

中国收入差距中的机会不均等*

汪 晨 张彤进 万广华

内容提要: 本文使用中国综合社会调查(CGSS)数据和基于回归方程的分解方法,将全国、城镇和农村地区的收入差距分解为源于环境因素的机会不均等、源于努力因素的收入不均等,以及源于运气和未知因素的收入不均等三大成分,研究结果如下。(1) 2010—2015年,全国、城镇和农村机会不均等均经历了先上升后下降的过程,但出生时户籍的贡献度有上升趋势。(2) 通过估算,2010年我国机会不均等为24.39%,2012年为28.04%,2013年达到峰值35.72%,2015年下降到30.56%,而如果不考虑党员身份、迁移两个努力变量以及环境变量与努力变量的交互影响,估算结果会被高估至少8个百分点;居住地、性别、出生时户籍是机会不均等的重要来源。(3) 2010—2015年,农村机会不均等平均水平达到33.31%,高出城镇约8个百分点。其中,年龄与性别因素是导致农村机会不均等过高的原因,而居住地差异是城镇机会不均等的主要来源。基于此,本文建议从协调区域发展、完善就业公平竞争机制、加快户籍制度改革三个方面减缓机会不均等。

关键词: 机会不均等 收入差距 不均等分解 环境因素

作者简介: 汪 晨,上海财经大学财经研究所副教授,200433;

张彤进(通讯作者),天津商业大学经济学院讲师,300134;

万广华,复旦大学特聘教授、世界经济研究所所长,200433。

中图分类号: F061.3 文献标识码: A 文章编号: 1002-8102(2020)04-0066-16

DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20200409.006

一、引言

众所周知,收入分配恶化是我国长期以来和今后都将面临的严峻挑战(汪晨等,2019;万广华,2013),而尽管由基尼系数等指标度量的总体收入不均等在过去的10年左右出现了下降的趋势(万广华等,2018)。最新研究显示,收入分配恶化不仅影响内需,从而影响中国经济增长的可持续性,而且导致犯罪率上升(Li等,2019)并影响个体健康状况(Yao等,2019)。遗憾的是,大多数关

* 基金项目:国家自然科学基金重点项目“新时期扶贫开发理论与政策研究”(71833003);天津市哲学社会科学青年项目“促进天津市经济高质量发展的金融支持政策研究”(TJYJQN18-004);国家自然科学基金青年项目“基于福利函数的贫困识别、度量和应用研究”(71703088)。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。张彤进邮箱:zhangtongjin@tjcu.edu.cn。

于收入分配的国内外文献侧重于总体不均等的度量。一方面,现实中有些不均等不仅是有益的而且是无法避免的,如有些人通过自身努力取得了学业或生意上的成功,有些人则因为努力不够而只能过上普通人的生活,甚至陷入贫困。另一方面,有些不均等是必须消除和可以消除的,如户籍不同引起的歧视所导致的贫富差距。很显然,区分有益和有害的收入不均等在理论和现实中都具有重要的意义。

毋庸置疑,机会不均等是有害的,而努力因素导致的不均等是有益的。Roemer(1998)将环境因素导致的收入不均等定义为“机会不均等”。自Roemer(1998)的成果发表以来,不少学者致力于机会不均等的度量与分解(Bourguignon等,2007;Lefranc等,2008,2009;Checchi和Peragine,2010;Ferreira和Gignoux,2011;Singh,2012;Björklund等,2011)。同时,有关中国机会不均等的文献也在不断增加(Zhang和Eriksson,2010;江求川等,2014;雷欣等,2018)。

对机会不均等的估算与分解方法主要分为非参数法和参数法。非参数法将个体按照环境变量进行分组,得到各组的收入均值,然后利用不均等指标计算组内和组间不均等。组内收入不均等为努力不均等,组间收入不均等为机会不均等(Lefranc等,2008;Checchi和Peragine,2010)。参数法则是利用收入回归方程的估计结果构建反事实收入分布,具体方法包含以下三种。第一种方法以Ferreira和Gignoux(2011)、Marrero和Rodríguez(2012)为代表,将环境变量的观察值代入收入决定方程,得到新的预测收入并计算基尼系数,该系数与实际基尼系数之比为机会不均等。第二种方法以Bourguignon等(2007)为代表,将环境变量平均值以及残差项代入方程,构建消除环境影响后的“反事实”收入分布,以此代表努力的不均等成分。从总不均等中减去努力成分,并与总不均等相除,得到机会不均等的估算值。第三种方法基于Shapley值法对机会不均等进行估算(Björklund等,2011)。

在实证分析中,大多数研究采用参数法,但前两种参数法对机会不均等进行估算与分解时常常存在一些问题,如Zhang和Eriksson(2010)、宋扬(2017)基于第一种参数法,通过删除某个环境变量重新估计收入决定方程,得到该环境变量导致的机会不均等。但是,由于每次估计的收入决定方程解释变量不一样,模型系数的估算值也不同,所以得到的各环境变量的贡献度没有可比性和一致性。特别地,把这些贡献与其他因素的贡献加总,往往不等于总体不均等。而使用第二种参数法对机会不均等进行分解,又忽视了环境变量贡献的多轮效应,因而往往低估了机会不均等。

鉴于此,本文基于CGSS数据,采用Wan(2004)所创建的基于回归方程的贫富差距分解方法(Wan,2004;Wan和Zhou,2005),将收入差距分解为源于环境因素的机会不均等、源于努力因素的收入不均等,以及源于运气和未知因素的收入不均等,并考虑党员身份、迁移以及环境与努力的交互效应。这种分解法的优势在于对回归方程的设定没有任何限制,可以包含高度非线性项,也可以包括任何形式的交互项。分解是基于独立的自变量个数进行的,无论自变量的转换或交叉形式是什么样的,都是将总的不均等分解为独立自变量的贡献(包括残差的贡献),而且这些贡献加总为100%。研究结果如下。(1)2010—2015年,全国、城镇和农村机会不均等均经历了先上升后下降的过程,但出生时户籍的贡献度则有所上升。(2)2010年我国机会不均等为24.39%,2012年为28.04%,2013年达到35.72%,2015年又下降到30.56%,与不考虑两个努力变量(党员身份、迁移)以及环境变量和努力变量交互项的结果相比,机会不均等至少下降8个百分点。另外,居住地、性别、出生时户籍是机会不均等的重要来源。(3)2010—2015年,农村机会不均等远高于城镇,平均高出约8个百分点。

虽然国内也有研究基于Shapley值法对机会不均等进行分解,但是几乎所有文献都没有考虑

努力变量(董丽霞 2018; 史新杰等 2018), 而努力变量如个体受教育程度、工作经历等无疑是其收入的重要决定因素。遗漏努力变量显然会导致估算结果存在严重误差。据我们所知, 在基于 Shapley 值法估计机会不均等的研究中, 只有李莹和吕光明(2016) 同时将环境与努力变量引入收入决定方程, 明显提升了方程的解释力。但是, 他们忽略了重要的努力变量, 也没有在收入模型中加入努力变量和环境变量的交互项, 而且没有将残差项放入分解框架。所以, 本文的创新之处在于以下几个方面。第一, 加入了迁移、党员身份两个至关重要的努力变量, 这样会进一步减小估算偏误。Bourguignon 等(2007) 和史新杰等(2018) 认为, 迁移代表个体的努力水平, 而迁移人口与非迁移人口的收入往往差别很大, 所以遗漏此变量显然是错误的。另外, 入党也是需要努力的, 大量研究发现党员身份显著影响收入。简言之, 在中国, 忽视党员身份这个努力要素是难以接受的。第二, 考虑了环境与努力的交互效应。个体努力是自由意志的体现, 但家庭背景以及出生时户籍等环境变量显然影响努力的效果。反过来, 个体努力在不同的环境下获得的回报也是不同的。例如, 农村居民增加教育投入获得的收益与城镇居民做相同努力获得的收益显然有差别。所以, 在收入决定方程中仅仅考虑环境与努力变量的独立影响还不够, 有必要添加这些变量的交互项。第三, 根据 Lefranc 等(2009)、Roemer 和 Trannoy(2016) 的研究, 运气是除努力和环境变量之外重要的收入决定变量。本文使用残差项代表原生运气(如有人被征兵, 有人没有; 有人遭遇天灾人祸, 有人没有)、选择性运气(如有人选择了学医, 有人选择了学 IT, 这些不同的选择可能导致不同的结果) 以及其他未知因素。

