

参照系替代、多维相对贫困与农民工城市永久迁移

佟大建 张湖沿 应瑞瑶*

内容提要 本文将2017年中国流动人口动态监测调查数据与区（县、市）数据进行匹配，研究了农民工以城市居民作为参照系下多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的影响及作用机制。研究发现，以城市居民为参照系，农民工多维相对贫困强度较高，健康医疗和社会保障两个维度的相对贫困是主要原因；多维相对贫困强度的上升显著抑制了农民工的城市永久迁移意愿；多维相对贫困对跨省流动、较高收入、短期流动农民工城市永久迁移意愿的抑制作用更强，且会更加抑制有劳动合同、自雇、老一代和为子女有更好的教育机会目的而留城农民工群体的城市永久迁移意愿。作用机制表明，城市认同中的身份认同在多维相对贫困抑制农民工城市永久迁移意愿中发挥中介作用，多维相对贫困未通过地域认同抑制农民工城市永久迁移意愿。

关键词 农民工 参照系替代 多维相对贫困 城市认同 永久迁移

一 引言

推进以人为核心的新型城镇化是贯彻新发展理念、推动高质量发展的关键举措。农民工是推进以人为核心的新型城镇化的主要群体，其向城市永久迁移则是推进以人为核心的新型城镇化的微观基础。满足农民工对教育、医疗、社会保障等公共服务的

* 佟大建，安徽农业大学经济管理学院，电子邮箱：tongdajian@ahau.edu.cn；张湖沿，安徽农业大学经济管理学院，电子邮箱：zhanghuyan@stu.ahau.edu.cn；应瑞瑶（通讯作者），南京农业大学经济管理学院，电子邮箱：yry@njau.edu.cn。本文研究得到国家社会科学基金重大项目“新时代我国农村贫困性质变化及2020年后反贫困政策研究”（19ZDA117）、安徽高校人文社会科学研究重点项目“城乡统筹视角下安徽省多维相对贫困测度与反贫困政策研究”（SK2020A0116）、江苏高校优势学科建设工程资助项目（PAPD）的资助。

需求,是坚持以人民为中心发展理念的生动体现。国家统计局农民工监测调查报告显示,2021年全国农民工总量已达到29251万人,其中外出农民工为17172万人。为促进农业转移人口市民化^①,2021年4月国家发展和改革委员会《关于印发〈2021年新型城镇化和城乡融合发展重点任务〉的通知》(发改规划〔2021〕493号)明确提出,“协同推进户籍制度改革和城镇基本公共服务常住人口全覆盖,提高农业转移人口市民化质量”“促进农业转移人口有序有效融入城市”。然而,根据2018年中国流动人口动态监测调查数据计算,农民工的城市永久迁移意愿不到40%,即使是在工资水平较高和公共服务较为完善的大城市,农民工的城市永久迁移意愿也仅为62.6%,从而出现大规模农业劳动力暂时性迁移至城市从事非农工作,但未选择永久性迁移的“流而不迁”现象。因此迫切需要就农民工的城市永久迁移行为及相关问题开展深入的理论与实证研究。

Todaro(1969)提出的绝对收入假说认为,城乡之间的预期收入差距是农村劳动力向城市迁移的原因。然而随着社会经济的发展,利益诉求与需求格局呈现多元化,托达罗(Todaro)模型无法完全解释劳动力迁移的复杂诱因(何微微、胡小平,2017)。相比之下,新迁移经济学中相对贫困假说为农村劳动力向城市迁移提供了新的解释。该假说认为,农村劳动力向城市暂时性迁移可能是为了缓解个人或家庭相对于参照系(例如村庄)中其他个人或家庭的收入相对贫困(Stark,1984;Stark & Yitzhaki,1988)。然而,当农业转移人口在城市就业与居住后,与城市居民的联系不断加强可能使其将城市居民作为新的参照系替代原村庄参照系。受制度和自身人力资本、社会资本的制约,参照系的转换使得农民工与城市居民相比可能在生活条件、健康医疗、社会保障等多个维度存在相对贫困。

那么,当农民工以城市居民作为参照系后,其多维相对贫困的状况如何?多维相对贫困对其城市永久迁移意愿存在什么影响?不同特征农民工的城市永久迁移意愿受多维相对贫困的影响是否存在差异?其作用机制又如何?回答上述问题对于厘清农民工城市永久迁移的内在机理以及制定有针对性的政策措施,破除农民工城市永久迁移的阻碍,进而推进以人为核心的新型城镇化,具有重要的理论与现实意义。

二 文献综述

关于迁移的早期经济学研究,大多是基于Todaro(1969)提出的绝对收入假说进

① 本文称农民工。

行的。该假说把农村劳动力向城市迁移视为其对城乡之间存在的预期收入差距做出的反应，认为农村劳动力向城市迁移的动因主要是迁移对个人或家庭收入的潜在贡献。然而，即使在预期目的地和迁出地工资收入没有差别的情况下，迁移也可能存在。新古典主义模型倾向于将其解释为，不正确的信息或迁移中的“羊群”行为导致迁出地的个人高估了在目的地找到工作的可能性，即存在“过度迁移”（Bauer et al., 2002; Rivera-Batiz, 1986）。

相比之下，相对贫困假说认为，农村劳动力向城市迁移可能主要是为了改善个人或家庭相对于参照系群体（例如村庄）中其他个人或家庭的相对收入状况（Stark, 1984; Stark & Yitzhaki, 1988; Taylor, 1987）。经验证据表明，控制初始绝对收入和预期迁移后收入，村庄参照系群体中家庭的初始相对贫困对迁移起着重要作用，家庭成员或个人参与国际或国内迁移的倾向与家庭的初始相对贫困直接相关（Antinyan & Corazzini, 2018; Quinn, 2006; Stark & Taylor, 1989; Stark & Taylor, 1991）。绝对收入差距假说下的劳动力迁移理论对于中国目前出现的迁移现象的确具有一般化的解释力，但也难以解释宏观层面中国不同地域之间劳动力迁移的结果以及微观层面不同收入水平家庭的迁移决策，改善所在村庄内的收入相对贫困成为中国农村劳动力迁移到城市就业的动因（蔡昉、都阳，2002）。

农民工在城市就业后，虽然在绝对收入上相较于在原村庄时有所提高，但受低人力资本、户籍制度和分割的劳动力市场等约束，其较难在城市中获得充分的公共服务，劳动权益保障也存在缺失；同时在城市中购房和居住成本较高，农民工大多没有固定的住所或居住在单位提供的宿舍，居住条件较差（李晓阳等，2015；王晓峰、温馨，2017）。农民工公共服务获取能力也对其在城市的生存状况存在影响。公共服务获取能力强的农民工，其个人或家庭成员能够享受到的公共服务越多，同时也进一步使其子女教育支出减少和医疗保险报销比例增加，从而在城市中支付的医疗、教育方面的额外成本较少（刘金凤、魏后凯，2019）。由于与城市居民相比，农民工在居住条件、劳动权益保障和公共服务获取等方面与城市居民相比存在较大差距，这使得其可能仅将进城务工作为增加收入的一种策略，而非永久迁移至城市，从而出现“流而不迁”的候鸟式迁移现象（李晓阳等，2015；张开志等，2020）。

农民工的城市永久迁移意愿除了受其人力资本、居住条件、城市公共服务供给等客观因素影响，还受其城市中感受到的歧视、心理压力、群体间相对经济剥夺等个体主观因素的影响（蔡禾、王进，2007；胡军辉，2015）。除上述主观因素外，农民工的城市认同对其城市永久迁移意愿也具有重要影响。既有研究在讨论农民工城市认同

时主要关注的是对其城市人的身份认同,即拥有农村户口的个体并不认同先赋的农村人身份,而在心理层面更加认同自己是城市人(钱龙等,2019)。研究发现,农民工的身份认同会影响其人力资本和社会资本的投资以及就业行为(卢海阳、梁海兵,2016),促进流动人口在城市定居需要构建其城市身份认同(钟涛,2019),因此城市身份认同对农民工在城市就业和向城市永久迁移具有重要作用(李飞、钟涨宝,2017)。但除了城市人的身份认同之外,有学者认为城市认同还包括农民工是否对城市这一生活空间具有归属感即城市空间认同(蔡禾、曹志刚,2009),而这种空间上的认同能够促进农民工的城市融入(金晓彤等,2017),从而对农民工的城市永久迁移意愿产生促进作用。

