

中国收入分配中的机会不平等*

□史新杰 卫龙宝 方师乐 高叙文

摘要: 本文使用 CGSS2013 年的数据,研究目前中国的收入不平等在多大程度上是由机会不平等造成的,而个人的努力在多大程度上可以消解这种不平等。运用参数估计法和方差分解方法得出以下结论:(1)目前中国的机会不平等相对系数高达 35.7%。年轻个体面临的机会不平等小于年老个体,农村地区高于城市地区;(2)父亲的背景(受教育程度和职业)对收入不平等的贡献度高达 9.9%,出生地和户口是单个贡献最大的两个环境变量,分别为 9.0% 和 7.6%,其他环境变量也有较大贡献度;(3)在 Roemer 和 Barry 两种情境下,劳动力外流和自身受教育两个努力变量对收入不平等分别贡献了 24.4% 和 31.7%。环境不仅直接影响收入,还可以通过影响努力间接影响收入(7.3%)。

关键词: 收入不平等 环境 努力 机会不平等 参数法

一、引言

经过 40 年的改革开放,中国经济发展水平不仅得到大幅提升,更成为世界范围内减少绝对贫困发生率的主要贡献者。根据《中国扶贫开发报告 2016》(李培林等,2016)显示,1981~2012 年全球贫困人口减少了 11 亿,同期中国贫困人口减少了 7.9 亿,占比 71.8%。但是,在经济高速发展的背后,贫富差距扩大、社会阶层固化已经成为全面建成小康社会的瓶颈。党的十九大报告指出,现阶段中国社会的主要矛盾已转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,今后工作的重点是解决主要矛盾的主要方面发展不平衡不充分的问题。但是,近年来中国经济增速的放缓并未伴随着收入差距的缩小,而政府的一系列诸如区域、城乡一体化的宏观发展战略和转移支付的微观政策工具也未能阻止贫富差距的进一步扩大(黄祖辉、王敏,2003)。根据 Xie 和 Zhou (2014) 的测算,中国的 Gini 系数从 1980 年的 0.3 增长到 2012 年的 0.55,近乎翻了一番。即便在全球范围内,恐怕也难再有一个经济体的收入分配状况像中国这样变化地如此之多,如此之快(Naughton, 2007)。

在学界,已经有大量的文献针对中国收入不平等的起因做了研究,其中最为重要的因素包括由地理因素造成的区域不平等(Gustafsson & Li, 2002; 王洪亮、徐翔, 2006)、由户口因素造成的城乡不平等(Li & Gibson, 2013; Sicular et al., 2007; Yang, 1999),也包括诸如性别(Chen et al., 2013; Matthews & Nee, 2000)、政治地位(Morduch & Sicular, 2000; Walder, 2002),以及人力资源(Fleisher et al., 2010)等因素。然而,值得注意的是,中国的收入不平等远比想象的区域或者城乡不平等更为复杂,因为即便在农村内部,收入不平等问题也非常严峻(Zhou et al., 2008)。

针对农村收入不平等,目前的研究主要着眼于两个议题:(1)不平等程度以及趋势的测算;(2)造成这些趋势的主要原因。针对第一个议题,虽然大量的文献使用了多样化的数据,

*本文得到教育部重大项目“城乡一体化背景下城乡要素配置与基本公共服务均等化问题研究”(编号:16JJD630008)的资助。作者感谢世界银行发展研究小组高级经济学家 Francisco H.G. Ferreira 分享了关于机会不平等测度的相关 stata 程序,感谢瑞典斯德哥尔摩大学 Markus Jantti 教授分享了关于 Shapley 值分解的 R 语言相关程序,同时感谢墨西哥国家公共政策研究院助理教授 Florian 在使用 stata 处理机会不平等分解问题时的帮助。当然文责自负。卫龙宝为本文通讯作者。

但基本得出了一个共识,自改革开放以来农村地区的收入不平等程度逐渐加大(Benjamin et al., 2005; Wan & Zhou, 2005)。Bonnetfond 和 Clément (2012)认为农村的收入不平等甚至已经超过了城市。针对第二个议题,相关文献都强调了劳动力外流、非农就业以及汇款都是造成农村收入不平等的主要因素(Howell, 2017; Kung & Lee, 2001; Scharf & Rahut, 2014; 陈纯瑾、李实, 2013)。Clément (2016)通过一系列的实证研究指出,农户不同的收入来源中,农业收入有“消解”收入不平等的作用,而非农收入会拉大农村的收入不平等。

然而,目前的相关研究,几乎没有探讨中国的收入不平等在多大程度上是“公平的”,而在多大程度上是“不公平”的。梁晨等(2012)的《无声的革命:北京大学与苏州大学学生社会来源研究(1952~2002)》一文,引发了媒体和学界的热议(李春玲, 2015),引出了对社会中个体所面临的发展机会是否平等的大讨论,“寒门难再出贵子”的说法盛极一时。对于机会不平等问题的核心在于,收入不平等的根源不仅仅来源于个体所付出的努力(或者做出的选择),更植根于那些个体从出生就无法自我调控的因素。

