

财富机会公平与共同富裕： 基于机会不平等的测度与分解*

董丽霞

[摘要] 党的二十届三中全会强调完善促进机会公平制度机制。本文基于中国家庭金融调查数据，使用 Roemer (1998) 和 Barry (2005) 两种框架，测算了我国财富机会不平等程度，并用夏普里分解方法考察了影响财富机会不平等的重要因素；在此基础上，本文分析了财富机会不平等的城乡异质性，并将财富均值的机会不平等扩展到财富分布的机会不平等。结果发现，家庭财富机会不平等确实存在：住房财富机会不平等程度最高、金融财富机会不平等程度最低、总财富机会不平等程度居中；财富机会不平等存在明显的城乡异质性，相比于农村居民，城镇居民内部财富机会更不平等；父亲受教育程度、父亲收入、拥有房产数量和地区经济发展水平是影响财富机会不平等的重要环境因素；此外，住房财富和金融财富机会不平等随财富分位组由低到高呈现不对称的 U 形形态，这意味着我国家庭财富机会不平等可能存在极化现象。在推进中国式现代化、实现共同富裕过程中，本文的研究为政府促进家庭财富机会均等和实现共同富裕提供了一定的参考。

[关键词] 财富分配；机会不平等；夏普里分解；共同富裕

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中强调“鼓励勤劳致富，促进机会公平”，提出“多渠道增加城乡居民财产性收入……规范财富积累机制”，在党的二十届三中全会《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》中进一步强调“完善促进机会公平制度机制，畅通社会流动渠道”。^{①②} 让人们通过劳动创造和积累财富、实现财富机会公平、逐步走向共同富裕是推进中国式现代化的必然要求。近年来，随着工业化不断深入和城市化进程加快，我国居民家庭平均财富水平正在稳步提升。与此同时，财富差距却在逐步扩大，且农村家庭财富差距大于城镇家

* 董丽霞，中国社会科学院经济研究所，邮政编码：100836，电子信箱：donglx@cass.org.cn。本文得到国家社会科学基金项目“机会平等视角下共同富裕的内涵、测度与实现路径研究”（22BJL083）的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

① 《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

② 《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

庭财富差距。根据中国家庭金融调查数据，我国居民家庭总财富从2011年的户均43万元，增加到2019年的户均76万元；2019年，我国居民家庭总财富基尼系数为0.66，城镇家庭财富基尼系数为0.58，农村家庭财富基尼系数为0.64。^①贫富差距扩大，不仅造成阶层固化、影响整个社会活力、阻碍经济增长，更会抑制社会需求、导致社会矛盾激化、影响社会和谐稳定。因此，有必要采取措施扭转财富差距扩大的局面。如果财富差距更多地来源于努力差异，人们更容易在心理上接纳；但如果财富差距更多地源自家庭背景等个人先天无法控制的因素，就会造成“躺平”心态蔓延，严重影响整个社会的价值观。

已有大量文献针对我国财富积累和财富分配差距展开研究。这类文献从财富不平等的测度方法（李实等，2000；2005；梁运文等，2010；Li & Wan, 2015；Xie & Jin, 2015；陈彦斌，2008；Piketty *et al.*，2019；罗楚亮和陈国强，2021；董丽霞，2023）、住房资产对财富不平等的影响（何晓斌和夏凡，2012；李凤等，2016；甘犁等，2013；Wan *et al.*，2021）、个人资产配置和资产组合对财富积累和财富不平等的影响（吴卫星等，2016；杜两省和程博文，2020）、财产积累机制（Saez & Zucman, 2016；李实等，2023）以及数字普惠金融对财富积累和财富不平等的影响（周天芸和陈铭翔，2021；董丽霞，2022）等方面对财富差距展开研究。他们发现，我国居民财富分配差距在扩大，城乡财富差距较大，农村内部贫富差距比城市更甚。在家庭资产构成中，金融类资产占比较低，以房产为主的非金融资产是家庭财富的主要构成部分。房产财富的不平等对财富不平等的贡献度大于70%，加之住房体制市场化改革后经济发达地区住房价格一路攀升，加剧了居民家庭财富不平等。李实等（2023）也发现房价上涨是居民财富积累的第一大来源。财富较高的家庭不仅可以充分参与风险资产市场、获得更高的资产收益，而且更可能从正规金融市场以相对较低的成本获得贷款，因财务杠杆而获得更快的财富增长速度，从而加剧社会财富不平等。

但这些文献主要关注财富积累的不平等。财富积累的不平等，既有个体努力因素造成的不平等，也有个人无法控制的外在因素如户籍、父代教育程度、父代收入和父代职业等家庭背景造成的不平等。Roemer（1998）提出机会平等理论框架后，越来越多的国内外学者开始关注和研究机会公平问题。机会公平的研究框架在不同领域得到较为广泛的应用，针对收入机会的研究文献尤其丰富。这些文献从机会公平的理论及测算方法（Jusot *et al.*，2013；董丽霞，2018；史新杰等，2018）、传递渠道（Palomino *et al.*，2019；李莹和吕光明，2019）等方面对文献进行了拓展，用不同方法，如机器学习（Brunori & Neidhöfer, 2021；Brunori *et al.*，2023；万相昱等，2024），针对不同国家，如瑞典（Anyders *et al.*，2012）、美国和丹麦（Pablo *et al.*，2020）等，分不同群体，如流动人口（刘林和李猛，2021）、农村居民（李实和沈扬扬，2022）和农民工（张琛等，2023）等对收入机会公平问题进行了研究。但共同富裕是一个与财富积累有关的动态过程，而非一种静态结果（罗明忠，2022）。因此，在当前推进中国式现代化、实现共同富裕的背景下，研究财富机会不平等显得尤为重要。

目前文献中关于财富机会不平等，特别是将机会公平框架应用于分析我国财富机会不平等问题的研究还不多见。Daniel *et al.*（2023）利用德国社会经济调查数据研究了德国的财富机会不平等问题，发现2002年德国财富机会不平等的相对系数高达62%。孙三百等（2023）使用2017年中国家庭金融调查中不与父母同住或属于流动人口的样本，应用事前参数法和机器学习方法分别计算得出财富不平等中机会不平等占比为71.78%和56.90%。本文使用2019年中国家庭金融调查的全样本数据，针对我国财富机会不平等问题展开研究。与既有文献相比，本文可能在如下

^① 数据来源：笔者根据中国家庭金融调查数据计算。

几方面有一定贡献：一是使用最新数据研究党的十九大以来我国家庭财富机会不平等问题，将财富机会不平等结果延伸到2019年，利用Roemer（1998）和Barry（2005）的机会平等分析框架，分别在考虑环境对结果的全部影响和剥离了努力之后环境对结果的直接影响基础上，测算出我国财富机会不平等的上下限。二是将总财富细分为住房财富和金融财富，详细考察不同财富类型的机会不平等，并用夏普里分解方法对财富机会不平等的影响因素进行分解，识别总财富、住房财富和金融财富机会不平等的生成源泉，从而有针对性地提出政策建议。三是讨论了财富机会不平等的异质性，不仅分户籍考察财富机会不平等的城乡异质性，还将财富均值的机会不平等扩展到财富分布的机会不平等，更全面细致地分析不同财富分位组的机会公平问题。

本文剩余部分结构安排如下：第二部分是机会公平理论分析框架和模型；第三部分是数据、变量和描述性统计；第四部分是回归分析；第五部分在回归基础上分别用Roemer（1998）和Barry（2005）两种模型测算全国财富机会不平等的上下限、分析财富机会的城乡异质性，并通过夏普里分解识别影响财富机会不平等的重要因素；第六部分基于分位回归对不同财富分位组的财富机会不平等进行测算；第七部分是结论。

二、分析框架和模型

（一）机会公平理论的分析框架

Roemer（1998）开创性地提出一个机会平等（EOP）理论的完整分析框架。其核心思想是，将影响结果的因素分为环境和努力两类。前者是一般情况下个人不能控制的因素，如性别、年龄、家庭背景和地区经济特征等。后者是个人可以选择和控制的变量，如个人的努力程度。由超出个人控制的环境因素引起的不平等，称为“不合理的平等”，即机会不平等；由个人可以控制的努力因素造成的不平等，称为“合理的平等”。相应地，总的结果不平等可以分解为机会不平等和合理的平等。个人应该为其自身选择的努力程度负责，但个人无法控制的环境因素造成的机会不平等不应由个人负责，需要政府干预。

本文在机会公平理论框架下测算我国家庭财富机会不平等程度。财富机会不平等是指剥离了努力之后的财富分配问题，即来自不同社会环境但努力程度相同的个体获得的财富差距。我们采用两种思路建模：一种思路基于Roemer（1998）模型，将努力视为社会环境的函数，即努力也会受到环境影响。比如亚洲学生普遍的勤奋，可能不是其自身选择的结果，而是其在父母鞭策影响下形成的结果。因此，Roemer（1998）认为，考察环境对结果的影响，不仅应该考虑环境对结果的直接影响，还应考虑环境通过影响努力而对结果产生的间接影响。另一种思路基于Barry（2005）模型，该模型在Roemer（1998）模型基础上进行了修正。Barry（2005）认为，努力是个体自身选择的，环境因素并不能完全决定个体自身的努力程度，因而努力产生的回报是合理的需要补偿的，应该将努力变量完全剥离出来，考察纯环境变量对于结果的直接影响。

