的稳健性。

① 本部分数据统计及下文估计结果均来自 Stata15.0 计量软件的分析。

由于 Probit 与 Tobit 模型系数无直接的经济含义,进一步可计算其边际效应。对于进城农民工来说,每增加 1 分其多维贫困发生的概率将增加 4.46%,多维贫困被剥夺程度将增加 1.28%;对于原居地农民,每增加 1 分其多维贫困发生的概率将增加 3.39%,多维贫困被剥夺程度将增加 0.96%[①],由此可见,心理健康对进城农民工的多维贫困状态及多维贫困深度均影响更大,这初步验证了假说 2。而且,(4)、(8)列结果同样表明,消极心理也显著增加了收入贫困。因而,研究假说 2 得到证实。

(三)稳健性检验

本文使用以下两种方法进行稳健性检验[②]。一是更改指标权重。上述多维贫困指数是采用等权重分析的结果。那么,改变某些指标的权重是否会影响本研究结果?考虑到受教育水平、自评健康对多维贫困具有较大贡献率,本文对此赋予较大的权重进行稳健性测试,具体将上述两个多维贫困指标的相应权重分别改为 30%,其他指标权重改为 5%,进而考查权重极端大调整和极端小调整对基准结果的影响[③],具体结果见表 6 中的(1)~(2)列和(5)~(6)列。二是减少指标维度。具体为分别尝试去掉对多维贫困贡献率较大和较小的指标进行调整。结果显示两种不同方向调整的结果并未出现实质性不同[④]。其中去掉受教育程度和自评健康两个较大贡献率的指标,具体结果见表 6 中的(3)~(4)列和(7)~(8)列。整体上,表 6 的稳健性估计结果进一步表明上述基准结果是可靠的。

表 5 稳健性估计结果

	进城农民工				原居地农民			
	改变权重		减少维度		改变权重		减少维度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
NMH	0.0394***	0.1124***	0.0287***	0.0442***	0.0294***	0.1176***	0.0166	0.0387***
	(0.0043)	(0.0135)	(0.0101)	(0.0157)	(0.0027)	(0.0126)	(0.0114)	(0.0105)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C	0.2592	0.1382	1.4483***	2.1423***	0.2659**	0.3584	0.5731	2.4063***
	(0.1814)	(0.5483)	(0.4134)	(0.6394)	(0.1211)	(0.5278)	(0.4885)	(0.4556)
N	2586	2586	2586	2586	2861	2861	2861	2861
adj. R^2	0.3260	0.2783	0.0913	0.0896	0.4626	0.3614	0.0679	0.0577

(四)机制分析:主观能动性的中介作用

本部分将参考温忠麟和叶宝娟[33],使用 Baron&Kenny[34]逐步法检验考察主观能动性在心理健康对进城农民工多维贫困影响中的中介效应。由于主观能动性在数据库中没有直接的变量,因此需考虑构造使用代理变量。根据 CGSS2017 问卷中受访者的问题,本文认为健康影响生活可以客观反映个体是否具有自我情绪上的管控能力、是否会因为身体或者心理健康问题对工作和生活失去信念而使得自我封闭,从而失去自我效能,所以本文选择使用健康影响生活作为主观能动性的代理变量。CGSS2017 中,具体有问题为"在过去的四周中由于健康问题影响到您日常活动的频繁

① 边际效应 = dy/dx。

② 此外,本文还分析不同维度上的心理健康对多维贫困的影响以及心理健康对多维贫困各个指标的影响,结果均进一步证明心理健康能够显著影响移民多维贫困的基准估计结果。同时,本文还分别采用心理健康加总前的四个分指标作为自变量进行回归测试,结果基本稳健。

③ 同时,本文还采用其他权重进行了测试,结果均基本稳健。

④ 同时,本文还分别对多维贫困各个维度进行了测试,结果同样基本稳健。

程度”，赋值由低到高分别代表为 1 = 总是影响、2 = 经常影响、3 = 有时影响、4 = 很少影响、5 = 从不影响。中介效应检验主要分为三步：

$$Y = cX + \varepsilon_1 \tag{6}$$

$$M = aX + \varepsilon_2 \tag{7}$$

$$Y = c'X + bM + \varepsilon_1 \tag{8}$$

其中，X 为消极心理，M 为健康影响生活，Y 为多维贫困状况。表 7 的模型(1)是对进城农民工多维贫困是否发生的估计结果，即 Y 为虚拟变量，将使用 Probit 模型对其进行估计；模型(2)是对进城农民工多维贫困程度的估计结果，即 Y 为连续变量，将使用 Tobit 模型对其进行估计。限于篇幅本文省略了其他控制变量的回归结果。

