



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

阶层跨越与共同富裕

——低阶层居民家庭收入与财富的流动性及其约束

李 静 高 楠 戴昕晨

ETBMWP2024089

* 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。

本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。

联系人：李老师；联系电话：010-62511022

阶层跨越与共同富裕^{*}

——低阶层居民家庭收入与财富的流动性及其约束

李 静 高 楠 戴昕晨

[提 要] 本文构建多个样本，从收入与资产两个维度分析我国低阶层居民家庭的阶层流动性及其向上流动约束。研究发现，近年来我国低阶层居民家庭的阶层流动水平趋势向好，有近半概率流动进入更高阶层，相对流动水平与绝对流动水平不断提高，在长期中可以获得更高的财富地位；低阶层居民家庭收入的阶层流动水平整体高于资产，可见低阶层居民家庭在收入中有更大的可能实现阶层跨越；低阶层居民家庭相对流动水平良好，这有效支撑其流动进入中等阶层，然而外部优势资源的欠缺使得该群体难以跨越进入更高的财富阶层，降低区域间经济资源与教育水平差异是推动低阶层居民家庭实现大幅度阶层上升的关键。本文认为，进一步提高低阶层居民家庭阶层流动水平、缩减社会收入与财富差距需要积极推动区域间公共资源分配均衡化。

[关键词] 低阶层居民家庭；阶层流动性；向上流动约束；公共资源均衡化

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征，其内涵包括两个方面，一方面是个人的收入和财富达到一定的水平，人民生活富足；一方面是收入和财富分配机制的公平（李实和朱梦冰，2022）。“坚持多劳多得，鼓励勤劳致富，促进机会公平，增加低收入者收入，扩大中等收入群体”，是党的二十大就完善分配制度所提出的目标和要求。在较长一段时期内，为了加快推进生产力的解放和发展，我国的具体收入分配安排侧重于“鼓励一部分地区、一部分人先富裕起来”，从而不可避免地带来了居民家庭收入与财富差距扩大的问题。2003年以来，我国基尼系数均处于0.46以上，长期高于警戒线0.4^①。随着我国经济从高速增长阶段向高质量发展阶段转变，改善收入和财富分配格局，化解发展中的不平衡成为亟待解决的问题。

通常情况下，阶层间收入与财富差距的变化不单会影响代际间的流动性，也会影响居民家庭自身生命周期内的收入与财富流动，代际流动性的下降意味着代内向上流动的阻力增加，而良好的代内流动性则有助于畅通代际流动通道。目前我国三级分配制度中初次分配的政策设计尚存在

^{*} 李静、高楠，安徽大学经济学院；戴昕晨（通讯作者），合肥大学经济与管理学院，邮政编码：230601，电子信箱：dxc3496@163.com。本文得到国家社科基金一般项目“以共同富裕为导向增进劳动力要素市场化配置效率的路径研究（23BJL008）”和安徽省哲学社会科学规划项目“人口老龄化背景下安徽省新兴产业发展与劳动力市场配置关系研究（AHSKQ2021D57）”的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已进行相应修改，本文文责自负。

^① 数据来源于2003—2021年《中国住户调查年鉴》。

不合理之处、再分配政策力度有待加强、在实现全面脱贫后亟须巩固扶贫成果并进一步提高低阶层居民家庭的收入水平，这些都需要从生命周期视角考察低阶层居民家庭收入与财富阶层流动性的变化状况，为厘清分配秩序、促进分配结构优化、正确把握共同富裕实现路径选择提供依据。

代内流动性的研究需要居民家庭的长期追踪数据，这是限制我国代内研究发展的重要因素，而随着国内主要家庭追踪调查的不断进行，目前已有如北京大学中国家庭追踪调查积累了长达10年的跟踪数据，为代内流动性的测度提供了可能。本文使用这一调查数据，从收入与资产两个方面对2010—2020年间我国低阶层居民家庭的代内阶层流动性进行测度分析，试图补充和丰富现有研究。关于本文的主要研究内容，首先，在基础分析中，本文在控制流动性分析中的生命周期偏误和暂时性波动偏误的基础上，使用转移矩阵和分位回归模型两种方法测度低阶层居民家庭的阶层流动率，并基于分位回归模型估计低阶层居民家庭在长期中的财富地位，以此对低阶层居民家庭的阶层流动状况进行整体和分样本考察。其次，在稳健性分析中，本文调整了样本年龄区间、变更阶层划分标准、变更样本个体限制条件以及更换数据来源，所得结果与基本分析一致。最后，本文利用反事实方法探讨了低阶层居民家庭的向上流动约束问题，发现外部资源欠缺是阻碍低阶层居民家庭实现更高水平阶层跨越的关键，资源均衡分配对于提高低阶层居民家庭财富水平、推进社会公平具有重要意义。

本文可能的边际贡献包括以下三方面内容：第一，本文在收入变量处理方法上进行了创新，开发利用了收入虚拟模型与SMM算法，剔除低阶层居民家庭原收入数据中的暂时性收入部分，重新构建收入数据，创新性地控制了收入流动测算分析中的暂时性波动问题。第二，本文研究视角多样，分别从收入与资产两个方面分析低阶层居民家庭的阶层流动水平，即从流量与存量两个角度考察低阶层居民家庭财富的流动状况；同时，区分相对流动与绝对流动在阶层流动与长期财富获取中的不同作用，从阶层流动角度解释了社会财富差距问题的由来。第三，本文探寻了低阶层居民家庭的向上流动困境及破解之法，证实外部资源差异是导致社会财富差距的重要缘由，为社会阶层差距的缩减、共同富裕的实现寻找到可行路径。

本文其他内容安排如下：第二节为文献综述。第三节为测度方法与数据说明。第四节为基本分析：收入与资产的阶层流动性。第五节为稳健性分析。第六节为反事实分析：低阶层居民家庭向上流动的资源约束。第七节为主要结论与政策含义。

二、文献综述

随着国内外微观数据的不断更新完善与研究方法的不断创新，关于居民家庭收入流动的研究内容愈加丰富。具体看来，与本文研究相关的文献主要有三支，分别是流动性测度方法、收入流动估计偏误的处理以及代内流动的测度事实。

关于流动性测度方法，当前国内外对于流动性的研究主要集中于代际研究，即子代相较于父代收入地位的变动，研究方法包括收入回归、转移矩阵及参数、半参数估计等。有关收入回归方法，Becker & Tomes (1979) 首次提出利用对数收入回归来估计代际流动性，即父代与子代的对数收入回归弹性，这一方法在较长时间内为学者们所利用。然而，这一测度方法未考虑两代人对数收入的离散度差异，估计结果往往呈现出较为严重的非线性特征，且受到极端收入值影响较大。为此，学者们如今多利用父代与子代的收入分位进行代际回归弹性估计，两代人之间的相对收入地位变动能够更为稳健地表征代际流动状况 (Solon, 1992; Nybom & Stuhler, 2017)。回归方法可以直观监测一定时期内居民家庭收入流动水平的高低变动趋势，然而无法判断不同收入群体的具体流向。为此，Shorrocks (1976) 提出可利用转移矩阵衡量居民家庭收入的流动方向

与水平。转移矩阵方法通常是将全体居民家庭划分为不同收入等级群体，考察不同收入群体之间的流动概率，该方法有助于直观地理解收入地位在代际间的迁移模式，包括代际间的收入固化水平以及代际向上流动和向下流动的概率（Fan *et al.*，2021；徐晓红等，2023）。除此之外，亦有部分学者利用参数或半参数估计方法衡量收入流动水平。Chetty *et al.*（2017）以及汪小芹和邵宜航（2021）将代际流动分解为父代收入边缘分布、子代收入边缘分布、以及父代和子代收入分位联合分布密度（Copula）三个部分，考察不同出生队列父子对收入地位的相对变动，由此测算代际收入向上流动率。Fields & Ok（1996）构建人均代际流动与百分比代际流动指数衡量代际流动水平，李任玉等（2018）在借鉴此方法的基础上进一步将流动性分解为排序流动、增长流动和离散流动。综合现有收入流动研究文献看来，收入分位回归以及转移矩阵依然是常见的测度方法，相较于参数与半参数估计，这两种方法对于数据的限制性较低且可操作性较强，本文亦借鉴这两种方法进行收入与资产的流动性测算。

在考察收入流动性的过程中，受可观测样本的限制，如何正确处理收入流动估计偏误是研究中的关键问题。¹ Jenkin（1987）与 Solon（1992）较早提出，收入的流动性分析主要面临生命周期偏误和暂时性波动偏误两大挑战。生命周期偏误的产生是由于个体在不同生命时期的收入稳定性不同，进而导致流动性估计结果差异较大。Chetty *et al.*（2014）认为当样本个体的年龄大于30岁时，代际流动估计结果相对稳健。Nybom & Stuhler（2017）亦发现居民在生命早期的代际流动性被严重高估，年龄越大则流动性越稳定。因此，为了更为精准地衡量居民家庭的收入流动水平，就需要估计个体成年后的长期收入水平。暂时性波动偏误是指特定年份的收入无法衡量个体一生的收入水平，因为它可能包含暂时性的冲击或测量误差，仅使用居民家庭一年份未经处理的收入数据会低估真实的长期代际弹性（Mazumder，2005；Gong *et al.*，2012）。为了解决上述问题，学者们选择控制居民的年龄范围，平均居民多年的收入或者利用居民的特征来预测居民一生的收入。如筛选成年以后退休之前的居民作为样本个体，在回归中控制居民的年龄变量，利用教育程度、工作类型和工作经验作为特征变量预测长期收入（Chetty *et al.*，2014；Nybom & Stuhler，2017）。上述处理方法在现有流动性分析中得到了大量应用，本文亦借鉴其中的生命周期偏误控制方法进行收入数据预处理。然而，本文在对收入数据进行暂时性波动偏误处理中发现，国内现有的追踪数据调查年限不长且样本特征数据缺失较为严重，难以支持现有暂时性波动偏误控制方法的实际应用。因此，本文尝试构建收入虚拟模型，还原暂时性波动在居民家庭收入中的作用参与，并利用SMM算法将暂时性收入从原收入中剥离，以此控制收入流动的暂时性波动偏误。