（二）模型

基于Roemer（1998）模型，为测算财富机会不平等程度、考察环境和努力因素对家庭财富的影响，我们可以设定如下方程：

$$Y_{it} = \alpha C_i + \beta E_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$E_{it} = \kappa C_i + v_{it} \quad (2)$$

式中， Y_{it} 是结果变量即子代财富，用总财富、住房财富和金融财富来刻画； C_i 是环境变量，包括父亲职业、父亲受教育程度、父亲收入、父亲政治面貌、父亲健康状况、户籍、父代经济支

持、房产继承和拥有房产数量等家庭背景变量，性别、年龄、出生地和婚姻状况等子代个体特征变量以及个体居住省份的人均GDP、各省过去五年（2014—2018年）住房价格平均增长率、金融可得性以及住房改革、拆迁等宏观特征变量； E_{it} 是努力程度，包括个体受教育程度、个体职业性质和金融素养三个变量； u_{it} 和 v_{it} 是误差项； α 、 β 和 κ 是估计系数。式（1）反映的是环境对子代财富的直接影响，式（2）反映的是环境通过影响努力而对财富产生的间接影响。将式（2）代入式（1）中，可得到如下诱导方程：

$$Y_{it} = \delta C_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

对数线性化后，可以得到如下方程：

$$\ln Y_{it} = \gamma C_i + \sigma_{it} \quad (4)$$

式中， σ_{it} 是误差项； γ 是估计系数。式（4）反映了环境对结果的全部影响，包括直接影响和通过影响努力而对结果产生的间接影响，这些影响都反映在回归系数 $\hat{\gamma}$ 中。参照 Ferreira & Gignoux（2011）的研究，构建财富反事实分布的参数估计如下：

$$\tilde{Y} = \exp(\hat{\gamma} C_i) \quad (5)$$

式中， \tilde{Y} 是反事实的财富分布； $\hat{\gamma}$ 是式（4）回归估计出的系数； $\hat{\gamma} C_i$ 反映了环境对子代财富的全部影响，即机会不平等。如果用预测值代替每个个体的财富，所有相同环境的个体应该有相同的财富。因此，在机会完全平等的社会中，所有子代的预测财富都应该相同。而这些反事实分布的不平等只是源自环境差异，与努力无关。因此，机会不平等可以通过反事实财富的不平等来衡量。

Barry（2005）的修正模型是在 Roemer（1998）模型的基础上将努力因素 E_i 剥离出来，作为自变量直接加入到模型中。方程如下所示：

$$Y_{it} = \delta C_i + \eta E_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

对数线性化后，可以得到如下方程：

$$\ln Y_{it} = \varphi C_i + \kappa E_{it} + \xi_{it} \quad (7)$$

构建财富反事实分布的参数估计如下：

$$\tilde{Y} = \exp(\hat{\varphi} C_i) \quad (8)$$

式中， $\hat{\varphi}$ 是式（7）估计出的系数； $\hat{\varphi} C_i$ 衡量的是环境对结果的直接影响，测算出的是机会不平等的下限值。相应地，Roemer（1998）方法衡量的是环境对结果的全部影响，测算出的是机会不平等的上限值。

三、数据、变量和描述性统计

本文采用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）数据。该调查样本分布于全国29个省、355个县（区、县级市）、1428个社区，覆盖40011户家庭及12.7万个个体，具有全国、省级和副省级城市代表性。为满足研究目的，样本在抽取时，经济富裕地区、城镇地区的样本比重相

对较大, 样本的地理分布比较均匀。该数据库以家庭为单位, 对各类资产和负债数据进行了细致的采集, 基本上可以反映全国家庭财富状况, 且数据库包含收入、家庭背景和个人特征等丰富的信息, 数据质量较好, 有助于我们更好地研究我国家庭财富机会公平问题。本文的重点是利用最新数据研究党的十九大以来我国家庭财富机会不平等问题, 从新的视角分析家庭背景、个体特征和地区特征等个人无法控制的环境因素对我国财富机会不平等的影响。我们选取2019年CHFS数据作为分析样本, 将父代和子代进行匹配, 保留子代年龄在18岁~65岁、父代年龄在30岁及以上的样本, 将最低0.1%和最高0.1%的子代财富数据和父代收入数据截尾后, 得到32 331个总样本。由于变量的观测值可能存在缺失, 在描述性统计中每个变量的观测值不完全相同。基于已有文献和理论分析, 本文选择相关变量如下。

1. 结果变量。本文选择个体所在家庭的总财富、住房财富和金融财富作为分析对象。由表1可以看出, 清理后的样本中家庭总财富、住房财富和金融财富的最小值均大于0, 因此我们在基准回归模型中取自然对数, 在此基础上测算和分解机会不平等。由于大部分家庭的资产和负债都是由家庭成员共同拥有和承担的, 按照文献中的研究惯例, 本文以家庭为单位计算财富。住房财富和金融财富组成家庭总财富。其中, 住房财富包括自有住房资产和商铺。金融财富包括活期存款、定期存款、股票、债券、基金、金融理财产品、金融衍生品、外汇、黄金、现金以及借出款。

2. 环境变量。环境囊括了影响子代财富但自身难以控制和改变的因素。本文选择了三类环境变量。第一类是家庭背景变量, 包括父代职业、父代受教育程度、父代收入、父代政治面貌、父代健康状况、户籍、父代经济支持、房产继承和拥有房产数量。关于户籍, 我们使用的是初始户籍的概念, 它通常源自父母, 因此将其归并于家庭背景之列。考虑到馈赠与遗产是财富形成的渠道之一 (Palomino *et al.*, 2022; Pfeffer & Killewald, 2018), 我们将其纳入模型, 并选择两个变量反映馈赠与遗产: 一是父代经济支持变量, 反映父代对子代的金融支持; 二是房产继承变量, 反映父代对子代的住房支持。由于财富计算以家庭为单位, 父代财富难以识别, 因此我们将父代收入、家庭中拥有的住房数量纳入环境因素进行分析。另外, 考虑到健康状况对财富的影响 (Michaud & Soest, 2008), 我们将父代健康状况也纳入环境变量。这些变量中, 父亲职业类型分为两组, 第一组为党的机关、国家机关、群团和社会组织、企事业单位负责人以及专业技术人员、办事人员和有关人员, 第二组为其他社会生产服务和生活服务人员、生产制造及有关人员、其他从业人员。父代经济支持指的是获得源自父母的继承、赠与或资助的现金或非现金经济支持。房产继承指的是通过继承或赠与方式获取房产。拥有房产数量按实际报告房产数量计算, 由于拥有超过3套房产的观测值较少, 我们将拥有3套及以上房产都视为拥有3套房产。第二类是子代的个体特征, 包括性别、年龄、出生地和婚姻状况。本文将婚姻纳入环境因素, 主要是考虑到婚姻是财富形成的一大渠道 (Pfeffer & Killewald, 2018)。出生地分为两组: 东部地区、非东部地区, 前者取值为1, 后者为0。第三类是宏观经济特征变量, 包括地域因素和宏观政策因素。地域因素以个体所在省份人均GDP和各省份过去5年(2014—2018年)住房价格平均增长率衡量。考虑到金融可得性可能会影响居民享受金融服务的便利程度、进而影响财富, 我们将其纳入分析。宏观政策因素主要是住房改革和拆迁变量, 反映家庭因房产获得成本差异而在住房财富中的增值差异 (孙三百等, 2023; 何晓斌和夏凡, 2012; 吴开泽, 2017)。金融可得性变量使用《中国金融年鉴》中2018年分省份银行业金融机构法人机构总数来衡量。在住房改革变量中, 如果购买政策性住房(如经济适用房、限价商品房)、低于市场价从单位获得住房(如房改房、福利房)、集资建房, 则认为从住房改革中获得红利, 定义为1, 否则为0。如果经历过拆迁, 则将拆迁变量定义为1, 否则为0。人均GDP、金融可得性指标取自然对数。

3. 努力变量。我们在模型中纳入个体受教育程度、个体职业性质和金融素养作为努力变量。这三个变量可以通过后天自身努力获得提升。其中，金融素养按如下方法构造：如果问卷中关于利率和通胀的问题全部答对，说明金融素养程度较高，反之则金融素养程度较低；职业性质变量按如下方法构造：没有工作设为 1，临时性工作、家庭帮工和务农设为 2，受雇于他人或单位且有正规劳动合同、雇主、自营劳动者和自由职业者设为 3。