本文余下的内容安排如下: 第二部分为文献综述, 第三部分讨论机会不均等的测度方法与数据, 第四部分对全国、城镇与农村机会不均等进行估算与分解, 第五部分是结论及政策建议。

二、文献综述

(一) 机会不均等概念的提出与发展

机会不均等概念的提出可以追溯到平等主义政治哲学。早期的福利平等理论基于功利主义思想, 认为要根据个人偏好的不同进行资源的平等分配。但该理论无法解释如果一些人的偏好具有冒犯性或者需要付出很大代价才可满足的问题。于是, 以 Rawls(1971)、Dworkin(1981a, 1981b) 为代表的自由主义者提出了资源平等理论。Rawls(1971) 关注的资源主要是“基本物品”(Primary Goods)。他从“结果平等”出发, 提出在一个正义的社会中, 应该通过社会的“补偿机制”使每个人平等地获得这些基本物品, 包括社会基本物品(权利、自由、收入、财富等) 和自然基本物品(智力、健康等)。与之不同, Dworkin(1981a, 1981b) 认为主观原因(努力、抱负等) 导致的不平等是可以存在的, 所以更加关注“起点平等”, 并详细论述了如何运用嫉妒检验、拍卖以及保险市场实现非人格资源(能够转移的外在资源) 与人格资源(天生的生理、精神等内在资源) 的平等。之后, Sen(1980) 对上述两种理论进行了修正, 首次提出个体的可行能力理论, 认为应该从关注“福利”与“资源”转向关注人们真实享有、实现功能性活动的自由。

20 世纪 80 年代末, 福利平等理论再次回到人们的视野。Arneson(1989) 将“福利平等”修正为“福利的机会平等”, 即每个个体应该面对与其他人等价的一组选项, 可以根据自己的意愿选择得到某种福利。与 Arneson(1989) 的观点相同, Cohen(1989) 试图纠正所有非选择的、先天不利条件导致的不均等, 并提出“社会主义的机会平等”。在社会主义的机会平等下, 人们之间的差异仅表现为不同的偏好。

受上述研究的启发, Roemer(1993, 1998)首次从经济学视角构建了机会均等的分析框架,认为影响个体经济结果的因素应该分为“环境”(不受个体控制,如性别、种族等)和“努力”(受个体控制,如受教育程度、职业等)两大部分,机会均等就是个体经济结果(收入、消费等)的分布独立于“环境”因素。之后,借鉴 Rawls(1971)和 Dworkin(1981a, 1981b)的分析, Lefranc等(2009)以及 Roemer和 Trannoy(2016)又提出应该将运气也纳入分析框架,运气包括社会背景运气(即环境因素)、遗传运气(如遗传基因)、原生运气(如有人被征兵,有人没有)以及选择性运气(如不同的人生道路选择可能导致不同的结果)。

(二) 中国机会不均等的度量与分解

基于 Roemer(1993, 1998)提出的环境-努力框架,有关中国机会不均等的研究同样采用了非参数法(江求川等 2014; 龚锋等 2017)和参数法(Zhang和 Eriksson 2010; 史新杰等 2018)。江求川等(2014)运用非参数法测度了我国城市居民面临的机会不均等,并探讨了年龄、性别与区域间的机会不均等差异。龚锋等(2017)采用基于随机参数 Logit 模型的倾向得分匹配方法,构造所有个体付出最大努力时的反事实收入分布,通过计算反事实收入分布与实际收入分布的机会不均等程度,检验努力的提高能否降低机会不均等。

由于非参数法需要大样本数据,且适用于环境变量较少的情况,因此更多学者采用参数法。Zhang和 Eriksson(2010)借鉴 Ferreira和 Gignoux(2011)的方法,通过删除某个环境变量重新估计模型来估算各环境变量对收入不均等的贡献。使用该方法的还有宋扬(2017)、董丽霞(2018)、史新杰等(2018)。史新杰等(2018)、董丽霞(2018)分别使用 CGSS和 CHIP数据估算机会不均等,然后利用 Shapley 值法对机会不均等进行分解。然而,这些研究在收入函数中只引入了环境变量,忽略了努力这一影响个体收入的重要因素,显然会带来遗漏变量偏误。为此,史新杰等(2018)通过将努力方程中的残差作为“纯努力”,以及直接使用努力变量原值(个人受教育程度和移民)两种方法,在收入回归方程中引入努力因素,并运用方差分解方法计算环境和努力的贡献度。

还有一些学者借鉴了 Bourguignon等(2007)的参数估计法。陈东、黄旭峰(2015)同样仅考虑了环境变量,使用 CHNS数据对我国 1989—2009年机会不均等进行了估计和分解。刘波等(2015)、罗良文和茹雪(2019)采用系统估计方法,对收入函数(同时有环境和努力变量)和努力函数(只有环境变量)组成的联立方程组进行了估计。李莹和吕光明(2018)通过设定仅有环境变量以及同时有环境和努力变量的两个收入回归方程,定量分析了环境因素对收入的直接影响与间接影响。雷欣等(2018)分别使用相对收入分位哑变量作为不可测努力变量的代理指标,使用努力决定方程中的残差作为“净努力”,修正了不可测努力变量导致的内生性偏误,以及环境和努力变量相关性造成的测度偏误问题。李莹和吕光明(2016)则将基于回归方程的不均等分解法运用到机会不均等的估算与分解中,但遗憾的是,他们没有很好地处理残差项,收入方程的设定也有待改进。

三、机会不均等的测度方法与数据

(一) 收入模型设定

本文基于 Roemer(1998)、Roemer和 Trannoy(2016)以及 Bourguignon等(2007)的分析,将收入的决定因素分为环境、努力以及运气和未知因素三个部分,具体收入决定方程为:

$$\ln w_i = c + \alpha C_i + \beta E_i + \gamma C_i E_i + \mu_i \quad (1)$$

其中 μ_i 为个体收入, C_i 为个体无法控制的环境因素(包括父亲受教育程度、母亲受教育程度、父亲职业、母亲职业、14 岁时家庭地位、年龄、性别、出生时户籍、居住地),所有环境因素导致的收入不均等即机会不均等。 E_i 为努力因素(包括个体受教育程度、个体职业、党员身份、迁移)。 $C_i E_i$ 表示环境变量与努力变量的交互项(包括 14 岁时家庭地位、性别、出生时户籍分别与个体受教育程度、党员身份、迁移的交互变量),以反映环境与努力的交互影响。 c 为常数项, α 、 β 、 γ 为待估系数构成的向量。 μ_i 为残差项 根据 Lefranc 等(2009)以及 Roemer 和 Trannoy(2016)的分析,我们将原生运气以及选择性运气归入残差项,因此残差项代表原生运气、选择性运气以及未知因素。