本文可能的边际贡献包括三方面。第一,从参照系替代出发,探究以城市居民作为参照系下农民工的多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的影响,及对不同特征农民工的异质性影响。既有研究在讨论相对贫困对农民工迁移的影响时,大多关注农民工相对于原村庄居民的相对贫困状况对农民工向城市暂时性迁移的影响,尚未探究参照系替代后的多维相对贫困对农民工向城市永久性迁移的影响。

第二,将城市居民中位数作为多维相对贫困的参照值,采用比值法测算农民工多维相对贫困强度。以往文献在进行农民工贫困测度时,往往采用对测度指标单一划线的方式衡量农民工在某一指标上是否贫困,对不同地区之间贫困差异反应的灵敏度不高,同时也无法体现农民工相较于城市居民相对贫困的强度。本文采用农民工所在城市居民的中位数指标作为参照值,利用相对贫困指标中城市居民中位数与农民工取值的比值,构建以城市居民作为参照系下农民工的相对贫困强度,是对现有农民工贫困测度方法的有益补充。

第三,以城市认同为中介,探究多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的作用机制。现有研究大多讨论农民工的城市人身份认同对其城市永久迁移的影响,本文将农民工对城市人的身份认同以及城市的空间认同(本文称地域认同)一并归为城市认同,将其作为中介变量,探究城市认同在多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿影响过程中所发挥的作用,进一步揭示二者之间的作用机制,为农民工贫困治理和推进以人为核心的新型城镇化提供决策参考。

三 理论分析

从农民工相对贫困参照系转变出发,本文进行如下理论分析。农民工缓解其以原

村庄居民作为参照系下的收入相对贫困是迁移的动因，然而，参照系并非固定不变。当农民工进入城市就业与居住后，随着在城市居住时间的增加，其可能会将城市居民作为新的参照系（袁玥等，2021）^①。由于农民工自身人力资本的限制，虽然绝对经济收入与其在农村时相比有较大的提高，但与城市居民相比可能仍然存在差距，加之户籍制度影响下的城乡二元结构，其收入稳定性与公共服务可及性较低（郭君平等，2018）。此外，相较于城市居民，农民工岗位获得尤其是进入国有企业就业仍存在明显障碍（卢晶亮等，2021）。因此，当农民工以城市居民作为参照系后，其在收入、健康、社会保障和就业等多个维度上可能存在相对贫困。研究表明，农民工的多维贫困状况比全国平均和城市劳动力更高，其中收入与教育贫困对多维贫困的贡献率较高（王春超、叶琴，2014）。同时，农民工在消费水平、居住条件、社会保险和子女受教育等维度也容易陷入贫困（王美艳，2014）。

农民工以城市居民作为参照系下的多维相对贫困，可能会抑制其城市认同（包括对城市人身份的认同和对城市地域的认同），进而影响其城市永久迁移意愿。一方面，农民工以城市居民作为参照系下的多维相对贫困提高，意味着农民工在涉及城市生活的多个方面（收入、健康教育、医疗服务、社会保险、工作保障等）相较于城市居民的获得性较差，使其对自身与城市居民之间差距的感知更加强烈，从而对自己外来人口身份的认知更加坚定，进而可能抑制其城市人身份认同。同时，因农民工非正式就业和无固定住所或居住环境较差，难以稳定享受职业教育、社区关怀和社会福利等城市公共服务，导致其在城市的体验感较差，进而可能抑制其城市地域认同。农民工城市人身份认同和城市地域认同受到抑制可能导致其对城市的排斥感进一步加强，从而降低城市永久迁移意愿。

但另一方面，由于城市中完善的基础设施、健全的福利保障和便利的生活服务，当农民工将城市居民作为参照系后，可能会认为通过自己的努力，随着自身财富和社

^① 本文在将城市居民作为农民工多维相对贫困的参照系时，并没有准确界定农民工是否会发生参照系转变。原因在于，本文在测度多维相对贫困时所使用的指标都是客观指标，因此无论农民工本身的参照群体是谁，其在城市中所处的多维相对贫困状态是客观存在的。加之随着流动时间的增加，农民工参照系可能从迁出地向迁入地转变。事实上，学界目前尚未确定全面严谨的参照系识别方法，无论是开放式访谈法、结构性访谈法抑或是实验法，都存在一定的局限。综上所述，本文将城市居民是农民工多维相对贫困的参照系作为研究的前提，旨在研究农民工客观多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的影响，同时分析不同个体和群体的异质性，揭示二者之间的关系。

会资本的不断积累,能够进一步获得城市公共服务和生活设施,当存在多维相对贫困时,可能不会产生强烈的排斥感,而是对城市更加向往,从而提高对城市人的身份认同和地域认同。有较高城市认同的农民工会更高的市民化意愿,即更强的向城市永久迁移的意愿(蔡禾、曹志刚,2009),进而缓解多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的抑制作用。

农民工并非是一个完全同质的群体,多维相对贫困可能因农民工自身特征不同(就业身份、流动时间、收入、是否跨省流动、代际差异、有无劳动合同和迁移目的等),进而对农民工城市永久迁移意愿产生异质性影响。从个体异质性上看,农民工在当前城市存在多维相对贫困时,由于其跨省流动使得环境和社会网络的变化更大,获得的支持相对较小,应对相对贫困的能力较低,从而更加抑制其城市永久迁移意愿。收入更高的农民工对在城市的相对贫困强度更加关注,感知也更加敏感,其城市永久迁移意愿受多维相对贫困的抑制可能更强。流动时间越长的农民工在城市的社交网络越牢固、生活适应度相对更高,即使存在相对贫困,因其对留在城市的收益和自身对城市公共服务可得性的理想预期,其城市永久迁移意愿受多维相对贫困的影响可能较小。

从群体异质性上看,相较于拥有稳定的社会保障和收入的受雇和有劳动合同的农民工,自雇和无劳动合同农民工的迁移意愿受多维相对贫困的抑制作用可能更大。相对于新一代农民工,老一代农民工可能因人力资本较低和对家乡的依恋程度较高,其城市永久迁移意愿受多维相对贫困的抑制更强。对于为子女有更好的教育机会而迁移的农民工群体而言,因其目的性更强,其城市永久迁移意愿受到多维相对贫困的抑制作用可能越小;但当受教育机会实际获取存在较大难度时,其城市永久迁移意愿受多维相对贫困的抑制作用可能更加明显。

四 多维相对贫困测度指标体系构建

(一) 测度方法

既有文献大多采用 Alkire & Foster (2011) 提出的 A-F 方法测度农民工多维贫困,即对单个指标设定剥夺临界值,并通过对单个指标贫困状况进行加权求和,进而与多维贫困临界值进行比较,观察农民工多维贫困状况。由于没有参照系,A-F 法仅能度量农民工在每一指标上是否贫困,无法反映农民工的相对贫困强度。因此,A-F 方法本质上测度的是绝对贫困。参考佟大建等(2022)对农民工市民化的测度方法,本文

采用比值法测度农民工的多维相对贫困。主要思路为：首先利用比值法测算农民工在每一指标上相对于城市居民的相对贫困强度，再通过等权重法对每一指标相对贫困强度进行加总，得到单个农民工的多维相对贫困强度。具体测度方法如下。

第一步，计算单一指标相对贫困强度。本文以城市居民各指标中位数与每个农民工各指标取值的比值衡量以城市居民为参照系下，农民工在每一指标上的相对贫困强度。

$$H_{mij} = \frac{\text{indicator}_{mj}^{\text{Urban}}}{\text{indicator}_{mij}^{\text{Migrant}}} \quad (1)$$

式(1)中， $\text{indicator}_{mj}^{\text{Urban}}$ 代表 m 城市居民在 j 指标上的中位数， $\text{indicator}_{mij}^{\text{Migrant}}$ 代表 m 城市农民工 i 在 j 指标上的取值情况。因此 H_{mij} 衡量了以 m 市居民为参照系， m 城市农民工 i 相对于城市居民在 j 指标上的相对贫困强度， H_{mij} 取值越大，则农民工 i 相对于城市居民在 j 指标上的相对贫困强度越大。

第二步，计算每一维度的相对贫困强度。假设多维相对贫困强度测度指标体系中有 k 个维度，共 t 个指标，在第 s 个维度上有 f 个指标（ $s \leq k$ 且 $f \leq t$ ），则以 m 城市居民为参照系下第 i 个农民工在第 s 个维度上的相对贫困强度为 $ph_{mis} = \frac{1}{f} \sum_{j=1}^f H_{mij}$ 。

