

环境、努力与收入不平等

刘成奎 何英明*

内容提要 收入不平等中既有个体不可控的环境引致的机会不平等,也有个体可控的努力导致的努力不平等。本文利用中国综合社会调查(CGSS)2008-2015年数据,构造更为全面的环境集与努力集,基于事前参数法测度机会不平等总量,分析环境影响收入的中间渠道,并基于方差分解法测度努力不平等。结果表明:宏观环境(教育服务、医疗卫生服务及基础设施)在个人层面环境(性别、户籍)对收入的影响上具有调节作用;机会不平等占比总体呈下降趋势且表现出明显的性别和户籍性质差异;环境影响收入的中间渠道中教育占据主导地位,且具有性别、户籍性质与区域差异,就业渠道占比总体呈上升趋势;纯粹的个人努力是收入的重要决定因素且努力的相对贡献度在增加。

关键词 环境 纯粹努力 机会不平等 努力不平等

一 引言

经过长时期的努力,中国已在减少绝对贫困上取得了巨大成就。但与此同时,收入分配仍旧是亟待解决的问题。尽管政府采取了诸多措施以降低收入不平等,衡量收入不平等的基尼系数也有所下降,但仍高于国际警戒线水平。构成收入不平等的既有合理的、可接受的收入差距,也有不合理的、无法被认可,甚至影响人们积极性的收入差距。削减收入不平等最为重要的是要尽可能地缩小后者,提供起点平等,同时也要鼓励个体通过努力实现社会阶层向上流动,从而不断提高民众的获得感与幸福感,减轻相对剥夺感。

* 刘成奎,武汉大学经济与管理学院,电子邮箱:lck518@163.com;何英明(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,电子邮箱:heyiming_scu@163.com。

收入不平等中不合理的、无法被认可的部分即环境导致的机会不平等，公正合理的部分即努力导致的努力不平等。其中环境（circumstances）指个体无法掌控，社会认为不应由个体负责的因素；努力（efforts）指个体可控，社会认为应由个体负责的行为（Roemer, 1993; Roemer et al., 2003）。对收入不平等的探讨源自平等主义理论，其最初的焦点在于实现结果平等，而后转向机会均等，并逐渐受到经济学者的重视（Roemer & Trannoy, 2016）。环境与努力被引入机会均等内涵中，形成了环境-努力二元分析框架。

要对机会不平等进行分析，首先需要测度机会不平等程度。已有的测度方法可按照三种准则进行归类（Ramos & Van de gaer, 2020）：第一，采用事前（ex-ante）视角或事后（ex-post）视角；第二，直接测度或间接测度；第三，估计基于参数法或非参数法。事前法与事后法的区别在于，前者假定个体的机会集由环境决定，属于同一类别（type）的个体具有相同的机会集取值，将机会不平等看作类别之间的不平等，即总体不平等中的组间部分；后者根据个人努力进一步将每一类别内的个体划分为不同的级别（tranche），属于同一级别的个体具有相同的努力程度，机会不平等通过衡量级别内部的不平等得到，即总体不平等中的组内部分。直接测度是直接计算消除努力差异导致的不平等后的反事实收入分布的不平等，而间接测度则是以实际收入分布的不平等与机会均等下的反事实收入分布的不平等之间的差距代表机会不平等。参数估计与非参数估计的区别在于是否需要设定具体的收入函数形式，参数法下个体收入是环境或努力的函数。上述方法在已有文献中应用较为广泛的是事前参数法。

已有的机会不平等相关研究主要从环境对结果的影响切入，测度并分析结果不平等中的机会不平等。Ferreira & Gignoux（2011）利用参数法与非参数法测算收入不平等中的机会不平等，论证了由此测算出的机会不平等绝对量和相对量是其真实值的下界。以测算机会不平等为主要目的的研究还包括江求川等（2014）、刘波等（2015）、Pistolesi（2009）、Checchi & Peragine（2010）、Marrero & Rodríguez（2012）、Ferreira & Gignoux（2014）、Checchi et al.（2016）、Mahler & Ramos（2019）。在测算机会不平等总量的基础上，后续部分研究也测算了所考察的环境因素对机会不平等的贡献度，并从中识别导致机会不平等的最主要因素（陈东、黄旭锋，2015；董丽霞，2018；雷欣等，2018；马占利、邹薇，2018；Arbia & Pace，2018；Brunori et al.，2019；Golley et al.，2019；Perez-Mayo，2019）。环境导致的机会不平等可分解为环境的直接影响与间接影响（Bourguignon et al.，2007；李莹、吕光明，2018；罗良文、茹雪，2019）。机会不平等在得到重视的同时，其背后的影响机制也愈发重要。宋扬（2017）指出，环境通过

劳动力市场歧视、教育代际固化及家庭背景带来的“关系”三条途径引起收入差距。Palomino et al. (2019) 则从中间渠道的角度,首次对环境通过影响个体教育与就业而导致的收入不平等进行了定量分析,结果表明教育渠道与就业渠道能够解释欧洲国家机会不平等的35%左右。李莹和吕光明(2019)借鉴 Palomino et al. (2019) 的思路,分解出了中国机会不平等中的教育渠道与就业渠道。

结果不平等中除了机会不平等,也包含了努力导致的不平等。在测算机会不平等的同时,也应考虑努力不平等,以明确环境与努力对结果的相对贡献大小。李莹(2019)将减除机会不平等后的剩余不平等部分定义为努力不平等,并未识别努力因素。Björklund et al. (2012)将收入决定方程中控制环境后的残差项视作努力,同时认为类别之间的残差分布可能存在差异,于是以总体方差标准化类别间的分布,将残差项一分为二,其中其方差不随类别改变的一项即为不受环境影响的与个体努力相关的部分。Jusot et al. (2013)则将努力变量纳入不平等测度中(Donni et al., 2014; Deutsch et al., 2018; Carrieri & Jones, 2018),在三种处理环境与努力相关性的规范原则下以方差分解法对健康不平等进行分解,比较结果显示不同的处理原则对环境与努力在健康不平等中的相对贡献几乎没有影响。史新杰等(2018)也将方差分解法运用于收入不平等分解中,测度出了努力的相对贡献度。李莹和吕光明(2016)分解出个人受教育年限与职业类型对收入不平等的贡献度。汪晨等(2020)利用基于回归方程的贫富差距分解方法分解出源于努力的不平等,同时分解出以残差项表示的运气和未知因素导致的不平等,但残差项中不仅包括运气及未知因素,也包括遗漏的或不可观测的环境与努力变量。龚锋等(2017)并未直接测度努力不平等,而是通过非参数法测算和分析了努力能在多大程度上改变不同出生队列人群的机会不平等状况。

已有文献对中国收入差距中的机会不平等作了较多分析,也得出了许多有价值的结论,但机会不平等的作用机制及收入不平等中努力因素的影响尚未得到足够的重视。因此有必要利用更全面的环境集与努力集,在测度机会不平等的同时,进一步分析机会不平等的作用机制,并测度纯粹的个人努力所导致的收入不平等。本文不仅采用事前参数法,借鉴 Palomino et al. (2019)、李莹和吕光明(2019)的思路测度中国的机会不平等总量并分解出环境作用于收入不平等的教育与就业渠道;还运用方差分解法(Jusot et al., 2013),将剥离环境影响后得到的“纯粹努力”(purged efforts)加入收入决定方程中,分解出努力对收入不平等的相对贡献度。

与既有文献相比,本文在以下方面进行了拓展:第一,不同于既有文献仅考虑个人层面的环境,本文还纳入政府创建的宏观环境(就业环境、教育服务、医疗卫生服务及

基础设施)，同时考虑宏观环境与个人层面环境（性别、户籍）的交互影响，并在此背景下分析环境影响收入的作用机制。宏观环境并不受单一个体控制，却可能直接或间接影响个体收入状况，并可能对个人层面环境的影响起到调节作用^①。第二，不同于大多数文献在测算机会不平等时忽略努力的影响，导致无法比较环境与努力对收入不平等的相对贡献，本文考虑剥离环境影响后的努力因素以分解出努力不平等。

余下内容的结构安排如下：第二部分介绍用于测度不平等的事前参数法与方差分解法；第三部分对样本数据与变量定义进行解释说明；第四部分将测度方法应用于样本数据，基于事前参数法测算机会不平等，分析环境影响收入的作用机制，并采用方差分解法分解努力不平等；第五部分总结研究结果并提出相应的政策建议。

二 测度方法介绍

（一）机会不平等的测度与分解

在考虑努力因素并分解出努力不平等之前，本文基于事前参数法直接测度收入差距中的机会不平等。本文还借鉴 Palomino et al. (2019)、李莹和吕光明（2019）分解环境影响收入的中间渠道的思路，定量分析机会不平等中的教育渠道与就业渠道。

1. 机会不平等程度

假定一个社会由 N 个个体组成，个体 k 的收入 Y_k 是其面对的环境集 C_k 与付出的努力水平 E_k 的函数。根据环境变量的取值，可将总体分成有限且互不相交的多个类别，同一类别内的个体具有相同的环境集取值。直接测度法的思路是：以个体 k 所在类别的平均收入代替该类别内每一个体的收入，从而构造出反事实收入分布，通过估计反事实收入分布的不平等来直接测度出机会不平等（Ferreira & Gignoux, 2011）。