所有变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
总财富（万元）	32 331	91. 777 0	154. 794 9	0. 003 9	1 516. 200 0
住房财富（万元）	32 330	83. 132 8	144. 450 7	0. 000 1	1 255. 333 0
金融财富（万元）	32 331	8. 646 8	23. 499 3	0. 000 1	333. 077 8
ln（总财富）	32 331	12. 731 8	1. 551 8	3. 663 6	16. 534 3
ln（住房财富）	32 330	12. 538 2	1. 744 8	0	16. 345 5
ln（金融财富）	32 331	9. 345 0	2. 317 1	0	15. 018 7
父亲职业（管理人员、技术人员=1）	3 959	0. 477 9	0. 499 6	0	1
父亲受教育程度	12 257	3. 103 5	1. 346 0	1	9
父亲收入（万元）	3 967	4. 293 5	3. 924 6	0. 000 1	40. 000 0
ln（父亲收入）	3 967	10. 294 5	1. 043 4	0	12. 899 2
父代经济支持	32 284	0. 082 3	0. 274 8	0	1
户籍（非农业户口=1）	31 081	0. 320 2	0. 466 5	0	1
性别（男性=1）	32 329	0. 566 2	0. 495 6	0	1
年龄	32 331	41. 937 7	14. 069 8	18	65
婚姻状态（已婚=1）	32 319	0. 684 8	0. 464 6	0	1
拥有房产数量	32 328	1. 244 2	0. 502 3	0	3
房产继承	32 157	0. 065 3	0. 247 1	0	1
父亲政治面貌（中共党员=1）	11 355	0. 178 4	0. 382 9	0	1
父亲健康状况（不好=1）	12 274	0. 212 0	0. 408 7	0	1
住房改革	32 157	0. 089 7	0. 285 7	0	1
拆迁	32 325	0. 132 2	0. 338 7	0	1
出生地（东部地区=1）	12 269	0. 367 8	0. 482 2	0	1
人均 GDP 的自然对数	32 331	11. 064 9	0. 353 8	10. 455 9	11. 994 4
2014—2018 年住房价格平均增长率	32 331	8. 113 5	2. 355 9	3. 27	13. 26
金融可得性	32 331	4. 946 4	0. 543 8	3. 637 6	5. 638 4
受教育程度	32 312	3. 970 8	1. 808 7	1	9
金融素养（高=1）	32 066	0. 144 5	0. 351 6	0	1
职业性质	32 259	2. 001 2	0. 790 7	1	3

四、回归分析

表2、表3和表4分别是总财富、住房财富和金融财富的对数值作为因变量的基准回归结果。

因变量为总财富对数值的基准回归结果如表2所示。列(1)中主要用的环境变量是父亲职业、父亲受教育程度、父亲收入、父代经济支持、户籍、性别、年龄、婚姻状态、拥有房产数量、房产继承、出生地、人均GDP、住房价格增长率以及金融可得性,列(2)、列(3)和列(4)依次加入父亲政治面貌和父亲健康状况、住房改革和拆迁变量。结果显示,城镇户籍、获得父代经济支持、拥有房产数量较多、房产不是来自继承或赠与、所在地区经济发展水平较高、金融可得性较高、经历过拆迁的个体更有可能获得较多的家庭财富。父亲背景对于子代财富获取非常重要。父亲职业为管理人员和技术人员、父亲受教育程度较高、父亲收入较高的子代更容易获得较多的家庭财富。列(5)加入个体受教育程度、金融素养和职业性质三个努力变量,剥离努力因素后,考察了环境变量对子代财富的直接影响。可以发现,受教育程度较高、具有较高金融素养和职业性质的家庭财富更多。但性别、年龄、出生地、婚姻状态、父亲政治面貌、父亲健康状况、是否从住房改革中获利和住房价格增长率对子代家庭财富没有显著影响。综上,家庭财富机会不平等问题确实存在。

除了总财富,我们同样关注家庭财富结构。我们将财富分为住房财富和金融财富分别进行回归。住房财富变量作为因变量的回归结果如表3所示。由于住房财富占总财富的比例很高,住房财富的回归结果也与总财富类似:户籍、父亲职业、父亲受教育程度、父亲收入、父代经济支持、拥有房产数量、房产继承等家庭背景以及地区经济发展水平、金融可得性、是否拆迁等环境变量对家庭住房财富有显著影响。因变量为金融财富的基准回归结果如表4所示。同样可以发现,父亲职业、父亲受教育程度、父亲收入、父代经济支持和拥有房产数量等家庭背景以及地区经济发展水平等环境变量对家庭金融财富有显著影响。差别在于父亲政治面貌、父亲健康状况和住房改革变量对于家庭金融财富有显著影响,而在住房财富中不显著;此外,房产继承和金融可得性变量不再显著。同时,我们还发现,金融素养虽然对总财富、住房财富和金融财富都显著,但是从系数大小来看,金融财富可能更多地源自个人金融素养的提升。这个结论表明个人努力提高自身金融素养会更有利于其在金融市场上获得更多财富。另外,从加入努力的列(5)结果来看,户籍因素在总财富和住房财富回归中显著,但在金融财富回归中不显著。仔细考察金融素养这个变量,可以发现,金融素养对于金融财富的回归系数较大。加入金融素养变量后户籍变量系数减小了,意味着金融素养弱化了户籍因素对金融财富积累的影响。由此可见,金融素养作为个人努力因素加入回归后对金融财富积累产生了较大的影响,降低了部分环境因素对财富积累的影响。用财富水平值作为因变量进行稳健性分析,结果基本类似。

总体上看,父亲职业、父亲受教育程度、父亲收入、父代经济支持和拥有房产数量等家庭背景变量对总财富、住房财富和金融财富都有显著的正向影响。父亲职业为管理人员和技术人员,意味着他们的收入和就业较为稳定,能享受到各种福利甚至住房改革红利。父亲教育程度高,意味着他们的人力资本水平较高,有更高的金融素养和更好的理财意识,可能更好地帮助子女将财富早早配置于住房等收益较高的资产上。父亲收入较高,在掏空“六个钱包”买房的时代,更有能力通过赠与、借款等方式给子代购房、理财等投资行为提供经济支持。

户籍和地区经济发展水平等环境变量对家庭财富也有显著影响。这反映了财富积累的城乡和区域异质性。从户籍来看,由于我国城乡二元结构长期存在,城镇家庭和农村家庭资产配置差异较大(董丽霞,2023)。农村地区房产价值较低,很多农村居民金融知识有限,参与金融市场的

活跃度不高，金融资产首选储蓄存款和现金等风险较低的资产形式（卢亚娟和张菁晶，2018），因而城镇家庭在住房财富和金融财富上都占据较大优势。从区域来看，经济发展水平较高的地区居民收入水平更高、住房价格和房产价值相对更高、金融市场更发达，因而这些地区的家庭更容易获得住房财富和金融财富。

表 2 基准回归：ln（总财富）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父亲职业 (管理人员、技术人员=1)	0.149*** (0.035)	0.146*** (0.040)	0.145*** (0.040)	0.140*** (0.040)	0.129*** (0.041)
父亲受教育程度	0.118*** (0.017)	0.124*** (0.020)	0.124*** (0.020)	0.132*** (0.020)	0.109*** (0.022)
ln（父亲收入）	0.196*** (0.034)	0.182*** (0.033)	0.182*** (0.033)	0.184*** (0.032)	0.164*** (0.028)
父代经济支持	0.165** (0.064)	0.156** (0.065)	0.155** (0.064)	0.161** (0.064)	0.201*** (0.065)
户籍（城镇=1）	0.592*** (0.071)	0.590*** (0.074)	0.595*** (0.077)	0.533*** (0.080)	0.488*** (0.078)
性别（男性=1）	-0.019 (0.026)	-0.024 (0.029)	-0.024 (0.029)	-0.021 (0.030)	0.018 (0.032)
年龄	0.008 (0.005)	0.008* (0.005)	0.008* (0.005)	0.008 (0.005)	0.002 (0.006)
婚姻状态（已婚=1）	0.051 (0.055)	0.043 (0.059)	0.042 (0.058)	0.046 (0.059)	0.084 (0.065)
拥有房产数量	0.789*** (0.031)	0.800*** (0.035)	0.802*** (0.035)	0.775*** (0.036)	0.737*** (0.033)
房产继承	-0.366*** (0.113)	-0.417*** (0.113)	-0.419*** (0.111)	-0.376*** (0.111)	-0.370*** (0.105)
父亲政治面貌（中共党员=1）	—	-0.001 (0.053)	-0.001 (0.053)	0.017 (0.053)	0.010 (0.053)
父亲健康状况（不好=1）	—	-0.080 (0.051)	-0.080 (0.051)	-0.077 (0.048)	-0.049 (0.045)
住房改革	—	—	-0.037 (0.079)	0.008 (0.073)	0.006 (0.065)
拆迁	—	—	—	0.409*** (0.062)	0.391*** (0.062)
出生地（东部地区=1）	0.118 (0.108)	0.108 (0.110)	0.109 (0.111)	0.117 (0.115)	0.119 (0.115)
人均GDP的自然对数	0.961*** (0.177)	0.970*** (0.177)	0.967*** (0.177)	0.923*** (0.181)	0.907*** (0.175)
2014—2018年平均 住房价格增长率	-0.007 (0.013)	-0.007 (0.012)	-0.007 (0.012)	-0.002 (0.013)	-0.006 (0.012)
金融可得性	0.130** (0.055)	0.142** (0.056)	0.141** (0.056)	0.157*** (0.056)	0.154*** (0.056)
受教育程度	—	—	—	—	0.068*** (0.016)
金融素养（有素养=1）	—	—	—	—	0.188*** (0.047)
职业性质	—	—	—	—	0.102*** (0.018)
常数项	-2.241 (1.877)	-2.280 (1.873)	-2.246 (1.877)	-1.921 (1.907)	-1.817 (1.858)
观测值个数	3 711	3 476	3 476	3 475	3 437
R ²	0.439	0.438	0.438	0.449	0.461

