

# 中等收入群体提质扩容： 环境与努力孰轻孰重？\*

李莹

**【摘要】**中等收入群体提质扩容是构建新发展格局的重要支撑,也是实现共同富裕的关键环节。文章通过引入“脆弱性”的概念,将中等收入群体研究的视角从“量”拓展到“质”,借鉴“环境—努力”二元分析框架,剖析了机会不平等对中等收入群体提质扩容的制约程度和具体作用机制。研究发现,当前中等收入群体处于低质量扩张阶段,个人努力是中等收入群体提质扩容的主导力量,环境因素的影响不到三成(27.1%);换言之,能否进入中等收入群体,“七分靠打拼”。与中等收入群体扩容相比,提质面临更高的机会不平等。环境因素不仅直接影响中等收入群体提质扩容,还会通过教育差异间接增加中等收入群体提质扩容的难度。文章从降低机会不平等的视角出发,提出中等收入群体稳存量、扩增量、提质量的政策建议。

**【关键词】**中等收入群体数量 中等收入群体质量 机会不平等 共同富裕

**【作者】**李莹 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所、浙江财经大学—中国社会科学院大学浙江研究院,副研究员。

## 一、引言

共同富裕是中国式现代化的核心要义。实现共同富裕,需要培育更大规模、更高质量的中等收入群体,推动全体人民共享发展成果,这也是构建新发展格局的重要支撑。2023年中央经济工作会议指出,当前中国经济面临的挑战包括有效需求不足、国内大循环存在堵点等,必须坚持深化供给侧结构性改革和着力扩大有效需求协同发力,发挥超大规模市场和强大生产能力的优势,使国内大循环建立在内需主动力的基础上,提升国际循环质量和水平。中等收入群体提质扩容对促进经济回升向好具有重要的意义:从

\* 本文为国家社会科学基金青年项目“城乡居民机会不平等的生成机制、传导效应与应对策略研究”(编号:22CTJ022)的阶段性研究成果。感谢中国社会科学院经济大数据与政策评估实验室(编号:2024SYZH004)对研究的支持。

供给角度来看，中等收入群体拥有较高的人力资本，能够为推动技术进步、提升自主创新能力、优化供给结构提供人力支撑；从需求角度看，中等收入群体是消费的重要主体，充分释放中等收入群体的消费需求有利于激发需求潜力，拉动社会就业和经济增长。简言之，中等收入群体提质扩容对形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局具有至关重要的作用。

党的二十大对有效促进中等收入群体提质扩容做出明确安排，“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”。强调机会公平，可以提升中低收入者的内生动力，使低收入者勤劳致富、凭借自身能力与奋斗摆脱“低收入陷阱”，实现中等收入群体“扩容”；发展机会的公平性，也有利于提高收入获取的稳定性与可持续性，减少中等收入群体向下流动的风险，促进中等收入群体“提质”，推进人的全面发展。由此可见，中等收入群体提质扩容的核心是促进机会公平（刘世锦等，2022）。

围绕机会公平的内涵和外延，经济学、社会学、政治学领域的学者开展了大量研究。作为一种社会价值判断，“公平”具有抽象性和历史性，容易出现个体认知差异，因此不同学派对公平的理解差异明显。在经济学领域，主流的公平观以机会平等为核心。Roemer（1998）提出经典的“环境—努力”（circumstances—efforts）二元分析框架，认为收入、教育、健康等结果是由环境和努力共同决定的。其中，环境是个体无法控制、社会无法问责的因素集合，如家庭背景、种族出身等；努力则是指个体能够自我控制或社会能够问责的因素，如受教育程度、工作时间等。学界通常将不受环境影响、仅取决于个体努力的差异称为机会平等（equality of opportunity），受环境影响的差异称为机会不平等（inequality of opportunity）。这就引出一个现实问题：个体跨越中等收入门槛、成为稳定的中等收入群体的一员，在多大程度上取决于“努力”，又在多大程度上受“环境”的影响？回答这一问题对当前中等收入群体的提质扩容具有深刻的政策含义，即政策的着力点应当是消除机会不平等，在确保经济效率的同时提高社会公平性。

以往关于中国中等收入群体的研究大多侧重于中等收入群体的规模特征（李春玲，2016；2018；孔涛等，2023），尽管不少文献关注到中等收入群体中有大量脆弱性人群容易因灾害、疾病或失业冲击而滑落至低收入群体（刘志国、刘慧哲，2021；李实、杨修娜，2021），很少有研究深入探讨中等收入群体“质”的属性。多数研究关于“扩中”经验的总结，忽视了对现有中等收入群体跌落风险的关照。本文借鉴贫困研究领域较为成熟的“脆弱性”概念，探讨中等收入群体的脆弱性与稳定性的判定方法；在此基础上，运用“环境—努力”二元分析框架实证分析当前影响中国中等收入群体提质扩容的因素及其相对重要性。本文可能的边际贡献有3点：其一，拓展了中等收入群体研究的视域，将对中等收入群体“量”的研究拓展到“质”的层面；其二，从微观机会不平等视角切入，分析了环境因素与努力因素对中等收入群体提质扩容的相对重要性；其三，构建反事实收入模

型,对制约中等收入群体提质扩容的因素及其具体作用路径进行量化分析,以期为优化中等收入群体提质扩容的相关政策提供参考依据。

## 二、研究方法 with 数据特征

### (一) 研究方法

#### 1. 中等收入群体质量的测度方法

关于中等收入群体质量,现有文献主要从收入水平、分布特征等方面进行评价,得出当前中等收入群体质量不高的结论(杨修娜等,2023),也有研究考虑中等收入群体的结构性变化,如部分中等收入者向下流动的现象(臧微、白雪梅,2015)。到目前为止,关于中等收入群体的质量尚未形成统一的评价标准。