用于不平等度量的指标需要满足匿名性、规模无关性、转移性原则、人口无关原则及可加可分解性。广义熵类指标是唯一同时满足前述五个性质的一类指标。然而其中具体的不同指标对构建的反事实收入分布的不同部分敏感，进而导致若选用的指标不同，分解结果也可能不同。因此，理想的不平等指标还应满足路径独立可分解性。平均对数偏差（Mean Logarithmic Deviation，简称 MLD 指数）即为满足这一性质的广义熵类指标，所以本文以 MLD 指数衡量不平等，将收入不平等分解为组间不平等（机会

^① 例如政府提供的公共服务可能在一定程度上削弱女性、农村户口群体在教育获得上的不利地位，进而影响个体收入。

不平等) 与组内不平等两部分 (Palomino et al., 2019):

$$I(Y) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \ln \frac{\bar{Y}}{Y_k} \quad (1)$$

$$I(Y) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \ln \frac{\bar{Y}}{\bar{Y}_k^t} + \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N I(Y_k^t) \quad (2)$$

其中, I 代表 MLD 指数, \bar{Y} 为收入的总体均值, \bar{Y}_k^t 为个体 k 所在类别 t 的收入均值, Y_k^t 为个体 k 所在类别 t 内部的收入分布。式 (2) 中等号右边的第一项代表的即是收入不平等中由环境导致的机会不平等。因非参数法对样本量要求较高, 当环境集变量个数非常多时可能会带来估计准确性问题, 因此本文采用参数法进行估计, 将收入决定方程设定为如下的对数-线性形式:

$$\ln Y_k = \alpha C_k + \beta E_k + v_k \quad (3)$$

v_k 为误差项。不可否认的是, 个体的努力水平可能会受环境的影响, 例如子代的受教育程度通常会受到家庭背景的影响。环境与努力的关系可用式 (4) 表示:

$$E_k = \gamma C_k + u_k \quad (4)$$

u_k 为误差项, 代表影响个体努力的不可观测因素。将式 (4) 带入式 (3) 中, 得到收入决定方程的约简型形式 (reduced-form):

$$\ln Y_k = \varphi C_k + \varepsilon_k \quad (5)$$

其中, $\varphi = \alpha + \beta\gamma$, $\varepsilon_k = \beta u_k + v_k$ 。系数 φ 反映出的环境对收入的影响既包括环境对收入的直接影响, 也包括其通过努力而对收入产生的间接影响。利用普通最小二乘法 (OLS) 得到系数 φ 的估计值 $\hat{\varphi}$, 并构建反事实收入分布:

$$\tilde{\mu}_k = \exp(\hat{\varphi} C_k) \quad (6)$$

属于同一类别的所有个体被赋予相同的收入, 通过计算 $I(\tilde{\mu}_k)$ 即可测算出机会不平等绝对量, 相对量则为 $I(\tilde{\mu}_k) / I(Y)$ 。组内不平等部分可通过计算 $I(\tilde{\theta}_k)$ 得到, $\tilde{\theta}_k = \exp(\hat{\varphi} \bar{C}_k + \hat{\varepsilon}_k)$ ^①。值得注意的是, 由于不可能穷尽所有的环境变量, 本文构造的环境集是真实环境集的子集, 所测度的机会不平等是真实值的下界 (Ferreira & Gignoux, 2011), 也即可观测环境变量导致的机会不平等。此外, 运气也可能影响收入, 但运气具有随机性, 虽然不可观测但与已有环境变量不相关, 所以不会影响测度结果。

① \bar{C}_k 表示对所有个体均赋予平均的环境变量取值。因选用的 MLD 指数具有规模无关性, 即所有个体的收入扩大或缩小相同倍数时, 相应的指标值不变, 而 $\exp(\hat{\varphi} \bar{C}_k)$ 为常数, 因此计算 $\tilde{\theta}_k$ 的不平等等同于计算 $I[\exp(\hat{\varepsilon}_k)]$ 。

2. 环境影响收入的中间渠道——教育与就业

环境的总效应中有一部分是其通过中间变量影响收入的，即 $\tilde{\mu}_k = h(M_k, \nu_k)$ ， M_k 代表可观测的中间变量，反映环境影响收入的中间渠道， ν_k 为影响 $\tilde{\mu}_k$ 的不可观测因素。通常能观测到的中间变量包括个体的受教育程度与就业状况，本文遵循 Palomino et al. (2019) 提出的思路，按教育与就业在个体生命周期的自然顺序依次分解出教育渠道与就业渠道。以 D_k 代表个体的受教育程度，则环境通过教育渠道影响收入可具体表示为：

$$\ln \tilde{\mu}_k = \eta D_k + \nu_k \quad (7)$$

类似地，构造反事实收入 $\tilde{\mu}_k^D = \exp(\hat{\eta} D_k)$ ，具有相同受教育程度的个体被赋予相同的环境相关收入，教育渠道的绝对量就为 $I(\tilde{\mu}_k^D)$ 。未被教育渠道解释的反事实收入部分为 $\tilde{\mu}_k^{\bar{D}} = \exp(\hat{\eta} \bar{D}_k + \hat{\nu}_k)$ ^①。除了教育，个体就业也属于中间变量，不仅影响收入，也受环境（如家庭背景）的影响。因此，没有被教育渠道解释的反事实收入部分中包括了来自就业渠道的传导作用。参照分解教育渠道的步骤，再次设定回归方程：

$$\ln \tilde{\mu}_k^{\bar{D}} = \lambda O_k + \xi_k \quad (8)$$

O_k 代表个体就业状况。同样构造反事实收入 $\tilde{\mu}_k^O = \exp(\hat{\lambda} O_k)$ ，机会不平等中由就业渠道解释的部分为 $I(\tilde{\mu}_k^O)$ 。余下的 $\tilde{\mu}_k^{OTH} = \exp(\hat{\lambda} \bar{O}_k + \hat{\xi}_k)$ 为环境既非通过教育渠道也非通过就业渠道影响收入的部分，包括其他缺乏相关信息的中间渠道的作用或环境的直接影响。至此，机会不平等被分解为教育渠道、就业渠道与其他渠道三个部分：

$$I(\tilde{\mu}_k) = I(\tilde{\mu}_k^D) + I(\tilde{\mu}_k^O) + I(\tilde{\mu}_k^{OTH}) \quad (9)$$

(二) 环境与“纯粹努力”的相对贡献

采用事前参数法测度机会不平等时不关注努力不平等，因而并没有单独考虑个体努力差异所导致的收入不平等。但是个体收入的多少离不开个体所付出的努力，且努力对收入差距的相对贡献大小在一定程度上反映了社会阶层流动性，因此本文的另一大目的是测算收入不平等中的努力不平等占比。事前参数法下不能将剔除机会不平等后的剩余不平等全部归结为源于努力的不平等，因为残差项中不仅包括未被考虑的环境与努力因素，还包括运气及未知因素等。

划分环境与努力的原则是个体可控性。个体不能控制其面对的环境，因此努力受环境影响的部分也不应由个体负责，由此产生的不平等不应视为公平合理的不平等，

① \bar{D}_k 表示对所有个体均赋予平均的受教育水平。

所以应对原始的努力变量进行“清洗”以得到“纯粹努力”。利用前面的式(4),可以得到剥离环境影响后的“纯粹努力”(即相应的残差项 \hat{u}_k)。将其作为收入决定方程中的努力变量,得到下式:

$$\ln Y_k = \alpha C_k + \beta \hat{u}_k + v_k \quad (10)$$

具体地,由于本文考虑的努力因素均为二元变量和有序变量,因此需要以 Probit 或 Ordered Probit 模型估计辅助方程。但在该类估计下不能直接得到通常的残差值,而是需要通过下式计算广义残差值 (Jusot et al., 2013):

$$E(u | E) = \frac{\phi(\gamma C)}{\Phi(\gamma C)[1 - \Phi(\gamma C)]} [E - \Phi(\gamma C)] \quad (11)$$

上式中的 ϕ 与 Φ 分别代表服从 $N(0, 1)$ 分布的概率密度函数与累积分布函数。为分解出机会不平等与努力不平等,以方差作为不平等指标,采用方差分解法按照收入不平等的来源进行分解 (Jusot et al., 2013)。此时,环境和努力对收入不平等的贡献可以由计算各来源与收入结果的协方差得到。因此,总体收入不平等的分解如下:

$$\sigma^2(\hat{Y}) = \text{cov}(\hat{Y}_C, \hat{Y}) + \text{cov}(\hat{Y}_E, \hat{Y}) \quad (12)$$

与环境因素相关的收入不平等部分定义为 $\text{cov}(\hat{Y}_C, \hat{Y})$,与“纯粹努力”相关的不平等部分定义为 $\text{cov}(\hat{Y}_E, \hat{Y})$ 。环境与“纯粹努力”对总体收入不平等的相对贡献则分别为 $\text{cov}(\hat{Y}_C, \hat{Y}) / \sigma^2(\hat{Y})$ 、 $\text{cov}(\hat{Y}_E, \hat{Y}) / \sigma^2(\hat{Y})$ 。