第三步，计算农民工多维相对贫困强度。设指标 j 权重为 w_j ，满足 $0 \leq w_j \leq 1$ 且 $\sum_{j=1}^t w_j = 1$ 。记以 m 城市居民为参照系下第 i 个农民工在 j 指标上的加权相对贫困强度 $P_{mij} = H_{mij} \times w_j$ ，以 m 城市居民为参照系下第 i 个农民工的多维相对贫困强度为 $pw_{mi} = \sum_{j=1}^t P_{mij}$ 。

(二) 多维相对贫困测度指标选择及说明

参照已有农民工多维贫困测度文献（郭君平等，2018；王春超、叶琴，2014），结合2017年中国流动人口动态监测调查（CMDS）数据中相关数据的可得性，本文选择教育、健康医疗、社会保障、支出4个维度共9个指标^①，并以城市居民相关指标的中位数作为参照值测度农民工的多维相对贫困状况^②。具体指标及说明如表1所示。

① 既有文献大多将收入作为相对贫困测度的指标。本文之所以用支出进行测度，是因为目前在城市中务工的农民工尤其是建筑业农民工，其经济收入并非处于较低地位，但出于家庭因素在城市中会选择“节衣缩食”的生活方式，从而影响他们的生活质量，因此采用支出作为与城市居民的比较指标。

② 之所以没有如既有文献选择中位数的一定比例作为参照值，是因为本文认为如果采用中位数的一定比例，会先验性地认为农民工与城市居民之间存在较大差距，事实上二者之间的差距并非如此之大。

表 1 相对贫困维度、指标、参照值与权重

维度	指标	指标说明	相对贫困参照值	权重
教育	受教育年限	农民工个人受教育年限(年)	城市居民中位数	1/4
健康医疗	健康档案	不清楚=1; 没建, 没听说过=2; 没建, 但听说过=3; 是, 已经建立=4	城市居民中位数	1/16
	健康状况	生活不能自理=1; 不健康, 但生活能自理=2; 基本健康=3; 健康=4	城市居民中位数	1/16
	医疗服务	以“到最近医疗机构时间”度量, 1 小时以上=1; 30 分钟(不含)~1 小时(含)=2; 15 分钟(不含)~30 分钟(含)=3; 15 分钟以内=4	城市居民中位数	1/16
	健康教育	接受过健康教育的种类数	城市居民中位数	1/16
社会保障	是否办理社保卡	不清楚=1; 没办, 没听说过=2; 没办, 但听说过=3; 已经办理=4	城市居民中位数	1/12
	参加医疗保险	参加医疗保险的种类	城市居民中位数	1/12
	签订何种合同	不清楚=1; 未签订=2; 试用期=3; 完成一次性任务=4; 无固定期限=5; 有固定期限=6	城市居民中位数	1/12
支出	过去一年, 家庭人均月支出	家庭人均月支出(元)	城市居民中位数	1/4

注: 受教育年限: 未上过学=0, 小学=6, 初中=9, 高中/中专=12, 大学专科=15, 大学本科=16, 研究生=19; 健康教育: 对问题“过去一年, 您在现居住村/居是否接受过以下方面的教育健康?”的回答, 对选项中职业病防治、性病/艾滋病防治、生殖健康与避孕、结核病防治、控制吸烟、心理健康、慢性病防治、妇幼保健/优生优育和突发公共事件自救共 9 种健康教育类型进行加总整理得到; 参加医疗保险: 本文认为, 问卷中医疗保险种类按新型农村合作医疗保险、城乡居民合作医疗保险、城市居民医疗保险、城市职工医疗保险、公费医疗在医疗保障待遇方面存在递进关系, 具体赋值是: 未参加任何保险=1, 新型农村合作医疗保险=2, 城乡居民合作医疗保险=3, 城市居民医疗保险=4, 城市职工医疗保险=5, 公费医疗=6。

资料来源: 根据 2017 年 CMDS 数据整理得到。

(三) 相对贫困强度现状

农民工以城市居民作为参照系每一指标的相对贫困强度如图 1 所示, 每一维度及多维相对贫困强度如表 2 所示。结果显示, 无论是从指标还是维度上看, 农民工皆存在相对贫困。从各指标上看, 相对贫困强度最高的是签订劳动合同, 为 2.178, 表明农民工签订劳动合同的水平相较于城市居民较低, 可能影响农民工在城市中的就业和收入稳定性, 从而降低其在城市中的安全感。因此, 需要进一步规范农民工劳动力市场, 为农民工群体提供安心的工作和生活保障。健康档案方面相对贫困强度为 1.659, 说明农民工在城市中对健康问题缺乏关注, 可能的原因是农民工群体的流动性较大, 导致建立健康档案的难度较大。社区可以发挥网格化管理的优势, 发挥流动人口专职协管员的作用, 加强与当地农民工的联系, 为农民工建立健康档案, 加强健康教育。其余

各指标相对贫困强度均大于1，表明农民工在其他指标上与城市居民也存在差距。

从各维度上看，健康医疗和社会保障维度的相对贫困强度分别为1.402和1.622，表明由于户籍制度以及用工制度的限制，农民工没有充分获得城市所提供的医疗和社会保障服务。教育维度相对贫困强度为1.346，表明大多数农民工在受教育水平上比城市居民低。原因在于，城乡之间教育机会的不平等以及过往农村地区缺乏对教育的重视，导致农民工与城市居民相比在教育维度存在相对贫困。支出维度相对贫困为1.084，表明农民工在消费上比城市居民低。可能的原因是，获取更高经济收入以改善家庭经济现状是农民工进城务工的主要目的，因此农民工可能会选择“节衣缩食”的方式在城市中生活，以实现财富的积累，从而导致在支出维度存在相对贫困。

通过对每一指标进行加权，计算农民工的多维相对贫困强度为1.237。这表明如果以农民工务工城市居民作为参照系，由于户籍限制、人力资本低、社会网络不健全等原因，导致农民工就业层次较低、公共服务获取能力较差，从而呈现多维相对贫困的状况。

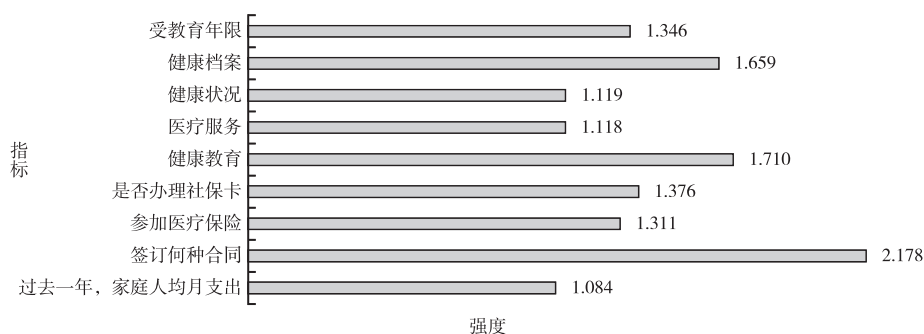


图1 农民工各指标相对贫困强度

资料来源：根据2017年CMDS数据计算得到。

表2 农民工各维度相对贫困强度

维度	教育	健康医疗	社会保障	支出	总体
相对贫困强度	1.346	1.402	1.622	1.084	1.237
样本量	4261	4261	4261	4261	4261

资料来源：根据2017年CMDS数据计算得到。

五 计量模型、变量选择及数据说明

(一) 计量模型

首先,为了探究以城市居民作为参照系下农民工多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的影响,设置如下模型:

$$Migration_{mi} = \delta_0 + \delta_1 pw_{mi} + X\mu + \varepsilon_{mi} \quad (2)$$

式(2)中, $Migration_{mi}$ 表示城市 m 农民工 i 的城市永久迁移意愿(取值为1表示具有城市永久迁移意愿,取值为0表示不具有城市永久迁移意愿)。核心解释变量 pw_{mi} 表示以城市 m 为参照系下农民工 i 的多维相对贫困状况。 X 表示控制变量集合, δ_0 、 δ_1 为待估参数, μ 为控制变量待估参数集合, ε_{mi} 表示随机扰动项。

迁移至城市的农民工并非同质,而是在个体和群体特征方面均存在差异。首先,探究多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的影响是否因收入、跨省流动和流入时间等个体特征而不同,设置如下模型:

$$Migration_{mi} = \beta_0 + \beta_1 Type_{mi}^s + \beta_2 pw_{mi} + \beta_3 Type_{mi}^s \times pw_{mi} + X\phi + \varepsilon_{mi} \quad (3)$$

式(3)中, $Migration_{mi}$ 表示城市 m 农民工 i 的城市永久迁移意愿。核心解释变量 pw_{mi} 表示以城市 m 为参照系下农民工 i 的多维相对贫困状况。 $Type_{mi}^s$ 表示城市 m 农民工 i 类型 s 虚拟变量(具体分为收入、是否跨省流动、流动时间三种)。 X 表示控制变量集合, β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 为待估参数, ϕ 表示控制变量待估参数集合, ε_{mi} 表示随机扰动项。

