

收入分配与共同富裕

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

王晶¹, 董日宇¹, 高艳云²

(1. 太原师范学院 经济与管理学院, 山西 晋中 030619;

2. 山西财经大学 统计学院, 山西 太原 030006)

摘要: 基于 CFPS 2010—2020 年的调查数据, 借助相对分布法分析我国家庭财富极化的变动趋势, 并借助分位数回归和 Oaxaca-Blinder 分解分析了财富分布结构变化的内在成因。结果表明, 考察期内我国家庭财富极化存在扩大的趋势, 且财富的极化主要是从中等水平转向下尾部, 存在严重的下层极化。分阶段的分析发现, 财富的极化以 2010—2018 年为主, 2018 年以后财富分布的极化现象明显减弱。根据财富极化微观成因的分解发现, 低财富群体禀赋结构的改善能够有效抑制下层极化, 而上层极化的缓解主要来源于系数效应的作用。2018 年以来, 家庭收入的提高、农村人口减少以及人口受教育水平的普遍提高都减弱了财富向下极化的趋势, 财富的城乡差距和教育回报抑制了财富的向上极化。从城乡内部的分解发现, 教育回报对财富极化的作用在农村家庭并不显著, 健康水平则是影响农村财富极化的重要因素。研究的政策启示在于财富调整政策应该关注到中产家庭的脆弱性, 增加中低财富家庭的财富积累途径, 促进中产阶级的壮大和稳固; 抑制财富向下极化的趋势应该强调低财富群体禀赋结构的优化, 而减弱上层极化应该注重对财富差距和财富回报的调节。

关键词: 财富极化; 相对分布; 结构效应; 成因分解

中图分类号: F126 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2024) 04-0070-14

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2024.00.034

一、引言

党的二十大报告强调“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”, 在推进共同富裕

收稿日期: 2024-02-11; 修订日期: 2024-05-12

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“国内国际双循环测度与评价研究”(22AZD140); 教育部人文社会科学研究项目“社会调查中高收入群体信息缺失的推断方法及应用研究”(21YJA910003); 山西省“科技战略”一般项目“山西省乡村振兴进程的统计监测体系设计”(202104031402099)。

作者简介: 王晶, 统计学博士, 太原师范学院经济与管理学院副教授; 董日宇, 太原师范学院经济与管理学院硕士研究生; 高艳云 (通讯作者), 统计学博士, 山西财经大学统计学院教授, 博士生导师。

的进程中,要“规范收入分配秩序,规范财富积累机制”。过去几十年的高速发展,中国的家庭财富得到了迅速积累,但在财富积累过程中财富差距也持续扩大,对经济社会的持续发展和共同富裕目标的推进均产生了不可忽视的影响。近十多年以来,全球经济增长放缓,贸易保护主义抬头,我国经济形势和就业形势不容乐观,作为国民经济支柱和家庭财富最主要构成的房地产行业也经历了较大幅度的波动,家庭财富的积累机制和财富分布格局发生了深刻变化。现有关于财富分布的研究主要围绕家庭财富的不平等问题进行,认为我国财富不平等程度在世界范围内已经处于较高水平,同时对财富不平等的来源、成因、演变路径进行了深入分析^[1-6],但是学者们极少对财富的极化现象进行特别关注。

极化与不平等是两个不同的概念,人们通常所说的“贫富分化”就是一种极化现象。不平等关注的是个体间的差异,是收入或者财富的分散程度;而极化是收入或财富分布中的群聚现象,不只是分散程度或者集中程度,而是群体内部的集中程度和群体之间的分散程度。极化现象表现为整个分布中形成两个或多个群体组内同质且组间异质的群体^[7]。这种“群聚”的结果是群体内具有较强的认同感,而群体间可能存在一定的对抗性,因此极化也更容易导致社会冲突^[8-9]。财富的存量特性使得财富比收入更容易出现极化问题,财富极化的加剧对社会稳定 and 经济发展存在严重的消极影响。

党的二十大报告强调要“扩大中等收入群体”,就是要降低极化程度、构建“橄榄型”分配结构,这也是我国推进共同富裕的关键路径。然而,关于极化问题的研究大都着眼于收入分配方面,而对财富积累过程中家庭财富的两极分化问题缺乏关注。学者们对收入极化的研究表明,不平等指标均不能有效测度极化,极化与不平等的变化也并不总是一致,甚至存在背离的现象^[10-12]。那么,近年来我国家庭财富分布的极化程度和趋势如何?家庭财富的极化是低财富群体的群聚(下层极化)还是高财富群体的集聚(上层极化)?这些问题都需要从学术角度给予更多关注,探究其背后的微观成因,并提出防范社会稳定风险的相关措施。在推进全体人民共同富裕的背景下,这一研究具有重要的现实意义。

二、文献回顾

学术界对财富极化的研究几乎空白,但关于收入极化已经取得了丰富的研究成果,为财富极化的研究提供了方法参考。极化的测度指标大体分为两类:一类是基于极化指标的传统方法,包括研究多极化的 ER 指数和分析两极分化的 WF 指数;另一类是基于收入分布的非参数核密度估计方法,比较有代表性的是汉考特(Hancock)和莫里森(Morris)提出的相对分布法^[13]。

传统指标中 ER 指数是埃斯特班(Esteban)和雷(Ray)基于认同感和疏远感提出的离散形式的极化指数^[7],杜克罗斯(Duclos)等将其拓展为连续的 DER 指数^[14],阿拉尔(Araar)进一步给出了 DER 指数的分解方法,从人群和收入构成项目的角度进行极化的分解^[15]。沃尔夫森(Wolfson)提出利用中位数来测度两极分化的 W 指数,可以有效反映两极分化造成的中产阶级中空,也即通常所说的两极分化^[16]。福斯特(Foster)等进一步提出 FW 指数,通过观察整个收入分布距离中位数的变动情况来测度收入的极化^[17]。很多学者用传统方法对我国居民收入的极化进行了测度和分解^[9,18-19]。罗楚亮在分析收入极化时对我国

居民财产分布的 DER 指数也进行了测度和分解,发现我国居民财产分布的极化程度要高于收入分布,2002—2013 年期间财产分布极化现象有所加剧,其中房产和金融资产对财产极化具有非常重要的影响^[9]。

传统的极化测度方法可以从总体上对收入或财富的极化程度进行测度和描述,研究也可以根据收入和财富的构成项目进行极化来源的分解,但是现有研究缺乏对极化微观原因的分析。因此学术界开始探索用非参估计的方法来拓展极化的研究,相对分布法是其中比较有代表性的一种方法。相对分布法可以将收入分布的变动分解为增长效应和结构效应,测度收入极化的总体变动,并直接观察不同分位数的详细变化,区分收入极化的方向。国内也有少量学者采用相对分布方法考察收入的极化趋势^[20-21]。克莱门蒂 (Climenti) 等进一步拓展了该方法,将相对分布与无条件分位数回归方法相结合,结合收入差距的 Oaxaca-Blinder 分解方法,进一步探讨了不同分位数水平上极化变动的微观机制^[22]。万海远、陈基平借助该方法分析了 2013 年以来我国收入极化的最新变动和成因^[12]。