(二) 机会不均等的估算与分解

估算机会不均等主要分为两步。首先对式(1)进行 OLS 估计,其次利用基于回归方程的分解框架,估算每一个变量所导致的收入不均等,将其中所有环境变量引致的收入不均等加总即机会不均等的绝对量。基于 Bourguignon 等(2007)、Björklund 等(2011)的做法,我们将机会不均等绝对量与总的收入不均等相除,得到机会不均等相对程度。

因为式(1)为半对数形式,如果直接将其进行分解,得到的是对数收入不均等,而我们关注的是收入不均等。所以在分解时,有必要对式(1)的两边取指数 e ,在式(2)的基础上进行分解:

$$w_i = \exp(\hat{c}) \times \exp(\hat{\alpha}'C_i + \hat{\beta}'E_i + \hat{\gamma}'C_i E_i + \hat{\mu}_i) \quad (2)$$

其中 $\exp(\hat{c})$ 是一个作为倍乘系数的常数项,常数项倍乘后,不会对收入差距指标(本文采用常见的基尼系数)产生影响,所以我们在分解收入不均等时将其从方程中去除。特别需要说明的是,与李莹和吕光明(2016)的方法不同,由于残差项代表原生运气、选择性运气和未知因素,我们将其看作一个解释变量,与环境、努力变量一起放入分解框架进行分解。

分解的基本思路^①是,对收入决定方程中的某个变量,如环境变量 C_j ,取样本平均值 \bar{C}_j ,然后将 \bar{C}_j 和其他变量的真实值代入收入决定方程,得到收入拟合值 w_{ij} 。接着,对估计收入 w_{ij} 计算不均等指数,记作 $I(w_{ij})$ 。由于环境变量 C_j 已经被均等化,那么得到的 $I(w_{ij})$ 就没有了该环境变量 C_j 的影响。因此,由所有变量的真实值计算出的收入不均等 $I(w_i)$ 与该不均等指数 $I(w_{ij})$ 之差即环境变量 C_j 导致的不均等 IC_{1j} ,记作 $IC_{1j} = I(w_i) - I(w_{ij})$ 。此为 IC_j 的第一轮效应,即仅对环境变量 C_j 取均值。第二轮效应为 $IC_{2j} = I(w_{ik}) - I(w_{ikj})$ 。其中 $I(w_{ik})$ 表示对某个环境变量 $C_k (k \neq j)$ 取均值后,得到的拟合收入值的不均等指数。 $I(w_{ikj})$ 表示对环境变量 C_k 和 C_j 同时取均值后,得到的拟合收入值的不均等指数。依此类推,还可以得到第三轮、第四轮效应,直到对所有解释变量取均值。最终,我们对所有轮效应取均值,得到环境变量 C_j 导致的收入不均等绝对量 IC_j 。那么,环境变量 C_j 导致的机会不均等相对量 $IO_j = \frac{IC_j}{I(w_i)}$,总机会不均等 $IO = \sum_{j=1}^n IO_j$ 。其中 j 表示第 j 个环境变量, n 为环境变量的总个数。

(三) 数据与描述性统计

本文所采用的数据来自 CGSS,该项目由中国人民大学中国调查与数据中心负责执行。项目采用多阶分层 PPS 随机抽样法,对中国大陆各省、自治区、直辖市 10000 多户家庭进行连续性横截面调查,旨在收集微观家户部门多个层面的数据,主要包括个人及家庭其他成员的教育、收入、就业、生活质量等信息。鉴于 2010 年之前数据不完整,2014 年没有调查报告,2011 年问卷中问题为

^① 更具体的分析参见 Wan(2004)以及 Wan 和 Zhou(2005)的研究。

“您父亲(母亲)目前的就业状况”,可能存在内生性问题,不符合环境变量的要求,本文最终使用CGSS 2010年、2012年、2013年和2015年的数据,以刻画我国机会不均等的变化趋势。考虑到16岁之前个体没有收入来源,本文选择16岁以上人口作为样本。同时,为了避免收入异常值的干扰,本文对收入进行了截尾处理。最后,剔除缺失值得到个体有效样本数量如下:2010年7369个、2012年8718个、2013年8296个、2015年7072个。

本文的被解释变量为个体年收入的自然对数。解释变量包括环境变量和努力变量,变量的描述性统计见表1。基于现有文献(Bourguignon等,2007; Ferreira和Gignoux,2011; Marrero和Rodríguez,2012; 史新杰等,2018),我们选取的环境变量如下。(1)父亲受教育程度、母亲受教育程度。借鉴雷欣等(2018)的做法,用父亲受教育年限、母亲受教育年限作为代理变量。没受过教育记为0,小学或私塾教育记为6,初中记为9,普通高中、中专及职业高中记为12,高等教育记为16。(2)父亲职业、母亲职业。职业选择模型通常将个体职业分为企业家、自雇劳动者及雇员(Banerjee和Newman,1993)。依据此分类,结合CGSS数据,我们将父亲职业、母亲职业分为企业家、自雇劳动者、雇员、务农及无业,无业为参照组。其中,自己是老板记为企业家,在自家企业工作、自由职业者、个体工商户记为自雇劳动者,受雇于他人、劳务工、零工记为雇员。(3)14岁时家庭地位。我们将CGSS中“您认为在您14岁时,您的家庭处在哪个等级上”这一问题的答案作为衡量家庭地位的代理变量,受访者在数值1~10中选择答案,取值越大地位越高。(4)年龄及年龄的平方。根据Mincer方程,年龄或者以年龄表征的工作经验是重要的收入影响变量,反映了个体工作资历。(5)性别。性别为二元虚拟变量。男性记为1,女性记为0。(6)出生时户籍。出生时为城镇户籍记为1,农业户籍记为0。(7)居住地。与现有文献仅将居住地划分为东、中、西部(雷欣等,2018; 史新杰等,2018)不同,本文将进一步细分至居住地省份。需要说明的是,在2010年、2012年、2013年以及2015年4个年份中,CGSS仅2012年、2013年有出生地信息,我们对2012年和2013年的出生地与居住地指标分别进行回归后发现,两个结果没有显著差异,^①并且《中国2010年人口普查资料》显示,在流动人口中,高达92%的人口属于省内流动,绝大多数人口的出生地和居住地属于同一省份。因此,我们最终使用居住地作为出生所在地的替代。

表1 变量描述性统计

变量	变量定义	2010年		2012年		2013年		2015年	
		平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
<i>Income</i>	个体上年年收入(万元)	1.932	2.919	2.300	2.999	2.651	3.335	3.081	3.934
<i>Fedun</i>	父亲受教育程度	4.512	4.671	4.616	4.711	4.513	4.642	4.102	4.640
<i>Medun</i>	母亲受教育程度	2.849	4.104	2.988	4.165	2.979	4.137	2.797	4.087
<i>Fworker</i>	父亲为雇员	0.380	0.485	0.343	0.475	0.331	0.471	0.267	0.443
<i>Fsworker</i>	父亲为自雇劳动者	0.035	0.185	0.043	0.202	0.041	0.199	0.045	0.206
<i>Fentre</i>	父亲为企业家	0.007	0.082	0.007	0.081	0.005	0.073	0.005	0.071
<i>Ffarmer</i>	父亲为务农	0.565	0.496	0.537	0.499	0.557	0.497	0.624	0.484
<i>Mworker</i>	母亲为雇员	0.179	0.383	0.164	0.370	0.156	0.363	0.134	0.341
<i>Msworker</i>	母亲为自雇劳动者	0.020	0.141	0.026	0.160	0.024	0.154	0.025	0.155
<i>Mentre</i>	母亲为企业家	0.001	0.037	0.001	0.026	0.001	0.029	0.002	0.042