最早对“机会不平等”问题进行研究的是20世纪60年代末和70年代早期的一些哲学家(Bowles, 1972; Hanoch, 1967; Weiss, 1970),他们开始关注在同等努力下,不同背景的个体所产生的不同经济结果。这些文献的开创性在于,他们开始关注家庭背景因素对于个人经济(诸如收入)的回报率。之后,大量文献开始对这些由不受个人控制的因素产生的不平等进行研究,而Roemer(1993, 1998)最早对这个概念做了界定,并将其引入了经济学的分析框架中。他将影响个人经济结果(比如收入)的因素分为两大类,一类是个人的“努力”(选择),诸如一个人付出多少精力在工作上,花多少时间在学习上,这类因素是个人可以控制的;而另一类因素是个人从出生就无法掌控的“环境”因素,诸如性别、父母的工作和受教育程度、出生地等等,而由这类因素造成的收入不平等则被称为“机会不平等”。

本文着眼于在收入不平等加剧的背景下,量化分析中国机会不平等的现状,尤其关注农村和城市

之间的差异。本文接下来的结构安排如下:第二部分回顾了机会不平等在实证分析中的应用;第三部分介绍了主要的模型和相关的估计方法;第四部分介绍了数据和相关描述性统计分析结果;第五部分讨论了主要的实证结果——中国机会不平等的程度和各个环境变量的贡献度;第六部分将“努力”变量引入分析框架,探讨个体如何通过自我选择改变经济结果;第七部分对全文进行总结并提出了相关的政策建议。

二、相关文献回顾

相较于收入不平等领域的其他研究,机会不平等的研究虽然呈增长之势,但相对还较少。基于早期一些学者的奠基性思想(Arneson, 1989; Cohen, 1989; Dworkin, 1981),大量的经济学和社会学学者开始反思,并不是所有的收入不平等都是不可接受的。他们开始把收入不平等划分为两个部分:其一是可以接受的不平等,产生的根源在于个人的选择和努力程度,个人应该对此负责;其二是不可接受的部分,这种不平等是个人出生就决定的无法掌控的,对于该部分的不平等,政府应该予以政策补偿。诚如前文中提到,Roemer(1998)首次将这个概念放入经济学框架中,将可接受部分的因素归纳为“努力”,而将不可接受部分的因素定义为“环境”,由于环境所造成的不平等即为机会不平等。这个定义也是利用事前法^①(Ex-ante)估计机会不平等的基础:Roemer将所有的个体划分为不同的组别(Type),在每一个组别中的个体拥有相同的“环境(机会)”。通过这种划分,收入不平等被区分为组内不平等和组间不平等,而后者(组间不平等)就可以被用来衡量机会不平等。

基于Roemer的研究框架,大量的文献对不同国家的机会不平等进行了研究,其中主要有两类方法被广泛使用,非参数方法是其中之一。Checchi和Peragine(2010)选取了父母受教育程度、性别以及居住地作为环境变量,利用非参数方法研究了意大利的机会不平等。Lefranc等(2008)使用了随机占优排序测度了机会不平等指数。然而,非参数方法的使用仅限于组别(Type)很少的情况,因为一旦组别个数增加,每个组别的观察值个数急剧减少,使得估计得到的机会不平等系数偏小。

因此,由于数据的限制,大量的研究采用参数方法进行估计。Bourguignon等(2007)通过估计收入关于环境和努力变量的方程,基于5个环境变量的反事实收入分布,计算了巴西的机会不平等。Singh(2012)使用了类似的方法,基于父母受教育程度、父母职业、种姓、宗教以及出生地等环境变量估算了印度的机会不平等。其他的研究还包括 Checchi等(2010)对于25个欧洲国家机会不平等的测度;Ferreira和Gignoux(2011)对于一些拉丁美洲国家机会不平等的估算。

但是关于中国机会不平等的研究较少。从国际文献来看,只有两篇有所涉及:Zhang和Eriksson(2010)使用中国营养与健康数据估计了机会不平等,考察了它与收入不平等之间的关系,发现两者之间有着相似的增长轨迹;Golley和Kong(2016)使用中国家庭追踪数据,考察了教育不平等中的机会不平等,他们发现户口因素是机会不平等的最大贡献者,其他因素包括父亲受教育程度、出生组(年龄)、出生省份、父母党员身份、性别、家庭规模和民族。从国内文献来看,已有不少文章对教育中的机会不平等进行了探讨(刘精明,2008;吴愈晓,2013;李春玲,2003)。龚锋等(2017)发现,当全体居民的努力提高之后,由外部环境差异导致的收入分配机会不平等能显著降低。已有研究还没有系统地测算过中国的机会不平等指数以及不同环境变量的贡献度,更没有文章将努力变量放入机会不平等的测算框架,这是本文致力于完成的。