三 数据及变量说明

本文所用的数据涉及个人和宏观两个层面。个人层面数据来自中国综合社会调查 (Chinese General Social Survey, 简称 CGSS)。该项调查最早始于 2003 年,但因 2003 年、2005 年及 2006 年的调查数据均有不同程度的所需变量缺失,而 2011 年调查中父亲就业信息并非子代 14 岁时的状况,与本文的需要不一致,因此对以上四年数据未予以采用,最终使用了 2008 年、2010 年、2012 年、2013 年及 2015 年数据。匹配的宏观层面数据包括就业环境、政府提供的教育、医疗卫生服务和基础设施四个维度。其中,就业环境数据来自中经网统计数据库,教育数据来自 EPS 全球统计数据平台和高校财经数据库,医疗卫生数据与基础设施数据均来自 EPS 全球统计数据平台。

本文关注的结果变量为个体的全年总收入而非单纯的劳动或职业收入,以全面反映其实际消费能力与经济福利水平 (雷欣等, 2018),调查数据中的收入均为个体上一年的全年总收入。为最大限度确保个体活跃在劳动力市场中,样本对象被限制在 20 岁

至 60 岁年龄区间。

环境集包括人口统计学特征、家庭背景与宏观环境。其中，人口统计学特征包括个体的年龄、性别、户籍、出生地信息。年龄根据被访者的出生日期计算得到，并加入年龄的二次项。性别、户籍与出生地均设为虚拟变量。对于性别，男性取值 1，女性取值 0。对自出生起就获得非农户口的个体，户籍变量赋值 1，否则为 0。出生地按照是否一直在本地居住进行区分，是则赋值 1，否则为 0。家庭背景包括父亲的教育、就业、政治面貌信息以及 14 岁时个体所在家庭的社会经济地位。父亲教育变量按照最高受教育程度换算成相应的受教育年限；父亲就业变量根据个体 14 岁时父亲的就业状况划分为无业、务农、非正式就业、全职就业四类，并分别赋值 0、1、2、3；父亲政治面貌设为虚拟变量，若父亲是共产党员或加入了民主党派则赋值 1，否则为 0；家庭社会经济地位根据被访者的主观评分分为 10 个层级，1 代表最底层，10 代表最顶层。

较之已有研究，本文将环境因素拓展至宏观环境，涵盖就业环境、教育服务、医疗卫生服务和基础设施四个维度^①。参照 Checchi et al. (2016) 的做法，对四个维度的变量都取前 5 年的均值，以尽可能保持其外生性并反映个体所在省份的宏观环境的历史基础。就业环境变量根据全省第二、三产业就业人员占全省就业人员总数的比重确定，反映个体面临的潜在就业机会；以中位数为界生成虚拟变量，中位数以上的赋值 1，否则为 0。教育服务以地方普通小学、初中生均公共财政预算教育经费支出综合反映，将两个子指标同样设为虚拟变量，再各赋 50% 的权重计算出教育服务值，值越高表示个体所在省份的义务教育服务供给越好。医疗卫生服务以每千人医疗卫生机构床位数和医疗卫生支出占一般公共预算支出的比重综合反映，基础设施以每万人公路里程拥有量及每万人铁路营业里程拥有量综合反映，对这两个变量采取与教育服务相同的处理方法^②。

可观测努力通常包括人力资本积累和工作时长，典型的人力资本积累体现为受教育程度与健康状况。因此，以个体的受教育程度、健康状况反映个体的努力水平。由

① 因 CGSS 数据仅披露个体所在省份（自治区、直辖市），无法从中取得与之对应的更低行政级别的具体信息，因此宏观环境暂时也只能考虑至省一级。

② 关注义务教育服务的原因是，已有研究表明基础教育对个人的后天发展具有更重要的影响；卫生经费中的政府卫生支出占比可能更为准确地反映了政府在医疗卫生支出方面的负担水平，但由于无法获取相关数据，以一般预算支出中的医疗卫生支出替代，也能在一定程度上反映政府对人民健康的重视程度和支持力度；关注公路和铁路基础设施水平的原因在于，交通基础设施通达度可能会影响个人的收入机会，而公路和铁路是使用频率最高的交通基础设施。

于工作时长仅在 2008 年调查中有涉及，只能以就业状况反映个体在劳动力市场中的努力程度。与文献通常做法不同的是，本文根据被访者的回答将处于失业状态的个体按是否在找工作进行区分，最终将就业状况划分为无业、找工作、务农、非正式就业、全职就业五类。同时根据努力的定义，将个体的婚姻状态也作为努力变量之一，其在很大程度上是一种选择（Golley et al., 2019）。夫妻具有影响其家庭收入决策的相互依赖的偏好，对已婚人士来说通常意味着不同的就业选择，因此会带来差异性收入结果。个体教育的定义与父亲教育变量保持一致。健康状况根据被访者的自评结果划分为差、一般、健康和很健康四类情形，分别赋值 0、1、2、3。婚姻变量设为虚拟变量，若婚姻状态为已婚则赋值 1，否则为 0。

根据研究需要，对数据做如下处理：保留收入大于 0 的观测值；删除变量值缺失的观测值；为减轻收入异常值对实证结果的影响，对收入变量进行 1% 的双侧缩尾处理。最终 2008 年、2010 年、2012 年、2013 年、2015 年的样本容量分别为 3896 个、6530 个、6708 个、6334 个、5352 个，各变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计特征

变量	2008 年			2010 年			2012 年		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
个体上年总收入(元)	3896	15627.12	17285.09	6530	20047.24	24753.63	6708	25211.17	28059.69
环境集									
年龄(岁)	3896	39.87	10.66	6530	41.75	10.59	6708	42.06	10.82
性别	3896	0.52	0.50	6530	0.53	0.50	6708	0.54	0.50
户籍	3896	0.36	0.48	6530	0.28	0.45	6708	0.29	0.46
出生地	3896	0.69	0.46	6530	0.74	0.44	6708	0.71	0.45
父亲教育	3896	5.68	4.42	6530	5.43	4.48	6708	5.80	4.47
父亲就业	3896	1.84	0.98	6530	1.76	0.97	6708	1.78	0.99
父亲政治面貌	3896	0.17	0.38	6530	0.20	0.40	6708	0.20	0.40
家庭社会经济地位	3896	3.59	2.15	6530	3.07	1.91	6708	3.15	1.84
就业环境	3896	0.50	0.50	6530	0.47	0.50	6708	0.49	0.50
教育服务	3896	0.49	0.49	6530	0.48	0.46	6708	0.47	0.47
医疗卫生服务	3896	0.47	0.32	6530	0.47	0.25	6708	0.50	0.26
基础设施	3896	0.51	0.44	6530	0.52	0.41	6708	0.50	0.38
努力集									
个体受教育程度	3896	9.59	3.96	6530	9.42	4.24	6708	9.70	4.22
个体健康状况	3896	1.80	0.96	6530	1.80	1.00	6708	1.74	0.97
个体就业状况	3896	2.71	1.47	6530	2.73	1.40	6708	2.76	1.42
个体婚姻状态	3896	0.87	0.34	6530	0.87	0.34	6708	0.86	0.34

续表

变量	2013 年			2015 年		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
个体上年总收入(元)	6334	29337.57	31101.27	5352	36963.55	43901.83
环境集						
年龄(岁)	6334	41.83	10.96	5352	42.15	11.03
性别	6334	0.55	0.50	5352	0.52	0.50
户籍	6334	0.29	0.45	5352	0.27	0.44
出生地	6334	0.73	0.44	5352	0.67	0.47
父亲教育	6334	5.77	4.42	5352	5.48	4.58
父亲就业	6334	1.74	0.99	5352	1.69	0.96
父亲政治面貌	6334	0.16	0.37	5352	0.14	0.35
家庭社会经济地位	6334	3.22	1.80	5352	3.24	1.80
就业环境	6334	0.50	0.50	5352	0.50	0.50
教育服务	6334	0.49	0.47	5352	0.51	0.46
医疗卫生服务	6334	0.49	0.27	5352	0.48	0.28
基础设施	6334	0.49	0.40	5352	0.53	0.39
努力集						
个体受教育程度	6334	9.87	4.12	5352	9.88	4.25
个体健康状况	6334	1.95	0.94	5352	1.84	0.95
个体就业状况	6334	2.82	1.42	5352	2.72	1.48
个体婚姻状态	6334	0.85	0.36	5352	0.83	0.38

注：父亲教育、个体受教育程度：没有受过任何教育=0，私塾、扫盲班或小学=6，初中=9，职高、普高或中专、技校=12，大学专科=15，大学本科=16，研究生及以上=19。