① 限于篇幅,本文没有报告此结果,如有需要可联系作者。

续表 1

变量	变量定义	2010 年		2012 年		2013 年		2015 年	
		平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
<i>Mfarmer</i>	母亲为务农	0.623	0.485	0.629	0.483	0.622	0.485	0.671	0.470
<i>Status</i>	14 岁时家庭地位	2.988	1.870	3.015	1.825	3.083	1.782	3.070	1.755
<i>Age</i>	年龄	46.869	14.485	49.055	15.494	48.998	15.607	50.393	15.882
<i>Male</i>	性别	0.536	0.499	0.549	0.498	0.548	0.498	0.526	0.499
<i>Hukou</i>	出生时户籍	0.280	0.449	0.287	0.452	0.291	0.454	0.272	0.445
<i>Edun</i>	个体受教育程度	8.959	4.456	8.921	4.591	8.901	4.612	8.761	4.635
<i>Worker</i>	雇员	0.343	0.475	0.341	0.474	0.353	0.478	0.324	0.468
<i>Sworker</i>	自雇劳动者	0.098	0.298	0.099	0.299	0.108	0.311	0.088	0.283
<i>Entre</i>	企业家	0.020	0.139	0.010	0.099	0.008	0.087	0.019	0.137
<i>Farmer</i>	务农	0.286	0.452	0.263	0.440	0.246	0.430	0.239	0.427
<i>Party</i>	党员身份	0.140	0.347	0.138	0.345	0.117	0.322	0.116	0.320
<i>Mig</i>	迁移	0.262	0.440	0.301	0.459	0.265	0.441	0.315	0.465

我们选取的努力变量如下。(1) 个体受教育程度,仍然以受教育年限来衡量。之所以将个体受教育程度作为努力变量,是因为虽然教育有一定的代际传递效应(李力行、周广肃 2014),但更多是个人努力的结果(Barry 2005; 李莹、吕光明 2016; 雷欣等 2018; 史新杰等 2018)。(2) 个体职业。工作作为收入的“中介”对个体收入的获得具有重要作用。个体职业的分类与父亲职业、母亲职业的处理一致。(3) 党员身份。党员身份可以使个体获得更多的社会资源与工作机会。我们将是中共党员记作 1,其他记作 0。(4) 借鉴 Bourguignon 等(2007)、史新杰等(2018)的研究,迁移是反映个体努力的一个重要代理变量。通常情况下,迁移是为了获得更好的工作机会和生活环境。我们将迁移记为 1,从出生一直在本地记为 0。

四、实证结果与分析

(一) 中国机会不均等的估算与分解

我们采用基于回归方程的贫富差距分解框架,在估计收入方程的基础上,计算预测收入的基尼系数,并对其分解得到机会不均等。

1. 收入决定方程估计结果

收入决定方程的估计结果汇报在表 2。^① 首先,我们估计了仅包含环境变量的收入决定方程。其次,我们引入个体受教育程度与个体职业变量。可以看出,调整 R^2 均提升了 0.10 以上,并且 14 岁时家庭地位、性别、出生时户籍等环境变量的估计系数均有明显下降,有些甚至不再显著。这说明在遗漏了努力变量的情况下,环境变量对个体收入的影响被高估,环境有可能会通过努力变量影响个体收入。再次,我们加入党员身份与迁移两个变量后,发现两个努力变量均显著为正,同时

^① 限于篇幅,表 2 仅报告了控制党员身份、迁移以及交互项后的回归结果。

调整 R^2 有进一步提升,表明加入党员身份与迁移变量是必要的。最后,我们引入环境变量与努力变量的交互项。结果显示,14岁时家庭地位、性别、出生时户籍能够通过个体受教育程度、党员身份以及迁移影响个体收入水平。

表2 收入决定方程的估计结果

变量	2010年		2012年		2013年		2015年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Fedun</i>	0.0073** (0.003)	0.0079*** (0.003)	0.0077*** (0.003)	0.0084*** (0.003)	0.0036 (0.003)	0.0046 (0.003)	0.0046 (0.004)	0.0070* (0.004)
<i>Medun</i>	0.0022 (0.004)	0.0034 (0.004)	-0.0011 (0.003)	0.0019 (0.003)	0.0028 (0.003)	0.0063* (0.003)	-0.0022 (0.004)	0.0033 (0.004)
<i>Fworker</i>	0.0720 (0.083)	0.0602 (0.082)	0.0463 (0.039)	0.0420 (0.039)	-0.0102 (0.039)	-0.0229 (0.039)	-0.0379 (0.044)	-0.0549 (0.044)
<i>Fsworker</i>	0.1948** (0.093)	0.1916** (0.091)	0.1072 (0.070)	0.0937 (0.070)	0.0048 (0.063)	-0.0240 (0.062)	-0.0330 (0.074)	-0.0649 (0.074)
<i>Fentre</i>	0.1523 (0.129)	0.1330 (0.128)	0.2355** (0.116)	0.2231** (0.110)	-0.3081* (0.158)	-0.3570** (0.154)	0.3201** (0.145)	0.3219** (0.140)
<i>Ffarmer</i>	0.0515 (0.085)	0.0505 (0.084)	0.0154 (0.037)	0.0222 (0.036)	-0.0371 (0.042)	-0.0376 (0.042)	-0.0378 (0.049)	-0.0398 (0.049)
<i>Mworker</i>	-0.1002*** (0.034)	-0.0804** (0.034)	-0.1221*** (0.033)	-0.0849** (0.033)	-0.1287*** (0.030)	-0.1039*** (0.030)	-0.1623*** (0.044)	-0.0975** (0.042)
<i>Msworker</i>	-0.1361* (0.080)	-0.1342* (0.080)	-0.0042 (0.079)	0.0161 (0.078)	-0.1171* (0.060)	-0.0926 (0.058)	-0.1103 (0.076)	-0.0854 (0.076)
<i>Mentre</i>	0.1035 (0.173)	0.1188 (0.178)	-0.1080 (0.172)	-0.1503 (0.124)	0.4440 (0.274)	0.5649** (0.278)	-0.5691 (0.367)	-0.6280* (0.358)
<i>Mfarmer</i>	-0.1338*** (0.039)	-0.1297*** (0.039)	0.0290 (0.031)	0.0268 (0.030)	-0.0877*** (0.030)	-0.0854*** (0.030)	-0.0530 (0.041)	-0.0649 (0.040)
<i>Status</i>	0.0189*** (0.007)	0.0231 (0.017)	0.0286*** (0.005)	0.0804*** (0.014)	0.0393*** (0.006)	0.0489*** (0.015)	0.0185** (0.007)	0.0419** (0.018)
<i>Age</i>	0.0080 (0.005)	0.0089* (0.005)	0.0298*** (0.005)	0.0282*** (0.004)	0.0259*** (0.004)	0.0272*** (0.004)	0.0318*** (0.006)	0.0364*** (0.006)
<i>Age²</i>	-0.0001** (0.000)	-0.0001** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)
<i>Male</i>	0.3382*** (0.023)	0.2954*** (0.050)	0.3524*** (0.024)	0.3743*** (0.047)	0.3615*** (0.021)	0.3968*** (0.047)	0.3471*** (0.024)	0.4227*** (0.058)
<i>Hukou</i>	0.1022*** (0.035)	0.3614*** (0.085)	0.1306*** (0.031)	0.5876*** (0.068)	0.2140*** (0.034)	0.7875*** (0.081)	0.3811*** (0.039)	1.1217*** (0.095)
<i>Province</i>	控制							
<i>Edun</i>	0.0712*** (0.004)	0.0734*** (0.006)	0.0699*** (0.003)	0.0908*** (0.006)	0.0534*** (0.003)	0.0659*** (0.005)	0.0611*** (0.004)	0.0880*** (0.007)
<i>Worker</i>	0.2957*** (0.036)	0.3035*** (0.036)	0.3376*** (0.034)	0.3654*** (0.034)	0.2759*** (0.035)	0.3059*** (0.034)	0.3772*** (0.047)	0.3964*** (0.046)