本研究对于整体机会不平等的测算,主要借鉴了Bourguignon等(2007)的参数估计方法。他们的文章也提出了估计每一个环境变量贡献度的方法,但之后被证明该方法存在一定的问题(Bourguignon et al., 2013)。因此,对于环境变量贡献度的测算,本文参考了Björklund等(2011)的最新方法,在这篇文章中,他们使用了Shapley值分解测算了每一个环境变量对瑞典机会不平等的贡献。最后,本文参考Jusot等(2013)的方法,将努力变量进一步加入到机会不平等的分析框架中,通过识别几个关键的努力变量,探讨在多大程度上个体可以通过“努力”改变自身的命运。对于相关方法的具体运用,详见下节。

三、模型

(一)机会不平等的衡量

首先引入一组有限个体 $i \in \{1, \dots, N\}$,每一个个体拥有集合 $\{y_i, C_i, E_i\}$,其中 y 代表个体收入, C 代表不受个体控制的“环境”向量, E 代表可以自我选择的“努力”向量。 C_i 包括 J 个元素,每个元素对应一个环境 j ,则 C_i 可以取有限个数值 $x_j, \forall i$ 。如此,可以把所有个体划分为 K 个组别(Type),每一个组别中的个体拥有相同的环境(Roemer, 1998), $\Pi \in \{T_1, T_2, \dots, T_k\}$,并且满足 $T_1 \cup \dots \cup T_k = \{1, \dots, N\}, T_h \cap T_l = \emptyset, \forall h, \forall l$,以及 $C_i = C_j, \forall i, \forall j$,其中, $i \in T_k, j \in T_k, \forall k$ 。通过这个定义可以得出,可能的最大组别个数为 $\bar{K} = \prod_{j=1}^J x_j$ 。

根据Roemer(1998)、Bourguignon等(2007)以及Ferreira和Gignoux(2011)所提出的参数估计方法,首先提出如下关系式:

$$y = f(C, E, u) \quad (1)$$

其中, y 代表个体收入,是环境变量 C 、努力变量 E 和其他不可观测因素的函数。环境变量在这里是经济外生的,而努力变量进一步是由环境变量和其他不可观测因素决定的。在这种情况下,(1)式可以被写为:

$$y = f(C, E(C, v), u) \quad (2)$$

假定收入分布独立于“环境”,即 $F(Y|C) = F(Y)$,并且下面的两个条件得到满足,那么也就实现了Roemer所提出的机会平等(Bourguignon et al., 2007)。

(i) $\partial f(C, E, u) / \partial C = 0, \forall C$,在给定“努力”的情况下,“环境”对于收入没有直接影响。

(ii) $G(E|C) = G(E), \forall E, \forall C$,“努力”应该独立于“环境”,换句话说,环境对于努力没有因果影响。

在这样的定义之下,测量机会不平等也就意味着测量在多大程度上 $F(Y|C) \neq F(Y)$ 。诚如在第二部分中所述,对于这种测量目前主要有参数和非参数两种方法,本文主要采用了参数方法进行估计。根据(1)式,(2)式,可以得到如下的线性关系式:

$$\ln(y) = \alpha + \beta C + \gamma E + u \quad (3)$$

$$E = \lambda C + e \quad (4)$$

其中, β 和 γ 分别是环境变量和努力变量在收入方程中的系数,而 λ 则代表了环境对于努力的影响

系数。将(4)式代入(3)式,可以得到如下的方程:

$$\ln(y) = \alpha + C(\beta + \gamma\lambda) + \gamma e + u \quad (5)$$

该方程可直接采用OLS通过以下(6)式进行估计:

$$\ln(y) = \alpha + \rho C + \varepsilon \quad (6)$$

其中, ρ 包含了环境对于收入的直接影响,以及环境通过影响努力进而影响收入的间接影响, ε 表示误差项。利用估计系数 ρ 以及环境变量的真实数值,可以构建收入的一个平滑分布^②:

$$\{\hat{y}_i\}, \hat{y}_i = \exp[C\hat{\gamma}] \quad (7)$$

由此,机会不平等的参数平滑估计值为^③:

$$IOA_D = I(\{\hat{y}_i\}), IOR_D = I(\{\hat{y}_i\})/I(\{y_i\}) \quad (8)$$

其中, I 代表不平等衡量指数,本文使用广义熵指数 $GE(0)$,因为这个指数普遍用于机会不平等分解(Ferreira & Gignoux, 2011)。但是需要注意的是,由于遗漏变量的存在,不可能穷尽所有的环境变量,因此通过这个方法得到的机会不平等指标往往比真实值偏小,因此在解释这些系数的时候需要格外谨慎(Golley & Kong, 2016)。

