

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2023.07.003

罗蓉, 曹波, 王志凌, 等. 可行能力、期望确认度与易地搬迁户非农就业意愿——来自民族地区的微观调查 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(7): 32-44.

可行能力、期望确认度与 易地搬迁户非农就业意愿 ——来自民族地区的微观调查

罗蓉¹, 曹波¹, 王志凌², 许乾郎³

1. 贵州大学 经济学院, 贵阳 550025; 2. 贵州大学 旅游与文化产业研究院, 贵阳 550025;
3. 中共正安县委办公室, 贵州 正安 563400

摘要: 该研究从可行能力和期望确认视角出发, 综合构建易地搬迁农户非农就业意愿决策模型。基于贵州省民族地区易地搬迁农户 321 个样本的调查数据, 采用结构方程模型深入分析影响易地搬迁农户非农就业意愿的主要因素。研究表明, 易地搬迁农户可行能力中的政治自由、经济条件、社会机会和期望确认度对其非农就业意愿存在直接的正向影响, 且其可行能力中的经济条件、社会机会、防护性保障和透明性保障受期望确认度的中介作用, 间接影响其非农就业意愿, 并就此提出发挥党建引领作用推进自我发展意识塑造、针对性培训和拓展岗位延伸农户时间资本与技能水平、开展多样性社区活动拓展社会网络、线上线下多渠道推进信息保障、打造服务队伍和资源引进从而提升安置社区综合水平等的研究启示。

关键词: 易地搬迁; 非农就业; 可行能力; 期望确认;
结构方程模型

中图分类号: F323.6

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2023)07-0032-13

Viability, Recognition of Expectations and Willingness of Relocated Households to Engage in Non-Farming Employment ——Micro-Surveys from Ethnic Minority Areas

LUO Rong¹, CAO Bo¹, WANG Zhiling², XU Qianlang³

1. School of Economics, Guizhou University, Guiyang 550025, China;

2. Institute of Tourism and Cultural Industry Development, Guizhou University, Guiyang 550025, China;

3. CPC Zheng'an County Party Committee Office, Zheng'an Guizhou 563400, China

Abstract: Starting from the influencing factors of the non-farming employment willingness of relocated farmers, the decision-making model of the non-agricultural employment willingness of relocated farmers

收稿日期: 2022-09-26

基金项目: 国家社会科学基金西部项目(20XMZ082).

作者简介: 罗蓉, 教授, 博士研究生导师, 主要从事农村产业发展和乡村治理研究.

通信作者: 王志凌, 教授, 博士研究生导师.

was constructed by synthesizing the theory of feasible ability and the theory of expectation confirmation. Based on the survey data of 321 samples of relocated farmers in ethnic minority areas of Guizhou Province, the main factors affecting the non-agricultural employment willingness of relocated farmers were analyzed in depth using the structural equation model. The results show that the political freedom, economic conditions, social opportunities and expectations of the feasible ability of relocated farmers had a direct positive impact on their non-agricultural employment willingness, while the economic conditions, social opportunities, protective guarantees and transparency guarantees in their feasible capabilities indirectly affected their non-agricultural employment willingness. In this regard, the inspiration is proposed to give play to the leading role of party building to promote self-development awareness, targeted training and expansion of posts to extend farmers' time capital and skill levels, to expanding social networks through diversified community activities, to promot information security through online and online multi-channels, to build service teams, and introduce resources to improve the comprehensive level of resettlement communities.

Key words: relocation; non-farm payrolls; feasible capability; expectation confirmation; structural equation models

巩固脱贫攻坚成果,全面推进乡村振兴,贵州省在接续推进脱贫地区发展时,需要加大对易地搬迁农户的后续扶持力度,增进搬迁农户就业。就业能力激发和就业质量提升,对易地搬迁农户实现长期稳定起着关键作用^[1]。长期以来,就业和易地搬迁相辅相成,易地搬迁作为一种扶贫方法,它更多的是一个发展过程,其发展结果或者最终目标是实现农户从旧地搬迁到新地增收的双赢策略^[2-3]。就业帮扶力度的提升,是防止易地搬迁农户发生规模性返贫,突破贫困陷阱,实现其收入稳定的长效路径。

为了增加就业效率,拉升易地搬迁农户的收入水平,切实提升社区治理能力,国内学者从农户就业能力^[4-5]、就业模式^[6-8]、就业政策^[9-10]等方面对易地搬迁农户进行深入分析。国内对于非农就业意愿影响因素的实证研究成果已有诸多报道,可以系统地区分为两个层面:内部层面因素和外部层面因素的影响。内部层面因素研究多探讨个人特征因素和家庭特征因素对非农就业的影响,侧重于对人力、金融资本的研究,其中认为对非农就业意愿具有显著效应的具体变量包含年龄、性别、文化程度、健康状况、收入来源、培训程度、经营主业、家庭成员类型、村干部、少数民族等^[11-15]。外部层面因素早期侧重于对社会资本的研究,一般认为就业距离、社会网络对非农就业意愿的影响显著^[16-18],近年来,数字乡村的建设和推进,随之延伸出对互联网使用情况与非农就业意愿之间关系的探讨^[19-21]。

综上,本文发现:① 易地搬迁农户非农就业意愿研究亟待深化。虽然易地搬迁农户的后续就业问题已经在学术界得到广泛关注,国内关于农民非农就业意愿也有一定的研究成果,但目前把易地搬迁农户作为研究对象,对其非农就业意愿进行实证研究为数不多,结合少数民族地区在此方面的研究结果稍显不足,更没有在这一方面形成统一的分析框架。随着少数民族地区易地搬迁政策的落实,第一步少数民族地区易地搬迁农户的安居工作得到初步解决,如何走好第二步,做好少数民族地区易地搬迁户的后续就业工作以实现生活稳定是不容忽视的问题。② 关于易地搬迁农户期望确认的心理因素及可行能力研究有待提高。在“理性经济人”的假设下,少数民族地区易地搬迁农户就业意愿作为个体的行为选择,面临不确定性的风险因素时,会综合考量自身能力和未来期望做出与之相对应的决策,进而影响到农户自身非农就业意愿。鉴于此,在乡村振兴背景下,本文基于可行能力理论分析框架,结合期望确认理论,从可行能力和期望确认两个角度构建少数民族地区易地搬迁农户非农就业意愿影响因素的理论分析框架,并在此基础上提出研究假设,运用结果方程模型(SEM)分析影响少数民族地区易地搬迁农户非农就业意愿的关键因子,在得出相关结论的同时,对其后续就业扶持的相关政策建议进行论证。