借鉴近年来贫困研究中关于脆弱性的研究视角,在中等收入群体质量研究中考察其脆弱性特征,有助于全面认识中等收入群体的潜在变化趋势,为推动中等收入群体的提质扩容提供前瞻性知识。世界银行在《2000/2001年世界发展报告》中首次正式提出“贫困脆弱性”(Vulnerability)概念,用以反映在遭受风险冲击时部分贫困者很容易陷入“贫困陷阱”、一些非贫困人口也可能沦为贫困的情形。利用这一概念,很多学者对中国居民的贫困脆弱性测度与影响因素开展研究(张栋浩、尹志超,2018;何欣等,2020),提出了3种不同的贫困脆弱性定义或测算方式,分别是预期贫困脆弱性(Vulnerability as Expected Poverty, VEP)、预期低效用脆弱性(Vulnerability as Low Expected Utility, VEU)与风险暴露脆弱性(Vulnerability as Uninsured Exposure to Risk, VER)。其中 VEP 方法是用可观测变量对收入进行回归,预测未来收入;假设收入的对数服从正态分布,据此推算未来收入低于贫困线(即发生贫困)的概率,将概率值高于 50% 的群体界定为贫困脆弱性群体。由于 VEP 方法同时考虑了个体可观测特征和不可观测异质性对未来贫困概率的影响,且对数据要求较低、适用于截面数据分析,因而在实证研究中得到最广泛的应用(吕光明等,2021)。除此之外,刘渝琳等(2021)使用离散时间的生存分析模型考察了中等收入状态的持续时长和退出风险,从动态视角分析了中等收入群体的内部结构;不过,由于该方法需要使用连续的追踪调查数据,数据要求往往难以满足,在实证研究中应用较少。

本文借鉴 VEP 方法,从阶层流动性视角出发拓展了中等收入群体脆弱性的内涵,将预期进入低收入群体的概率超过 50%(脆弱线)的中等收入者界定为脆弱性群体,其余(概率在 50% 及以下者)为稳定性群体。这一测度方式考虑了中等收入群体内部的结构与质量特征,有助于为中等收入群体提质扩容提供前瞻性知识和信息。

参照 Chaudhuri 等(2002)的方法,假设人均年收入对数服从正态分布,将影响收入的变量纳入回归模型,在此基础上估计预期收入:

$$\ln Y_{it} = X_{it}\beta + e_{it} \tag{1}$$

式(1)中,  $Y_{it}$  表示个体  $i$  在时期  $t$  的收入水平;  $X_{it}$  为影响收入的变量, 本文主要考虑个体层次的年龄、性别、出生地、受教育程度特征, 家庭层次的社会经济地位、父辈受教育程度和非农就业情况, 以及城乡与区域特征变量;  $\beta$  为待估参数,  $e_{it}$  为随机误差项。采用广义最小二乘法(FGLS), 可以得到家庭下一期收入对数的预期值  $\hat{\mu}_{\ln Y_{i,t+1}}$  及其方差  $\hat{\sigma}_{e,i}^2$  :

$$\hat{\mu}_{\ln Y_{i,t+1}} = X_{it}\hat{\beta}_{FGLS} \tag{2}$$

$$\hat{\sigma}_{e,i}^2 = X_{it}\hat{\theta}_{FGLS} \tag{3}$$

$\hat{\theta}_{FGLS}$  为待估参数。假设下一期收入的对数服从正态分布, 根据分布函数计算出下一期家庭人均收入低于中等收入水平的概率, 即脆弱性程度。具体公式为:

$$\hat{V}EP_{i,t} = \hat{\Pr}[\ln Y_{i,t+1} < \ln z | X_{it}] = \Phi\left(\frac{\ln z - X_{it}\hat{\beta}_{FGLS}}{\sqrt{X_{it}\hat{\theta}_{FGLS}}}\right) \tag{4}$$

$\hat{V}EP_{i,t}$  表示个体  $i$  在时期  $t$  的脆弱性程度, 即预期在下一期跌入低收入群体的概率。 $\hat{V}EP_{i,t}$  越大, 意味着脆弱性程度越高。  $z$  为中等收入的界定标准, 本文将满足  $\hat{V}EP_{i,t} > 50\%$  的界定为脆弱性群体,  $\hat{V}EP_{i,t} \leq 50\%$  为稳定性群体。

### 2. 机会不平等的测度与分解方法

“环境—努力”二元分析框架是研究机会不平等的重要方法。其中, 事前法不需要识别努力程度(Ferreira 等, 2011), 因而被广泛应用于机会不平等的测度。对个人“是否处于中等收入”拟合回归模型, 可以估计机会不平等程度, 具体模型形式如下:

$$P_i = g(C_i, E(C_i, v_i), u_i) \tag{5}$$

其中  $P_i$  表示个体  $i$  是否处于中等收入状态;  $C_i$  为个体  $i$  不可控的环境因素, 在模型中属于外生变量;  $E$  为努力程度, 受环境因素  $C_i$  的影响;  $v_i$  和  $u_i$  表示影响收入但不可观测的随机误差项。为测度机会不平等程度, 本文参照已有研究的做法(宋扬, 2017), 将式(5)具体表示为:

$$P_i = \sum_{s=1}^S \alpha_s C_i^s + \varepsilon_i \tag{6}$$

其中,  $S$  为环境变量个数,  $\varepsilon_i$  为随机误差项, 系数  $\alpha_s$  包含了环境因素的直接和间接影响。由式(6)的回归可以得到平滑分布:

$$\hat{P}_i = E(P_i | C_i) \tag{7}$$

针对个体  $i$  是否进入中等收入群体的二分变量, 可以采用 Probit 回归模型来估计其预期概率。借鉴 Barros 等(2007)的相异指数(Dissimilarity index), 将机会不平等程度  $IOp$  表示为:

$$IOp = D(\hat{P}_i) = \frac{1}{2N\hat{P}} \sum_{i=1}^N \left| \hat{P}_i - \bar{\hat{P}} \right| \tag{8}$$

其中, $N$ 为样本量, $\bar{P}$ 为 $\hat{P}_i$ 的均值, $IO_p$ 的取值范围为 $[0,1]$ 。其中, $IO_p=0$ 表示环境因素对个体能否进入中等收入群体完全无影响,即社会流动是充分的; $IO_p=1$ 则表示个体能否进入中等收入群体完全取决于环境因素,个人努力不产生作用,即极端的机会不平等状态。现实情况一般介于这两种极端状态之间,即 $0 < IO_p < 1$ ;  $IO_p$ 值越大,进入中等收入群体所面临的机会不平等程度就越大,反之越小。

