

高资产群体更愿意移民吗

——资产影响移民意愿的效应及机制

陈李伟,黄荣贵,桂 勇

(复旦大学 社会发展与公共政策学院,上海 200433)

[摘 要] 基于“上海在业群体社会心态调查(2022)”数据,探索资产与移民意愿的关系及其解释机制。研究发现:不同资产人群的移民意愿存在显著差异,高金融资产群体和低住房资产群体更可能持有移民意愿;风险敏感效应和安居门槛效应分别解释了高金融资产群体和低住房资产群体的高移民意愿。高金融资产者的风险敏感心态促使其对宏观社会发展形势持悲观预期,推动他们移民以规避风险。住房资产匮乏者由于难以享受到舒适的住房条件以及附带的生活机遇和社会福利,更可能产生社会不公平感,因此期望通过移民跳出结构性困境。

[关键词] 金融资产;住房资产;移民意愿;资产规模;风险敏感效应;安居门槛效应;宏观发展形势预期;社会公平感

[中图分类号] F126;D632.4

[文献标志码] A

[文章编号] 1007-9556(2025)06-0054-11

Are High Asset Individuals More Willing to Emigrate

—Effect and Mechanisms of Assets on Emigration Willingness

CHEN Li-wei, HUANG Rong-gui, GUI Yong

(School of Social Development and Public Policy, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Based on data from the “Social Mentality Survey of People Working in Shanghai (2022)”, this study explored the relationship and underlying mechanisms between asset holdings and migration willingness. The findings revealed significant divergences in migration willingness across asset groups: individuals with high financial assets or low housing assets exhibited stronger inclinations toward migration. Two distinct mechanisms, which were the risk sensitivity effect and the housing deprivation effect, might help to explain these patterns. For high-financial-asset individuals, their risk-sensitive mentality fostered pessimistic assessments of socioeconomic development trends, thereby encouraging them to consider migration as a risk-aversion strategy. In contrast, those with limited housing assets faced restricted access to adequate housing conditions, life opportunities, and welfare entitlements, amplifying their perception of social inequity and motivating them to seek migration as an escape from structural constraints.

Key Words: financial assets; housing assets; migration willingness; asset scale; risk sensitivity effect; threshold effect of residential stability; expectations of macroeconomic development trends; sense of social fairness

[基金项目] 国家社科基金重大项目(19ZDA148)

[作者简介] 陈李伟(1995—),男,江西宜春人,复旦大学社会发展与公共政策学院博士研究生,主要研究方向是经济社会学与社会心态;黄荣贵(1981—),男,广东江门人,复旦大学社会发展与公共政策学院教授,哲学博士,主要研究方向是网络社会学与政治社会学;桂 勇(1973—),男,江西修水人,复旦大学社会发展与公共政策学院教授,经济学博士,主要研究方向是经济社会学与社会思潮,本文通讯作者。

一、引言

移民意愿是当前社会科学研究的重要议题,不仅事关未来中国人口的外流趋势,也涉及公众在政治、经济层面的价值立场与行动可能性。一方面,移民意愿作为跨国移民意图的体现,能够比较准确地预测移民行动的方向性趋势(Wanner, 2021)^[1];另一方面,移民意愿能够折射出个体对现居环境或个人处境的不满情绪与逃避倾向,可视为一种社会压力下的“柔性抵抗”。尽管中国传统文化强调安土重迁,但公众整体的移民意愿始终维持在不低水平。数据显示,过去几十年来中国大陆输出移民超过 1 000 万,移民输出规模位居世界第三。^①类似地,2018 年中国的移民服务市场规模达 293 亿元,相较于 2011 年增长了 130.6%,也表明了对外移民热度的高涨。^②在已经或者有意愿移民的群体中,劳动力移民、教育移民、亲属移民是典型人群(孔飞力, 2016)^[2]。

近年来,伴随移民热度的高涨,移民群体构成也在发生转变,即高资产人群正取代高学历和高技术人群成为对外移民的主力军(钱玉波等, 2017)^[3]。已有研究显示,在受访高资产人群中,超过 50% 的样本(或其子女)正在考虑或决定移民,且有高达 30% 的样本已经移民。^③基于这些现实,高资产人群的移民浪潮被认为是继 20 世纪 70 年代和 90 年代之后的“第三次移民潮”(Song & Liang, 2019)^[4]。由此引出的核心问题是,高资产水平能否显著提升移民意愿?其作用机制为何?

探讨高资产人群的移民意愿对于维系中国的经济安全、国家发展和社会安全有较强现实意义:第一,高资产人群大规模移民会导致财富流失与人才外流,可能对中国社会结构与经济长期稳健发展带来持续负面影响(钱玉波等, 2017)^[3];第二,购买力较强的高资产人群向海外移民可能加剧内需疲软,并影响相对脆弱的财政收支平衡,对经济增长构成压力;第三,高资产人群争相移民可能形成某种“社会危机”暗示,比如塑造类似于精英抛弃或逃离所在国家的集体感知,继而损害公众的社会发展预期、社会安全感等。因此,理解高资产人群的移民意愿有助于预判资本与人才流失风险,进而更精准制定应对性举措,防范涟漪性的负面社会心理效应。

本文的学术贡献主要体现在四个方面。第一,揭示了不同资产类型对移民意愿的差异化塑造机制,这有别于经典推拉理论将资产作为同质化、整体性的经济资源或经济基础,深化了推拉理论的资产视角。具体来说,部分既有研究尽管提及到资产能够作

为移民的支持性或动员性因素,但更多关注整体性的资产数量,较少关注到不同资产类型对移民意愿的影响及其机制差异。本文研究指出,不同资产类型存在各自不同的影响路径,并对移民意愿产生异质性影响,这些发现推进了我们对当代公众移民意愿、移民行动及其形成机制的理解。第二,相对系统地探讨了高资产群体的移民意愿及其形成机制,补充了关于高资产群体移民的讨论,拓展了移民研究的群体覆盖,即拓展了既有移民研究领域以难民迁徙、劳工流动和教育移民为主体而形成的理论框架。第三,提出了金融化背景下资产作为社会行动和行动意愿的新解释路径。在经济体系金融化的宏观背景下,随着现实生活中的诸多要素和资源被裹挟进金融体系中并成为资产的一部分,资产视角正成为理解社会现象和社会心态的重要视角。第四,研究结果为解构互联网时代的“润学”现象提供了新的理论视角,作为近年来网络空间兴起的文化表征,“润学”以逃离叙事为精神内核,实质暗含着对结构性社会矛盾的反叛、无力感和对不确定性的压力和焦虑感。