1 理论分析与研究假说

1.1 可行能力理论

诺贝尔经济学奖获得者阿玛蒂亚·森(Amartya Sen),于 20 世纪 90 年代将伦理学和福利经济学相结

合提出可行能力理论^[22]，更多地关注人的实质自由，而发展是扩大这种人所享有的实质自由的必要过程。这种实质自由的实现和扩大，指的是“享受人们有理由珍视的生活的可行能力”^[23]。而一个人的可行能力(capability)，指的是这个人可能实现的各种功能性活动的组合，这种功能性活动包含衣食住行、获得尊敬、参与社会活动等^[24]。因为个人的可行能力是一个抽象化概念，对其直接测量具有一定的难度。鉴于此，阿玛蒂亚·森提出政治自由、经济条件、社会机会、防护性保障、透明性保障 5 种工具性自由来对人的可行能力进行测量，将可行能力和工具性自由都看作是实质自由发展的关键方法，二者结合通过福利转化能够引诱个体和集体行为产生^[22]。作为典型的个体行为选择，在少数民族地区中易地搬迁农户非农就业意愿的产生、推进和演变受到其个人所拥有的可行能力的影响，因此可行能力理论的提出与应用，为本文的研究提供了可靠条件。

表 1 可行能力的 5 种工具性自由

工具性自由	可行能力
政治自由	通过合理合法的方式对人们的政治权利进行关注与维护
经济条件	人们所享有的将其经济资源用于消费、生产或交换的机会
社会机会	影响个人赖以享受更好生活的实质条件，能更有效地参与经济和政治活动
防护性保障	为弱势群体提供社会安全网的制度性安排
透明性保障	满足人们对公开性的需要，确保信用的维持

1.2 可行能力理论和非农就业意愿

在安置社区少有甚至不存在务农条件的情况下，非农就业是目前易地搬迁农户主要的就业方式。为了保障自身以及家庭在城镇居住的生活水平，对非农就业岗位和就业地点条件的对比衡量是农户所关注的重点问题，倾向于获得较好工资水平的情况下尽可能考虑就业地点距离家庭较近，便于顾全家人的生活起居，其对就业岗位和就业地点意愿程度的大小则是易地搬迁农户在追求非农就业时的具体反映。基于阿玛蒂亚·森的思想，可行能力反映了个人在实际生活中拥有的选择机会和选择自由，机会和自由的多寡与个人生活质量息息相关。因此，包含各种功能性活动的可行能力，是表明个人发展、经济进步的关键因素^[25]。农户在追求非农就业时，其个体行为选择会存在一个或长或短的“预备期”，在这一时间中，农户会就自身的经济能力、健康能力、保障能力、休闲能力、语言能力等各方面进行自我评分，预估自身达成这一特定行为的综合能力水平，这一综合水平的估计代表着农户对自身可行能力的探讨，以此来判定自身获取这一就业岗位机会的大小，从而决定自身的就业意愿。在根据岗位条件和就业地点确定自身的非农就业意愿前，农户往往会先行思虑自身能力的可行性，在对自身政治能力、经济能力、保障能力等条件要素有一定判断的基础上，会综合衡量自身所拥有的可行能力是否达到足以获取非农就业资源的水平。若农户对自身的可行能力评判度较高，对获取非农就业资源的信心较强，与之对应的进行非农就业的意愿程度就越大。鉴于此，农户才会进一步选择是否现在进行非农就业，特别是思虑是否是非农就业资源充足且获取门槛不高的易地搬迁安置区进行就地非农就业。

总的来讲，易地搬迁农户非农就业意愿的选择受到其自身可行能力的直接影响。作为衡量可行能力的 5 种工具性自由，对农户非农就业意愿的影响也是直接的，涵盖了包括个人、家庭、制度等多方面影响农户非农就业意愿的主要因素^[26]，为农户非农就业意愿影响因素的探究提供了一个完整的分析框架。换言之，易地搬迁农户的非农就业意愿，受其可行能力中政治自由、经济条件、社会机会、防护性保障、透明性保障 5 个方面的综合制约，因此对于易地搬迁农户非农就业意愿的研究可以从农户可行能力下的 5 种工具性自由来分析。国内外部分学者也发现，通过可行能力下的政治自由(政策可及、政治参与)、经济条件(个人或家庭的资源要素)、社会机会(社会参与)、防护性保障(医疗、住房、基础设施)、透明性保障(信息及时)等多个维度来激发农户的就业欲望更加有效。

1) 在政治自由方面，易地搬迁农户是一种较为典型的弱势群体，他们的政治发声更多的是通过其他群体间接地向社会和政府表达^[27]。这里的政治发声，具体指的是易地搬迁农户通过社区居民大会、投票选举等合法合情的方式，对安置社区政策发布、贯彻和落实结果表达自身的关注，以确保自身政治权利得以维

护。其中,为保证搬迁后自身的生活质量水平得以维持和提升,对涉及自身利益的就业政策或制度的出台和执行情况,易地搬迁农户的关心程度尤甚。农户政治参与途径的维持和拓展,保障其政治参与的有效性和广泛性,既能够让安置区归属感尚未完全树立的农户稳住心态,也能够向农户表达政府和安置区对其的持续关注,传递出政府和安置区对其“不抛弃、不放弃”的强烈信号,坚定其融入安置社区开展就业的信心。就业制度的完善,政治参与的“不缺席”,会使农户自身发展处于一种集中、团结的状态^[28],让农户有效享受到完整的政治自由,同时非农就业意愿这种个体利益的实现也便于和周边环境达成一致性。因此,本文提出第1个假设。

假设1:政治自由对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

2)在经济条件方面,传统的经济条件测量大都以个人收入作为衡量指标,而经济学家阿玛蒂亚·森指出,经济条件是一个人利用经济资源进行个人发展的机会,但不能单纯以收入结果对个人能力进行评判^[22]。国内也有学者指出,以收入作为衡量经济条件的指标过于粗略,无法反映出农户个体的异质性和所处环境的差异性^[29]。部分学者提出以农户参与经济社会活动所需的时间资本和技术水平等,作为随个体特征、周遭环境变化而变化的经济资源衡量指标^[30]。相对于在农村生活,易地搬迁农户安居城市后经济条件的自由度发生变化,从土地中解放使农户获得了更加充足的时间资本,安置社区完善性保障免除了家庭的后顾之忧,极大地减少了农户的“赡养”时间支出,参与工作的时间资本进一步增加。同时,安置社区兑现承诺,对手艺欠缺的农户进行技能水平集中培训,提升个体农户的技能水平层次,既增加了其获得工作的能力,又提升了其与技能水平相匹配的工资水平。因此,易地搬迁农户相对于在农村生活而言,其利用城镇安居扩展带来的经济条件进入非农就业能够获得相对更高的收益,非农就业意愿增强。因此,本文提出第2个假设。