续表 2

变量	2010 年		2012 年		2013 年		2015 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Sworker</i>	0.5140 *** (0.049)	0.5126 *** (0.049)	0.4943 *** (0.042)	0.5074 *** (0.042)	0.5203 *** (0.043)	0.5332 *** (0.043)	0.6288 *** (0.056)	0.6226 *** (0.054)
<i>Entre</i>	0.8262 *** (0.082)	0.8346 *** (0.082)	1.2805 *** (0.116)	1.2864 *** (0.118)	1.0506 *** (0.119)	1.0946 *** (0.121)	1.0565 *** (0.096)	1.0708 *** (0.094)
<i>Farmer</i>	-0.2643 *** (0.042)	-0.2426 *** (0.042)	-0.3179 *** (0.048)	-0.2667 *** (0.048)	-0.3050 *** (0.042)	-0.2525 *** (0.041)	-0.1264 ** (0.054)	-0.0844 (0.053)
<i>Party</i>	0.2500 *** (0.030)	0.3701 *** (0.070)	0.2214 *** (0.027)	0.2666 *** (0.073)	0.2634 *** (0.028)	0.3901 *** (0.084)	0.2620 *** (0.037)	0.2416 ** (0.100)
<i>Mig</i>	0.2238 *** (0.026)	0.2429 *** (0.054)	0.1960 *** (0.023)	0.3078 *** (0.048)	0.2349 *** (0.026)	0.3394 *** (0.054)	0.1993 *** (0.030)	0.1984 *** (0.055)
<i>Status × Edun</i>		0.0006 (0.001)		-0.0036 *** (0.001)		0.0008 (0.001)		-0.0017 (0.002)
<i>Status × Party</i>		-0.0091 (0.015)		-0.0094 (0.013)		-0.0323 ** (0.016)		-0.0063 (0.018)
<i>Status × Mig</i>		-0.0301 ** (0.012)		-0.0466 *** (0.011)		-0.0428 *** (0.012)		-0.0177 (0.013)
<i>Male × Edun</i>		0.0016 (0.005)		-0.0052 (0.004)		-0.0061 (0.004)		-0.0131 ** (0.006)
<i>Male × Party</i>		-0.1440 ** (0.056)		-0.0881 (0.058)		-0.0578 (0.059)		-0.0290 (0.083)
<i>Male × Mig</i>		0.1576 *** (0.044)		0.0845 ** (0.043)		0.0567 (0.040)		0.0875 + (0.054)
<i>Hukou × Edun</i>		-0.0247 *** (0.007)		-0.0445 *** (0.006)		-0.0550 *** (0.006)		-0.0758 *** (0.007)
<i>Hukou × Party</i>		0.0308 (0.057)		0.1562 *** (0.054)		0.0776 (0.054)		0.1614 ** (0.065)
<i>Hukou × Mig</i>		0.0054 (0.050)		-0.0214 (0.043)		-0.0034 (0.047)		0.0203 (0.057)
C	8.5045 *** (0.165)	8.4364 *** (0.165)	8.3428 *** (0.134)	8.1317 *** (0.139)	8.7830 *** (0.127)	8.5838 *** (0.133)	8.7670 *** (0.180)	8.4123 *** (0.183)
观察值	7369	7369	8718	8718	8296	8296	6762	6762
调整 R ²	0.505	0.507	0.523	0.530	0.529	0.536	0.467	0.479

注: 括号内为稳健标准误,***、**、* 和 + 分别代表 1%、5%、10% 和 11% 的显著性水平。

由于加入努力变量和环境变量的交互项后,收入决定方程的调整 R² 最大,因此我们重点分析表 2 第(2)、第(4)、第(6)、第(8)列。具体来看环境变量,父亲受教育程度或母亲受教育程度对子女收入有显著影响,Björklund 和 Salvanes(2011)等也得到相同结论。14 岁时家庭地位对子女收入

的影响基本上显著为正。这是因为,更高的社会经济地位能够为子女提供更优质的教育资源、更丰富的社交活动,这对子女知识积累以及身心成长更加有利。另外,男性比女性的收入更高,出生时为城镇户籍要比农业户籍的个体收入更高,年龄与个体收入呈显著的倒“U”型关系。在努力变量中,个体受教育程度对收入有显著的正向影响,这与史新杰等(2018)的发现相一致。在个体职业中,除了务农以外,其他职业收入均显著高于没有工作,并且企业家、自雇劳动者、雇员的收入依次递减。党员收入要比非党员高出至少20%以上,这可能是因为,党员身份会为其带来更多的资源与机会。同样,迁移人口收入要比非迁移人口平均高出至少20%,结果符合预期。

我们还发现,出生时户籍与个体受教育程度的交互项显著为负。这说明农村居民教育回报率高于城镇居民,同时也意味着城乡居民收入差距可以通过提高个体受教育程度而缩小。一个可能的解释是,对于农村居民而言,一方面,更好的教育能帮助其提升就业平台,获得收入更高的工作;另一方面,由于受户籍歧视,有同等教育背景的农村居民会更加珍惜自己的工作机会,因而更加努力,从而间接提升收入水平。当然,农村居民受教育程度相对较低,其边际回报率很可能相对较高。此外,性别与迁移的交互项多数显著为正,说明迁移人口的收入效应在男性中更明显,这也意味着迁移会扩大男女收入差距。这可能是因为,男性养家糊口的压力更大,迁移的机会成本也更高,所以迁移一般是在具有更大收入回报的前提下做出的选择。14岁时家庭地位与迁移的交互项基本上显著为负,表明儿时家庭地位越高,迁移对个体的影响越小,结论也与事实相符。因为通常对于家庭条件好的个体,即便选择留在本地,也同样可以获得相对优渥的生活以及更好的工作机会与收入待遇。

2. 我国机会不均等的估算与分解结果

根据表2中第(2)、第(4)、第(6)、第(8)列的结果,采用基尼系数来衡量机会不均等绝对值,并进一步计算机会不均等相对量(见表3)。事实上,机会不均等相对量是我们更加关心的。如果收入差距更多是机会不均等造成的,较少是努力不同导致的,这更会带来社会摩擦。需要说明的是,虽然本文尽可能多地选取了影响个体收入的环境变量及努力变量,但一些不可观测的环境变量仍可能没有包括进来。因此,实际的机会不均等水平可能会比估算的更高。

表3 中国机会不均等及各环境变量贡献度 单位: %

变量	2010年		2012年		2013年		2015年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
父母受教育程度	2.82	1.83	2.08	1.70	2.05	1.94	1.10	1.74
父母职业	3.76	1.83	0.00	0.00	1.36	0.78	0.00	0.19
14岁时家庭地位	2.12	1.10	2.55	1.52	4.09	2.52	1.76	0.97
年龄	1.41	0.37	2.08	1.33	5.00	6.60	8.37	2.32
性别	7.29	4.59	6.94	4.36	7.27	4.66	6.17	4.26
出生时户籍	0.94	1.83	1.62	2.46	4.32	3.88	8.81	6.77
居住地	24.94	12.84	28.70	16.67	29.09	15.34	25.55	14.31
个体受教育程度	32.00	15.23	29.86	13.83	23.41	10.10	25.99	10.64
个体职业	24.71	13.03	26.16	14.58	23.41	13.20	22.25	11.8
党员身份		2.57		2.08		1.94		1.93
迁移		3.30		2.46		2.72		2.51
机会不均等	43.28	24.39	43.98	28.04	53.18	35.72	51.76	30.56
努力不均等	56.71	34.13	56.02	32.95	46.82	27.96	48.24	26.88
残差		41.47		39.02		36.31		42.55