在借助参数回归方法测算出机会不平等程度后,本文根据 Shorrocks(2013)提出的基于回归模型的夏普利分解法,测算每个环境变量对机会不平等的相对贡献,以分析不同环境因素的相对重要性。

## (二) 数据来源与变量测量

本文使用的数据来源于中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)项目。CGSS是由中国人民大学中国调查与数据中心实施的,具有全国性、综合性、连续性的社会调查项目。该项目系统、全面地收集了社会、家庭、个人等层次多维度的丰富信息,能够很好地满足研究需要。本文基于CGSS项目2018年和2021年的混合截面数据,在增大样本量的同时,保证参数估计结果的时效性、有效性和稳定性。两次调查均针对18岁及以上人口进行抽样,调查样本合计为20 935人。本文重点关注处于劳动年龄且不在校的中、低收入受访者,将分析样本限定在18~60岁之间,并且按照家庭人均收入水平排除了高收入群体<sup>①</sup>。最终获得有效样本量共10 371人,其中2018年和2021年分别为6 730人和3 641人。

本文的核心因变量有两个。一是个人是否处于中等收入状态,将处于中等收入区间的样本赋值为1,其余为0。本文采用国内应用最广泛、能较好地反映当前居民生活质量的国家统计局标准<sup>②</sup>,并折算为人均收入,即家庭人均收入在3.33万元至16.67万元(2018年价格)之间为中等收入群体。二是个人的中等收入群体状态是否稳定。依据研究设计中脆弱性的界定方法,将中等收入群体进一步细分为两类,稳定性群体赋值为1,脆弱性群体赋值为0。

结合现有文献的研究发现和数据可得性,本文主要考虑3类影响机会不平等的环境因素。一是个人层次的因素,包括年龄和性别。年龄和性别是不受个体控制的、影响收入的重要因素,能够代理反映个人层次与出生时代、生命历程及性别特征相关的外生性差

① 高收入群体不是本文的分析重点,因此本文分析样本仅保留低收入群体与中等收入群体。

② 在中等收入群体数量研究中,对中等收入群体的识别与界定标准尚未达成共识:既有绝对标准,如国际上以人均每天收入12~50美元为标准、中国国家统计局以家庭年收入(典型三口之家)在10万元至50万元(2018年价格)之间为标准;也有相对标准,即以本国居民收入中位数、均值或特定的收入分位数为基准,按照一定比例设定相对收入标准。

异。二是家庭因素，家庭背景是机会不平等研究中最受关注的环境因素，CGSS 数据提供了丰富的家庭背景信息。本文选取个人青少年时期父辈受教育水平，将父亲与母亲学历较高的一方折算为具体的受教育年限<sup>①</sup>；此外，定义父辈是否非农就业的二分变量，将父母中至少有一人从事非农劳动赋值为 1，其余为 0。三是社会结构性因素，主要使用出生时的城乡户籍类型和地域特征。城乡户籍类型使用出生时的户籍来反映，将出生时就获得城镇户籍的赋值为 1，其余为 0；由于无法获取被访者出生时的地域信息，本文借鉴 Singh(2012)的做法，采用调查时所在区域作为代理，划分为东部、中部与西部 3 类，并以西部地区为参照组，产生两个虚拟变量，即东部地区和中部地区。由于无法穷尽所有的环境变量，本文测度的机会不平等程度可能是真实值的下限。

依据“环境—努力”二元分析框架的事前法，努力变量的选取并不会影响机会不平等的测度，但是会影响机会不平等作用渠道的分解。根据数据可得性并结合中国社会实际，本文使用教育来代理测量努力程度，将最高受教育程度折算为受教育年限。本文分析样本中，被访者的受教育年限均值为 9.85 年，比父辈平均受教育年限高出 3.85 年。

### 三、描述性统计结果

#### （一）中等收入群体的数量特征

从中等收入群体的数量特征来看，现阶段中等收入群体占比偏低，不仅远低于发达国家的中等收入人口占比(魏婕、任保平, 2022)，而且与中国构建橄榄型社会结构的目标有很大差距(陈宗胜、康健, 2019)。分析样本中，中等收入群体规模不及低收入群体规模的一半(见表 1)。这一分布特征与李实和杨修娜(2021)、朱兰和万广华(2023)的研究结论基本一致，反映了中国居民的收入结构仍以低收入群体为主的现状。此外，中等收入群体的城乡、区域与代际分布不均衡。从出生时的户籍类型来看，分析样本中，城镇户籍被访者有一半以上(53.358%)跨越了中等收入门槛，而农村户籍被访者的相应比例仅为 24.513%。从常住地类型来看，城乡被访者进入中等收入群体的比例均相对更低，其中城镇地区被访者的相应比例比农村地区高出近 30 个百分点。各地区之间，东、中、西部地区中等收入群体占比分别为 48.427%、20.864%和 15.913%；受益于东部地区较高的经济发展水平，该地区的中等收入群体占比远高于中、西部地区。从世代差异来看，年轻被访者的中等收入占比明显较高，“60 后”群体的中等收入占比最低(24.277%)。

表 2 展示了分析样本中不同收入群体的主要个人及家庭特征。结果显示，中等收入群体与低收入群体的平均收入差距明显：按照 2020 年价格估算，分析样本中，中等收

<sup>①</sup> 教育变量的赋值如下：未受过任何教育 = 0 年，小学或私塾 = 6 年，初中 = 9 年，职业高中、普通高中或中专、技校 = 12 年，大学专科 = 15 年，大学本科 = 16 年，研究生及以上 = 19 年。