假设2:经济条件对少数民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

3)在社会机会方面,社会机会的大小和获得,与个人或家庭所拥有的亲朋好友、同事邻居等联合构成的社会网络息息相关,社会网络的差异性对个人工作机会的获得和就业岗位的选择产生直接或间接效应^[18],不论城镇或是农村,熟人介绍是主要的就业途径之一^[31]。一方面,当工作岗位供给短缺时,拥有社会关系的意愿就业者通过配给机制可以获得工作岗位,而不拥有社会关系的意愿就业者则会有被“挤出”的风险,这一风险的存在对个人竞争这种就业岗位的意愿程度产生负向影响。另一方面,社会网络的完善与否直接影响就业机会的多寡,更完善的社会网络能为意愿就业者提供更多的就业机会,机会存在和机会数量增加对个人进行就业产生积极影响。因此,社会网络的存在放大了意愿就业者所拥有的社会机会,为个人或家庭获取就业岗位提供了更多可能,影响着个人的就业意愿。易地搬迁后,集体安置方法使个人的社会机会相较于农村有向好发展的态势,亲朋友邻关系的存在、更迭、拓展,直接或间接影响到农户失业时间、求职经验、工作岗位的增减,进而对农户非农就业意愿产生影响。因此,本文提出第3个假设。

假设3:社会机会对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

4)在防护性保障方面,这一保障的存在会加强农户防御风险的能力,社会安全的拥有能够让农户非农就业选择不受限制^[32]。作为相对弱势群体,从马斯洛需求层次的角度来看,易地搬迁农户的基本生理需要得到满足,才会去追寻更高层次的需要。值得关注的是,防护性保障的变化,可能会存在两种不同的结果^[33-34],一是安置区对农户住房、出行、医疗等的改善,能够增强其个人或家庭的风险抵御和承受能力,促使农户正常的选择能力不受外在生活条件的限制,进而在农户心理感受层面强化对未来非农就业的信心,使其非农就业意愿增强;二是若受到当地发展水平限制(当地社会所能提供的就业岗位无法充分发挥和展现农户的个人能力,总体就业状况无法达到农户的心理预期),这时农户在安置区的非农就业意愿会受到制约。因此,目前防护性保障提升、生存环境改善、家庭安顿无忧的情况下,会间接促使农户产生出比目前更高层次的就业需求,激励农户去寻找更好的就业机会。为此,本文提出第4个假设。

假设4:防护性保障对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

5)在透明性保障方面,主要是满足农户对公开信息获取的自由度^[35]。信息滞后是导致就业问题长期存在的主要因素之一,对于易地搬迁农户的非农就业意愿而言,其影响包括两个方面:①在短期内,刚完

成定居阶段的易地搬迁农户，其信息搜集能力要相对弱于本地居民，信息的缺少使得农户无法及时适应劳动力市场的快速变化，因此其非农就业需求也难以及时和市场的岗位供给相匹配；② 安置社区的就业信息服务体系处于自我完善阶段时，与其他部门之间的信息协调性不够顺畅，导致其信息传递功能出现偏差，直接影响农户非农就业信息获取的完整性，进而影响农户的非农就业意愿。所以，就业信息网络的覆盖和信息服务体系的完善，既确保了农户在有限能力情况下也能搜集到有效信息，也优化了安置社区的信息管理能力，保障了信息渠道的通达性、信息获取的顺畅性和信息内容的完整性，能够及时为农户提供公平、自由的市场信息，减少甚至消除市场中的信息不对称状况，从而为农户的自主择业创造机会。因此，本文提出第 5 个假设：

假设 5：透明性保障对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

1.3 期望确认度的中介作用

期望确认理论由 Oliver 于 20 世纪 80 年代提出，是对某一特定行为满意程度的具体评估^[36]。Oliver 分析发现，个体在进行某一特定行为前后都会产生期望，而这前后期望值差或者心理预期程度对比就是个体对这一行为产生的期望确认度，并根据这一期望确认程度对后续个体是否进行这样的行为作出预期判断。易地搬迁是在相关政策的鼓励和支持下进行的，在搬迁前后农户必然会对目前所拥有的条件和搬迁后扶贫干部所描绘的条件作出一定的对比，最终在易地搬迁安置区较好条件的拉力作用下，选择参与搬迁和搬迁后的再就业。在初步的安居工作完成后，农户对比新旧环境下就业的各项条件，已然形成一定的期望确认程度，这对其后续选择安置区非农再就业，而不是返迁务农产生了重要的影响。

一方面，从效用最大化的角度^[37]，期望确认度对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿有显著影响。如果期望确认度较高，表明农户对安置区整体就业服务和保障设施的评价较好，其预期达成度也较高，对后续就业发展也会有较好的心理预期，那么与之对应的满足感和幸福感将会提升农户的效用。在期望确认度稳定时，效用最大化的理论假设会促使农户倾向于持续去获得这种满足感和幸福感，换言之，农户会继续做出非农就业的选择来确保已获得效用的长期持续和累积。另一方面，从自我认知的角度，期望确认度也发挥着某种中介影响效应。较高期望确认度的形成来源于农户对自身可行能力转化信心的加强，这将鼓励农户对非农就业进行挑战。与之相反，当农户搬迁后对环境持否定情绪，对自身能力发挥持消极态度，所形成的较低期望确认度将会极大地阻碍非农就业意愿的采纳。

农户进行非农就业这一行为选择时，在对现有状态下可行能力的政治自由、经济条件、社会机会、防护性保障、透明性保障 5 种工具性自由进行预估的基础上，判断期望确认度并制定和调整非农就业的行为决策，因而期望确认度除了对农户非农就业意愿有直接影响外，还在可行能力对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿的影响中起到一定的中介作用(图 1)。由此作出如下假设：