注:由于父亲受教育程度和母亲受教育程度、父亲职业和母亲职业是同一类因素,分解过程中将二者合并。下同。

首先,我们考察遗漏党员身份和迁移变量、环境与努力交互变量,以及残差项处理方式不同所带来的偏差与影响。按照李莹、吕光明(2016)的做法,我们选择与其相同的解释变量(受数据所限,没有加入社会资本与工作单位所有制),计算我国机会不均等水平。可以得到,在剔除残差项、残差项全部归为环境和残差项全部归为努力三种情境下,2010年机会不均等程度分别达到43.28%、56.03%、33.58%,2012年分别为43.98%、53.99%、36.12%,2013年分别为53.18%、59.53%、45.97%,2015年分别为51.76%、58.12%、44.93%。而如果添加党员身份和迁移两个努力变量以及环境变量与努力变量的交互项,并将残差项当作运气和未知因素的代理,则机会不均等分解结果为:2010年下降至24.39%,2012年下降至28.04%,2013年下降至35.72%,2015年下降至30.56%。也就是说,如果不考虑以上因素,机会不均等可能会被高估至少8个百分点。

其次,我们将本文结果[表3第(2)、第(4)、第(6)、第(8)列]与剔除残差项的结果[表3第(1)、第(3)、第(5)、第(7)列]进行对比发现,绝大多数环境因素在多数年份的贡献度会有不同程度的下降,尤其是2010—2015年居住地的贡献度有大幅下降,下降幅度几乎达到前者的1/2。但是,出生时户籍的贡献度在2010年与2012年有所上升,分别从0.94%、1.62%上升至1.83%、2.46%,贡献度排序也从尾部升至第三,与居住地和性别共同构成机会不均等的重要来源。此外,年龄的贡献度在2013年有所提升,超过了性别的贡献度,成为2013年机会不均等的第二大重要来源。2015年父母受教育程度以及父母职业的贡献度也有微弱上升。结果还显示,2010年、2012年、2013年和2015年努力导致的不均等分别达到34.13%、32.95%、27.96%和26.88%,运气和未知因素的贡献度分别为41.47%、39.02%、36.31%和42.55%。^①

最后,我们来分析2010—2015年机会不均等变动趋势。可以发现,2010—2013年机会不均等逐渐上升,2013年达到峰值,2015年有所回落。除此之外,还可以看出以下几个变化特征。(1)居住地。居住地作为最主要的机会不均等来源,对收入不均等的贡献度基本在13%以上,这表明区位因素对收入不均等的重要作用,同时也反映出我国存在较为严重的区域发展不平衡问题。史新杰等(2018)、李莹和吕光明(2016)、董丽霞(2018)、雷欣等(2018)也得到了同样的结论。与机会不均等总体趋势类似,居住地导致的收入不均等也经历了先上升后下降的过程,峰值在2012年。(2)性别。性别的贡献度约为4.3%,这与宋扬(2017)的5.14%、史新杰等(2018)的5.5%相近。性别差异引致的收入不均等可以由劳动力市场性别歧视来解释。由于女性面临结婚生育、休产假等问题,就业压力比男性更大,晋升机会更少。从趋势变动来看,无论总体机会不均等如何变动,性别的贡献度基本稳定在4.3%左右。这说明在2010—2015年,性别歧视并没有得到缓解,社会还需要做出更多的努力来改善对女性的认识,并为其提供更加公平的就业机会。(3)出生时户籍。出生时户籍差异导致的收入不均等平均达到3.7%,这与宋扬(2017)等的发现相近。然而,令人担忧的是,即使在2015年总体机会不均等为下降的年份,出生时户籍的贡献度仍然呈现上升的趋势,从2010年的1.83%上升至2015年的6.77%。可以说,户籍限制已经严重制约了农村居民的发展及收入增长,是最不公平的制度要素。农村居民无法获得与城镇居民相同的医疗、养老、住房公积金等基本公共服务,农村劳动力在就业、教育、创业、金融服务等方面受到歧视,所以收入远不如城镇居民。根据国家统计局公布的数据,2011年我国城乡收入比为3.1,到2017年降至2.7,但依旧较高。可见,打破户籍限制导致的机会不均等是亟待解决的问题,这关系到社会公平正义。(4)父

^① 残差贡献包括运气和其他未知因素的贡献。遗憾的是,目前还没有更好的方法能进一步分解残差的贡献,下同。

母受教育程度、父母职业以及14岁时家庭地位。结果表明,家庭背景导致的收入不均等基本在3%以上,家庭背景会影响子女自信心的建立,进而影响子女的心理、性格与行为。其中,父母受教育程度对收入不均等的贡献度稳定在1.8%左右,这与Björklund和Salvanes(2011)等的研究是一致的,即父母的受教育程度对其后代的教育获得会起到重要作用。另外,父母职业对收入不均等的影响最弱。陈东和黄旭锋(2015)的研究也表明,父亲职业的贡献度仅为1.15%左右。这些结果都意味着我国代际流动性在增强(罗楚亮、刘晓霞,2018),社会职业开放度在提升。(5)年龄。总体上,除2013年外,年龄导致的收入不均等数值较小,这说明由年龄表征的资历对收入有一定作用,年龄歧视不是特别严重。从趋势上看,年龄贡献度的变化与总体机会不均等变动趋势一致,即先上升后下降,在2013年达到最大。该变化与雷欣等(2018)估算的年龄贡献度的时间趋势相同。

(二) 中国城镇与农村的机会不均等估算及分解

中国是典型的二元经济体,而户籍制度改革的缺失实际上将城镇与农村人口分割在了两个不同的社会系统,导致城乡居民面临的社会环境存在诸多差异性,而这种差异性是在考察中国机会不均等时不能忽视的。为此,我们将样本分为城镇地区和农村地区,对城镇与农村的机会不均等进行估算和分解。

从回归结果^①可以看出,无论是城镇地区还是农村地区,父母受教育程度、父母职业、14岁时家庭地位、年龄、性别、出生时户籍、居住地以及个体受教育程度、个体职业、党员身份和迁移对城乡居民收入的影响大部分显著,结果与全国的情况基本一致。此外我们还发现,2010—2015年城镇地区中出生时户籍与个体受教育程度交互项的估计系数显著为负,但数值在不断增大。这表明那些出生在农村、生活在城市的个体的教育回报率要高于一出生就拥有城镇户籍的群体,而且这种差异正在逐渐拉大。

在回归结果的基础上,我们对城镇与农村机会不均等进行分解。与前文相同,参照李莹和吕光明(2016)的做法,我们计算了在剔除残差项、残差项全部归为环境和残差项全部归为努力三种情境下机会不均等的大小。结果得到,2010年城镇机会不均等分别为47.68%、65.58%、31.36%,农村机会不均等分别为50.83%、66.67%、34.46%。而考虑党员身份、迁移两个努力变量以及环境变量与努力变量的交互项,并将残差项考虑进来一起分解之后,2010年城镇与农村机会不均等分别为22.40%和25.85%(见表4)。其他年份也有类似变化。可见,如果不将遗漏变量纳入分解框架,城镇与农村机会不均等同样会被高估至少8个百分点,再次证明了上文的发现。

