华南农业大学学报(社会科学版)
2024年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第23卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

我国农村居民收入差距中的机会不平等

杨 昭,孙 欣

(贵州财经大学 大数据应用与经济学院,贵州 贵阳 550025)

摘 要: 基于"环境-努力"框架,结合对数偏差均值指数(MLD)以及不公平对数偏差均值指数(AMLD),使用CFPS2020数据研究了我国农民收入差距中的机会不平等问题。结果表明,我国农民收入差距MLD指数为0.488,机会不平等所致的份额在51.0%和58.4%之间。分样本看,低年龄组、女性以及中西部农民收入分配中机会不平等成分更高。基于不同口径的测算结果表明,城镇迁移可为农民提供更公平的增收机会。另外,调节效应的回归结果表明,时代红利、性别歧视和区域分割都会影响个人努力的增收效应。为缩小农村居民收入差距中的机会不平等,需要持续提高生产效率,深入推进区域以及城乡基本公共服务均等化,合理引导农民流动以及持续规范劳动力市场。

关键词: 农村居民;收入差距;机会不平等;共同富裕

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2024)01-0035-13

一、收入差距与分配平等

近年来,我国农村居民收入增长较快,城乡收入差距持续缩小,与此同时,农村内部收入差距却呈现上升态势[1]。收入差距过高不利于农村社会的稳定,阻碍了共同富裕战略目标的实现。但是共同富裕并不是平均富裕,收入差距是劳动者参与市场竞争的必然结果,适当的收入差距意味着市场充分尊重劳动者的主观能动性,进而激励后进者努力突破收入阶层。除自身努力外,个人面临的客观环境也影响其参与市场竞争的结果,由此引发的收入差距反映了机会不平等。我国传统农村社区人口流动性小,农民受教育程度普遍偏低,且小农经济下农业增收空间较为有限,这些都导致农民同质性较高,其收入长期维持在较低水平。随着改革开放的不断深入,农村社会分化逐渐凸显,农民创收手段趋于多样,农民个体努力及外部环境等因素发挥着越来越重要的作用,农民收入在普遍增长的基础上出现明显分化。但个体因素与外部因素是如何作用导致机会不平等仍有待实证检验。厘清这一问题,对于更加理性认识农村收入差距,从而有针对性的提供相应对策具有重要实践意义。

著名政治哲学家罗尔斯指出,由自然偶然性和社会任意性带来的分配结果差异不符合正义原则[2]。德沃金提出的资源平等则要求资源分配要"敏于抱负,钝于禀赋"[3]。阿玛蒂亚·森更看重不同人所拥有的将一般资源转化为可行能力的机会是否公平[4]。这些理念虽有所差异,但都指出机会平等对社会公平正义的重要意义。其背后的道德直觉在于人们的命运应仅取决于他们的自主选择,而不是外部环境[5]。按照这一逻辑,由于外部环境差异带来的机会不平等所导致的收入差距才是不合理的收入差距,需加以矫正。Roemer[6]首先将机会平等的哲学理念应用于收入不平等的经济分析,他提出的"环境-努力"框架成为经济学研究机会不平等的主流范式。简言之,我

收稿日期: 2023-09-25 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2024.01.004

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(22&ZD091)

作者简介: 杨 昭(1990—),女,山西运城人,贵州财经大学大数据应用与经济学院副教授,主要研究方向为财政税收和收入分配。E-mail:yangd_zhao@163.com

们可以把诸多影响个人收入的因素分为两大类,一是环境因素,二是努力因素。个人只能被动适应环境,却能主动改变努力。个体间环境因素差异导致的收入不平等反映了机会不平等,而个体间努力因素差异导致的收入不平等反映了市场经济对个人能力的尊重。"环境-努力"框架分析的核心是剥离个人收入中归属于环境因素的部分和归属于努力因素的部分,进而测算收入分配中的机会不平等。按照研究切入点的不同,可将测算方法划分为事前法和事后法,事前法以环境因素作为切入点,将处于相同环境的个体划分为一组,组间的收入不平等就是机会不平等;事后法以努力作为切入点,将处于相同努力程度的个体划分为一组,组内的收入不平等就是机会不平等[7]。实际上,事前还是事后的划分不是对立的,Jusot et al. [8]和史新杰等[9]将环境因素和努力因素共同纳入机会不平等的测算。按照实证策略的不同,可将测算方法分为参数法和非参数法。参数法基于回归分析构造反事实收入分布,进而测算机会不平等。非参法通过对样本分组来测度机会不平等。在大样本条件下,参数法和非参数法测算的结果都较为稳健[10],但由于非参法对样本数据的要求过高,参数法的应用更为广泛[11]。在指标的选取上,Pignataro [12]和吕光明等[13]指出,多数研究使用基尼系数、阿特金森指数、泰尔指数、对数偏差均值指数等测度收入不平等的主流指标直接测算归属于环境因素的收入不平等指数,以此衡量收入分配中的机会不平等。有关机会不平等测度的外文文献较为丰富,Pignataro[12]以及 Roemer 和 Trannoy[14]等对相关研究成果进行了总结。我国也有一些研究聚焦收入分配的机会不平等问题,其中多采用事前或事前与事后相结合的参数法进行测算,研究结果普遍指出我国收入分配中存在较为明显的机会不平等,并且不同年代出生个体机会不平等程度不同[15]、农村居民机会不平等水平高于城镇居民[16]、年轻人及高学历群体内部的机会不平等程度更低[17]。但是上述研究仍有不少拓展空间,其中一个突出问题是,在使用参数法时多数研究以单一不平等指数作为测度指标,将反事实收入的不平等与实际收入不平等相除即为收入差距中的机会不平等份额,但是前者并非后者的简单子项,测算结果的经济意义存疑。