与代际流动研究所取得的成果相比，代内流动研究相对有限，尚具有较大的研究空间。在现有研究中，杨穗和李实（2017）结合无方向收入流动指数与收入流动分解方法，衡量我国城镇和农村家庭整体代内收入流动性以及结构变化，认为2011—2013年我国城乡居民家庭的收入流动性有所下降。李何波等（2023）研究发现，2010—2018年间我国低收入和中等收入家庭进入高收入阶层的概率分别为19.28%和36.61%，社会整体阶层固化问题较为显著。陈宗胜和杨希雷（2023）指出，2010年以来我国收入流动性整体呈现下降趋势，其中低收入群体对社会流动水平提高作出的贡献最大。Alesina *et al.*（2018）收集法国、意大利、瑞典、英国和美国5个国家的相关数据，认为处于社会最底层20%收入地位的居民家庭进入最高20%收入地位的概率在7.8%~11.4%，低收入群体向上流动较为困难。由此可见，国内外学者在代内流动研究中获得了一个基本共识，即社会的流动水平高低常常与低阶层居民家庭的向上流动幅度相关，相关研究结论在我国代际流动分析中亦得到证实（徐晓红和曹萍萍，2021）。由此，本文将低阶层居民家庭作为主体研究对象，考察其代内流动水平变动特征以及向上流动可能，为我国代内流动研究添砖加瓦。

现有研究在流动性领域做出了大量建设性贡献，尤其在测度方法与意义解析中给出了有益借鉴，然而在研究视角、现实意义扩展等方面仍有待开拓。综合而言，第一，现有文献在考察居民家庭流动性水平时，多以收入变量进行研究分析，较少对居民家庭资产进行研究。收入作为居民家庭财富的重要组成，可以在一定程度衡量居民家庭财富地位的流动水平，却不足以代表居民家庭整体的财富变动状况。要获得居民家庭物质财富流动的完整印象，就需要将资产变量一并纳入分析。第二，分位回归是流动分析中常见的方法，现有文献在利用此方法测度时多关注相对流动率，在此过程中往往忽略了绝对流动率的作用。相对流动率与绝对流动率是构成居民家庭整体流动水平的重要组成部分且现实意义有所差别，将二者综合考量有助于理解流动性与居民家庭财富差距的内在关联。第三，现有文献针对居民家庭收入流动的分析多聚焦于代际，对于代内流动的分析内容较为欠缺，这一特征在国内研究文献中尤为突出。代内流动与代际流动同为流动性分析中的重要内容，考察居民家庭的代内流动水平有助于从个体生命周期的阶层变动视角理解社会整体流动性演变趋势。由此，本文在测度方法、研究视角、意义扩展中均进行了创新性尝试，试图丰富与完善现有研究的不足。

三、测度方法与数据说明

(一) 流动性测度方法

本文参考近年来学界的通用做法，分别利用转移矩阵、分位回归模型测度我国低阶层居民家庭收入与资产的阶层流动率 (Abramitzky *et al.*, 2021; Bowlus *et al.*, 2022)。其中，转移矩阵有助于观测居民家庭阶层的流动模式，尤其可以直观的展示流动方向。分位回归模型则直接考察居民家庭流动水平的高低，并可以将流动率区分为相对流动率与绝对流动率。同时，本文基于分位回归模型，将相对流动率与绝对流动率结合，估计低阶层居民家庭在长期中获得收入与资产分位，以此考察在现有流动水平下低阶层居民家庭可能到达的财富地位，这里以收入为例介绍本文利用的测度方法。

1. 转移矩阵。关于转移矩阵的测度方法，基本测算公式构建如下：

$$P_{kj} = \frac{\Pr(\eta_{j-1} \leq x_{it} < \eta_j \& \zeta_{k-1} \leq y_{i,t+n} < \zeta_k)}{\Pr(\eta_{j-1} \leq x_{it} < \eta_j)}, 0 \leq P_{kj} \leq 1 \quad (1)$$

式中， P_{kj} 表示 t 时期、 x 收入水平下、 j 收入阶层的居民家庭 i ，变动至 $t+n$ 时期、 y 收入水平下、 k 收入阶层时的流动概率，即阶层流动率。其中， t 为基础期， $t+n$ 为比较期； η 表示 t 时期的收入阶层， ζ 表示 $t+n$ 时期的收入阶层； x_{it} 表示 t 时期的居民家庭 i 的收入向量， $y_{i,t+n}$ 表示 $t+n$ 时期居民家庭 i 的收入向量。同时，关于居民家庭阶层的划分，本文借鉴学界常用的相对标准法，将居民家庭当年收入中位值的 75%~125% 划定为中等阶层，高于该水平的为高层，低于该水平的为低阶层 (李何波等, 2023)^①。

2. 分位回归模型。关于分位回归模型的估计方法，主要利用同一居民家庭在不同时期的收入分位变动关系获得。基本表达式为：

^① 在本文的样本数据中，对比相对标准法测度下的各阶层居民家庭与 100 分位均等划分下的各分位居民家庭的收入/资产值，发现各年份第 30 收入/资产分位以下的居民家庭均处于低阶层之中，第 45~第 60 收入/资产分位的居民家庭均处于中等阶层之中，第 75 收入/资产分位以上的居民家庭均处于高层之中。由于后文分析中有时会涉及不同分位居民家庭，为便于测度结果描述，本文常将处于特殊分位的居民家庭看作某阶层群体。如处于第 25 收入/资产分位的居民家庭，本文称其为低阶层居民家庭。

$$p_{i,t+n} = \alpha + \beta p_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \beta \in (0,1) \quad (2)$$

式中, i 表示居民家庭, t 为基础期, $t+n$ 为比较期。 $p_{i,t}$ 表示居民家庭 i 于 t 时期的收入分位, $p_{i,t+n}$ 表示居民家庭 i 于 $t+n$ 时期的收入分位。 β 为收入回归弹性系数, 表示居民家庭的相对流动率, 即居民家庭在 $t+n$ 时期的平均收入分位与 t 时期收入分位的相互关系。 α 为截距项, 表示居民家庭的绝对流动率, 即居民家庭在 t 时期处于社会最低收入水平时, 在 $t+n$ 时期可能达到的平均收入分位。 居民家庭收入的相对流动率越低、绝对流动率越高, 说明居民家庭的收入流动水平越高。 同时, 关于收入分位, 本文将每一年份所有居民家庭收入由低至高划分为 100 个百分点, 每个居民家庭在其中的收入百分位即为该居民家庭的收入分位, 收入分位越高意味着收入水平越高。

3. 长期平稳分位。 本文参考 Chetty *et al.* (2020) 的做法, 基于分位回归模型, 利用居民家庭收入的相对流动率与绝对流动率, 估计其在长期中可能获得的平稳分位。 这里设定居民家庭在某一短期内的流动水平在长期中是稳定的, 即流动率不随比较期延长而变化。 经过不断的短期迭代即进入长期时, 相对流动的作用将会不断减弱直至忽略不计, 也就是到达收入流动的平稳状态。

具体而言, 这里将居民家庭处于长期 $t(l)$ 时的收入分位表示为:

$$\bar{p}_{t(l)} = \alpha \frac{1-\beta^l}{1-\beta} + \beta^l \bar{p}_t, l \rightarrow \infty \quad (3)$$

式中, $\bar{p}_{t(l)}$ 为 $t(l)$ 时期居民家庭的平均收入分位, \bar{p}_t 为 t 时期居民家庭的平均收入分位, β^l 为 $t(l)$ 时期的相对流动率, 且 $\beta^l \rightarrow 0$ 。 由此, 当居民家庭收入流动至平稳状态时, 可获得:

$$\bar{p}_{t+n} = \bar{p}_t = \bar{p}_{t(l)} = \frac{\alpha}{1-\beta} \quad (4)$$

可见, 相对流动率 β 和绝对流动率 α 对于平稳状态下的居民家庭收入分位起到了同质作用, 流动率越高则居民家庭在长期阶层流动中的平稳收入分位越高。 同时, 本文的资产流动分析也利用上述测度方法。

(二) 收入流动的估计偏误处理

收入数据的稳定性较弱, 在测度阶层流动的过程中往往面临着生命周期偏误与暂时性波动偏误的挑战, 这将会导致流动性估计结果出现偏差。 为了保证估计结果的稳健性, 本文对于收入数据进行了专门的偏误处理^①。 关于生命周期偏误的控制, 本文保留 20 岁~65 岁的居民家庭样本, 且在分位回归中加入居民家庭的年龄变量。 由于本文的流动性分析是从家庭层面进行, 因此参考国内外学者的一般做法, 将年龄、教育水平等个人特征变量表征为全体家庭成员的平均值, 以此将个人特征转变为家庭特征, 亦可与家庭收入/资产值的平均化处理保持一致 (Chetty *et al.*, 2020; 田艳平和向雪风, 2023)。 因此, 本文以家庭成员的平均年龄衡量各居民家庭年龄。 对于本文居民家庭样本的年龄范围选择, 结合我国劳动力市场的现实发展状况可知, 若家庭中所有居民的平均年龄小于 20 岁, 意味着家庭中大部分居民没有进入劳动力市场或者进入劳动力市场的年限较短, 其收入水平变动可能性很大; 若家庭中所有居民的平均年龄大于 65 岁, 意味着家庭中大部分居民有较大概率已经退休, 即使再次进入劳动力市场, 其收入水平也难以与退休前相比

^① 居民家庭资产数据的稳定性较强, 受到暂时性波动偏误影响的可能性较小, 因此本文仅对其进行生命周期偏误控制, 控制方法与收入相同。

较。因此，本文剔除了 20 岁以下以及 65 岁以上年龄的居民样本，以此降低不稳定收入获取年龄阶段带来的偏误干预。进一步，本文在各比较年的分位回归模型中均控制了各居民家庭的年龄变量，且均为居民家庭在 2010 年时的年龄。这里将居民家庭基础年的年龄变量作为控制变量加入回归模型，可以在较大程度上控制个体生命周期延续带来的估计偏误，保证测度结果的稳健性 (Abowd *et al.*, 2021)。

