

住房保障制度是否促进了 家庭共同富裕？

——基于 CHFS 数据的实证研究

石 薇 王诗勇

摘 要: 住房保障制度通过再分配机制向中低收入家庭提供住房福利,是中国高效实现民生、发展、稳定协调互促的基础保障制度。那么,住房保障制度作为发挥社会再分配功能的福利性支出,是否促进了居民家庭实现共同富裕呢?针对这一问题,运用中国家庭金融调查(CHFS)数据进行实证研究发现:中国住房保障制度因其再分配功能缩小了社会各阶层家庭资产差距,对居民家庭实现共同富裕具有促进作用,但这一影响在人口规模大的家庭以及高物价和高房价地区等居住成本较大的家庭中有所减弱。进一步而言,从结构特征看,住房保障制度对物质富裕和精神丰实具有正向影响,而对社会共享没有明显影响,其原因在于地方财政住房保障水平的差异。这些结论对于今后如何调整中国住房保障制度,以进一步发挥其对家庭共同富裕的正向作用,具有较强的政策意义。

关键词: 住房保障制度;再分配机制;居民家庭;共同富裕

DOI: 10.16382/j.cnki.1000-5579.2024.06.014

一 引 言

“十四五”规划纲要提出,扩大保障性租赁住房供给,着力解决困难群体和新市民住房问题。党的二十届三中全会指出,加大保障性住房建设和供给,满足工薪群体刚性住房需求。当前,在中国房地产市场供求关系变化、加快构建房地产发展新模式的背景下,住房保障制度在住房供给侧结构性改革、构建“市场+保障”住房供应体系方面发挥重要基石作用。截至 2019 年,中国已建成了以廉租房、公租房、经济适用房和共有产权房等为主体的世界上最大的住房保障体系,帮助 2 亿多困难群众改善了住房条件,有力缓解了市场机制和居民福利之间的矛盾。虽然中国保障性住房在准入条件、建设资金使用、区位选择等方面仍然存在争议(Rosen, 2014),但基于住房对居民家庭的重要影响,中国住房保障体系在解决包括受保障家庭消费、储蓄、就业、教育等问题上发挥了不可替代的重要作用(Groves, et al., 2008)。

【作者简介】石薇,上海社会科学院应用经济研究所副研究员(上海,200020);王诗勇,通讯作者,上海海关学院海关与公共管理学院讲师(上海,201204)。

【基金项目】国家社科基金一般项目“数字金融赋能战略性新兴产业技术创新的实现路径研究”(项目编号:24BJY009);上海海关学院科研启动经费项目。

伴随着中国住房保障体系快速构建,中国经济的持续高速增长引起不同阶层群体之间的收入差距不断扩大(Man, 2011; Ronald & Chiu, 2010)。针对这种不平衡,实现“共同富裕”的思路成为中国当前阶段的新战略举措(杨修娜等, 2023)。“共同富裕”包含政府通过实施再分配政策和“第三次分配”(指慈善和捐赠)缩小收入差距(厉以宁, 2020)。具体而言,“共同富裕”是全体人民的繁荣,是各方面的繁荣,就是逐步富裕,需要共同贡献。共同富裕的内涵包括“发展”和“共享”两个方面,社会进步不应只考虑总体发展,也需要考察20%的最低收入人群生活条件是否得到改善,这符合“最低受惠人群”的罗尔斯公平观(Meier & Stiglitz, 2000)。有学者将机会分为“可得的平均机会”和“机会的共享程度”两个部分,认为只有共享程度更高的机会增加才是社会包容性增长的体现(Anand, et al., 2013)。推动低收入家庭实现共同富裕意义深远,保障底层群体需求、缩小贫富差距和推进社会公平也是中国式现代化建设的重要特征,以及社会主义制度不断丰富完善的本质要求(Piketty, et al., 2019)。

在中国持续推进保障性住房建设并实施共同富裕战略的背景下,住房保障制度是否能促进居民家庭实现共同富裕?其背后的作用机制如何?本文试图回答上述问题。从既有研究看,关于住房保障制度外部效应的讨论,大多围绕其对家庭经济行为的影响效果和作用机制展开(DiPasquale & Murray, 2017; Zheng, et al., 2020),对住房保障制度如何影响困难群体实现共同富裕的讨论相对较少。已有文献表明,扶贫项目、工资补贴制度和家庭金融贴息等针对中低收入家庭的再分配机制,是促进居民家庭实现共同富裕的重要路径。相较于非住房领域的再分配机制,住房保障制度在提高家庭住房负担能力方面发挥重要作用,其制度设计初衷旨在帮扶中低收入群体实现住有所居(Chen, et al., 2014),使其物质生活水平得以提升,其性质同样可视为再分配机制。即住房保障制度在发挥基本住房兜底功能基础上,可能通过再分配机制缩小各阶层之间的财富差距,继而实现共同富裕。但是,由于保障性产权房具备住房保障和产权保障双重属性,使其影响居民家庭实现共同富裕的内在机制区别于扶贫项目、工资补贴等显性货币直接补贴产生的再分配效应,即在缩小家庭资产差距方面的内在影响机制可能存在差异。

鉴于住房在居民家庭中的重要经济地位,针对住房保障制度的外部性研究不应忽视其在促进困难群体实现共同富裕方面可能产生的重要影响。本文基于2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据,试图探索住房保障制度与家庭共同富裕之间的内在关联及其作用机制,实证考察住房保障制度对困难群体实现共同富裕的因果效应、异质性与结构性特征,并对其中可能存在的机制路径进行检验。本文研究发现:第一,住房保障制度对困难群体共同富裕水平具有显著的正向影响。具体来看,相较于未受住房保障制度帮扶的家庭,获得保障性产权房家庭的共同富裕指数更大,且使用工具变量法(IV)的检验结果仍保持显著为正。第二,异质性分析发现,住房保障制度对家庭共同富裕的促进效应,在人口规模大的家庭以及高物价和高房价地区等居住成本较大的家庭中有所减弱。第三,结构分析发现,住房保障制度对共同富裕的正外部性主要体现在物质富裕和精神丰实两个方面,而对社会共享的影响尚未显著体现,造成这一结构差异特征的原因是地方财政住房保障水平的差异。第四,进一步机制验证发现,住房保障制度在促进家庭实现共同富裕过程中发挥了收入再分配作用,即在其他条件不变的情况下,住房保障制度通过货币补贴和房产获得双重再分配效应,使中低收入群体与富裕阶层的资产差距得以缩小,由此实现共同富裕。

本文的主要研究贡献如下:第一,在中国推进共同富裕战略的背景下,本文运用微观家庭数据,首次实证研究住房保障制度对家庭实现共同富裕的影响;第二,本文多维度讨论了住房保障制度帮扶受保障家庭实现共同富裕的异质性特征和结构差异特征及其内在原因;第三,本文进一步讨论了住房保

障制度促进家庭实现共同富裕的内在机制,对如何进一步发挥住房保障制度对共同富裕的带动作用,具有较强的现实意义和政策价值。

二 文献综述与理论假设

(一) 住房保障制度对共同富裕的影响

既有研究针对住房保障制度的正外部性展开了丰富讨论,学者们从不同维度出发,对住房保障制度的外部效应进行了相关研究。居民收入层面,有学者构建家庭效用模型分析住房保障制度对居民消费的影响,研究表明保障性住房供给会分流住房市场需求路径,使得获得保障房和未获得保障房家庭都能以较低成本获得住房,由此产生收入效应(周航等,2016)。居民消费层面,有学者以 OECD 国家为研究对象,发现保障房大规模建设会刺激商品房价格的财富效应,对居民家庭消费行为产生正向外部性作用(Slök & Ludwig, 2002)。居民行为层面,有研究发现保障房在缓解住房成本上升方面发挥了积极作用,并改变了流动人口因城市高额住房成本而难以家庭化迁移的困境(Zheng, et al., 2020);住房保障制度的保障功能具有“纺锤”效应,对中等收入群体的住房拥有和购房计划具有显著的正向作用(李丁等,2020);保障房对商品房存在明显的替代效应,随着保障房供应规模扩大,居民对商品房的需求下降(DiPasquale & Murray, 2017)。