本文借助新近拓展的相对分布方法对我国家庭财富极化的变动趋势及其内在成因进行分析,相较已有文献,本文的创新之处在于:①基于 CFPS 2010—2020 年的数据,追溯我国家庭财富极化的总体变动并进行“增长—结构”效应的分解,对极化的详细过程进行观察,探究其变动方向;②考察上层极化和下层极化的不同特征,通过禀赋效应和系数效应的分析提出抑制上层极化和下层极化的不同政策方向;③传统极化指数以事实描述为主,本文将极化特征归因到家庭的禀赋变量上,对不同财富组极化的内在成因进行深层次分析,有助于为财富调整提供更多的政策参考。

三、研究方法

1. 相对分布法及其结构效应分解

考察家庭财富分布的极化特征需要对不同时点的财富分布进行比较,考察其概率密度函数形状和位置的变化,相对分布法就是对两个分布间差异进行比较的一种有效手段。相对分布直接关注两个分布间的差异而非单个分布的特征,可以定义为一个分布 (对比组) 的结果在另一个分布 (参照组) 中呈现的相对等级的分布。

设 Y_0 为参照组连续变量, $F_0(y)$ 为其累积分布函数, $f_0(y)$ 为其概率密度函数; Y 为对比组连续变量, $F(y)$ 为其累积分布函数, $f(y)$ 为其概率密度函数。定义随机变量 R 为 Y 对 Y_0 的等级转换函数:

$$R = F(y_0) \quad (1)$$

R 为 Y 对 Y_0 的相对分布, R 的相对累积分布函数为:

$$G(r) = F(F_0^{-1}(r)) \quad (2)$$

其中, r 是分位点,将比较组的收入分布按照参照组收入排序,就可以定义相对密度函数,即比较组收入在参照组收入分位的相对密度:

$$g(r) = \frac{f(F_0^{-1}(r))}{f_0(F_0^{-1}(r))} = \frac{f(y_r)}{f_0(y_r)}, \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (3)$$

其中, $g(r)$ 表示在参照组的 r 分位的 y_r 处,比较组的概率密度是增加了 ($g(r) > 1$)、减

少了($g(r) < 1$) 还是没变化($g(r) = 1$)。当比较组的相对密度 $g(r)$ 在低分位和高分位的收入区间大于 1, 而在中间分位小于 1 时, 则表明存在“中间小、两头大”的演化趋势, 存在两极分化的现象。

相对分布法假设整体的增长并不会导致极化, 但比较组相对于参照组的收入或财富水平存在整体的增加或减少, 会直接影响 $g(r)$ 的大小。为了消除这种影响, 需要对相对密度进行增长效应和结构效应的分解:

$$g(r) = \frac{f(y_r)}{f_0(y_r)} = \frac{f_{0L}(y_r)}{f_0(y_r)} \times \frac{f(y_r)}{f_{0L}(y_r)} \quad (4)$$

其中, $f_{0L}(y_r) = f_0(y_r + \rho)$, 是参照组密度函数 $f_0(y_r)$ 向右平移 ρ 个单位得到的概率密度, ρ 为比较组和参照组的中位数差距。从参照组到比较组, 第一步是平衡增长导致概率密度曲线 $f_0(y_r)$ 平移至 $f_{0L}(y_r)$, 这部分变化为增长效应; 第二步是在中位数保持不变的情况下财富结构的变动使得密度曲线从 $f_{0L}(y_r)$ 变为 $f(y_r)$, 即结构效应。分析收入或者财富是否趋于极化, 可以直接观察结构效应曲线的相对密度变化情况, 当高低收入区间的相对密度大于 1、中间收入区间的相对密度小于 1 时, 就表明比较组人群更多地集中在高低收入区间, 中等收入者出现缺失, 收入趋于极化; 反之亦然。

2. 财富的相对极化指数

除了对相对密度曲线形状的观察, 基于相对分布还可以生成相对极化指数 (MRP) 来对比较组相对于参照组财富分布的极化变动程度进行衡量。

$$MRP = \frac{4}{n} \left(\sum_{i=1}^n \left| r_i - \frac{1}{2} \right| \right) - 1 \quad (5)$$

其中, n 为组数, r_i 为中位数调整后参照组收入小于比较组第 i 分位收入的人口比例。 MRP 的取值范围是 $[-1, 1]$, 取值为负代表极化程度减弱, 取值为正代表极化程度增强, 取值为 0 代表没有变化。

为了进一步测度中位数两侧收入的变化, MRP 还可以进一步分解为上层极化指数 (URP) 和下层极化指数 (LRP), 分别表示总体极化的变化中来自高收入群体和低收入群体的变化。 URP 和 LRP 的取值范围也是 $[-1, 1]$ 。

$$URP = \frac{8}{n} \left[\sum_{i=n/2+1}^n \left(r_i - \frac{1}{2} \right) \right] - 1 \quad (6)$$

$$LRP = \frac{8}{n} \left[\sum_{i=1}^{n/2} \left(\frac{1}{2} - r_i \right) \right] - 1 \quad (7)$$

3. 基于 Oaxaca-Blinder 方法的极化来源分解

除了比较不同时点极化程度的大小, 极化变动的成因也是学者和政策制定者关注的问题。克莱门蒂等将相对分布方法与无条件分位数回归相结合, 用 Oaxaca-Blinder 方法把不同分位点的差异分解为禀赋效应、系数效应和交互项, 以考察各分位点自变量对收入极化变动的影响^[22]。假设比较组在 r 分位点的收入为 C_r^t , 参照组经过加法平移后在 r 分位点的收入为 C_r^0 , 两者的差值 Δ_r^t 即为收入分布的结构效应, 它可以分解为三个部分:

$$\Delta_r^t = C_r^t - C_r^0 = \Delta_X^t + \Delta_\beta^t + \Delta_\epsilon^t \quad (8)$$

其中, Δ'_x 为家庭禀赋特征变化引起的财富变化, 即禀赋效应; Δ'_β 为系数差异引起的财富变化, 即系数效应; Δ'_i 为禀赋效应和系数效应交互所引起的财富变化。根据 Oaxaca-Blinder 方法, 可以将 r 分位点的财富差异分解为:

$$\Delta'_r = \sum_{k=1}^K (X'_k - X_k^0) \beta_{rk}^0 + \sum_{k=1}^K (\beta'_{rk} - \beta_{rk}^0) X_k^0 + (\alpha' - \alpha^0) + \sum_{k=1}^K (X'_k - X_k^0) (\beta'_{rk} - \beta_{rk}^0) \quad (9)$$