(二)机会不平等的分解

上述方法能够测算整体机会不平等系数,而为了进一步分析每一个环境变量的贡献程度, Bourguignon 等(2007)做出了一些开创性的尝试^④,但在他们最新的论文里进一步指出,这种方法其实存在很大的缺陷,在某种程度上是不可取的(Bourguignon et al., 2013)。

因此,本文采用了 Björklund 等(2011)最新的参数方法,使用 Shapely 值分解(Shorrocks, 1982, 2012),来测量每一个环境变量的贡献度。具体而言,首先需要产生包含 k 个因子(环境变量)的“集”。然后,逐步剔除每一个因子,由于每一个因子都有“退出”或者“进入”两种选择,因此可以得到 2^k 个子集。接着,针对每一个因子,依次比较包含这个因子的子集与不包含这个因子的子集之间不平等系数的差距。在这样的比较中,其他因子出现的顺序不同会产生不同的结果(2^{k-1}),对所有这些结果取平均就得到了该因子的贡献度。虽然这个过程计算量很大,但是相较于其他分解方法有两个优点:其一,该分解考虑到不同因子的排序;其二,所有因子的贡献度相加等于总的机会不平等指数(Juarez & Soloaga, 2014)。

为了证明上述结果在一定程度上是稳健的,再

次根据 Björklund 等(2011)的思路对(6)式进行修正,考虑了误差项 ε_i 的异质性,这种异质性在于每一个组别可能都有自己的方差 $\sigma_i^2 = \text{var}[\varepsilon_i|X_i]$ 。为了解决这个问题,使用每个组别内部方差的加权平均来标准化整个分布 $\sigma^2 = \sum f_i \sigma_i^2$ 。由此可以将(6)式中的 ε_i 分解为两个部分,其中一个部分在不同组别有着不同的取值,而另一个部分则为新的残差项,在不同组别有着相同的取值。

$$\begin{aligned} \ln(y_i) &= \alpha + \rho C_i + \varepsilon_i \\ &= \alpha + \rho C_i + \varepsilon_i - \varepsilon_{i,t}/k\sigma_i + \varepsilon_{i,t}/k\sigma_i \\ &= \alpha + \rho C_i + \tilde{\varepsilon}_{i,t} + v_i \end{aligned} \quad (9)$$

其中, $k = (1/\sum f_i \sigma_i^2)^{-1/2}$, $v_i = \varepsilon_{i,t}/k\sigma_i$ 是新的残差项, $\tilde{\varepsilon}_{i,t} = \varepsilon_i - v_i$ 则测度了组别异质性对于个人收入的影响。通过这样的操作,可以按照上述类似的方法测度总的机会不平等,只是此时可以得到 2^{k+1} 个子集,此时的机会不平等不仅包括了所有环境变量的贡献,也包含了“组别”异质性的贡献。

(三)分析框架的拓展:“努力”变量的考察

上述方法测度了机会不平等系数以及各个环境变量的贡献度,但是该方法的缺陷在于遗失了努力变量,一旦遗失的努力变量与回归中的环境变量相关,所得到的机会不平等很可能是有偏误的。为此,参考了 Jusot 等(2013)的思路,开创性地将努力变量置入机会不平等的分析框架中。

该方法的核心思想在于 Roemer (1998) 和 Barry (2005) 关于“环境”与“努力”变量之间关系的争辩。Roemer 的思想已经在上述章节中详述,其核心在于个人的努力是对其所处环境的反应,在一定程度上由环境所决定。相关致力于“机会平等”的社会政策,应该将这部分环境所产生的不平等剔除,因为它反映的也是个人的选择。Roemer 例举了在美国学校,亚洲学生往往更加刻苦的例子,他认为亚洲学生的这种努力,是由于他们的父母强迫他们这样做(受环境影响)。这个观点体现在(4)式中,努力变量 E 是环境变量 C 的函数,通过该式,可以得到剔除了环境影响的“纯努力”,也就是残差项 e 。因此可以用 e ,来代替(3)式中的 E ,并由此得到如下的收入方程估计式:

$$\ln \hat{y} = \hat{\alpha} C + \hat{\beta} e \quad (10)$$

由于所使用的努力变量是二元变量,采用 probit 模型对(4)式进行了估计。但是这也就意味着无

法直接得到残差项,因此采用如下方法估计了广义残差(Gourieroux et al., 1987):

$$E(e/E) = \frac{\varphi(\lambda C)}{\phi(\lambda C)[1 - \phi(\lambda C)]} [E - \phi(\lambda C)] \quad (11)$$

与Roemer的观点不同,Barry(2005)认为,无论环境对努力是否有影响,一个人的努力应该在估计中被全盘考量。在亚洲学生的例子中,他们付出的努力程度,即便受到父母观念的影响,也依旧是他们自由意志的体现。在这种观点之下,收入方程中的努力变量应该采用原值,而非残差值。

$$\ln \hat{y} = \alpha C + \beta E \quad (12)$$

通过分别估计(10)和(11)式,可以得到两种情境下的收入方程,然后采用方差分解方法计算环境变量和努力变量的贡献度(Jusot et al., 2013)。该分解方法具体如下:

$$\sigma^2(\hat{y}_y) = \text{cov}(\hat{y}_c, \hat{y}_y) + \text{cov}(\hat{y}_{e|E}) \quad (13)$$