特别地,既有研究表明,住房保障制度有助于居民家庭精神丰实和融入社会。作为共享改革开放和城市建设成果的重要方式,融入社会共享福利也是实现共同富裕的重要内涵之一(Hu, et al., 2020)。李勇辉等(2019)实证考察了中国的公租房政策对流动人口社会融入的影响,通过对比居住在公租房和市场租赁住房中流动人口的差异发现,保障性住房获取能够在一定程度上提高流动人口的精神丰实和社会融入感知,这主要是由于良好的居住环境和合理的邻里构成(相比于流动人口租住的市场住房)导致的。

综上所述,住房保障制度在对中低收入家庭的收入外部效应、家庭财富效应、消费带动效应、精神丰实和社会融入等方面均发挥了重要作用,由此,本文提出基准假设一:

H1: 在其他条件不变的情况下,住房保障制度有助于居民家庭实现共同富裕。

(二) 住房保障制度对共同富裕的影响机制:收入再分配视角

针对中国微观家庭实现共同富裕路径或影响因素的研究,学者们大多从直接援助和间接发展两个维度展开,其核心是分析各类因素如何通过再分配机制减少贫困和缩小收入差距。直接援助层面,王震(2010)通过评估新农村建设收入再分配政策对增加农村收入、缩小城乡差距的影响,发现通过直补、减免产生的福利效应更加明显;王禹濬(2022)重点分析了中国特色国家治理方式对口支援在反贫困、促振兴方面起到的作用,认为政府对特殊群体的救助与帮扶,强化了共同富裕实现的内生力量。间接发展层面,李实和杨一心(2022)强调了基本公共服务均等化对缩小三大差距(城乡间、区域间、群体间)的深远意涵,以基本公共服务为抓手巩固脱贫攻坚成果、引领高质量供给、平衡收入分配和提升精神需求,由此激发实现共同富裕的多维内生动力;万广华等(2022)指出,城镇化发展可通过提高生产效率、拉动消费等路径获取“鱼”和“熊掌”兼得的效应,继而缩小差距、促进公平和实现共同富裕。综上研究发现,不论是直接援助还是间接帮扶,其本质都是政府利用再分配机制实现针对困难家庭的转移支付,前者相对“刚性”,难以完全适应多样化、差异化场景,后者则因其灵活性、多面性和可持续性而更有助于困难家庭挖掘内生成长潜力和长期活力。还有一部分学者围绕共同富裕量化

方法展开辩证讨论,主流观点认为共同富裕应该包括发展与共享两个维度,在公平与效率基础之上实现可持续发展和共享是新发展阶段推动共同富裕的根本出发点和立足点(Ferreira, et al., 2020)。

进一步而言,住房保障制度如何影响家庭实现共同富裕呢?现有研究尚未对此展开探讨。理论上,收入差距与资产差距存在正向的耦合关系,资产差距源自收入差距的积累,而资产差距的扩大又会进一步拉大收入差距(张晓晶,2021)。根据住房保障制度设计初衷和现实目标,政府通过转移支付手段为受保障家庭提供货币补贴,以帮助购房能力不足的家庭获取住房产权,由此产生了直接补贴(货币)和间接房产获得(资产)双重再分配效应,既发挥了政府直接转移支付的作用,也起到了缩小家庭资产差距的作用,本质上与收入再分配机制发挥公平效应的内在逻辑一致,区别在于分配的形式从单纯的货币补贴转变为货币和资产补贴的叠加组合。比如保障性产权房,一方面,为受保障家庭获得住房提供了部分价格补贴,起到了缓解住房成本的作用;另一方面,以货币补贴形式帮扶受保障家庭获得了住房产权,使得受保障家庭缩小了同其他通过市场购买住房家庭之间的资产水平差距,或者说,保障性产权房政策以货币补贴形式扮演了收入再分配的角色,帮扶受保障家庭以相对较小的代价获得了房产,缩小了与社会保障水平之上阶层家庭之间的资产距离。总而言之,政府通过货币补贴方式保障中低收入群体在城市获得产权住房(家庭资产),这与收入再分配的内在逻辑一致,但又明显区别于传统的收入再分配机制。经历多次修正和完善,中国的收入再分配制度目前主要通过转移支付、货币补贴、价格机制和金融信贷等途径实现。收入再分配是一系列社会政治经济政策及其相关制度的结果,其目标并非是“均贫富”,而是使社会政治经济制度更加靠近公平、公正和正义。因此,缩小各阶层之间的贫富(家庭资产)差距,尤其是降低中低收入家庭资产的相对剥夺感,使其安全感、公平感和幸福感获得保障,是契合社会政治经济制度内涵的重要方略(De Vreyer & Lambert, 2021)。

综上所述,本文提出基准假设二:

H2: 住房保障制度能够通过收入再分配机制,缩小不同阶层家庭的资产差距,进而促进家庭实现共同富裕。

三 数据、变量与模型

(一) 数据来源及其初步处理

本文所使用的数据主要来源于2017年中国家庭金融调查(CHFS)。CHFS是西南财经大学对全国29个省(自治区、直辖市)展开的每两年一次的实地调查,旨在收集全国各地居民家庭资产、消费、负债和收入以及家庭规模、人口特征、社会活动和住房等信息,以全面反映我国居民家庭发展状况和金融特征。其中所涵盖的住房数量、获取方式以及经济特征、精神特征与社会特征等家庭信息,为本文研究住房保障制度影响共同富裕提供了微观数据支撑。由于各期调查信息存在变更调整,难以将各期数据进行匹配以模拟研究主题,所以本文主要以2017年调查数据为基础样本进行评估分析。

为保证研究结果的科学有效性,本文对所选样本进行初步筛选:第一,为保证局部回归效果,本文仅观察拥有保障性产权房申请资格的居民家庭。根据住房保障制度规定,中低收入家庭有资格申请经济适用房,另外,基于世界银行制定的标准,国家统计局将年收入在6万元至50万元的家庭划定为中等收入家庭,因此,本文仅保留家庭年收入在50万元以下的样本。第二,为降低受访者年龄产生的干扰影响,将受访者年龄设置在18—70岁。第三,基于变量的连续性、完整性考虑,剔除残缺值、异常值和无效值。第四,为降低异方差影响,对家庭资产、负债和收入等水平值进行对数化标准处理。第

五,考虑到地区特征对微观家庭影响的滞后性,本文的地区维度控制变量选择前置一年处理。第六,基于保障性产权房对城市户口的条件要求,本文仅选择城市样本。经过上述初筛,共计得到 57 793 个微观家庭观测样本,其中有 1 636 户拥有住房的家庭获得了住房保障制度帮扶,占全样本的 2.83%。

(二) 变量选择

1.被解释变量:共同富裕。被解释变量是共同富裕指数(CP),本文借鉴已有文献(Ravallion & Chen, 2011; 万海远、陈基平, 2021; 张金林等, 2022)关于共同富裕指数的评估方法,从物质、精神和社会三个渐进层级定义,再参考有关学者(何宗樾等, 2020)的微观指数构建方法,采用等权法对指标体系赋权,将其综合为基于微观家庭的多维耦合共同富裕指数。由此得到 1 个共同富裕指数,及其 3 个子指数,即物质富裕指数、精神丰实指数和社会共享指数。其中,物质富裕指数是指家庭整体经济实力水平,由家庭收入、财富和消费等指标合成;精神丰实指数是指家庭成员对自身精神丰裕程度的判断,由健康、社会保障、教育和文化等指标合成;社会共享指数是指家庭享受社会发展福利效应的程度,由群体差异和区域差异等指标合成。具体底层指标主要包括人均收入、家庭相对收入、家庭总资产、人均消费、生存型消费、家庭成员健康状况、人均医疗资源、家庭成员养老保险覆盖程度、家庭成员医疗保险覆盖程度、家庭成员受教育程度、文娱教育支出、主观幸福感、收入差异性、消费差异性、当地贫困程度和地理位置,共计 16 个微观指标。各分项指标具体衡量方法参考已有文献(张金林等, 2022)的设计方法、阈值选择和测算准则。