关于收入的暂时性波动偏误的控制，本文尝试估计暂时性波动在居民家庭收入中的作用，将暂时性收入从原收入中剥离^①。借鉴 Blanco *et al.* (2022) 提出的方法，主要分两步进行：第一步，构建居民家庭收入关系的虚拟模型，这是一个关于居民家庭原收入与真实性收入关系的统计模型，给出真实性收入变动的条件；第二步，估计与收入虚拟模型中的原收入变动相匹配的矩值以及与真实性收入变动条件相匹配的参数值，由此获得居民家庭的真实性收入。

首先构建居民家庭收入关系的虚拟模型，该模型基于收入获得周期/年来定义。居民家庭原收入由真实性收入和暂时性收入两部分构成，其中，暂时性收入可以捕获真实性收入的细小、短暂偏差；而真实性收入的变动规律则遵循固定成本模型和泰勒模型的要求，对最优静态收入进行单位根冲击 (Barro, 1972; Taylor, 1980)。具体步骤如下，首先对居民家庭基本收入公式进行构建：

$$I_t = I_t^f + I_t^a; I_t^* = I_{t-1}^* + \mu_t I_{t-1}^* - \sigma_\zeta \zeta_t; \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta) \quad (5)$$

式中， t 表示居民家庭在样本中的劳动年份，假设居民家庭初始工作年份 $t=0$ 。 I_t 表示观测收入， I_t^f 表示真实性收入， I_t^a 表示暂时性收入； I_t^* 表示居民家庭在工作期 t 内的预期性收入，它是居民家庭基于自身历史收入水平得到的对未来收入的预判； μ_t 为居民家庭预期收入波动率，在控制个体时间虚拟变量、性别变量、年龄变量基础上，由 I_t 对 I_{t-1} 回归获得； ζ_t 为误差扰动项，服从均值为 0、方差为 σ_ζ 的正态分布。同时这里假设居民家庭在初始工作年份的真实性收入与预期性收入相等，即 $(I_t^*, I_t^f) = (0, 0)$ 。

预期性收入 I_t^* 代表居民家庭的稳健收入水平，从理论上来说应当与居民家庭的真实性收入水平保持一致。然而在现实经济生活中居民家庭的真实性收入往往会受到多种因素的干扰从而偏离预期性水平，本文假设当居民家庭真实性收入过度偏离预期性收入时便会自动进行调整，可以获得真实性收入变动条件及变动值如下：

$$I_t^a = I_t^f - I_t^*, \Delta_t \equiv I_{t-1}^a (1 + \mu_t) + \delta_\zeta \zeta_t \quad (6)$$

$$(I_t^f, m_t) \sim \begin{cases} I_{t-1}^f, 0 & I_t^a \in (I_t^{a-}, I_t^{a+}) \\ I_{t-1}^f (1 + \mu_t) + I_t^a - \Delta_t, 1 & I_t^a \notin (I_t^{a-}, I_t^{a+}) \end{cases} \quad (7)$$

式中， Δ_t 为辅助性公式， I_t^a 表示居民家庭真实性收入 I_t^f 与预期性收入 I_t^* 的差值，假设当居民家庭收入差 I_t^a 位于极小值 I_t^{a-} 与极大值 I_t^{a+} 之间时，居民家庭的真实性收入不会发生变动； m_t 表示居民家庭是否变动真实性收入，若变动则为 1，否则为 0。基于上述公式可以发现，居民家庭真实性收入的变动主要来自预期性收入的变化冲击 ζ_t 。最后，本文设定居民家庭暂时性收入表达如下：

^① 本部分将居民家庭在各年份的调查收入值称为观测收入，暂时性波动因素导致的收入值称为暂时性收入，观测收入中剔除暂时性收入的部分称为真实性收入。

$$I_t^a \sim \begin{cases} N(0, \sigma_a) & k = \beta \\ 0 & k = 1 - \beta \end{cases} \quad (8)$$

式中, k 表示暂时性收入 I_t^a 出现的概率。若居民家庭暂时性收入有 β 的概率存在, 将服从均值为 0、方差为 σ_a 的随机正态分布; 若暂时性收入有 $1-\beta$ 的概率不存在, 则暂时性收入为 0。

本文利用搜索频繁项算法 (SMM) 对模型进行估计, 矩值与参数值估计结果见表 1。

表 1 参数估计

矩估计	估计值	参数估计	估计值
$I_{t+1} - I_t$ 的平均值	-5 145.501	$I_t^{\Delta-}$	-4.660
$I_{t+1} - I_t$ 的标准差	18 671.238	$I_t^{\Delta+}$	4.111
$I_{t+1} - I_t = 0$ 的频率	0.250	σ_{ζ}	0.500
$I_{t+1} - I_t > 0$ 的频率	2.514	β	0.400

说明: 表 1 估计结果均于 Python 软件中完成。

(三) 数据说明

本文从收入与资产两方面分析我国低阶层居民家庭的阶层流动问题, 需要全国范围内的居民家庭收入、资产追踪数据。在目前可利用的微观数据库中, 中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据最为适合本文的研究。CFPS 数据包括家庭、个人、儿童、社区信息数据, 涉及全国地区居民家庭收入、资产、性别、年龄、家庭关系等追踪信息, 可同时构建家庭跨期的收入、资产面板数据。其涵盖全国 25 个省、市、地区, 覆盖中国的东、中、西部地区, 占全国人口的 95%, 具有全国代表性 (Fan *et al.*, 2021)。

本文利用 CFPS 家庭数据库 2010、2012、2014、2016、2018、2020 年 6 次调查数据, 构建居民家庭收入与资产的追踪样本^①。关于居民家庭的收入样本, 本文利用人均家庭纯收入变量构建^②。该变量包含居民家庭多来源的收入数据, 主要为工资性收入、经营性收入、资产性收入、转移性收入和其他收入 (礼物礼金等), 并在总收入基础上扣除了经营性收入的生产成本, 能够更好地反映居民家庭收入的流动情况。关于居民家庭资产样本的构建, 本文利用人均家庭净资产进行表征。家庭净资产为家庭总资产与家庭总负债之差, 其中家庭总资产包括土地、房产、金融资产、生产性固定资产和耐用消费品, 家庭总负债包括住房负债和非住房负债。

关于文中涉及的其他变量^③, 居民家庭居住地一方面划分为城镇乡村 (城镇为 1、乡村为 0), 另一方面划分为不同省 (市/自治区), 且根据调查时期该地区的人均 GDP 水平进行发展排名,

① CFPS 数据库中的年总收入数据区分为个人收入与家庭收入两种类别, 其中居民个人收入数据自 2014 年起仅统计受雇型个体的工资性收入, 而 2010、2012 年两次统计中则包含自营、受雇等多种类型收入; 反之, CFPS 数据库中的家庭收入数据可以保证各年份统计口径的一致性。不同年份收入统计口径的差异可能导致代内流动分析结果出现偏差, 因此本文利用家庭收入值测算收入流动率。

② “人均家庭纯收入”变量由家庭纯收入与家庭人口规模之比获得, 由于 CFPS 数据库各年份关于家庭成员规模的变量名称有所差异, 本文参考 CFPS 的《综合变量查询表》确定各年份的家庭成员规模数量。关于家庭成员的认定, 需要同时满足以下两个条件: 一是同灶吃饭的成员之一, 也就是指在经济上具有联系的成员; 二是与家庭具有血缘/婚姻/领养关系的成员。其中, 2010—2018 年的居民收入数据均直接利用 CFPS 家庭数据库的“家庭人均纯收入”变量表征, 而 2020 年 CFPS 数据库并未报告该变量, 因此本文综合利用“全部家庭纯收入”和“2020 年家庭成员人口数”变量, 以二者比值表征 2020 年居民“家庭人均纯收入”变量。

③ 本文居民家庭的个体特征变量均利用 CFPS2010 年样本数据表征。

李静等：阶层跨越与共同富裕

将其划分为经济发展排名 1~5、6~10、11~15、16 名以后共 4 种类型（分别设为 4、3、2、1）^①；居民家庭的教育水平以家庭成员的平均受教育程度衡量，本文将其划分为初等教育、中等教育、高等教育三种层次（分别设为 3、2、1）；初等教育指小学及以下教育经历，中等教育指初中、高中（包括中职、中专等）教育经历，高等教育指本科/大专及以上教育经历。

本文在阶层流动性测度过程中，均以 2010 年作为基础年，其他年份作为比较年分析。为使居民家庭在不同年份的收入/资产具有可比性，本文将 2012—2020 年居民家庭收入/资产数据均依据 2010 年消费价格指数进行平减处理。同时，为了保证样本数据的完整性以及估计结果的稳健性，本文不对居民家庭的收入/资产数据值进行特别限制，保留了所有范围数值的收入/资产样本。由此，基于上述限制条件，本文对 CFPS2010、2012、2014、2016、2018、2020 年 6 次调查数据进行横向匹配，于全体居民家庭的收入和资产样本分别获得 7 102、6 247 个样本量，低阶层居民家庭收入样本和资产样本分别获得 2 869、2 488 个样本量^②。表 2 报告了我国低阶层居民家庭收入样本与资产样本中主要变量的描述性统计结果^③。

表 2 描述性统计

收入样本					
变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
收入原值	2 869	1 698	1 056	0.325	3 720
收入分位	2 869	21	12	1	41
年龄	2 869	46	9	20	65
居住地（城镇乡村）	2 869	0.271	0.444	0	1
居住地（不同省份）	2 869	1.782	0.961	1	4
教育水平	2 869	1.381	0.534	1	3
资产样本					
变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
资产原值	2 488	9 389	9 274	-200 667	20 741
资产分位	2 488	20	12	1	40
年龄	2 488	38	16	20	65
居住地（城镇乡村）	2 488	0.237	0.425	0	1
居住地（不同省份）	2 488	1.682	0.901	1	4
教育水平	2 488	1.194	0.443	1	3