表 6　中介效用结果

	(1) Probit			(2) Tobit		
	MP	*h_life*	*MP*	*MPDS*	*h_life*	*MPDS*
NMH	0.0446***	0.1809***	0.0343***	0.0339***	0.1356***	0.0212**
	(0.0092)	(0.0161)	(0.0094)	(0.0080)	(0.0088)	(0.0083)
h_life			0.1969***			0.2065***
			(0.0496)			(0.0449)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C	1.5166***	−2.2387***	1.5188***	0.0876	−2.0745***	0.1178
	(0.3875)	(0.6686)	(0.3848)	(0.4044)	(0.4216)	(0.4023)
N	2586	2586	2586	2861	2861	2861
adj. R^2	0.1816	0.1145	0.1896	0.1850	0.1457	0.1949

由表 7 可见在模型(1)中，消极心理对健康影响生活的估计系数 a 以及健康影响生活对多维贫困发生或多维贫困程度的影响系数 b 均在 1% 水平下显著。在控制了健康影响生活因素后，消极心理对是否多维贫困或多维贫困程度的直接影响 c' 均在 1% 水平下显著，此结果意味着健康影响生活在消极心理影响多维贫困状态的中介作用成立。由于估计系数 c 在加入了中介变量后依然显著，因此，健康影响生活变量起到了为部分中介效应。因此，研究假说 3 得到验证。

五、研究结论与政策建议

本文首先通过构建多维贫困的理论模型，对比分析了进城农民工与原居地农民多维贫困状况的差异，借助 CGSS2017 年度微观调查数据，采用 Probit 和 Tobit 等多种计量模型方法，对理论模型结论进行实证检验，并对该实证分析结果进行了较为详尽的稳健性分析，进一步地运用中介效应模型对其进行了机制分析。

分析结果表明，进城农民工通过进城务工虽然基本解决了单一维度的收入贫困，然而并没有改善多个维度的贫困，反而陷入了多维贫困，且多维贫困程度要比原居地农民更严重。而且，心理健康消极或称之为心理不健康是造成进城农民工多维贫困的重要原因。通过更改指标权重和减少指标维度进行的稳健性检验，该结论依然显著稳健。结合进城农民工这个特殊群体的自身特征，通过构造健康影响生活作为主观能动性的代理变量以考察其中介效应，结果表明主观能动性在心理健康对其多维贫困的影响中起部分中介作用。

本研究结论强调，在全面建成小康社会背景下，贫困治理进入“攻心”时代，心理扶贫将更为重要和迫切。首先，对待进城农民工这类处于城市边缘的特殊群体，扶贫工作不应只局限于收入提高、物质资源、生存发展上的帮扶，更应该加强心理健康层面帮扶，增强城市融入信心，增加进取行

为激励,引导培育乐观心态,避免因个人内部心理因素而陷入贫困的恶性循环。其次,政府的民生保障部门可建立常态化的心理健康扶贫工作机制,扶贫重点由治理转为预防,当贫困群体遭遇心理困惑及社会排斥时,需要政府提供制度性心理疏导和融入性社会服务。最后,在数字经济发展的同时,可利用大数据来提高政策供需匹配度,使得社会政策更精准地贴近农民工多层面的需求,提供更多机会与发展的平台,增加进城农民工的幸福感和获得感。

参考文献:

[1]陈志钢,毕洁颖,吴国宝,等. 中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点[J]. 中国农村经济,2019(1):2-16.

[2]张敦福. 城市相对贫困问题中的特殊群体:城市农民工[J]. 人口研究,1998(2):50-53.

[3]SEN A. Development as Freedom[M], New York: Oxford University Press, 2001.

[4]KLASEN S, GUNTHER I. Measuring chronic non-income poverty[R]. Gttingen: Proceedings of the German Development Economics Conference, 2007.

[5]冯贺霞,王小林,夏庆杰. 收入贫困与多维贫困关系分析[J]. 劳动经济研究,2015(6):38-58.

[6]徐富明,黄龙,张慧,等. 行为贫困陷阱的心理机制与管理对策:基于认知与动机双视角[J]. 心理科学进展,2020(5):681-691.

[7]洪名勇,吴昭洋,龚丽娟. 贫困心理陷阱理论研究进展[J]. 经济学动态,2018(7):101-114.

[8]DAS J, DO Q T, FRIEDMAN J, et al. Mental health patterns and consequences: results from survey data in five developing countries[J]. Policy Research Working Paper, 2008, 215(3):787-792.

[9]刘国辉,张卫国. 普通话能力与进城农民工心理健康——基于中国综合社会调查的实证研究[J]. 语言文字应用,2020(1):40-49.