等式右边的四项分别为 r 分位点的禀赋效应、系数效应、截距项和交互效应。其中禀赋效应是由于家庭特征、家庭禀赋结构性变动所带来的财富分布变化; 系数效应表示特征回报差异所带来的财富分布变化, 可归结为制度因素或者其他不可观测因素的影响。

经过加法平移后, 参照组和比较组的财富中位数保持一致, 即 $\Delta'_{0.5} = 0$ 。极化表现为高低财富的聚集, 中间财富分布减少, 如果比较组的极化程度更高, 则当 $r < 0.5$ 时, 比较组的分位数收入小于参照组, $\Delta'_r < 0$; 当 $r > 0.5$ 时, 比较组的分位数收入大于参照组, $\Delta'_r > 0$ 。所以结构效应在高低分位的表现不同, 禀赋效应和系数效应也有不同的含义: 中位数以下的禀赋效应和系数效应为负表示下层极化得到加强, 中位数以上的禀赋效应和系数效应为正则表示上层极化得到加强。

四、家庭财富极化的实证测算

1. 描述性统计: 财富分布与财富差距

本文家庭财富的数据来源于中国家庭追踪调查 (CFPS)。CFPS 调查涵盖了全国 25 个省/市/自治区, 提供了个人、家庭以及家庭关系的丰富信息。本文依据 CFPS 2010—2020 年共六轮的调查数据开展中国家庭财富分布的测算。经过数据整理和剔除无效样本后, 六个调查年度的样本家庭数量分别为 14096、12773、12860、13030、13059、10024 户。家庭财富指标采用家庭净财富, 包括土地、房产、生产性固定资产、金融资产、耐用消费品五项^①。

本文首先通过核密度估计和洛伦兹曲线观察家庭财富的整体分布状况。由图 1 可知家庭财富呈右拖尾的非对称分布, 2010—2020 年期间核密度函数整体向右移动, 表明家庭财富水平整体呈递增态势; 核密度函数的峰值更低、图形更加扁平, 说明家庭财富的分布更加分散, 财富差距有所扩大; 密度函数最左侧负资产家庭的占比有所提高, 峰值右侧的中、高资产家庭的占比也有所增加, 从中可以初步判断在此期间我国家庭财富的不平等程度和极化程度都是有所扩大的。图 2 的洛伦兹曲线可以看到家庭财富的整体不平等程度是比较高的, 最低 20% 家庭的财富占有率几乎为 0, 而最高 10% 家庭的财富占有率约在 50% 以上, 洛伦兹曲线与 45° 绝对平均线相差较远。

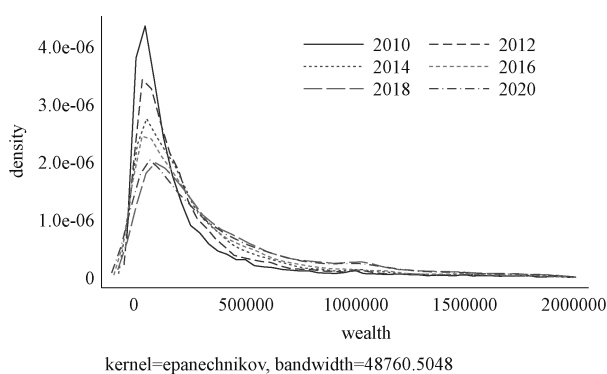


图 1 2010—2020 年家庭财富核密度估计图

说明: 为了清晰显示不同年份核密度函数的差异, 这里略去了核密度函数 200 万元右侧的部分。

① 其中土地价值根据农业收入来估计, 假设农业收入的 25% 来源于土地, 而土地的收益率为 8%; 房产价值根据受访者回答进行估计, 由于部分产权的比例无法确定, 部分产权的房产也按照全部产权来估计。

表 1 提供了财富水平和财富差距的主要指标, 2010—2020 年期间, 我国家庭财富水平得到了较大提高, 同时财富差距也处于高位。财富均值从 2010 年的 29.89 万元增长到 2020 年的 78.79 万元, 中位数从 11.24 万元增长至 28.6 万元。需要注意的是, 2018 年之后财富均值的增长态势缩小, 只实现了略微增长, 而财富中位数更是出现了下降, 说明 2018—2020 年期间我国居民家庭财富积累比较乏力, 甚至出现了财富缩水现象。在财富差距方面, 财富基尼系数区间为 0.65—0.70, 泰尔指数区间为 0.84—1.06, 不平等程度有所波动但一直处于高位; 而反映两极分化程度的 FW 指数和 DER 指数则存在

扩大趋势, 在 2012 年之后一直处于上升趋势。可见财富不平等与财富极化的程度并不完全一致, 传统的不平等指数并不能捕捉财富的极化变动, 有必要通过财富的极化测度对财富差距指标进行补充, 完善关于财富分布的研究。

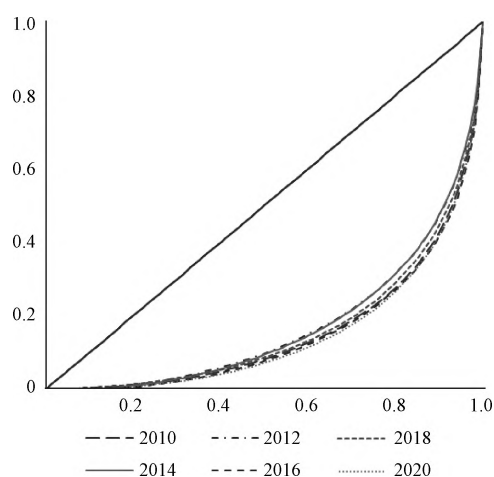


图 2 2010—2020 年家庭财富洛伦兹曲线

表 1 我国家庭财富水平与财富差距指标

| 指标 | 2010 年 | 2012 年 | 2014 年 | 2016 年 | 2018 年 | 2020 年 |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 均值 (元) | 298912 | 347583 | 428002 | 558311 | 786531 | 787926 |
| 中位数 (元) | 112470 | 157100 | 193998 | 214375 | 304500 | 286000 |
| 基尼系数 | 0.6927 | 0.6552 | 0.6585 | 0.7038 | 0.6778 | 0.7070 |
| 泰尔指数 | 1.0235 | 0.8700 | 0.8419 | 1.0605 | 0.9589 | 1.0347 |
| FW 指数 | 0.7916 | 0.6800 | 0.6977 | 0.7634 | 0.7932 | 0.8519 |
| DER 指数 | 0.3949 | 0.3584 | 0.3594 | 0.3913 | 0.3838 | 0.4021 |

2. 财富相对分布及其结构效应分解

财富分布的变动可以分解为增长效应和结构效应。2010 年的财富分布经过平移达到与 2020 年相同的中位数, 这个变化就是增长效应; 平移之后再继续经过财富分布形状的变化得到 2020 年的财富分布曲线, 即为结构效应。结构效应就是研究期内纯粹的财富分布结构的变动, 反映了财富增长的非均衡性。如果较低财富的群体财富增长较慢, 较高财富组增长较快, 则都减去平均增幅后, 就会出现最高和最低财富组的比重上升, 相对密度大于 1, 而中间财富组的比重下降, 相对密度小于 1, 即两极分化程度加强的现象。