说明：表 2 中的收入/资产原值单位均为人民币（元）。

① 人均 GDP 数值来源于 2011 年《中国统计年鉴》。

② CFPS 部分家庭存在收入数据与资产数据缺失的问题，导致本文居民家庭的收入样本量与资产样本量无法保持一致。考虑到收入样本量与资产样本量的差异较小，并且为了尽可能保证居民样本的完整性以获得更加全面的测度结果，本文在基础分析中并未特别限制要求两样本的个体一致性。为了获得更加具有可比性的测度结果并保证研究结论的可靠性，本文在稳健性分析部分将会对收入样本与资产样本的家庭居民进行特别限制，要求两类样本中的家庭居民保持一致，进而分析同一低阶层居民家庭的收入流动性和资产流动性。

③ 由于本文是基于 2010 年数据进行阶层划分，因此表 2 仅报告了 2010 年低阶层居民家庭分析样本中各变量的描述性统计结果。

四、基本分析：收入与资产的阶层流动性

(一) 低阶层居民家庭阶层流动水平的整体考察

本文首先利用转移矩阵法，构建 3×3 的阶层流动矩阵，考察低阶层居民家庭在2012、2014、2016、2018、2020年的阶层流动率与流动方向，结果见表3。结果可见，低阶层居民家庭收入的阶层流动水平在样本期内较为稳定，有近半概率能够实现阶层上升；相较之下，资产的阶层流动水平发生了较为显著的优化趋势，实现阶层上升的概率明显提升。然而，对比收入与资产的测度结果可以看出，低阶层居民家庭在收入中的阶层流动水平要高于资产，直接表现为收入的阶层固化率一直低于资产，尤其是进入中等阶层的概率明显高出。考虑收入与资产的特性可知，居民家庭资产价值的稳定性高于收入，收入往往只能代表居民家庭于某一时期的财富流量，而资产更能体现居民家庭在长期中的财富存量，其包含多种市场价值高、升值空间大的内容，如土地、房产等，这类资产往往需要居民家庭在较长时期中的收入积累或是代际传承才能够获得，导致低阶层居民家庭难以在短时期内实质性变动自身的资产水平，要实现资产的阶层跨越更为不易。

表3 转移矩阵阶层流动率

年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.509	0.237	0.254	0.676	0.180	0.144
2014	0.578	0.283	0.139	0.638	0.178	0.184
2016	0.512	0.242	0.145	0.629	0.161	0.210
2018	0.505	0.253	0.243	0.587	0.148	0.265
2020	0.516	0.224	0.260	0.586	0.145	0.269

进一步观测发现，低阶层居民家庭向其他阶层的流动率发生了分化，在样本期间向高阶层的转移概率逐渐超过中等阶层，且这一特征在资产中尤为显著。这一情况的发生，与我国失衡的阶层规模结构息息相关。一个合理的社会阶层应当是“两头小、中间大”的橄榄型结构，中等阶层规模占据绝对优势。然而，大量研究证明我国中等阶层规模一直处于最低位置，整体规模占比徘徊在20%~30%之间，远未达到橄榄型阶层结构要求（李培林和朱迪，2015；刘渝琳等，2021）。表4测度结果显示^①，2010—2020年我国中等收入阶层平均规模占比为0.222，中等资产阶层平均规模占比为0.167，远低于低阶层与高阶层规模占比。这一阶层规模结构暴露了我国当下面临的财富分配体系不完善问题，社会财富更多汇集于部分特定行业部门，如垄断性行业、资本密集型行业，其他行业部门可以分配获得的财富较为有限（王阳和常兴华，2018）。财富两极分化限制了中等阶层规模的扩大，弱化了中等阶层与其他阶层间的流转互动，高阶层与低阶层间的阶层流动反而更加频繁，不仅低阶层居民家庭向上流动进入高阶层的概率更高，高阶层居民家庭向下流动进入低阶层的概率也逐渐提升。由于我国资产的阶层规模结构失衡问题更为严重，这一现象特征也更加明显。

本文继续利用分位回归模型估计2012、2014、2016、2018、2020年低阶层居民家庭的相对流动率与绝对流动率，分别见图1和图2。结合两图可见，近年来低阶层居民家庭收入的相对流

^① 表4结果利用本文收入样本和资产样本测度获得，均利用75%~125%的相对标准法划分阶层。

李静等：阶层跨越与共同富裕

动水平波动较小且绝对流动水平显著上升，资产的相对流动水平与绝对流动水平呈现出快速上升趋势，尤其是相对流动水平在 2020 年已超越收入。对于低阶层居民家庭而言，相对流动水平的提升意味着长期财富地位有更强的变动概率，即使在早期处于社会财富不利地位，在长期中依然有获得更高财富地位的可能。关于绝对流动率，其现实意义是指在不受到早期财富水平影响的前提下仍可以到达的财富地位，其影响因素更多围绕在低阶层居民家庭个人努力、政策扶持以及外部资源获取中 (Chetty *et al.*, 2020)。也就是说，即使低阶层居民家庭在早期处于社会最底层，在良好的内驱动力与外部助力加持下，长期中仍有一定可能获得更高的财富收入，并且这种可能性在不断增加。由此看来，我国低阶层居民家庭阶层流动水平的快速提升具有积极的现实意义，相对流动水平与绝对流动水平的优化配合，对于低阶层居民家庭打破阶层桎梏是有益的。同时，对比收入与资产的流动分析结果发现，低阶层居民家庭资产的阶层流动水平虽然不断增强，然而与收入的阶层流动水平之间仍存在差距，这一结论与转移矩阵测度结果相吻合。

表 4 阶层规模占比与高阶转移矩阵阶层流动率

阶层规模占比						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2010	0.404	0.170	0.426	0.398	0.179	0.423
2012	0.373	0.229	0.399	0.396	0.182	0.422
2014	0.346	0.266	0.389	0.401	0.181	0.418
2016	0.379	0.223	0.398	0.418	0.159	0.423
2018	0.366	0.234	0.399	0.407	0.162	0.431
2020	0.381	0.212	0.408	0.419	0.138	0.443

高阶转移矩阵流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.228	0.204	0.568	0.136	0.133	0.731
2014	0.089	0.069	0.842	0.172	0.147	0.681
2016	0.225	0.193	0.582	0.208	0.139	0.653
2018	0.215	0.206	0.579	0.215	0.160	0.625
2020	0.237	0.188	0.575	0.246	0.114	0.640

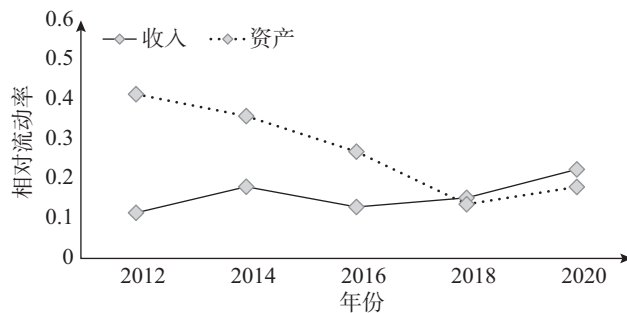


图 1 相对流动率

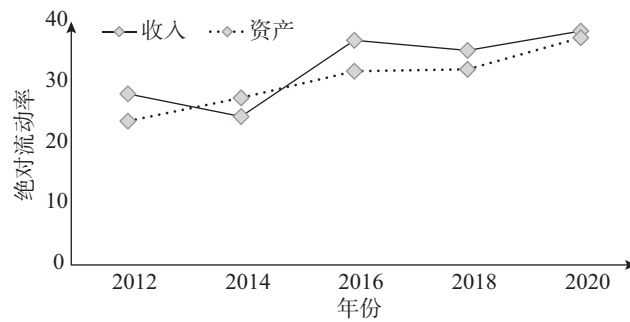


图2 绝对流动率

最后，本文分别将2010—2012、2010—2014、2010—2016、2010—2018、2010—2020年作为一个短期间，估计低阶层居民家庭收入与资产的长期平稳分位，结果见图3。直观看来，低阶层居民家庭的长期平稳分位不断提高并处于30分位~50分位之间，这意指在现有阶层流动水平之下，低阶层居民家庭在长期中有较大希望能够进入中等阶层。同时，相较于2010—2012年短期间阶层流动率的测度结果，低阶层居民家庭利用2010—2020年短期间阶层流动率估计的长期平稳分位明显更高，其中收入的长期平稳分位高出了18分位，资产的长期平稳分位高出了5分位。这就意味着，伴随阶层流动水平的持续优化，社会财富进入低阶层的可能性增加，低阶层居民家庭有更多途径与可能获取更高的财富地位，低阶层群体在长期中有较大希望实现阶层跨越。

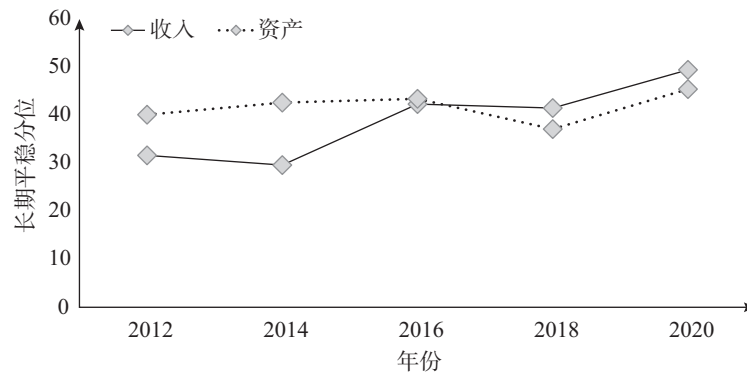


图3 长期平稳分位

前文的测度公式(4)表明，居民家庭的长期平稳分位与相对流动率和绝对流动率呈现正相关关系，也就是说相对流动水平越低或绝对流动水平越高则长期平稳分位越高。结合图1~图3的测度结果不难看出，在2016年之前，低阶层居民家庭资产的相对流动率与绝对流动率均高于收入，导致这一时期资产的长期平稳分位明显占据优势；在2016年之后情况发生转变，低阶层居民家庭资产的相对流动率与绝对流动率均低于收入，使得这一时期资产的长期平稳分位落于下风。对于低阶层居民而言，资产的阶层流动水平是存在显著优化趋势的，突出表现在相对流动水平的快速提升，甚至在2016年之后达到了比收入更高的水平；与之相对，低阶层居民家庭资产的绝对流动水平提升速率没有超越收入，使得该群体在资产中能够获得的长期财富地位略低。上述研究结论印证了绝对流动水平的现实重要性，社会公平的实现一方面要求整体阶层流动水平即相对流动水平与绝对流动水平的共同提升，同时也要求低阶层群体获得更高的财富水平和地位，以此缩减社会财富差距。若要实现低阶层居民家庭相对流动率降低与长期平稳分位提升的同时发