其次,探究多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的影响是否因就业身份、是否是新一代农民工、是否签订劳动合同和迁移目的等群体特征而不同,设置如下模型:

$$Migration_{mi}^s = \lambda_0 + \lambda_1 pw_{mi}^s + X\tau + \varepsilon_{mi} \quad (4)$$

式(4)中, $Migration_{mi}^s$ 表示城市 m 农民工 i 的城市永久迁移意愿, s 为不同类型农民工群体,按就业身份(受雇、自雇)、是否是新一代农民工、是否签订劳动合同以及迁移目的(为了子女获得更好的教育机会、非为了子女获得更好的教育机会)分为八类。 pw_{mi}^s 表示以城市 m 为参照系下农民工 i 的多维相对贫困状况。 X 表示控制变量集合, λ_0 、 λ_1 为待估参数, τ 为控制变量待估参数集合, ε_{mi} 表示随机扰动项。

农民工的城市认同在其城市永久迁移决策中发挥重要作用。农民工对自身城市人身份和城市地域的认同越强,意味着其与城市居民的社会融合程度越高以及对所在城市的体验感越好,其城市迁移意愿可能也越高,而农民工的多维相对贫困强度的提高可能会使其对城市产生排斥心理,造成城市认同下降,从而抑制其城市永久迁移意愿。

身份认同与地域认同二者也可能会相互影响，即农民工对自身城市人身份认同的下降可能会抑制其地域认同，地域认同程度下降也可能会抑制其身份认同。本文采用逐步回归法揭示城市认同在多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿影响中的作用机制，具体模型如下：

$$Identify_{mi}^{status} = \alpha_1 + \alpha_2 pw_{mi} + \alpha_3 Identify_{mi}^{region} + X\xi + \varepsilon_{mi} \quad (5)$$

$$Identify_{mi}^{region} = \eta_1 + \eta_2 pw_{mi} + \eta_3 Identify_{mi}^{status} + X\theta + \varepsilon_{mi} \quad (6)$$

$$Migration_{mi} = \gamma_1 + \gamma_2 pw_{mi} + \gamma_3 Identify_{mi}^{status} + \gamma_4 Identify_{mi}^{region} + X\psi + \varepsilon_{mi} \quad (7)$$

式(5)~(7)中， $Migration_{mi}$ 表示城市 m 农民工 i 的城市永久迁移意愿。 pw_{mi} 表示以城市 m 为参照系下农民工 i 的多维相对贫困状况， $Identify_{mi}^{status}$ 表示以城市 m 为参照系下农民工 i 对城市人的身份认同， $Identify_{mi}^{region}$ 表示以城市 m 为参照系下农民工 i 对所在城市的地域认同， X 表示控制变量集合， ε_{mi} 为随机扰动项。

(二) 变量选择

本文的被解释变量是农民工城市永久迁移意愿，根据问题“如果您符合本地落户条件，您是否愿意把户口迁移至本地？”设置虚拟变量：若愿意将户口迁移至本地，赋值为1；若不愿将户口迁移至本地或没想好是否迁移，赋值为0。本文的解释变量是以城市居民作为参照系下农民工多维相对贫困强度，包括两个方面：一是农民工个体多维相对贫困强度，二是农民工个体每一维度的相对贫困强度。

为了控制其他因素对农民工城市永久迁移意愿的影响，参照已有研究，将年龄、性别、收入、流动时间、就业身份、是否办理居住证、共同居住人数等个人和家庭特征变量作为控制变量。同时，为了验证多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿是否随年龄的增长呈倒U形趋势，在模型中还加入了年龄的平方。个人的性别、收入和流动时间会导致农民工心理、迁移能力存在差异，从而影响其城市永久迁移意愿。不同就业身份对农民工在城市的生存能力及市民化意愿存在差异性影响（孙迪等，2020）。居住证是外来人口“利益扩展”的新的载体性工具，可以增加外来人口的利益（钱雪亚等，2021）。当流动人口获得的利益增加时，其城市永久迁移意愿会增强。共同居住的家庭成员越多，家庭成员之间的相互支持作用越强，较个人独自流动对家乡的牵绊和流动压力更小，因此可能对农民工城市永久迁移意愿具有积极影响。

城市特征也可能会影响农民工的城市永久迁移意愿。既有研究表明，城市的产业结构、房价、教育、工资水平与医疗服务水平等对农民工向城市流动与迁移具有显著影响（刘金凤、魏后凯，2019；张开志等，2020）。因此，本文将流入地城市产业结

构、房价、教育服务水平、工资水平、固定资产投资、人均国内生产总值（GDP）、医疗服务水平等作为控制变量。

本文根据农民工对问题“我觉得我已经是本地人了”“我喜欢我现在居住的城市/地方”的回答，分别作为其对城市人身份认同和所在城市地域认同的代理变量，并将二者一并归为城市认同作为中介变量。其中，若回答“基本同意或完全同意”，赋值为 1；若回答“不同意或完全不同意”赋值为 0。

（三）数据说明

本文所使用的数据为 2017 年国家卫生健康委员会中国流动人口动态监测调查（CMDS）数据。为了测度以城市居民作为参照系下农民工多维相对贫困，本文使用针对江苏省苏州市、山东省青岛市、河南省郑州市、湖南省长沙市、广东省广州市、重庆市九龙坡区、云南省西双版纳州以及新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市所开展的传染病流行因素专题调查数据，即流动人口动态监测调查数据 C、D 卷。其中，C 卷调查对象为在流入地居住一个月及以上、非本区（县、市）户口的 15 周岁及以上流动人口；D 卷调查对象为具有调查区（县、市）户口、调查时点在调查区（县、市）居住生活工作、年龄 15 周岁及以上的当地居民。各区（县、市）级宏观数据从各地统计年鉴与统计公报得到，房价数据由安居客房屋交易平台数据库获得。由于本文主要关注具有自主向城市迁移意愿的流动人口的永久迁移意愿，因此仅保留本次流动原因为务工、经商、家属随迁、投靠亲友、异地养老的样本，同时将户籍所在地在农村地区的流动人口视为农民工群体^①。剔除因无法获得宏观数据而损失的样本^②，各变量的说明及描述性统计结果如表 3 所示。

① 既有研究多是将户籍性质为农业、从事非农工作的流动人口定义为农民工群体。事实上，早在 2014 年国务院印发的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》（国发〔2014〕25 号）就明确提出，“取消农业户口与非农业户口性质区分和由此衍生的蓝印户口等户口类型，统一登记为居民户口”“建立城乡统一的户籍登记制度”。同时，经验表明，居住在县城、乡镇的部分居民户籍人口，其人力资本状况、工作条件、住房条件以及社会形态与农村居民并无过大差别。因此本文认为其作为流动人口也是事实上的农民工。故本文定义农民工群体时并不局限于户籍性质，而是以户籍所在地的地理位置为依据，定义其事实上的农民工身份。因此本文将户籍所在地在农村和乡镇的流动人口视为农民工群体。

② 将部分宏观数据获取不完整的区（县、市）剔除后，最终保留青岛市（城阳区、黄岛区、胶州市、莱西市、崂山区、李沧区、平度市、市北区、市南区）、苏州市（常熟市、昆山市、太仓市、吴江区、张家港市）、长沙市（芙蓉区、开福区、浏阳市、天心区、望城区、雨花区、岳麓区、长沙县）以及郑州市（新密市、新郑市、荥阳市、中牟县）共 26 个区（县、市）的观测。