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。括号内为省级层面聚类稳健标准误。下表同。

表 3 基准回归: ln(住房财富)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父亲职业 (管理人员、技术人员=1)	0.167*** (0.038)	0.172*** (0.044)	0.172*** (0.044)	0.166*** (0.044)	0.156*** (0.044)
父亲受教育程度	0.105*** (0.020)	0.112*** (0.024)	0.112*** (0.024)	0.120*** (0.024)	0.099*** (0.026)
ln(父亲收入)	0.178*** (0.034)	0.164*** (0.032)	0.164*** (0.032)	0.166*** (0.031)	0.147*** (0.027)
父代经济支持	0.153** (0.070)	0.145* (0.072)	0.144* (0.071)	0.150** (0.072)	0.194** (0.074)
户籍(城镇=1)	0.661*** (0.079)	0.665*** (0.082)	0.670*** (0.085)	0.602*** (0.088)	0.559*** (0.085)
性别(男性=1)	-0.022 (0.029)	-0.028 (0.031)	-0.029 (0.031)	-0.026 (0.032)	0.016 (0.034)
年龄	0.006 (0.006)	0.007 (0.006)	0.007 (0.006)	0.006 (0.006)	0.001 (0.007)
婚姻状态(已婚=1)	0.078 (0.060)	0.067 (0.063)	0.066 (0.063)	0.071 (0.064)	0.110 (0.067)
拥有房产数量	0.866*** (0.034)	0.881*** (0.038)	0.882*** (0.037)	0.852*** (0.039)	0.818*** (0.035)
房产继承	-0.396*** (0.113)	-0.449*** (0.116)	-0.451*** (0.115)	-0.404*** (0.115)	-0.397*** (0.110)
父亲政治面貌(中共党员=1)	—	-0.014 (0.063)	-0.014 (0.063)	0.005 (0.063)	-0.005 (0.063)
父亲健康状况(不好=1)	—	-0.047 (0.059)	-0.047 (0.059)	-0.043 (0.058)	-0.017 (0.058)
住房改革	—	—	-0.034 (0.082)	0.015 (0.075)	0.012 (0.069)
拆迁	—	—	—	0.451*** (0.068)	0.433*** (0.067)
出生地(东部地区=1)	0.146 (0.114)	0.140 (0.118)	0.140 (0.118)	0.150 (0.125)	0.152 (0.124)
人均GDP的自然对数	1.029*** (0.188)	1.036*** (0.188)	1.034*** (0.188)	0.985*** (0.193)	0.970*** (0.186)
2014—2018年平均 住房价格增长率	-0.007 (0.013)	-0.008 (0.013)	-0.008 (0.013)	-0.003 (0.014)	-0.006 (0.013)
金融可得性	0.135** (0.062)	0.147** (0.063)	0.146** (0.063)	0.163** (0.064)	0.161** (0.064)
受教育程度	—	—	—	—	0.073*** (0.019)
金融素养(有素养=1)	—	—	—	—	0.131** (0.051)
职业性质	—	—	—	—	0.093*** (0.023)
常数项	-3.086 (1.947)	-3.123 (1.936)	-3.093 (1.943)	-2.734 (1.998)	-2.680 (1.943)
观测值个数	3 711	3 476	3 476	3 475	3 437
R ²	0.392	0.391	0.391	0.402	0.411

表 4 基准回归: ln (金融财富)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父亲职业 (管理、技术人员=1)	0.314*** (0.080)	0.244*** (0.083)	0.247*** (0.084)	0.244*** (0.084)	0.213** (0.081)
父亲受教育程度	0.262*** (0.029)	0.255*** (0.034)	0.251*** (0.034)	0.254*** (0.033)	0.201*** (0.033)
ln (父亲收入)	0.299*** (0.056)	0.296*** (0.063)	0.297*** (0.063)	0.298*** (0.063)	0.269*** (0.057)
父代经济支持	0.462*** (0.142)	0.447*** (0.146)	0.452*** (0.148)	0.454*** (0.149)	0.489*** (0.144)
户籍 (城镇=1)	0.311** (0.120)	0.233* (0.116)	0.208* (0.122)	0.180 (0.129)	0.076 (0.127)
性别 (男性=1)	-0.036 (0.061)	-0.055 (0.065)	-0.052 (0.066)	-0.051 (0.066)	-0.006 (0.069)
年龄	0.011 (0.009)	0.009 (0.008)	0.008 (0.008)	0.008 (0.008)	-0.008 (0.009)
婚姻状态 (已婚=1)	-0.169 (0.100)	-0.166 (0.103)	-0.160 (0.103)	-0.158 (0.104)	-0.101 (0.114)
拥有房产数量	0.482*** (0.073)	0.455*** (0.078)	0.448*** (0.078)	0.436*** (0.080)	0.356*** (0.081)
房产继承	-0.293 (0.218)	-0.317 (0.216)	-0.308 (0.217)	-0.288 (0.218)	-0.272 (0.202)
父亲政治面貌 (中共党员=1)	—	0.186* (0.094)	0.185* (0.094)	0.192* (0.096)	0.203** (0.092)
父亲健康状况 (不好=1)	—	-0.512*** (0.140)	-0.511*** (0.139)	-0.509*** (0.139)	-0.471*** (0.138)
住房改革	—	—	0.179* (0.103)	0.200* (0.103)	0.200* (0.105)
拆迁	—	—	—	0.191 (0.118)	0.154 (0.122)
出生地 (东部地区=1)	-0.108 (0.214)	-0.119 (0.223)	-0.121 (0.226)	-0.117 (0.226)	-0.089 (0.206)
人均 GDP 的自然对数	0.839*** (0.300)	0.855*** (0.308)	0.869*** (0.311)	0.849** (0.312)	0.767** (0.285)
2014—2018 年平均 住房价格增长率	-0.008 (0.024)	-0.000 (0.024)	-0.001 (0.024)	0.001 (0.024)	0.002 (0.022)
金融可得性	0.146 (0.165)	0.157 (0.174)	0.163 (0.175)	0.170 (0.173)	0.150 (0.159)
受教育程度	—	—	—	—	0.094*** (0.029)
金融素养 (有素养=1)	—	—	—	—	0.714*** (0.094)
职业性质	—	—	—	—	0.237*** (0.040)
常数项	-5.304 (3.465)	-5.387 (3.617)	-5.548 (3.659)	-5.395 (3.658)	-4.459 (3.295)
观测值个数	3 711	3 476	3 476	3 475	3 437
R ²	0.187	0.192	0.193	0.194	0.216

房产继承不是积累财富的主要手段。继承了房产的子代可能没有积极性去市场上买房,影响其住房财富的增加。享受了住房改革红利的子代没有买房压力,可能会将更多资源用于金融投资,从而增加了金融财富。金融可得性高的地区,居民能更方便地获得贷款,更有资金为买房增加杠杆,从而增加了住房财富。拆迁通过房屋产权调换、房产安置补偿等改善了被拆迁家庭的住房财富。父亲健康状况不好,需要子代花时间照料或花费一定资金治疗疾病,这会间接减少子代工作时间,或直接减少其收入和金融财富。

住房价格增长率变量对财富的影响系数为负,符合直觉,影响不显著可能与其是省级变量有关,加入人均GDP后可能削弱了这个变量的显著性。另外,也可能是因为房价增长对于个人财富积累有正反两方面的影响,对于有房的家庭来说,房价升高会导致财富增加,但对无房家庭来说,房价升高反而可能会降低其财富水平。

五、测算和分解

本部分分别基于Roemer(1998)和Barry(2005)两个模型对财富机会不平等进行测算和分解。Roemer(1998)模型将努力视为受到环境因素影响,分析的是环境对结果的直接影响和间接影响之和,因而测算出的机会不平等指数值较高,我们将其测算结果称为机会不平等的上限。Barry(2005)模型剥离了努力因素,分析的是环境对结果的直接影响,测算出的机会不平等值较低,我们将其称为机会不平等的下限。

(一) 全国财富机会不平等的上限

回归结果显示,家庭财富机会不平等的事实确实存在。我们首先基于Roemer(1998)模型,在基准回归模型式(4)基础上,测算家庭财富机会不平等程度。不平等指数选用广义熵指数中的均值对数离差(Mean Logarithmic Deviation, MLD)指数,以便将总的财富不平等分解为努力引起的不平等与环境造成的不平等即机会不平等之和(Ferreira & Gignoux, 2011)。先计算反事实的财富 \tilde{Y} ,得到反事实财富的MLD指数,即财富机会不平等的绝对系数(IOA);再除以子代财富的MLD指数,即可算出财富机会不平等的相对系数(IOR)。结果如表5所示。可以看出,不论是绝对水平,还是相对水平,在剔除自身努力程度后,财富机会不平等都存在。其中,家庭总财富机会不平等的绝对系数为0.490,相对系数即环境造成的机会不平等占总的财富不平等的比例约为49.06%。住房财富机会不平等的绝对系数为0.555,相对系数约为50.80%。金融财富机会不平等的绝对系数为0.524,相对系数约为25.91%。