研究我国收入分配问题的文献中也有不少测度了我国农村收入差距。稍早的研究就指出改革开放以来,我国农村收入差距不断加剧[18],农村减贫压力较大[19]。部分研究表明近年来我国农村收入差距不断扩大趋势仍在持续[20],基尼系数大幅提高[21],且市场化收入贡献率下降是农村内部差距上升的主要原因[22]。也有研究得出不同的结论,如罗楚亮[23]研究表明,以2010年为分界点,我国农村内部收入差距呈现先上升后下降的趋势。瞿忠琼[24]研究表明,1986—2014年我国城市群地区和非城市群地区的农村居民收入不平等均呈现缩小—拉大—缩小的周期性变化趋势。但研究我国农村居民收入差距不仅要准确刻画收入差距趋势及现状,还要关注收入差距中的机会不平等问题,才能在公平正义视角下对我国农村收入差距进行评价,进而提出针对性的对策建议。

综上可知,现有文献针对"环境-努力"框架下的机会不平等问题展开了深入研究,也有部分文献测算了我国农村收入差距,但尚缺乏将"环境-努力"框架下的机会不平等分析范式应用在我国农村收入差距的专门研究,本文则希望在这方面进行拓展。另外,针对现有研究的不足,本文的边际贡献还体现在如下几个方面:一是在分析思路上,本文将环境因素和努力因素共同纳入参数法分析框架,并且区分不同情境(是否考虑环境因素对努力因素的影响,是否考虑不可观测努力变量)进行测算,研究结果更加丰富。二是在测算方法上,创造性的引入不公平对数偏差均值指数(AMLD)直接测度收入分配的机会不平等程度,并将其与对数偏差均值指数(MLD)相联系,准确分离出总收入差距中机会不平等所占份额,解决了单一指标测算时结果不可比的问题。三是在学术观点上,本文强调要着力缩小农民参与市场竞争面临的机会不平等,鼓励农民通过不断努力实现收入倍增,成为我国共建富裕的重要力量。

二、研究方法和数据

(一)方法说明

本文研究的直接目标是测算农村居民收入差距及其机会不平等程度。在明确农民总收入的基础上,将总收入分解为公平收入(即完全由农民自身努力因素决定的收入部分)和不公平收入(即完全由农民面临的环境因素决定的收入部分)是文章实证处理的关键。对于总收入,可由 CFPS2020 数据直接得到,而对于收入的分解,需要借助计量模型并进行回归分析加以实现。

简单来说,需要构建环境因素和努力因素共同影响收入水平的函数,得到努力变量回归系数拟合值,根据一定的分配规则即可得到总收入中归属于公平收入的部分。需要特别说明的是,在回归中可能还要考虑努力因素和环境因素之间的复杂关系。一种观点认为,不管环境因素对努力因素是否有影响,都应该全盘予以考虑[25]。而以 Roemer 为代表的多数学者则秉持另一种观点:在考量努力因素对收入的影响时,应该剔除环境因素对努力因素的影响部分,因为这部分努力也是由于环境所致,说到底是环境因素而不是努力因素,个人不应该为因这部分努力造成的收入不平等负责任。根据后一种观点,考察环境对努力的影响,在努力因素中要剔除环境因素的影响,此时就需要构建努力决定方程,回归所得到的残差拟合值即为剔除了环境因素的"纯"努力值,然后再将此"纯"努力值替换努力原值代入收入决定方程,最终可得到该种情形下的公平收入。

分解出农民收入中的公平收入部分后,采用测算收入不平等以及机会不平等的指标,即可得到农村居民收入机会不平等的测算结果及其在收入差距中所占份额。

(二)方法推演

首先基于明瑟收入方程,设定"环境 - 努力"框架下的半对数形式收入决定函数:

$$\ln y_i = \alpha C_i + \beta E_i + \mu_i \tag{1}$$

下标 i 是个体,$\ln y_i$ 是个人收入的对数。C_i 代表影响个体收入的环境因素,E_i 代表影响个体收入的努力因素,μ_i 是残差项。式(1)将影响个人收入的因素划分为环境因素和努力因素,但此时存在的一个争议点是努力因素与环境因素之间的关系。若认为环境并不会影响努力,努力变量 E_i 取原值即可。若认为环境影响了个体努力程度,在努力因素中就需要剔除环境因素的影响。为此,可为每个努力因素构造努力决定方程:

$$E_i^m = \gamma C_i^m + \xi_i^m \tag{2}$$

式(2)中 C_i 同样代表环境因素,E_i 代表努力因素。$m = 1,2\cdots\cdots M$,代表第 M 个努力因素。ξ_i 是残差项,代表环境因素无法解释的努力因素部分。残差的拟合值即为剔除环境因素的"纯"努力。当努力变量是连续变量时,采用线性模型进行 OLS 回归即可得到相应的残差项拟合值。当努力变量是二值变量时,采用 probit 模型进行回归,但此时无法直接得到残差项,参照现有文献做法,通过计算广义残差来代替[26]。

接着,以"纯"努力变量和环境变量为解释变量,构造收入决定方程:

$$\ln y_i = \alpha C_i + \beta E(\hat{\xi}_i) + \mu_i \tag{3}$$

另外,以努力原值为解释变量的收入决定方程即为式(1)。如此,则分别可得到努力因素原值和"纯"努力因素下的收入决定方程系数估计结果:

$$\widehat{\ln y_i} = \hat{\alpha} C_i + \hat{\beta} E_i \tag{4}$$

$$\widehat{\ln y_i} = \hat{\alpha} C_i + \hat{\beta} E(\hat{\xi})_i \tag{5}$$

式(4)和式(5)分别是采用努力因素原值和"纯"努力因素下的估计结果。$\exp(\hat{\alpha} C_i)$ 即为环境因素决定的收入,$\exp(\hat{\beta} E_i)$(或 $\exp(\hat{\beta} E(\hat{\xi})_i)$)即为努力因素决定的收入。

接下来,本文使用不公平对数偏差均值指数(AMLD)直接测算收入分配中机会不平等程度。在诸多衡量不平等的指标中,对数偏差均值指数(即泰尔零阶指数)(MLD)在机会平等的各类文献中使用最为广泛[9,27]。MLD 值越大,说明收入差距越大。但是仅用 MLD 指数无法准确测算收入分配的机会不平等程度。现有文献多是直接计算由环境因素导致的拟合收入的 MLD 指数,但经此处理,实际上得到的是一个全新收入变量的 MLD 指数,无法和实际总收入的 MLD 指数进行对比,即无法得知收入分配中归属于机会不平等的份额。