表4 城镇与农村机会不均等及各环境变量贡献度 单位: %

变量	2010年		2012年		2013年		2015年	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
父母受教育程度	2.24	1.32	1.31	2.34	2.08	1.47	2.81	1.05
父母职业	0.81	1.51	0.22	0.54	0.46	0.92	0.00	1.58
14岁时家庭地位	0.61	1.51	1.09	2.16	2.77	1.65	0.65	1.05

① 限于篇幅,本文未汇报城镇地区与农村地区收入决定方程的估计结果,有兴趣的读者可向作者索取。

续表 4

变量	2010 年		2012 年		2013 年		2015 年	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年龄	0.41	5.66	0.66	10.97	0.23	15.81	1.73	11.91
性别	4.89	8.11	4.38	7.55	5.08	7.54	3.67	7.36
出生时户籍	0.61	0.38	0.44	0.90	1.15	0.37	2.16	0.88
居住地	12.83	7.36	16.41	10.25	18.01	9.01	12.31	12.08
个体受教育程度	15.68	8.49	14.22	6.47	11.09	5.33	14.25	4.90
个体职业	8.55	14.34	12.69	12.77	10.39	12.13	12.96	10.51
党员身份	1.83	1.13	1.97	0.72	1.85	1.29	1.30	1.23
迁移	3.46	0.57	2.19	0.18	2.08	0.74	2.59	0.35
机会不均等	22.40	25.85	24.51	34.71	29.79	36.76	23.33	35.90
努力不均等	29.52	24.53	31.07	20.14	25.40	19.49	31.10	16.99
残差	48.07	49.62	44.42	45.14	44.80	43.75	45.57	47.11

从表 4 可以看出 2010—2015 年城镇与农村机会不均等经历了先上升后下降的过程,与我国总体机会不均等的变化趋势一致。但机会不均等在农村要比城镇严重得多,平均高出约 8 个百分点,这与史新杰等(2018)的研究结果相似(农村机会不均等为 27.6%,城镇仅为 18.7%),而努力导致的收入不均等在城镇地区明显更严重。

观察各年份城镇与农村环境变量的贡献度,我们发现一个共同的特征,即年龄与性别在农村机会不均等中的贡献尤为突出,而居住地对城镇机会不均等的作用更大。2010—2015 年,年龄对农村收入不均等的平均贡献度高达 11.09%,而对城镇收入不均等的平均贡献度仅为 0.76%,这意味着约 1/3 的农村机会不均等是年龄导致的,而年龄对城镇机会不均等的作用十分微弱。一个可能的解释是,城市提供的就业岗位与行业众多,如在教育等领域,以年龄表征的工作经验或者资历意味着更娴熟的技术与更强的能力。另外,城镇中论资排辈的现象也更普遍。而农村居民大多从事服务业、制造业、农业等,这些领域对体力的要求更高,所以年龄歧视尤为严重。除年龄以外,性别是造成城乡机会不均等差异的另一重要原因。可以看出,性别对农村和城镇收入不均等的平均贡献度分别为 7.64%、4.51%,也就是说,农村机会不均等中有约 24% 是性别导致的,而城镇只有 18%。这可能是由于,受传统观念、文化水平、制度因素以及个体特征差异等影响,绝大多数农村女性不工作或从事农业劳动,即便是非农就业,也是对技能要求不高的临时工作,所以收入水平较低。而男性可选择的就业范围更广,收入渠道更多。因此,要降低农村机会不均等,一个重要的途径就是为女性提供更多就业机会,提升农村女性的劳动参与率。

除此之外,居住地对农村收入不均等的平均贡献度为 9.68%,而对城镇收入不均等的平均贡献度达到 14.89%,这说明区域经济发展不平衡在城镇表现更为突出。父母受教育程度、父母职业以及 14 岁时家庭地位这三个反映家庭背景的变量在 2010—2015 年波动不大,但对农村收

入不均等的平均贡献度为 4.28% ,略高于对城镇收入不均等的平均贡献度(3.76%)。我们发现,父母受教育程度对城镇地区的影响更大,而父母职业与 14 岁时家庭地位对农村地区的作用更强。对此可能的解释是,城镇居民受教育程度相较于农村居民高,他们对子女的培养与教育更加重视,也愿意为子女在教育上投入更多的金钱与精力。而在农村地区,资源缺乏、信息相对闭塞,起作用的反而是家庭在当地的威望,往往在当地有权势的家庭和子女能够享有更多的机会与资源。

五、结论及建议

机会不均等会使人产生被剥夺感,并可能带来社会甚至政治稳定问题。本文运用 CGSS 数据和基于回归方程的贫富差距分解方法,将全国、城镇和农村收入差距分解为环境因素导致的机会不均等、努力因素导致的收入不均等以及运气和未知因素导致的收入不均等,研究结果如下。(1) 2010—2015 年,不论是全国还是城镇、农村的机会不均等均经历了先上升后下降的过程,但出生时户籍因素的贡献度有上升趋势。(2) 考虑党员身份、迁移两个努力变量以及环境变量与努力变量交互效应之后,我国机会不均等 2010 年为 24.39%,2012 年为 28.04%,2013 年达到 35.72%,2015 年下降至 30.56%,而如果不考虑这些因素,我国的机会不均等将至少被高估 8 个百分点;居住地、性别、出生时户籍共同构成机会不均等的重要影响要素。(3) 农村机会不均等分别为 25.85% (2010 年)、34.71% (2012 年)、36.76% (2013 年) 和 35.90% (2015 年),城镇机会不均等分别为 22.40% (2010 年)、24.51% (2012 年)、29.79% (2013 年) 和 23.33% (2015 年),二者平均相差约 8 个百分点。这主要是因为农村地区年龄与性别因素导致的收入不均等过大。

我们的研究结果有以下三点政策含义。(1) 推进区域协调发展、培育中西部地区经济新增长极对降低机会不均等非常重要。从分解结果来看,居住地是导致机会不均等的最重要原因。东部与中西部地区在经济发展水平、基础设施建设、营商环境等方面存在较大差距,使得人们面临的就业、教育环境有重大差别。因此,要积极发挥地区比较优势,推动中西部地区经济跨越式发展。(2) 根据我们的研究结果,性别既是导致全国也是导致农村机会不均等的重要因素,如果能够消除性别歧视,全国收入不均等能下降 4 个百分点以上,农村收入不均等将下降约 7 个百分点。而以年龄表征的工作资历是农村机会不均等的重要来源,消除年龄歧视,农村收入不均等能至少下降 6 个百分点。所以,建立劳动力市场公平的竞争机制,消除性别与年龄歧视,尤其是关注经济落后地区农村女性劳动力的就业十分迫切。建议加强平等就业权保障的执法建设,以及农村劳动力的权益保护。另外,政府应联合企业、高等院校加大对非技能劳动力,尤其是女性劳动力的培训与教育投入,提升女性劳动力的整体就业能力。(3) 本文研究发现,出生时户籍不仅是导致机会不均等的主要因素之一,而且其贡献度呈现上升趋势。所以,加快户籍制度改革,推动已在城镇就业的农业转移人口落户尤为迫切。2019 年 3 月 31 日,国家发展改革委印发《2019 年新型城镇化建设重点任务》,其中就指出要在不同人口规模的城市实行差异化的落户政策,这对降低全社会机会不均等的作用不容低估。

参考文献:

1. 陈东、黄旭锋《机会不平等在多大程度上影响了收入不平等?——基于代际转移的视角》,《经济评论》2015 年第 1 期。

2. 董丽霞 《中国的收入机会不平等——基于 2013 年中国家庭收入调查数据的研究》，《劳动经济研究》2018 年第 1 期。
3. 龚锋、李智、雷欣 《努力对机会不平等的影响：测度与比较》，《经济研究》2017 年第 3 期。
4. 江求川、任洁、张克中 《中国城市居民机会不平等研究》，《世界经济》2014 年第 4 期。
5. 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》，《统计研究》2018 年第 4 期。
6. 李力行、周广肃 《家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性》，《经济学(季刊)》2014 年第 1 期。
7. 李莹、吕光明 《我国城镇居民收入分配机会不平等因何而生》，《统计研究》2018 年第 9 期。
8. 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》，《统计研究》2016 年第 8 期。
9. 刘波、王修华、彭建刚 《我国居民收入差距中的机会不平等——基于 CGSS 数据的实证研究》，《上海经济研究》2015 年第 8 期。
10. 罗楚亮、刘晓霞 《教育扩张与教育的代际流动性》，《中国社会科学》2018 年第 2 期。
11. 罗良文、茹雪 《我国收入分配中的机会不平等研究——基于 CGSS 2008—2015 年数据的经验证据》，《中国软科学》2019 年第 4 期。
12. 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文 《中国收入分配中的机会不平等》，《管理世界》2018 年第 3 期。
13. 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》，《财贸经济》2017 年第 1 期。
14. 汪晨、万广华、张勋 《区域差异与结构变迁：中国 1978—2016》，《管理世界》2019 年第 6 期。
15. 万广华、吴婷、张琰 《中国收入不均等的下降及其成因解析》，《劳动经济研究》2018 年第 3 期。
16. 万广华 《城镇化与不均等：分析方法和中国案例》，《经济研究》2013 年第 5 期。
17. Ameson, R. , Equality and Equal Opportunity for Welfare. *Philosophical Studies* , Vol. 56 , No. 1 , 1989 , pp. 77 – 93.
18. Banerjee , A. , & Newman , A. , Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of Political Economy* , Vol. 101 , No. 2 , 1993 , pp. 274 – 298.
19. Barry , B. X. , *Why Social Justice Matters*. Cambridge: Polity Press , 2005.
20. Björklund , A. , Jäntti , M. , & Roemer , J. , Equality of Opportunity and the Distribution of Long-run Income in Sweden. *Social Choice and Welfare* , Vol. 39 , No. 2 , 2011 , pp. 675 – 696.
21. Björklund , A. , & Salvanes , K. , Education and Family Background: Mechanisms and Policies. In Hanushek , E. , Machin , S. , & Woessmann , L. (eds) , *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: North Holland , Vol. 3 , 2011 , pp. 201 – 247.
22. Bourguignon , F. , Ferreira , F. , & Menendez , M. , Inequality of Opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth* , Vol. 53 , No. 4 , 2007 , pp. 585 – 618.
23. Checchi , D. , & Peragine , V. , Inequality of Opportunity in Italy. *The Journal of Economic Inequality* , Vol. 8 , No. 4 , 2010 , pp. 429 – 450.
24. Cohen , G. A. , On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics* , Vol. 99 , No. 4 , 1989 , pp. 906 – 944.
25. Dworkin , R. , What is Equality? Part 1: Equality of Welfare. *Philosophy and Public Affairs* , Vol. 10 , No. 3 , 1981a , pp. 185 – 246.
26. Dworkin , R. , What is Equality? Part 2: Equality of Resources. *Philosophy and Public Affairs* , Vol. 10 , No. 4 , 1981b , pp. 283 – 345.
27. Ferreira , F. , & Gignoux , J. , The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *Review of Income and Wealth* , Vol. 57 , No. 4 , 2011 , pp. 1475 – 4991.
28. Lefranc , A. , Pistoiesi , N. , & Trannoy , A. , Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies all Alike?. *Review of Income and Wealth* , Vol. 54 , No. 4 , 2008 , pp. 513 – 546.
29. Lefranc , A. , Pistoiesi , N. , & Trannoy , A. , Equality of Opportunity and Luck: Definitions and Testable Conditions , with an Application to Income in France. *Journal of Public Economics* , Vol. 93 , No. 11 – 12 , 2009 , pp. 1189 – 1207.
30. Li J. , Wan , G. , Wang , C. , & Zhang , X. , Which Indicator of Income Distribution Explains Crime Better? Evidence from China. *China Economic Review* , Vol. 54 , No. 4 , 2019 , pp. 51 – 72.
31. Marrero G. , & Rodríguez , J. , Inequality of Opportunity in Europe. *Review of Income and Wealth* , Vol. 58 , No. 4 , 2012 , pp. 597 – 621.
32. Rawls , J. , *A Theory of Justice*. Cambridge , MA and London: Harvard University Press , 1971.
33. Roemer , J. E. , A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner. *Philosophy and Public Affairs* , Vol. 22 , No. 2 , 1993 , pp. 146 – 166.

34. Roemer, J. E., *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA and London: Harvard University Press, 1998.
35. Roemer, J. E., & Trannoy, I., Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, Vol. 54, No. 4, 2016, pp. 1288 – 1332.
36. Sen, A., Equality of What. In McMurrin S. M. (ed.), *the Tanner Lectures on Human Values*. Salt Lake City: University of Utah Press, Vol. 1, 1980.
37. Singh, A., Inequality of Opportunity in Earnings and Consumption Expenditure: The Case of Indian Men. *Review of Income and Wealth*, Vol. 58, No. 1, 2012, pp. 79 – 106.
38. Wan, G., Accounting for Income Inequality in Rural China. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 32, No. 2, 2004, pp. 348 – 363.
39. Wan, G., & Zhou, Z., Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using House-hold Data. *Review of Development Economics*, Vol. 9, No. 1, 2005, pp. 107 – 120.
40. Yao, Y., Wan, G., & Meng, D., Income Distribution and Health: Can Polarization Explain Health Outcomes Better Than Inequality?. *The European Journal of Health Economics*, Vol. 20, No. 4, 2019, pp. 543 – 557.
41. Zhang, Y., & Eriksson, T., Inequality of Opportunity and Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989 – 2006. *China Economic Review*, Vol. 21, No. 4, 2010, pp. 607 – 616.

Inequality of Opportunity and Income Inequality in China

WANG Chen (Shanghai University of Finance and Economics, 200433)

ZHANG Tongjin (Tianjin University of Commerce, 300134)

WAN Guanghua (Fudan University, 200433)

Abstract: Using CGSS data and a regression-based decomposition method, this paper decomposes income inequality into the inequality of opportunity caused by environmental factors, income inequality caused by effort, and income inequality caused by luck and unknown factors. The results show that: (1) from 2010 to 2015, the inequality of opportunity in China, in its urban and rural areas, all increased first and then declined, but the contribution of *hukou* had an upward trend. (2) China's inequality of opportunity was 24.39% in 2010, 28.04% in 2012, 35.72% in 2013 and 30.56% in 2015. If not considering party membership, migration, and the interaction between environment and effort, the result would be overestimated by at least 8 percentage points; residence, gender and *hukou* were the important sources of the inequality of opportunity. (3) From 2010 to 2015, the inequality of opportunity faced by rural residents was 33.31% on average, about 8 percentage points higher than that of urban residents. Age and gender factors are the reasons for the higher inequality of opportunity faced by rural residents, and residence is the main source of inequality of opportunity faced by urban population. Based on these, this paper proposes to promote regional coordinated development, accelerate household registration reform and improve the fair competition mechanism for employment.

Keywords: Inequality of Opportunity, Income Inequality, Regression-Based Decomposition, Circumstances

JEL: D31, D63

责任编辑: 非同