表1 不同特征的受访者中低收入和中等收入群体构成

| 样本类型     | 样本量   | 低收入群体<br>(%) | 中等收入群体(%) |        |        |
|----------|-------|--------------|-----------|--------|--------|
|          |       |              | 小计        | 脆弱性群体  | 稳定性群体  |
| 全样本      | 10371 | 68.778       | 31.222    | 56.980 | 43.020 |
| 出生时的户籍类型 |       |              |           |        |        |
| 城镇户籍     | 2412  | 46.642       | 53.358    | 35.431 | 64.569 |
| 农村户籍     | 7959  | 75.487       | 24.513    | 71.194 | 28.806 |
| 常住地类型    |       |              |           |        |        |
| 城镇地区     | 6859  | 58.667       | 41.333    | 52.945 | 47.055 |
| 农村地区     | 3512  | 88.525       | 11.475    | 85.360 | 14.640 |
| 地域       |       |              |           |        |        |
| 东部地区     | 4386  | 51.573       | 48.427    | 40.113 | 59.887 |
| 中部地区     | 3264  | 79.136       | 20.864    | 86.197 | 13.803 |
| 西部地区     | 2721  | 84.087       | 15.913    | 93.764 | 6.236  |
| 出生世代     |       |              |           |        |        |
| “60后”    | 3732  | 75.723       | 24.277    | 75.717 | 24.283 |
| “70后”    | 2927  | 72.156       | 27.844    | 58.037 | 41.963 |
| “80后”    | 2304  | 61.849       | 38.151    | 43.231 | 56.769 |
| “90后”    | 1408  | 54.688       | 45.313    | 47.962 | 52.038 |

注：“60后”指出生年份在1960~1969年的受访者，其余依此类推。

群体的年收入均值为68417元，约相当于低收入群体均值(15263元)的4.5倍。此外，中等收入受访者的父辈受教育年限平均更长，其均值比低收入受访者高出2.703年；父辈从事非农工作的比例也更高，比低收入群体高出约28个百分点。从本人学历和就业特征来看，中等收入群体的受教育年限均值约相当于高中毕业，比低收入群

体高将近4年；有56.20%的中等收入受访者拥有稳定的非农工作，而低收入群体更多从事不稳定的非农工作或者没有非农工作<sup>①</sup>。

表2 分析样本中不同收入群体受访者的个人及家庭特征变量均值

| 变量                | 低收入群体  | 中等收入群体 |        |        |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|
|                   |        | 小计     | 脆弱性群体  | 稳定性群体  |
| 收入(元/年)           | 15263  | 68417  | 62539  | 76203  |
| 年龄(岁)             | 44.754 | 40.858 | 43.133 | 37.845 |
| 出生时的户籍类型(城镇=1)    | 0.158  | 0.397  | 0.247  | 0.597  |
| 性别(男性=1)          | 0.439  | 0.498  | 0.467  | 0.540  |
| 父辈最高受教育年限(年)      | 5.154  | 7.857  | 6.216  | 10.030 |
| 父辈就业类型(非农工作=1)    | 0.297  | 0.581  | 0.420  | 0.794  |
| 本人受教育年限(年)        | 8.720  | 12.348 | 10.284 | 15.083 |
| 本人就业类型(稳定的非农工作=1) | 0.244  | 0.562  | 0.342  | 0.854  |

## (二) 中等收入群体的质量特征

从中等收入群体的质量特征来看，现阶段中等收入群体的稳定性不高，脆弱性群体

<sup>①</sup> 稳定的非农工作指自己是老板(或者合伙人)、个体工商户以及受雇于他人(有固定雇主)且签有劳动合同者。

占比较大。上文表 1 和表 2 也展示了中等收入群体中稳定性群体与脆弱性群体的估算结果。由这些结果可见,在本文分析样本中,中等收入群体中稳定性群体占 43.02%,其余超过一半的人处于脆弱性状态;在面临不利的外生冲击时,后者极有可能滑落至低收入群体。中等收入群体的稳定性状况存在重要的结构性差异,如表 1 所示,在城镇户籍、常住城镇的被访者中,稳定性群体占比明显较高;东部地区、年轻世代被访者中,稳定性群体的占比也相对更高。具体而言,从出生时的户籍类型来看,城镇户籍的中等收入被访者中稳定性群体占 64.569%,比农村户籍的相应比例高 35.763 个百分点;这一差异超过按常住地类型划分的城乡差异。东部地区的中等收入群体中,稳定性群体的占比高达 59.887%,明显高于中、西部地区的相应比例(分别为 13.803%和 6.236%)。本文分析发现,西部地区的农村户籍居民中,几乎所有中等收入者均属于脆弱性群体(相应结果未展示)。从不同世代的被访者来看,虽然“60 后”到“80 后”群体中越年轻世代的稳定性中等收入者占比越高,不过,“90 后”并不符合这个规律。分析样本显示,尽管“90 后”中等收入群体的占比高于“80 后”,但其稳定性水平较低,这可能是由于“90 后”进入劳动力市场的时间不长、就业稳定性相对较差。

从分析样本中脆弱性群体与稳定性群体的个人及家庭特征来看(见表 2),脆弱性群体的平均收入水平约相当于稳定性群体的 82%,是中等收入群体提质需要重点关注的人群<sup>①</sup>。此外,脆弱性群体的平均年龄(43.133 岁)高于稳定性群体(37.845 岁);出生时为城镇户籍的占比不到稳定性群体相应比例的一半。从家庭特征来看,分析样本中,脆弱性群体的父辈最高受教育年限均值比稳定性群体低 3.814 年,父辈有非农工作的比例比稳定性群体低 37.40 个百分点。此外,脆弱性群体的个人受教育年限和从事稳定的非农工作的比例均相对较低。

#### 四、中等收入群体提质扩容面临的机会不平等

##### (一) 数量与质量视角下的机会不平等程度

在数量特征方面,本文主要探讨低收入群体跨越中等收入门槛(即“扩容”)在多大程度上受环境因素的制约。表 3 展示了本文估计的结果。在全样本中,中等收入群体扩容面临的机会不平等指数为 0.271,意味着分析样本中低收入个体能否进入中等收入群体,环境因素可以解释 27.1%;换言之,个人努力程度起主导作用。分样本的估计结果显示,城乡被访者面临的机会不平等程度差异明显。按照出生时的户籍类型划分,农村户籍被访者的机会不平等程度指数(0.270)远高于城镇户籍被访者(0.122);无论是城镇户籍

<sup>①</sup> 受疫情冲击,相比于 CGSS2018 样本,CGSS2021 样本中(调查的 2020 年度家庭全年总收入)中等收入群体质量略有下降,稳定性群体占比(42.5%)比 CGSS2018 低 0.8 个百分点。