Devooght [28]基于广义熵理论首次提出了测度收入分配中机会不平等的熵指数。Magdalou 和 Nock [29]根据机会平等的要求拓展了庇古 - 道尔顿转移原理,并结合连续性、匿名性、单调性等不平等函数测度要求,提出了一种可涵盖广义熵指数的更为一般的机会不平等测量指标。Hufe et al. [27]则证明 Magdalou 和 Nock [29]提出的这一指标可简化为对数偏差均值指数(MLD)。结合这些研究成果,本文使用不公平对数偏差均值指数(AMLD)作为衡量收入分配机会不平等的指标。计算不公平对数偏差均值指数的关键在于剥离出由努力决定的收入(即公平收入)和由环境因素决定的收入(即不公平收入)。不公平对数偏差均值指数的计算方法如下:

$$\mathrm{AMLD}\ (y)\ =\ \frac{1}{N}\sum_{i\in \mathbf{N}}\ln\frac{y_i^f}{y_i} \tag{6}$$

其中,N 代表样本量,y_i^f 为公平收入。AMLD(y)即为不公平对数偏差均值指数,AMLD 越大,说明收入分配中机会不平等越严重。

本文根据以下思路构造公平收入 y_i^f。假设个人的公平收入取决于经济中所有人的环境因素,但只取决于自己的努力因素。具体来说,将一个拥有环境 C_i 和努力 E_i 的个体实际获得的收入记为 $f(C_i, E_i)$,在下列情况下,他的收入才是公平的:如果个体 i 和其他个体如 j 拥有同样的努力却面临不同的环境,那么个体 i 可获得的公平收入应该就是 $f(C_j, E_i)$,即公平收入只与努力有关,与环境无关。社会总收入是个体创造价值的总和,个体已获得的实际收入只是总收入在个体不同环境因素和努力因素下的分配结果。个体应获得的公平收入可以看作是按照个人实际努力对总收入进行重新分配,由于个人公平收入之和即为实际收入之和,这一处理方式并不会引起效率损失。

最后,进行简单数学处理可得:

$$\mathrm{AMLD}\ (y)\ =\ \frac{1}{N}\sum_{i\in \mathbf{N}}\ln\frac{y_i^f}{y_i}\ =\ MLD(y)-MLD(y_i^f) \tag{7}$$

由式(7)可知,AMLD 指数即为总收入的 MLD 指数减去公平收入的 MLD 指数。换言之,总收入差距 MLD 指数可完全分解为两部分:一是反映收入分配机会不平等程度的 AMLD 指数,二是公平收入的 MLD 指数。

(三)数据说明

本文使用的是中国家庭追踪调查 2020 年的全国调研数据(CFPS2020),数据时效性强,较为贴合当下国内现实。结合本文研究需要,参照已有文献做法,选取的样本为 2020 年的农村居民,受访者年龄限定为 16 ~ 60 岁,且删除了未参与劳动力市场的样本、收入为 0 的样本、对下文所用控制变量相关问题回答不详或未采样的样本。需要特别说明的是本文对农村居民的认定。现有使用微观调研数据研究我国农民收入差距的文献将农村居民仅限定于受访地点在农村的居民,这样的做法有明显偏误。一是近年来我国大量的农村成熟劳动力人口进城务工,因而若仅仅考虑受访时点在农村的居民就忽略了此部分人口,测算结果会产生偏差。二是就收入差距本身而言,农村高收入人口往往倾向于进城定居,但由于其农村户籍身份以及与原农村社区的高密度往来,这部分人口仍具有强烈的农民身份认同。随着初代迁移农民逐渐适应城镇生活,其子代及孙代才彻底脱离农民身份而融入城市。所以,在测算农村居民收入差距时,也应纳入这部分迁移农民

或者是调研时遗漏的农民。因此,本文定义的农村居民是户籍在农村的人口,称为宽口径的农民,在主要的实证分析中都采用此口径。经过基本处理后,共得到 5785 个样本。另外,在稳健性分析中仅考虑户籍在农村且居住于农村的样本,称为窄口径的农民。

三、结果与分析

(一)农村居民收入、环境因素和努力因素的描述性分析

本文的被解释变量为农民收入。在"环境 - 努力"框架下,影响收入的因素既有努力因素,也有环境因素。参照龚锋等[15]、史新杰[9]和汪晨等[16]的做法,本文选取个人受教育程度和工作性质为努力变量,选取个人特征、家庭背景以及区域环境有关变量为环境变量。表 1 汇报了各变量的描述性统计结果。

收入变量。按照我国城乡居民调查的统计口径,完整的居民收入包括工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入。转移净收入并非劳动者参与市场竞争的直接结果,故不予考虑。财产净收入是居民出让财产使用权所得收入,对农民而言此部分收入多为土地流转收入,其在农户总收入中占比太小,且土地流转收入也是以家庭而非个人为统计单位,因此也不予考虑。简言之,本文所指的农民收入包括受访者的工资性收入、农业经营净收入和非农个体经营净收入。从表 1 结果看,农民平均收入超过 4 万元,最低仅有 2 元,最高收入达到 200 万,收入标准差为 5.32 万元,初步显示农民收入差异较为悬殊。在回归时对收入做取对数处理。

表 1　变量说明及描述性统计

变量类型	变量名称	变量解释	均值	标准差
被解释变量	总收入	受访者总收入(万元)	4.162	5.318
个体努力变量	受教育程度	受访者受教育年限(年)	9.512	4.175
	务农	受访者主要务农:务农 =1;其他 =0	0.270	0.440
	非农自雇	受访者主要从事非农个体经营工作:非农自雇 =1;其他 =0	0.110	0.320
	临时受雇	受访者主要打零工或从事未签订劳动合同的非农工作:非农自雇 =1;其他 =0	0.300	0.460
	稳定受雇	受访者主要从事签订劳动合同的非农受雇工作:稳定受雇 =1,其他 =0	0.320	0.470
个体特征变量	年龄	受访者年龄(岁)	36.87	10.48
	性别	受访者性别:男性 =1,女性 =0	0.580	0.490
	身体健康程度	受访者自评身体健康情况:赋值从 1 到 5,值越高说明身体越不健康	2.680	1.130
家庭背景变量	父亲受教育程度	受访者父亲受教育年限(年)	5.660	4.120
	母亲受教育程度	受访者母亲受教育年限(年)	3.460	3.990
区域环境变量	东部地区	受访者户籍在东部地区:东部地区 =1;其他 =0	0.420	0.490
	中部地区	受访者户籍在中部地区:中部地区 =1;其他 =0	0.290	0.450
	西部地区	受访者户籍在西部地区:西部地区 =1;其他 =0	0.300	0.460