2.核心解释变量:住房保障制度。自 1998 年以来,中国政府建立了以保障性产权房为主的多层次城镇住房供应体系。随着商品房市场的发展,政府停止住房实物分配,逐步实行住房分配货币化,住房政策逐渐倾向于鼓励家庭购买市场住房,而不是依靠经济适用房计划。保障性产权房制度是我国住房保障制度的重要设计,也是住房制度改革完善的时代产物,其坚持“供需、有针对、不重复、可转移”的基本原则,采用实物配给和货币补贴并举,财富转移与产权转移并行,推动广大中低收入家庭获取房产。保障性产权房制度明确规定了城市低收入家庭申请条件、保障方式和退出机制。申请条件对户籍、收入和住房面积作出严格限定,当地居民家庭只有在符合政府划定的收入、住房面积标准的条件时才可申请。保障方式包括购房当期和购房后期双重福利,一是在购房当期,政府以低于市场价格向符合条件的家庭出售政策性商品房,本质上是政府通过货币补贴形式对受保障家庭的财富转移;二是在购房后期,政府通过有条件的住房产权过渡,使受保障家庭获取住房的完全产权。

根据 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)中的住房信息,依据“这套房子是如何获得的?”确定受访家庭的产权房是否通过住房保障制度获得,如果回复答案为“购买保障性产权房”,则定义为 1,其他途径获得产权房则定义为 0,以此界定受访家庭是否获得住房保障制度帮扶。此外,在样本处理过程中,删除通过继承或赠与、公房分配和继承等其他方式获取住房的样本户^①,仅保留“购买商品房”和“购买保障性产权房”两类样本家庭,按上述思路再定义“购买保障性产权房”的样本家庭为 1,“购买商品房”的样本家庭为 0,以此构建住房保障制度的第二指标,供稳健性检验。

3.中介变量:收入再分配。再分配一直是学界和政府的关切焦点,大多数研究和报告从宏观层面采用基尼系数、MT 指数和收入不平等定义收入再分配机制(Musgrave, 1953; 陈斌开、李银银, 2020)。其中,社会个体的感官情绪作为政策制度能否发挥作用的重要结果,也是各类研究政策效应的关注焦

^① CHFS 中的住房获取方式选项包括购买商品房、二手房、保障房、继承或赠与、单位购买、集资建房、自建或扩建、安置房和小产权房。

点,比如一些学者从家庭资产层面定义“相对剥夺感”,表示居民家庭在进行群体比较时形成的地位或水平差(Walker & Smith, 2002; 张雅淋、姚玲珍, 2020)。本文参考上述做法,以住房资产相对剥夺指数代理再分配机制。基于理论分析,在其他条件不变的情况下,住房保障制度通过再分配功能,对受保障家庭给予房产补贴,使受保障家庭拥有住房资产,进而降低这类家庭的资产相对剥夺感。

根据相对剥夺指数相关权威文献的做法,相对剥夺指数常用指标主要包括 Yitzhaki 指数(Yitzhaki, 1979)、Kakwani 指数(Kakwani, 1984)和 Podder 指数(Podder, 1996)。由于这三种测算方法存在内在特征差异,它们在不同场景和实验中的应用选择也存在区别。根据本文研究主题,共同富裕指数是基于微观家庭的非模糊化精准测算,无差别体现了个体的真实情况,而收入、财富或资产等经济指标的随机分布特征,对相对剥夺指数受随机分布影响的可控性提出更高要求。因此,本文选用 Podder 指数测算方法,目的在于克服 Yitzhaki 指数和 Kakwani 指数受限于指标随机分布特征的影响,尤其是受过低、过高收入等敏感群体分布的干扰。在此基础之上,本文根据 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)中的家庭住房资产信息,选用区县维度的资产数据通过 Podder 指数测度公式得到住房资产相对剥夺指数。选用区县维度的原因在于:一是如果采用社区维度,可能因存在样本量过少、住房资产区分度较小和住房保障政策共性较强等而难以科学有效反映住房资产情况;二是如果选用省市维度,尽管样本量丰富,但可能会掺杂较多不可控因素的干扰;三是从实际情况考虑,同一区县的住房保障政策并非覆盖所有社区,存在制度覆盖面差异,而且同一区县的社会交往和经济往来属于常态,受不可控因素的影响相对有限。综上所述,本文参照封进和宋铮(2007)的做法,基于区县维度计算得到资产相对剥夺指数。同时,为确保实证结果的稳健性,本文还构建了省级层面和城市层面的资产相对剥夺指数。

4.控制变量。为保证实证研究有效性,本文纳入相关控制变量,主要包括个体、家庭和地区三个层面:个体层面有受访者年龄、性别、婚姻状况、学历、健康状况;家庭层面有人口规模、就业状况、家庭负债、房贷情况和保险情况;地区层面有人均 GDP、房价水平和 CPI 指数。在回归分析中,本文逐次纳入各层面的控制变量,以保证核心估计值的有效稳健性。上述变量的具体释义如表 1 所示。

(三) 模型构建

为考察住房保障制度对家庭共同富裕的影响,本文构建了如下基准模型:

$$CP_i = a_0 + a_1 policy_i + a_2 \sum control_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, CP_i 代表 i 家庭的共同富裕指数。 $policy_i$ 代表 i 家庭是否受到住房保障制度的帮扶, a_1 表示回归系数,衡量住房保障制度对家庭共同富裕的边际效应,如果住房保障制度产生了积极作用, a_1 则为正,反之为负。结合前文理论分析,本文预期 a_1 为正。 $control_i$ 表示控制变量; ε_i 是随机扰动项。本文各变量的描述性统计如表 2 所示。

四 实证结果及分析

(一) 基准回归

表 3 第(1)列显示了住房保障制度对共同富裕影响的回归结果。结果表明,相较于未受保障家庭,在住房保障制度帮扶下获取住房家庭的共同富裕的整体水平更高,说明制度帮扶显著改善了受保障家庭的生活质量,产生了积极的边际效应。第(2)至(4)列报告了依次加入个体特征、家庭特征和地

表 1 变量的具体释义

| 维度 | 变量 | 变量描述 | 变量释义 |
|--------|-------------------|---------|---|
| 被解释变量 | <i>CP</i> | 共同富裕 | 共同富裕指数 |
| | <i>CP1</i> | 物质富裕 | 基于物质层面的共同富裕指数 |
| | <i>CP2</i> | 精神丰实 | 基于精神层面的共同富裕指数 |
| | <i>CP3</i> | 社会共享 | 基于社会层面的共同富裕指数 |
| 核心解释变量 | <i>policy</i> | 住房保障制度 | 虚拟变量: 获得住房保障=1; 未获得住房保障=0 |
| 中介变量 | <i>rd_pod1</i> | 资产相对剥夺1 | 区县层面Podder指数 |
| | <i>rd_pod2</i> | 资产相对剥夺2 | 省份层面Podder指数 |
| | <i>rd_pod3</i> | 资产相对剥夺3 | 城市层面Podder指数 |
| 控制变量 | <i>age</i> | 年龄 | 受访者年龄 |
| | <i>male</i> | 性别 | 虚拟变量: 受访者为男性=1, 女性=0 |
| | <i>marry</i> | 婚姻状况 | 虚拟变量: 受访者已婚或同居=1, 其他状况=0 |
| | <i>educate</i> | 学历 | 小学以下为0年, 小学为6年, 初中为9年, 高中、职业高中、中专、技校为12年, 大专、高职为15年, 大学本科为16年, 硕士研究生为19年, 博士研究生为22年 |
| | <i>health</i> | 健康状况 | 虚拟变量: 非常健康或很健康=1, 否则=0 |
| | <i>member</i> | 家庭人口规模 | 家庭总人口数量(单位: 人) |
| | <i>job</i> | 就业状况 | 虚拟变量: 家中有人失业=1, 否则=0 |
| | <i>ldebt</i> | 家庭负债 | 对数化处理: 家庭负债总规模 |
| | <i>house_loan</i> | 房贷 | 对数化处理: 家庭房贷规模 |
| | <i>insurance</i> | 家庭保险 | 虚拟变量: 家庭是否缴纳社会保险 |
| | <i>lpergdp</i> | 地区人均GDP | 对数化处理: 所在省份的人均生产总值 |
| | <i>lhp</i> | 地区房价 | 对数化处理: 所在省份的房价水平 |
| | <i>cpi</i> | 地区CPI | 所在省份的CPI指数 |