表3 机会不平等程度

| 样本类型     | 数量视角下<br>机会不平等 | 质量视角下<br>机会不平等 |
|----------|----------------|----------------|
| 全样本      | 0.271          | 0.371          |
| 出生时的户籍类型 |                |                |
| 城镇户籍     | 0.122          | 0.217          |
| 农村户籍     | 0.270          | 0.471          |
| 常住地类型    |                |                |
| 城镇地区     | 0.186          | 0.336          |
| 农村地区     | 0.297          | 0.619          |
| 地域       |                |                |
| 东部地区     | 0.134          | 0.217          |
| 中部地区     | 0.231          | 0.541          |
| 西部地区     | 0.264          | -              |
| 出生世代     |                |                |
| “60后”    | 0.302          | 0.444          |
| “70后”    | 0.274          | 0.382          |
| “80后”    | 0.236          | 0.264          |
| “90后”    | 0.168          | 0.321          |

注：由于西部地区样本中稳定性中等收入比例很低（如表1所示），样本量过小，难以单独支撑质量视角下机会不平等的分析，表中未展示对应结果。

本文从质量视角下的机会不平等进行探讨。研究发现，质量视角下的机会不平等程度（0.371）比数量视角的不平等程度更大（见表3），这一结论在不同特征的子样本中依然成立。相比于跨越中等收入门槛，在中等收入群体中成为稳定性中等收入者面临更加严峻的机会不平等问题，环境因素的限制作用更为突出。各群体之间机会不平等程度的差异与数量视角下的群体差异基本一致，略微不同的是，“90后”进入稳定性中等收入群体的机会不平等程度高于“80后”。综合分样本的对比结果可见，越是处于相对弱势地位的群体，跨越中等收入门槛或者成为稳定的中等收入者面临的机会不平等程度越高。

### （二）机会不平等的影响因素分解

夏普利值分解可以估计各环境因素对上述机会不平等指数的贡献幅度。针对数量视角下的机会不平等，分解结果如表4所示。对于全样本，地域因素的贡献程度最大（占38.027%），这与中国中等收入群体的地域分布不均衡相关。其次是家庭背景，父辈就业状况和教育特征分别解释数量视角下机会不平等的16.818%和14.581%，二者合计解释近1/3的机会不平等。从个体层次的因素来看，出生时的城乡户籍能够解释15.200%的机会不平等，而性别对机会不平等的影响很微弱。这些结果表明，总体来看，个人能否进

还是农村户籍，机会不平等程度均小于全样本，表明城乡户籍之间也存在较强的机会不平等。从常住地类型来看，城镇地区的机会不平等指数为0.186，表明即使是城镇地区的常住居民也存在较高的机会不平等。不过，相应机会不平等程度比全样本及农村地区样本的机会不平等程度更小，但比城镇户籍更大。分地区来看，东部、中部与西部地区的机会不平等程度依次递增，这可能与东部地区经济发展水平更高、可以提供更多普惠性和公平的发展机会有关（李磊、王天宇，2023）。从世代差异来看，机会不平等程度在年轻世代中明显下降，从“60后”的0.302下降到“90后”的0.168，表明环境因素对年轻人进入中等收入群体的作用明显减弱，这可能与年轻世代中受教育程度普遍、快速提高有关。

从质量视角来看，中等收入群体中脆弱性群体转变为稳定状态关系着中等收入群体“提质”。这一过程如何受环境因素的影响，

入中等收入群体，地域差异和家庭背景的差异性影响最为突出，构成了相应环节机会不平等的主体。

从出生时的户籍类型来划分子样本，可以发现，环境因素对城乡户籍被访者能否进入中等收入群体的贡献程度存在结构性差异。其一，与年龄相关的差异，年龄对农村户籍被访者进入中等收入群体的机会不平等贡献

表 4 数量视角下机会不平等的夏普利值分解结果(相对贡献量：%)

| 样本类型     | 年龄     | 户籍     | 性别    | 地域     | 父辈教育   | 父辈就业   |
|----------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| 全样本      | 13.029 | 15.200 | 2.338 | 38.027 | 14.581 | 16.818 |
| 出生时的户籍类型 |        |        |       |        |        |        |
| 城镇户籍     | 11.030 | -      | 1.716 | 56.963 | 22.782 | 7.496  |
| 农村户籍     | 21.935 | -      | 3.630 | 47.194 | 14.787 | 12.415 |
| 常住地类型    |        |        |       |        |        |        |
| 城镇地区     | 11.238 | 12.260 | 3.023 | 42.671 | 16.972 | 13.820 |
| 农村地区     | 30.597 | 4.530  | 5.322 | 30.593 | 15.494 | 13.464 |
| 地域       |        |        |       |        |        |        |
| 东部地区     | 22.132 | 24.536 | 4.037 | -      | 24.786 | 24.227 |
| 中部地区     | 24.924 | 20.918 | 8.016 | -      | 23.575 | 22.567 |
| 西部地区     | 39.858 | 18.256 | 0.663 | -      | 20.853 | 20.351 |
| 出生世代     |        |        |       |        |        |        |
| “60后”    | -      | 21.808 | 2.861 | 42.728 | 14.599 | 18.004 |
| “70后”    | -      | 19.614 | 1.646 | 47.889 | 14.933 | 15.894 |
| “80后”    | -      | 13.804 | 2.654 | 53.754 | 13.651 | 16.137 |
| “90后”    | -      | 12.084 | 8.589 | 40.192 | 15.896 | 23.194 |

份额比对城镇户籍被访者高 10 个百分点以上，这表明农村户籍被访者中，与年龄相关的机会不平等更为突出；其二，家庭背景的影响不同，农村户籍被访者受父辈就业性质的影响更大，城镇户籍被访者受父辈教育水平的影响更大。即使在城镇常住人口样本中，出生时的户籍类型依然是影响机会不平等的重要因素，其贡献份额为 12.260%，略低于全样本中的相应份额，表明城乡间人口流动一定程度上缩小了出生时户籍差异对应的机会不平等。依据常住地类型划分，城乡之间家庭因素对机会不平等的贡献率接近。

分地域来看，年龄的相对贡献在东部地区最小，西部地区最大；出生时的户籍、父辈就业与教育特征的相对贡献则在东部地区最大，西部地区最小。对于不同世代而言，得益于户籍制度改革的深化，户籍的贡献从“60后”的 21.808% 下降到“90后”的 12.084%；“90后”受父辈就业性质和教育特征的影响比其他世代更大，从一个侧面反映了在年轻世代中就业与教育的代际传递性较高的现实。