生，就必须依靠绝对流动水平的增强，利用外部动力充分发挥低阶层居民家庭的个人才能，进而推动低阶层居民家庭脱离原先的社会阶层。例如，近年来，我国针对低收入群体出台了一系列帮扶措施并已取得了阶段性成效，脱贫攻坚政策的全面实施有力支撑了部分贫困群体收入水平的上升。

(二) 不同低阶层居民家庭的阶层流动水平差异

本文继续对低阶层居民家庭进行群体划分，考察居住于不同经济发展水平省份、拥有不同教育水平低阶层居民家庭的流动性差异。这里首先测度不同低阶层居民家庭的转移矩阵阶层流动率，结果见表 5。结果可见，当低阶层居民家庭居住于城镇、经济发展水平前 5 名的省份或是具备高等教育水平时，均有过半的概率流动进入更高阶层，甚至有较大可能进入高层。对比之下，当低阶层居民家庭居住于乡村、经济发展水平偏落后省份或者教育水平有限时，向上流动明显受阻且有较大可能性限制于中等阶层以下。其中，具有初等教育水平的低阶层居民家庭受阶层约束最为明显，桎梏于本阶层的概率相较于其他低阶层居民家庭平均高出了 79.867%。个体的成长发展受到所处地域的外部环境影响，如当地的教育体系、基础设施建设、文化风气、劳动力市场结构等，这会对居民家庭的劳动获取造成直接影响。地区经济发展水平往往代表其所能提供的公共资源层级，经济越发达地区所能提供的外部资源越丰富，能够给低阶层居民家庭提供更多的就业机会与发展可能，因而获得更高的收入水平或财富累积、进入更高阶层的概率相对较高。教育水平则是居民家庭人力资本积累的直接体现，对于低阶层居民家庭而言，更高的教育水平意味着在劳动力市场中将拥有更强的竞争力，从而获得可观的劳动报酬。同时，良好的教育水平往往也预示着较强的学习能力与适应新事物的能力，经过长时期的人力资本积累，可以提高低阶层居民家庭的阶层上升可能。

表 5 不同低阶层居民家庭的转移矩阵阶层流动率

低阶层居民家庭	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高层	低阶层	中等阶层	高层
城镇	0.330	0.266	0.404	0.426	0.165	0.409
乡村	0.585	0.208	0.207	0.636	0.139	0.225
省份经济 (1~5 名)	0.156	0.211	0.633	0.170	0.102	0.729
省份经济 (6~10 名)	0.452	0.252	0.296	0.561	0.135	0.304
省份经济 (11~15 名)	0.542	0.210	0.249	0.607	0.160	0.234
省份经济 (16 名以后)	0.564	0.215	0.221	0.607	0.146	0.247
初等教育	0.735	0.147	0.118	0.670	0.145	0.185
中等教育	0.580	0.217	0.203	0.561	0.144	0.295
高等教育	0.379	0.234	0.387	0.474	0.145	0.381

最后，本文考察不同低阶层居民家庭的分位回归阶层流动率与长期平稳分位，测度结果见表 6。直观看来，居住于城镇、经济发展水平最高的省份或是拥有高等教育水平的低阶层居民家庭，基本达到了 60 以上的平稳分位，相较于其他居民家庭平均高出了 56.755%，在长期中能够实现大幅度的向上流动；其他低阶层居民家庭的长期平稳分位均处于 50 分位以下，难以获得更高的财富地位。对比不同低阶层群体的阶层流动率发现，居住于经济发达区域或是拥有高等教育经历的居民家庭的阶层流动性处于显著高水平，其中相对流动率相较于其他低阶层居民家庭平均缩减

了 0.190%，绝对流动率均达到了 40 以上且相较于其他低阶层居民家庭平均高出了 61.437%。可见，居住地域与教育经历中占优的低阶层居民家庭的相对流动性与其他居民家庭的差距微弱，在此境况下却仍然获得较高的长期平稳分位，关键在于这部分居民家庭具备突出的绝对流动水平，从而在增强阶层流动水平的同时进入更高的财富阶层，这也进一步印证了前文的分析结论。

表 6 不同低阶层居民家庭的分位回归阶层流动率与长期平稳分位

低阶层居民家庭	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
城镇	0.178	55.912	68	0.209	47.874	61
乡村	0.192	37.225	46	0.250	32.442	43
省份经济 (1~5 名)	0.129	62.129	71	0.201	54.580	68
省份经济 (6~10 名)	0.134	42.081	49	0.112	39.994	45
省份经济 (11~15 名)	0.288	33.880	48	0.263	33.311	45
省份经济 (16 名以后)	0.217	33.376	43	0.260	32.176	43
初等教育	0.124	25.751	29	0.239	23.147	30
中等教育	0.200	32.647	41	0.193	35.818	44
高等教育	0.268	44.592	61	0.147	48.173	56

结合现今国内外不同群体的流动水平测度结果可以理解（见表 7），我国低阶层居民家庭的相对流动性已经处于较高水平，在后续发展中继续提升的空间有限，若要在长期中获得更高的流动水平与财富地位，其关注点应该放在如何实现绝对流动水平的提升（Jerrim & Macmillan, 2015; Chetty *et al.*, 2020）。分样本研究结果证实，在居住地域与教育经历中占优的低阶层居民家庭可以实现高水平的绝对流动，进而在长期中进入中等阶层及以上的阶层地位。对比看来，我国低阶层居民家庭整体的相对流动水平虽然与之相近，绝对流动水平却相差甚远，这也是阻碍低阶层居民家庭向上跃迁的关键。在现实状况下，绝对流动水平与外部资源的获取程度相关，然而当前我国低阶层居民家庭在全社会的资源获取有限，尤其在地域分布与教育经历中处于不利地位（见表 8^①），这限制了低阶层居民家庭绝对流动水平的提升，因此低阶层居民家庭在长期中能够获得的财富地位有限，与其他阶层居民家庭财富差距长期存在。

五、稳健性分析

（一）变更样本年龄范围

考虑到我国现行的退休年龄制度以及农村老龄化更为严重的现实，本文将样本居民家庭年龄限制为 20 岁~60 岁以及 25 岁~55 岁两种类别。同时，参考相关学者对于 30 岁以上居民具有更为稳定的收入流动性的建议（Chetty *et al.*, 2014），本文将样本居民家庭年龄限制为 30 岁~60 岁，以此进一步控制生命周期效应和暂时性波动效应，测度结果见表 9~表 11。整体看来，在对样本居民家庭年龄进行一系列控制后，具体测度数值虽与原样本测度结果有些许出入，然而并不

^① 表 8 针对全体居民家庭居住省份的经济发展水平以及个体教育水平进行群体划分，并计算了不同群体中低阶层、中等阶层、高阶层居民家庭的占比，这里报告了 2010 年的统计结果。

李静等：阶层跨越与共同富裕

改变基础研究结论。低阶层居民家庭收入的相对流动水平有所下降、绝对流动水平显著提升、长期平稳分位不断提高，而低阶层居民家庭资产的相对流动水平、绝对流动水平以及长期平稳分位均得到了明显优化，同时比较看来收入的阶层流动水平整体高于资产。

表 7 阶层流动性的国内外研究

测度方法	样本限制	相对流动率	代表研究
对数收入回归	删除零收入	0.594	徐晓红和曹萍萍 (2021)
	零收入替换为 1	0.555	
	删除最低 1% 收入后的样本	0.640	
	删除最低 10% 收入后的样本	0.734	
收入分位回归	删除零收入	0.600	
	零收入替换为 1	0.594	
	删除最低 1% 收入后的样本	0.604	
	删除最低 10% 收入后的样本	0.633	
对数收入回归	16 岁~65 岁居民	0.325	徐晓红等 (2023)
收入分位回归	16 岁~65 岁居民	0.360	
收入分位回归	1880—1910 年出生群体，美国白人居民	0.360	Abramitzky <i>et al.</i> (2021)
	1910—1940 年出生群体，美国白人居民	0.360	
收入分位回归	美国全体居民	0.350	Chetty <i>et al.</i> (2020)
	美国白人居民	0.320	
	美国黑人居民	0.280	
	美国亚裔居民	0.180	
	美国西班牙裔居民	0.260	
	美国印第安裔居民	0.310	

表 8 不同群体中各阶层居民家庭的占比

群体划分	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
城镇	0.289	0.153	0.558	0.244	0.135	0.621
乡村	0.474	0.180	0.345	0.488	0.212	0.300
省份经济 (1~5 名)	0.173	0.097	0.730	0.101	0.044	0.855
省份经济 (6~10 名)	0.402	0.176	0.422	0.333	0.199	0.468
省份经济 (11~15 名)	0.374	0.185	0.441	0.419	0.192	0.389
省份经济 (16 名以后)	0.429	0.182	0.389	0.475	0.195	0.330
初等教育	0.499	0.193	0.308	0.508	0.192	0.300
中等教育	0.330	0.153	0.517	0.302	0.180	0.518
高等教育	0.108	0.078	0.814	0.127	0.055	0.818