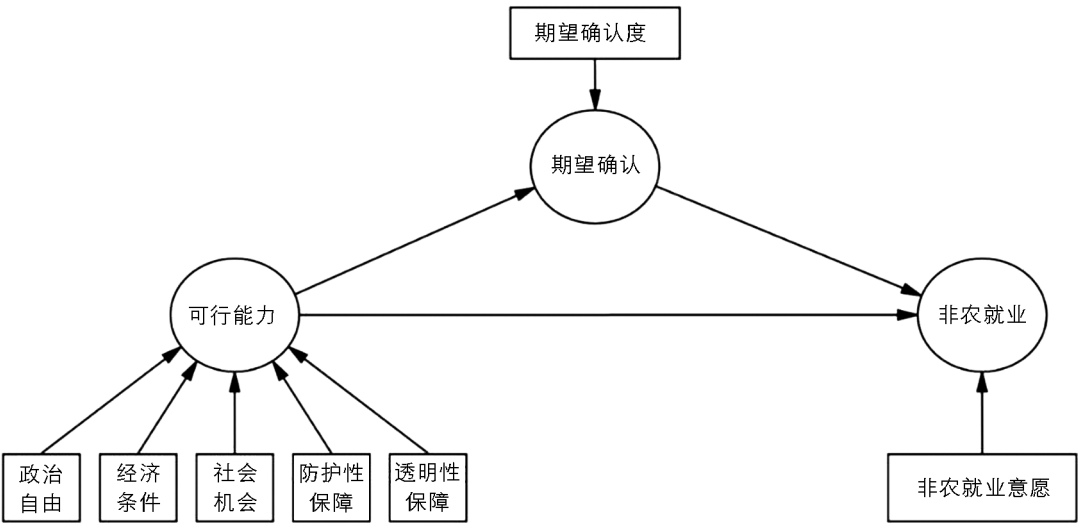


图 1 可行能力、期望确认度与民族地区易地搬迁户非农就业意愿影响机制模型

假设 6: 期望确认度对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

假设 7: 政治自由通过期望确认度对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

假设 8: 经济条件通过期望确认度对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

假设 9: 社会机会通过期望确认度对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

假设 10: 防护性保障通过期望确认度对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

假设 11: 透明性保障通过期望确认度对民族地区易地搬迁农户非农就业意愿产生显著影响。

2 数据来源、模型选择与变量选取

2.1 数据来源

文章数据来源于课题组对贵州省凯里市易地搬迁安置区的问卷调研。贵州省作为我国少数民族主要的聚居地之一,其民族特色呈现出多元一体的格局。贵州省作为全国易地扶贫搬迁人数最多的省份^[38],其凯里市的 4 个易地扶贫搬迁大型集中安置点(上马石、清江、白午、东出口)和 1 个中型安置点(冶炼厂),共集中安置 44 162 人,其中跨县搬迁 19 118 人,少数民族搬迁人口占比较高,在集中安置规模、人数和民族特征方面具有典型性^[39]。课题组在进行预调研完善问卷的基础上,选取 12 名研究生调研员进行统一培训,确保其熟知问卷内容,减少问卷获取过程中的误差,保障了整体问卷质量。2021 年 6—7 月,调研人员于上马石、东出口、清江等安置区通过入户走访获得问卷 380 份,剔除信息不全等问卷,共回收 354 份有效问卷,回收率为 93.16%。基于本文的研究目标,在数据处理时删除了非少数民族、务农等相关数据,最终选取 321 个民族地区易地搬迁农户样本,其描述性统计如表 2 所示。

表 2 样本基本统计特征

统计指标		分类指标	均值	标准差
年龄	16~20 岁=1; 21~35 岁=2, 36~50 岁=3; 51~65 岁=4, 65 以上=5		3.19	0.801 19
性别	男=1; 女=2		1.302 2	0.473 31
受教育程度	小学以下=1; 小学=2; 初中=3; 高中/职高/中专=4; 大专/本科及以上=5		2.286 6	1.063 06
家庭人口	1 人=1; 2 人=2; 3 人=3; 4 人=4; 5 人及以上=5		4.442 4	0.722 81
家庭收入	1 万以下=1; 1~3 万=2; 3~5 万=3; 5~7 万=4; 7 万以上=5		3.292 8	1.034 52

2.2 模型选择

本文采用结构方程模型(Structural Equation Modeling, 简称 SEM)来进行实证分析的原因有两点: ① 通过阿玛蒂亚·森的可行能力理论得到的 5 种工具性自由,根据期望确认得到的期望确认度,以及涉及到农户主观心理因素的非农就业意愿,都属于不容易直接观察到的潜在变量,只能间接通过外显指标去进行测量。② 相对于传统的计量模型,结构方程模型能够同时处理多个潜在变量之间的因果关系,以及处理问卷量表所测度的观测变量和潜在变量之间存在的误差,而传统计量分析无法很好地解决此类问题^[40]。因此,本文采取结果方程模型对农户的非农就业意愿进行分析建模。结构方程模型由两方面构成,一是测量模型(Measurement Model),主要测量观测变量和潜在变量之间的关系;二是结构模型(Mtructural Model),主要反馈潜在变量之间的影响关系。二者的方程式组成为:

测量方程

$$x = \mathbf{A}_x \boldsymbol{\xi} + \delta$$
$$y = \mathbf{A}_y \boldsymbol{\eta} + \epsilon$$

结构方程

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B} \boldsymbol{\eta} + \mathbf{\Gamma} \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}$$

方程中, x 和 y 分别表示外衍和内衍观测变量, $\boldsymbol{\xi}$ 和 $\boldsymbol{\eta}$ 表示外衍和内衍潜在变量, $\mathbf{A}_x$ 和 $\mathbf{A}_y$ 表示因子载荷矩阵, δ 和 ϵ 表示误差项。 $\mathbf{B}$ 表示各内衍潜在变量 $\boldsymbol{\eta}$ 之间的相互关系, $\mathbf{\Gamma}$ 表示外衍潜在变量 $\boldsymbol{\xi}$ 对内衍潜在变量 $\boldsymbol{\eta}$ 的影响, $\boldsymbol{\zeta}$ 表示结构方程的残差项。

2.3 变量选取

模型中共有 7 个潜在变量，本文参考已有量表和理论研究^[30-31,33-34,41]，共设置 21 个观测变量。对于政治自由，本文参考了叶战备^[26]和刘敏等^[27]的研究，从集体意识、政治参与、权利实现 3 个维度展开。对于经济条件，参考韩丽萍等^[29]开发的量表，主要考量农户时间资本和技术水平两个资源维度。对于社会机会，参考章元等^[17]和路锦非等^[40]开发的量表，从家庭成员、亲戚朋友、社区 3 个维度展开。对于防护性保障，参考成程等^[41]和叶初升等^[42]开发的量表，从住房保障、出行保障、医疗保障 3 个维度展开。对于透明性保障，参考李静^[34]的研究，从政策公开满意度、信息渠道满意度、信息获取顺利度 3 个维度展开。对于期望确认度，参考 Koufaris^[43]开发的量表，从社区服务水平预期达成、社区条件预期达成、社区现状满足 3 个维度展开。对于非农就业意愿，参考 Yeom^[44]的量表设计，主要考量咨询意愿、首选意愿、就地就业意愿 3 个维度。所有变量均采用李克特(Likert)5 级量表法，以 1~5 进行不同程度的赋值，具体统计结果如表 3 所示。