资料来源：根据 CGSS、中经网统计数据库、EPS 全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

样本个体的年收入均值呈增长趋势，符合居民收入的实际变化趋势。样本期内，个体的平均年龄在 40~42 岁左右，52%~55% 为男性。自出生起便拥有非农户口的个体普遍在 30% 左右，大多数人的出生地都在本地。就样本的家庭背景而言，父亲的平均受教育年限为 6 年，对应小学文化程度；子代 14 岁时父亲的平均就业类型为非正式就业；父亲政治面貌为共产党员或民主党派成员的比例最高占到 20%；子代 14 岁时家庭社会经济地位平均在中等偏下水平（平均得分在 3~4 分）。从样本的宏观环境看，就业环境值、教育服务值、医疗卫生服务值与基础设施值均在 0.5 左右。在各样本年度，子代的平均受教育程度均高于父代的平均水平；子代的平均就业类型也为非正式就业；样本平均健康状况接近“健康”水平；80% 以上的个体处于已婚状态。

四 测度结果及分析

(一) 机会不平等的检验

在正式测度机会不平等程度之前,首先利用一阶随机占优(first-order stochastic dominance)工具对机会不平等的存在性进行检验。定义环境 s_1 影响下的收入条件分布为 $F(y|s_1)$,对于任意的收入 y ,若 $F(y|s_1) \leq F(y|s_2)$,则表明环境 s_1 一阶随机占优于环境 s_2 。此时(不考虑个体的风险偏好类型),个体都偏好于随机占优方 s_1 (Lefranc et al., 2008)。因此,环境之间存在一阶随机占优可视为事前机会不平等的一种检验,若不存在一阶随机占优则意味着机会均等。

选取家庭背景类因素及教育服务、就业环境作为待检验的环境变量,以给出收入机会不平等的直观说明。即使上述变量是对个体环境的不完全描述,根据一阶随机占优方法得出的结论仍是稳健的(Lefranc et al., 2008)。图1至图3对比了利用2015年CGSS数据得到的不同环境下的收入累积分布函数^①,收入累积分布函数之间的差距代表着不同家庭背景及宏观环境下个体所获得的优势。

为便于比较,将原定义的父亲教育重新分为四类,父亲就业重新分为两类,家庭社会地位以5分为界分为两组。图1显示父亲受教育程度越高,子代收入越高,父亲受教育程度在大专及以上的个体占据最大的优势。父亲就业类型不同,子代的收入分布也不同,父亲从事非农工作占优于父亲处于无业状态或务农。图2显示当个体所在家庭的社会地位较高时,个体的收入状况也较好。父亲政治面貌不同对子代收入的影响相对较小。以上结果表明不同家庭背景下的个体面临着收入机会不平等。图3展示了不同教育服务与就业环境下的个体收入分布差异。就业环境较好的地区占优于就业环境较差的地区,教育服务更好的地区(教育服务值=1)占优于教育服务落后的地区(教育服务值<1)。图3表明教育服务与就业环境差异为个体带来了机会差异,且与就业环境相关的机会不平等更严重。

(二) 事前参数法下的机会不平等程度

1. 机会不平等与收入不平等

采用事前参数法测算机会不平等,首先需要对收入决定方程的约简型形式进行估

^① 利用其余样本年度得到的结果与利用CGSS2015年数据得到的结果是一致的。限于篇幅,未予以报告。

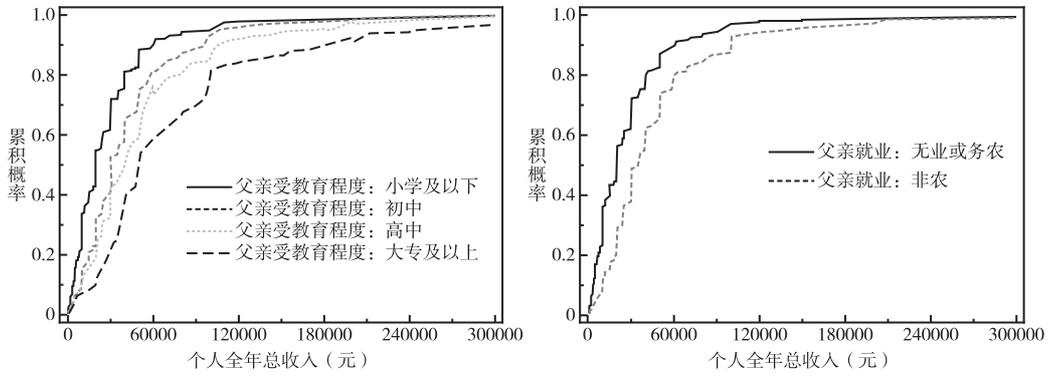


图1 基于父亲教育与就业类型的子代收入累积分布函数

资料来源：根据2015年CGSS数据计算得到。

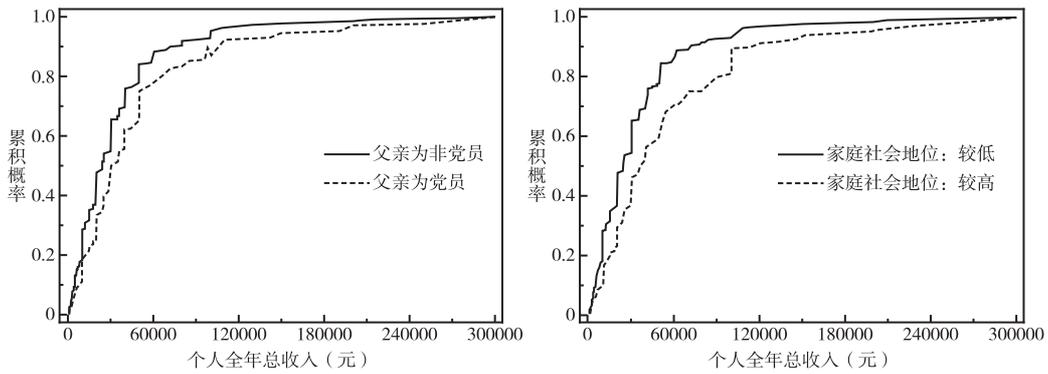


图2 基于父亲政治面貌与家庭社会地位的子代收入累积分布函数

资料来源：根据2015年CGSS数据计算得到。

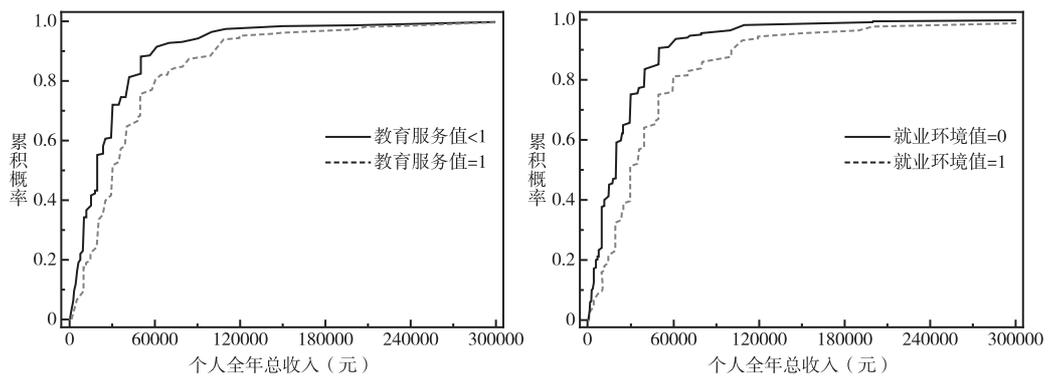


图3 基于各省教育服务与就业环境的子代收入累积分布函数

资料来源：根据2015年CGSS、中经网统计数据库、EPS全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

计。表2汇报了2008-2015年CGSS全样本的OLS估计结果，总体上各个环境因素的估计系数符号均符合预期。男性较之女性、非农户口个体较之农村户口个体收入更高。出生和成长的家庭背景更好的个体更有可能获得高收入，尤其是父亲教育、14岁时父亲就业与家庭社会经济地位对个体收入影响显著。此外，一个地区的就业环境与教育服务供给对个体收入具有显著的正向促进作用。就业环境较好的地区为个体提供了较多的就业机会，教育服务供给更好的地区为个体提供了更好的教育机会，进而影响个体收入。就宏观环境的调节作用而言，教育服务供给会弱化性别和户籍对收入的影响，基础设施水平会弱化户籍对收入的影响。究其原因，政府提供的公共教育有助于缩小教育获得上的性别差距和户籍差距，进而缩小收入差异。基础设施的改善一方面可能为农村地区创造更多发展机会，另一方面为个体外出寻求更好发展提供便利。但医疗卫生服务供给却强化了户籍对收入的影响，原因可能是城乡医疗资源存在差距，导致医疗卫生支出的事项对城乡个体的影响不同，进而强化户籍对收入的影响。