努力变量。一是受访者受教育程度。受教育程度以个体受教育年限来表示,赋值方式为:没上过学为 0 年,小学为 6 年,初中为 9 年,高中(职高、中专)为 12 年,大专(高职)为 15 年,大学本科为 16 年,硕士研究生为 19 年,博士研究生为 22 年。二是受访者工作性质,按照主要工作种类型设定四个虚拟变量,主要精力用于相关工作设为 1,否则设为 0。具体工作性质包括:务农、非农自雇、临时受雇(受雇但未签订劳动合同)、稳定受雇(受雇且签订劳动合同)。从表 1 结果看,受访农民平均受教育程度刚超过初中水平。受访者务农、非农自雇、临时受雇、稳定受雇的平均占比分别

为27%、11%、30%和32%。

环境变量。一是个人特征变量,包括受访者年龄、性别虚拟变量(男性设为1)以及身体健康程度(类别变量,赋值从1到5,值越高说明身体越不健康)。二是家庭背景变量,分别为父母的受教育程度,受教育程度的赋值方式同上。三是区域环境变量,具体指个人户籍所在地,分别设置东部、中部和西部虚拟变量(受访者户口在所在地区设为1)。从表1结果看,受访农民平均年龄接近37岁,58%的受访者为男性。受访者父母的受教育程度明显低于受访者本人,且平均来看父亲的受教育程度略高于母亲的受教育程度。另外,受访者户籍在东、中、西部地区农村占比分别为42%、29%和30%。

(二)农村居民收入决定方程和努力决定方程的回归分析

1. 个体努力因素和环境因素对收入的影响

基于上文思路,首先根据明瑟收入方程进行OLS回归,结果见表2。表2(1)列仅考虑个体努力变量对收入的影响,可知受访农民受教育程度越高,收入水平也越高,农民受教育年限每提高1年收入约提高3.9%。另外,与稳定受雇工作相比,务农、非农自雇和临时受雇的受访农民收入明显偏低。表2(2)列和(3)列是仅考虑个人特征和家庭背景变量以及考虑个人所有环境变量的回归结果,可知:年龄和农民收入呈现倒U形关系,且从回归系数值来看,线性正相关关系居于主导地位;男性的收入水平显著高于女性;受访农民越健康,其收入越高,但这一关系并不显著;父母的受教育程度越高,受访者本人收入越高;与东部地区比,中部和西部地区受访农民的收入水平明显偏低。表2(4)列是综合个人努力变量和环境变量的回归结果,从努力变量来看,各变量的显著性水平并无显著变化。从个人特征变量看,当控制努力变量后,年龄和性别与个体收入的关系依然强正相关,且健康程度对收入的影响也变得显著。从家庭背景变量和区域环境变量看,当控制努力变量后,父母受教育程度、中西部虚拟变量的系数值和显著性水平都有所弱化。这说明环境变量有可能通过影响努力变量进而对个体收入产生影响。为稳健起见,本文将以东、中、西部标识的区域环境变量替换为分省虚拟变量,表2(5)列列示了回归结果,可知个体努力变量及其他环境变量系数值及其显著性水平并未发生显著变化,说明区分三大区域设置区域环境变量具有较强解释力。

表2 收入决定方程OLS回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
受教育程度	0.039***(0.006)			0.038***(0.005)	0.037***(0.005)
务农	-1.174***(0.066)			-1.102***(0.073)	-1.015***(0.068)
非农自雇	-0.605***(0.055)			-0.631***(0.056)	-0.602***(0.054)
临时受雇	-0.324***(0.045)			-0.320***(0.046)	-0.268***(0.036)
年龄		0.055***(0.013)	0.051***(0.013)	0.065***(0.011)	0.066***(0.011)
年龄平方		-0.001***(0.000)	-0.001***(0.000)	-0.001***(0.000)	-0.001***(0.000)
性别		0.415***(0.030)	0.413***(0.031)	0.304***(0.029)	0.297***(0.028)
健康程度		-0.023(0.016)	-0.021(0.014)	-0.021*(0.011)	-0.025**(0.011)
父亲受教育程度		0.029***(0.006)	0.024***(0.005)	0.009**(0.003)	0.012***(0.003)
母亲受教育程度		0.021**(0.008)	0.013**(0.006)	0.004(0.003)	0.008**(0.003)
中部			-0.286**(0.124)	-0.164*(0.083)	
西部			-0.518***(0.109)	-0.279***(0.068)	
常数项	10.253***(0.074)	9.044***(0.199)	9.406***(0.212)	8.912***(0.233)	8.956***(0.252)
观测值	5785	5785	5785	5785	5785
调整R2	0.245	0.102	0.139	0.286	0.304

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平下显著。括号内为聚类到省级层面的标准误。

2. 个体环境因素对努力因素的影响

接下来,根据式(2)得到努力决定方程的系数估计结果。当因变量是受访农民受教育年限时采用 OLS 回归,当因变量是受访农民工作性质时,针对不同工作类型设置虚拟变量并采用 probit 回归。回归结果见表 3。表 3(1)列汇报了环境因素对受教育程度的影响,可知个人特征、家庭背景以及区域环境变量都会显著影响受访农民受教育程度,其中:年龄和受教育程度呈现负相关关系;男性受教育程度更高;父母受教育程度对本人受教育程度产生明显积极影响;中部地区和西部地区受访农民的受教育程度显著低于东部地区农民的受教育程度。表 3(2)至(5)列汇报了环境变量对受访者工作性质的影响:年龄越大的农民,务农的概率越高;年龄与个人非农自雇呈倒 U 形关系;男性在非农自雇、临时受雇和稳定受雇等非农工作中具有明显优势;父母的受教育程度越高,受访农民务农和临时受雇的概率越低,而稳定受雇的概率越高;与东部地区相比,中西部地区农民务农概率更高,稳定受雇概率更低。这些结果表明,当个人面临优势环境时,其努力的积极性也更高,例如接受更高程度的教育,更倾向于选择非农工作从而更大幅度提高收入水平。