表 3 变量描述统计

潜在变量	观测变量	赋值	平均值	标准差
政治自由	社区活动经常参与(X1)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	2.056	1.361
	为社区和政府建言献策(X2)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	2.041	1.377
	政治权利实现和自我价值提升(X3)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	2.327	1.226
经济条件	能满足企业按时上下班要求(X4)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	3.604	0.730
	能承受工作要求灵活变动要求(X5)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	3.636	0.695
	能完成企业安全生产的各项要求(X6)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	3.713	0.715
社会机会	家人的建议我会采纳(X7)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	3.679	0.729
	亲戚朋友的经验我会听取(X8)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	3.639	0.763
	社区居民的意见我会考量(X9)	非常不同意=1，不同意=2；一般=3；同意=4；非常同意=5	3.492	0.841
防护性保障	住房保障(X10)	非常不满意=1，不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	4.053	0.716
	出行保障(X11)	非常不满意=1，不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	4.097	0.607
	医疗保障(X12)	非常不满意=1，不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	4.065	0.641
透明性保障	政策公开满意度(X13)	非常不满意=1，不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	3.576	0.759
	信息渠道满意度(X14)	非常不满意=1，不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	3.511	0.771
	信息获取顺利度(X15)	非常不满意=1，不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	3.514	0.799
期望确认度	社区服务预期(Z1)	非常不符合=1，不符合=2；一般=3；符合=4；非常符合=5	3.452	0.843
	社区条件预期(Z2)	非常不符合=1，不符合=2；一般=3；符合=4；非常符合=5	3.246	0.851
	社区现状满足(Z3)	非常不符合=1，不符合=2；一般=3；符合=4；非常符合=5	3.215	0.874
非农就业意愿	愿意向社区咨询就业(Y1)	非常不愿意=1，不愿意=2；一般=3；愿意=4；非常愿意=5	3.676	0.881
	愿意把社区就业作为首选(Y2)	非常不愿意=1，不愿意=2；一般=3；愿意=4；非常愿意=5	3.449	0.886
	愿意在安置区非农就业(Y3)	非常不愿意=1，不愿意=2；一般=3；愿意=4；非常愿意=5	3.530	0.746

3 实证结果与分析

3.1 共同方法偏差检验

为了预防预测变量和效标变量之间人为的共变，本文采用 Harman 的单因子检验方法，将所有参与假

设检验的量表题目一起做共同方法偏差检验,共抽取 7 个因子,且首个因子(最大因子)的方差解释率为 12.10%,小于阈值 40%,因而此次检验不存在共同方法偏差问题

3.2 信度与效度检验(CFA)

信度检验也称为可靠性检验,本文运用 Spass 27.0 软件,采用克隆巴赫 Alpha(Cronbach’s α)系数法对 7 个潜在变量的 21 个观测变量进行信度分析.分析结果如表 4 所示,测算得到 7 个潜在变量的克隆巴赫阿尔法(Cronbach’s Alpha)值均大于 0.7,超过阈值 0.6 这一判断标准,表明量表信度水平较高.

效度检验也称为有效性检验,本文采用 Spass 27.0 和 AMOS 24.0 两款软件分别对数据进行探索性和验证性因子分析.探索性因子分析结果显示,量表整体的 KMO 值为 0.837,各潜在变量的 KMO 值均超过阈值 0.6 的判断标准,巴特利特(Bartlett)球形度检验在 $p<1\%$ 水平下具有统计学意义,根据主成分分析法和凯撒正态化最大方差法,提取与旋转所得的 7 个因子的负荷量也均超过标准阈值 0.7,表明量表的结构效度较为理想,适宜开展后续的结构方程分析.在验证性因子分析中,根据每个观测变量的标准化因子载荷系数,计算出组合效度(CR)和平均变异数萃取量(AVE)来判断量表的收敛效度.结果显示,7 个潜在变量组合效度的 CR 值都超过标准阈值 0.7,且 AVE 值也均超过标准阈值 0.5,表明量表的收敛效度达到理想标准.

表 4 变量信效度检验

潜在变量	观测变量	Cronbach’s α	KMO 值与 Bartlett 球形检验	标准化因子 载荷系数	AVE	CR
政治自由	X1	0.889	KMO=0.735; Sig.<0.001	0.785	0.735	0.892
	X2			0.880		
	X3			0.902		
经济条件	X4	0.874	KMO=0.737; Sig.<0.001	0.849	0.700	0.875
	X5			0.868		
	X6			0.792		
社会机会	X7	0.763	KMO=0.621; Sig.<0.001	0.599	0.513	0.748
	X8			0.943		
	X9			0.540		
防护性保障	X10	0.860	KMO=0.644; Sig.<0.001	0.858	0.507	0.748
	X11			0.711		
	X12			0.528		
透明性保障	X13	0.909	KMO=0.695; Sig.<0.001	0.785	0.786	0.916
	X14			0.968		
	X15			0.897		
期望确认度	Z1	0.879	KMO=0.741; Sig.<0.001	0.846	0.671	0.859
	Z2			0.778		
	Z3			0.831		
非农就业意愿	Y1	0.786	KMO=0.688; Sig.<0.001	0.749	0.524	0.766
	Y2			0.786		
	Y3			0.627		