二、文献综述与研究假设

(一) 移民意愿相关研究

针对移民意愿议题,既有研究已从现实状况、影响因素以及与移民行动的关系等角度展开了相对丰富的讨论。其中,现实状况方面的研究主要关注移民意愿的分布特征、整体状况及其变迁趋势(Alabi & Olajide, 2023)^[5]。在影响因素方面,微观层面的家庭收入水平、父母受教育程度、移民网络等因素,宏观层面的政治或经济危机、原籍国和目的国间资源和收入方面的差距等,共同塑造了个体的移民意愿(Song & Liang, 2019)^[4]。在与移民行动的关系上,相关研究证实了移民意愿对于预测移民行动具有显著解释力(Wanner, 2021)^[1]。

除上述角度之外,人群特征分析也是移民意愿研究中的重要组成部分。相关研究主要沿着两个轴线展开:第一,特定群体的移民意愿,比如青少年、大学生、海外侨民等;第二,宏阔历史维度下高移民意愿群体的结构转型与嬗变规律,这一轴线的研究强调政治经济结构变迁对人群迁移决策的影响(高晓洁、吴玉鑫, 2002; 科泽, 2015)^[6, 7]。比如,近百年来的中国对外移民进程大体可分为“下南洋时代”和“新移民时代”两个阶段,不同阶段分别对应着各自的高移民意愿人群:在新中国成立前的“下南洋时代”,难民、非技术劳工群体是主流人群;自 20 世纪六七十年代以来,技术劳工群体、求学群体转变为主流人

群(孔飞力,2016;Song & Liang,2019)^[2-4]。

现有研究较少关注到中国高资产群体,存在一定的群体选择偏倚。原因在于:公共政策和社会讨论更加关注整体的移民趋势和求学群体、劳工群体这些经典的高移民意愿人群;在市场发育层面,中国高资产人群的规模仍处在成长阶段,规模相对较小,其移民意愿和行动被认为对公共政策和社会影响相对较小,因此这类型人群处在注意力的相对边缘位置,尚未进入主流研究的理论视域。

随着中国经济社会的发展,高移民意愿人群从劳工群体、求学群体到高资产群体的转变已经初露端倪,这主要有两方面的原因。首先,伴随着中国的长期稳定发展,难民类移民、教育移民和劳工移民的流行度趋于下降。国内政治环境长期保持相对稳定,在远离大规模社会冲突的同时,工业化、城市化使得自然灾害对普通民众的威胁不再那么强烈。另外,如移民生命周期论所主张,随着国家经济取得较大程度发展,教育发展、收入提高与就业机会改善促使求学群体、劳工群体的移民意愿趋于下降(Clemens,2020)^[8]。其次,随着中国经济发展到一定水平,金融化驱动资产社会全面崛起,资产成为塑造社会观念和行动的重要力量。譬如,不同资产状况的人群不仅在社会地位认同上表现出较大差异,在获得感等方面也展现出社会体验的分殊(杨城晨、张海东,2022;张文宏、袁媛,2022)^[9-10]。资产所带来的社会体验和社会感知差异,推动高资产人士和低资产人士在移民意愿议题上展现出不同的价值和行动取向。

总的来说,随着中国经济的持续发展和社会结构的变化,高资产人群的独特性日益凸显。高资产人群在移民意愿上的表现尚未可知,为本文留下了可供深入探索的空间。

(二)资产动员和资源支持:资产对移民意愿的影响

现有研究对资产禀赋与移民意愿的关联性呈现差异化结论。针对高资产人群是否更可能存在移民意愿这一问题,有研究认为高资产人士基于财富安全、避税筹划等诉求,更可能产生移民意愿(钱玉波等,2017)^[3]。但也有研究指出,低资产群体通过移民来积累资产从而改善生活条件、提高社会地位的动机更加明显(高晓洁、吴玉鑫,2002;黎相宜、周敏,2012)^[6-11]。这些相对碎片化的研究对于资产状况与移民意愿之间的关联给出了各自判断,并且暗示了资产规模与移民意愿之间可能呈U型模式,本文将基于这些研究来更加系统、深入地探讨资产与移民

意愿之间的关联。

在具体的移民情境中,资产不仅是移民的关键动力,也是实施移民行动的条件基础。第一,对于高资产人群来说,资产是他们产生移民意愿的出发点之一,也是他们移民能力的现实条件支撑。首先,追求安全与稳定是常见的移民动机,移民者希望前往更加安全和稳定的国家,以分散风险,保障人身、财产安全(钱玉波等,2017)^[3];其次,资产门槛构成现实能力要素,既可以支撑移民申请流程中的法律服务、手续办理等显性成本,也能够满足不少移民目的国对投资移民的法定资本要求;最后,较高的资产水平能够为迁移初期的移民生活和社区融入提供必要的经济缓冲,帮助移民者平稳度过过渡期。第二,对于低资产人群来说,移民是他们跳出结构性困境的方式。由于对当前生活水平不满,低资产人群希望借助移民追求更高质量的生活,通过向收入水平更高、就业市场更广的国家迁移,低资产人群能够更快地实现资产积累(黎相宜、周敏,2012)^[11]。

与上述两者相比,中等资产群体呈现移民意愿抑制特征,其核心资产规模既不足以支撑高标准跨国移民支出,也缺乏通过跨境流动实现资本倍增的可能,因此更倾向维持现状。而且,中等资产人群通常有相对稳定的工作和生活,会更多考虑移民带来的不确定性和适应成本。

基于上述讨论,本文提出假设1。

H1:总资产规模与移民意愿呈正U型关系,即相比于中等资产群体,资产规模处于高、低两端的群体更可能持有移民意愿。

(三)同枝异柄:不同资产人群的移民意愿特征及其内在逻辑

上述分析指出了资产是移民的重要动员性、支持性因素,同时也部分表明资产禀赋在多维驱动作用中具有复杂性。作为多种复杂经济要素(如房产、金融资产)的集合概念,资产对移民意愿的影响可能存在资产类别的异质性。尤其是考虑到在有着明确意义关联的社会系统之中,不同经济要素对应着各自差异化的非经济维度,这些非经济维度各自包含着独特的社会文化意义系统。因此,更加深入式研究不能将资产等同于同质性、整体性的经济资源而止步于分析和呈现总资产对移民意愿的影响,需要分资产类型进行相应考察。在多元的资产类型中,金融资产和住房资产是家庭资产的主要类型且各具特征,嵌入在社会系统的不同位置(皮凯蒂,2014)^[12],因此本文