表 3　环境因素对努力因素的影响回归结果

变量	(1) 受教育程度	(2) 务农	(3) 非农自雇	(4) 临时受雇	(5) 稳定受雇
年龄	-0.191***(0.041)	0.050***(0.016)	0.120***(0.014)	-0.009(0.013)	-0.004(0.016)
年龄平方	0.001(0.001)	0.001(0.000)	-0.002***(0.000)	-0.001(0.000)	-0.001*(0.000)
性别	0.528***(0.185)	-0.397***(0.030)	0.060*(0.031)	0.185***(0.039)	0.111***(0.043)
健康程度	0.012(0.059)	-0.011(0.014)	0.016(0.014)	-0.015(0.012)	-0.003(0.017)
父亲受教育程度	0.169***(0.023)	-0.025***(0.006)	0.009(0.007)	-0.011*(0.006)	0.029***(0.007)
母亲受教育程度	0.147***(0.018)	-0.011(0.011)	0.006(0.010)	-0.012**(0.006)	0.015**(0.007)
中部	-0.423*(0.208)	0.399**(0.176)	0.000(0.089)	0.045(0.069)	-0.324**(0.144)
西部	-1.252***(0.197)	0.777***(0.185)	-0.093*(0.051)	-0.181**(0.075)	-0.379***(0.145)
常数项	17.109***(0.913)	1.529***(0.300)	-1.967***(0.285)	-3.130***(0.344)	-1.732***(0.367)
观测值	5785	5785	5785	5785	5785
调整 R2/伪 R2	0.330	0.217	0.017	0.026	0.102

注:*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平下显著。括号内为聚类到省级层面的标准误。

(三)农村居民机会不平等的基本测算结果

表 4 首先汇报了全样本下的 MLD 指数以及 AMLD 指数。受访农民总收入的 MLD 指数为 0.488,当不考虑环境因素对努力因素的影响时,AMLD 指数为 0.249,那么收入差距由机会不平等解释的份额达到 51.0%。进一步考虑环境因素对努力因素的影响时,AMLD 指数提高至 0.285,收入分配差距由机会不平等解释的份额也提高至 58.4%。测算结果与前述讨论一致,即当考虑环境因素对努力因素的影响时,努力因素得到"净化"而环境因素作用得到强化,最终体现为更高的收入分配不公平程度。综合来看,受访农民收入差距在相当程度上是机会不平等导致的。

接下来,参照李莹和吕光明[30]以及 Dai 和 Li[31]的做法,本文进一步按照个体年龄、性别以及户籍所在地将样本划分为若干组分别测算不平等指数。个体年龄以 30 岁、40 岁和 50 岁作为临界点将样本划分为 4 组,同一组的受访农民属于"同一代人",面临相似的成长时代背景。区分性别分别测算,户籍所在地区分东、中、西部分别测算,测算结果见表 4 其余诸行,以努力原值测算结果为例进行说明。

首先,分年龄看,随着年龄提高,受访农民的收入差距呈现拉大趋势,例如 17~29 岁样本间的样本 MLD 指数为 0.381,而 50~59 岁样本间的 MLD 指数高达 0.606,AMLD 指数也呈相同趋势。但是,若从机会不平等所占份额来看,年龄由低到高排列的四组样本收入差距可由机会不平等解

释的份额分别为58.3%、51.1%和50.5%和51.3%,即机会不平等对年轻人收入差距的影响更显著,年轻一代虽然物质条件和发展机遇明显好于父辈,但是其面临的机会不公现象更严重。

其次,分性别看,男性受访农民的MLD和AMLD指数均低于女性受访者。男、女受访者收入差距可由机会不平等解释的份额分别是48.2%和51.7%。也就是说,女性受访者的收入差距更大程度受到其所面临的环境差异即机会不平等的影响。

最后,分区域看,东部和中部地区受访农民的MLD和AMLD指数较为接近,且明显低于西部地区的相应指数值。东、中、西部农民收入差距可由机会不平等解释的份额分别为50.5%、55.7%和60.2%。也就是说,与东部地区相比,中部地区和西部地区收入差距中有更大比例可归因于机会不平等。这也从一个侧面解释了我国中西部农民向东部地区的流动,即东部地区收入差距更小,且机会更加平等,农民更容易通过自己的努力改变命运。

表4 农村居民机会不平等的基本测算结果

样本特征	MLD	努力变量原值		"纯"努力变量	
		AMLD	AMLD占比(%)	AMLD	AMLD占比(%)
全样本	0.488	0.249	51.0	0.285	58.4
17~29岁样本	0.381	0.222	58.3	0.232	60.9
30~39岁样本	0.460	0.235	51.1	0.259	56.3
40~49岁样本	0.554	0.280	50.5	0.310	56.0
50~59岁样本	0.606	0.311	51.3	0.333	55.0
男性样本	0.454	0.219	48.2	0.253	55.7
女性样本	0.493	0.255	51.7	0.298	60.4
东部样本	0.420	0.212	50.5	0.242	57.6
中部样本	0.424	0.236	55.7	0.265	62.5
西部样本	0.566	0.341	60.2	0.359	63.4

四、农村居民机会不平等的基本测算结果的稳健性检验

(一)考虑不可观测努力变量

采用参数法测度机会不平等的一个明显弊端是受限于数据可得性,无法穷尽所有的个体努力变量,而AMLD指数将明瑟收入方程回归结果中的残差项全部归为环境因素,这就可能放大环境对收入差距的影响进而高估收入差距中的机会不平等。因为残差项中显然包含了若干无法通过数据观测到的个体努力变量,如工作强度、工作效率以及意志力等。由于未囊括更多的努力变量,表4所展示的测算结果有可能高估了环境因素的影响。为将不可观测的努力变量纳入考察,本文参照Checchi和Peragine[32]以及雷欣等[11]提出的方法,借鉴非参数法思路分离出个人无法观测的努力变量①。此时,努力变量就包含了受访农民受教育程度、工作性质以及不可观测努力变量。同样,分别按照努力原值和"纯"努力测算出MLD和AMLD指数,测算结果如表5。由于加入不可观测努力变量,表5相同样本的AMLD指数测算结果要低于表4相应结果。