表2 约简型收入决定方程估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2008年	2010年	2012年	2013年	2015年
年龄	0.0061 (0.0125)	0.0443 *** (0.0088)	0.0754 *** (0.0090)	0.0781 *** (0.0082)	0.0880 *** (0.0109)
年龄的平方	-0.0002 (0.0001)	-0.0007 *** (0.0001)	-0.0011 *** (0.0001)	-0.0011 *** (0.0001)	-0.0012 *** (0.0001)
性别	0.7212 *** (0.1028)	0.5413 *** (0.0703)	0.6327 *** (0.0835)	0.7544 *** (0.0673)	0.5477 *** (0.0961)
户籍	0.7852 *** (0.1376)	0.5660 *** (0.1212)	0.5883 *** (0.1069)	0.4616 *** (0.1013)	0.6798 *** (0.1381)
出生地	-0.4656 *** (0.0502)	-0.4003 *** (0.0376)	-0.2331 *** (0.0325)	-0.3010 *** (0.0311)	-0.2615 *** (0.0368)
父亲教育	0.0323 *** (0.0044)	0.0309 *** (0.0035)	0.0320 *** (0.0033)	0.0222 *** (0.0034)	0.0314 *** (0.0046)
父亲就业	0.0714 *** (0.0198)	0.0795 *** (0.0165)	0.0934 *** (0.0151)	0.0775 *** (0.0145)	0.0768 *** (0.0194)
父亲政治面貌	0.0156 (0.0408)	0.0654 ** (0.0300)	0.0382 (0.0289)	0.0087 (0.0306)	-0.0037 (0.0406)
家庭社会经济地位	0.0530 *** (0.0092)	0.0471 *** (0.0081)	0.0493 *** (0.0068)	0.0733 *** (0.0074)	0.0498 *** (0.0082)
就业环境	0.5445 *** (0.1194)	0.3027 *** (0.0772)	0.4317 *** (0.0938)	0.3126 *** (0.0846)	0.2439 *** (0.0809)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2008 年	2010 年	2012 年	2013 年	2015 年
教育服务	0.4332 *** (0.1344)	0.4592 *** (0.0735)	0.5509 *** (0.0751)	0.3906 *** (0.0814)	0.4159 *** (0.0726)
医疗卫生服务	-0.2726 * (0.1592)	-0.2079 (0.1490)	-0.1052 (0.1458)	-0.0681 (0.1267)	-0.1137 (0.1372)
基础设施	-0.1509 (0.1307)	-0.0766 (0.0802)	-0.0123 (0.1186)	0.1331 (0.0820)	-0.0244 (0.0947)
就业环境 × 性别	-0.1853 ** (0.0902)	0.0557 (0.0612)	0.0374 (0.0783)	-0.0429 (0.0634)	0.0618 (0.0715)
就业环境 × 户籍	-0.2196 * (0.1154)	-0.0383 (0.0984)	-0.0250 (0.1008)	0.0790 (0.0935)	-0.0737 (0.1029)
教育服务 × 性别	-0.0995 (0.0905)	-0.1548 ** (0.0651)	-0.2292 *** (0.0670)	-0.0768 (0.0688)	-0.1324 ** (0.0636)
教育服务 × 户籍	-0.3867 *** (0.1222)	-0.3690 *** (0.0931)	-0.5266 *** (0.0867)	-0.3547 *** (0.0948)	-0.3141 *** (0.0873)
医疗卫生服务 × 性别	0.0269 (0.1285)	0.1055 (0.1225)	-0.0391 (0.1294)	-0.1935 * (0.0988)	0.0270 (0.1094)
医疗卫生服务 × 户籍	0.4009 ** (0.1542)	0.3166 ** (0.1608)	0.4205 *** (0.1397)	0.4608 *** (0.1312)	-0.0456 (0.1428)
基础设施 × 性别	-0.0977 (0.0881)	0.0331 (0.0650)	0.0257 (0.0997)	-0.1690 ** (0.0697)	-0.0556 (0.0830)
基础设施 × 户籍	-0.1354 (0.1231)	-0.2117 * (0.1105)	-0.4243 *** (0.1323)	-0.4046 *** (0.0982)	-0.2055 * (0.1135)
样本量	3896	6530	6708	6334	5352
调整 R ²	0.403	0.358	0.377	0.369	0.301

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类标准误，聚类至乡（镇或街道）层面（2008 年 CGSS 没有披露该层面信息，该年聚类到县级层面）。

资料来源：根据 CGSS、中经网统计数据库、EPS 全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

基于收入决定方程的估计结果，利用第二部分提出的构建反事实收入分布的方法直接测度出收入机会不平等。由于机会不平等特征可能在不同性别、户籍与居住地（东部、中部、西部）之间呈现异质性，本文也分性别、分户籍性质、分居住地分析收入不平等中的机会不平等。测度结果如表 3 所示。由表 3 可知，全样本中收入不平等、机会不平等及机会不平等占比总体均呈现下降趋势。机会不平等绝对程度与相对程度的降低表明，与环境相关的收入分配不公现象总体呈现出消减迹象。

表3 机会不平等绝对量与相对量 (MLD指数)

	年份	全样本	男性	女性	非农 户口	农村 户口	东部	中部	西部
收入不平等	2008	0.5470	0.4777	0.5834	0.3290	0.6077	0.3774	0.5164	0.5799
	2010	0.5564	0.5104	0.5562	0.3710	0.5835	0.4585	0.4154	0.6064
	2012	0.5133	0.4530	0.5489	0.3348	0.5479	0.3666	0.4349	0.5601
	2013	0.4689	0.4194	0.4851	0.2844	0.5082	0.3349	0.4152	0.5038
	2015	0.5277	0.4796	0.5436	0.3428	0.5735	0.4177	0.4647	0.5627
机会不平等	2008	0.2530	0.1863	0.2813	0.0603	0.2722	0.1113	0.2225	0.2622
	2010	0.2185	0.1831	0.2171	0.0818	0.2046	0.1473	0.1217	0.1942
	2012	0.2167	0.1694	0.2386	0.0808	0.2192	0.1076	0.1218	0.1976
	2013	0.2037	0.1642	0.2065	0.0801	0.1929	0.1139	0.1280	0.1590
	2015	0.1834	0.1428	0.1972	0.0795	0.1801	0.1301	0.1072	0.1534
机会不平等占比(%)	2008	46.25	39.00	48.22	18.33	44.79	29.49	43.09	45.21
	2010	39.27	35.87	39.03	22.05	35.06	32.13	29.30	32.03
	2012	42.22	37.40	43.47	24.13	40.01	29.35	28.01	35.28
	2013	43.44	39.15	42.57	28.16	37.96	34.01	30.83	31.56
	2015	34.75	29.77	36.28	23.19	31.40	31.15	23.07	27.26

资料来源：根据 CGSS、中经网统计数据库、EPS 全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

机会不平等存在性别差异。女性与男性相比，面临着更严峻的收入不平等与机会不平等。从趋势上看，虽然男性与女性的机会不平等绝对量、相对量均呈下降趋势，且女性下降的幅度较男性更大，但女性机会不平等水平与占比始终高于男性，这表明女性群体在争取收入上更容易受到环境的制约。

机会不平等存在户籍性质差异。农村户口群体的收入不平等和机会不平等绝对程度远高于非农户口群体的相应值，收入不平等中的机会不平等份额也要更高。尤其是基于 2008 年 CGSS 数据的测算结果，二者在机会不平等占比上相差 26.46 个百分点。之后二者的差距呈缩小趋势，2015 年为 8.21 个百分点，这可能得益于城乡经济社会一体化发展。另外值得关注的一点是，非农户口群体的机会不平等相对量有上升的趋势。

除了机会不平等体现出的性别差异与户籍性质差异，居住在不同区域的个体同样面临不同的机会不平等状况。表 3 显示居住在西部地区的个体的收入不平等与机会不平等绝对程度最高，中部次之。就机会不平等及其占比的变化趋势而言，中西部地区均表现出较为明显的下降趋势，而东部地区的机会不平等及其占比呈略微上升趋势。对于东部地区机会不平等变化轨迹的一个可能的解释是，随着更多人口尤其是农村外

出务工人员流入东部地区，来自不同原生环境的个体在所在地面临着不同的发展机会。

2. 环境影响收入的中间渠道分析

前面测度得到的机会不平等总量既包括环境对收入的直接影响，也包括环境通过影响努力进而影响收入。本文这里关注的是后者，即环境的间接影响，并分析环境作用于收入的两大中间渠道：教育与就业。对机会不平等做进一步分解，得到两大中间渠道的绝对量与相对量，结果见表4。

表4 环境影响收入的中间渠道—教育与就业（MLD指数）

	年份	全样本	男性	女性	非农 户口	农村 户口	东部	中部	西部
教育渠道	2008	0.0802	0.0511	0.1004	0.0094	0.0656	0.0332	0.0589	0.0744
	2010	0.0760	0.0541	0.0894	0.0171	0.0571	0.0430	0.0344	0.0552
	2012	0.0753	0.0462	0.1002	0.0114	0.0604	0.0314	0.0311	0.0624
	2013	0.0646	0.0433	0.0784	0.0117	0.0447	0.0325	0.0314	0.0367
	2015	0.0602	0.0309	0.0852	0.0153	0.0454	0.0373	0.0256	0.0381
教育渠道占比(%)	2008	31.70	27.43	35.69	15.59	24.10	29.83	26.47	28.38
	2010	34.78	29.55	41.18	20.90	27.91	29.19	28.27	28.42
	2012	34.75	27.27	41.99	14.11	27.55	29.18	25.53	31.58
	2013	31.71	26.37	37.97	14.61	23.17	28.53	24.53	23.08
	2015	32.82	21.64	43.20	19.25	25.21	28.67	23.88	24.84
就业渠道	2008	0.0049	0.0070	0.0005	0.0030	0.0103	0.0055	0.0055	0.0063
	2010	0.0053	0.0068	0.0007	0.0018	0.0090	0.0041	0.0033	0.0065
	2012	0.0072	0.0087	0.0014	0.0042	0.0112	0.0052	0.0073	0.0054
	2013	0.0088	0.0102	0.0028	0.0038	0.0128	0.0047	0.0069	0.0045
	2015	0.0073	0.0088	0.0034	0.0046	0.0093	0.0069	0.0056	0.0029
就业渠道占比(%)	2008	1.94	3.76	0.18	4.98	3.78	4.94	2.47	2.40
	2010	2.43	3.71	0.32	2.20	4.40	2.78	2.71	3.35
	2012	3.32	5.14	0.59	5.20	5.11	4.83	5.99	2.73
	2013	4.32	6.21	1.36	4.74	6.64	4.13	5.39	2.83
	2015	3.98	6.16	1.72	5.79	5.16	5.30	5.22	1.89