区特征后的回归结果,核心解释变量的系数估计值均显著为正,这意味着住房保障制度对受保障家庭共同富裕指数产生了正向影响,明显改善了受保障家庭的物质经济状况。更进一步地,在第(5)列控制了省份(*id*)固定效应,结果显示核心解释变量的系数估计值在1%的水平上显著为正,再次验证了上述结论,即住房保障制度明显提升了受保障家庭共同富裕指数。相比未受制度帮扶的家庭,住房保障制度对共同富裕产生的边际效应显著为正。由此可见,住房保障制度对受保障家庭共同富裕存在显著的正向影响,即本文提出的基准假设一(H1)得到验证。

考察其他控制变量发现,个人维度的整体特征有助于解释共同富裕,特别是个人学历和健康状况构成的人力资本,对共同富裕的实现呈现出显著的积极影响,这表明人力资本的累积会在家庭部门的运行发展过程中释放正外部性。同样,家庭维度的特征也有力解释了共同富裕,其中,负债情况显示了积极影响,这可能是由于负债越多家庭获得信贷支持的能力越强,从而反映了这类家庭整体经济实力较好。最后,地区维度特征也表现出较好的显著性,房价和物价水平越高地区的共同富裕更难以

表2 描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 观测值 |
|-------------------|----------|----------|----------|----------|--------|
| <i>CP</i> | 0.539 1 | 0.125 3 | 0.125 | 0.959 4 | 54 947 |
| <i>CP1</i> | 0.240 3 | 0.062 8 | 0 | 0.312 5 | 57 793 |
| <i>CP2</i> | 0.175 2 | 0.071 | 0 | 0.398 5 | 54 947 |
| <i>CP3</i> | 0.123 | 0.059 8 | 0.062 5 | 0.250 1 | 57 793 |
| <i>policy</i> | 0.028 3 | 0.165 9 | 0 | 1 | 57 793 |
| <i>rd_pod1</i> | 0.991 5 | 1.292 1 | 0 | 14.000 7 | 57 776 |
| <i>rd_pod2</i> | 0.377 7 | 0.949 2 | 0 | 10.796 5 | 57 776 |
| <i>rd_pod3</i> | 0.625 5 | 0.947 4 | 0 | 12.178 7 | 57 776 |
| <i>age</i> | 45.77 | 14.511 3 | 18 | 70 | 57 793 |
| <i>male</i> | 0.490 7 | 0.499 9 | 0 | 1 | 57 793 |
| <i>marry</i> | 0.804 4 | 0.396 7 | 0 | 1 | 57 793 |
| <i>educate</i> | 10.582 | 4.087 7 | 0 | 22 | 57 793 |
| <i>health</i> | 0.585 1 | 0.492 7 | 0 | 1 | 57 793 |
| <i>member</i> | 2.705 4 | 2.170 4 | 1 | 10 | 57 793 |
| <i>job</i> | 0.843 1 | 0.363 7 | 0 | 1 | 57 793 |
| <i>ldebt</i> | 4.439 8 | 5.535 3 | 0 | 15.914 8 | 48 829 |
| <i>house_loan</i> | 0.066 6 | 0.249 3 | 0 | 1 | 57 793 |
| <i>insurance</i> | 0.716 2 | 0.450 8 | 0 | 1 | 57 793 |
| <i>lpergdp</i> | 10.991 1 | 0.391 9 | 10.227 1 | 11.680 1 | 57 793 |
| <i>lhp</i> | 8.948 4 | 0.493 5 | 8.352 6 | 10.221 8 | 57 793 |
| <i>cpi</i> | 1.903 9 | 0.478 1 | 1.1 | 3.2 | 57 793 |

现,地方经济发展水平也表现出负向影响,可能是由于经济发展水平较高地区因其住房成本更高而增大了住房保障的难度。

(二) 稳健性检验

本文将从固定效应、缩尾处理、剔除部分样本和 PSM 四个维度进行一系列稳健性检验,以验证基准回归结果的可靠性。

1.双向固定。考虑到地区之间经济社会发展差距不仅体现在省份(*id*)层面,所以本文进一步对城市(*city*)和区县(*county*)分别进行再固定,以提升结果的准确性;其次,考虑到不同家庭获得保障性住房的时间不同,这可能会导致前期制度帮扶对当期家庭共同富裕产生的影响会随着时间推移而出现偏误,所以这里对获取住房的时间(*year*)进行统一固定,以提升估计结果的准确性。结果如表4第(1)至(3)列所示,核心解释变量的系数估计值均显著为正,这表明基准回归结果稳健有效。

2.缩尾处理。考虑到核心解释变量可能存在离差值及由此可能对共同富裕产生影响,本文进一步对样本进行1%缩尾和5%缩尾,以提升样本质量,继而保证回归结果的稳健性。具体结果如表4

表3 基准回归结果

| 变量 | 被解释变量: 共同富裕 | | | | |
|-------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>policy</i> | 0.030 2*** (0.003 2) | 0.013 1*** (0.002 9) | 0.010 8*** (0.003 2) | 0.014 0*** (0.003 0) | 0.011 1*** (0.002 4) |
| <i>age</i> | | 0.000 8*** (0.000 4) | 0.000 4 (0.000 4) | 0.000 2*** (0.000 4) | 0.000 4*** (0.000 3) |
| <i>male</i> | | -0.011 9*** (0.000 9) | -0.010 5*** (0.000 9) | -0.011 2*** (0.000 9) | -0.010 5*** (0.000 8) |
| <i>marry</i> | | 0.027 5*** (0.001 3) | 0.011 1*** (0.001 4) | 0.011 4*** (0.001 4) | 0.011 9*** (0.001 2) |
| <i>educate</i> | | 0.013 3*** (0.000 1) | 0.011 0*** (0.000 1) | 0.011 9*** (0.000 1) | 0.011 1*** (0.000 1) |
| <i>health</i> | | 0.013 2*** (0.001 0) | 0.012 0*** (0.001 1) | 0.017 7*** (0.001 0) | 0.017 4*** (0.000 8) |
| <i>member</i> | | | 0.000 9** (0.000 3) | 0.000 9*** (0.000 3) | 0.001 2*** (0.000 2) |
| <i>job</i> | | | -0.018 2*** (0.001 4) | -0.015 1*** (0.001 4) | -0.015 4*** (0.001 1) |
| <i>ldebt</i> | | | 0.001 8*** (0.000 1) | 0.001 1*** (0.000 1) | 0.001 0*** (0.000 1) |
| <i>house_loan</i> | | | 0.009 7*** (0.002 0) | 0.015 3*** (0.001 9) | 0.014 2*** (0.001 6) |
| <i>insurance</i> | | | 0.074 6*** (0.001 2) | 0.079 2*** (0.001 2) | 0.074 8*** (0.000 9) |
| <i>lpergdp</i> | | | | -0.061 5*** (0.002 2) | -0.070 1*** (0.008 0) |
| <i>lhp</i> | | | | -0.003 6* (0.001 8) | 0.006 9 (0.006 0) |
| <i>cpi</i> | | | | -0.026 8*** (0.001 2) | -0.042 9*** (0.009 8) |
| <i>_cons</i> | 0.540*** (0.001) | 0.336*** (0.003) | 0.362*** (0.004) | 1.094*** (0.015) | 1.152*** (0.035) |
| N | 57 064 | 57 064 | 48 515 | 48 515 | 48 515 |
| R ² | 0.002 | 0.169 | 0.248 | 0.319 | 0.541 |

注: (1)***、**、*分别代表P值小于1%、5%、10%的显著性水平; (2)括号内为标准误。下同。

表4 稳健性检验结果

| 变量 | (1) 城市 | (2) 区县 | (3) 年份 | (4) 1%缩尾 | (5) 5%缩尾 | (6) 剔除部分样本 |
|----------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>policy</i> | 0.011 5*** (0.003 1) | 0.010 9*** (0.003 2) | 0.009 9** (0.003 1) | 0.012 1*** (0.003 1) | 0.011 8*** (0.003 1) | 0.006 6*** (0.003 3) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>id</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>city</i> | YES | NO | NO | YES | YES | YES |
| <i>county</i> | NO | YES | NO | NO | NO | NO |
| <i>year</i> | NO | NO | YES | NO | NO | NO |
| N | 43 803 | 43 900 | 43 803 | 43 987 | 43 212 | 22 458 |
| R ² | 0.574 | 0.584 | 0.574 | 0.527 | 0.462 | 0.553 |