表5全样本下AMLD占比为40.2%(所有努力变量取原值),比同等情形下不考虑不可观测努力变量时降低10.8%。即便如此,收入差距中机会不平等占比仍较高,换言之,若实现机会平等,

① 具体做法如下:首先,采用两步聚类法,使用现有环境变量对个体分类。按照分类质量并结合赤池信息准则,最终将全部样本分为6类。其次,对每个类别的个体按照收入升序划分为2组,同一类别的个体面临相同的环境,故而同类个体间收入差异更有可能是由努力所致。最后,假定处于不同类别但是本类相同收入分位点的个体付出的努力程度相同,从而生成个体努力程度高低的虚拟变量。

我国农村收入差距在现有基础上会降低 40.2%。另外,分年龄、分性别和分地区子样本 AMLD 指数大小规律和表 4 基本一致,不予赘述。综合表 4 和表 5 可知,考虑不可观测努力变量且所有努力变量取原值时测算结果是 AMLD 值的下限,不考虑不可观测努力变量且只有"纯"努力变量时测算结果是 AMLD 值的上限。

表 5　考虑不可观测努力变量的农村居民机会不平等测算结果

样本特征	MLD	努力变量原值		"纯"努力变量	
		AMLD	AMLD 占比(%)	AMLD	AMLD 占比(%)
全样本	0.488	0.196	40.2	0.206	42.2
17 ~ 29 岁样本	0.381	0.179	47.0	0.186	48.8
30 ~ 39 岁样本	0.460	0.197	42.8	0.203	44.1
40 ~ 49 岁样本	0.554	0.233	42.1	0.241	43.5
50 ~ 59 岁样本	0.606	0.232	38.3	0.235	38.8
男性样本	0.454	0.157	34.6	0.169	37.2
女性样本	0.493	0.206	41.8	0.215	43.6
东部样本	0.42	0.155	36.9	0.167	39.8
中部样本	0.424	0.178	42.0	0.190	44.8
西部样本	0.566	0.239	42.2	0.251	44.3

(二)替换测算指标

为验证 AMLD 指标测算结果的稳健性,本文引入不公平基尼系数(AG)。不公平基尼系数由 Almås等构造,同样用于测算收入分配中的机会不平等程度[33]。构造公式如式(8)。其中 y_i^f 如上文,代表个人可获得的公平收入,y_i 为实际收入,$y_i^f - y_i$ 即为不公平收入,即仅由于环境因素获得的收入。AG 指数的构造遵循广义比例原则,满足匿名性、齐次性和广义庇古 - 道尔顿转移性原则。不公平基尼系数取值范围为 0 到 2,值越大,说明收入分配中机会不平等越严重。遗憾的是使用 AG 指数并不能得到收入差距指标中归属于机会不平等的份额。

$$AG(y) = \frac{\sum_j \sum_i |(y_i - y_i^f) - (y_j - y_j^f)|}{2\mu n^2} \tag{8}$$

由表 6 结果可知,基于不同变量的四种不同选择下 AG 指数大小对比关系和使用 MLD 指数测算的结果仍保持一致,其中全样本下考虑不可观测努力变量且取努力因素原值时 AG 值最小,不考虑不可观测努力变量且取"纯"努力因素时 AG 值最大。分样本看,高年龄组、女性以及中西部样本的 AG 指数更高,佐证了上文采用 AMLD 指数测算的稳健性。

表 6　AG 指数测算农村居民机会不平等结果

样本特征	不考虑不可观测努力变量		考虑不可观测努力变量	
	努力因素原值	"纯"努力因素	努力因素原值	"纯"努力因素
全样本	0.440	0.451	0.371	0.376
17 ~ 29 岁样本	0.403	0.410	0.326	0.327
30 ~ 39 岁样本	0.428	0.441	0.364	0.371
40 ~ 49 岁样本	0.470	0.486	0.402	0.411
50 ~ 59 岁样本	0.471	0.477	0.414	0.418
男性样本	0.416	0.428	0.342	0.348
女性样本	0.451	0.455	0.373	0.376
东部样本	0.415	0.417	0.327	0.329
中部样本	0.424	0.428	0.354	0.354
西部样本	0.466	0.475	0.377	0.380

(三)不同口径的测算

上文基于户籍确定受访农民样本为宽口径定义的农民。进一步基于居住地标准,在户籍农民中剔除已进城工作的农民,将仍居住于农村的受访农民定义为窄口径的农民。表7为窄口径下全样本的汇报结果,并将宽口径下的相应测算结果作为对比,由于窄口径下的样本量偏少,为减少测量偏差,不再分样本测算。可知窄口径下的不同情形的MLD指数、AMLD指数及AMLD占比变化规律和宽口径下的较为一致,也就是说,不论基于何种口径,机会不平等都能在较大程度上解释农民的收入差距。

从各类指数对比来看,窄口径下的各类指数值都略高于宽口径下的相应值。这说明农村居民的城镇迁移既可降低总收入差距,也可降低收入差距中的机会不平等,即在城市中农民更容易通过自我努力提高收入。换言之,农民收入越依赖于农业农村,越会受限于诸多不可控的环境因素。

表7 不同口径测算农村居民机会不平等结果

农民定义	样本量	MLD	不考虑不可观测努力变量+努力因素原值		考虑不可观测努力变量+努力因素原值		不考虑不可观测努力变量+努力因素原值
			AMLD	AMLD占比(%)	AMLD	AMLD占比(%)	AG
宽口径	5785	0.488	0.249	51.0	0.196	40.2	0.440
窄口径	3433	0.517	0.342	66.2	0.228	44.1	0.455