表 3 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差
城市永久迁移意愿	愿意将户口迁移至本地 = 1, 不愿将户口迁移至本地或没想好 = 0	4261	0.346	0.476
多维相对贫困	多维相对贫困指数	4261	1.237	0.310
教育相对贫困	教育维度相对贫困指数	4261	1.346	0.396
健康医疗相对贫困	健康医疗维度相对贫困指数	4261	1.402	0.436
社会保障相对贫困	社会保障维度相对贫困指数	4261	1.622	0.554
支出相对贫困	支出维度相对贫困指数	4261	1.084	0.703
年龄	年龄(岁)	4261	35.317	9.288
年龄平方	年龄的平方	4261	1333.517	700.081
性别	男性 = 1, 女性 = 0	4261	0.555	0.497
收入	人均月收入对数	4261	8.041	0.560
流动时间	2017 年至本次流动持续年份	4261	4.646	4.543
就业身份	有固定雇主的雇员和无固定雇主的雇员 = 1, 雇主和自营劳动者 = 0	4261	0.559	0.497
居住证	已经办理居住证 = 1, 没有办理居住证 = 0	4261	0.728	0.445
共同居住人数	本地共同居住的家庭成员数(人)	4261	2.485	1.123
城市产业结构	第三产业产值/第二产业产值	4261	1.845	1.812
城市房价	城市住宅销售价格(千元)	4261	11.940	5.735
城市教育服务水平	每千名中小學生拥有教师数对数	4261	2.670	0.204
城市工资水平	城市工资水平对数	4261	1.814	0.421
城市固定资产投资	城市固定资产投资对数	4261	15.597	0.618
城市人均 GDP	城市人均 GDP 对数	4261	11.843	0.367
城市医疗服务水平	每千人拥有医生数对数	4261	2.323	0.498
身份认同	基本同意、完全同意 = 1, 不同意、完全不同意 = 0	4261	0.687	0.464
地域认同	基本同意、完全同意 = 1, 不同意、完全不同意 = 0	4261	0.981	0.136
跨省流动	跨省流动 = 1, 省内跨市、市内跨县 = 0	4261	0.305	0.460

资料来源：根据 2017 年 CMDS 数据和区（县、市）统计数据计算得到。

六 实证结果与分析

（一）多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的影响

由于被解释变量为二元离散变量，故采用 Logistic 模型进行估计，估计结果如表 4

所示。第(1)列是核心解释变量以城市居民作为参照系下农民工多维相对贫困强度对其城市永久迁移意愿的影响。结果显示,农民工多维相对贫困对其城市永久迁移意愿有显著的抑制作用,相对于城市居民,农民工的多维相对贫困强度越强,其向城市永久迁移的意愿越低。

第(2)列是以城市居民作为参照系下农民工每一维度的相对贫困强度对其城市永久迁移意愿的影响。从结果上看,教育维度相对贫困对农民工城市永久迁移意愿具有显著的抑制作用。农民工在教育维度存在相对贫困意味着其受教育年限相较于城市居民较低,而受教育年限是人力资本的重要表现形式。受教育年限较低的农民工大多在城市从事需付出较大的体力劳动的职业。城市经济转型和产业结构升级使得农民工对城市劳动力市场难以适应(孙亚南,2020)。受教育年限较高的农民工所从事的工作相较于受教育年限较低的农民工劳动强度较小,身体消耗较小,在相同的劳动时间与劳动强度下,获得的收入可能更高,因此多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的抑制作用较小。

健康医疗维度相对贫困对农民工的城市永久迁移意愿具有显著的抑制作用,原因可能是农民工个人健康水平决定其在城市生活过程中的收入能力与质量。当健康状况较差,农民工向城市迁移的预期收益降低,故迁移意愿较低,相反健康状况较好的农民工更倾向于外出务工,因此迁移意愿更强。到最近医疗机构的距离意味着农民工在城市就医的成本,距离越远花费的时间成本、交通费用和照料成本更高,导致其对城市产生一定的抗拒,从而影响其城市永久迁移意愿。

社会保障维度相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的抑制作用不显著,表明虽然农民工在城市中就业可能没有签订劳动合同,但是其非正规就业所获得收入可能更高,而农民工获得更高工资收入是其进入城市的主要因素,因此对是否签订合同并不特别关注。此外,随着公共服务进一步均等化,医疗保险实现了全覆盖,部分地区已经实行了异地报销政策,因此社会保障可能并不是抑制农民工向城市永久迁移的最主要因素。

支出维度的相对贫困对农民工城市永久迁移不存在抑制作用,原因与其支出水平较低导致城市永久迁移意愿与支出的关联性并不强有关。支出水平低可能与以下三个方面的因素有关:首先,工作稳定性较差且难以获得健全的社会保障使得农民工的收入面临较大的不确定性,其家庭承担风险的能力较弱,为了增强风险承担能力,其更倾向于储蓄而非消费;其次,目前在城市中务工的农民工尤其是建筑业农民工,其经济收入并非一定低于城市居民,但是出于家庭因素其在城市中会选择

“节衣缩食”的生活方式，因此其在支出维度的相对贫困更可能是选择性贫困，故对其城市永久迁移意愿的影响不明显；第三，向城市永久迁移的前提是具备足够的经济基础，农民工若想向城市永久迁移，需要积累一定的财富，这可能会使其降低消费增加储蓄。

在个人及家庭特征方面，收入对农民工城市永久迁移意愿存在正向影响，表明随着收入水平的上升，农民工的迁移资本和城市生存能力上升，从而带来了较高的城市永久迁移意愿。相对于自雇群体，受雇农民工有着更加稳定的工作保障和收入，因此其城市永久迁移意愿更高。居住证对农民工城市永久迁移意愿存在促进作用，原因在于拥有居住证使得农民工有权利获得城市提供的基本公共服务，能够较好地保障农民工在城市的合法权益，从而会促进其永久迁移。农民工在城市共同居住的家庭成员越多，相互之间的支持力度与融入城市的意愿越高，因此共同居住人数对农民工城市永久迁移意愿存在正向影响。

年龄平方、性别、流动时间对农民工城市永久迁移具有抑制作用但并不显著。既有研究表明，年龄与迁移意愿存在倒U形关系（夏怡然、陆铭，2015），超过一定年龄的农民工对家乡的依恋程度提高，加之自身低人力资本的限制，可能更倾向于返乡定居。从当前中国农村家庭分工来看，男性大多作为家庭的主要劳动力和收入来源，承担更多的家庭责任，所以男性在城市流动的目的更可能是获得更高的收入，改善家庭经济状况，向城市永久迁移不一定是其主要目的，因此永久迁移的意愿并不强烈。流动时间越长的农民工，对城市落户门槛难度的感知越明显，在清楚认识到永久迁移难度后，会减弱甚至失去城市永久迁移意愿。

在城市特征方面，城市产业结构对农民工城市永久迁移意愿具有促进作用，这表明第三产业比重的上升引致了低技能劳动力的需求扩张，对农民工在城市就业具有积极影响，从而促进农民工城市永久迁移。城市固定资产投资、城市医疗服务水平和城市房价对农民工城市永久迁移具有促进作用，原因可能是城市固定资产投资和医疗服务水平的提高提升了城市的住房价格，更好的公共服务与预期财富的上升提升了农民工的城市永久迁移意愿。

城市教育服务水平对农民工城市永久迁移意愿没有显著的促进作用，原因在于户籍制度的限制使得农民工随迁子女面临着义务教育阶段入学门槛高、入学难、异地中考高考准入标准高等问题（杜旻，2020；卢伟，2020），因此农民工在城市中并未获得教育服务，故城市教育服务水平对农民工城市永久迁移意愿未产生显著促进作用。城市工资水平和城市人均GDP对农民工城市永久迁移具有抑制作用。较高的城市工资水

平与城市人均 GDP 意味着城市的经济发展水平较高, 但受自身技能较低、社会融入较难等因素制约, 农民工的收入与公共服务获取能力较低, 即使部分行业绝对收入较高, 但其劳动时间较长、劳动强度较大 (冷晨昕等, 2021), 因此抑制了农民工的城市永久迁移意愿。

表 4 多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的影响

变量	(1)	(2)
多维相对贫困	-0.455 *** (0.133)	—
教育相对贫困	—	-0.610 *** (0.110)
健康医疗相对贫困	—	-0.196 ** (0.085)
社会保障相对贫困	—	-0.076 (0.065)
支出相对贫困	—	0.091 (0.057)
年龄	0.018 (0.029)	0.028 (0.029)
年龄平方	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
性别	-0.072 (0.070)	-0.101 (0.070)
收入	0.212 *** (0.081)	0.290 *** (0.085)
流动时间	-0.012 (0.009)	-0.012 (0.009)
就业身份	0.350 *** (0.080)	0.200 ** (0.078)
居住证	0.490 *** (0.094)	0.482 *** (0.095)
共同居住人数	0.284 *** (0.042)	0.263 *** (0.042)

续表

变量	(1)	(2)
城市产业结构	0.041 (0.029)	0.049* (0.029)
城市房价	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
城市教育服务水平	0.079 (0.247)	-0.014 (0.249)
城市工资水平	-0.900*** (0.153)	-1.118*** (0.161)
城市固定资产投资	0.456*** (0.104)	0.450*** (0.104)
城市人均 GDP	-0.585*** (0.112)	-0.622*** (0.114)
城市医疗服务水平	0.271* (0.139)	0.303** (0.139)
常数项	-3.827* (2.126)	-2.982 (2.153)
观测值	4261	4261
伪 R ²	0.098	0.104
似然比检验卡方统计量	539.100	574.020