第(4)(5)列,核心解释变量的系数估计值均在1%的水平上显著为正,这表明上文的基准回归结果稳健有效。

3.剔除部分样本。本文对样本做进一步调整,剔除部分样本,仅保留“购买商品住房”和“购买保障性产权房”两类家庭样本,以达到稳健性检验目的。表4第(6)列报告了这一回归结果,住房保障制度的系数估计值为正,且在1%的水平上显著,这表明相比在市场上购买商品住房家庭,获得住房保障家庭的共同富裕指数更高。

4.倾向得分匹配法(PSM)。本文采用倾向得分匹配法(PSM)对基准回归结果进行再检验。相较于OLS回归分析,倾向得分匹配法的优势在于通过对样本的匹配获取两个特征相似的实验组和对照组,它们获得住房保障制度支持的概率相近,从而可以通过比较这两组在是否获得住房保障支持的环境里的共同富裕差异来反映制度的实际效果。本文控制组样本量比较充足,有利于提高匹配质量和估计效果,且以上方法皆为有效放回匹配,降低了样本损失可能导致的估计偏差。

表5报告了倾向得分匹配法的结果,住房保障制度对家庭共同富裕产生的影响效果为正,受保障家庭的共同富裕指数更高。具体来看,多种匹配方式得到的平均处理效应皆为正,且至少在1%的水平上显著。结果还表明,受保障家庭的共同富裕指数高出未受保障家庭0.018 7—0.025 9个单位,说明在住房保障制度的帮扶下,受保障家庭的共同富裕指数得到了显著提升。另外,匹配后样本的回归结果如表6第(1)列所示,核心解释变量的系数估计值仍在1%的水平上保持显著,这再次验证了本文的基准回归结果,即住房保障制度显著提升了家庭共同富裕水平。^①

总体来看,上述四个维度的稳健性回归结果进一步验证了前文的理论分析和基准回归结果,即住房保障制度对居民家庭共同富裕产生了显著的正向影响,明显改善了受保障家庭的共同富裕水平。

(三)内生性处理

上述分析初步验证了住房保障制度对共同富裕产生了积极效应,但尚未就可能存在的内生性问题

^① 受篇幅所限,相关检验结果此处未列出。备案。

表 5 倾向得分匹配法(PSM)的检验结果

| <i>Policy</i> | ATT | 稳健标准差 | t值 | 观测值 | 重复次数 |
|---------------|---------|---------|------|--------|------|
| 一对一匹配 | 0.024 8 | 0.009 4 | 2.64 | 14 260 | 500 |
| 一对二匹配 | 0.018 7 | 0.008 2 | 2.27 | 14 260 | 500 |
| 一对三匹配 | 0.022 0 | 0.007 8 | 2.80 | 14 260 | 500 |
| 一对四匹配 | 0.020 4 | 0.007 6 | 2.67 | 14 260 | 500 |
| 卡尺匹配 | 0.024 8 | 0.009 4 | 2.64 | 14 260 | 500 |
| 核匹配 | 0.025 9 | 0.005 3 | 2.58 | 14 260 | 500 |

表 6 PSM 与 IV 处理后的回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | PSM | Cominty_IV | County_IV | City_IV |
| <i>policy</i> | 0.018 5*** (0.005 7) | 0.132 0*** (0.025 5) | 0.074 9*** (0.017 1) | 0.040 9*** (0.009 9) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>id</i> | YES | YES | YES | YES |
| N | 10 117 | 47 900 | 47 900 | 47 900 |
| R ² | 0.339 | 0.536 | 0.553 | 0.558 |

题展开讨论。从样本的时间维度看,受保障家庭获得住房保障制度帮扶这一事件发生在数据调研之前,理论上难以构成反向因果关系,即当期家庭共同富裕情况无法对前期家庭行为选择产生影响,所以本文可排除逆向因果关系导致内生性问题的可能。但是,由于难以回避因遗漏变量、相关政策干扰等导致的内生性,本文拟通过工具变量法(IV)处理潜在的内生性问题。

本文参考相关权威文献做法,基于群体效应理论,选用群体特征的工具变量对模型进行再处理(Eriksson, et al., 2014; 黄宇虹、樊纲治, 2017; 张诚、尹志超, 2022)。具体而言,本文选用受访家庭所在区县内剔除该家庭所在社区后的其他所有家庭住房保障制度获得均值作为工具变量,进行两阶段最小二乘(2SLS)估计,用以检验内生性问题。逻辑上,受访家庭所在区县剔除其所在社区后的其他社区获得住房保障制度帮扶的概率越大,说明该区县受到制度帮扶的覆盖面更广,那么该社区得到制度帮扶的可能性也越大,获得制度帮扶的家庭相应越多,满足相关性假设;另一方面,其他社区住房保障制度的覆盖程度与本社区居民家庭共同富裕情况没有直接联系,符合工具变量的外生性假设。因此,使用受访家庭所在区县剔除该家庭所在社区后的其他所有家庭住房保障制度获得均值作为工具变量是合宜的。此外,为保证实证的严谨性和稳健性,本文遵循群体效应理论,还构建了基于城市层面和区县层面的工具变量,分别为受访家庭所在省份内剔除该家庭所在城市后的其他所有家庭住房保障制度获得均值,以及受访家庭所在城市内剔除该家庭所在区县后的其他所有家庭住房保障制度获得均值。

表 6 第(2)至(4)列报告了使用工具变量(IV)的回归结果,核心解释变量的系数估计值均为正,且皆在 1% 的水平上保持显著,这表明住房保障制度提高居民家庭共同富裕的结果得到进一步验证。

同时,城市层面和区县层面的工具变量回归结果保持稳健,再次验证了住房保障制度对促进共同富裕的积极影响。

(四) 谁从住房保障制度中受益更多?——来自异质性讨论的证据

前文分析表明,住房保障制度有助于推动家庭实现共同富裕进程。在此基础之上,本文进一步探讨谁从住房保障制度中受益更多,以解析住房保障制度的分配效应及其内在机制。理论上,住房保障制度通过降低受保障家庭获得住房产权的实际成本而起到缩小贫富差距的作用,但受保障家庭在此过程中可能会因获取住房产权而面临新一轮住房负担及其相关的居住成本,比如家庭规模较大、物价水平和购房成本较高,那么住房保障制度在帮扶受保障家庭获得房产过程中起到的缓解住房成本的作用则较为有限,由此产生的正外部性可能会被打折扣。为此,我们进一步探讨住房保障制度到底帮扶了哪一类群体实现共同富裕。

1.家庭规模差异。依据问卷中家庭人口信息,我们分别采用受访家庭的人口规模、子女数量来判断家庭规模。根据样本家庭规模的分布情况,我们分别设定人口规模为4人及以下、子女中兄弟数量2人及以下,以及子女中姐妹数量2人及以下的家庭作为小规模家庭,反之为较大规模家庭。表7分别对小规模家庭和大规模家庭进行分组回归,结果显示,住房保障制度对小规模家庭实现共同富裕产生了较为显著的积极影响,其核心解释变量系数估计值为正,且至少在10%水平上显著。反之,在较大规模家庭中,住房保障制度并未产生显著影响。这意味着住房保障制度对受保障家庭实现共同富裕的影响因家庭人口规模而出现差异。这可能是,就较小人口规模家庭而言,对住房的实际需求较小,可通过较小成本获得,住房保障制度在其中起到了较好的降低住房成本作用;相反,就较大人口规模家庭而言,其住房需求及对应的成本更高,住房保障制度在其中产生的积极作用较为有限。

表7 家庭规模维度的异质性回归结果

| 变量 | (1) 人口规模 | | (3) 子女中兄弟数量 | | (5) 子女中姐妹数量 | |
|----------------|-----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | ≤4人 | >4人 | ≤2人 | >2人 | ≤2人 | >2人 |
| <i>policy</i> | 0.0193*** (0.0052) | 0.0258 (0.0115) | 0.0266** (0.0121) | 0.0176 (0.0449) | 0.0221* (0.0126) | 0.0458 (0.0328) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>id</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| N | 9442 | 2798 | 3166 | 539 | 3126 | 579 |
| R ² | 0.584 | 0.535 | 0.571 | 0.591 | 0.572 | 0.585 |