质量视角下的机会不平等分解结果(见表 5)与数量视角下的分解结果有所不同。尤其是城镇户籍受访者，要成为稳定的中等收入者，年龄因素的相对影响比其跨越中等收入门槛时更大(30.431%)，地域因素的相对影响则略小(42.747%)。分出生世代来看，地域因素对“60后”“70后”与“80后”进入稳定的中等收入群体的相对影响不及其对这些世代跨越中等收入门槛时的影响；但对“90后”而言，地域因素对进入稳定性中等收入群体的影响(占 63.245%)明显更大。

## 五、机会不平等制约中等收入群体提质扩容的路径研究

### (一) 教育路径分解

尽管在理论上环境因素与努力因素可以被清晰界定,不过“环境—努力”二元分析框架应用的难点在于,实际操作中,环境因素不仅会直接引发机会不平等,还会通过影响个人努力程度来间接产生机会不平等。因此,机会不平等的传导机制比较复杂,不同的机制对应的政策含义也有差异。就本文考察的中等收入群体提质扩容而言,人力资本提升与劳动力就业是跨越中等收入门槛的主要途径,环境因素可能通过劳动力市场歧视、

教育的代际固化等方式来影响机会不平等(宋扬,2017;史新杰等,2018;史新杰等,2022);个人提高努力程度也可能降低环境差异导致的机会不平等,从而实现“努力改变命运”(龚锋等,2017)。此外,环境因素还对中等收入群体中的脆弱性群体能否转变为稳定性群体产生影响,尽管相应影响的作用机制如何尚不明确。

表5 质量视角下机会不平等的夏普利值分解结果(相对贡献量:%)

| 样本类型     | 年龄     | 户籍     | 性别    | 地域     | 父辈教育   | 父辈就业   |
|----------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| 全样本      | 14.522 | 14.287 | 2.066 | 38.159 | 16.677 | 14.290 |
| 出生时的户籍类型 |        |        |       |        |        |        |
| 城镇户籍     | 30.431 | -      | 4.039 | 42.747 | 16.936 | 5.846  |
| 农村户籍     | 20.873 | -      | 1.762 | 49.247 | 17.299 | 10.819 |
| 常住地类型    |        |        |       |        |        |        |
| 城镇地区     | 15.920 | 13.109 | 2.420 | 37.970 | 17.292 | 13.289 |
| 农村地区     | 20.264 | 9.073  | 2.615 | 39.364 | 12.295 | 16.388 |
| 地域       |        |        |       |        |        |        |
| 东部地区     | 31.873 | 19.032 | 4.379 | -      | 25.358 | 19.358 |
| 中部地区     | 24.466 | 32.733 | 1.018 | -      | 19.735 | 22.047 |
| 西部地区     | -      | -      | -     | -      | -      | -      |
| 出生世代     |        |        |       |        |        |        |
| “60后”    | -      | 23.427 | 7.623 | 34.966 | 13.519 | 20.432 |
| “70后”    | -      | 21.266 | 1.798 | 37.019 | 19.366 | 20.551 |
| “80后”    | -      | 16.633 | 1.878 | 44.001 | 18.722 | 18.745 |
| “90后”    | -      | 11.576 | 0.772 | 63.245 | 14.768 | 9.638  |

大量文献表明,教育是人力资本积累的重要方式,人力资本的多少在很大程度上决定个人的劳动力市场表现及收入回报。借鉴 Palomino 等(2019)的分解框架,将受教育水平作为中介变量,引入“环境—努力”二元分析框架,在“环境—受教育水平—收入”框架中分解环境通过教育影响收入的间接效应,在此基础上分析中等收入群体提质与扩容两个方面的机会不平等生成机制。

具体而言,本文基于式(7)的平滑分布,对个体的受教育水平拟合回归模型:

$$\tilde{P}_i = \gamma Edu_i + v_i \tag{9}$$

由式(9)可以得到新的反事实分布  $\tilde{P}_i^{c,E} = \hat{\gamma} Edu_i$ 。这一分布假设相同教育水平的个体进入中等收入群体(或成为稳定的中等收入群体)的概率相同,环境因素通过影响个体

受教育水平进而间接影响中等收入群体“扩容”(或“提质”),相应间接效应绝对量为  $D(\tilde{P}_i^{C,E})$ , 在总效应中的占比为  $D(\tilde{P}_i^{C,E})/D(\tilde{P}_i)$ 。

## (二) 教育间接影响路径分析结果

教育作为人力资本积累的主要方式,是决定个人能否跨越中等收入门槛的一个关键因素。表6的结果显示,对全样本而言,数量视角下的机会不平等中,超过一半是通过个人受教育水平间接传递的。这意味着环境因素的作用部分通过影响个体受教育水平发挥作用,因人力资本积累不足而难以跨越中等收入门槛的效应占一半。Palomino等(2019)针对欧洲多国的研究发现,葡萄牙和卢森堡的机会不平等中通过教育间接发挥作用的占比最高(约为1/3);李莹和吕光明(2019)采用2008~2015年CGSS数据发现,中国居民收入机会不平等中,教育间接作用的占比在36%~39%之间,且呈逐年下降趋势。与上述研究发现相比,本文估计的跨越中等收入门槛面临的机会不平等中经由教育间接作用的占比更高。尽管东部地区的机会不平等程度低于中、西部地区,但东部地区机会不平等中教育的间接作用占比高于中、西部地区。此外,教育间接作用的占比在农村户籍样本中也明显偏高,可见提高教育机会公平对东部地区、农村户籍人口的中等收入扩容起着更为突出的作用。由于义务教育普及和高等教育扩招给年轻世代带来了更普遍的教育机会,相比于较早出生的世代,“90后”中等收入群体扩容面临的机会不平等中教育间接作用占比最低。

相对于数量视角的机会不平等效应分解结果,从质量视角来看,教育间接作用的占比(39.230%)总体较低,且不同子样本之间的相对差异与数量视角下相应差异模式基本一致,印证了结果的稳健性。