3.3 拟合效度检验

本文以 AMOS 24.0 软件作为结果方程模型构建主要工具,对量表数据与方程之间的适配度进行拟

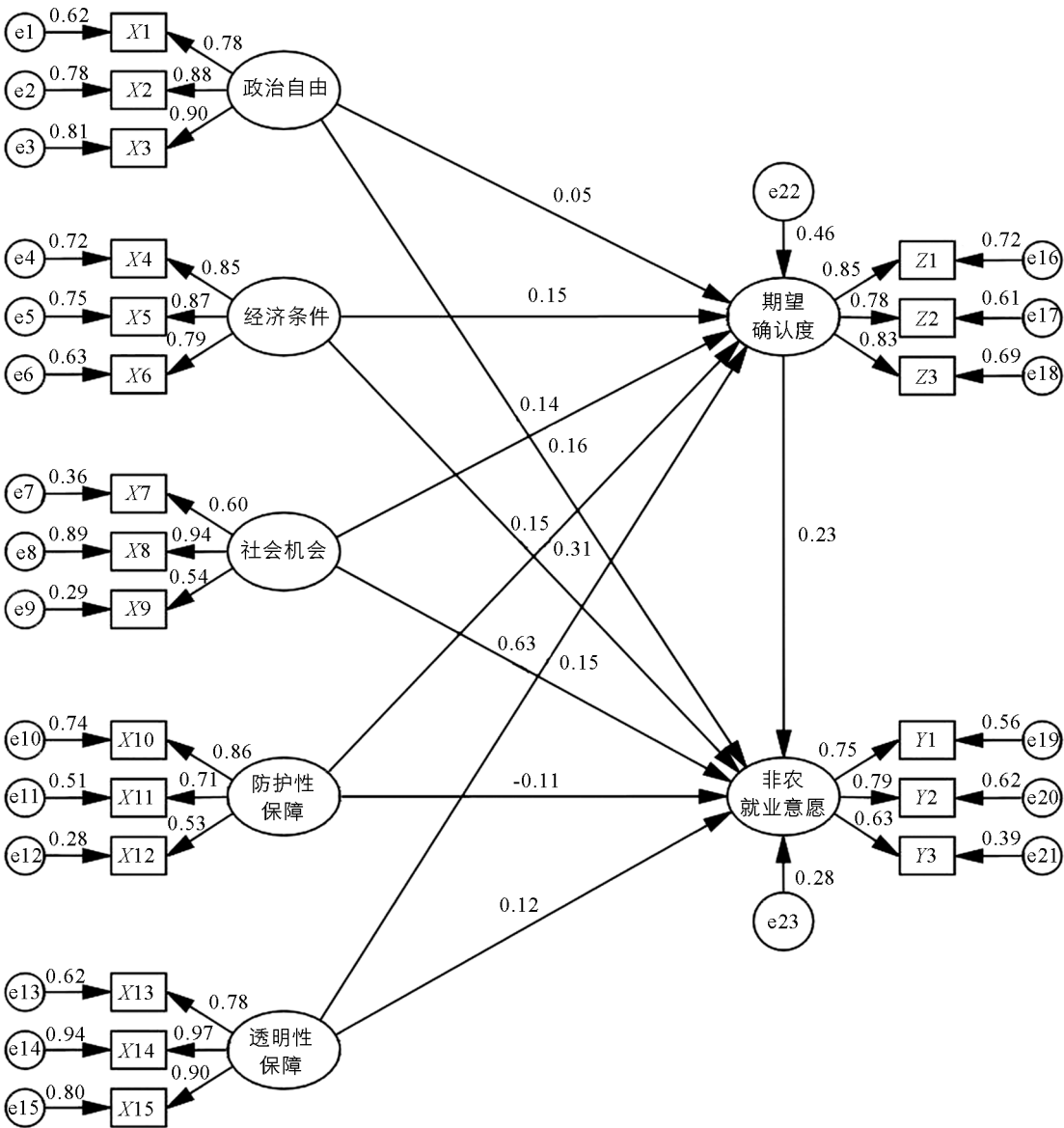
合,具体拟合结果如表 5 所示. 其中,卡方自由度比值(χ^2/DF)为 2.981,处于阈值 1~3 之间;近似误差均方根(RMSEA)的数值为 0.079,小于阈值 0.08;比较适配指数(CFI)的数值为 0.904,增值适配指数(IFI)的数值为 0.905,非规范适配指数(TLI)的数值为 0.887,拟合优度(GFI)的数值为 0.856,均超过或接近 0.9,表明该结构方程模型拟合度较好.

表 5 整体拟合系数表

χ^2/DF	RMSEA	CFI	IFI	TLI	GFI
2.981	0.079	0.904	0.905	0.887	0.856
接受	接受	理想	理想	接受	接受

3.4 模型结果分析

通过结构方程模型进行路径回归分析,可以得知可行能力 5 种工具性自由和期望确认度对易地搬迁农户非农就业意愿影响程度的大小关系,其结果如图 2 和表 6 所示.



e1-e23 分别代表对应变量的残差.

图 2 结构方程模型估计结果

易地搬迁农户政治自由与其非农就业意愿之间的非标准化路径系数为 0.091,标准化路径系数为

0.159, 均通过 $p<5\%$ 的显著性检验, 说明易地搬迁农户的政治自由积极影响其非农就业意愿, 研究假设 H1 得到验证.

易地搬迁农户经济条件与其非农就业意愿之间的非标准化路径系数为 0.343, 标准化路径系数为 0.308, 均通过 $p<1\%$ 的显著性检验, 说明易地搬迁农户的经济条件正向影响其非农就业意愿, 且影响程度较大. 同时, 时间资本越多, 技术水平越高, 越能对易地搬迁农户的非农就业意愿产生重要影响, 研究假设 H2 得到验证.

易地搬迁农户社会机会与其非农就业意愿之间的非标准化路径系数为 0.205, 标准化路径系数为 0.140, 均通过 $p<5\%$ 的显著性检验, 说明易地搬迁农户的非农就业意愿受到周围重要群体的正向影响, 研究假设 H3 得到验证.

易地搬迁农户防护性保障和透明性保障与其非农就业意愿之间的显著性水平达不到要求, 研究假设 H4 和 H5 未通过验证.

易地搬迁农户期望确认度与其非农就业意愿之间的非标准化路径系数为 0.217, 标准化路径系数为 0.229, 均通过 $p<1\%$ 的显著性检验, 说明易地搬迁农户的期望确认度直接影响其非农就业意愿, 研究假设 H6 得到验证.

表 6 路径检验

路径	非标准化系数	标准化系数	SE	CR
政治自由→非农就业意愿	0.091***	0.159***	0.036	2.556
经济条件→非农就业意愿	0.343***	0.308***	0.081	4.227
社会机会→非农就业意愿	0.207**	0.149**	0.098	2.116
防护性保障→非农就业意愿	-0.138	-0.114	0.082	-1.673
透明性保障→非农就业意愿	0.106	0.121	0.079	1.351
政治自由→期望确认度	0.032	0.053	0.031	1.026
经济条件→期望确认度	0.177***	0.151***	0.070	2.541
社会机会→期望确认度	0.205**	0.14**	0.086	2.376
防护性保障→期望确认度	0.189***	0.147***	0.072	2.603
透明性保障→期望确认度	0.584***	0.627***	0.057	10.167
期望确认度→非农就业意愿	0.217***	0.229***	0.087	2.504

注: *, **, ***, 分别代表 $p<10\%$, $p<5\%$, $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义; SE 代表估计参数的标准误; CR 代表临界比率.

3.5 中介效应检验

对于期望确认度的中介效应检验, 采用 Bootstrap 中介效应检验方法. 基于 AMOS 24.0 软件, 采用 Bias-corrected 置信区间估计方式, 选择置信区间的置信度为 95%, 标准化的 Bootstrap 中介效应检验结果如表 7 所示. 以期望确认度为中介变量, 在经济条件到非农就业意愿的路径中, 直接效应 Bootstrap 检验的标准化效应值为 0.308, 置信区间 $CI=[0.162, 0.469]$, 间接效应 Bootstrap 检验的标准化效应值为 0.034, 置信区间 $CI=[0.004, 0.093]$; 在社会机会到非农就业意愿的路径中, 直接效应 Bootstrap 检验的标准化效应值为 0.149, 置信区间 $CI=[0.003, 0.322]$, 间接效应 Bootstrap 检验的标准化效应值为 0.032, 置信区间 $CI=[0.002, 0.095]$; 在防护性保障到非农就业意愿的路径中, 间接效应 Bootstrap 检验的标准化效应值为 0.034, 置信区间 $CI=[0.004, 0.097]$; 在透明性保障到非农就业意愿的路径中, 间接效应 Bootstrap 检验的标准化效应值为 0.144, 置信区间 $CI=[0.015, 0.306]$.