图 3 绘制了 2010—2020 年期间财富分布变化的总体效应、增长效应和结构效应, 从中可以看到, 相对于 2010 年的基期, 2020 年家庭财富的相对密度在 80 分位以下都小于 1, 在 80 分位以上大于 1, 说明以 2010 年的标准来衡量, 2020 年低财富家庭比重明显下降, 高财富家庭的比重大幅增加, 财富水平整体增长, 我国家庭财富随着经济社会的发展得到了有效积累。但是, 如果不考虑增长效应的巨大影响, 将很难捕捉到财富分布形状变化所揭示的极化趋势, 导致对财富分布形势过度乐观的估计。

在分离出增长效应的影响后, 结构效应相对密度函数形状的变化揭示了财富两极分化的趋势。在 20—80 分位区间, 财富分布的相对密度小于 1, 中等财富水平的人口比重是下降

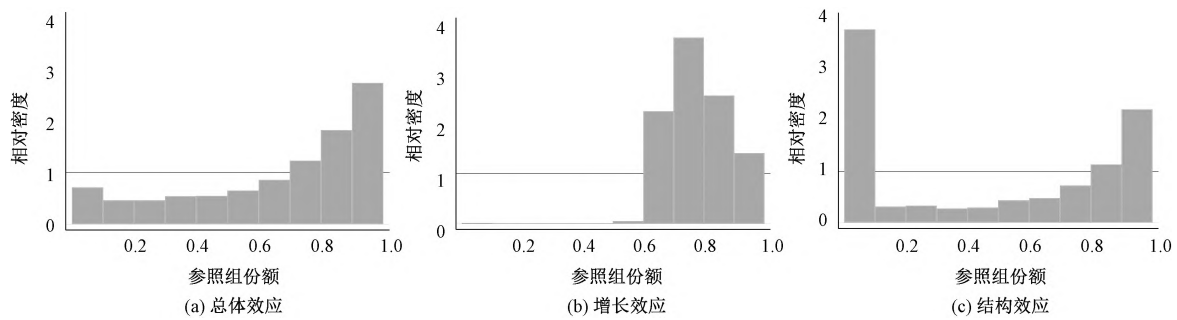


图3 财富相对分布变化的总体效应、增长效应和结构效应

的,而10分位数和90、100分位数位置的相对密度大于1,说明较高和较低区间的人口比重有所上升。也就是说,2010—2020年期间,财富分布的两极分化程度有所加重,尤其是财富水平低于10分位数的家庭比重大幅增加,存在严重的向下极化;同时财富水平高于90分位数的家庭比重也明显增加,同样存在向上极化的现象。

图4进一步对比了不同时期的结构效应,可以看到2010—2012年、2012—2014年、2014—2016年以及2016—2018年期间的结构效应相对密度都呈现类似的分布,即10分位处和最高90、100分位处的密度函数大于1,而中间分位处的密度函数小于1,最低10%的低财富家庭比重明显增加,最高20%的高财富家庭比重也有所提高,而中等财富家庭比重降低,存在“中产阶级消失”、财富两极分化的情况。而2018—2020年期间的财富相对密度没有体现出明显的极化趋势,各分位点的相对密度都接近1,财富分布结构没有明显的变化。

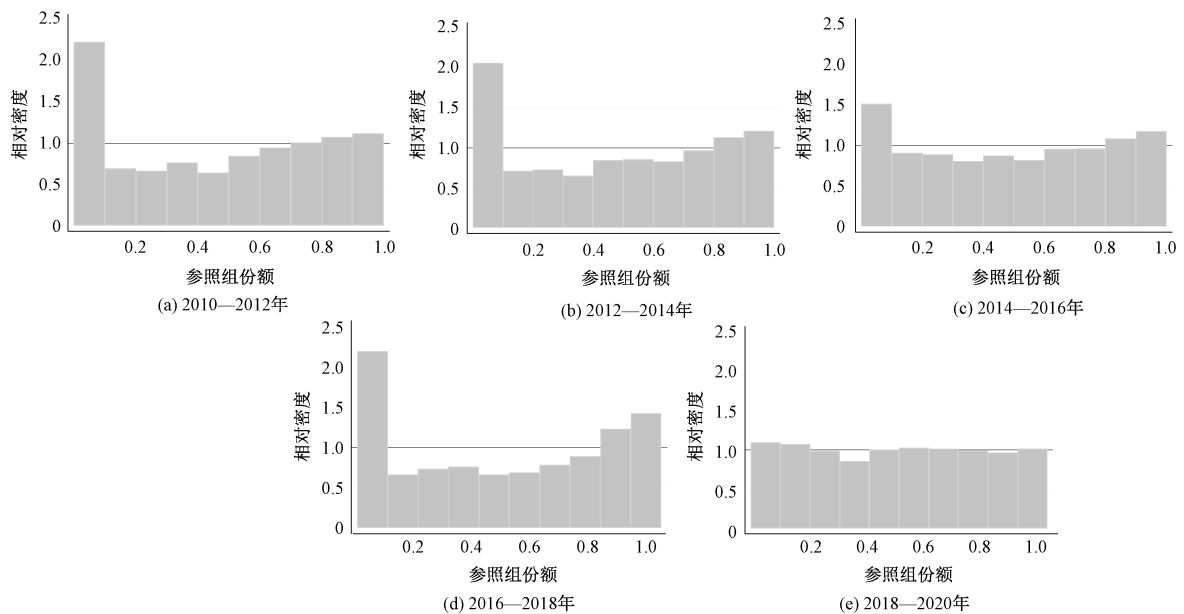


图4 分阶段的结构效应比较

3. 家庭财富的相对极化指数

基于财富相对分布的结构效应,本文进一步测算了各阶段的财富极化指数,包括平均极化指数和下层、上层极化指数,如表2所示。2010—2020年五个阶段的平均极化指数均大

于 0, 表明财富分布整体上存在极化的趋势, 其中 2010—2018 年期间的平均极化指数均统计显著, 而 2018—2020 年期间的平均极化指数统计意义上不显著, 且绝对值较小, 说明 2018 年以后, 我国家庭财富的结构变动比较微小, 财富的极化趋势有所缓解。进一步地, 2010—2018 年的财富极化主要是向下的极化, 下层极化指数的取值较大, 显著性水平也较高, 这与

相对分布图的结论一致。这一结论说明家庭财富的极化更多是从中等水平转向尾部, 大量中产家庭面临阶层下滑的风险, 所以财富调整政策应该关注到中产家庭的脆弱性, 同时构建低财富家庭的财富积累机制, 以促进中产家庭的壮大和稳固, 优化财富分布结构。