资料来源：根据 CGSS、中经网统计数据库、EPS 全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

先看全样本，教育渠道加上就业渠道能够解释 33.64% ~ 38.07% 的收入机会不平等。虽然通过教育渠道产生的机会不平等绝对量呈下降趋势，但教育渠道占比却有所上升。结合机会不平等绝对量的变动趋势，这说明即使机会不平等总量在减少，但环境通过影响个体教育的方式仍旧对收入差距有不小的影响，平均在 30% 以上。在考虑教育渠道后，

环境通过影响个体就业所产生的机会不平等程度较小，在机会不平等总量中的占比不超过5%。教育渠道与就业渠道的分解结果表明机会不平等在个体进入劳动力市场前已经形成，并且该类机会不平等大大超过了个体进入劳动力市场后所面对的机会不平等。

男性与女性在环境影响收入的教育渠道上表现出较大差异。无论从教育渠道绝对量还是教育渠道占比看，女性的指标始终高于男性。环境对不同性别受教育水平的差异影响表明女性的受教育程度更容易受环境制约，剖析其原因，可能是因为长久以来的重男轻女思想在某些家庭中限制了女性的受教育机会，进而影响女性获取收入的能力与机会。值得警惕的是，男性的教育渠道占比在下降，而女性的教育渠道占比在上升，二者的差距有进一步扩大的趋势。在就业渠道上，男性与女性的就业渠道绝对量与占比均有轻微上升，但男性相对更容易受就业渠道影响。

对于不同户籍性质的个体而言，农村户口的个体受教育程度更多地受到环境的影响，表现为农村户口组的教育渠道绝对量与占比均高于非农户口组。性别观念对不同户籍性质家庭的差异化影响以及城乡居民家庭经济状况差异所造成的客观条件限制，是导致教育渠道城乡差异的重要原因。从城乡内部的教育渠道占比总体变化趋势看，二者都有略微上升的势头。就业渠道对非农户口群体和农村户口群体的影响总体也呈上升趋势，但就业渠道的户籍性质差异要小于就业渠道的性别差异。

分居住地区看，教育渠道的区域差异要小于性别差异与城乡差异。中西部地区的教育渠道绝对量与占比均表现出比东部地区更为明显的下降趋势，这离不开中西部地区经济的发展与政府对教育事业的支持。在样本期内，东部地区的教育渠道占比总体上稍微高于中西部地区，西部地区又稍微高于中部地区。东部地区机会不平等中教育渠道占比稍高的原因可能在于：一是人口流动性增加，但由于一些制度限制，并未放开与户籍挂钩的受教育权利，让许多流动人口的子女无法享受同等的受教育机会，从而影响其人力资本积累，最终影响其获取收入的能力。二是东部地区家庭之间的竞争性教育支出现象（如请家教、上辅导班等）更普遍，加剧了家庭支出约束对子代受教育程度的影响。从就业渠道看，整体而言除了西部，东部与中部的就业渠道占比都在上升，并且相应的值也更高。

（三）收入不平等中的“纯粹努力”

事前参数法下的机会不平等测度并不直接关注努力不平等，个人努力对收入不平等的相对贡献度无从得知。遵照第二部分提出的方差分解法，首先利用 Probit 或 Ordered Probit 模型估计环境影响努力（个体受教育程度、就业状况、婚姻状态及健康状况）的四个辅助方程，进而得到剥离了环境影响的与努力相关的残差项，即四个“纯粹努力”变量，并将其加入收入决定方程中，得到的全样本估计结果如表5所示。

表 5 考虑“纯粹努力”后的收入决定方程估计结果

变量	2008 年	2010 年	2012 年	2013 年	2015 年
年龄	-0.0171 (0.0114)	0.0214 *** (0.0082)	0.0440 *** (0.0086)	0.0492 *** (0.0082)	0.0558 *** (0.0098)
年龄的平方	0.0003 * (0.0001)	-0.0003 *** (0.0001)	-0.0006 *** (0.0001)	-0.0007 *** (0.0001)	-0.0007 *** (0.0001)
性别	0.4813 *** (0.0986)	0.3434 *** (0.0677)	0.4231 *** (0.0775)	0.5847 *** (0.0615)	0.3855 *** (0.0917)
户籍	0.5522 *** (0.1231)	0.3798 *** (0.1127)	0.3756 *** (0.0950)	0.3331 *** (0.0923)	0.4821 *** (0.1347)
出生地	-0.3133 *** (0.0451)	-0.2672 *** (0.0327)	-0.1466 *** (0.0286)	-0.1882 *** (0.0297)	-0.1372 *** (0.0314)
父亲教育	0.0070 * (0.0041)	0.0113 *** (0.0030)	0.0132 *** (0.0031)	0.0076 ** (0.0032)	0.0090 ** (0.0043)
父亲就业	0.0510 ** (0.0198)	0.0423 *** (0.0148)	0.0502 *** (0.0137)	0.0562 *** (0.0138)	0.0451 ** (0.0180)
父亲政治面貌	-0.0672 * (0.0359)	-0.0076 (0.0277)	-0.0142 (0.0263)	-0.0402 (0.0296)	-0.0388 (0.0395)
家庭社会经济地位	0.0327 *** (0.0084)	0.0247 *** (0.0071)	0.0244 *** (0.0058)	0.0553 *** (0.0069)	0.0251 *** (0.0079)
就业环境	0.4690 *** (0.1091)	0.2140 *** (0.0673)	0.2957 *** (0.0833)	0.2443 *** (0.0734)	0.1940 *** (0.0688)
教育服务	0.4503 *** (0.1224)	0.3780 *** (0.0627)	0.5326 *** (0.0667)	0.3822 *** (0.0719)	0.3885 *** (0.0641)
医疗卫生服务	-0.3478 ** (0.1437)	-0.1152 (0.1370)	-0.0623 (0.1274)	-0.0524 (0.1091)	-0.1427 (0.1165)
基础设施	-0.0997 (0.1235)	-0.0202 (0.0665)	-0.0088 (0.1026)	0.1540 ** (0.0714)	0.0972 (0.0798)
就业环境 × 性别	-0.1664 ** (0.0833)	0.0219 (0.0548)	0.0226 (0.0734)	-0.0726 (0.0566)	0.0256 (0.0677)
就业环境 × 户籍	-0.1880 * (0.1045)	-0.0629 (0.0894)	-0.0196 (0.0853)	0.0601 (0.0838)	-0.0652 (0.0954)
教育服务 × 性别	-0.1450 * (0.0844)	-0.1109 * (0.0586)	-0.2110 *** (0.0636)	-0.0922 (0.0623)	-0.1060 * (0.0595)
教育服务 × 户籍	-0.3306 *** (0.1095)	-0.2438 *** (0.0823)	-0.4173 *** (0.0756)	-0.3682 *** (0.0873)	-0.2972 *** (0.0763)
医疗卫生服务 × 性别	0.0538 (0.1183)	0.0710 (0.1170)	-0.0539 (0.1187)	-0.1746 * (0.0901)	0.0646 (0.1052)
医疗卫生服务 × 户籍	0.3245 ** (0.1399)	0.2442 * (0.1437)	0.3153 ** (0.1222)	0.4180 *** (0.1158)	-0.0188 (0.1327)

续表

变量	2008年	2010年	2012年	2013年	2015年
基础设施×性别	-0.0673 (0.0860)	0.0590 (0.0595)	0.0656 (0.0932)	-0.1328** (0.0641)	-0.0965 (0.0805)
基础设施×户籍	-0.1426 (0.1105)	-0.2581** (0.1046)	-0.3752*** (0.1116)	-0.4527*** (0.0942)	-0.2228** (0.1095)
个体受教育程度	0.0336*** (0.0023)	0.0361*** (0.0021)	0.0292*** (0.0021)	0.0255*** (0.0022)	0.0314*** (0.0025)
个体就业状况	0.0668*** (0.0051)	0.0678*** (0.0050)	0.0536*** (0.0037)	0.0452*** (0.0040)	0.0617*** (0.0047)
个体婚姻状态	0.0372 (0.0250)	0.0748*** (0.0195)	0.0845*** (0.0195)	0.0671*** (0.0199)	0.0620*** (0.0193)
个体健康状况	0.0618*** (0.0095)	0.0472*** (0.0066)	0.0664*** (0.0066)	0.0597*** (0.0084)	0.0629*** (0.0081)
样本量	3896	6530	6708	6334	5352
调整 R ²	0.489	0.449	0.463	0.434	0.398