表 9 变更样本年龄范围的稳健性分析 (20 岁~60 岁)

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.512	0.237	0.251	0.672	0.170	0.157
2014	0.580	0.285	0.135	0.624	0.181	0.195
2016	0.515	0.245	0.241	0.622	0.160	0.219
2018	0.506	0.254	0.241	0.581	0.151	0.268
2020	0.516	0.225	0.259	0.579	0.149	0.272

分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2012	0.117	26.487	30	0.428	23.478	41
2014	0.177	29.914	36	0.382	28.650	46
2016	0.122	37.978	43	0.262	33.407	45
2018	0.160	35.829	43	0.076	38.926	42
2020	0.231	36.247	47	0.170	36.088	43

表 10 变更样本年龄范围的稳健性分析 (25 岁~55 岁)

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.490	0.251	0.259	0.666	0.176	0.158
2014	0.562	0.298	0.140	0.621	0.180	0.199
2016	0.494	0.253	0.253	0.618	0.166	0.216
2018	0.479	0.267	0.254	0.561	0.160	0.279
2020	0.502	0.224	0.274	0.576	0.153	0.271

分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2012	0.138	25.758	30	0.370	23.401	37
2014	0.171	23.306	28	0.334	30.227	45
2016	0.098	36.602	41	0.226	31.848	41
2018	0.164	35.862	43	0.068	34.352	37
2020	0.256	32.990	44	0.184	36.157	44

表 11 变更样本年龄范围的稳健性分析 (30 岁~60 岁)

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.504	0.239	0.258	0.675	0.167	0.159
2014	0.577	0.284	0.138	0.636	0.169	0.195
2016	0.515	0.243	0.243	0.620	0.166	0.214
2018	0.505	0.253	0.242	0.578	0.147	0.275
2020	0.517	0.221	0.263	0.586	0.147	0.267

分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2012	0.129	29.969	34	0.423	24.230	42
2014	0.189	26.254	32	0.367	27.650	44
2016	0.139	38.720	45	0.214	32.263	41
2018	0.180	36.109	44	0.045	38.050	40
2020	0.240	36.104	47	0.165	35.707	43

(二) 变更阶层划分标准

除相对标准法外，当前并没有统一的针对居民家庭资产的绝对标准划分方法，这里借鉴学界常见的做法，一方面将各年份居民家庭收入值和资产值进行 5 等分，将最低 20 分位值居民家庭看作低阶层居民家庭（汪小芹和邵宜航，2021）；另一方面以收入或资产中位值的 75%~150% 划定中等阶层，高于该水平的为高阶层，低于该水平的为低阶层（龙莹，2015；何沛芸等，2024），测算结果分别见表 12 和表 13。观测表 12 测度结果发现，20 分位以下的居民家庭收入与资产的相对流动水平整体高于原低阶层居民家庭，可见对于较低财富地位的居民家庭而言，提高阶层流动水平与长期平稳分位的关键仍在于绝对流动水平的提升。同时，在原数据样本中，40 分位以下的居民家庭基本隶属于低阶层居民家庭，说明表 12 的转移矩阵流动率测度结果与基础研究基本一致。观测表 13 测度结果发现，在放松中等阶层划分范围后，低阶层居民家庭的转移矩阵流动率发生了更为明显的分化趋势。低阶层居民家庭在向上流动过程中，进入中等阶层的概率逐渐小于高阶层，这一变动特征相较于基础分析更加突出。在变更中等阶层划分标准后，理论上低阶层居民家庭应当有更大的概率流动进入中等阶层，然而实际在长期中仍然有更高概率进入高阶层。这就进一步印证了本文的基础分析结论，我国阶层规模结构失衡问题较为严峻，低阶层居民家庭在长期中有一定可能会出现“跳级跨越”。

(三) 变更样本个体限制

本文对收入样本和资产样本的居民家庭进行特别限制，要求两类样本中的居民家庭保持一致，并从以下两方面进行：一方面是要求全体居民家庭保持一致，由此收入样本与资产样本均获得 6 240 个样本量，基于此分别划分收入阶层与资产阶层，其中低收入阶层居民家庭与低资产阶层居民家庭分别获得 2 514、2 451 个样本量；另一方面则是要求低阶层居民家庭保持一致，也就是低阶层收入样本与低阶层资产样本的各居民家庭相同，由此低收入阶层居民家庭与低资产阶层

居民家庭均获得 1 362 个样本量, 测算结果分别见表 14 和表 15。综合看来, 在要求收入样本量和资产样本量保持一致后, 低阶层居民家庭的流动性测度结果与基础测度结果仍保持一致, 这也进一步保证了本文主体研究中收入分析与资产分析的可比性以及稳健性。

表 12 变更阶层划分标准的稳健性分析 (5 等分)

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	20 分位以下	20~40 分位	40 分位以上	20 分位以下	20~40 分位	40 分位以上
2012	0.301	0.260	0.440	0.511	0.251	0.239
2014	0.389	0.287	0.324	0.434	0.266	0.299
2016	0.301	0.260	0.438	0.406	0.252	0.343
2018	0.309	0.265	0.427	0.361	0.228	0.411
2020	0.312	0.261	0.427	0.349	0.234	0.417

分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2012	0.012	31.392	32	0.172	23.113	28
2014	0.131	26.431	30	0.270	26.179	36
2016	0.143	38.548	45	0.035	32.473	34
2018	0.074	38.375	41	0.010	37.427	38
2020	0.369	34.846	55	0.100	36.927	41

表 13 变更阶层划分标准的稳健性分析 (75%~150%)

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.509	0.221	0.270	0.676	0.192	0.131
2014	0.578	0.312	0.111	0.638	0.195	0.167
2016	0.512	0.276	0.211	0.629	0.179	0.192
2018	0.523	0.268	0.209	0.587	0.170	0.243
2020	0.516	0.237	0.248	0.586	0.168	0.245

分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2012	0.115	27.984	32	0.414	23.490	40
2014	0.181	24.249	30	0.360	29.028	45
2016	0.130	36.806	42	0.269	31.715	43
2018	0.153	35.123	41	0.065	39.093	42
2020	0.224	38.330	49	0.180	37.225	45

李静等：阶层跨越与共同富裕

表 14 变更样本个体限制的稳健性分析（全体居民家庭一致）

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.506	0.242	0.252	0.672	0.182	0.146
2014	0.583	0.278	0.139	0.630	0.184	0.186
2016	0.515	0.244	0.241	0.625	0.166	0.210
2018	0.505	0.253	0.243	0.578	0.146	0.276
2020	0.511	0.225	0.264	0.575	0.151	0.275

分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2012	0.124	25.580	29	0.419	20.590	35
2014	0.200	23.588	29	0.373	24.447	39
2016	0.154	37.155	44	0.275	27.690	38
2018	0.168	34.875	42	0.066	35.437	38
2020	0.233	36.381	47	0.181	33.534	41

表 15 变更样本个体限制的稳健性分析（低阶层居民家庭一致）

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2012	0.669	0.217	0.115	0.730	0.178	0.093
2014	0.695	0.220	0.085	0.669	0.187	0.145
2016	0.581	0.238	0.181	0.679	0.157	0.164
2018	0.571	0.203	0.227	0.603	0.123	0.275
2020	0.561	0.198	0.242	0.645	0.140	0.214

分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2012	0.138	23.375	27	0.416	19.148	33
2014	0.229	21.990	29	0.384	23.464	38
2016	0.201	36.067	45	0.382	29.079	47
2018	0.180	30.468	37	0.140	36.857	43
2020	0.239	33.984	45	0.261	29.354	40

(四) 变更样本数据源

本文利用中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, CHFS) 家庭数据库 2013、2015、2017、2019 年的追踪数据重新进行流动性估计^①, 低阶层居民家庭的收入样本与资产样本分别匹配获得 2 541、2 151 个样本量。其中, 居民家庭的收入数据利用人均家庭总收入表征, 家庭总收入包括工资性收入、农业经营收入、工商业经营收入、转移性收入和投资性收入; 居民家庭的资产数据利用人均家庭净资产表征, 家庭净资产为家庭总资产与家庭总负债之差, 其中家庭总资产包括非金融资产和金融资产, 非金融资产包括农业经营资产、工商业经营资产、土地资产、房产、车辆资产、其他非金融资产, 金融资产包括社保账户余额、现金、存款、股票、基金、债券、衍生品、理财、外币资产、黄金、其他金融资产和借出款, 家庭总负债包括住房、教育、医疗等的贷款、借款等。同时, 2015、2017、2019 年收入/资产数据均依据 2013 年消费者价格指数进行平减处理, 测度结果见表 16^②。在变更样本数据源后, 低阶层居民家庭的阶层流动水平有所减弱, 其阶层固化可能性增加。然而, 阶层流动水平、长期平稳分位的整体变动趋势以及收入与资产间流动水平的对比结果均无差异, 这印证了本文基础分析的稳健性。

表 16 变更样本数据源的稳健性分析

转移矩阵阶层流动率						
年份	收入			资产		
	低阶层	中等阶层	高阶层	低阶层	中等阶层	高阶层
2015	0.614	0.169	0.217	0.749	0.119	0.133
2017	0.619	0.168	0.212	0.737	0.109	0.154
2019	0.590	0.168	0.242	0.722	0.106	0.172
分位回归阶层流动率与长期平稳分位						
年份	收入			资产		
	相对流动率	绝对流动率	平稳分位	相对流动率	绝对流动率	平稳分位
2015	0.299	32.197	46	0.514	18.964	39
2017	0.272	33.022	45	0.473	21.445	41
2019	0.238	35.014	46	0.425	23.027	40

六、反事实分析：低阶层居民家庭向上流动的资源约束

拥有良好外部资源的低阶层居民家庭在阶层向上流动与长期财富地位获取有更好的表现, 这是否意味着外部资源差异是导致低阶层居民家庭与其他阶层居民家庭财富差距长期存在的重要因素? 若在资源获取中与其他阶层居民家庭处于同一起跑线, 低阶层居民家庭在长期中是否能够分