2.物价水平差异。当地物价水平是影响居民家庭生活成本的重要因素,可能也会对家庭实现共同富裕产生影响。因此,本文根据国家统计局数据,分别以前一年物价指数(*cpi*)的平均值和中位数作为基准值,将物价指数超过该平均值或中位数的地区定义为高物价地区,反之定义为低物价地区。表8第(1)列和第(2)列显示了依据平均值分组的回归结果,在高物价地区,获得住房保障家庭的共同富裕水平并未发生明显变化,但在低物价地区,住房保障制度对困难群体实现共同富裕产生了显著的正向影响。表8第(3)列和第(4)列依据中位数分组的回归结果得到了基本一致的结果。这意味着,

当地物价水平构成的生活成本会影响住房保障制度对家庭实现共同富裕产生的作用;同时也表明,居民家庭的共同富裕之路不仅受住房影响,而且也受非住房的其他生活成本影响。

表 8 物价指数维度的异质性回归结果

| 变量 | (1) 以平均值为基准 | | (3) 以中位数为基准 | |
|----------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|
| | 高物价地区 | 低物价地区 | 高物价地区 | 低物价地区 |
| <i>policy</i> | 0.000 4 (0.009 6) | 0.014 8*** (0.003 3) | -0.000 1 (0.007 8) | 0.014 2*** (0.003 1) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>id</i> | YES | YES | YES | YES |
| N | 2 003 | 25 897 | 3 515 | 27 242 |
| R ² | 0.317 | 0.566 | 0.373 | 0.561 |

3.房价地区差异。本文进一步聚焦地区间房价差异对住房保障制度帮扶家庭实现共同富裕的异质性影响。本文采用房价收入比指标衡量地区间的房价差异水平。根据上海易居房地产研究院评估结果,我国房价收入比保持在6—7属合理区间,本文定义房价收入比大于7的地区为高房价地区,在6—7之间的地区为中等房价地区,小于6的地区为低房价地区,对调研时间前三年的各省(市、自治区)平均房价收入比进行划分归类。表9的结果显示,住房保障制度在中、低房价收入比地区显著促进了家庭实现共同富裕,具有较为显著的正外部性,核心解释变量系数估计值至少在5%水平上显著,而在高房价收入比地区,核心解释变量系数估计值并不显著。这表明,住房保障制度在购房压力较小地区对微观家庭实现共同富裕会产生积极影响,但在高购房成本地区这一效应并不明显。这可能是住房保障制度在高购房成本地区难以起到足够的成本补贴作用,对受保障家庭获得房产的帮扶较为有限,相反,在购房成本较小地区,住房保障制度则起到了显著的帮扶作用。

表 9 房价收入比维度的异质性回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------|------------------------|-------------------------|----------------------|
| | 低房价地区 | 中等房价地区 | 高房价地区 |
| <i>policy</i> | 0.037 1** (0.013 2) | 0.031 1*** (0.007 9) | 0.007 9 (0.006 7) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES |
| <i>id</i> | YES | YES | YES |
| N | 2 016 | 4 724 | 5 500 |
| R ² | 0.490 | 0.630 | 0.511 |

综上所述,我们发现,住房保障制度对人口规模大的家庭、高物价和高房价地区的家庭实现共同富裕未产生显著的积极影响,究其原因可能在于,这类家庭的住房成本较高,住房保障制度的帮扶力度较为有限,尚未发挥足够的分配效应。

(五) 住房保障制度影响共同富裕的结构特征及其原因验证

表 10 报告了住房保障制度对共同富裕结构特征影响的回归结果。其中,第(1)至(3)列分别为住房保障制度对物质、精神和社会共享三个层级共同富裕影响的回归结果,第(4)至(6)列进一步报告了相应的 IV 估计回归结果。从回归结果来看,在控制相关影响因素的前提下,住房保障制度对促进居民家庭共同富裕的积极影响主要体现在物质和精神层面。具体而言,相较于未获得制度保障的家庭,受制度保障家庭在物质富裕和精神丰实水平上约高出 1%,且皆在 1% 的水平上显著,但这一效应并未对其社会共享层面产生明显影响。进一步的 IV 估计回归结果同样证实了住房保障制度对居民家庭物质、精神层面共同富裕的积极影响,且对社会共享层面共同富裕未产生显著影响。

表 10 住房保障制度对共同富裕结构影响的回归结果

| 变量 | (1) CPI | (2) CP2 | (3) CP3 | (4) CPI | (5) CP2 | (6) CP3 |
|----------------|-------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|
| <i>policy</i> | 0.009 0*** (0.002 0) | 0.007 4*** (0.002 1) | 0.001 2 (0.002 0) | 0.154 1*** (0.015 8) | 0.214 1*** (0.017 7) | -0.095 9 (0.015 2) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>id</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| N | 28 940 | 27 900 | 28 940 | 28 940 | 27 900 | 28 940 |
| R ² | 0.199 | 0.403 | 0.149 | 0.056 | 0.204 | 0.080 |

那么,为什么住房保障制度的福利效应仅体现在物质富裕和精神丰实层面,却尚未递进至社会共享层面?可能的原因是,物质富裕和精神丰实这两个指标针对微观家庭层面,而社会共享针对整体社会层面。这也意味着住房保障制度起作用的范围集中在受保障家庭层面,而目前住房保障制度的保障范围和力度还有限,特别是在一些土地财政依赖度比较高的城市,政府给予保障房的数量不足,进而在整体社会层面没有起到显著作用。自财税改革以来,地方政府为获取更多财政收入而扩大土地出让规模,形成了以土地财政为主的财政资源筹集模式。但该模式与保障房供给的行政划拨为主的土地供应方式相矛盾,即保障房供应降低了地方政府的土地财政收益,保障房供给效率随之下降(Hu & Qian, 2017; 吉富星、鲍曙光, 2020; 陈俊华、刘娜, 2021)。由此导致了部分地区财政住房保障的覆盖面有限或力度不足,以及相关延伸问题出现。尽管地方政府一定程度上落实了上级政府分派的住房保障任务,但更多是对个体保障的集中体现,囿于土地财政效益,住房保障制度难以在整体社会层面形成规模和影响力。总体而言,住房保障制度对家庭共同富裕的促进作用尚未体现于整体社会共享层面,究其原因可能在于各地财政住房保障水平的差异。

进一步而言,部分地区财政住房保障水平不足,是住房保障制度尚未在整体社会共享层面促进家庭共同富裕的原因吗?本文在分析共同富裕差异性结构特征基础上,进一步探讨住房保障制度对社会共享作用不显著的原因。受限于数据、信息不充分,本文反向设计论证方法,即分别从横向与纵向两个维度进行比较分析。具体而言,如果从不同指标横向比较来看,在财政住房保障水平低的地区,住房保障制度的正向影响在物质富裕和精神丰实维度显著,仅针对社会共享维度不显著,且从不同地区纵向比较来看,住房保障制度对社会共享维度的正向影响在财政住房保障水平高的地区显著,而在财政住房保障水平低的地区不显著,那么,财政住房保障水平确实是住房保障制度未能在社会共享层

面促进家庭共同富裕的原因。

我们根据国家统计局数据,采用前一年“地方财政住房保障支出”和“地方财政一般预算支出”的比值,构建地方财政住房保障水平,分别选择其平均值和0.75分位数进行分组讨论。回归结果如表11第(1)至(3)列所示,在财政住房保障水平低的地区,财政住房保障水平并不会影响获得住房保障家庭的物质富裕和精神丰实程度,即住房保障对这两方面仍显示出较为显著的正向影响,但住房保障制度并未对社会共享层面的共同富裕产生正向影响。更进一步,表11第(4)列显示,在财政住房保障水平高的地区,获得住房保障家庭的社会共享程度更高,住房保障制度对社会共享层面的家庭共同富裕有显著的正向作用。同时,0.75分位数得到的结果也呈一致特征。由此推断,财政住房保障水平确实是导致获得住房保障家庭在社会共享层面的共同富裕程度形成差异性结构特征的内在原因。