五、进一步讨论:环境红利对农村居民收入的调节效应分析

上文验证了环境因素作用于个体收入的两种路径:一是环境因素直接对收入产生影响,二是环境因素通过影响努力因素进而对收入产生影响。另外,环境变量还能强化(弱化)努力因素对收入的影响。例如,即便具有相同的受教育背景且从事相似职业,人们在东部地区工作的收入水平也要高于中、西部地区。在这种情况下,环境因素影响努力因素的渠道不再是直接的传导效应,而是调节效应,本文把该效应称为环境红利的作用。为验证这一效应,考虑到研究的经济意义,本文重点关注时代红利[15]、性别歧视[34]以及区域分割[35]三大类环境因素。其中时代红利用受访农民出生年份是否在1978年以后的虚拟变量表示(1978年以后出生设为1)、性别歧视用受访农民性别虚拟变量表示(男性设为1)、区域分割用受访农民工作所在地是否在东部地区的虚拟变量表述(东部地区设为1)。通过逐个构造上述三类环境变量和受访农民努力变量的交互项,基于明瑟收入方程进行OLS回归,回归结果见表8。

表8(1)列的回归结果表明,从时代红利的作用看,出生在1978年以后的农民,受教育程度对收入的正向刺激作用更显著。这说明受益于改革开放,个人更容易通过提高学历改变命运。时代红利对工作性质影响收入水平的调节效应不显著。

表8(2)列的回归结果表明,从性别歧视的影响看,男性提高受教育程度的增收效应更显著,女性务农和从事非农自雇工作对其增收更有利;在临时受雇的非正规就业市场上男性收入水平更高,而在正规就业市场上,工作的增收效应未呈现出显著性别差异。这些结果说明工作性质的增收效应存在性别歧视造成的差异,但有效的劳动保障可在一定程度上缓解这一现象。

表8(3)列的回归结果表明,从区域分割的影响看,受教育程度对收入的影响并未呈现出显著的区域分割。工作性质对收入的影响呈现出一定的区域分割,在东部地区临时受雇不利于农民增收,稳定受雇的增收效应更明显,这表明从就业的规范程度对收入的拉动作用来看,东部地区更具优势。

表 8　环境红利作用回归结果汇总

变量特点	(1)	(2)	(3)
交互项	时代红利	性别歧视	区域分割
受教育程度	0.036***(0.011)	0.018***(0.004)	0.015(0.010)
务农	-0.114(0.076)	-0.282***(0.072)	-0.069(0.094)
非农自雇	0.144(0.114)	-0.204*(0.114)	0.124(0.102)
临时受雇	0.144(0.114)	0.289***(0.050)	-0.137**(0.059)
稳定受雇	0.008(0.047)	0.075(0.054)	0.124**(0.058)
观测值	5785	5785	5785
控制变量	Y	Y	Y

注: *、** 和*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。括号内为聚类到省级层面的标准误。

六、结论和建议

基于“环境 - 努力”框架,使用 CFPS2020 数据研究了我国农民收入差距中的机会不平等问题,使用的测度指标为对数偏差均值指数(MLD)以及不公平对数偏差均值指数(AMLD),较好克服了既有研究机会平等文献中指标不可比的问题。研究证实,农民收入水平受到其努力因素以及环境因素的显著影响。在此基础上进行的测算结果显示,我国农民收入差距 MLD 指数为 0.488,机会不平等所致的份额在 51.0% 和 58.4% 之间。分样本看,高年龄组、女性以及中西部农民总收入不平等的 AMLD 指数最高,这一结果在将 AMLD 指数替换为 AG 指数时仍成立。另外,低年龄组、女性以及中西部农民收入分配中机会不平等成分更高。考虑不可观测努力变量时 AMLD 指数明显偏低,但仍有 40% 左右的收入差距是由于机会不平等导致。基于不同口径定义农民的测算结果表明,窄口径下的农民收入差距中机会不平等所占的份额更高,说明城镇迁移可为农民提供更公平的增收机会。进一步的研究显示,时代红利、性别歧视和区域分割都会影响个人努力的增收效应。总体来看,机会不平等是我国农民收入差距的重要肇因,若要切实缩小农民收入差距,除了各类直接调节收入差距的政策外,更重要的是从初次分配入手,为农民增收创造公平的机会。

根据上述结论,为降低农民收入差距中的机会不平等,消除影响农民增收的体制机制性障碍,充分调动农民主观能动性,可从以下几个方面着手。一是持续提高生产效率。从农业来看,持续推进乡村振兴战略,加快农业农村现代化,以科技赋能和产业化经营理念切实降低农业生产成本,促进小农户和现代农业发展有机衔接,提高农产品附加值,增加农民务农收入。跳出农业来看,要以数字经济发展为契机,创造新的时代红利,全面激活各类生产要素,为农民增收提供条件。二是深入推进区域以及城乡基本公共服务均等化。加大农村以及中西部地区教育、医疗和养老等基本民生投入,提高基本公共服务水平,保障人人共享发展成果。巩固脱贫攻坚成果,加强对农村弱势群体家庭的帮扶力度,优化社会救助和慈善制度,提高农村基础性和兜底性的民生保障。三是合理引导农民流动。大力发展县域经济,不断推动城乡深度融合,完善农民非农就业的平台,提高农民非农就业的稳定性,进而拓宽农民长效增收渠道。健全农业转移人口市民化配套政策体系,消除城乡身份壁垒,提高农业转移人口市民化水平并形成示范带动效应。四是持续规范劳动力市场。逐步打造统一的全国劳动力市场,打破区域分割。强化劳动相关法律法规的硬约束,保障劳动者合法权益。通过财政补贴、观念引导以及制度规范等方式消除劳动力市场的性别歧视,切实维护女性劳动者基本权益。

参考文献:

[1]PIKETTY T,YANG L,ZUCMAN G. Capital accumulation,private property,and rising inequality in China,1978 – 2015[J]. The American Economic Review,2019(7):2469 – 2496.

[2]罗尔斯. 正义论[M]. 北京:中国社会科学出版社,2009:12.

[3]葛四友. 论德沃金资源平等的第二张面孔[J]. 社会科学,2018(5):117 – 125.