从金融资产、住房资产这两个具有分化性的资产视角来考察不同资产人群的移民意愿差异。

就金融资产而言,其作为投资性产品具有较强的环境敏感性特征,从而有别于其他资产形态。金融资产的价值实现高度依赖制度环境的稳定性与发展可预期性,但金融市场的杠杆属性带来了金融资产的脆弱性和环境敏感性,资产价值和收益容易受到诸多因素的影响,如突发性社会事件(战争、政治危机等)、市场过度反应或欠反应、市场信息偏差等(何启志、刘琦,2024;廖文欣等,2024)^[13,14]。因此,相比于主要处在收益可预期性更强劳动力市场的低金融资产持有者而言,那些深度扎根于收益可预期性较低金融市场的金融资产持有者更加关注社会政治、经济前景以及投资环境的变化,这些变化可能推动他们的金融资产价值和收益预期发生较大改变。

然而,高金融资产持有者的结构性优势可能放大他们的风险感知,推动他们作出更加悲观的预期。高金融资产者凭借渠道优势、地位优势和知识水平优势等,可掌握更充分关于国家发展、政治经济举措的信息,并依据这些信息对国家政治经济前景和投资环境作出判断。但是,从风险感知的知识理论来看,专业知识和信息水平、过分在乎的风险态度通常是正向影响风险感知的关键性因素(刘翠霞,2019;马海云、薛翔,2024)^[15,16]。在特定议题上具有较高知识和信息水平的公众以及更加在乎这一议题的公众,往往具有更强的风险感知,对于这一议题的现状认识、形势预期更加悲观(刘翠霞,2019;方芩、陈小燕,2019)^[15,17]。实证研究也表明,社会优势阶层相较于社会普通阶层对社会发展的风险感知更加强烈,在环境保护、贫富差距、就业、医疗和食品安全等方面的社会问题严峻性上均给出更高评分(陈世香等,2024;梁海祥,2020;奚云霄等,2020)^[18-20]。聚焦到国家政治经济前景和投资环境议题上,高金融资产者在具有较高知识和信息水平的同时通常也更加在乎这一议题,他们更可能对所收集到的有关信息产生过度反应,且对其中的消极信息具有更强的解码能力。基于上述认识可以合理推测,高金融资产者对于国家社会发展的风险感知可能更加强烈。在不确定性较强的金融市场中,那些指向宏观社会发展形势变化的信息可能激发高金融资产持有者的过度解读,那些指向社会投资与发展环境变化的负向信息则会频频激起他们的焦虑心态和威胁感知,致使他们对于宏观发展形势作出消极判断,推动他们作出抵抗性或回避性行动以规避影响财富的风险。

基于此,本文提出假设 2 和 3。

H2: 金融资产对移民意愿有正向影响,高金融资产者更可能持有移民意愿。

H3: 高金融资产者对宏观发展形势持偏悲观预期,进而增强其移民意愿。

住房资产是除金融资产之外中国家庭资产的主要类型(李凤等,2016;陈荣赓、李天峰,2025)^[21,22]。当前,住房资产是社会分层的重要标准,也是影响公众心理认知和感受的重要因素,进而渗透到如移民、政府信任等公众价值、行动取向和关键决策之中(杨城晨、张海东,2022;张文宏、袁媛,2022;陈荣赓、李天峰,2025;常雪等,2018;马永强、麻宝斌,2019)^[9,10,22-24]。

住房资产的分层效应既表现在住房条件的差异上,也表现在社会资源获取的不平等上(王敏,2021;张传勇等,2020)^[25,26]。在当前的社会治理模式下,住房资产是获取城市优质公共服务的关键通行证,尤其是在户籍制度的约束下,教育、医疗资源分配等都与住房产权紧密挂钩(郝龙华、张蓓,2024)^[27]。这种制度性安排使得住房资产所关联的落户、子女教育、公共物品供给等,构筑起了生活机遇和社会福利的门槛,使得高住房资产群体能够凭借资源优势占据更有利的社会位置,而低住房资产者则在很大程度上被排除在优质公共服务之外(朱梦冰、李实,2018)^[28]。而且,过去十几年来房价多次快速上涨,使得缺乏先赋性优势的住房资产匮乏者愈加难以通过劳动力市场实现住房资产的持有和住房条件的改善(王先柱、王敏,2018)^[29]。这种结构性差异及其变迁在强化社会阶层分化的同时,也带来了低住房资产者的无力感(常雪等,2018;范一鸣,2020)^[23,30],加之低住房资产者可能需要处理复杂的租赁关系等因素,促使低住房资产者形成了比较强烈的相对剥夺感,并可能将这种负面情感体验转化为某种回避性或抵抗性行动(常雪等,2018;梅正午等,2020;张雨、朱亚鹏,2022)^[23,31,32]。

从上述意义来看,住房资产差异可能通过影响个体的公平感知进而影响其移民意愿。对于高住房资产者而言,他们因为享有稳定的居住环境和可预期的资产收益,往往会产生较强的公平感、安全感和归属感(张文宏、袁媛,2022;徐邵蕊等,2023)^[10,33],因而可能表现出较弱的移民意愿。相反,低住房资产者则面临着相对严峻的住房挤压问题,加之他们难以获得与房屋所有者同等的公共服务,这种制度性不平等加剧了低住房资产群体的被剥夺感,使其对社会公平产生负面评价(马永强、麻宝斌,2019;李路

路、马睿泽,2020)^[24,34],因此可能会选择通过迁移来跳出结构性困境。与人口流动有关的实证研究也表明,社会公平感与居留意愿呈正向关系,较高社会公平感是人口居留的重要影响因素,而低社会公平感则会推动人口流动(龚紫钰,2017)^[35]。

基于上述讨论,本文提出假设 4 和 5。

H4:住房资产对移民意愿有负向影响,低住房资产者更可能持有移民意愿。

H5:低住房资产者会产生更强的社会不公平感,进而增强其移民意愿。

三、研究设计

(一)数据来源

本文数据来自复旦大学社会治理研究中心的“上海在业群体社会心态调查(2022)”项目,数据收集于 2022 年 2 月。该项目基于“区-街道-企业”多阶段整群抽样,从上海市范围内抽取了覆盖不同区域、不同行业的四千余样本,并综合调查了他们的社会心态、政治态度与经济条件等。在剔除缺失值样本后,最终得到 3 624 个有效样本。