^① CHFS 家庭数据库 2011 年的总收入数据为家庭可支配收入, 其中工资性收入为税后总收入, 农业经营与工商业经营收入均为扣除成本 (税收) 后的总收入。而 CHFS 于 2013 年及以后的调查数据中, 家庭总收入并未将税收或成本剔除, 且数据库中缺乏居民家庭工资税收、经营成本的数据, 本文无法计算获得家庭可支配收入。为确保各年份居民家庭收入数据统计口径的一致, 本文将 2011 年调查数据从样本中去掉。

^② CHFS 数据库中报告的数据均经过抽样权重的调整, 本文在分位回归估计中已将抽样权重考虑在内。

配获得更多的收入与财富？为了回答此问题并探寻低阶层居民家庭实现更高水平阶层流动的可行路径，本文将利用反事实分析方法，量化资源获取差异在低阶层居民家庭收入与资产向上流动中发挥的具体作用。

（一）反事实分析方法

机会不平等理论认为，环境因素与个人努力因素对于居民家庭收入水平均起到了重要作用，其中环境因素包括公共环境与家庭环境，分别指代所处地域的经济发展水平、公共教育发展水平、基础设施建设等外部环境发展状况，以及父母教育水平、父母职业属性、家庭教育投资等内部环境发展状况。教育是一个特殊的综合变量，它对于居民家庭收入起到关键作用甚至可以间接衡量居民家庭收入水平，同时自身也受到环境因素与个人努力因素的影响，这意味着环境因素可以通过直接作用或通过教育的间接作用两种途径干涉低阶层居民家庭收入与资产的获取（Zhou & Zhao, 2019）。本文在前文分析中讨论的外部资源主要指向公共环境因素，因此参考 Zhou & Zhao（2019）的做法，利用反事实模拟量化公共环境因素对于低阶层居民家庭收入与资产水平的直接影响与间接影响作用。首先，构建家庭收入（资产）以及教育水平的预测式：

$$\ln A_{i,t} = \lambda_{i,t} + \alpha EDU_{i,t} + \beta C_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (9)$$

$$EDU_{i,t} = HC_{i,t} + \nu_{i,t} \quad (10)$$

式中， i 表示居民家庭， t 表示年份， $\ln A_{i,t}$ 表示居民家庭收入（资产）对数值。 $EDU_{i,t}$ 表示居民家庭的教育水平，以家庭平均教育水平衡量并由低至高划分为 8 个层次^①； $C_{i,t}$ 表示公共环境因素， H 为连接居民家庭教育水平与公共环境因素的系数矩阵，其中公共环境因素包括户口（参照家庭受访者户口，非农业为 1、农业为 0）、家庭居住地（城镇为 1，乡村为 0）、地区经济发展水平（省份人均 GDP 对数值，元）、地区公共服务发展水平（省份人均一般公共服务支出对数值，元）、地区公共教育投入水平（省份人均教育支出对数值，元）、地区高等教育发展水平（省份高等学校教职工数占总人口比重）； $X_{i,t}$ 为家庭特征变量，包括家庭平均年龄、家庭成员平均健康水平（1~5，分数越高则健康水平越高）、家庭成员规模。

进一步，将公式（10）带入公式（9）可得：

$$\ln A_{i,t} = \lambda_{i,t} + \psi C_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中，

$$\psi = \alpha H + \beta, \epsilon_{i,t} = \alpha \nu_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (12)$$

接下来，本文分别分析公共环境因素的直接影响作用以及通过教育的间接影响作用。关于直接影响作用，这里对公共环境因素进行平均化处理即获得 \bar{C} ， A_i ，进而将 C_i 与 \bar{C} 分别带入（9）式获得模拟收入（资产）值。在此过程中，参照 Roemer & Trannoy（2016）的建议，将随机扰动项 $\epsilon_{i,t}$ 排除在外，可得：

$$\tilde{A}_{i,t} = \exp [\lambda_{i,t} + \alpha EDU_{i,t} + \beta C_{i,t} + \gamma X_{i,t}] \quad (13)$$

$$\tilde{A}_{i,t}^{\bar{C}} = \exp [\lambda_{i,t} + \alpha EDU_{i,t} + \beta \bar{C}_{i,t} + \gamma X_{i,t}] \quad (14)$$

式中， $\tilde{A}_{i,t}$ 为利用原公共环境因素预测的收入（资产）值， $\tilde{A}_{i,t}^{\bar{C}}$ 为利用公共环境因素平均值预测

^① 教育水平区分为：文盲/半文盲/幼儿园为 1，小学为 2，初中为 3，高中/中专/技校/职高为 4，大专为 5，大学本科为 6，硕士为 7，博士为 8。

的收入（资产）值。由此，本文分别利用 $\tilde{A}_{i,t}$ 与 $\tilde{A}_{i,t}^c$ 重新测算低阶层居民家庭的阶层流动率并分别表示为 $mobility(\tilde{A}_{i,t})$ 和 $mobility(\tilde{A}_{i,t}^c)$ ，对比二者差异即可评估公共环境因素在阶层流动中发挥的直接影响作用：

$$\Phi_{direct}^c = mobility(\tilde{A}_{i,t}^c) - mobility(\tilde{A}_{i,t}) \quad (15)$$

进一步，考察公共环境因素通过教育的间接影响作用，将 C_i 与 \bar{C} 分别带入（11）式获得模拟收入（资产）值 $\hat{A}_{i,t}$ 和 $\hat{A}_{i,t}^c$ ，进而获得二者的阶层流动差异 $\Phi^c = mobility(\hat{A}_{i,t}^c) - mobility(\hat{A}_{i,t})$ 。由此，获得公共环境因素对于阶层流动的间接影响作用：

$$\Phi_{EDU}^c = \Phi^c - \Phi_{direct}^c \quad (16)$$

本文基于全体居民家庭的收入样本和资产样本，重新估计 2010、2012、2014、2016、2018、2020 年全体居民家庭的反事实收入（资产）数据，在此基础上进行阶层与分位的重新划分，进而测算低阶层居民家庭的阶层流动率与长期平稳分位。上述变量数据均来自 CFPS2010—2020 年数据库，以及 2011—2021 年的《中国统计年鉴》，居民家庭收入与资产样本的 OLS 回归结果分别见附录的表 A 和表 B。

（二）公共环境因素的影响作用

表 17 报告了公共环境因素对于低阶层居民家庭阶层流动的直接影响以及通过教育的间接影响作用，其中，阶层上升变动率是指在对公共环境变量进行平均化处理即消除公共环境因素差异后低阶层居民家庭流动进入中等阶层和高阶层的概率变动值，平稳分位变动值是指低阶层居民家庭的长期平稳分位变动值，且分别利用转移矩阵和分位回归模型测度。整体看来，在消除公共环境因素的差异后，低阶层居民家庭的向上流动概率以及长期财富地位都得到了显著提升，这意味着当低阶层居民家庭打破外部资源桎梏时，有充分可能获取更多的社会财富并进入更高阶层，这也印证了前文的设想。对比公共环境因素的直接影响和间接影响作用发现，公共环境因素对于低阶层居民家庭收入的直接影响力度要高于资产，而对于资产的间接影响力度要高于收入，这一影响作用的分解结果为低阶层居民家庭的长期发展与社会不平等缩减提供了路径解答。对于低阶层居民家庭而言，要缩减与其他阶层居民家庭的财富差距，收入与资产均是需要关注的重要内容，唯有实现收入与资产地位的共同上升才能够真正加速社会公平的实现。在此过程中，外部资源的均衡优化为低阶层居民家庭同时实现收入与资产的公平获取提供了可能。当外部资源均衡分配时，低阶层居民家庭将获得更加优质的公共环境资源供给，如更加完善的基础设施建设、更和谐的社会文化氛围、更多的劳动力市场就业机会等，从而可以直接推动低阶层居民家庭收入水平与收入地位的提升；进一步，外部资源的优化会间接影响低阶层的人力资本积累，使得低阶层居民家庭有更大希望获得更高的教育水平，这不仅助力低阶层居民家庭具备在劳动力市场生存的长期竞争力，也为知识经济时代下低阶层居民家庭的资产积累提供充分可能。

七、主要结论与政策含义

我国在共同富裕的前进道路中已获得了长足进步，为了向更高水平的富裕之路推进，需要进一步强化低阶层居民家庭的阶层流动水平，提升低阶层居民家庭的收入与资产地位，加速缩减群体间的收入和财富差距。本文基于代内流动视角对我国低阶层居民家庭的阶层流动现状以及流动约束问题进行分析，研究发现：第一，近年来低阶层居民家庭的阶层流动水平整体呈现优化趋

李静等：阶层跨越与共同富裕

势，相对流动水平与绝对流动水平不断增强，助力在长期中能够获得更高的财富地位。第二，低阶层居民家庭收入和资产的阶层流动水平有所差异，收入的阶层流动水平以及长期财富地位均高于资产。第三，低阶层居民家庭的阶层流动水平在不同群体间存在显著差异，居住于经济发达地区或是拥有高教育水平的低阶层居民家庭往往具备更高的阶层流动水平以及长期财富地位。第四，降低外部资源差异是推动低阶层居民家庭实现大幅度向上流动的关键，低阶层居民家庭拥有良好的相对流动水平，有较大可能上升进入中等阶层，若该群体获得良好的外部资源支撑，则有足够的潜力实现更高水平的阶层跨越。

表 17 公共环境因素的直接与间接影响作用

公共环境因素的直接影响作用				
年份	收入		资产	
	阶层上升变动率	平稳分位变动值	阶层上升变动率	平稳分位变动值
2012	0.289	10	0.081	8
2014	0.256	24	0.166	11
2016	0.386	15	0.207	11
2018	0.331	14	0.103	13
2020	0.180	11	0.118	7
公共环境因素通过教育的间接影响作用				
年份	收入		资产	
	阶层上升变动率	平稳分位变动值	阶层上升变动率	平稳分位变动值
2012	0.140	8	0.240	11
2014	0.078	2	0.160	-4
2016	0.008	1	0.167	10
2018	0.127	1	0.033	10
2020	0.016	8	0.210	8