基于机会不平等的机制分析发现,环境因素除了直接影响中等收入群体数量扩大和质量提升,还在很大程度上通过“环境—教育—(稳定的)中等收入状态”的路径来间接产生影响。假设经由教育间接

表6 机会不平等中教育机制的间接作用占比 单位:%

|          | 跨越中等收入门槛<br>(数量视角的机会不平等) | 跨越稳定性门槛<br>(质量视角的机会不平等) |
|----------|--------------------------|-------------------------|
| 全样本      | 51.049                   | 39.230                  |
| 出生时的户籍类型 |                          |                         |
| 城镇户籍     | 35.310                   | 32.511                  |
| 农村户籍     | 40.745                   | 36.030                  |
| 常住地类型    |                          |                         |
| 城镇地区     | 46.222                   | 37.838                  |
| 农村地区     | 45.194                   | 39.412                  |
| 地域       |                          |                         |
| 东部地区     | 55.130                   | 47.976                  |
| 中部地区     | 48.266                   | 39.349                  |
| 西部地区     | 48.130                   | -                       |
| 出生世代     |                          |                         |
| “60后”    | 43.625                   | 33.870                  |
| “70后”    | 44.790                   | 40.086                  |
| “80后”    | 47.558                   | 39.707                  |
| “90后”    | 43.771                   | 28.716                  |

作用的机会不平等完全消除,那么全样本中数量与质量视角下的机会不平等程度将会分别由 0.271 和 0.371 降至 0.133 和 0.225。换言之,个人努力对中等收入群体提质扩容发挥着更大的作用。

上述结论为中等收入群体提质扩容的可行路径提供了经验依据:创造更公平的教育环境来提升人力资本水平,可以有效畅通自由流动的上升通道,更加充分地发挥个人努力的作用,形成中等收入群体数量增加与质量提升的可持续路径。

## 六、结论与政策启示

促进低收入者跨越中等收入门槛,同时稳固现有中等收入群体,体现了以人民为中心的发展思想,有利于不断实现广大人民群众对美好生活的向往,也关系到人民群众更加公平地共享改革发展成果。本文利用 CGSS 最新发布的两期数据,通过引入脆弱性概念并加以拓展,从数量与质量两个角度对中等收入群体提质扩容进行了量化研究;此外,本文还借鉴机会不平等分析框架,从学理上对中等收入群体提质扩容的堵点和难点进行了系统分析。本文的研究发现如下。

第一,从中等收入群体的数量特征来看,当前中国中等收入群体规模依然较小,不足低收入群体的一半,橄榄型社会结构尚未形成。中等收入群体的城乡与区域分布不平衡问题突出,在东部地区、城镇户籍人口中相应比例更高。从质量特征来看,中等收入群体的稳定性不高,脆弱性群体占比偏大,面对未来可能发生的外生冲击,脆弱性群体滑落至低收入群体的风险较大。扶持政策要重点关注西部地区居民、农村常住人口,以及年轻群体,这些群体面临的中等收入提质扩容形势更为严峻。

第二,中等收入群体提质面临的机会不平等程度比扩容更大。在个人跨越中等收入群体门槛,并进一步进入稳定性中等收入群体的过程中,尽管个人努力始终起着主导作用,但个人不可控的环境因素也在很大程度上发挥作用。本文基于“环境—努力”二元分析框架,采用事前参数法的测算结果表明,数量视角下中等收入群体机会不平等指数为 0.271,质量视角下的机会不平等程度更大(0.371)。因而,摆脱脆弱性、成为稳定的中等收入者需要克服更严峻的机会不平等问题。从群体来看,中、西部地区和农村户籍居民受机会不平等的影响更大。

第三,从机会不平等的生成机制看,教育作为人力资本积累的主要方式,是影响中等收入群体数量与质量的关键机制,环境因素通过影响教育而间接产生的机会不平等分别占数量和质量视角下机会不平等程度的 51.049%和 39.230%。因此,无论是扩容还是提质,都需要尽快缓解教育机会不平等问题。

本文对机会不平等的量化研究发现,加深了对中等收入群体提质扩容实现路径的认识:一方面,对中等收入群体的研究不仅要看数量,还要看质量,群体的稳定性程度及其

实现路径中的机会不平等程度可以作为衡量中等收入群体质量的重要维度；另一方面，不仅要看到低收入群体与中等收入群体之间以及中等收入群体内部的收入差距，而且还要关注收入不平等的来源不仅与个人的努力程度有关，还在很大程度上受不可控的环境因素的影响。只有从根源上消除机会不平等，同时激励个体更加努力，才能实现收入的稳定跃升，构建中等收入群体提质扩容的有效路径。围绕中等收入群体“扩增量、稳存量、提质量”，本文提出以下3方面的政策建议。

首先，提高经济增长的包容性，扩大中等收入群体增量。经济增长是中等收入群体提质扩容的根本推动力。在当前经济增速放缓的背景下，需要着重考虑如何增加经济增长的包容性，使低收入和脆弱性中等收入群体共享发展成果。一方面要调整产业结构。当前，中国产业结构存在过早“去工业化”倾向与“脱实向虚”的问题，产业结构失衡对中等收入群体造成了“压缩效应”。要进一步优化产业结构，力争实现与潜在增长率相适应的增长速度，为中等收入群体扩增量夯实物质基础。另一方面要优化收入分配。过去中等收入群体扩增量主要依靠居民收入增长，而不是收入分配的优化，但在经济增长放缓的背景下，需要更加突出收入分配优化的作用，着力消除体制机制不完善造成的不合理的收入差距，通过增加市场准入来合理限制行业垄断等现象。