注：*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1; 括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年 CMDS 数据和区（县、市）统计数据计算得到。

（二）稳健性检验

为了检验以城市居民作为参照系下的多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的抑制作用是否具有稳健性，本文采用替换被解释变量、剔除样本和变换多维相对贫困测度方法对回归结果进行稳健性检验，具体包括四种方式。第一，将被解释变量是否愿意将户口迁移至本地更换为是否打算留在本地和预计在本地留居的时间。农民工的城市留居意愿为其城市永久迁移意愿提供可能性，同时在乡村振兴背景下，发展资源涌入农村后，留居而非永久迁移可能是更多农民工的选择。第二，将“是否愿意将户口迁移至本地”的回答是“没想好”的样本删除。删除不确定性回答，可以更准确地衡量农民工的城市永久迁移意愿。第三，将多维相对贫困测度中各维度及维度内各指

标等权重变换为各指标等权重。第四，将多维相对贫困中相对贫困参照值由城市居民中位数更换为城市居民均值。通过变换多维相对贫困测度的方法，考察在不同指标权重和相对贫困参照值下，模型结果是否依然稳健。

表 5 为稳健性检验的估计结果。第 (1) 列和第 (2) 列结果表明，将被解释变量城市永久迁移意愿分别换成是否打算留在本地和预计在本地留居的时间后，多维相对贫困对农民工的留城意愿和留居时间皆具有显著的抑制作用。这表明无论是农民工的留城意愿、预计在城市的居留时间抑或是城市永久迁移意愿，多维相对贫困均是抑制因素。第 (3) 列结果表明，删除“没想好”样本后，多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿具有抑制作用。第 (4) 列是在多维相对贫困测度过程中将各维度及维度内各指标等权重变换为各指标等权重，第 (5) 列是将城市居民各指标均值作为多维相对贫困参照值，结果显示多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿仍具有显著的抑制作用。这表明无论是对各指标分别赋予不同权重，还是采用不同的参照值，多维相对贫困测度结果对农民工城市永久迁移意愿的抑制作用是稳健的。综上所述，以城市居民作为参照系下的农民工多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的抑制作用是稳健的。

表 5 稳健性检验回归结果

变量	(1) (留在本地)	(2) (留居时间)	(3) (剔除“没想好”)	(4) (指标等权重)	(5) (城市居民均值)
多维相对贫困	-0.501 *** (0.149)	-0.664 *** (0.102)	-0.484 *** (0.152)	-0.370 *** (0.106)	-0.480 *** (0.132)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-9.685 *** (2.800)	-2.522 * (1.597)	-1.252 (2.390)	-4.407 ** (2.101)	-3.851 * (2.125)
观测值	4261	2723	3102	4261	4261
伪 R ² /R ²	0.094	0.206	0.122	0.098	0.098
似然比检验卡方统计量/F 统计量	374.240	43.730	524.320	539.530	540.650

注：*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年 CMDS 数据和区（县、市）统计数据计算得到。

(三) 个体异质性

农民工并非是一个完全同质的群体。是否跨省流动、收入和流动时间不同的农民工对多维相对贫困的反应可能存在差异。因此，本文将以上三个因素与多维相对贫困指数的交叉项放入 Logistic 模型中，考察多维相对贫困对农民工城市永久迁移意

愿的个体异质性影响。

表6中第(1)列估计结果表明,农民工是否跨省流动与多维相对贫困交叉项系数显著为负,说明多维相对贫困对跨省流动的农民工城市永久迁移意愿的抑制作用更强。首先,相对于在省内流动和市内流动的农民工而言,跨省流动意味着社会网络、生活习惯和乡土人情与家乡相比变化较大,农民工在陌生的环境中生存需要花费更多的精力和更高的经济成本,由此导致其对当前所在城市不适应而没有归属感,从而缺乏永久迁移意愿。其次,农民工在省内流动意味着依然能够享受部分全省统筹的公共服务,跨省流动则需要付出更多的机会成本和额外成本获取当地的公共服务资源,当存在多维相对贫困时,其向所在城市永久迁移的动力可能进一步削弱。

表6中第(2)列估计结果表明,收入与多维相对贫困的交叉项系数显著为负,说明多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿因收入更高而抑制作用更强。原因在以下两个方面:首先,获取更高收入是农民工进入城市生活工作的主要动因,其向城市永久迁移的意愿并不强烈;其次,收入更高可能对医疗健康、社会保险等方面更加关注,当在这些方面存在相对贫困时则会影响其城市迁移意愿。

表6中第(3)列估计结果表明,流动时间与多维相对贫困的交叉项系数显著为正,表明随着农民工流入城市时间的增加,多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的抑制作用下降。流动时间长的农民工在城市拥有较好的社会网络,收入的获取能力与外部支持也相对较好,应对多维相对贫困的能力越强,因此多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的抑制作用较小。

表6 个体异质性

变量	(1)	(2)	(3)
多维相对贫困	-0.348 ** (0.136)	4.264 *** (1.538)	-0.646 *** (0.175)
多维相对贫困 × 跨省流动	-0.240 *** (0.070)	—	—
多维相对贫困 × 收入	—	-0.596 *** (0.194)	—
多维相对贫困 × 流动时间	—	—	0.042 * (0.025)
控制变量	控制	控制	控制

续表

变量	(1)	(2)	(3)
常数项	-3.556* (2.129)	-9.571*** (2.828)	-3.688* (2.129)
观测值	4261	4261	4261
R ²	0.100	0.099	0.099
似然比检验卡方统计量	550.990	548.790	541.960

注：*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1; 括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年 CMDS 数据和区（县、市）统计数据计算得到。

（四）群体异质性

表 7 为以城市居民作为参照系下农民工多维相对贫困对受雇与自雇、有无劳动合同四类农民工群体城市永久迁移意愿影响的估计结果。第（1）列和第（2）列估计结果显示，从就业身份看，多维相对贫困对受雇群体与自雇群体城市永久迁移意愿均有显著的抑制作用，但对于自雇群体的抑制作用更强。相较于受雇农民工，部分自雇就业的农民工由于自身人力资本水平较低，其通常无法获得雇佣而被迫自雇，导致收入水平较低（王晓峰、张幸福，2019）。即使对于大多数收入水平较高的自雇群体，由于没有稳定的雇佣单位，加之户籍制度的限制导致其社会保障缺失，其也容易形成“过客”心理，缺乏对城市的身份认同（祝仲坤、冷晨昕，2020），从而多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的抑制作用更强。此外，自雇农民工从事的经营规模较小，城市的发展会进一步规范其经营行为，这在一定程度上可能会压缩其生存空间，因此其城市永久迁移意愿对多维相对贫困的反应更强。

第（3）列和第（4）列估计结果显示，多维相对贫困会显著抑制有劳动合同农民工的城市永久迁移意愿，对无劳动合同农民工的城市永久迁移意愿有促进作用但不显著。这一结果与既有研究和经验并不相符，其中间机制有待进一步研究。出现这一结果的原因可能是：农民工进城务工的主要目的是实现“收入最大化”，签订劳动合同反而会限制其为追求更高收入而“跳槽”（刘磊等，2014）。此外，本文根据问卷“这周工作时间为多少小时”定义农民工的劳动时间，对高劳动强度（每周劳动时间超过 44 小时）和低劳动强度（每周劳动时间低于 44 小时）两类农民工按是否签订劳动合同进行 t 检验发现，签订劳动合同的农民工劳动强度显著高于未签订劳动合同的农民工，而工作时间的增加会导致劳动者身心健康水平的下降（王广慧、苏彦昭，2021）。因此当存在多维相对贫困时，签订合同的农民工可能受到保障缺失和劳动强度大导致健康受损的双重压力，从而导致其城市永久迁移意愿降低。

表 7 群体异质性 1

变量	(1) (受雇群体)	(2) (自雇群体)	(3) (有劳动合同)	(4) (无劳动合同)
多维相对贫困	-0.385 ** (0.160)	-0.616 ** (0.253)	-0.531 ** (0.245)	0.310 (0.354)
边际效应	-0.080 ** (0.033)	-0.112 ** (0.046)	-0.111 ** (0.051)	0.061 (0.070)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-4.893 (2.874)	-0.829 (3.241)	-6.405 * (3.447)	-0.859 (5.874)
观测值	2380	1881	1670	652
伪 R ²	0.090	0.122	0.096	0.095
似然比检验卡方统计量	281.940	283.200	213.620	78.750