以上结果说明, 经济条件→期望确认度→非农就业意愿, 社会机会→期望确认度→非农就业意愿, 防护性保障→期望确认度→非农就业意愿, 透明性保障→期望确认度→非农就业意愿等中介路径的中介效应显著; 政治自由→期望确认度→非农就业意愿这一中介路径的中介效应不显著, 研究假设 H7 未通过验证.

由此可见，易地搬迁农户可行能力中的经济条件、社会机会、防护性保障和透明性保障，受到期望确认度的中介作用，间接影响其非农就业意愿，假设 H8,H9,H10,H11 得到验证.

表 7 标准化的 Bootstrap 中介效应检验

效应类型	路径	效应值	SE	Bias-corrected 置信区间		
				低	高	<i>p</i>
直接效应	stda1	0.159	0.066	0.024	0.277	0.022
	stda2	0.308	0.077	0.162	0.469	0.001
	stda3	0.149	0.082	0.003	0.322	0.046
	stda4	−0.114	0.057	−0.223	−0.003	0.040
	stda5	0.121	0.111	−0.090	0.331	0.262
间接效应	stdIndA1	0.012	0.017	−0.010	0.059	0.276
	stdIndA2	0.034	0.020	0.004	0.093	0.024
	stdIndA3	0.032	0.022	0.002	0.095	0.029
	stdIndA4	0.034	0.022	0.004	0.097	0.018
	stdIndA5	0.144	0.074	0.015	0.306	0.022

注：stda1：政治自由→非农就业意愿；stda2：经济条件→非农就业意愿；stda3：社会机会→非农就业意愿；stda4：防护性保障→非农就业意愿；stda5：透明性保障→非农就业意愿. stdIndA1：政治自由→期望确认度→非农就业意愿；stdIndA2：经济条件→期望确认度→非农就业意愿；stdIndA3：社会机会→期望确认度→非农就业意愿；stdIndA4：防护性保障→期望确认度→非农就业意愿；stdIndA5：透明性保障→期望确认度→非农就业意愿.

易地搬迁农户可行能力中政治自由、经济条件、社会机会 3 种工具性自由和期望确认度对其非农就业意愿产生直接显著的正向影响，其余两种工具性自由防护性保障和透明性保障通过期望确认度的中介效应对其非农就业意愿产生间接显著的正向影响. 另外，易地搬迁农户经济条件和社会机会也通过期望确认度一定的中介效应，对其非农就业意愿产生间接显著的积极影响.

4 结论与启示

4.1 结论

本文综合了可行能力理论和期望确认理论，选取贵州省民族地区 321 个易地搬迁农户的微观调查数据，采用结构方程模型研究了影响易地搬迁农户非农就业意愿的主要因素. 研究发现：① 在民族地区中，易地搬迁农户可行能力的政治自由、经济条件、社会机会和期望确认度对其非农就业意愿产生直接的正向影响. 农户经济条件越好、社会机会越充裕、政治自由度和期望确认度越高，农户的非农就业意愿也越强烈. ② 期望确认度具有中介作用，易地搬迁农户可行能力中的经济条件、社会机会、防护性保障和透明性保障通过对其期望确认度施加影响，间接地影响其非农就业意愿.

4.2 启示

针对上述研究结论，本文提出如下启示：

1) 发挥党建引领作用，在贯彻执行民主集中制的同时，安置区需要进一步拓宽农户的政治参与渠道，鼓励农户以居民会议、意见反馈、参与选举等方式来进行诉求表达，加强农户政治参与的积极性，由此提升易地搬迁农户的政治素养，推进其自我发展意识的塑造.

2) 在农户技能水平方面，通过对农户进行水平评估和兴趣获取，分层次、分群体进行针对性技能培训. 同时，考虑到易地搬迁农户由农民向市民身份转化的特殊性，工作时间上需有效平衡就业与生活两个方面. 为此，安置社区需要加强对易地搬迁农户就近非农就业的引导，引进劳动密集型企业，培育本地微小企业，探索建立更多的非农就业岗位，适度改善工作时间和工作方式. 如利用居家即可完成的传统民族特色刺绣和编制工艺，在严格把控质量的基础上，提升农户时间资本的利用率，间接延伸农户的时间资本.

3) 发挥社会网络对易地搬迁农户的正向作用,在注重维持原有社会关系的同时,举办多种形式的社区活动,加强社区居民之间的沟通交流,提升易地搬迁农户的人际交往能力,进一步拓展其社会网络。

4) 安置社区要注重农户家庭基本防护保障和就业劳动力的信息保障。在农户注重的住房、交通出行、医疗保障等方面进行逐步完善,免去农户维持家庭生活的后顾之忧,强化其非农就业信心。安置社区也需推进非农就业政策公平、公正、公开,通过线上线下多种渠道和形式进行非农就业分享、岗位宣传、精准推送,同时鼓励农户利用数字经济时代的大数据互联网获取就业信息,克服信息不对称问题,强化农户对非农就业信息的掌握程度。

5) 维持安置社区发展现状,设置和引进就业指导,培训专职或兼职队伍来提升社区就业服务能力,利用东西部协作、中央定点支持等多种平台获取岗位资源,改善安置社区发展条件和非农就业环境,增强安置社区非农就业的吸引力。

参考文献:

- [1] 张涛,张琦.易地扶贫搬迁后续就业减贫机制构建与路径优化[J].西北师大学报(社会科学版),2020,57(4):129-136.
- [2] 国家发展和改革委员会.全国“十三五”易地扶贫搬迁规划[J].中国产经,2016(10):52-57.
- [3] 唐天元,张相龙,马蕾,等.职业农民需求量预测及其实现路径[J].河南农业大学学报,2023,57(1):151-159.
- [4] 邹瑜,王华丽,刘子豪.生计恢复力框架下易地扶贫搬迁农户非农就业影响因素研究——基于新疆克孜勒苏柯尔克孜自治州的调查[J].干旱区资源与环境,2020,34(11):29-35.
- [5] 张会萍,罗媛月.易地扶贫搬迁的促就业效果研究——基于劳动力非农转移和就业质量的双重视角[J].中国人口科学,2021(2):13-25,126.
- [6] 李聪,郭慢慢,李萍.破解“一方水土养不起一方人”的发展困境?——易地扶贫搬迁农户的“福祉-生态”耦合模式分析[J].干旱区资源与环境,2019,33(11):97-105.
- [7] 王伟军,赵雪雁,李花.易地扶贫搬迁对贫困山区农户生计空间的影响机理——以陇南山区为例[J].经济地理,2022,42(5):165-174.
- [8] 张涛,张琦.新中国70年易地扶贫搬迁的就业减贫历程回顾及展望[J].农村经济,2020(1):39-45.
- [9] 陈菲菲,张祎彤,仇焕广.“挪穷窝”后如何实现平稳过渡?——基于疫情冲击下易地扶贫搬迁户就业治理的研究[J].经济社会体制比较,2022(2):48-59.
- [10] 程名望,潘烜.个人特征、家庭特征对农村非农就业影响的实证[J].中国人口·资源与环境,2012,22(2):94-99.
- [11] 张锦华,沈亚芳.家庭人力资本对农村家庭职业流动的影响——对苏中典型农村社区的考察[J].中国农村经济,2012(4):26-35.
- [12] 姚先国,俞玲.农民工职业分层与人力资本约束[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2006,36(5):16-22.
- [13] 宁光杰,尹迪.自选择、培训与农村居民工资性收入提高[J].中国农村经济,2012(10):49-57.
- [14] JIANG L, CHEN J C, HE Z W, et al. The Education Treatment Effect on the Non-Farm Income of Chinese Western Rural Labors[J]. China Agricultural Economic Review, 2015, 7(1): 122-142.
- [15] 史清华,徐翠萍.农户家庭成员职业选择及影响因素分析——来自长三角15村的调查[J].管理世界,2007(7):75-83.
- [16] 王春超,周先波.社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验[J].管理世界,2013(9):55-68,101,187.
- [17] 章元,陆铭.社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?[J].管理世界,2009(3):45-54.
- [18] 周冬.互联网覆盖驱动农村就业的效果研究[J].世界经济文汇,2016(3):76-90.
- [19] 赵羚雅,向运华.互联网使用、社会资本与非农就业[J].软科学,2019,33(6):49-53.
- [20] 潘明明,蔡书凯,周游.互联网使用促进农村妇女非农就业了吗——基于苏、皖、豫、鄂四省调研数据的实证研究[J].农业技术经济,2021(8):133-144.
- [21] 阿马蒂亚·森.以自由看待发展[M].北京:中国人民大学出版社,2012.

- [22] 范佳男. 阿玛蒂亚·森的可行能力平等理论研究 [D]. 天津: 天津师范大学, 2015.
- [23] 阿玛蒂亚·森, 祝永庆. 商品与可行能力(上) [J]. 消费经济, 2021, 37(5): 3-10.
- [24] 鲍海君, 叶群英. 城中村改造的人本尺度与福利平衡: 基于森的可行能力理论 [J]. 中国土地科学, 2015, 29(11): 25-31.
- [25] 章文光, 徐志毅, 廖冰武, 等. 生计资本、社会环境与贫困人口务工就业意愿 [J]. 科学决策, 2022(8): 1-14.
- [26] 叶战备. 可行能力视阈中的中国农民工问题研究 [J]. 学习与探索, 2009(1): 74-77.
- [27] 刘敏, 张巍. 全面性表现、结构性成因与对策性建议——当代中国农民弱势地位问题研究 [J]. 浙江社会科学, 2006(1): 102-107.
- [28] 高进云, 乔荣锋, 张安录. 农地城市流转前后农户福利变化的模糊评价——基于森的可行能力理论 [J]. 管理世界, 2007(6): 45-55.
- [29] 韩丽萍, 刘扬. 内蒙古农民工“可行能力”测度的结构方程模型构建——基于区域经济发展与城市化的视角 [J]. 内蒙古社会科学(汉文版), 2012, 33(5): 127-130.
- [30] 杨琳琳. 可行能力视角下残疾人就业的实现困境与完善路径 [J]. 残疾人研究, 2016(4): 12-17.
- [31] 袁方, 史清华. 不平等之再检验: 可行能力和收入不平等与农民工福利 [J]. 管理世界, 2013(10): 49-61.
- [32] SAHA S, BEJERHOLM U, GERDTHAM U G, et al. Cost-Effectiveness of Supported Employment Adapted for People with Affective Disorders [J]. Nordic Journal of Psychiatry, 2018, 72(3): 236-239.
- [33] GILES J, MU R. Village Political Economy, Land Tenure Insecurity, and the Rural to Urban Migration Decision: Evidence from China [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2018, 100(2): 521-544.
- [34] 李静. 精准就业: 可行能力视角下农村弱势群体的扶贫方略 [J]. 中国行政管理, 2020(1): 58-62.
- [35] OLIVER R L. A Cognitive Model of the Antecedents and Consequences of Satisfaction Decisions [J]. Journal of Marketing Research, 1980, 17(4): 460-469.
- [36] 宋圭武. 农户行为研究若干问题述评 [J]. 农业技术经济, 2002(4): 59-64.
- [37] 动静贵州. 脱贫攻坚“一步千年”背后的故事 [EB/OL]. (2022-04-19) [2022-07-08]. http://www.kaili.gov.cn/xwzx/szyw/202204/t20220419_73502818.html.
- [38] 凯里市生态移民局. 凯里市扶贫开发办公室(生态移民局)2019年易地扶贫搬迁工作总结 [EB/OL]. (2022-02-28) [2022-07-08]. https://www.kaili.gov.cn/zwgk/bmxxgkml/fpkfbgs/zfxgk_5682317/zfxgknb_5682327/202202/t20220224_72667450.html
- [39] 方绮雯, 刘振球, 袁黄波, 等. 结构方程模型的构建及 AMOS 软件实现 [J]. 中国卫生统计, 2018, 35(6): 958-960.
- [40] 路锦非, 陈梦瑶. “农民上楼”对农民福利改善的比较研究 [J]. 城市问题, 2020(9): 25-33.
- [41] 成程, 陈利根. 经济发达地区集中居住农民福利水平影响因素分析——基于可行能力理论与结构方程模型 [J]. 安徽农业大学学报(社会科学版), 2014, 23(2): 1-9.
- [42] 叶初升, 李慧. 以发展看经济增长质量: 概念、测度方法与实证分析——一种发展经济学的微观视角 [J]. 经济理论与经济管理, 2014(12): 17-34.
- [43] KOUFARIS M. Applying the Technology Acceptance Model and Flow Theory to Online Consumer Behavior [J]. Information Systems Research, 2002, 13(2): 205-223.
- [44] YEOM I S. Effects of Personal Characteristics and Preparation for Old Age in Middle and Older People on Reemployment Desire [J]. Journal of Social Science, 2019, 30(4): 175-195.