之所以选择上海市作为样本,主要是基于三点考虑:第一,上海是全球金融要素和基础设施最齐全的城市之一,在金融方面有着雄厚基础且处在前沿位置,因此基于上海样本探讨资产与移民的关系能够更好预测在资产影响下中国公众移民意愿的发展趋势;第二,上海通商时间较早,文化相对开放、包容,移民意愿较少受到诸如民族情绪等其他复杂因素的裹挟,能够更加清晰展现资产与移民意愿的内在关联;第三,高资产人群只占社会总人群中的一小部分,而相较于多数其他城市,上海的高金融资产和高住房资产人群相对较多,有助于解决样本中高资产样本分布过分稀疏的问题。此外,选择在业群体作为样本,主要是考虑到相比于非在业群体,在业群体更可能拥有一定规模且具有较强支配能力的资产,具备更强的移民能力,能够更有效反映移民意愿,可使本文分析更贴近未来的移民趋势,也更具现实意义。

(二)变量测量

1.因变量:移民意愿。既有研究通常以样本“是否打算将来在国外长期居留/移民”测量其移民意愿(Van Dalen & Henkens,2008)^[36]。参照既有研究,本文以海外长期居留意愿测量样本的移民意愿,对应

的问题为“您是否有到海外定居(包括移民)的打算?”,问题回答分为无移民意愿、有一定移民意愿、有较强移民意愿三种类型。考虑到在本研究中样本是否有移民意愿比样本移民意愿的强烈程度更加重要,因此基于样本对该访题的回答,将存在移民意愿的样本编码为 1,将无移民意愿的样本编码为 0。在编码之后,使用二元 Logistic 回归模型分析资产对移民意愿的影响。此外,使用有序 Logistic 模型进行稳健性检验。

2.核心自变量:资产规模。资产规模包括家庭总资产规模、金融资产规模和住房资产规模三个变量,其中金融资产和住房资产是个人或家庭资产的主要类型和集中表现(皮凯蒂,2014)^[12]。调查显示,2015 年住房资产和金融资产占家庭总资产的比重达 84.7%(李凤等,2016)^[21]。在以往研究中,资产较多地被操作化为资产市值(陈荣赓、李天峰,2025)^[22]。借鉴这些研究,本研究通过询问受访者目前的家庭资产总额、金融资产总额和住房资产总额(为方便受访者估计,资产单位为百万),从而获得样本的总资产规模、金融资产规模和住房资产规模情况。此外,之所以不把资产规模直接操作化为高/低资产人群类别,还考虑到了资产规模与移民意愿间可能存在非线性关系,操作化为资产人群类别可能掩盖这种非线性关系。在具体分析过程中,参照已有研究(张文宏、袁媛,2022)^[10],对家庭总资产规模、金融资产规模和住房资产规模进行对数处理,以便于分析。

3.中介变量:宏观发展形势预期与社会公平感。宏观发展形势预期变量经由经济发展形势预期(4 分李克特量表,从非常乐观到非常悲观)、政治发展形势预期(4 分李克特量表,从非常乐观到非常悲观)、民营经济发展预期(5 分李克特量表,从非常好到非常差)三者的因子分析计算得到,因子得分越高表明宏观发展形势预期越悲观。宏观发展形势预期的因子载荷为 1.67,方差占比为 55.50%。社会公平感对应的访题为“总的来说,您认为当今的社会是否公平?”,该问题的回答为 5 分李克特量表,赋分越高表明样本认为社会越不公平。

4.控制变量。本文的控制变量包括性别、年龄、政治面貌、收入、受教育年限、父母最高受教育年限、婚姻状况和生育状况,具体衡量方式见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	变量定义	观测量	均值	标准差
移民意愿	无移民意愿=1,有移民意愿=0	3624	0.09	0.29
总资产对数	家庭总资产价值取对数	3624	1.16	0.93

表 1(续)

变量	变量定义	观测量	均值	标准差
住房资产对数	家庭住房资产价值取对数	3624	1.05	0.90
金融资产对数	家庭金融资产价值取对数	3624	0.34	0.43
宏观发展形势预期	对宏观社会发展形势的感知	3624	-0.00	0.95
社会公平感	对社会是否公平的感知	3624	2.41	0.83
性别	男性=1,女性=0	3624	0.48	0.50
年龄	问卷调查时受访者的实际年龄	3624	29	5.10
政治面貌	党员=1,非党员=0	3624	0.29	0.46
收入对数	受访者去年全年收入的对数	3624	11.00	2.40
受教育年限	初中及以下=9,高中/中专/技校=12,大专=15,本科=16,研究生及以上=19	3624	15.83	1.53
父母最高受教育年限	比较父亲和母亲的受教育年限并取其中较高值,初中及以下=9,高中/中专/技校=12,大专=15,本科=16,研究生及以上=19	3624	12.11	2.61
婚姻状况	未婚=0,已婚=1	3624	0.41	0.49
生育状况	无子女=0,有子女=1	3624	0.30	0.46

(三)模型设定

为探索资产对移民意愿的影响,基于调查数据进行回归分析,在尽可能控制混淆变量的基础上检验其关系模式。考虑到移民意愿为是否具有移民意愿的二分变量,使用二元 Logistic 回归模型进行实证分析,基本方程如下:

$$\ln \left[\frac{P}{1-P} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k \quad (1)$$

其中, β_0 为常数项, x_1 至 x_k 为自变量, β_1 至 β_k 为回归系数。

进一步,为分析资产如何影响移民意愿,本文采用 Imai et al. (2010)^[37] 提出的因果中介分析(Causal Mediation Analysis)方法进行中介机制检验。常见的机制识别方法包括线性结构方程组(三步法)、工具变量法、因果中介分析等,其中的因果中介分析是比较新近提出的较为成熟的机制分析方法。相比于三步法等传统机制识别方法要求控制与因变量、中介变量和自变量有关的全部混杂因素而具有严格识别条件,因果中介分析强调利用反事实框架识别中介效应,能够提升中介机制的识别能力,同时避免传统机制识别方法中的函数形式误设,可增强中介识别的稳健性(赵西亮,2025)^[38]。因果中介分析的一般化公式如下:

$$M = \alpha + \beta T + \gamma X + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$Y = \alpha + bT + c\widehat{M}(T) + dX + \varepsilon_2 \quad (3)$$

$$ACME = E[\delta_i(t)] = E\{Y_i[t, M_i(1)] - Y_i[t, M_i(0)]\} \quad (4)$$

$$ADE = E[\zeta_i(t)] = E\{Y_i[1, M_i(t)] - Y_i[0, M_i(t)]\} \quad (5)$$

$$\rho = \text{Corr}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \quad (6)$$

其中, M 为中介变量, T 为处理变量, X 为控制变量, ρ 为因果中介分析的敏感性程度。 δ_i 表示个体层面的中介因果效果,其公式含义为当处理状态保持不变时,中介变量取处理条件下潜在值与控制条件下潜在值时,潜在结果期望值的差异。基于此,取群体均值可计算平均中介因果效果(ACME)。类似地, ζ_i 表示直接因果效果,取群体均值可计算得到平均直接因果效果(ADE)。