表5 2019年全国财富机会不平等的上限

机会不平等	总财富	住房财富	金融财富
绝对系数(IOA)	0.490	0.555	0.524
相对系数(IOR,%)	49.06%	50.80%	25.91%

(二) 全国财富机会不平等的下限

接着,本文基于Barry(2005)模型,在基准回归模型式(5)基础上,控制努力因素影响,通过衡量环境对财富的直接影响测算财富机会不平等程度。结果如表6所示。结论依然表明家庭财富机会不平等存在。家庭总财富机会不平等的绝对系数为0.421,相对系数约为42.17%。住房财富机会不平等的绝对系数为0.486,相对系数约为44.52%。金融财富机会不平等的绝对系数为0.381,相对系数约为18.83%。值得注意的是,相比表5的结果,表6根据Barry(2005)

模型计算出的机会不平等指数，无论是绝对系数还是相对系数都降低了。这样的结果也在意料之中。

表 6 2019 年全国财富机会不平等的下限

机会不平等	总财富	住房财富	金融财富
绝对系数 (IOA)	0.421	0.486	0.381
相对系数 (IOR, %)	42.17%	44.52%	18.83%

综合两个模型，从相对系数看，住房财富机会不平等程度最高，金融财富机会不平等程度最低，总财富机会不平等程度居中。这个结果也是比较合理的，暗示住房财富机会不平等在总财富机会不平等形成中发挥了更大作用。这可能是由于购买住房需要跨越的门槛要远大于金融投资，比如户籍限制、收入限制等，从而导致住房财富机会不平等水平远高于金融财富机会不平等水平。例如，由于各地出台买房限购政策，购房资质和购房能力同时具备的家庭才可以购置房产。与户籍等相关的购房资质以及与收入、财产相关的购房能力都与家庭背景因素直接相关，这一门槛较难跨越。相比之下，个体可以通过提升受教育水平、职业性质和金融素养而增加金融财富，家庭背景造成的阻碍较小。因此，住房财富机会不平等程度较高，而金融财富机会不平等程度较低。由于总财富中住房财富占比较大，因此总财富机会不平等程度与住房财富机会不平等程度非常接近，也比较高。

(三) 财富机会不平等的城乡异质性

前文结果显示，对于全国样本来说，户籍会显著影响总财富、住房财富和金融财富的水平以及机会不平等。这个分析反映了城乡之间的财富机会不平等。城乡内部的财富机会不平等是什么状况？是否存在异质性？在本部分，我们将样本分为城镇样本和农村样本，基于 Roemer (1998) 和 Barry (2005) 两个模型，分别测算城镇内部和农村内部总财富、住房财富和金融财富的机会不平等程度。结果见表 7。

表 7 2019 年居民财富机会不平等的城乡异质性

项目		Roemer (1998) 模型		Barry (2005) 模型	
		绝对系数 (IOA)	相对系数 (IOR, %)	绝对系数 (IOA)	相对系数 (IOR, %)
城镇	总财富	0.400	57.58	0.373	53.73
	住房财富	0.433	58.68	0.411	55.75
	金融财富	0.498	27.47	0.414	22.82
农村	总财富	0.322	34.99	0.270	29.33
	住房财富	0.386	37.10	0.329	31.64
	金融财富	0.289	15.03	0.208	10.85

从表 7 可以发现，不论是绝对水平，还是相对水平，结果都表明财富机会不平等存在。Barry (2005) 模型测算出的结果依然低于 Roemer (1998) 模型。从相对系数看，无论城乡户籍，两个模型估计结果都显示，住房财富机会不平等程度最高、总财富机会不平等程度居中、金融财富机会不平等程度最低。这是与全国样本结果相同的地方。

不同的地方在于，无论是农村户籍人群内部的机会不平等，还是城镇户籍人群内部的机会不

平等，都显著低于全国样本测算出的机会不平等。这证明了城乡居民间存在财富机会不平等。表7显示，财富机会不平等存在非常明显的城乡异质性。农村户籍人群内部的财富机会不平等水平要低于城镇户籍人群。用两个模型、两种系数得出的结果均有此结论。从Roemer(1998)模型结果来看，农村户籍群体内部总财富绝对机会不平等系数比城镇户籍群体低19.50%，住房财富绝对机会不平等系数比城镇户籍群体低10.85%，而金融财富绝对机会不平等系数比城镇户籍群体低41.97%。从Barry(2005)模型结果来看，农村户籍群体内部总财富、住房财富和金融财富绝对机会不平等系数比城镇户籍群体分别低27.61%、19.95%和49.76%。从两个模型结果来看，城镇户籍人群内部总财富和住房财富机会不平等占结果不平等的比例超过1/2，金融财富机会不平等则约占结果不平等的1/4。农村户籍人群内部总财富和住房财富机会不平等约占结果不平等的1/3，金融财富机会不平等则约占结果不平等的1/10。这说明，城镇户籍群体内部的财富机会更不平等，并且其内部住房财富机会不平等尤甚。这个结果可能与城乡二元土地制度有关。农用土地和农村宅基地不能自由买卖、抵押，但城市住房则可以自由出租、买卖、抵押；土地增值收益在城乡间分享不均，城市政府通过招拍挂出让土地，获得土地出让金，但给农村的土地补偿费很少(费舒澜，2017)。随着城市住房价格增长，城市居民财富大幅增加。在城市购房的能力、资质等与家庭背景、地区经济发展水平等环境因素直接相关，因而不同环境的城市居民在获取住房财富的机会上存在较大的不公平。

(四) 财富机会不平等的分解

接下来，我们基于夏普里分解方法分解各类环境因素对总财富、住房财富和金融财富机会不平等的贡献度(见表8)。运用夏普里值基于回归方程对不平等指标进行分解，不仅可以分解出不平等主要由哪些因素决定，还可以量化这些因素对不平等的贡献度。夏普里分解方法有其独特的优势，一是分解结果没有残差，分配给每个解释变量的影响之和等于被分解变量观察到的变化；二是分解方法适用范围较为宽泛，适用于任何模型、任何函数形式、任何不平等指标的分解，在分解时可以使用任意数量与类型的因素和交互作用项甚至代理变量(Shorrocks, 2013; 董丽霞, 2018; 万广华, 2008)。

从表8可以发现，父亲受教育程度、父亲收入、拥有房产数量和人均GDP是影响总财富、住房财富和金融财富机会不平等较为重要的环境变量。除了这四个变量，户籍变量对总财富和住房财富也很重要。从总财富的结果来看，拥有房产数量的贡献度最高，为27.74%，人均GDP次之，贡献度为19.56%。户籍、父亲受教育程度和父亲收入的贡献度依次为14.63%、13.42%和11.45%。住房财富的结果类似，拥有房产数量的贡献度最高，为29.41%，人均GDP贡献度为20.39%，户籍的贡献度为15.19%，而父亲受教育程度的贡献度较低，为11.87%，父亲收入的贡献度为9.60%。从金融财富的结果来看，除了前述4个变量，父亲职业对于金融财富比较重要。父亲受教育程度、父亲收入、拥有房产数量、人均GDP和父亲职业对金融财富机会不平等的贡献率依次为28.58%、21.46%、10.78%、10.50%和8.54%。

分解结果表明，父亲受教育程度、父亲收入、拥有房产数量和人均GDP对于财富机会不平等影响较大。由于房产配置在总财富中占比较高，住房财富机会不平等和总财富机会不平等的重要环境因素排序一致，从大到小依次为拥有房产数量、人均GDP、户籍、父亲受教育程度和父亲收入。拥有房产数量直接影响住房财富和总财富。地区经济发展水平则会通过推动房价攀升和房产增值而增加住房财富和总财富。家庭背景变量关系到购房意愿、购房资质以及购房能力，从而影响住房财富和总财富。

影响金融财富机会不平等的重要环境因素排序，从大到小依次为父亲受教育程度、父亲收入、拥有房产数量、人均GDP和父亲职业。父亲受教育程度对金融财富机会不平等影响最大，

这可能是由于父亲受教育程度会影响子女的金融素养，从而影响其金融财富积累。父亲收入则可能通过转移性收入增加子代金融财富。拥有的房产数量则会通过租金收入等直接增加子代金融财富。地区经济发展水平和父亲职业通过引导子代将资金配置于收益较高的金融产品而增加其金融财富。

表 8 2019 年居民财富机会不平等的影响因素 (%)

项目	总财富	住房财富	金融财富
父亲职业	4.65	4.70	8.54
父亲受教育程度	13.42	11.87	28.58
父亲收入	11.45	9.60	21.46
父代经济支持	1.14	1.02	3.86
户籍	14.63	15.19	—
拥有房产数量	27.74	29.41	10.78
房产继承	1.02	0.99	—
拆迁	5.07	5.51	—
人均 GDP	19.56	20.39	10.50
金融可得性	0.63	0.61	—
父亲政治面貌	—	—	4.89
父亲健康状况	—	—	5.96
住房改革	—	—	2.27

六、基于分位回归的测算和分解

到目前为止，我们估计的主要是子代财富的反事实分布均值。既有机会不平等的相关文献只关注到结果变量为均值的机会不平等，忽略了环境因素引致的结果变量分布差距这一更为重要的事实（万相昱等，2024）。但不同财富分布人群的财富机会不平等程度有其差异性，值得进一步探究。因此，本部分将财富均值的机会不平等扩展到财富分布的机会不平等，更全面细致地测算财富机会不平等。由于住房财富和金融财富是家庭总财富的主要构成部分，为了更细致地分析财富分布的机会不平等，本部分对住房财富分布和金融财富分布分别进行分析。