表11 地方财政住房保障水平影响社会共享的回归结果

| Panel A: 平均值 | | | | |
|------------------|-------------------------|-----------------------|----------------------|-------------------------|
| 变量 | (1) CP1 | (2) CP2 | (3) CP3 | (4) CP3 |
| <i>policy</i> | 0.006 9** (0.002 6) | 0.006 5* (0.002 9) | 0.003 2 (0.002 7) | 0.004 4* (0.001 9) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES |
| N | 15 522 | 14 976 | 15 522 | 13 418 |
| R ² | 0.202 | 0.399 | 0.208 | 0.153 |
| Panel B: 0.75分位数 | | | | |
| 变量 | (1) CP1 | (2) CP2 | (3) CP3 | (4) CP3 |
| <i>policy</i> | 0.006 5*** (0.002 3) | 0.004 6* (0.002 4) | 0.002 6 (0.001 9) | 0.008 3*** (0.002 4) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES |
| N | 21 926 | 21 214 | 21 926 | 8 070 |
| R ² | 0.196 | 0.407 | 0.315 | 0.348 |

五 进一步讨论——机制检验

本文理论分析表明,住房保障制度可能通过收入再分配机制,缩小不同阶层家庭的资产差距,进而促进家庭实现共同富裕。为从实证上检验该机制的存在,我们参考主流研究做法,构建如下中介效应模型进行机制识别(Hayes, 2009),其中式(2)与上文基准模型即式(1)相同:

$$CP_i = a_0 + a_1 policy_i + a_2 \sum control_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$M_i = a_0 + a_1 policy_i + a_2 \sum control_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$CP_i = a_0 + a_1 policy_i + a_2 \sum control_i + a_3 M_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

上述模型中, M 表示中介变量, 表示二次分配, 用资产相对剥夺衡量。其他变量与上文释义保持一致。根据 MacKinnon 等(2002)的中介效应模型, 若各方程的核心解释变量系数均显著, 且式(4)的核心解释变量系数值比式(2)的核心解释变量系数值小或显著下降, 则说明存在中介效应。

表 12 报告了影响机制的回归结果, 第(1)列表明, 住房保障制度会促进共同富裕, 该结果与上文一致。第(3)列显示, 住房保障制度显著降低了家庭资产相对剥夺指数, 且在 1% 水平上显著, 这表明住房保障制度有效推动了家庭财富的二次分配, 缩小了不同阶层家庭的资产差距, 使受保障家庭的住房资产相对剥夺感降低。第(2)列显示, 住房保障制度的系数估计值为正, 且在 5% 水平上显著, 表明住房保障制度通过收入再分配机制有效促进了共同富裕, 具体体现在, 住房保障制度通过向家庭提供住房帮扶而降低了居民家庭资产持有水平的差距, 进而缩小了社会贫富差距, 引领共同富裕迈上新台阶。结合以上结果, 住房保障制度通过收入再分配机制缩小了不同阶层家庭的资产差距, 降低中低收入家庭资产的相对剥夺感, 是住房保障制度推进家庭共同富裕的影响机制。更进一步, 第(2)列住房保障制度的核心解释变量系数估计值较基准回归结果减小, 且显著性明显降低, 这再次验证了收入再分配机制作为中介效应确实存在。由此, 本文提出的基准假设二(H2)得到验证。

表 12 机制检验的回归结果

| | (1) <i>CP</i> | (2) <i>CP</i> | (3) <i>rd_pod1</i> | (4) <i>CP</i> | (5) <i>rd_pod2</i> | (6) <i>CP</i> | (7) <i>rd_pod3</i> |
|----------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
| <i>policy</i> | 0.011 5*** (0.003 1) | 0.006 4** (0.002 9) | -0.155 0*** (0.035 1) | 0.007 7** (0.002 9) | -0.102 0*** (0.028 8) | 0.009 4** (0.003 0) | -0.054 6** (0.025 1) |
| <i>rd_pod1</i> | | -0.029 4*** (0.000 5) | | | | | |
| <i>rd_pod2</i> | | | | -0.034 8*** (0.000 6) | | | |
| <i>rd_pod3</i> | | | | | | -0.035 3*** (0.000 7) | |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>id</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| N | 27 900 | 27 900 | 28 940 | 27 900 | 28 940 | 27 900 | 28 940 |
| R ² | 0.578 | 0.625 | 0.158 | 0.623 | 0.181 | 0.612 | 0.204 |

此外, 为保证实证结果的稳健性, 本文还分别构建了省级层面和城市层面的资产相对剥夺指标, 如表 12 第(4)列至第(7)列所示, 回归结果同上述结果基本一致, 进一步验证了住房保障制度通过收入再分配机制抑制财富不平等, 从而促进家庭共同富裕的作用机制。

六 结论及引申

本文运用中国的微观家庭数据考察住房保障制度对受保障家庭实现共同富裕的影响及其机制路径, 结果表明: 住房保障制度对微观家庭实现共同富裕产生了显著的积极影响, 兑现了增进人民福祉和推进社会公平的制度设计初衷。第一, 住房保障制度通过货币补贴实现住房产权再分配, 推动了受保障家庭实现共同富裕; 第二, 该效应在人口规模大的家庭以及高物价和高房价地区的家庭有所减弱;

第三,结构分析发现,住房保障制度对受保障家庭物质、精神层面的共同富裕产生显著正向影响,但未对社会共享层面的共同富裕产生显著影响,其原因在于地方财政住房保障水平的差异;第四,机制分析表明,受保障家庭因住房保障制度的再分配机制,以较低成本获得住房产权,进而缩小了受保障家庭与无需制度帮扶家庭之间的资产差距。该机制也通过了省级层面和城市层面的稳健性检验。

上述研究结论对改革住房保障制度和推进共同富裕具有重要的政策启示:第一,面对日渐突出的住房问题,政府部门应坚定不移地完善优化住房保障制度,以实现全体人民住有所居。以住房保障为突破口,切实提高低收入家庭获取住房能力,有助于降低低收入家庭迈向中等收入行列的门槛,由此为减小贫富差距和促进共同富裕提供方向和路径。第二,为满足人民日益增长的美好生活需要,我们在保障低收入家庭基本居住需求的同时,还需要重点关切与住房产权相挂钩的资产持有。共同富裕的现实内涵不仅体现在收入维度的再分配,资产层面的优化调节同样至关重要,特别在房产成为家庭资产重要构成的情况下,增加中低收入群体的资产持有对缩小贫富差距和实现共同富裕同样至关重要。第三,在推进住有所居的过程中不应忽视“租”而只重视“购”。特别对难以从保障性产权住房政策中获得帮扶的人口规模大的家庭、有房贷和高房价地区的家庭而言,培育健康可持续的保障性租赁住房加以帮扶尤为迫切,这样,不仅能够填补保障性产权住房政策的不足,也能进一步针对特殊群体提供应有的住房保障。因此,培育和发展好住房租赁市场,加快建立多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房保障制度亟需突破。

虽然本文在已有研究的基础之上从微观视角展开了深入的探索,但仍有一些不足和探讨空间可在后续研究中加以弥补和进行拓展。比如,本文囿于数据原因,仅关注了产权房保障制度,未能对影响面更广的租赁房保障制度进行研究。随着社会保障和家庭经济方面数据的完善,研讨后一问题便具有可行性,而且将更有助于在推进保障性租赁住房的政策引导下为住房保障制度改革优化提供有益启示。

参考文献

- 陈斌开、李银银,2020,《再分配政策对农村收入分配的影响——基于税费体制改革的经验研究》,《中国社会科学》第2期,第70—92页。
- 陈俊华、刘娜,2021,《财政分权对保障性住房供给效率的影响研究》,《财政研究》第9期,第56—70页。
- 封进、宋铮,2007,《中国农村医疗保障制度:一项基于异质性个体决策行为的理论研究》,《经济学(季刊)》第3期,第841—858页。
- 何宗樾、张勋、万广华,2020,《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》,《统计研究》第10期,第79—89页。
- 黄宇虹、樊纲治,2017,《土地经营权流转与农业家庭负债状况》,《金融研究》第12期,第95—110页。
- 吉富星、鲍曙光,2020,《地方政府竞争、转移支付与土地财政》,《中国软科学》第11期,第100—109页。
- 李丁、何春燕、马双、邵帅,2020,《住房公积金制度保障功能的“纺锤”效应——基于CHFS数据的实证研究》,《财经研究》第11期,第108—122页。
- 李实、杨一心,2022,《面向共同富裕的基本公共服务均等化:行动逻辑与路径选择》,《中国工业经济》第2期,第27—41页。
- 李勇辉、李小琴、沈波澜,2019,《安居才能团聚?——保障性住房对流动人口家庭化迁移的推动效应研究》,《财经研究》第12期,第32—45页。
- 厉以宁,2020,《股份制与现代市场经济》,北京:商务印书馆。
- 万广华、江葳蕤、赵梦雪,2022,《城镇化的共同富裕效应》,《中国农村经济》第4期,第2—22页。
- 万海远、陈基平,2021,《共同富裕的理论内涵与量化方法》,《财贸经济》第12期,第18—33页。
- 王禹瀚,2022,《中国特色对口支援机制:成就、经验与价值》,《管理世界》第6期,第71—85页。
- 王震,2010,《新农村建设的收入再分配效应》,《经济研究》第6期,第17—27页。