因果中介分析的参数估计过程大体如下:先以常规估计方法估计出式(2)中的回归参数,再以这些参数估计对于每个个体在 T 为不同取值时 M 的预测值,最后把这些预测值连同处理变量 T 和控制变量 X 等代入式(3),计算得到各项回归参数。至此,可结合式(4)和(5)进一步计算平均中介因果效果和平均直接因果效果。

为避免可能遗漏的关键混淆因素对因果中介分析稳健性的影响,本文采用随机扰动项相关性的检验思路,计算中介变量预测模型的随机扰动项 ε_1 与因变量预测模型的随机扰动项 ε_2 的相关系数 ρ (见式(5))。如果相关系数 ρ 接近于 0,则表明因果中介分析可通过敏感性检验,因果中介分析的结果相对可靠(胡安宁,2015)^[39]。

四、实证结果与分析

(一)基准回归

围绕高资产人群是否更愿意移民以及不同类型高资产人群的移民意愿是否存在差异,表 2 列示了具体回归结果。模型(1)和(2)在控制相应变量的基础上,分析了不同家庭总资产状况下样本移民意愿的差异。其中,模型(2)在模型(1)的基础上加入了家庭总资产对数的平方作为核心自变量,以探讨家庭

总资产规模与移民意愿是否存在非线性关系。模型(3)~(5)展现了不同金融资产、不同住房资产状况下样本移民意愿的差异,考虑到住房资产和金融资产是家庭总资产的重要组成部分,这三个模型均未将家庭总资产作为控制变量放入模型。

表 2 的回归结果表明,收入、受教育年限、父母最高受教育年限、政治面貌与婚姻状况均能够显著影响公众的移民意愿。以模型(1)的回归结果为例,收入对数每增加 1 个单位,个体持有移民意愿的几率将下降 4.88%($1-e^{-0.05}$);受教育年限每增加 1 个单位,个体持有移民意愿的几率将上升 20.92%($e^{0.19}-1$);父母最高受教育年限每增加 1 个单位,个体持有移民意愿的几率将上升 8.33%($e^{0.08}-1$);相比于非党员群体,党员群体持有移民意愿的几率下降了 30.23%($1-e^{-0.36}$);相比于未婚群体,已婚群体持有移民意愿的几率下降了 48.83%($1-e^{-0.67}$)。

表 2 移民意愿随资产规模变化的二元 Logistic 回归结果					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
性别	-0.04 (0.12)	-0.04 (0.12)	-0.04 (0.12)	-0.04 (0.12)	-0.06 (0.12)
年龄	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)
政治面貌	-0.36** (0.15)	-0.36*** (0.15)	-0.37** (0.15)	-0.36** (0.15)	-0.36** (0.15)
收入对数	-0.05** (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.05** (0.02)	-0.05** (0.02)	-0.05** (0.02)
受教育年限	0.19*** (0.04)	0.19*** (0.04)	0.19*** (0.04)	0.19*** (0.04)	0.19*** (0.04)
父母最高受教育年限	0.08*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.07*** (0.02)
婚姻状况	-0.67*** (0.20)	-0.67*** (0.20)	-0.67*** (0.20)	-0.67*** (0.20)	-0.64*** (0.20)
生育状况	0.22 (0.23)	0.22 (0.23)	0.19 (0.23)	0.22 (0.23)	0.21 (0.23)
家庭总资产对数	-0.05 (0.06)	-0.53*** (0.18)			
家庭总资产对数的平方		0.18*** (0.06)			
金融资产对数			0.14 (0.13)		0.35** (0.17)
住房资产对数				-0.06 (0.07)	-0.17** (0.09)
_cons	-5.32*** (0.76)	-5.10*** (0.76)	-5.26*** (0.76)	-5.32*** (0.76)	-5.22*** (0.76)
N	3624	3624	3624	3624	3624
AIC	2131	2126	2131	2131	2129
Log-Likelihood	-1055	-1052	-1055	-1055	-1053

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,下同;在模型(3)和(4)的基础上,分别将金融资产对数平方项、住房资产对数平方项加入回归模型,结果表明金融资产、住房资产与移民意愿间均不存在非线性关系,故未呈现结果;模型通过多重共线性检验。

除了上述一应控制变量外,在不同家庭总资产状况、金融资产状况和住房资产状况下,公众的移民意愿均存在显著差异。

第一,家庭总资产与移民意愿呈正 U 型关系,表明相较于家庭总资产居中的群体,家庭总资产规模较低和较高群体持有移民意愿的几率更高,假设 1 得证。如模型(2)所示,家庭总资产对数的系数为负数,家庭总资产对数平方项的系数为正数,表明随着家庭总资产的上升,个体持有移民意愿的几率呈现先下降后上升的变化过程。基于回归系数,计算得到移民意愿随家庭总资产对数值 U 型变化的转折点为 1.46,即家庭总资产为 330 万左右($e^{1.46}-1$)的个体持有移民意愿的几率最低。

第二,高金融资产者更可能持有移民意愿。如模型(5)所示,金融资产对数每增加 1 个单位,个体持有移民意愿的几率将增加 41.91%($e^{0.35}-1$)。进一步计算发现,在其余条件控制在均值的情况下,假设个体的金融资产大体由 10 万增加至 100 万,其持有移民意愿的可能性将增加 41.91%;假设个体的金融资产大体由 10 万增加至 1 000 万,其持有移民意愿的可能性将增加 83.82%。这意味着,金融资产规模越高的群体越可能持有移民意愿,假设 2 得证。

第三,低住房资产者更可能持有移民意愿。模型(5)的结果表明,住房资产对数每增加 1 个单位,个体持有移民意愿的几率将下降 15.63%($1-e^{-0.17}$)。进一步计算发现,在其余条件控制在均值的情况下,当个体的住房资产大体由 0 增加至 100 万,其持有移民意愿的几率将下降 31.26%。这说明,住房资产规模越高的群体越不太可能持有移民意愿,而住房资产规模越低的群体则越可能持有移民意愿,假设 4 得证。

(二)稳健性检验

为检验二元 Logistic 回归模型的稳健性,采用有序 Logistic 模型再次构建模型,以样本的移民意愿(取值分别为无移民意愿、有一定移民意愿和有较强移民意愿)为因变量,添加与二元 Logistic 模型中相同的自变量进行回归分析,结果汇总于表 3。其中,模型(1)用以检验家庭总资产与移民意愿间正 U 型关系的稳健性,模型(2)用以检验金融资产与移民意愿间正向关系以及住房资产与移民意愿间负向关系的稳健性。从模型(1)的回归系数来看,家庭总资产显著影响了移民意愿,且家庭总资产对数平方项的回归系数显著为正,表明移民意愿随家庭总资产增长呈先下降后上升的变化过程。从模型(2)的回归系