[10]贺坤,周云波. 精准扶贫视角下中国农民工收入贫困与多维贫困比较研究[J]. 经济与管理研究,2018(2):42-54.

[11]王春超,叶琴. 中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察[J]. 经济研究,2014(12):159-174.

[12]何宗樾,宋旭光. 中国农民工多维贫困及其户籍影响[J]. 财经问题研究,2018(5):82-89.

[13]杨帆,庄天慧. 我国农民工贫困问题研究综述[J]. 西南民族大学学报(人文社科版),2017(11):109-115.

[14]樊丽淑,孙家良,高锁平. 经济发达地区城市农民工贫困的表现特征及根源——基于宁波的实证研究[J]. 理论导刊,2008(5):70-72.

[15]徐富明,黄龙. 贫困与心理健康的关系研究[J]. 中国临床心理学杂志,2020(2):293-298.

[16]WADSWORTH M E, RAVIV T, REINHARD C, et al. An indirect effects model of the association between poverty and child functioning: the role of children's poverty-related stress [J]. Journal of Loss & Trauma, 2008(2):156-185.

[17]庞洪伟,巩艳红. 如何逃脱贫困? ——基于贫困心理文献的视角[J]. 湖北社会科学,2018(5):65-72,109.

[18]方迎风. 行为视角下的贫困研究新动态[J]. 经济学动态,2019(1):131-144.

[19]DAS J, DO Q T, FRIEDMAN J, et al. Mental health and poverty in developing countries: revisiting the relationship [J]. Social Science & Medicine, 2007(3):467-480.

[20]LUTHANS F, AVOLIO B J, WALUMBWA F O, et al. The psychological capital of chinese workers: exploring the relationship with performance [J]. Management & Organization Review, 2010(2):249-271.

[21]李莹,吕光明. 中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究[J]. 中国工业经济,2019(9):60-78.

[22]喻林,唐健飞. 我国农民工权利贫困的立法救济[J]. 宏观经济研究,2014(9):17-26.

[23]ALKIRE S, FOSTER J. Counting and multidimensional poverty measurement [J]. Journal of Public Economics, 2007(7-8):476-487.

[24]ALKIRE S, FOSTER J. Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement [J]. Journal of Economic Inequality, 2011(2):289 - 314.
[25]王青,刘烁. 进城农民工多维贫困测度及不平等程度分析——基于社会融合视角[J]. 数量经济技术经济研究,2020(1):83 - 101.
[26]俞国良,董妍. 我国心理健康研究的现状、热点与发展趋势[J]. 教育研究,2012(6):97 - 102.
[27]BOGAN V L, FERTING A R. Portfolio choice and mental health[J]. Review of Finance, 2013 (3): 955 - 992.
[28]RADLOFF L S. The CES-D scale: a self-report depression scale for research in the general population[J]. Applied Psychological Measurement, 1977(3):385 - 401.
[29]TURVEY C L, WALLACE R B, HERZOG R . A revised CES-D measure of depressive symptoms and a DSM-based measure of major depressive episodes in the elderly[J]. International Psychogeriatrics, 1999(2):139 - 148.
[30]曹扬,沈坤荣. 心理健康与股票投资——基于中国家庭微观调查数据的实证研究[J]. 中国经济问题,2017(5):12 - 24.
[31]息晨. 心理健康会影响家庭参与风险金融市场吗? ——来自 CFPS 的证据[J]. 中国经济问题,2019(2):27 - 42.
[32]崔岩. 流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究[J]. 社会学研究,2012(5):141 - 160,244.
[33]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014 (5):731 - 745.
[34]BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1987(6):1173 - 1182.

Mental Health and the Multidimensional Poverty of Migrant Workers in Cities

WU Li-juan, LUO Chun
(*School of Economics*, *Yunnan University*, *Kunming* 650500, *China*)

Abstract: Based on the CGSS 2017 annual data, this paper uses the Alkire-Foster Multidimensional Poverty Measurement to compare and analyze different poverty characteristics of migrant workers in cities and native farmers in five dimensions: education, health, assets, security, and social integration, additionally, a psychological mechanism is introduced innovatively to explore the influence and mechanism of individual mental health on multidimensional poverty. The study found that: compared with the native farmers, the multidimensional poverty problem of migrant worker is severe, and the degree of inequality among poor groups is serious, and mental health is a key factor affecting the multidimensional poverty of migrant workers. Subjective initiative plays an intermediary role in the path of multidimensional poverty. Under the background of building a moderately prosperous society in an all-round way, psychological poverty alleviation will be more important and urgent. A normalized mental health poverty alleviation mechanism should be set up to prevent in advance and to increase migrant workers' sense of happiness and sense of acquisition.

Key Words: multidimensional poverty; mental health; urban integration; targeted poverty alleviation