注：*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1; 括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年 CMDS 数据和区（县、市）统计数据计算得到。

表 8 为以城市居民作为参照系下农民工多维相对贫困对不同代际和是否追求子女有更好的教育机会四类农民工群体城市永久迁移意愿影响的估计结果。表 8 中第（1）列和第（2）列估计结果显示，多维相对贫困对老一代农民工城市永久迁移意愿具有显著的抑制作用，对新一代农民工的城市永久迁移意愿的抑制作用不显著。新一代农民工基于对自身适当的评价及对城市和乡村客观的认识，对城市生活的便利、医疗、教育等更好公共服务产生需求，且与老一代农民工相比，其整体上受教育水平更高、工作环境和体力更好，更高的多维相对贫困对其可能意味着更高的预期收入，因此使得多维相对贫困对其城市永久迁移意愿的抑制作用较小。相反，对于老一代农民工，一方面随着自身年龄的偏大，其从事体力劳动获得收入将付出更大的代价，多维相对贫困强度的提高可能导致其生活变得更加艰难，从而抑制其城市永久迁移意愿；另一方面，年龄的增长以及城市生活的困难可能使其更加陷入“情感孤独”（周建华、孙艳飞，2020），产生更强的乡土观念，多维相对贫困的存在会加重其返乡意愿。

表 8 中第（3）列和第（4）列估计结果表明，多维相对贫困对为子女有更好的教育机会而留在当前城市的农民工城市永久迁移意愿的抑制作用更强。随迁子女能否在当前城市获得良好的教育已成为农民工决定是否向城市永久迁移的主要原因。由于教育经费投入机制和户籍制度的制约，随迁子女义务教育的公平获得、异地升学问题仍无法解决（卢伟，2020）。与此同时，随着教育事业的进一步发展，城乡之间的教育差

距逐渐缩小，留守子女的教育获得可能会高于随迁子女（贾婧、柯睿，2021）。因此，进城农民工的随迁子女在教育服务获得上与城市居民存在较大差距，可能会放大多维相对贫困对其向城市永久迁移意愿的抑制作用。

表 8 群体异质性 2

变量	(1) (老一代)	(2) (新一代)	(3) (非为了子女有更好的 教育机会)	(4) (为了子女有更好的 教育机会)
多维相对贫困	-0.514 *** (0.153)	-0.204 (0.281)	-0.271 * (0.149)	-1.185 *** (0.304)
边际效应	-0.102 *** (0.030)	-0.039 (0.053)	-0.051 * (0.028)	-0.253 *** (0.063)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.248 (2.476)	-0.335 (7.547)	-4.762 * (2.516)	9.934 ** (4.877)
观测值	3360	901	3332	929
伪 R ²	0.101	0.109	0.093	0.111
似然比检验卡方统计量	438.130	123.700	384.630	142.070

注：*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年 CMDS 数据和区（县、市）统计数据计算得到。

（五）作用机制

既有研究认为，农民工对城市人的身份认同对其城市永久迁移意愿具有促进作用（李飞、钟涨宝，2017），但较少关注农民工对所在城市的地域认同对其城市永久迁移意愿的影响，以及身份认同与地域认同二者之间是否存在相互影响，也未探究城市认同在以城市居民作为参照系下，农民工多维相对贫困抑制其城市永久迁移意愿过程中发挥的作用。本文采用逐步回归法对上述问题进行探讨，回归结果如表 9 所示。

表 9 多维相对贫困对城市永久迁移意愿的作用机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	迁移意愿	身份认同	地域认同	迁移意愿
多维相对贫困	-0.455 *** (0.133)	-0.814 *** (0.126)	1.165 *** (0.447)	-0.368 *** (0.135)
地域认同	—	1.432 *** (0.246)	—	0.611 * (0.328)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	迁移意愿	身份认同	地域认同	迁移意愿
身份认同	—	—	1.450 *** (0.251)	0.678 *** (0.081)
常数项	-3.827 * (2.126)	0.939 (2.172)	4.755 (8.075)	-4.823 ** (2.153)
观测值	4261	4261	4261	4261
伪 R ²	0.098	0.055	0.122	0.113
似然比检验卡方统计量	539.100	289.020	96.870	619.800

注：*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1; 括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年 CMDS 数据和区（县、市）统计数据计算得到。

第（1）列估计结果表明，多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿有显著抑制作用。第（2）列估计结果表明，多维相对贫困对农民工城市人身份认同存在显著的抑制作用，这表明以城市居民作为参照系下的多维相对贫困使得农民工感受到与城市居民在市民权利方面存在差异，降低了自身的幸福感和融入城市的信心，从而难以认同自己是城市人。第（3）列估计结果表明，多维相对贫困对农民工的城市地域认同具有显著的促进作用。农民工向城市流动主要是为了获取相较于原村庄该城市提供的更高的工资和更好的公共服务，虽然其与城市居民相比存在多维相对贫困，但可能并不会影响其对城市及城市提供的公共服务的认同。

第（4）列为在第（1）列的基础上加入城市认同变量，估计结果表明多维相对贫困依然抑制农民工的城市永久迁移意愿，但城市人身份认同和地域认同均会显著促进其城市永久迁移意愿。结合第（2）、（3）列估计结果，这表明多维相对贫困主要通过抑制农民工的城市人身份认同进而抑制其城市永久迁移意愿，农民工对城市的地域认同未发挥中介作用。但从第（1）列与第（4）列多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的系数对比可以看出，地域认同虽没有多维相对贫困抑制农民工城市永久迁移意愿的过程中发挥中介作用，但其与身份认同的共同作用能够缓解多维相对贫困的抑制作用，提高农民工的身份认同和地域认同能够提升其城市永久迁移意愿。从第（2）列与第（3）列可以看出，身份认同与地域认同之间存在显著的相互促进关系。一方面，当农民工对城市人的身份认同提高时，意味着其在城市的生存能力更强以及人际关系更加稳固，因此获取城市公共服务的渠道增多，在城市中的压力减小，对城市的排斥感降低，从而对所在城市产生认同。另一方面，农民工流向城市后，由于城市条

件优于农村，其对城市环境及便利的服务更加向往，因而对城市空间产生认同，随着自身人力资本和社会资本的进一步积累，预期自己能够长期稳定拥有城市所提供的服务，进而认同自己城市人的身份。

七 结论与建议

本文利用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据与区（县、市）数据，以城市居民为参照系测度了农民工的多维相对贫困，并探讨其对农民工城市永久迁移意愿的影响及作用机制。研究发现：第一，以城市居民为参照系，农民工多维相对贫困强度较高，主要由健康医疗和社会保障两个维度相对贫困较高导致；第二，多维相对贫困对农民工城市永久迁移具有显著的抑制作用；第三，分维度研究发现，教育和健康医疗维度相对贫困显著抑制了农民工城市永久迁移意愿，社会保障和支出维度相对贫困的抑制作用不显著；第四，相较于省内流动、低收入和长期流动的农民工，多维相对贫困对跨省流动、较高收入、短期流动农民工城市永久迁移意愿的抑制作用更强；第五，相较于无劳动合同、受雇、新一代和不作为子女有更好的教育机会而留城的农民工，多维相对贫困会显著抑制有劳动合同、自雇、老一代和为子女有更好的教育机会目的而留城农民工的城市永久迁移意愿；第六，农民工对其城市人的身份认同会提高其城市永久迁移意愿，但多维相对贫困会通过抑制农民工对其城市人的身份认同而抑制其城市永久迁移意愿，提高身份认同和地域认同能够缓解多维相对贫困对农民工城市永久迁移的抑制作用。

基于上述研究结论，本文认为，缓解以城市居民作为参照系下多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的阻碍，促进农民工有序有效地向城市永久迁移，应该做好以下几点。第一，化解农民工城市生活“痛点”，确保农民工在教育、健康医疗和社会保障方面充分享有市民权利，多举措畅通农民工城市基本公共服务获得的渠道；完善企业用工制度，充分保障农民工在就业中的合法权益，切实缓解以城市居民为参照系下的多维相对贫困，提高其城市永久迁移意愿。第二，农民工城市落户可遵循一定的优先序，短期内对符合落户条件的省内流动、流动时间长、新一代农民工，可根据城市综合承载力和经济发展需要，进一步激发其城市永久迁移的意愿，率先引导其进城落户，实现市民化。对收入具有较高水平但目前不愿迁移的农民工，应着力打通“堵点”，制定针对性政策，帮助其实现进城落户。对于跨省流动、流入时间短、子女面临就学问题、缺乏稳定就业和社会保障及老一代农民工，应首先解决其在城市收入、生活资源、公共服务等获取问题，缓解其多维相对贫困强度，同时也应以提升其自身收