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为聚类标准误，聚类至乡（镇或街道）层面（2008年CGSS没有披露该层面信息，该年聚类到县级层面）。

资料来源：根据CGSS、中经网统计数据库、EPS全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

对比表2可知，当加入子代的努力变量后，家庭背景类环境因素的估计系数变小但仍然显著，这说明环境对收入的影响中的确有通过努力产生的影响。所有代表个体努力的变量都与个体收入显著正相关。受教育程度越高、就业状况与健康状况越好的个体，其年收入水平也越高。关于教育的人力资本理论与信号理论能够解释个体受教育程度对其收入的影响。个人的就业状况代表着职业地位，职业地位更高的个体获得的收入通常也更高。健康状况是人力资本的重要组成部分，对收入具有显著的促进作用。一个人的婚姻状态也会影响其收入，已婚个体的收入会比未婚个体的收入更高。

再基于上述收入决定方程，按照收入不平等的来源即“纯粹努力”与环境对收入不平等进行分解，分解结果见表6。方差分解法的分解对象是对数收入不平等，因而基于方差分解法的分解结果与基于事前参数法的分解结果不具有直接可比性，但通过上述分解结果可以比较“纯粹努力”与环境对收入不平等的相对贡献，并了解纯粹的个人努力对收入的影响趋势变化。首先，无论从全样本还是各子样本看，剥离了环境影响的个体教育、就业、健康与婚姻这四个努力水平的代理变量在2015年至少能够解释50%以上的收入不平等。其次，在样本期内，总体上纯粹的个人努力对收入不平等的相对贡

献度在增加。以上两点表明，撇除环境的影响，个人付出的努力是自身收入的重要决定因素，同时也说明个体凭借努力实现社会阶层向上流动的可能性有增加的趋势。

表 6 “纯粹努力”与环境的相对贡献

	机会不平等 (%)					努力不平等 (%)				
	2008 年	2010 年	2012 年	2013 年	2015 年	2008 年	2010 年	2012 年	2013 年	2015 年
全样本	49.61	43.32	46.24	51.73	38.76	50.39	56.68	53.76	48.27	61.24
男性	45.26	44.60	43.45	50.54	39.54	54.74	55.40	56.55	49.46	60.46
女性	57.36	49.24	50.36	53.33	41.99	42.64	50.76	49.64	46.67	58.01
非农户口	21.08	44.15	45.72	60.79	38.02	78.92	55.85	54.28	39.21	61.98
农村户口	51.96	40.36	43.26	46.66	35.74	48.04	59.64	56.74	53.34	64.26
东部	34.51	32.89	38.15	38.88	28.01	65.49	67.11	61.85	61.12	71.99
中部	57.83	43.98	35.95	48.23	42.77	42.17	56.02	64.05	51.77	57.23
西部	35.89	27.85	34.56	47.11	26.90	64.11	72.15	65.44	52.89	73.10

资料来源：根据 CGSS、中经网统计数据库、EPS 全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

具体来看，男性较之女性，其收入不平等中完全由个人努力导致的公平合理部分更多。不同户籍性质群体间努力对收入不平等的影响在 2008 年差异最大，起初农村户口群体较之非农户口群体收入受努力影响更小，此后努力对农村户口群体收入的作用呈扩大趋势，而对非农户口群体收入的作用有缩减的趋势。总体而言，纯粹的个人努力对不同居住地区收入不平等的相对贡献度在提升。

（四）稳健性检验

1. 替换不平等度量指标

尽管广义熵类指标中的其他不平等度量指标违背了路径独立可分解性，但仍可以报告其结果，以说明基于事前参数法得到的主要结论不依赖于特定指标选取（Niehues & Peichl, 2014）。本文选择以泰尔指数（Theil index）重新衡量不平等。计算出的结果与应用 MLD 指数得到的结果整体相差较小，由此得出的主要结论也基本保持一致，说明前述结果具有一定的稳健性^①。

2. 替换变量

尽管本文对个体就业变量的处理相较于直接根据被访者对工作状况的回答对就业进行划分更贴近个人付出的努力程度，但为更真实地反映个体努力程度，本文根据被

^① 限于篇幅，泰尔指数测算结果未报告。如有需要，可向作者索要。

访者对“您目前的工作性质是全职（日）工作还是非全职（日）工作”的回答，将非农工作进一步区分为全职（日）工作和非全职（日）工作^①。因此，新的个体就业变量定义为0（无工作）、1（找工作）、2（务农）、3（非全职工作）、4（全职工作）。替换个体就业变量后的中间渠道分解结果及方差分解结果如表7和表8所示。

表7 环境影响收入的中间渠道—就业（替换个体就业变量）

	年份	全样本	男性	女性	非农 户口	农村 户口	东部	中部	西部
就业渠道	2008	0.0048	0.0072	0.0004	0.0031	0.0099	0.0057	0.0051	0.0060
	2012	0.0074	0.0087	0.0014	0.0041	0.0117	0.0053	0.0077	0.0058
	2013	0.0092	0.0105	0.0028	0.0036	0.0136	0.0050	0.0072	0.0051
	2015	0.0075	0.0089	0.0033	0.0047	0.0097	0.0075	0.0055	0.0034
就业渠道占比(%)	2008	1.90	3.81	0.14	5.14	3.64	5.12	2.29	2.29
	2012	3.41	5.14	0.59	5.07	5.34	4.93	6.32	2.94
	2013	4.52	6.39	1.36	4.49	7.05	4.39	5.63	3.21
	2015	4.09	6.23	1.67	5.91	5.39	5.76	5.13	2.22

资料来源：根据CGSS、中经网统计数据库、EPS全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

表8 “纯粹努力”与环境的相对贡献（替换个体就业变量）

	机会不平等(%)				努力不平等(%)			
	2008年	2012年	2013年	2015年	2008年	2012年	2013年	2015年
全样本	49.63	46.06	52.08	40.17	50.37	53.94	47.92	59.83
男性	45.00	44.46	52.22	41.98	55.00	55.54	47.78	58.02
女性	57.19	49.93	53.18	43.34	42.81	50.07	46.82	56.66
非农户口	20.08	47.52	65.12	42.22	79.92	52.48	34.88	57.78
农村户口	52.27	42.75	45.77	36.92	47.73	57.25	54.23	63.08
东部	34.42	38.48	40.09	29.88	65.58	61.52	59.91	70.12
中部	57.47	34.64	49.21	44.26	42.53	65.36	50.79	55.74
西部	36.62	34.13	46.98	27.44	63.38	65.87	53.02	72.56

资料来源：根据CGSS、中经网统计数据库、EPS全球统计数据平台和高校财经数据库数据计算得到。

比较表7与表4可以看出，就业渠道绝对量与占比变化很小，且基本趋势与表4一致。比较表8与表6可知，收入不平等中“纯粹努力”的相对贡献度变化不大，且努力对收入影响的变化趋势也与表6一致。除了替换个体就业变量，本文还以体育锻炼

① 仅2008年、2012年、2013年和2015年CGSS调查涉及该问题。

次数代替自评健康以客观反映个体为自身健康所付出的努力^①。相应的方差分解结果表明由表 6 得出的结论仍是稳健的。

五 结论及政策建议

个体的收入既受不可控的环境的影响，也受与个体决策、选择相关的努力的影响。因此构成收入差距的既有环境导致的机会不平等，也有努力导致的努力不平等。本文以 2008 - 2015 年 CGSS 数据为样本，拓展环境集，首先基于事前参数法直接测度出机会不平等总量，并进一步量化分析环境通过教育、就业这两个典型的中间渠道所生成的机会不平等；其次，考虑“纯粹努力”的影响，基于方差分解法分解出努力对收入不平等的相对贡献度；最后，通过替换不平等度量指标与替换个体就业、健康变量检验结论的稳健性。

本文的主要研究结论如下：第一，对宏观环境的考察表明就业环境与教育服务对收入有显著的促进作用，且教育服务供给有利于弱化性别和户籍对收入的影响，基础设施水平也有利于弱化户籍的影响，但医疗卫生服务供给强化了户籍的影响。第二，除了非农户群体与东部的机会不平等占比略有上升外，全样本及其余分组结果均表明机会不平等占比总体呈下降趋势。同时，机会不平等表现出了明显的性别、户籍性质差异，女性较之男性、农村户口群体较之非农户群体，其收入更易受环境的影响。全样本中教育渠道与就业渠道解释了 33.64% ~ 38.07% 的机会不平等且教育渠道占据主导地位。教育渠道的性别差异在扩大且女性的教育渠道占比更高。农村户口群体的教育渠道占比高于非农户群体，东部的教育渠道占比略高于中西部。就业渠道占比虽然较低，但总体呈上升趋势。第三，教育、就业、健康与婚姻四个努力代理变量对收入具有显著的正向影响，纯粹的个人努力对收入不平等的相对贡献度至少在 50% 以上且其贡献在增加。