数来看,金融资产对数的回归系数显著为正,表明移民意愿会随金融资产增长而趋于上升;住房资产对数的回归系数显著为负,表明移民意愿会随住房资产增长而趋于下降。稳健性检验结果与前文基于二元 Logistic 的回归结果保持一致,说明本文核心研究结论稳健。

表 3 移民意愿随资产规模变化的稳健性检验结果
(基于有序 Logistic 回归)

变量	(1)	(2)
家庭总资产对数	-0.54*** (0.18)	
家庭总资产对数平方	0.18*** (0.06)	
金融资产对数		0.35** (0.16)
住房资产对数		-0.17** (0.09)
控制变量	是	是
样本量	3624	3624
Log-Likelihood	-1144	-1146

五、机制分析

上述回归分析重点呈现了不同类型资产对移民意愿的影响,可归结为金融资产效应和住房资产效应。其中,金融资产效应表现为高金融资产者相比于低金融资产者更可能持有移民意愿,住房资产效应则表现为低住房资产持有者相比于高住房资产持有者更可能持有移民意愿。那么,应如何理解金融资产效应和住房资产效应?本文认为,需要结合资产特征和资产人群的特征进行理解,不同类型资产嵌入在社会系统的特定位置上,并在社会内涵、功能等方面存在较大差异,由此塑造了不同资产人群的社会心态差异。

第一,高金融资产者的风险敏感心态会带来对形势的悲观预期,推动他们偏向于移民以规避资产风险,寻求资产保值增值的空间。具体来说,低金融资产者的资产和收益主要来自预测性和周期性较强且收益相对稳定的劳动力市场,而高金融资产者的资产和收益除了来自劳动力市场,还有较多来自金融市场,因而高金融资产者对金融市场风险会表现地更加关注和敏感。然而,金融市场因其投资风险、信用风险和操作风险等,往往具有更强的盈亏波动性和不确定性。针对信息框架和风险感知的研究指出,在前景不确定的情境中,负向信息更可能激发受众的负面情绪、焦虑心态和威胁感知,其中的社会优势阶层更容易感知同时高估风险(马海云、薛翔,2024)^[16]。基于此,对于那些密切关注资产价值和收益的高金融资产者,同时也即市场前景和收益环境

恶化风险的易感人群,由有关信息面所渲染出的焦虑心态和威胁感知会影响他们对社会和经济发展宏观形势的判断,促使他们对宏观发展形势产生悲观预期,进而出于金融资产安全目的而产生移民倾向。此外,随着经济发展步入新常态,一些潜藏在高速经济发展之下的社会问题会浮出水面,这也可能会强化高资产人群对于宏观发展形势的悲观预期,推动他们产生移民倾向。

第二,住房资产匮乏者由于更难享受到舒适的住房条件以及附带的生活机遇和社会福利,可能会产生社会不公平感,推动他们期望通过移民跳出结构性困境。住房资产规模的高低不仅在较大程度上决定了住房的大小、位置和社区质量等,也在较大程度上影响了住房资产持有者在生活机遇和社会福利分配体系中的结构位置。由此,高住房资产群体通常能够享受到更加宽敞舒适的居住环境,同时也能够享受到更多或更好的生活机遇与社会福利,促使他们对生活持有更强的信心和满足感,对生活环境持有更高的认同(梅正午等,2020)^[31]。与高住房资产群体相比,低住房资产群体在住房环境舒适度方面体验较差,在社会福利和生活机遇分配方面面临分配门槛,由此所形成的相对剥夺感会激发他们对于现行社会分配秩序的不公平感。特别是在经历十几年的房产价格上涨之后,生活机遇与社会福利供给向高住房资产群体集中,那些缺乏先赋性优势的青年面对住房资产会产生无力感,由此导致低住房资产群体产生更强的底层感和不公平感,推动他们倾向于通过移民来寻找“理想乡”。

基于上述讨论,本文分别以宏观发展形势预期和社会公平感构建中介变量,验证不同金融资产和不同住房资产群体的移民意愿何以存在异质性。表4的检验结果表明,不同金融资产规模群体对宏观发展形势的预期存在显著差异,继而影响了他们的移民意愿;不同住房资产规模群体的社会公平感存在显著差异,继而影响了他们的移民意愿。从中介模型的回归系数来看,金融资产更高群体对宏观发展形势的预期更为悲观,因而越可能持有移民意愿;住房资产高的群体具有更强的社会公平感,更不可能持有移民意愿,意味着住房资产相对较低的群体持有更强烈的社会不公平感,因而更可能产生移民倾向。这些结果在验证假设3和5的同时,也部分呼应了既有研究,即住房资产匮乏者持有更强烈的社会不公平感,且这种不公平感具有较强溢出效应,会影响他们在其他方面的态度和行动倾向(梅

正午等,2020)^[3]。

中介分析的敏感性检验结果表明,在金融资产经由宏观发展形势预期影响移民意愿的路径中,随机扰动项的相关系数约为-0.011,这一系数接近于0,表明中介路径稳健。类似的,在住房资产经由社会公平感影响移民意愿的中介路径中,随机扰动项的相关系数约为-0.00,这一系数也接近于0,表明中介路径稳健。

表 4 宏观发展形势预期、社会公平感的中介效应检验结果

资产类型	效应	中介变量	
		宏观发展形势预期	社会公平感
金融资产	平均中介效应	0.003*	0.000
	平均直接效应	0.036***	0.038***
	总效应	0.039***	0.038***
住房资产	平均中介效应	0.001	-0.002**
	平均直接效应	-0.013*	-0.015**
	总效应	-0.011*	-0.016**

注:效应的系数均经过约分处理,0.000 处的实际值为 0.0000859。

从更加概括的角度来说,不同资产人群的移民意愿分布之所以存在异质性,部分是因为资产及其收益嵌入在社会系统中的位置差异。其中,金融资产的价值及收益主要来自金融市场,而金融市场的稳定性和确定性较弱,会导致高金融资产持有者对金融市场与投资环境相对敏感且悲观,这会促使他们为金融资产的价值和收益而作出移民选择。与之相比,住房资产的价值及收益不仅在于房产本身,还在于当前户籍制度下房产所捆绑的生活方式、生活机遇和社会福利,而这些收益主要来自住房的地理位置、户籍制度和落户政策等,因此确定性和稳定性较强。高住房资产者能够相对确定地享受相应收益,因而不太可能出于资产风险和资产收益而做出移民选择。