五、财富分布演化结构效应的分解

1. 不同群体的结构变动差异

财富极化是以社会分层为基础的贫富分化, 社会分层的本质是资源在不同群体中的分布^[23], 包括经济资源、职业资源、声望资源等。参考克莱门蒂等的做法^[22], 本文根据社会分层相关理论, 控制家庭的城乡、地区、收入等家庭特征和户主的年龄、婚姻状况、教育水平等个人特征变量作为禀赋变量, 进行不同分位点上的 Oaxaca-Blinder 分解, 以考察每个分位点上财富分布变动的情况并进行禀赋效应和系数效应的分解。

需要说明的是, 由于式 (9) 是基于中位数的分解, 低财富组和高财富组的系数含义是不同的, 如果低财富组的系数为负, 说明报告期与基期相比, 相同分位点上的财富水平有所下降, 低财富家庭的比重上升, 极化程度增强; 反之如果高财富组的系数为负, 则说明该分位点上的极化程度在下降。进一步通过区分禀赋效应和系数效应, 可以分析财富极化的异质性影响, 理解极化变动的实际原因。禀赋效应体现了家庭禀赋的结构性变动对财富分布的影响, 比如城乡结构、家庭结构、人口教育结构等因素; 而系数效应体现的是不同禀赋人群之间财富差距和财富回报的变化对财富分布的影响, 比如城乡差距、地区差距、教育回报等。同样地, 低财富组系数为负表明下层极化在扩大, 高财富组的系数为正表明上层极化在扩大。

根据相对密度图和相对极化指数的测算结果, 2010—2018 年期间, 我国家庭财富的极化程度一直在加强, 而 2018—2020 年期间这一趋势得到缓解。因此分两个阶段来考察 2010—2020 期间我国家庭财富不同分位点的结构效应, 如表 3 所示。

根据表 3, 2010—2018 年期间, 下层极化效应中 10—30 分位的分位数差异显著为负, 表明这部分家庭财富存在向下的极化趋势, 而上层极化效应中 60—90 分位的分位数差异均显著为正, 存在很强的向上极化趋势, 家庭财富的两极分化程度不断加强。而 2018—2020 年期间, 下层极化效应中只有 10—20 分位的差异显著为负, 其他分位数的差异均不显著,

表 2 基于相对分布的财富极化指数测算

| 时期 | 平均极化指数 (MRP) | 下层极化指数 (LRP) | 上层极化指数 (URP) |
|-----------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 2010—2012 | 0.1807 *** (0.0568) | 0.3090 ** (0.1704) | 0.0523 (0.0582) |
| 2012—2014 | 0.1654 *** (0.0516) | 0.2432 (0.1525) | 0.0877 * (0.0510) |
| 2014—2016 | 0.1022 *** (0.0144) | 0.1289 *** (0.0265) | 0.0755 *** (0.0101) |
| 2016—2018 | 0.2222 ** (0.1063) | 0.2850 (0.3259) | 0.1595 (0.1141) |
| 2018—2020 | 0.0108 (0.0385) | 0.0240 (0.0929) | -0.0023 (0.0201) |

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 括号内的数字是标准差。

表 3 不同分位点的极化效应分解

| 时期 | | 下层极化效应 | | | | 上层极化效应 | | | | |
|-----------|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | P10 | P20 | P30 | P40 | P60 | P70 | P80 | P90 | |
| 2010—2018 | 分位数差异 | -10.12*** (-47.05) | -5.472*** (-17.50) | -1.347** (-3.18) | 3.556*** (6.43) | 17.60*** (19.62) | 28.01*** (25.29) | 45.71*** (30.27) | 81.51*** (36.4) | |
| | 禀赋效应 | 3.175*** (17.96) | 8.128*** (26.82) | 13.29*** (28.8) | 17.13*** (29.48) | 27.53*** (30.04) | 33.83*** (30.11) | 44.54*** (29.94) | 65.39*** (28.76) | |
| | 系数效应 | -14.63*** (-55.20) | -13.52*** (-45.88) | -12.68*** (-36.49) | -12.04*** (-29.15) | -8.627*** (-15.44) | -4.655*** (-6.89) | 0.829 (0.87) | 17.41*** (14.11) | |
| | 交互项 | 1.330*** (5.11) | -0.0746 (-0.26) | -1.953*** (-5.79) | -1.535*** (-3.98) | -1.299* (-2.49) | -1.159 (-1.82) | 0.342 (0.39) | -1.289 (-0.97) | |
| | 样本量 | 24785 | 24785 | 24785 | 24785 | 24785 | 24785 | 24785 | 24785 | |
| | 2018—2020 | 分位数差异 | -0.822** (-2.83) | -1.397*** (-3.38) | -0.367 (-0.62) | 1.115 (1.44) | 1.026 (0.82) | 3.113 (1.92) | -0.136 (-0.06) | 4.26 (1.29) |
| | | 禀赋效应 | 1.059*** (4.85) | 1.677*** (4.66) | 2.369*** (4.76) | 3.125*** (4.71) | 5.189*** (4.70) | 6.542*** (4.76) | 8.888*** (4.74) | 12.97*** (4.60) |
| | | 系数效应 | -1.769*** (-7.59) | -2.974*** (-11.64) | -2.710*** (-7.91) | -2.161*** (-5.79) | -4.165*** (-7.64) | -3.273*** (-4.49) | -8.588*** (-8.52) | -8.403*** (-5.33) |
| | | 交互项 | -0.112 (-0.88) | -0.101 (-0.64) | -0.026 (-0.12) | 0.152 (0.59) | 0.00175 (0.00) | -0.157 (-0.28) | -0.436 (-0.60) | -0.305 (-0.27) |
| | | 样本量 | 21052 | 21052 | 21052 | 21052 | 21052 | 21052 | 21052 | 21052 |

注：* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ ，*** $p<0.001$ ；括号内的数字是估计系数的 t 统计量，下同。

财富分布变动的结构效应不大。综合来讲，2018 年以后我国家庭财富的两极分化趋势整体上得到了有效抑制，特别是财富向上极化的趋势得到了缓解，但是也要注意 20 分位以下的群体仍然存在向下极化的趋势，存在社会分层和阶层分化的风险。

进一步对比禀赋效应和系数效应的分解结果，可以看到两个阶段的禀赋效应相似，而系数效应有较大差别，说明系数效应的改变可能是 2018 年以后财富极化减弱的原因所在。2010—2018 年和 2018—2020 年两个阶段中，禀赋效应都普遍抑制了上层极化，系数效应则扩大了上层极化。考察期内低财富家庭的禀赋结构得到了一定程度改善，但其财富增长仍落后于其他群体，导致整体存在向下极化的趋势。再观察 50 分位以上的上层极化，2010—2018 年期间，禀赋效应和系数效应都普遍促进了上层极化，带来高财富群体的持续固化。而到了 2018—2020 年期间，高财富组的系数效应均显著为负，对财富分布的上层极化体现出抑制作用。可见 2018 年以后财富上层极化的缓解主要来源于不同群体间财富差距的缩小。