其中, $\hat{y}_c$ 是环境相关的不平等, $\hat{y}_{e|E}$ 是(两种情境下)努力相关的不平等,环境和努力的贡献度可以通过计算下式所得:

$$\begin{aligned} COC &= \text{cov}(\hat{y}_c, \hat{y}_y) / \sigma^2(\hat{y}_y) \\ COE &= \text{cov}(\hat{y}_{e|E}) / \sigma^2(\hat{y}_y) \end{aligned} \quad (14)$$

四、数据与描述性统计

本文采用的数据来自于“中国综合社会调查(China General Social Survey)”。该调查对中国内地各省、自治区和直辖市10000多户家庭进行连续性截面调查,收集了社区、家庭和个人多个层次的信息。本文选取了2013年的数据集作为分析样本,在剔除缺失值后,样本观测值为7136个^⑤,其中农村样本4310个,城市样本2826个。相关的变量选取如下。

收入变量。本文选择个体的年总收入作为分析对象。由表1可以看到,2012年个人年收入的平均值为27532元,城市人口收入显著大于农村。下文在估计收入决定方程时,对其取了自然对数。

环境变量。参考文献回顾部分的相关研究,选取了6个最为常用的环境变量:性别、父亲受教育程度、父亲职业、出生地、户籍、出生组(年龄)。性别变量为二元变量(男=1,女=0),表1显示男性收入明显高于女性;针对父亲受教育程度,将其编码为包含4个类别(文盲、小学、初中、高中及以上)的类别变量,表1显示父亲受教育程度越高,子女的收入

会相对更高;父亲职业变量也被重新编码为务农(=1)和非农(=0)的二元变量,父亲非农就业的子女明显拥有更高的收入;针对出生地变量,将其转化为“东部—中部—西部”的类别变量,出生在东部地区的个体收入相对更高。针对户籍变量,也将其重新编码,使其成为农业户口(=1)和非农业户口(=0)的二元变量,表1显示在各个“环境”群组中,城市个体收入明显都高于农村。最后,根据个体的出生年份,将其划分为4个年龄组(20~30岁,31~40岁,41~50岁,51~60岁),表1显示不同年龄组的收入分布呈现倒U型,随着年龄增加先上升后减少,符合理论预期,同时表2显示这个趋势在不同环境组别中依旧存在。由此可以初步看到,某些个体(在东部出生、处在适龄阶段、拥有城市户口,其父亲拥有更高的受教育程度并且非农就业的男性)拥有更好的获得高收入的机会。

努力变量。参考Bourguignon等(2007)以及Singh(2012)的思路,不可能穷尽所有的努力变量,因此主要选取了两个最为关键的变量:个人受教育程度以及移民(劳动力外流)。人力资本和工作经历一直是决定收入的两个重要因素,个人教育程度是人力资本的重要体现,而劳动力的外流往往受更

表1 描述性统计(按农村—城市划分)

	整体样本		农村样本		城市样本	
样本观测值	7136		4310		2826	
个人年收入(元)	27532		20821		37766	
	比例	收入	比例	收入	比例	收入
户口						
农村	0.60	20821				
城市	0.40	37766				
性别						
男性	0.51	35120	0.50	28333	0.52	44987
女性	0.49	19658	0.50	13323	0.48	29816
父亲受教育程度						
文盲	0.30	16770	0.38	14246	0.17	25670
小学	0.36	26695	0.38	22914	0.33	33361
初中	0.19	32724	0.16	24686	0.25	40333
高中及以上	0.15	44779	0.08	35524	0.25	49060
父亲职业						
务农	0.53	19792	0.73	17845	0.22	29592
非农	0.47	36264	0.27	28960	0.78	40097
出生地						
东部	0.38	39332	0.27	31675	0.56	44935
中部	0.36	21110	0.41	18160	0.29	27451
西部	0.26	19016	0.32	15220	0.15	31287
年龄组						
20~30岁	0.19	29129	0.19	24788	0.18	36128
31~40岁	0.25	35537	0.24	26795	0.27	47264
41~50岁	0.30	26644	0.33	20599	0.27	37926
51~60岁	0.26	19649	0.24	12195	0.28	29509
移民(劳动力流动)						
外流	0.11	41822	0.13	35328	0.09	56412
不外流	0.89	25755	0.87	18717	0.91	36012
个人教育						
初中以下	0.58	17628	0.78	16352	0.28	22975
初中及以上	0.42	41440	0.22	36737	0.72	43637