本文研究政策含义包括：第一，我国区域间的资源分布尚不均衡，这直接影响了低阶层居民家庭的资源获取。当前，我国优质资源多集中于发达地区，低阶层居民家庭获取资源不足，难以满足自我发展的需求，进而在劳动力市场中缺乏竞争力，因此低阶层居民家庭从源头上便在社会中处于弱势地位。第二，低阶层居民家庭受限于有限的社会经济资源，难以充分发挥向上流动的动力，与其他阶层居民家庭的财富差距长期存在，放缓了社会不平等的缩减进程。要推动低阶层居民家庭流动水平与财富地位的进一步提升，就需要打破阶层间、区域间的资源桎梏。须尽快加强落后地区基础设施服务，提升低阶层居民家庭人力资本投资，帮扶低阶层居民家庭获取未来发展所需的必要能力。这需要政府继续完善各项转移支付政策，为低阶层居民家庭提供基础物质生活托底，同时加大发展落后地区与人群的生产、发展资源配给。具体而言，一方面，要大力发展乡村振兴建设，不断健全城乡融合发展体制机制，提升城乡基本公共服务均等化水平，助力乡村基本具备现代生活条件；另一方面，对低阶层居民家庭施行目标施策，推动财富水平与经济水平的同步增长，防止两极分化的问题愈演愈烈；最后，构建多层次教育体系，改善农村地区学前教育设施条件，提升农村地区基本教育水平，实施农村地区学校扩容增位工程，加强优质教育与特

色教育建设,在资源分配中实现均衡化,为低阶层居民家庭提供外部助力,这对于增强社会整体流动性、加快缩减社会财富差距、实现更高水平的共同富裕具有重要意义。

参考文献

- 陈宗胜、杨希雷, 2023:《中国居民收入流动性的新趋向研究》,《中国人口科学》第4期。
- 何沛芸、云如先、黄斌, 2024:《教育促进共同富裕之“提低扩中”效应——兼论我国社会收入分配结构现状》,《教育与经济》第2期。
- 李何波、刘渝琳、陈翊旻, 2023:《数字要素参与是扩大中等收入群体的福音吗——基于阶层流动和收入差距双重维度的经验证据》,《南开经济研究》第9期。
- 李培林、朱迪, 2015:《努力形成橄榄型分配格局——基于2006—2013年中国社会状况调查数据的分析》,《中国社会科学》第1期。
- 李任玉、杜在超、龚强、何勤英, 2018:《经济增长、结构优化与中国代际收入流动》,《经济学(季刊)》第3期。
- 李实、朱梦冰, 2022:《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》,《管理世界》第1期。
- 刘渝琳、司绪、宋琳璇, 2021:《中等收入群体的持续期与退出风险估计——基于EM算法的收入群体划分》,《统计研究》第5期。
- 龙莹, 2015:《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》,《统计研究》第2期。
- 田艳平、向雪风, 2023:《数字经济发展、阶层向上流动与中等收入群体扩容》,《南方经济》第4期。
- 汪小芹、邵宜航, 2021:《我们是否比父辈过得更好:中国代际收入向上流动研究》,《世界经济》第3期。
- 王阳、常兴华, 2018:《当前我国中等收入群体的规模、范围及扩大路径》,《经济纵横》第9期。
- 徐晓红、曹萍萍, 2021:《低收入群体代际收入流动性变动趋势》,《统计与信息论坛》第6期。
- 徐晓红、邵宇浩、耿文静, 2023:《子女数量与代际收入流动》,《人口与发展》第6期。
- 杨穗、李实, 2017:《转型时期中国居民家庭收入流动性的演变》,《世界经济》第11期。
- Abowd, J. M., K. L. Mckinney, and J. Sabelhaus, 2021. “United States Earnings Dynamics: Inequality, Mobility, and Volatility”, NBER Working Paper.
- Abramitzky, R., L. Boustan, E. Jácome, and S. Pérez, 2021, “Intergenerational Mobility of Immigrants in the United States over Two Centuries”, *American Economic Review*, 111 (2): 580 - 608.
- Alesina, A., S. Stantcheva, and E. Teso, 2018, “Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution”, *The American Economic Review*, 108 (2): 521 - 554.
- Barro, R. J., 1972, “A Theory of Monopolistic Price Adjustment”, *The Review of Economic Studies*, 39 (1): 17 - 26.
- Becker, G. S., and N. Tomes, 1979, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”, *Journal of political Economy*, 87 (6): 1153 - 1189.
- Blanco, A., B. Diaz de Astarloa, A. Drenik, C. Moser, and D. R. Trupkin, 2022, “The Evolution of the Earnings Distribution in A Volatile Economy: Evidence from Argentina”, *Quantitative Economics*, 13 (4): 1361 - 1403.
- Bowlus, A., É. Gouin-Bonenfant, H. Liu, L. Lochner, and Y. Park, 2022, “Four Decades of Canadian Earnings Inequality and Dynamics across Workers and Firms”, *Quantitative Economics*, 13 (4): 1447 - 1491.
- Chetty, R., D. Grusky, M. Hell, N. Hendren, R. Manduca, and J. Narang, 2017, “The Fading American Dream: Trends in Absolute Income Mobility since 1940”, *Science*, 356 (6336): 398 - 406.
- Chetty, R., N. Hendren, M. R. Jones, and S. R. Porter, 2020, “Race and Economic Opportunity in the United States: An Intergenerational Perspective”, *The Quarterly Journal of Economics*, 135 (2): 711 - 783.
- Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez, 2014, “Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States”, *The Quarterly Journal of Economics*, 129 (4): 1553 - 1623.

李静等：阶层跨越与共同富裕

- Fan, Y. , J. Yi, and J. Zhang, 2021, “Rising Intergenerational Income Persistence in China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 13 (1): 202 - 30.
- Fields, G. S. , and E. A. Ok, 1996, “The Meaning and Measurement of Income Mobility”, *Journal of Economic Theory*, 71 (2): 349 - 377.
- Gong, H. , A. Leigh, and X. Meng, 2012, “Intergenerational Income Mobility in Urban China”, *Review of Income and Wealth*, 58 (3): 481 - 503.
- Jenkin, S. , 1987, “Snapshots Versus Movies: ‘Lifecycle Biases’ and the Estimation of Intergenerational Earnings Inheritance”, *European Economic Review*, 31 (5): 1149 - 1158.
- Jerrim, J. , and L. Macmillan, 2015, “Income Inequality, Intergenerational Mobility, and the Great Gatsby Curve: Is Education the Key?”, *Social Forces*, 94 (2): 505 - 533.
- Mazumder, B. , 2005, “Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data”, *Review of Economics and Statistics*, 87 (2): 235 - 255.
- Nybom, M. , and J. Stuhler, 2017, “Biases in Standard Measures of Intergenerational Income Dependence”, *Journal of Human Resources*, 52 (3): 800 - 825.
- Roemer, J. E. , and A. Trannoy, 2016, “Equality of Opportunity: Theory and Measurement”, *Journal of Economic Literature*, 54 (4): 1288 - 1332.
- Shorrocks, A. F. , 1976, “Income Mobility and The Markov Assumption”, *The Economic Journal*, 86 (343): 566 - 578.
- Solon, G. , 1992, “Intergenerational Income Mobility in the United States”, *American Economic Review*, 82 (3): 393 - 408.
- Taylor, J. B. , 1980, “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *Journal of Political Economy*, 88 (1): 1 - 23.
- Zhou, J. , and W. Zhao, 2019, “Contributions of Education to Inequality of Opportunity in Income: A Counterfactual Estimation with Data from China”, *Research in Social Stratification and Mobility*, 59: 60 - 70.

Class Leapfrogging and Common Prosperity: Understanding Lower Class Income Households and Wealth Mobility and Constraints

LI Jing¹, GAO Nan¹, DAI Xinchun²

(1. School of Economics, Anhui University, Anhui Hefei, China, 230601;

2. School of Economics and Management, Hefei University, Anhui Hefei, China, 230601)

Summary: China has made significant progress along the road to common prosperity. To achieve a higher level of prosperity, it is necessary to strengthen low-class households' class mobility, improve their income and asset status, and accelerate the reduction of the income and wealth gap between groups by "expanding and lowering".

Based on six CFPS survey data from 2010 to 2020, this research examines the level of class mobility and its upward mobility limits among low-income households in China using the dual dimensions of income and assets. This study initially adjusts for life cycle bias and transitory fluctuation bias in income data, then uses the transfer matrix method and quantile regression model to evaluate the class mobility rate and long-term stable quantile of low-income inhabitants, as well as conduct robustness testing. Finally, the counterfactual analysis approach is utilized to study how external resource differences hinder low-income households' upward mobility.

The study discovered that, first, in recent years, the level of class mobility of lower-class households in China has improved, with about half of the probability moving into the higher class. The relative and absolute mobility levels have steadily improved, and higher financial status can be achieved in the long run. Second, lower-class households' income has a higher overall level of class mobility than assets, implying that they have a greater chance of class leapfrogging in income. Third, there are large disparities in the degree of class mobility among different low-income households. Low-income households who live in economically developed areas or have a better level of education have a greater advantage in terms of class advancement and long-term wealth creation. Fourth, low-income households have strong relative mobility, which helps them move into the middle class. However, a lack of externally beneficial resources makes it difficult for this group to advance to the upper wealth classes. Reducing disparities in economic resources and education levels between regions is critical to boosting low-income households and achieving a significant rise in the class.

This essay contends that lower class households find it challenging to fully express their desire for upward mobility since they are at a disadvantage when it comes to the distribution of social resources overall. As a result, the wealth disparity between households of lower class and those of other classes remains for a long time, slowing down the process of reducing social inequality. Actively promoting the equalization of public resource allocation among regions is required to further increase the mobility level of lower-class households and narrow the wealth-social income gap.

Key words: low-class households; class mobility; upward flow constraint; equalization of public resources