金融资产和住房资产分别经由风险敏感效应和安居门槛效应带来了对应人群的移民倾向性特征,并可能导致三个方面的后果。第一,高金融资产持有者的焦虑心态和金融资产外流的潜在风险。前文分析指出,高金融资产持有者更可能对国内投资前景和经济发展前景持悲观预期。由于关涉较大的切身利益,这些悲观预期具有较高的转化为行为的可能性,推动高金融资产持有者对境外投资或向境外移民。第二,低住房资产持有者的不公平感可能强化社会冲突。住房资产的社会分化效应所产生的不公平感可能酝酿特定的网络心态,如“润学”心态等,也可能与其他社会逆向思潮(比如逆向民族主义思潮)共鸣,带来更广泛的负面社会政治后果。此外,如果把移民意愿理解为低住房资产持有者解决结构性困境的

一种间接、非抵抗性的方案,那么随着结构性困境的加深,其他方案也不失为一种可能。当前,一些抗拒性行动已经初露端倪,如部分青年奉行不婚主义、反育主义。尽管不婚主义、反育主义的形成原因相对复杂多元,但青年群体所面临的结构性困境是其中的重要原因。第三,住房资产的进一步变化可能带来公众社会心态的转变。比如,考虑到中国当下房地产经济的分化和三四线城市房地产市场的持续低迷,如果房地产市场持续大幅下行,那么不同住房资产持有者就可能产生强烈的心态变化。其中,高住房资产持有者会面临资产快速缩水,住房的安居效应减弱,而晚入场的住房资产持有者则可能产生相对剥夺感和社会不公平感。

六、结论与启示

(一)研究结论

本文从近年来的“高资产群体移民潮”现象出发,围绕不同资产规模群体的移民意愿差异及其形成机制问题,采用二元 Logistic 回归模型和因果中介分析方法,探讨了资产规模梯度、资产类别(金融资产、住房资产)特质对公众移民意愿的影响,主要得到两点结论。

其一,不同资产规模群体的移民意愿存在显著差异。总体来看,家庭总资产与移民意愿呈 U 型关系,即相比于家庭总资产规模适中的群体,家庭总资产规模较低和较高的群体持有移民意愿的几率更高。分资产类型来看,相比于低金融资产群体,高金融资产群体更可能持有移民意愿;相比于高住房资产群体,低住房资产群体更可能持有移民意愿。

其二,风险敏感效应部分解释了不同金融资产规模人群的移民意愿差异,安居门槛效应部分解释了不同住房资产规模人群的移民意愿差异。在金融资产方面,相较于低金融资产者主要托身于确定性较强的劳动力市场,高金融资产者同时还处在收益和风险不确定性以及波动性较强的金融市场。金融资产价值和收益具有不确定性,使得高金融资产群体对于宏观社会发展环境和发展前景等更为关注和焦虑。也正是在这种不确定的氛围中,高金融资产者可能对市场信息过度反应,对负面信息过度解码,持续激发他们的焦虑心态和威胁感知,促使他们对宏观发展形势产生偏负面的判断,进而推动他们向海外移民以寻求资产保值与增值。在住房资产方面,住房资产高低所隐含的居住环境差异,以及户籍制度下住房资产所捆绑的社会福利、生活机遇分配秩序,更容易激发低住房资产群体的相对剥夺感和社会不公平感,连同过去十几年来住房价格的多次

大幅度上涨导致的购房换房无力感,共同推动低住房资产群体寻求海外移民以跳出结构性困境。

(二) 对策建议

第一,警惕社会发展变局下的不确定性推动的高资产人士海外移民潮,以免造成民族财富流失、资产外流承压等负面影响。建议从稳定市场、强化预期角度出发,形成系统性应对策略。例如,完善多维度的国家发展叙事体系,构建政商沟通的标准化信息渠道,系统披露战略产业投资机遇与社会创新进展,巩固市场主体对中长期发展的稳定预期。

第二,强化社会治理与国家发展成效的可见性,推动社会发展信心和个人发展效能感建设,做好公众的预期管理和信心管理工作。强化传媒矩阵对经济增长质量与社会民生改善关联性的呈现,推动形成个人发展机遇与国家进步轨迹的正向关联认知。通过多主体参与的叙事方式增强发展成就的感知纵深,增强社会成员对治理效能和发展前景的稳定预期。

第三,关注低住房资产人群和住房资产高损失人群的社会不公平感及其对社会稳定的潜在威胁。针对住房资产洼地群体,探索建立住房福利的补偿性调节措施,对特定群体实施差异化的政策供给;推进租购同权化改革,逐步放松教育资源、医疗资源等与产权的深度捆绑;试点可供转换的租赁住房信用积分制度,将累计租房年限转化为有条件的购房优惠系数;强化当前家庭住房条件与住房需求的不匹配程度在保障性住房分配中的权重。针对由低住房资产、住房资产损失驱动的经由相对剥夺感、社会不公平感等导致的网络极端心态和极端行动倾向,通过认知干预、情绪疏导等切断转化链路,深化公众的“发展过程”认识,配合社会福利的再分配削弱相对

剥夺感、社会不公平感的生成基础。

(三) 不足与展望

本文研究在三个方面尚存在一定局限。第一,样本的资产规模数据系受访者评估,可能存在一定的评估偏差。类似地,移民意愿也可能受到调查时期的影响,尤其是考虑到调查期间正面临重大公共卫生事件,这些因素可能会即时、整体性地影响公众的移民意愿表达。另外,由于数据局限性,尽管因果效应在理论和实证上均成立,但由于中介变量测度采用的是定序李克特量表,导致效应量的绝对值较小,后续研究可基于该中介机制优化测量方案。第二,尽管系统考察了金融资产、住房资产对移民意愿的差异化影响,但由于数据可得性限制,在模型中未能控制样本负债情况。鉴于样本负债情况可能会抑制样本的移民意愿,未能控制负债变量可能会在一定程度上降低模型的解释力。当然,本文基于 CFPS 2020 的数据统计了全国各省(直辖市)样本的家庭负债情况,发现上海市样本家庭负债率的平均值为 4.2%,在 31 个省级行政区划中排名第 30 位,可部分表明上海家庭的负债率相对较低,意味着债务压力对于上海居民移民意愿的抑制作用相对有限。第三,研究所使用样本均为上海在业人员,因此研究结论适用的地域、群体范围需结合样本特征再次斟酌。首先,在地域代表性方面,上海能够较好展现中国沿海发达地区的情况,但中国各区域发展各具特色,上海作为中国国际化的前沿城市,其居民对移民海外行为的接受程度可能高于其他城市;其次,在群体特征方面,在业人群正处在事业发展阶段,其接收市场信息更加饱和,在风险感知方面更加敏感。总之,超大城市及其人群在观测新兴社会现象方面具有前沿性和信号价值。