由此可见，低财富家庭的禀赋结构较差，积累财富的方式和手段有限，抑制下层极化的政策应该更多强调低财富群体禀赋结构的优化。这与我国多年来坚持的精准扶贫、乡村振兴战略是一致的，通过对底层家庭的物质帮扶和政策支持，从教育、健康、收入等方面全面改善其禀赋特征，增强其财富积累能力，可以抑制财富的向下极化。而减弱财富上层极化的政策不应该简单考虑高财富群体禀赋特征的降低，应该注重对财富差距和财富回报的适当调节，高财富群体占据大量的社会资源，拥有更多的投资渠道和资产配置选择，财富分布的调节应该规范市场中不合理的过高回报，促进各项生产要求公平竞争，如此可以缓解财富的向上极化。

2. 结构变动的来源分解

根据控制变量在不同分位上禀赋效应和系数效应的分解结果，可以进一步分析财富极化变动的微观成因。表 4 分别以 10 分位和 90 分位为代表列出了各控制变量的禀赋效应和系数

效应。根据表4的分解结果,在下层极化的禀赋效应方面,2010—2018年期间,家庭收入和户主教育水平的结构变动抑制了下层极化,城乡结构、家庭规模、婚姻状况和健康状况的结构性变动则促进了下层极化。2018—2020年期间城乡结构变化的效应由促进转为抑制,高中学历人口的增加也有效抑制了下层极化,而家庭规模和健康状况的促进效应不再显著。在系数效应方面,2010—2018年期间抑制的因素有城乡差异、收入差距、婚姻状况和教育回报差异,促进的因素有地区差异和性别差异,2018年以后,地区差异由促进转为抑制,但是城乡差异和教育水平的差异转而促进了下层极化。

表4 相对极化分位数差异的分解

| 变量 | 2010—2018年 | | | | 2018—2020年 | | | |
|-------|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| | 下层极化效应 P10 | | 上层极化效应 P90 | | 下层极化效应 P10 | | 上层极化效应 P90 | |
| | 禀赋 | 系数 | 禀赋 | 系数 | 禀赋 | 系数 | 禀赋 | 系数 |
| 城镇家庭 | -0.0246*** (-4.01) | 2.204*** (12.21) | 0.403*** (5.01) | 19.30*** (19.60) | 0.102*** (3.42) | -1.755*** (-7.12) | 0.909*** (3.52) | -7.990*** (-5.84) |
| 中部 | 0.0015 (0.72) | -0.485*** (-4.56) | -0.217 (-0.75) | -15.89*** (-24.67) | 0.00229 (0.23) | 0.533*** (3.85) | 0.166 (0.23) | 15.09*** (17.76) |
| 西部 | 0.00189 (0.78) | -0.927*** (-7.72) | -0.865** (-2.84) | -19.30*** (-28.17) | 0.00183 (0.09) | 0.850*** (5.25) | 0.0699 (0.09) | 19.29*** (21.02) |
| 东北 | 0.00545 (1.72) | -0.833*** (-9.38) | 1.011*** (3.75) | -13.33*** (-23.62) | 0.0197 (0.88) | 0.751*** (7.30) | 0.614 (0.88) | 10.01*** (15.60) |
| 家庭收入 | 2.094*** (25.46) | 2.268*** (20.44) | 37.95*** (37.89) | 0.126 (0.21) | 0.623*** (3.60) | 0.423* (2.23) | 8.698*** (3.61) | 33.32*** (37.26) |
| 家庭规模 | -0.0347*** (-3.78) | -0.590 (-1.47) | 0.179*** (3.44) | 1.766 (0.83) | -0.00259 (-0.52) | 1.238* (2.51) | 0.0233 (0.53) | 0.514 (0.20) |
| 年龄 | 0.000628 (0.31) | 0.177 (0.28) | 0.00939 (0.32) | 0.878 (0.24) | -0.00415 (-0.50) | 5.152*** (6.36) | 0.377*** (3.50) | 33.67*** (6.59) |
| 性别 | -0.0653* (-2.47) | -0.501* (-2.01) | 0.497** (2.89) | 3.392* (2.25) | -0.0703 (-1.20) | 0.594* (2.41) | -0.353 (-1.32) | -4.064** (-2.62) |
| 已婚 | -0.0345** (-2.80) | 1.708*** (4.09) | -0.0316 (-0.41) | 4.526 (1.87) | -0.083*** (-4.28) | 0.0652 (0.14) | -0.00864 (-0.15) | 5.131 (1.83) |
| 健康 | -0.294*** (-3.65) | 0.0232 (0.07) | -0.388 (-0.73) | -1.040 (-0.54) | 0.0195 (1.61) | -0.188 (-1.53) | -0.0206 (-0.40) | -0.461 (-0.62) |
| 高中 | 0.000916 (0.79) | 0.425*** (5.95) | 0.0296 (1.32) | 1.532*** (3.76) | 0.0473** (2.79) | -0.101 (-1.08) | 0.174** (2.71) | 1.050 (1.94) |
| 大专 | 0.0521*** (5.68) | 0.191*** (5.86) | 0.178*** (4.03) | 2.212*** (10.75) | 0.0752** (2.73) | -0.311*** (-5.26) | 0.450** (2.77) | -1.574*** (-4.43) |
| 本科及以上 | 0.0453*** (3.88) | 0.321*** (11.25) | 0.794*** (8.28) | 1.317*** (8.96) | 0.328*** (5.78) | -0.660*** (-11.24) | 1.869*** (5.86) | -3.076*** (-9.27) |

注:分解结果还包含禀赋和系数效应的交互项,由于篇幅所限没有展示;地区的对照组是东部;教育水平的对照组是初中及以下,下同。

在上层极化中,2010—2018年期间城镇家庭比重、家庭收入、家庭规模、男性占比以及大专以上教育水平人口比例的增加都促进了上层极化,2018—2020年期间禀赋效应的变化并不大。而系数效应方面,2010—2018年期间财富的城乡差距、性别差距以及教育回报差距都加强了财富分布的向上极化,2018年以后,各类财富差距有所缩小,转而抑制了财富的上层极化,但是财富水平的地区差距开始呈现出对上层极化的增强作用。

综合来看,2018年之后,虽然整体还存在下层极化,但是城市化发展中的农村人口减少以及人口受教育水平的普遍提高都优化了低财富家庭的禀赋结构,对下层极化存在抑制效应;城乡差距和教育回报差距的缩小有效抑制了上层极化。此外,收入的禀赋效应和系数效

应都显著为正，禀赋效应为正说明考察期内家庭收入得到了持续提高，这种提高减弱了财富的下层极化，但也加强了上层极化，根据个体财富积累的动态方程^[24]，这与低财富组收入的较快增长和高财富组较高的储蓄率有关。而系数效应为正说明家庭收入对财富的影响系数变大，即收入分布与财富分布的相关性有所增强，根据相关理论，收入与财产分布的相关性越强，储蓄对扩大财产不平等的影响会越大^[25]，所以财富的上层极化趋势在收入的作用下有所增强。