根据以上结论，本文认为可以从以下方面着手，抑制机会不平等并发挥个体努力的作用。第一，针对机会不平等的性别差异，继续优化政府教育服务供给以提高教育政策对处于不利环境中的女性的精准支持力度，削弱环境对女性的不利影响。第二，针对机会不平等的户籍性质差异，首先可通过提升农村地区的交通通达度为当地居民

^① 仅 2010 年、2012 年、2013 年和 2015 年 CGSS 调查询问了个体进行体育锻炼活动的频率。限于篇幅，替换个体健康变量的结果未报告。如有需要，可向作者索要。

提供更多发展机会,其次可通过完善农村师资、改善教育设施以及加强对农村家庭教育观念的引导来缩小城乡教育差距和提高农村居民对教育的重视度。实现医疗卫生服务均等化对于缩小机会不平等的城乡差距也至关重要,要持续提高农村的医疗卫生服务水平,降低因病加剧贫困、因病致贫的发生几率。第三,针对机会不平等的区域差异,要继续推进区域协调发展,通过培育产业等方式提高中西部经济发展水平,为个体创建更好的就业环境。此外要持续深化户籍制度改革,打破与户籍挂钩的教育等基本公共服务壁垒。对于东部地区,应引导家庭树立正确的教育观,避免在义务教育阶段进行盲目和过度的人力资本投资。第四,鉴于就业渠道占比的上升趋势,应引导市场形成规范透明的就业通道,减少依靠“关系”在就业上获得优势。

参考文献:

- 陈东、黄旭锋(2015),《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》第1期,第3-16页。
- 董丽霞(2018),《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》第1期,第44-62页。
- 龚锋、李智、雷欣(2017),《努力对机会不平等的影响:测度与比较》,《经济研究》第3期,第76-90页。
- 江求川、任洁、张克中(2014),《中国城市居民机会不平等研究》,《世界经济》第4期,第111-138页。
- 雷欣、贾亚丽、龚锋(2018),《机会不平等的衡量:参数测度法的应用与改进》,《统计研究》第4期,第73-85页。
- 李莹(2019),《收入不平等变动的根源探析——基于机会不平等的测度》,《云南财经大学学报》第8期,第12-23页。
- 李莹、吕光明(2016),《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》第8期,第63-72页。
- 李莹、吕光明(2018),《我国城镇居民收入分配机会不平等因何而生》,《统计研究》第9期,第67-78页。
- 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,第60-78页。

- 刘波、王修华、彭建刚 (2015), 《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》第 8 期, 第 77 - 88 页。
- 罗良文、茹雪 (2019), 《我国收入分配中的机会不平等问题研究——基于 CGSS2008 - 2015 年数据的经验证据》, 《中国软科学》第 4 期, 第 57 - 69 页。
- 马占利、邹薇 (2018), 《中国机会不平等的测算与分解——基于“反事实”收入分布方法》, 《经济问题探索》第 11 期, 第 1 - 9 页。
- 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文 (2018), 《中国收入分配中的机会不平等》, 《管理世界》第 3 期, 第 27 - 37 页。
- 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, 第 34 - 50 页。
- 汪晨、张彤进、万广华 (2020), 《中国收入差距中的机会不均等》, 《财贸经济》第 4 期, 第 66 - 81 页。
- Arbia, Giuseppe & Maria Pace (2018). Testing Inequality of Opportunities in Italy Using the ANOVA Framework. *Empirical Economics*, 55 (1), 297 - 322.
- Björklund, Anders, Markus Jäntti & John Roemer (2012). Equality of Opportunity and the Distribution of Long-Run Income in Sweden. *Social Choice and Welfare*, 39 (2), 675 - 696.
- Bourguignon, François, Francisco Ferreira & Marta Menéndez (2007). Inequality of Opportunity in Brazil. *The Review of Income and Wealth*, 53 (4), 585 - 618.
- Brunori, Paolo, Flaviana Palmisano & Vitorocco Peragine (2019). Inequality of Opportunity in Sub-Saharan Africa. *Applied Economics*, 51 (60), 6428 - 6458.
- Carriero, Vincenzo & Andrew Jones (2018). Inequality of Opportunity in Health: A Decomposition-Based Approach. *Health Economics*, 27 (12), 1981 - 1995.
- Checchi, Daniele & Vito Peragine (2010). Inequality of Opportunity in Italy. *The Journal of Economic Inequality*, 8 (4), 429 - 450.
- Checchi, Daniele, Vito Peragine & Laura Serlenga (2016). Inequality of Opportunity in Europe: Is there a Role for Institutions? In Lorenzo Cappellari, Solomon Polachek & Konstantinos Tatsiramos (eds.), *Inequality: Causes and Consequences*. Bradford: Emerald Group Publishing Limited, pp. 1 - 44.
- Deutsch, Joseph, María Alperin & Jacques Silber (2018). Using the Shapley Decomposition to Disentangle the Impact of Circumstances and Efforts on Health Inequality. *Social Indicators Research*, 138 (2), 523 - 543.

- Donni, Paolo Li, Vito Peragine & Giuseppe Pignataro (2014). Ex-Ante and Ex-Post Measurement of Equality of Opportunity in Health: A Normative Decomposition. *Health Economics*, 23 (2), 182 – 198.
- Ferreira, Francisco & Jérémie Gignoux (2011). The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *The Review of Income and Wealth*, 57 (4), 622 – 657.
- Ferreira, Francisco & Jérémie Gignoux (2014). The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity. *World Bank Economic Review*, 28 (2), 210 – 246.
- Golley, Jane, Yixiao Zhou & Meiyan Wang (2019). Inequality of Opportunity in China's Labor Earnings: The Gender Dimension. *China & World Economy*, 27 (1), 28 – 50.
- Jusot, Florence, Sandy Tubeuf & Alain Trannoy (2013). Circumstances and Efforts: How Important is their Correlation for the Measurement of Inequality of Opportunity in Health? *Health Economics*, 22 (12), 1470 – 1495.
- Lefranc, Arnaud, Nicolas Pistolesi & Alain Trannoy (2008). Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike? *The Review of Income and Wealth*, 54 (4), 513 – 546.
- Mahler, Daniel & Xavier Ramos (2019). Equality of Opportunity in Four Measures of Well-Being. *The Review of Income and Wealth*, 65 (S1), S228 – S255.
- Marrero, Gustavo & Juan Rodríguez (2012). Inequality of Opportunity in Europe. *The Review of Income and Wealth*, 58 (4), 597 – 621.
- Niehues, Judith & Andreas Peichl (2014). Upper Bounds of Inequality of Opportunity: Theory and Evidence for Germany and the US. *Social Choice and Welfare*, 43 (1), 73 – 99.
- Palomino, Juan, Gustavo Marrero & Juan Rodríguez (2019). Channels of Inequality of Opportunity: The Role of Education and Occupation in Europe. *Social Indicators Research*, 143 (3), 1045 – 1074.
- Perez-Mayo, Jesus (2019). Inequality of Opportunity, a Matter of Space? *Regional Science Policy & Practice*, 11 (1), 71 – 87.
- Pistolesi, Nicolas (2009). Inequality of Opportunity in the Land of Opportunities, 1968 – 2001. *Journal of Economic Inequality*, 7 (4), 411 – 433.
- Ramos, Xavier & Dirk Van de gaer (2020). Is Inequality of Opportunity Robust to the Measurement Approach? *The Review of Income and Wealth*, forthcoming.

- Roemer, John (1993). A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner. *Philosophy & Public Affairs*, 22 (2), 146 – 166.
- Roemer, John & Alain Trannoy (2016). Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 54 (4), 1288 – 1332.
- Roemer, John, Rolf Aaberge, Ugo Colombino, Johan Fritzell, Stephen Jenkins, Arnaud Lefranc, Ive Marx, Marianne Page, Evert Pommer, Javier Ruiz-Castillo, Maria Jesus San Segundo, Torben Tranaes, Alain Trannoy, Gert Wagner & Ignacio Zubiri (2003). To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition Among Citizens? *Journal of Public Economics*, 87 (3), 539 – 565.

Circumstances, Efforts and Inequality of Income

Liu Chengkui & He Yingming

(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: Inequality of income consists of inequality of opportunity due to circumstances, which are beyond individual control, and inequality due to differences in individual efforts. Based on data from the Chinese General Social Survey (CGSS) 2008 to 2015, this paper constructs a more comprehensive set of circumstances and efforts, measures inequality of opportunity and analyzes the mediating channels of inequality of opportunity via ex-ante parametric approach, and then measures inequality of efforts by variance decomposition. The results suggest that the macro-level circumstances (education services, medical and health services, and infrastructure) could moderate the impact of individual-level circumstances (gender, Hukou) on income; the proportion of inequality of opportunity is generally in decline and differs obviously by gender and Hukou; among the mediating channels, educational channel dominates, and the effect differs by gender, Hukou, and region, while the significance of occupational channel is generally on the rise; pure personal efforts are important determinants of income and the relative contribution of efforts is increasing.

Keywords: circumstances, purged efforts, inequality of opportunity, inequality of efforts

JEL Classification: D31, D63

(责任编辑：合羽)