其次，提高脆弱性群体的抗风险能力，稳定中等收入群体存量。中国的中等收入群体中一半左右是刚刚跨越中等收入门槛的脆弱性群体，这些群体以工资性收入为主，在就业不稳定的风险面前很容易滑落至低收入状态。当前，劳动力市场受经济增速放缓与外部环境复杂性、严峻性、不确定性上升的影响，不少企业裁员降薪，就业者受“35岁天花板”年龄歧视以及自动化、人工智能替代的冲击。作为城镇劳动力“蓄水池”的网约车市场的司机数量上升，不少城市预警网约车市场饱和，这些信号从一个侧面反映出就业的不稳定性。针对上述风险，可能的解决思路有：一是增加劳动者的就业稳定性，在事业单位、社区、公益组织中开发一些适合低技能劳动者的稳定就业岗位，减少因外部环境变化导致的中等收入群体脆弱性；二是完善社会保障体系，提高灵活就业人员的社会保险覆盖率与保障水平，同时着力提高就业质量，完善青年群体、农民工等重点群体的就业支持体系，消除诸如年龄、性别、地域等方面的就业限制或就业歧视；三是优化营商环境，提高中小微企业及个体工商户从业和就业的稳定性。

最后，提高教育机会公平，为提升中等收入群体质量提供持续的动力。一是促进教育领域公共投资均等化。城乡户籍、地域是机会不平等的最主要来源，且在很大程度上通过教育发挥作用，因此通过提高城乡、地区公共投资均等化程度，弥合私人投资差距，以增效带动增长的方式缩小收入差距。二是优化城乡与区域发展政策，为机会不平等程度较高的农村与中西部地区提供更多的发展机会和平台，合理引导人口流动，优化人力资源配置。三是为流动儿童、留守儿童等弱势家庭的儿童提供公平的、更加优质的

受教育机会,畅通向上社会流动的渠道。概言之,缩小不同群体的人力资本差距,是提高中等收入群体质量的重要方式。

#### 参考文献:

1. 陈宗胜、康健(2019):《中国居民收入分配“葫芦型”格局的理论解释——基于城乡二元经济体制和结构的视角》,《经济学动态》,第1期。
2. 龚锋等(2017):《努力对机会不平等的影响:测度与比较》,《经济研究》,第3期。
3. 何欣等(2020):《农村老龄人口居住模式、收入结构与贫困脆弱性》,《中国农村经济》,第6期。
4. 孔涛等(2023):《我国中等收入群体的界定标准及测度研究——基于生活质量法》,《经济学家》,第6期。
5. 李春玲(2018):《中等收入群体的增长趋势与构成变化》,《北京工业大学学报(社会科学版)》,第2期。
6. 李春玲(2016):《中等收入群体与中间阶层的概念定义——社会学与经济学取向的比较》,《国家行政学院学报》,第6期。
7. 李磊、王天宇(2023):《“孔雀东南飞”:经济高质量发展与人才流动》,《数量经济技术经济研究》,第2期。
8. 李实、杨修娜(2021):《中等收入群体与共同富裕》,《经济导刊》,第3期。
9. 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。
10. 刘世锦等(2022):《实现中等收入群体倍增的潜力、时间与路径研究》,《管理世界》,第8期。
11. 刘渝琳等(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。
12. 刘志国、刘慧哲(2021):《收入流动与扩大中等收入群体的路径:基于CFPS数据的分析》,《经济学家》,第11期。
13. 吕光明等(2021):《防止返贫动态监测和精准帮扶的着力点——基于CFPS数据的实证分析》,《财政研究》,第8期。
14. 史新杰等(2022):《机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体的实证研究》,《经济研究》,第9期。
15. 史新杰等(2018):《中国收入分配中的机会不平等》,《管理世界》,第3期。
16. 宋扬(2017):《中国的机会不均等程度与作用机制——基于CGSS数据的实证分析》,《财贸经济》,第1期。
17. 魏婕、任保平(2022):《坚持扩中、稳中、优中和育中的有效统一——新发展阶段扩大中等收入群体的政策建议》,《国家治理》,第3期。
18. 杨修娜等(2023):《发达国家标准下我国中等收入群体规模及成长路径》,《经济理论与经济管理》,第7期。
19. 臧微、白雪梅(2015):《中国居民收入流动性的区域结构研究》,《数量经济技术经济研究》,第7期。
20. 张栋浩、尹志超(2018):《金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性》,《中国农村经济》,第4期。
21. 朱兰、万广华(2023):《中等收入群体“扩容提质”:现状、挑战与对策》,《兰州大学学报(社会科学版)》,第1期。
22. Chaudhuri S., Jalan J., Suryahadi A. (2002), Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia. Discussion Paper, Columbia University.
23. Ferreira F. H., Gignoux J. (2011), The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *Review of Income and Wealth*. 57(4):622-657.

24. Barros, R., Carvalho M. de, Franco S. (2007), Preliminary Notes on the Measurement of Socially-determined Inequality of Opportunity When the Outcome is Discrete. Working Paper.
25. Palomino J. C., Marrero G. A., Rodriguez J. G. (2019), Channels of Inequality of Opportunity: The Role of Education and Occupation in Europe. *Social Indicators Research*. 143(3): 1045-1074.
26. Roemer J. E. (1998), Equality of Opportunity. Boston: Harvard University Press.
27. Singh A. (2012), Inequality of Opportunity in Earnings and Consumption Expenditure: The Case of Indian Men. *Review of Income and Wealth*. 58(1): 79-106.

### Improving the Quality and Quantity of Middle-Income Group: Relative Roles of Circumstances and Individual Efforts

Li Ying

**Abstract:** Improving the quantity and quality of middle-income group is the foundation for building a new development pattern and achieving common prosperity. This paper introduces the concept of vulnerability to expand the study of middle-income group from "quantity" to "quality". Drawing on the "circumstances-efforts" analysis framework, this paper analyzes the degree of constraints and specific mechanisms of opportunity inequality on the quantity and quality improvement of middle-income group. The results show that the middle-income group is currently in a stage of low-quality expansion, and individual efforts are the dominant force in improving the quantity and quality of the middle-income group. The degree of opportunity inequality is 27.1% for the quantity expansion of middle-income group. In other words, whether one can enter the middle-income group depends mainly on individual efforts. The middle-income group faces higher opportunity inequality in quality improvement compared to quantity expansion. The circumstances not only have direct impacts, but also indirectly increase the difficulty of improving the quantity and quality of middle-income group through education. From the perspective of reducing opportunity inequality, this paper proposes policy suggestions on stabilizing the stock, expanding quantity, and improving quality of middle-income group.

**Keywords:** Quantity of Middle-Income Group; Quality of Middle-Income Group; Inequality of Opportunity; Common Prosperity

(责任编辑:牛建林)