（一）分位回归结果

表 8 夏普里分解结果显示，父亲受教育程度、父亲收入、拥有房产数量和人均 GDP 变量是影响住房财富和金融财富机会不平等的 4 大重要环境因素。进一步地，我们想知道这些变量的影响是否随子代财富的分布而发生变化。这种环境影响的异质性可以通过 Koenker & Bassett Jr (1978) 提出的分位回归 (quantile regression) 方法来进行估计。分位回归估计财富不同分位上各影响因素对子代财富的影响。如果分位回归估计结果在各财富分位上相对一致，说明这些因素对子代财富的影响在不同财富群体之间不存在显著的异质性；如果各财富分位上的分位回归估计结果显著不同，则说明这些影响因素对于子代财富的影响在不同财富群体之间存在显著异质性。

图 1 显示的是重要变量对子代住房财富影响的分位回归结果。从整体趋势看，这些变量对不同分位子代住房财富的影响呈下降趋势。随着财富水平由低到高，这 4 个环境变量对子代住房财

富的影响逐步降低。财富最低的人群，这些变量对其影响最大；而财富最高的人群，这些变量对其影响较小。这说明财富最低的人群对这些变量的不公平最为敏感，提升低财富家庭的家庭背景和所在地区经济发展水平会显著提升这部分人群的财富水平，从而降低财富差距和财富机会不平等。

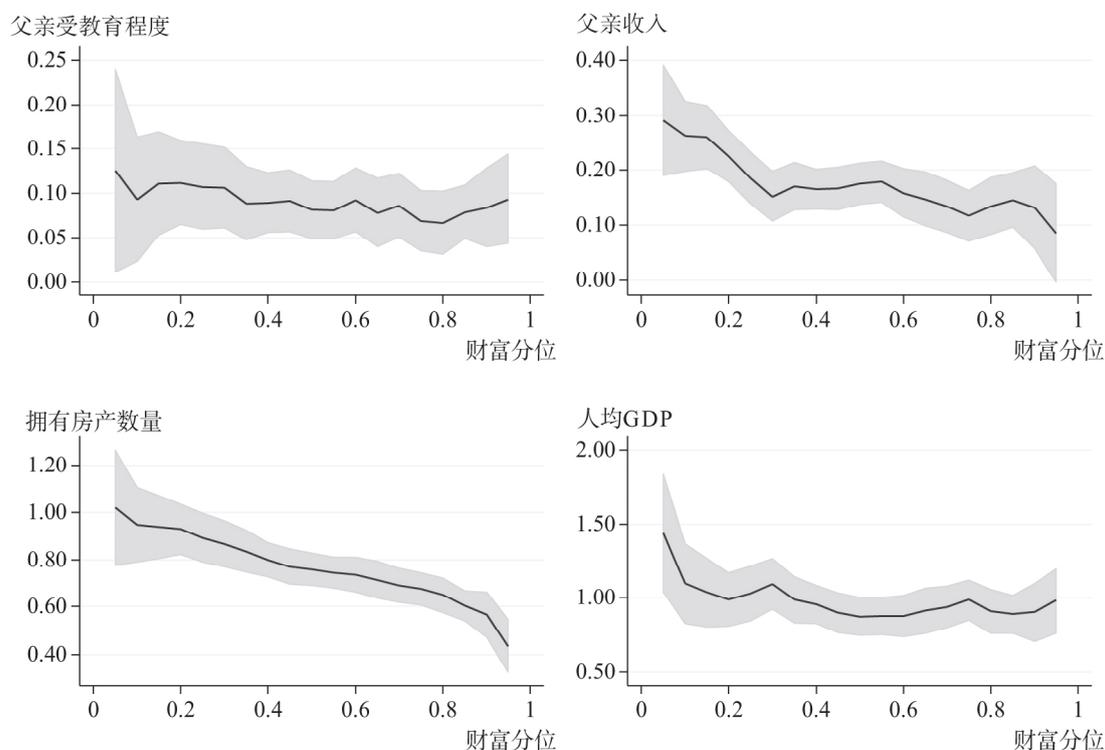


图1 重要变量对子代住房财富影响的分位回归结果

说明：纵轴为相应变量分位回归系数值，阴影部分为置信区间。下图同。

图2显示的是重要变量对子代金融财富影响的分位回归结果。从整体趋势看，这几个变量对不同分位子代金融财富的影响大致呈倒U形。金融财富因为受到金融市场波动和投资行为影响，有一定随机性，但我们依然可以看出中等财富群体受到这些变量的影响较大。这说明，对于中等财富群体来说，提升他们的家庭背景和所在地区经济发展水平会显著提升这部分人群的金融财富水平。

(二) 基于分位回归的财富机会不平等测算

在分位回归基础上，我们基于 Roemer (1998) 模型，分别对住房财富和金融财富不同分位组人群的财富机会不平等程度进行测算。住房财富机会不平等的结果如表9的 Panel A 所示。可以看出，随着财富增加，住房财富机会不平等呈U形形态。低财富组的财富机会不平等程度较高，绝对系数为0.060，相对系数为12.04%；中低财富组的财富机会不平等程度最低，绝对系数为0.001，相对系数为2.37%；中等分位组和中高分位组的财富机会不平等略微增加，相对系数分别为4.89%和7.10%；高财富组的财富机会不平等程度最高，绝对系数为0.051，相对系数则为25.34%。

金融财富机会不平等的结果如表9的 Panel B 所示。可以看出，随着财富增加，金融财富机会不平等也呈现U形形态。低财富组的财富机会不平等程度相对较高，绝对系数为0.024，相对系数为6.42%；中等财富组的财富机会不平等程度最低，绝对系数为0.001，相对系数为

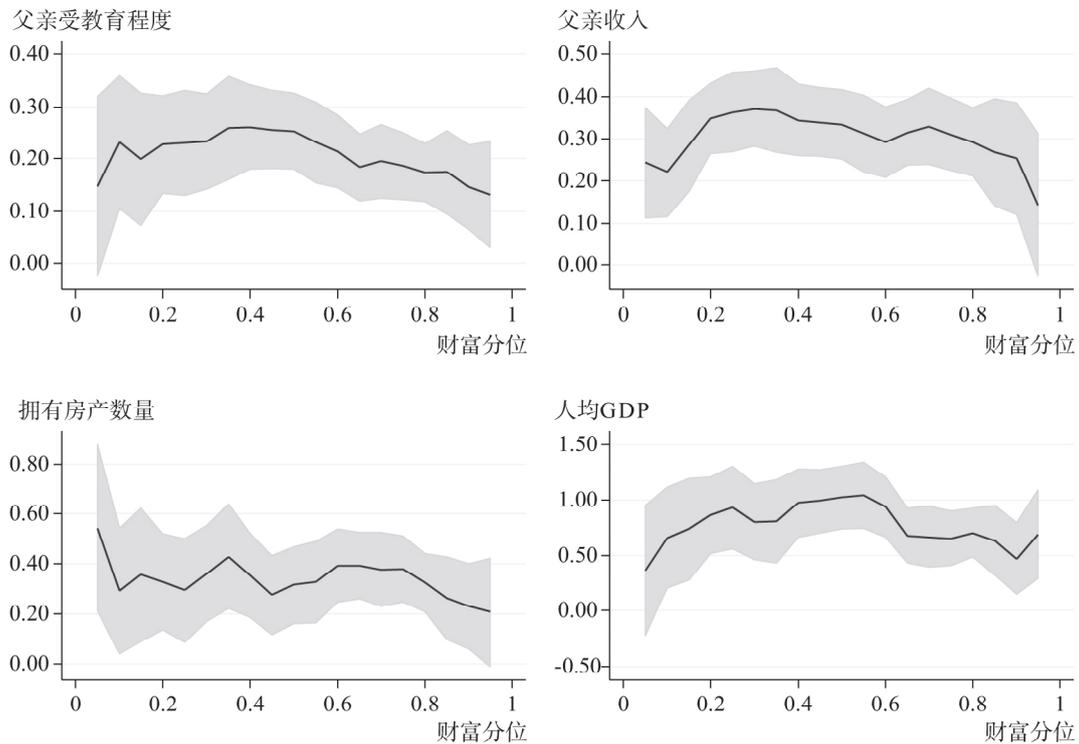


图2 重要变量对子代金融财富影响的分位回归结果

1.55%；高财富组的财富机会不平等程度最高，绝对系数为0.041，相对系数则为10.82%。

表9 基于分位回归的居民财富机会不平等

项目	低分位组	中低分位组	中等分位组	中高分位组	高分位组
Panel A: 住房财富机会不平等					
绝对系数 (IOA)	0.060	0.001	0.001	0.002	0.051
相对系数 (IOR, %)	12.04	2.37	4.89	7.10	25.34
Panel B: 金融财富机会不平等					
绝对系数 (IOA)	0.024	0.004	0.001	0.002	0.041
相对系数 (IOR, %)	6.42	3.98	1.55	3.59	10.82