人获取能力为重点，防止财政负担过重。第三，培育农民工向城市流动的情感，以城市认同为纽带，扫清其城市永久迁移的情感障碍。保障其市民权利，加强社区互动，给予更多人文关怀，促进其社会融入，进而提升城市永久迁移意愿。

参考文献：

- 蔡昉、都阳（2002），《迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说》，《中国人口科学》第4期，第3-9页。
- 蔡禾、曹志刚（2009），《农民工的城市认同及其影响因素——来自珠三角的实证分析》，《中山大学学报（社会科学版）》第1期，第148-158页。
- 蔡禾、王进（2007），《“农民工”永久迁移意愿研究》，《社会学研究》第6期，第86-113页。
- 杜旻（2020），《农民工随迁子女教育压力及群体差异》，《河北学刊》第5期，第157-162页。
- 郭君平、谭清香、曲颂（2018），《进城农民工家庭贫困的测量与分析——基于“收入—消费—多维”视角》，《中国农村经济》第9期，第94-109页。
- 何微微、胡小平（2017），《非经济预期因素对农村劳动力转移的影响——托达罗模型的修正与实证检验》，《农业技术经济》第4期，第4-15页。
- 胡军辉（2015），《相对剥夺感对农民工市民化意愿的影响》，《农业经济问题》第11期，第32-41页。
- 贾婧、柯睿（2021），《流动人口子女教育机会的差异分解》，《统计与决策》第15期，第57-61页。
- 金晓彤、韩成、聂盼盼（2017），《新生代农民工缘何进行地位消费？——基于城市认同视角的分析》，《中国农村经济》第3期，第18-30页。
- 冷晨昕、陈丹青、祝仲坤（2021），《加入工会能缓解农民工的过度劳动吗——来自中国流动人口监测调查的经验证据》，《财经科学》第1期，第105-117页。
- 李飞、钟涨宝（2017），《人力资本、阶层地位、身份认同与农民工永久迁移意愿》，《人口研究》第6期，第58-70页。
- 李晓阳、黄毅祥、许秀川（2015），《农民工“候鸟式”迁移影响因素分析——基于重庆市9个主城区的农民工调查》，《中国人口·资源与环境》第9期，第70-80页。

- 刘金凤、魏后凯 (2019),《城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响》,《经济管理》第11期,第20-37页。
- 刘磊、朱红根、康兰媛 (2014),《农民工留城意愿影响因素分析——基于上海、广州、深圳724份调查数据》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第2期,第41-46页。
- 卢海阳、梁海兵 (2016),《“城市人”身份认同对农民工劳动供给的影响——基于身份经济学视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期,第66-76页。
- 卢晶亮、陈技伟、冯帅章 (2021),《人的城镇化:农民工的城市劳动力市场融入》,《劳动经济研究》第4期,第29-56页。
- 卢伟 (2020),《入学不易升学更难:农民工随迁子女之教育困境及对策探讨》,《中小学管理》第12期,第13-16页。
- 钱龙、陈方丽、卢海阳、钱文荣 (2019),《城市人“身份认同”对农村宅基地使用权流转的影响研究——基于浙江温州农户的调查》,《农业技术经济》第8期,第40-52页。
- 钱雪亚、胡琼、宋文娟 (2021),《农民工享有的城市基本公共服务水平研究》,《调研世界》第5期,第3-11页。
- 孙迪、崔宝玉、霍梦婷 (2020),《自雇与受雇农业转移人口市民化意愿和能力分异》,《资源科学》第5期,第881-893页。
- 孙亚南 (2020),《农业劳动力转移、人力资本投资与农村减贫》,《学习与探索》第11期,第149-156页。
- 佟大建、金玉婷、宋亮 (2022),《农民工市民化:测度、现状与提升路径——基本公共服务均等化视角》,《经济学家》第4期,第118-128页。
- 王春超、叶琴 (2014),《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》,《经济研究》第12期,第159-174页。
- 王广慧、苏彦昭 (2021),《工作时间对劳动者健康影响的阈值效应分析》,《劳动经济研究》第4期,第81-98页。
- 王美艳 (2014),《农民工的贫困状况与影响因素——兼与城市居民比较》,《宏观经济研究》第9期,第3-16页。
- 王晓峰、温馨 (2017),《劳动权益对农民工市民化意愿的影响——基于全国流动人口动态监测8城市融合数据的分析》,《人口学刊》第1期,第38-49页。
- 王晓峰、张幸福 (2019),《流动范围、就业身份和户籍对东北地区流动人口城市融入

- 的影响》，《人口学刊》第2期，第43-53页。
- 夏怡然、陆铭（2015），《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》，《管理世界》第10期，第78-90页。
- 袁玥、李树苗、悦中山（2021），《参照群体、社会地位与农民工的生活满意度——基于广州调查的实证分析》，《人口学刊》第5期，第39-52页。
- 张开志、高正斌、张莉娜、成前（2020），《“候鸟式”流动亦或“永久”迁移？——基于社会融入视角的公共服务可及性与人口流迁选择》，《经济与管理研究》第7期，第112-133页。
- 钟涛（2019），《社群隔离、身份认同与流动青年城市定居意愿》，《当代青年研究》第1期，第123-128页。
- 周建华、孙艳飞（2020），《代际转换视角下老一代农民工弱势化趋向及发生机制》，《农村经济》第9期，第130-136页。
- 祝仲坤、冷晨昕（2020），《自雇行为如何影响农民工的市民化状态——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》，《南开经济研究》第5期，第109-129页。
- Alkire, Sabina & James Foster (2011). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, 95 (7), 476-487.
- Antinyan, Armenak & Luca Corazzini (2018). Relative Standing and Temporary Migration: Empirical Evidence from the South Caucasus. *Review of Development Economics*, 22 (1), 361-383.
- Bauer, Thomas, Gil Epstein & Ira Gang (2002). Herd Effects or Migration Networks? The Location Choice of Mexican Immigrants in the U. S. . *IZA Discussion Paper*, No. 551.
- Quinn, Michael (2006). Relative Deprivation, Wage Differentials and Mexican Migration. *Review of Development Economics*, 10 (1), 135-153.
- Rivera-Batiz, Francisco (1986). Can Border Industries Be a Substitute for Immigration? *The American Economic Review*, 76 (2), 263-268.
- Stark, Oded (1984). Rural-to-Urban Migration in LDCs: A Relative Deprivation Approach. *Economic Development and Cultural Change*, 32 (3), 475-486.
- Stark, Oded & Edward Taylor (1989). Relative Deprivation and International Migration. *Demography*, 26 (1), 1-14.
- Stark, Oded & Edward Taylor (1991). Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation. *The Economic Journal*, 101 (408), 1163-1178.

- Stark, Oded & Shlomo Yitzhaki (1988). Labour Migration as a Response to Relative Deprivation. *Journal of Population Economics*, 1 (1), 57 – 70.
- Taylor, J. Edward (1987). Undocumented Mexico-U. S. Migration and the Returns to Households in Rural Mexico. *American Journal of Agricultural Economics*, 69 (3), 626 – 638.
- Todaro, Michael (1969). A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *The American Economic Review*, 59 (1), 138 – 148.

Reference Group Substitution, Multidimensional Relative Poverty and Permanent Urban Migration of Migrant Workers

Tong Dajian¹, Zhang Huyan¹ & Ying Ruiyao²

(School of Economics and Management, Anhui Agricultural University¹;
College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University²)

Abstract: Using data from the China Migrants Dynamic Survey in 2017 and district-level data, this paper studies the impact and mechanism of multidimensional relative poverty (MRP) on migrant workers' willingness to move permanently to cities when taking urban residents as reference group. The study finds that with urban residents as reference group, the intensity of MRP is higher among migrant workers, and the two dimensions of relative poverty in health care and social security are the main reasons. The increase of MRP intensity has significantly inhibited migrant workers' willingness to move permanently to cities. The MRP has a stronger inhibitory effect on the willingness to move permanently of cross-provincial migrant workers with higher income and shorter migration time. The MRP's inhibitory effects are also stronger on migrant workers who have labor contracts, who are self-employed, who are in the older generations, and who stay in cities for the purpose of having better educational opportunities for their children. The mechanism analysis shows that status identity rather than region identity plays a mediating role in MRP's inhibitory effects on permanent migration willingness.

Keywords: migrant workers, reference group substitution, multidimensional relative poverty, urban identity, permanent migration

JEL Classification: J18, J62, J32

(责任编辑: 西 贝)