- 杨修娜、史新杰、李实, 2023, 《机会均等与共同富裕——基于居民收入机会不平等及其变化趋势的探讨》, 《经济科学》第3期, 第5—22页。
- 张诚、尹志超, 2022, 《家庭负债对收入不平等的影响》, 《经济科学》第2期, 第154—168页。
- 张金林、董小凡、李健, 2022, 《数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究》, 《财经研究》第6期, 第4—17页。
- 张晓晶, 2021, 《金融发展与共同富裕: 一个研究框架》, 《经济学动态》第12期, 第25—39页。
- 张雅淋、姚玲珍, 2020, 《家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角》, 《财经研究》第8期, 第64—79页。
- 周航、樊学瑞、周哲, 2016, 《保障性住房供给对消费扩张的影响》, 《财经科学》第4期, 第69—79页。
- Anand, R., Mishra, S. and Peiris, S., 2013, "Inclusive Growth: Measurement and Determinants", *IMF Working Paper*, No. 13/135.
- Chen, J., Yang, Z. and Wang, Y. P., 2014, "The New Chinese Model of Public Housing: A Step Forward or Backward?" *Housing Studies*, Vol. 29, No. 4: 534-550.
- De Vreyer, P. and Lambert, S., 2021, "Inequality, Poverty, and the Intra-Household Allocation of Consumption in Senegal", *The World Bank Economic Review*, Vol. 35, No. 2: 414-435.
- DiPasquale, D. and Murray, M. P., 2017, "The Shifting Demand for Housing by American Renters and Its Impact on Household Budgets: 1940–2010", *Journal of Regional Science*, Vol. 57, No. 1: 3-27.
- Eriksson, T., Pan, J. and Qin, X. Z., 2014, "The Intergenerational Inequality of Health in China", *China Economic Review*, Vol. 6, No. 31: 392-409.
- Ferreira, F. H. G., Galasso, E. and Negre, M., 2020, *Shared Prosperity: Concepts, Data, and Some Policy Examples*, Oxford University Press.
- Groves, R., Murie, A. and Watson, C., 2008, "Housing and the New Welfare State: Perspectives from East Asia and Europe", *Public Administration*, Vol. 86, No. 3: 869-870.
- Hayes, A. F., 2009, "Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium", *Communication Monographs*, Vol. 76, No. 4: 408-420.
- Hu, F. Z. Y. and Qian, J., 2017, "Land-Based Finance, Fiscal Autonomy and Land Supply for Affordable Housing in Urban China: A Prefecture-Level Analysis", *Land Use Policy*, Vol. 10, No. 69: 454-460.
- Hu, H., Xu, J. and Zhang, X., 2020, "The Role of Housing Wealth, Financial Wealth, and Social Welfare in Elderly Households' Consumption Behaviors in China", *Cities*, Vol. 96, No. 1: 102 437.1-102 437.10.
- Kakwani, N., 1984, "The Relative Deprivation Curve and Its Applications", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, No. 4: 384-394.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., Hoffman, J. M., West, S. G. and Sheets, V., 2002, "A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects", *Psychological Methods*, Vol. 7, No. 1: 83-104.
- Man, J. Y., 2011, *China's Housing Reform and Outcomes*, Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy.
- Meier, G. M. and Stiglitz, J., 2000, *Frontiers of Development Economics: The Future in Perspective*, The World Bank Group.
- Musgrave, R. A., 1953, "General Equilibrium Aspects of Incidence Theory", *American Economic Review*, Vol. 43, No. 2: 504-517.
- Piketty, T., Yang, L. and Zucman, G., 2019, "Capital Accumulation, Private Property, and Rising Inequality in China, 1978–2015", *American Economic Review*, Vol. 109, No. 7: 2 469-2 496.
- Podder, N., 1996, "Relative Deprivation, Envy and Economic Inequality", *Kyklos*, Vol. 49, No. 3: 353-376.
- Ravallion, M. and Chen, S., 2011, "Weakly Relative Poverty", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 4: 1 251-1 261.
- Ronald, R. and Chiu, R. L. H., 2010, "Changing Housing Policy Landscapes in Asia Pacific", *International Journal of Housing Policy*, Vol. 10, No. 3: 223-231.
- Rosen, E., 2014, *The Rise of the Horizontal Ghetto: Poverty in a Post-Public Housing Era*, Doctoral Dissertation, Harvard University.
- Sløk, T. and Ludwig, A., 2002, "The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries", *IMF Working Paper*, Vol. 2, No. 1.
- Walker, I. and Smith, H. J., 2002, *Relative Deprivation: Specification, Development and Integration*, Cambridge University Press.
- Yitzhaki, S., 1979, "Relative Deprivation and the Gini Coefficient", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 93, No. 2: 321-324.
- Zheng, S., Song, Z. and Sun, W., 2020, "Do Affordable Housing Programs Facilitate Migrants' Social Integration in Chinese Cities?" *Cities*, Vol. 96, No. 4: 102 449.

(责任编辑 施有文)

revolution.

Keywords: the concept of people-centered city, housing security, urban governance, Shanghai

Expanding the Effective Supply of Government-Subsidized Rental Housing in Shanghai: Practical Dilemmas and Countermeasures

(by Meng Xing, Hu Mengke & Lv Lv)

Abstract: Developing government-subsidized rental housing is an important measure to solve people's livelihood issues and is also the focus of housing construction during the "14th Five-Year Plan" period. Shanghai precisely designs the government-subsidized rental housing system and comprehensively utilizes various methods to increase the supply of government-subsidized rental housing, ensuring a steady growth within the policy planning expectations. Shanghai fully considers the diverse housing needs of new citizens and young people and strives to build a multi-level rental housing supply system of "one bed, one room, one suite" to enhance the effective supply of government-subsidized rental housing. In this process, Shanghai is facing practical dilemmas such as insufficient construction land, low participation enthusiasm of market players, the lack of effective coverage of guarantee groups due to inadequate guarantee attributes, and unbalanced supply structure of government-subsidized rental housing. In view of this, Shanghai can tap the stock resources reserve, explore the special channels, strengthen financial policy support, increase the enthusiasm of market entities, standardize the setting of rental prices, optimize the requirements of access conditions, adjust the supply structure dynamically, improve the utilization rate of housing resources and other ways to further expand the effective supply of government-subsidized rental housing and promote its high-quality development.

Keywords: government-subsidized rental housing, employment-housing balance, effective supply of housing, new urban citizen, Shanghai

Does the Housing Security System Promote the Common Prosperity of Families?: An Empirical Research Based on CHFS Data

(by Shi Wei & Wang Shiyong)

Abstract: The housing security system provides housing benefits to low-income families through redistribution mechanism, which is the basic security system for China to efficiently realize people's livelihood, development, stability, coordination and mutual promotion. Does the housing security system, as a welfare expenditure that plays the role of social redistribution, promote the common prosperity of households? Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS), this paper makes an empirical study and finds that China's housing security system has narrowed the asset gap among households of all social strata due to its redistribution function, and has promoted households to achieve common prosperity, but this impact has been weakened in large families with large population size and families with high living costs in areas with high prices and housing prices. Furthermore, from the perspective of structural characteristics, the housing security system has a positive effect on material wealth and spiritual wealth, but has no significant impact on social sharing, which is due to the differences in the financial expenditure level of local governments on housing security. These conclusions have a strong policy significance for how to adjust China's housing security system in the future in order to further play its positive role in common prosperity.

Keywords: housing security system, redistribution mechanism, resident family, common prosperity