注释:

① 详见国际移民组织发布的《World Migration Report 2022》。

② 详见全球化智库和西南财经大学发展研究院共同研究编著的《中国国际移民报告2020》。

③ 详见招商银行和贝恩咨询联合发布的《2015中国私人财富报告》。

[参考文献]

- [1] Wanner P.Can Migrants' Emigration Intentions Predict Their Actual Behaviors? Evidence from a Swiss Survey [J].Journal of International Migration and Integration,2021,22(03):1151-1179.
- [2] 孔飞力.他者中的华人[M].李明欢,译.南京:江苏人民出版社,2016:328-329.
- [3] 钱玉波,丁晓钦,程恩富.退出税、税收主权与管控富人移民潮研究[J].上海经济研究,2017(05):3-10.
- [4] Song Q,Liang Z.New Emigration from China:Patterns,Causes and Impacts[J].Dang Dai Zhongguo Yan Jiu,2019,26(01):5-31.
- [5] Alabi T,Olajide B.Who Wants to Go Where? Regional Variations in Emigration Intention in Nigeria [J].African Human Mobility Review,2023,9(01):77-101.
- [6] 高晓洁,吴玉鑫.跨国移民——来自侨乡青田的研究报告[J].社会,2002(11):4-9.

- [7] 哈立德·科泽.国际移民[M].吴周放,译.南京:译林出版社,2015:2-4.
- [8] Clemens M A.The Emigration Life Cycle:How Development Shapes Emigration from Poor Countries [R].IZA Discussion Papers,2020.
- [9] 杨城晨,张海东.住房资产与特大城市青年的获得感[J].青年研究,2022(06):43-53+92.
- [10] 张文宏,袁媛.特大城市居民资产拥有对获得感的影响[J].江海学刊,2022(04):106-115.
- [11] 黎相宜,周敏.跨国实践中的社会地位补偿——华南侨乡两个移民群体文化馈赠的比较研究[J].社会学研究,2012,27(03):182-202+245-246.
- [12] 托马斯·皮凯蒂.21世纪资本论[M].巴曙松,译.北京:中信出版社,2014:40+47-48.
- [13] 何启志,刘琦.高等教育获得对家庭金融脆弱性的影响——基于金融素养与融资渠道偏好的传导路径[J].统计学报,2024,5(05):28-39.
- [14] 廖文欣,刘金全,徐晓光.经济不确定性对金融市场的影响机理——基于时变风险偏好视角[J].浙江社会科学,2024(10):18-30+156-157.
- [15] 刘翠霞.知识的力量:公众风险感知的影响因素审思——基于一项科普干预实验与调查的探索性分析[J].山东社会科学,2019(11):96-109.
- [16] 马海云,薛翔.用户信息搜寻到信息规避的演化机制研究——以突发公共卫生事件领域为例[J].现代情报,2024,44(09):107-118+130.
- [17] 方芾,陈小燕.“他者化”的空气污染——风险社会理论框架下的风险感知研究[J].中国矿业大学学报(社会科学版),2019,21(02):45-58.
- [18] 陈世香,吕志杰,周维.风险社会视阈下社会阶层对公众风险感知的影响机制研究——一个有调节的中介模型[J].湖北社会科学,2024(04):70-80.
- [19] 梁海祥.社会经济地位与都市青年风险感知[J].当代青年研究,2020(05):57-63.
- [20] 奚云霄,陈思博,周立.城乡居民互联网使用对食品安全风险感知影响的比较研究——基于信任的中介效应分析[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2020,21(05):52-60.
- [21] 李凤,罗建东,路晓蒙,等.中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素[J].管理世界,2016(02):45-56+187.
- [22] 陈荣赓,李天峰.住房产权归属何以影响城市家庭教育投资[J].山西财经大学学报,2025,47(01):60-71.
- [23] 常雪,苏群,周春芳.房价、住房支付能力与刑事犯罪——基于中国省级面板数据的实证分析[J].上海财经大学学报,2018,20(01):72-86.
- [24] 马永强,麻宝斌.住房压力和社会公平感对政府信任的影响研究[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2019,21(01):34-41.
- [25] 王敏.社会阶层认同的性别差异研究——基于住房视角的实证分析[J].社会学评论,2021,9(06):215-232.
- [26] 张传勇,罗峰,黄芝兰.住房属性嬗变与城市居民阶层认同——基于消费分层的研究视域[J].社会学研究,2020,35(04):104-127+243-244.
- [27] 郝龙华,张蓓.住房分层对青年流动人口生育规划的影响[J].统计学报,2024,5(04):46-56.
- [28] 朱梦冰,李实.中国城乡居民住房不平等分析[J].经济与管理研究,2018,39(09):91-101.
- [29] 王先柱,王敏.青年群体住房获得:阶层固化能够打破吗[J].财经科学,2018(01):54-63.
- [30] 范一鸣.住房流动、代际资助与青年群体的阶层分化——基于北上广青年群体的实证分析[J].中国青年研究,2020(08):43-50.
- [31] 梅正午,孙玉栋,刘文璋.公共服务均等化水平与公民社会公平感——基于CGSS 2013的分析[J].财贸研究,2020,31(04):63-74.
- [32] 张雨,朱亚鹏.青年购房压力对生育焦虑的影响路径研究——以重庆市为例[J].暨南学报(哲学社会科学版),2022,44(02):22-38.
- [33] 徐邵蕊,周建军,鞠方.住区宜居是否会提高居民社会公平感?[J].科学决策,2023(10):129-144.
- [34] 李路路,马睿泽.住房分层与中国城市居民的公平感——基于cgss2003、cgss2013数据的分析[J].中央民族大学学报(哲学社会科学版),2020,47(06):56-65.
- [35] 龚紫钰.就业质量、社会公平感与农民工的市民化意愿[J].福建论坛(人文社会科学版),2017(11):137-146.
- [36] Van Dalen H P, Henkens K. Emigration Intentions: Mere Words or True Plans? Explaining International Migration Intentions and Behavior[J]. SSRN Electronic Journal, 2008.
- [37] Imai K, Keele L, Tingley D. A General Approach to Causal Mediation Analysis[J]. Psychological Methods, 2010, 15(04): 309-334.
- [38] 赵西亮.因果中介分析的理论进展及其应用[J].数量经济技术经济研究,2025,42(02):195-216.
- [39] 胡安宁.社会科学因果推断的理论基础[M].北京:社会科学文献出版社,2015:116.

[责任编辑:陈冬博 英文编辑:张晓昕]