从表9可以发现，住房财富各分位组的财富机会不平等程度普遍高于金融财富；随着财富增加，住房财富和金融财富机会不平等随财富分位组由低到高呈现不对称的U形形态，低财富组的财富机会不平等程度较高，高财富组的财富机会不平等程度最高。这印证了不平等研究中的两极分化现象。有很多学者专门针对收入和财富分布的极化现象进行过研究。如，罗楚亮（2018）研究了收入分布的两极分化，发现在两极分化的情形下，收入分布的中间人群有分别向分布的高端和低端集聚的倾向。万海远和陈基平（2023）研究表明，2013年后居民收入极化出现下降趋势，高低收入分位的极化水平都显著下降。城镇化和高等教育扩张等禀赋因素降低了下层极化，而教育和就业等市场回报率下降减弱了上层极化。王晶等（2024）研究了我国家庭财富极化的变动趋势，发现2010—2018年财富极化存在扩大趋势，2018年以后极化现象明显减弱。他们根据

成因分解发现, 家庭收入提高、农村人口减少以及教育程度提高都减缓了财富向下极化的趋势, 财富的城乡差距和教育回报则抑制了向上极化。因此, 根据表9的U形结果, 我们推测, 财富机会不平等可能也存在两极分化现象。

与表5全样本的结果比较可以发现, 住房财富机会不平等程度最高的高财富组的相对系数25.34%低于全样本的住房财富机会不平等相对系数50.80%, 金融财富机会不平等程度最高的高财富组的相对系数10.82%低于全样本的金融财富机会不平等相对系数25.91%。这说明, 高财富组、低财富组之间的组间财富机会不平等对总体财富机会不平等的影响也非常大。

七、结论

本文基于机会公平理论框架, 研究我国的财富机会公平问题。首先, 本文将影响财富结果的变量分为环境和努力两类, 基于回归方法分析环境和努力因素对总财富、住房财富和金融财富的影响。其次, 本文在此基础上利用Roemer (1998) 和Barry (2005) 两种框架, 分别在分析环境对结果的全部影响和剥离了努力之后环境对结果的直接影响基础上, 测算出我国财富机会不平等的上下限。再次, 本文利用夏普里分解方法分析了环境因素对财富机会不平等的贡献度, 并考察了财富机会不平等的城乡异质性。最后, 本文将财富均值的机会不平等扩展到财富分布的机会不平等并进行了相应分析。

本文研究发现: 第一, 家庭背景、个体特征、宏观经济特征等环境变量以及个体受教育程度、职业性质和金融素养等努力变量对子代财富都有显著影响。这说明财富机会不公平的事实确实存在。第二, 利用Roemer (1998) 方法测算出家庭总财富机会不平等的绝对系数为0.490, 相对系数约为49.06%; 住房财富机会不平等的绝对系数为0.555, 相对系数约为50.80%; 金融财富机会不平等的绝对系数为0.524, 相对系数约为25.91%。基于Barry (2005) 方法, 控制努力因素影响后, 测算得出家庭总财富机会不平等的绝对系数为0.421, 相对系数约为42.17%; 住房财富机会不平等的绝对系数为0.486, 相对系数约为44.52%; 金融财富机会不平等的绝对系数为0.381, 相对系数约为18.83%。从相对系数看, 住房财富机会不平等程度最高, 金融财富机会不平等程度最低, 总财富机会不平等程度居中。第三, 父亲受教育程度、父亲收入、拥有房产数量和人均GDP是造成总财富、住房财富和金融财富机会不平等较为重要的环境变量。第四, 财富机会不平等存在明显的城乡异质性, 城镇户籍群体内部的财富机会更不平等。第五, 住房财富各分位组的财富机会不平等程度普遍高于金融财富; 随着财富增加, 住房财富和金融财富机会不平等随财富分位组由低到高呈现不对称的U形形态, 中等财富组的财富机会不平等程度较低, 最低和最高财富组的财富机会不平等程度较高。这意味着财富机会不平等可能存在两极分化现象。低住房财富人群和中等金融财富人群对家庭背景和地区经济发展水平等环境变量的不公平最为敏感。

本文的研究表明, 在推进中国式现代化、实现共同富裕过程中, 需要完善促进财富机会公平的制度机制。一方面, 需要针对不同财富分位群体采取有差异的干预措施。促进家庭财富机会公平, 既要瞄准低财富群体和中等财富群体, 重点补偿家庭背景和地区经济发展差异引起的财富机会不平等。也要规范高财富群体。同时, 鼓励个人特别是低金融财富人群提高金融素养, 提升努力因素对财富结果的影响。另一方面, 需要采取措施缩小不同财富组的组间财富机会差距。多措并举, 降低环境因素的相对影响, 促进人们财富增加, 逐步缩小财富机会不平等。具体地, 本文的分析提出以下四个政策调整方向:

第一, 由于收入是影响财富积累的重要机制, 本文分析表明父代收入对财富机会不平等影响

较大，因而需要加大税收、社会保障和转移支付等再分配政策的调节力度。在税收方面，优化税收结构。例如，通过财产税如房产税和遗产税，加大对存量财富和增量财富的调节力度，有效调节财富分配；调整个人所得税的累进机制，缩小收入差距，提高中产阶级整体可支配收入水平。在社会保障方面，尽快整合和完善当前的社会保障制度，逐步缩小地区间、城乡间、职工、居民与机关事业单位等不同人群间筹资和待遇等方面的差距。在转移支付方面，调整转移支付结构，针对家庭背景弱势、农业户口、收入和财富水平较低的人群增加转移支付，提高低收入家庭的可支配收入，增加其财富积累能力。

第二，家庭教育背景和职业背景容易造成阶层固化，是形成财富机会不平等的重要因素。应增加社会性公共财政支出，促进教育、医疗和保障性住房等公共服务均等化，从而缓解家庭背景差异形成的阶层固化，提高社会流动性。一方面要促进公共财政投入的均等化。明晰各级政府的公共服务事权和支出责任，提升社会性支出和公共事务的统筹级别，消除城乡、县区、大中小城市之间公共资源分配差异，为促进社会流动、缓解阶层固化提供社会条件。另一方面，由于公共服务均等化的核心在于人民群众不因性别、年龄、户籍、民族的不同而受到不同的待遇（陈斌开等，2023），因此要消除不同群体身份差异产生的公共服务不均等，使所有群体都有均等机会享有教育、医疗和保障性住房等公共服务。

第三，户籍是影响财富机会不平等的重要机制，因此应提高城镇化发展质量，推进城乡融合。城乡二元体制和工业、城市优先发展战略促使要素从乡村流向城市，扩大了城乡差距。城乡二元户籍制度以及伴随的社会保障制度阻碍了人口在城乡的自由配置（刘守英和龙婷玉，2022）。因此，首先，要实现城乡要素市场一体化，依托乡村振兴战略鼓励资本、人才、技术等生产要素向农村和农业领域配置，促进农业转型升级，加快农村土地制度改革，推动农业人口从生产率较低的农业部门自由转移到生产率较高的非农部门，提高农业生产率，促进农民增收致富，保障农村户籍人口财富积累通道的畅通。其次，应深化户籍制度改革，在区县层面上给予农业户籍和非农业户籍人口平等享有教育、医疗和社会保障等各项公共服务的权利。最后，积极推进以县为载体的新型城镇化战略，借助数字经济发展和数字普惠金融手段鼓励农村富余劳动力就近就业，增加非农就业收入，提高农村人口的财富积累水平。

第四，区域经济发展也是造成财富机会不平等的重要因素，因而需要采取相应公共政策推进区域协调发展，降低区域经济发展的不平衡。一方面，应加强对落后地区公共基础设施建设的投入和财政转移支付，为地区发展提供更好的基础条件。另一方面，应加强产业在区域间的转移和协作，鼓励中西部地区利用本地丰富的自然资源、低成本劳动力等禀赋承接东部地区的产业，吸引更多劳动力在本地就业，提高本地居民收入水平，降低因就业机会而导致的财富不平等。

在政策干预中，应该根据财力预算约束，按照优先满足财富机会不平等的下限值再满足上限值的思路，从源头上破除各类环境因素造成的机会壁垒，促进财富机会公平。同时需要考虑不同财富分位组对不同影响因素的敏感程度，采取有差别的针对性调整措施。对低住房财富分位组和中等金融财富分位组而言，应重点补偿因家庭背景以及地区经济发展等因素造成的不利影响。此外，考虑到金融素养对于个人财富积累的重要作用，应普及金融知识、鼓励个体通过提升自身受教育水平、增加金融知识而提高金融素养，提升个体努力因素对财富结果的影响，降低环境因素影响，缩小财富机会不平等。