好的工作机会驱动(对农村个体而言尤其如此)。针对个人受教育程度,为了之后的分析更为方便,将其编码为二元变量(初中及以上=1),同时劳动力流动变量也为二元变量(外流=1)。表1和表2显示,外出务工以及更高的受教育程度都将为个人带来更高的收入,这个趋势无论在农村、城市还是不同的年龄组中依旧明显。由此可以初步看到,努力对于改变个人收入现状的重要性,接下来的章节将详细讨论环境和努力如何决定个人收入。

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果

根据参数法的思路,首先估计了(6)式,表3为估计结果。第一列显示其结果与上述描述性统计结果基本一致。男性比女性收入更高,出生在东部并且拥有城市户口的个人也拥有更高收入。父亲的背景对子女的收入也至关重要,父亲从事非农工作并且拥有高学历的个体更有可能获得高收入。从年龄组系数来看,依旧呈现倒U型趋势,31~40岁个体拥有最高的收入。

接着,进行了分样本回归,分别估计了不同年龄组和不同户籍的收入方程。表3的结果显示,不同年龄组之间的估计系数大多很显著,系数符号也与整体样本估计结果一致。唯一的特例是20~30岁年龄组父亲职业的系数并不显著,这可能是由于20~30岁是个人工作的起步阶段,个人收入之间的差距还不明显。表4的结果显示农村和城市样本回归的系数也符合预期,值得注意的是农村样本的性别系数是城市样本的两倍多,这说明在农村地区,男女之间的收入不平等可能更为严重,在之后的分析中也可以看到,户籍和性别对于机会不平等的贡献度非常高。

(二)收入不平等中的机会不平等

根据以上的估计结果以及第三部分所述的方法,分别估算了全样本,不同年龄组和户籍组的机会不平等系数。其结果如表5所示。表5的前两行首先列出了收入不平等系数,为了便于比较,分别列出了GE(0)和Gini的估计结果。全样本结果显示,两个系数结果都大约为0.5,其中年龄更大的年龄组不平等程度更高,而农村个体的不平等系数比城市高出很多。

表5的第三行和第四行列出了机会不平等的估算结果,在此本文主要关注相对系数。针对全样本而言,其机会不平等相对系数高达35.7%,这意味着中国目前的收入不平等中,有35.7%的部分是个人出生就决定,不受个人控制的。在不同年龄组中,

表2 描述性统计(按出生组划分)

	20~30岁		31~40岁		41~50岁		51~60岁	
样本观测值	1327		1796		2164		1849	
个人年收入(元)	29129		35537		26644		19649	
	比例	收入	比例	收入	比例	收入	比例	收入
户口								
农村	0.62	24788	0.57	26795	0.65	20599	0.57	12195
城市	0.38	36128	0.43	47264	0.35	37926	0.43	29509
性别								
男	0.51	36056	0.48	47544	0.52	34864	0.52	23704
女	0.49	21804	0.52	24431	0.48	17842	0.48	15175
父亲受教育程度								
文盲	0.07	19827	0.17	21206	0.37	18326	0.50	13692
小学	0.28	21557	0.40	33014	0.39	26169	0.36	23431
初中	0.35	29712	0.26	38160	0.14	31516	0.08	27060
高中及以上	0.30	37915	0.17	51663	0.10	51252	0.06	37191
父亲职业								
务农	0.42	23314	0.51	24747	0.60	19542	0.56	13846
非农	0.58	33284	0.73	46545	0.40	37207	0.44	26931
出生地								
东部	0.39	37359	0.40	51005	0.35	39885	0.40	28831
中部	0.33	24946	0.34	28328	0.38	20046	0.38	13735
西部	0.28	22562	0.26	21526	0.27	18618	0.22	13412
移民								
外流	0.22	39693	0.14	48256	0.07	42083	0.05	31091
不外流	0.78	26188	0.86	33451	0.93	25502	0.95	19009
个人教育								
初中以下	0.38	18660	0.52	22721	0.68	17545	0.68	13581
初中及以上	0.62	35541	0.48	49208	0.32	45999	0.32	32794