[4]BECKLEY H. Capability as opportunity:how Amartya Sen revises equal opportunity[J]. Journal of Religious Ethics,2002(1):107 – 135.

[5]威尔·金里卡. 当代政治哲学[M]. 上海:上海译文出版社,2015:4 – 6.

[6]ROEMER J E,TRANNOY A. Equality of opportunity[M]//ANTHONY B A,FRAN ÇOIS B. Handbook of Income Distribution. Amsterdam:Elsevier,2015:217 – 300.

[7]DONNI P L,PERAGINE V,PIGNATARO G. Ex-ante and ex-post measurement of equality of opportunity in health:a normative decomposition[J]. Health Economics,2014(2):182 – 198.

[8]JUSOT F,TUBEUF S,TRANNOY A. Circumstances and efforts:how important is their correlation for the measurement of inequality of opportunity in health[J]. Health economics, 2013(12):1470 – 1495.

[9]史新杰,卫龙宝,方师乐,等. 中国收入分配中的机会不平等[J]. 管理世界,2018(3):27 – 37.

[10]FERREIRA F H,GIGNOUX J. The measurement of inequality of opportunity:theory and an application to Latin America[J]. Review of income and wealth,2011(4):622 – 657.

[11]雷欣,贾亚丽,龚锋. 机会不平等的衡量:参数测度法的应用与改进[J]. 统计研究,2018(4):73 – 85.

[12]PIGNATARO G. Equality of opportunity:policy and measurement paradigms[J]. Journal of Economic Surveys,2012(5):800 – 834.

[13]吕光明,徐曼,李彬. 收入分配机会不平等问题研究进展[J]. 经济学动态,2014(8):137 – 147.

[14]ROEMER J E,TRANNOY A. Equality of opportunity:theory and measurement[J]. Journal of Economic Literature,2016(4):1288 – 1332.

[15]龚锋,李智,雷欣. 努力对机会不平等的影响:测度与比较[J]. 经济研究,2017(3):76 – 90.

[16]汪晨,张彤进,万广华. 中国收入差距中的机会不均等[J]. 财贸经济,2020(4):66 – 81.

[17]宋扬. 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[J]. 财贸经济,2017(1):34 – 50.

[18]WAN G H. Changes in regional inequality in rural China:decomposing the Gini index by income sources[J]. The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics,2001(3):361 – 381.

[19]RAVALLION M,Chen S. China's (uneven) progress against poverty[J]. Journal of development economics,2007(1):1 – 42.

[20]万海远,王盈斐. 我国农村居民收入分配差距新变化[J]. 农业经济问题,2022(1):27 – 39.

[21]杜鑫. 当前中国农村居民收入及收入分配状况——兼论各粮食功能区域农村居民收入水平及收入差距[J]. 中国农村经济,2021(7):84 – 99.

[22]李实,岳希明,史泰丽,等. 中国收入分配格局的最新变化[J]. 劳动经济研究,2019(1):9 – 31.

[23]罗楚亮. 收入结构与居民收入差距变动——新中国成立以来收入差距的基本特征[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2020(4):32 – 42.

[24]瞿忠琼,陈日胜,冯淑怡. 城市群视角下中国农村居民收入不平等研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2018(6):79 – 89.

[25]BARRY B. Why Social Justice Matters[M]. Cambridge:Polity Press,2005:45 – 51.

[26]CARPANTIER J,SAPATA C. An ex-post view of inequality of opportunity in France and its regions[J]. Journal of Labor Research,2013(3):281 – 311.

[27]HUFE P,KANBUR R,PEICHL A. Measuring unfair inequality:reconciling equality of opportunity and freedom from poverty[R]. IDEAS Working Paper Series from RePEc,2018.

[28]DEVOOGHT K. To each the same and to each his own:A proposal to measure responsibility-sensitive income inequal-

ity[J]. Economica (London),2008(298):280 - 295.
[29]MAGDALOU B,NOCK R. Income distributions and decomposable divergence measures[J]. Journal of economic theory,2011(6):2440 - 2454.
[30]李莹,吕光明. 机会不平等在多大程度上引致了我国城镇收入不平等[J]. 统计研究,2016(8):63 - 72.
[31]DAI X,LI J. Inequality of opportunity in China:Evidence from pseudo panel data[J]. China Economic Review,2021(2):101637.
[32]CHECCHI D,PERAGINE V. Inequality of opportunity in Italy[J]. Journal of economic inequality,2010(4):429 - 450.
[33]ALM ÅS I,CAPPELEN A W,LIND J T. Measuring unfair (in)equality[J]. Journal of public economics,2011(7 - 8):488 - 499.
[34]EASTIN J,PRAKASH A. Economic development and gender equality:Is there a gender Kuznets curve[J]. World Politics,2013(1):156 - 186.
[35]程名望,史清华,Yanhong JIN,等. 农户收入差距及其根源:模型与实证[J]. 管理世界,2015(7):17 - 28.

TheInequality of Opportunity in the Income Gap of Rural Residents in China

YANG Zhao, SUN Xin

(*School of Big Data Applications and Economics*, *Guizhou University of Finance and Economics*, *Guiyang* 550025, *China*)

Abstract: Based on the "Environment-Effort" framework, combined with the Logarithmic Bias Mean Index (MLD) and the Unfair Logarithmic Bias Mean Index (AMLD), CFPS2020 data was used to study the issue of opportunity inequality in the income gap of farmers in China. The research results indicate that the MLD index of income gap among farmers in China is 0.488, with the share caused by unequal opportunities ranging from 51.0% to 58.4%. From a sample perspective, there is a higher proportion of unequal opportunities in income distribution among groups of young age, female, and farmers in the central and western regions. The calculation results based on different caliber indicate that urban migration can provide more fair opportunities for farmers to increase their income. In addition, the regression results of the moderating effect indicate that, time dividend, gender discrimination and regional segmentation affect the income-increasing effect of individual effort. In order to reduce the opportunity inequality in the income gap of rural residents, it is necessary to continuously improve production efficiency, further advance the equality of basic public services between regions and urban and rural areas, rationally guide the flow of farmers, and continuously regulate the labor market.

Key Words: rural residents; income gap; unequal opportunities; common prosperity