参考文献

- 陈斌开、亢延锬、侯嘉奕, 2023:《公共服务均等化、教育公平与共同富裕》,《经济学(季刊)》第6期。
- 陈彦斌, 2008:《中国城乡财富分布的比较分析》,《金融研究》第12期。
- 董丽霞, 2018:《中国的收入机会不平等——基于2013年中国家庭收入调查数据的研究》,《劳动经济研究》第1期。
- 董丽霞, 2022:《数字普惠金融与中国农村家庭财富差距》,《技术经济》第12期。
- 董丽霞, 2023:《中国家庭财富不平等状况、形成机制及对策》,《当代经济研究》第4期。
- 杜两省、程博文, 2020:《金融摩擦、收入风险与财富不平等》,《金融研究》第7期。
- 费舒澜, 2017:《禀赋差异还是分配不公?——基于财产及财产性收入城乡差距的分布分解》,《农业经济问题》第5期。
- 甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双, 2013:《中国家庭资产状况及住房需求分析》,《金融研究》第4期。
- 何晓斌、夏凡, 2012:《中国体制转型与城镇居民家庭财富分配差距——一个资产转换的视角》,《经济研究》第2期。
- 李凤、罗建东、路晓蒙、邓博夫、甘犁, 2016:《中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素》,《管理世界》第2期。
- 李实、沈扬扬, 2022:《中国农村居民收入分配中的机会不平等:2013—2018年》,《农业经济问题》第1期。
- 李实、魏众、丁赛, 2005:《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》,《经济研究》第6期。
- 李实、魏众、古斯塔夫森, 2000:《中国城镇居民的财产分配》,《经济研究》第3期。
- 李实、詹鹏、陶彦君, 2023:《财富积累与共同富裕:中国居民财产积累机制(2002—2018)》,《社会学研究》第4期。
- 李莹、吕光明, 2019:《中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究》,《中国工业经济》第9期。
- 梁运文、霍震、刘凯, 2010:《中国城乡居民财产分布的实证研究》,《经济研究》第10期。
- 刘林、李猛, 2021:《中国流动人口收入不平等中的机会不平等测度——基于事前估计视角》,《劳动经济研究》第1期。
- 刘守英、龙婷玉, 2022:《城乡融合理论:阶段、特征与启示》,《经济学动态》第3期。
- 卢亚娟、张菁晶, 2018:《农村家庭金融资产选择行为的影响因素研究——基于CHFS微观数据的分析》,《管理世界》第5期。
- 罗楚亮, 2018:《我国居民收入分布与财产分布的极化》,《统计研究》第11期。
- 罗楚亮、陈国强, 2021:《富豪榜与居民财产不平等估算修正》,《经济学(季刊)》第1期。
- 罗明忠, 2022:《共同富裕:理论脉络、主要难题及现实路径》,《求索》第1期。
- 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文, 2018:《中国收入分配中的机会不平等》,《管理世界》第3期。
- 孙三百、张青萍、李冉, 2023:《中国财富机会不平等的测度与源泉识别——兼论共同富裕的路径选择》,《金融研究》第11期。
- 万广华, 2008:《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》第1期。
- 万海远、陈基平, 2023:《收入分配极化的最新变动与成因》,《统计研究》第2期。
- 万相昱、张晨、唐亮, 2024:《中国居民收入机会不平等再测算——来自机器学习的新发现》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 王晶、董日宇、高艳云, 2024:《中国家庭财富分布的极化特征——基于相对分布法的测度与分析》,《人口与经济》第4期。
- 吴开泽, 2017:《房改进程、生命历程与城市住房产权获得(1980—2010年)》,《社会学研究》第5期。
- 吴卫星、邵旭方、陶利斌, 2016:《家庭财富不平等会自我放大吗?——基于家庭财务杠杆的分析》,《管理世界》第9期。
- 张琛、张郁杨、马彪、郭军, 2023:《机会不平等如何影响农民工工资性收入不平等?》,《财政研究》第8期。

- 周天芸、陈铭翔, 2021:《数字渗透、金融普惠与家庭财富增长》,《财经研究》第7期。
- Anyders, B., M. Jäntti, and J. Roemer, 2012, “Equality of Opportunity and the Distribution of Long-run Income in Sweden”, *Social Choice and Welfare*, 39 (2): 675 – 696.
- Barry, B., 2005, *Why Social Justice Matters*, Cambridge: Polity Press.
- Brunori, P., P. Hufe, and D. Mahler, 2023, “The Roots of Inequality: Estimating Inequality of Opportunity from Regression Trees and Forests”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 125 (4): 900 – 932.
- Brunori, P., and G. Neidhöfer, 2021, “The Evolution of Inequality of Opportunity in Germany: A Machine Learning Approach”, *Review of Income and Wealth*, 67 (4): 900 – 927.
- Daniel, G., V. Hilbert, and J. König, 2023, “Inequality of Opportunity in Wealth: Levels, Trends, and Drivers”, IZA Discussion Paper No. 16488.
- Ferreira, F., and J. Gignoux, 2011, “The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America”, *Review of Income and Wealth*, 57 (4): 622 – 657.
- Jusot, F., S. Tubeuf, and A. Trannoy, 2013, “Circumstances and Efforts: How Important is Their Correlation for the Measurement of Inequality of Opportunity in Health?”, *Health Economics*, 22 (12): 1470 – 1495.
- Koenker, R., and G. Bassett Jr, 1978, “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46 (1): 33 – 50.
- Li, S., and H. Wan, 2015, “Evolution of Wealth Inequality in China”, *China Economic Journal*, 8 (3): 264 – 287.
- Michaud, P. C., and A. Soest, 2008, “Health and Wealth of Elderly Couples: Causality Tests Using Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Health Economics*, 27 (5): 1312 – 1325.
- Pablo, M., A. Helsø, and V. Bryant, 2020, “Inequality of Opportunity for Income in Denmark and the United States: A Comparison Based on Administrative Data”, NBER Working Paper No. 27835.
- Palomino, J., G. Marrero, B. Nolan, and J. Rodríguez, 2022, “Wealth Inequality, Intergenerational Transfers, and Family Background”, *Oxford Economic Papers*, 74 (3): 643 – 670.
- Palomino, J., G. Marrero, and J. Rodríguez, 2019, “Channels of Inequality of Opportunity: The Role of Education and Occupation in Europe”, *Social Indicators Research*, 143 (3): 1045 – 1074.
- Pfeffer, F. T., and A. Killewald, 2018, “Generations of Advantage. Multigenerational Correlations in Family Wealth”, *Social Forces*, 96 (4): 1411 – 1442.
- Piketty, T., L. Yang, and G. Zucman, 2019, “Capital Accumulation, Private Property, and Rising Inequality in China, 1978 – 2015”, *American Economic Review*, 109 (7): 2469 – 2496.
- Roemer, J., 1998, *Equality of Opportunity*, Cambridge: Harvard University Press.
- Saez, E., and G. Zucman, 2016, “Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data”, *Quarterly Journal of Economics*, 131 (2): 519 – 578.
- Shorrocks, A., 2013, “Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value”, *Journal of Economic Inequality*, 11 (1): 99 – 126.
- Wan, G., W. Chen, and W. Yu, 2021, “What Drove Housing Wealth Inequality in China?”, *China and World Economy*, 29 (1): 32 – 60.
- Xie, Y., and Y. Jin, 2015, “Household Wealth in China”, *Chinese Sociological Review*, 47 (3): 203 – 229.

(责任编辑:张雨潇)

Equality of Opportunity in Wealth and Common Prosperity: Measurement and Decomposition of the Inequality of Opportunity

DONG Lixia

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: This paper studies inequality of opportunity in wealth in China using data from the China Household Finance Survey (CHFS). The variables influencing wealth outcomes are divided into two categories: environmental factors and effort factors. Using regression methods, the article analyzes the impact of environmental factors and effort factors on total wealth, housing wealth, and financial wealth. We measure inequality of opportunity in total wealth, housing wealth and financial wealth in China and apply the Shapley decomposition method to decompose the relative contribution of various factors affecting inequality of opportunity in wealth.

Our substantial findings are as follows: According to Roemer (1998), absolute inequality of opportunity (IOP) in total wealth is 0.490, relative IOP in total wealth is 49.06%; absolute IOP in housing wealth is 0.555, relative IOP in housing wealth is 50.80%; absolute IOP in financial wealth is 0.524, relative IOP in financial wealth is 25.91%. According to Barry (2005), absolute IOP in total wealth is 0.421, relative IOP in total wealth is 42.17%; absolute IOP in housing wealth is 0.486, relative IOP in housing wealth is 44.52%; absolute IOP in financial wealth is 0.381, relative IOP in financial wealth is 18.83%.

According to the Shapley decomposition results, father's education level, father's income, number of properties owned and GDP per capita are significant environmental variables contributing to inequality of opportunity in total wealth, housing wealth and financial wealth.

During different quantiles, inequalities of opportunity in housing wealth and financial wealth are all asymmetrical U shape. Inequality of opportunity in wealth is more serious for the lower bounds of wealth distribution, even worse for the upper bounds. The lower bounds of housing wealth and the middle parts of financial wealth are more sensitive to the effects of family backgrounds and GDP per capita.

Compared to existing literature, the main contributions of this paper are as follows: First, this paper uses 2019 CHFS data to study the new situation of the inequality of opportunities in wealth in China, applies the Roemer (1998) and Barry (2005) model to measure the upper and lower bounds of the inequality of opportunities in wealth in China. Second, this paper studies the wealth composition, i.e. the inequality of opportunities in total wealth, housing wealth and financial wealth, and identifies the sources of inequality of opportunities in wealth. Third, this paper discusses the heterogeneity of the inequality of opportunities in wealth, not only the urban-rural heterogeneity, but also the heterogeneity between different bounds of wealth distribution.

The study suggests that the government should eliminate opportunity barriers caused by various environmental factors, promoting fairness in wealth opportunities. In the process of achieving common prosperity with a focus on equality of opportunity, targeted interventions should be implemented for different wealth groups.

Key words: wealth distribution; inequality of opportunity; Shapley decomposition; common prosperity