表3 基于出生组的收入方程OLS回归结果

	个人收入对数				
	全样本	20~30岁	31~40岁	41~50岁	51~60岁
性别(男性=1)	0.484*** (0.02)	0.362*** (0.05)	0.554*** (0.04)	0.552*** (0.04)	0.430*** (0.04)
户口(农村=1)	-0.450*** (0.03)	-0.231*** (0.07)	-0.339*** (0.05)	-0.448*** (0.05)	-0.690*** (0.05)
父亲教育(文盲为对照组)					
小学	0.216*** (0.03)	0.160 (0.11)	0.205*** (0.06)	0.147*** (0.05)	0.241*** (0.05)
初中	0.294*** (0.04)	0.366*** (0.11)	0.277*** (0.07)	0.252*** (0.07)	0.196*** (0.09)
高中及以上	0.339*** (0.04)	0.434*** (0.12)	0.284*** (0.08)	0.383*** (0.08)	0.389*** (0.10)
父亲职业(务农=1)	-0.173*** (0.03)	-0.092 (0.07)	-0.223*** (0.05)	-0.175*** (0.05)	-0.133** (0.06)
出生地(东部为对照组)					
中部	-0.403*** (0.03)	-0.308*** (0.07)	-0.382*** (0.05)	-0.390*** (0.05)	-0.483*** (0.05)
西部	-0.643*** (0.03)	-0.457*** (0.07)	-0.710*** (0.05)	-0.628*** (0.05)	-0.728*** (0.06)
年龄组(20~30岁为对照组)					
31~40岁	0.121*** (0.03)				
41~50岁	-0.106*** (0.03)				
51~60岁	-0.449*** (0.04)				
常数项	10.168*** (0.05)	9.948*** (0.13)	10.244*** (0.07)	10.042*** (0.06)	9.902*** (0.06)
N	6383	1095	1644	1983	1661
Adjusted R-squared	0.322	0.159	0.316	0.284	0.347
F	277.024	26.914	95.948	99.260	111.066

51~60岁年龄组的个体面临最高的机会不平等现状,高达40.3%,而20~30岁年龄组的个体机会不平等现状有很大缓解,其系数为18.6%。这在很大程度上可能归功于中国的改革开放,20~30岁年龄组的个体正好是改革开放后首批出生的,相比于祖辈和父辈,他们从出生就生活在更加开放和公平的社会环境。进一步看户籍组的状况可以发现,农村地区不仅收入不平等系数更高,其机会不平等系数(27.6%)也比城市地区(18.7%)高出很多。

接着,通过Shapley值分解方法,对6个环境变量的贡献度进行了测算。整体样本的结果显示,出生地和户口是对收入不平等单个贡献最大的两个环境变量,其贡献度分别为9%和7.6%,而其他环境变量的贡献度也非常大,性别为5.5%,父亲受教育程度为4.9%,年龄组为4.7%,父亲职业为4.0%。事实上,如果把父亲的受教育程度和职业两个变量的贡献度加起来,这个系数高达9.9%,可见父亲的背景对子女收入的重要性,现今很热的“拼爹”一说并非空穴来风。针对不同的年龄组和户籍组,所有结果大致符合理论预期,其中有几点值得强调:其一,出生地的贡献度在所有组别中都非常大,可见现今区域发展不平衡问题的严峻性;其二,户籍变量对于年龄愈大的年龄组贡献度愈

表4 基于农村—城市的收入方程OLS回归结果

	个人收入对数		
	全样本	农村样本	城市样本
性别(男性=1)	0.484*** (0.02)	0.626*** (0.03)	0.293*** (0.03)
户口(农村=1)	-0.450*** (0.03)		
父亲教育(文盲为对照组)			
小学	0.216*** (0.03)	0.212*** (0.04)	0.117*** (0.04)
初中	0.294*** (0.04)	0.260*** (0.05)	0.274*** (0.05)
高中及以上	0.339*** (0.04)	0.339*** (0.07)	0.340*** (0.05)
父亲职业(务农=1)	-0.173*** (0.03)	-0.203*** (0.04)	-0.088*** (0.04)
出生地(东部为对照组)			
中部	-0.403*** (0.03)	-0.392*** (0.04)	-0.451*** (0.03)
西部	-0.643*** (0.03)	-0.733*** (0.04)	-0.445*** (0.04)
年龄组(20~30岁为对照组)			
31~40岁	0.121*** (0.03)	0.060 (0.05)	0.238*** (0.05)
41~50岁	-0.106*** (0.03)	-0.212*** (0.05)	0.063 (0.05)
51~60岁	-0.449*** (0.04)	-0.678*** (0.05)	-0.139*** (0.05)
常数项	10.168*** (0.05)	9.800*** (0.06)	10.106*** (0.06)
N	6383	3775	2608
Adjusted R-squared	0.322	0.264	0.186
F	277.024	136.620	60.385

大,在51~60岁年龄组,贡献度甚至达到了14.5%,这与中国历史上针对农村劳动力外流的政策变化相关,一直到改革开放之前,农村劳动力的流动受到严格限制,而工农剪刀差的存在使得农村地区和城市地区发展两极化;其三,农村地区的性别变量贡献度高达8.0%,明显高于城市地区的3.2%,这也与之前的回归结果一致,显示农村地区的性别不平等更加严峻。

以上结果大致呈现了中国机会不平等的现状以及在不同年龄组和户籍组的趋势。但是为了验证结果的稳健性,进一步考虑了(6)式中的组别(残差)异质性问题,依据(9)式加入了异质性的影响,其结果如表6所示。表6显示异质性的贡献度在0.01%到0.5%之间,整体机会不平等相比表5结果略微上升,而其他环境变量的贡献度变化不大。这个结果与Björklund等(2011)中的案例一致。