3. 城乡内部极化因素的分解

我国一直以来存在突出的城乡分割现象，人口流动和城镇化发展一定程度上缓解了财富的极化现象，但城市家庭与农村家庭在财富积累和资产配置上仍然存在较大差异。本文继续分析城乡内部的财富极化成因，表 5 是分城乡的分位数回归分解结果。收入在城市和农村家庭对财富极化存在相似的影响，都是抑制了下层极化而增强了上层的极化，家庭规模、户主年龄等因素都对城乡财富极化存在一定的作用，城乡内部极化成因的差异主要体现在教育水平和健康水平两个方面。

表 5 2010—2020 年相对极化分位数差异的城乡分解

| 变量 | 城市 | | | | 农村 | | | |
|-------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 下层极化效应 P10 | | 上层极化效应 P90 | | 下层极化效应 P10 | | 上层极化效应 P90 | |
| | 禀赋 | 系数 | 禀赋 | 系数 | 禀赋 | 系数 | 禀赋 | 系数 |
| 家庭收入 | 6.862 *** (22.58) | -0.153 (-1.07) | 95.31 *** (26.61) | 16.14 *** (15.20) | 1.768 *** (12.00) | 0.666 *** (5.69) | 28.24 *** (30.89) | 4.715 *** (11.48) |
| 家庭规模 | -0.0140 (-1.13) | 4.428 *** (6.49) | -0.0233 (-0.30) | -12.61 * (-1.99) | -0.0634 *** (-4.44) | -0.205 (-0.40) | 0.189 ** (3.03) | 2.245 (0.99) |
| 年龄 | -0.0363 * (-2.37) | 6.040 *** (5.88) | -0.418 ** (-3.13) | 77.92 *** (6.36) | -0.0125 (-0.76) | 2.066 * (2.29) | 0.266 ** (2.88) | 8.696 * (2.07) |
| 性别 | -0.00116 (-0.14) | 0.0896 (0.23) | -0.0946 (-1.46) | -6.472 (-1.41) | -0.0112 (-1.88) | 0.547 (1.33) | 0.0379 (1.17) | -2.783 (-1.36) |
| 已婚 | -0.123 ** (-3.03) | 2.074 ** (3.10) | 0.199 (0.72) | 11.51 (1.58) | -0.0360 (-1.72) | 0.980 (1.90) | -0.235 * (-2.04) | 3.472 (1.40) |
| 健康 | -0.276 (-1.28) | -0.632 (-1.13) | -0.871 (-0.59) | -1.212 (-0.19) | -0.237 ** (-3.27) | -0.365 (-1.00) | -1.217 ** (-2.87) | -3.653 * (-1.97) |
| 高中 | -0.000494 (-0.16) | 0.858 *** (5.88) | 0.0424 (0.99) | 5.283 ** (3.13) | 0.0168 ** (2.59) | 0.0289 (0.49) | 0.0162 (0.61) | -0.0432 (-0.15) |
| 大专 | 0.101 *** (4.13) | 0.226 ** (2.96) | 0.147 (1.34) | 2.389 ** (2.63) | 0.0397 * (2.54) | -0.0135 (-1.23) | 0.194 * (2.38) | -0.0147 (-0.27) |
| 本科及以上 | 0.170 ** (3.24) | 0.280 *** (5.03) | 1.359 *** (3.77) | 0.391 (0.65) | -0.0184 ** (-2.89) | 0.00432 (1.54) | -0.0586 (-1.79) | 0.00281 (0.24) |

户主受教育水平的提高对城乡财富的向下极化均体现出一定的抑制作用，其中城市的作用集中在大专及本科以上组，而农村的作用则体现在高中和大专组；教育回报的提高也缓解了城市财富的下层极化，但对农村家庭的财富极化不存在显著影响。可见农村居民整体受教育程度低、教育回报低，更需要通过加强教育投入、提高教育回报来抑制财富的极化。

户主健康水平在农村的财富极化中作用显著，自评健康水平的降低促进了财富的下层极化，系数效应方面健康的财富回报也抑制了财富的向上极化。这一方面说明农村人口的健康水平较低，对家庭收入获得和财富积累存在较大影响，另一方面也说明我国农村的社会保障水平较低，医疗支出对农村家庭来说仍然是沉重的负担，会影响到家庭财富的积累。

六、结论与建议

本文基于 CFPS 2010—2020 年的调查数据, 利用相对分布法比较不同年份的家庭财富分布状况, 研究不同分位点的极化变动规律, 并通过分位数回归的 Oaxaca-Blinder 分解对家庭财富分布变动的微观成因进行了分析。主要结论包括: ①2010—2018 年期间, 我国家庭财富分布的两极分化程度有所加重, 尤其是财富水平低于 10 分位数的家庭比重大幅增加, 存在严重的向下极化; 2018 年之后, 财富的极化趋势得到缓解, 但中等财富群体仍然面临阶层下滑的风险, 存在向下极化的趋势。②考察期内禀赋效应普遍抑制了上层极化, 系数效应则扩大了下层极化。低财富家庭积累财富的方式和手段有限, 难以实现财富的有效积累, 抑制下层极化的政策应该更多强调低财富群体禀赋结构的优化。2018 年以后财富没有继续上层极化源于系数效应的抑制作用, 减弱财富上层极化的政策更应该注重对财富差距和财富回报的适当调节, 规范财富积累机制, 促进财富分布的合理化。③从财富极化微观成因的分解发现, 城市化发展中的农村人口减少以及人口受教育水平的普遍提高都优化了低财富家庭的禀赋结构, 对下层极化存在抑制效应。而在高财富群体中, 城乡财富差距和不同教育水平财富差距的缩小有效抑制了上层极化。此外, 考察期内收入的提高持续减弱了上层极化, 但也加强了上层的极化。④从城乡内部财富极化成因的分解发现, 极化成因的城乡差异主要体现在教育水平和健康水平两方面, 教育回报对财富极化的作用在农村家庭并不显著, 而健康水平则是影响农村财富极化的重要变量。

本文的研究结论具有重要的政策启示。首先, 我国家庭财富的下层极化比较严重, 极化变动更多是从中等水平转向下尾部, 所以财富调整政策应该关注到中产家庭的脆弱性, 促进中产阶级的壮大和稳固。其次, 抑制下层极化的政策应该更多强调低财富群体禀赋结构的优化, 而减弱财富上层极化的政策更应该注重对财富差距和财富回报的适当调节。基于此, 本文对抑制财富极化、优化财富分布提出以下政策建议。

第一, 持续推进收入分配制度的优化, 继续坚持“提低、扩中、限高”的收入分配政策。拓宽低收入居民的增收渠道, 扩大中等收入群体规模, 努力缩小收入差距, 促进中低财富家庭财富的积累, 充分调节过高收入, 通过规范收入分配秩序来缩小财产分配差距。在初次分配过程中提高劳动力报酬的比重, 避免收入过度向资本倾斜, 防止资本无序扩张。完善税收制度, 增强对资本所得的征税, 遏制财产性收入的不平等。

第二, 深入城市化发展, 优化公共支出结构, 着力提高低财富群体的禀赋结构。提高城市化发展质量, 促进农民工融入城市发展、成为新市民。推进农业现代化经验, 加强农民技能培训, 培育高素质农民。统筹城乡社会保障制度, 加强兜底性民生建设。推动基础教育阶段资源的均等分布, 完善高等教育阶段的助学金、助学贷款制度, 保证低财富家庭的教育机会和教育质量。

第三, 抑制高财富群体的财富扩张, 缓解财富的上层极化。消除资本市场垄断, 促进各类生产要素的公平竞争, 使其获得合理报酬。完善金融产品体系, 拓宽中低收入居民的投资渠道, 增加低收入和低财富家庭的财富积累途径。适时开征遗产税, 增加财富的代际流动性, 降低家庭财富继承导致的财富不断向上聚集以及阶层固化的风险。

参考文献:

- [1] 李实, 魏众, 丁赛. 中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析 [J]. 经济研究, 2005 (6): 4-15.
- [2] PIKETTY T, YANG L, ZUCMAN G. Capital accumulation, private property and rising inequality in China, 1978-2015 [J]. American Economic Review, 2019, 109 (7): 2469-2496.
- [3] 李家山, 易行健, 何启志. 中国居民财富不平等的测算修正、异质性与驱动机制 [J]. 财政研究, 2021 (12): 17-33.
- [4] 郭杰, 陶凌峰. 基于异质性资产回报率的中国财富不平等研究 [J]. 经济研究, 2022 (4): 154-171.
- [5] 万海远, 郁杨成. 高净值人群缺失与居民财产差距 [J]. 财政研究, 2022 (2): 44-60.
- [6] 董丽霞. 中国家庭财富不平等状况、形成机制及对策 [J]. 当代经济研究, 2023 (4): 115-128.
- [7] ESTEBAN J, RAY D. On the measurement of polarization [J]. Econometrica, 1994, 62 (4): 819-851.
- [8] OSTBY G. Polarization, horizontal inequalities and violent civil conflict [J]. Journal of Peace Research, 2008, 45 (2): 143-162.
- [9] 罗楚亮. 我国居民收入分布与财产分布的极化 [J]. 统计研究, 2018 (11): 82-92.
- [10] ESTEBAN J, GRADIN C, RAY D. An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries [J]. Journal of Economic Inequality, 2007, 5 (1): 1-19.
- [11] 洪兴建, 李金昌. 两极分化测度方法述评与中国居民收入两极分化 [J]. 经济研究, 2007 (11): 139-153.
- [12] 万海远, 陈基平. 收入分配极化的最新变动与成因 [J]. 统计研究, 2023 (2): 117-131.
- [13] HANDCOCK M S, MORRIS M. Relative distribution methods [J]. Sociological Methodology, 1998, 28 (1): 53-97.
- [14] DUCLOS J, ESTEBAN J, RAY D. Polarization: concepts measurement, estimation [J]. Econometrica, 2004, 72 (6): 1737-1772.
- [15] ARAAR A. On the decomposition of polarization indices: illustrations with Chinese and Nigerian household survey [EB/OL]. (2008-05-05) [2024-05-12]. https://papers.ssrn.com/5013/papers.cfm?abstract_id=1136142.
- [16] WOLFSON M C. Divergent inequalities: theory and empirical results [J]. Review of Income & Wealth, 1997, 43 (4): 401-421.
- [17] FOSTER J E, WOLFSON M C. Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US [J]. Journal of Economic Inequality, 2010, 8 (2): 247-273.
- [18] 汪晨, 万广华, 曹晖. 中国城乡居民收入极化的趋势及其分解: 1988—2007年 [J]. 劳动经济研究, 2015 (5): 45-68.
- [19] 高艳云, 陈岩. 基于CFPS数据我国居民收入极化的测度与分解研究 [J]. 西南林业大学学报 (社会科学), 2020 (3): 33-41.
- [20] 龙莹. 中等收入群体比重变动的因素分解——基于收入极化指数的经验证据 [J]. 统计研究, 2015 (2): 37-43.
- [21] 田柳, 周云波, 沈扬扬. 中国城镇劳动力市场收入极化趋势及其分解研究 [J]. 中国人口科学, 2022 (5): 92-107, 128.
- [22] CLEMENTI F, MOLINI V, SCHETTINO F. All that glitters is not gold: polarization amid poverty reduction in Ghana [J]. World Development, 2018, 102: 275-291.
- [23] 李强. 社会分层十讲 (第二版) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2011: 7-10.
- [24] SAEZ E, ZUCMAN E. Wealth inequality in the United States since 1913: evidence from capitalized income tax data [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (2): 519-578.
- [25] 李实, 詹鹏, 陶彦君. 财富积累与共同富裕: 中国居民财产积累机制 (2002—2018) [J]. 社会科学研究, 2023 (4): 1-26, 226.

**The Polarization of Chinese Household Wealth Distribution:
Measurement and Analysis Based on Relative Distribution Method**

WANG Jing¹, DONG Riyu¹, GAO Yanyun²

(1. School of Economic and Management, Taiyuan Normal University, Jinzhong 030619, China; 2. School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Abstract: Based on CFPS data from 2010 to 2020, this paper analyzes the changing trend of household wealth polarization by the recently-extended relative distribution method; meanwhile, it analyzes the internal causes of the change of wealth distribution by the quantile regression and Oaxaca-Blinder decomposition method. The results show that the polarization of household wealth in China has an expanding trend, where the polarization of wealth is mainly from the middle level to the lower end, being a serious polarization of the lower level. The phased analysis found that the polarization of wealth was mainly from 2010 to 2018, where the polarization of wealth significantly weakened after 2018. The analysis of micro causes of wealth polarization shows that the improvement of endowment structure of low wealth groups can effectively suppress the lower polarization, while the alleviation of upper polarization mainly comes from the effect of coefficient effect. Since 2018, rising household incomes, a declining rural population, and a general increase in the level of education of the population have weakened the downward polarization of wealth, while the rural-urban wealth gap and returns to education have suppressed the upward polarization of wealth. The decomposition within urban and rural areas reveals that the educational returns is not significant in rural households, while health is an important factor of rural wealth polarization. The policy implication of this paper is that wealth adjustment policies should pay attention to the vulnerability of middle-class families, increase wealth accumulation channels for low- and middle-income families, and promote the growth and stability of the middle class. To restrain the downward polarization of wealth, we should emphasize the optimization of endowment structure of low-wealth groups, while reducing upper polarization should focus on regulating wealth disparities and returns.

Keywords: wealth polarization; relative distribution; structural change; factor decomposition

[责任编辑 武 玉]