六、个人努力的效应

从上述分析可以看到,目前中国的机会不平等程度已经很高,尤其对于农村地区而言,收入不平等和机会不平等系数都远远高于城市。接下来的

表5 中国机会不平等系数(不考虑异质性)

	全样本	年龄组(岁)				户籍组	
		20~30	31~40	41~50	51~60	农村	城市
收入不平等							
GE(0)	0.504	0.418	0.452	0.510	0.514	0.559	0.335
Gini	0.500	0.455	0.481	0.512	0.499	0.530	0.427
机会不平等							
绝对系数(LOA)	0.180 (0.007)	0.078 (0.011)	0.148 (0.011)	0.156 (0.011)	0.207 (0.015)	0.154 (0.008)	0.063 (0.005)
相对系数(LOI, %)	35.7 (0.007)	18.6 (0.011)	32.7 (0.011)	30.7 (0.011)	40.3 (0.015)	27.6 (0.008)	18.7 (0.005)
分解(%)							
性别	5.5	3.9	8.5	7.2	3.8	8.0	3.2
户口	7.6	3.4	6.5	7.9	14.4		
父亲受教育程度	4.9	3.4	3.1	3.5	4.5	3.5	3.5
父亲职业	4.0	1.9	4.4	3.8	5.3	1.8	0.8
出生地	9.0	6.0	10.9	8.3	12.2	7.6	7.6
年龄组	4.7					6.9	3.6

表6 中国机会不平等系数(考虑异质性)

	全样本	年龄组(岁)				户籍组	
		20~30	31~40	41~50	51~60	农村	城市
收入不平等							
GE(0)	0.504	0.418	0.452	0.510	0.514	0.559	0.335
Gini	0.500	0.455	0.481	0.512	0.499	0.530	0.427
机会不平等							
相对系数(LOI, %)	35.7	18.8	33.5	31.0	40.8	27.7	19.1
分解(%)							
性别	5.6	3.9	8.5	7.1	3.8	8.0	3.2
户口	7.6	3.3	6.5	7.8	14.5		
父亲受教育程度	4.9	3.5	3.1	3.5	4.5	3.4	3.5
父亲职业	4.0	1.9	4.3	3.9	5.3	1.8	0.8
出生地	9.0	6.0	11.0	8.2	12.3	7.6	7.5
年龄组	4.8					6.8	3.6
异质性	0.01	0.2	0.04	0.5	0.4	0.07	0.5

部分通过第三部分所述的方法,考察了劳动力流动和自身教育这两个努力变量对于机会不平等(尤其

是农村地区)的消解作用。

首先估计了(4)式,分析了环境变量对于努力变量的影响,以便能够从努力变量中剔除来自于环境变量的作用,从而获得“纯努力”,即(11)式中的 $E(e|E)$ 。针对全样本、农村样本以及城市样本分别使用环境变量对移民和自身教育进行了回归,相关结果如表7所示,符合理论预期。比如,男性、拥有城市户口、出生在东部以及拥有更好背景(高学历、非农就业)的父亲的个体倾向于拥有更高的受教育经历;与受教育程度变量不同,父亲如果务农,则子女更倾向于向外流动,这一效应在农村样本中更为显著。

接着,加入了努力变量估计了完整的收入方程(10)式和(12)式,分别代表Roemer和Barry两种情境。表8分别列出了全样本、农村以及城市子样本的估计结果。与表4相比,加入努力变量后,环境变量的系数大小和显著性无大变化,而调整后R平方显著增大,说明增加努力变量后,对收入方程的解释力度变大。最为重要的是,移民和自身教育的提升,确实对提升个人收入都有显著的正向作用,这也与理论预期相符。其次,在Roemer情境中,两个努力变量的系数更小,这是因为该情境下的努力变量被剔除了来自于环境的间接影响(表7)。

在以上两个步骤的基础上,通过(13)式和(14)式测算了“努力”和“环境”的贡献度,其结果如表9所示。本文重点关注“努力”变量的贡献度,因为在该方法下,只加入了两个努力变量,这使得环境变量的相对贡献度会显著提升(表9显示环境贡献度远远大于上述计算的机会不平等指数),因此与上一部分的机会不平等指数没有直接可比性。但通过该

表7 “环境”变量对“努力”变量的影响:Probit模型回归结果

	受教育程度			移民		
	整体样本	农村	城市	整体样本	农村	城市
性别(男性=1)	0.270*** (0.0349)	0.319*** (0.0461)	0.196*** (0.0541)	0.105** (0.0411)	0.137*** (0.0514)	0.0766 (0.0694)
户口(农村=1)	-1.118*** (0.0400)			0.257*** (0.0508)		
父亲教育(文盲为对照组)						
小学	0.328*** (0.0459)	0.319*** (0.0586)	0.393*** (0.0743)	0.260*** (0.0572)	0.248*** (0.0654)	0.215* (0.123)
初中	0.716*** (0.0565)	0.652*** (0.0742)	0.840*** (0.0892)	0.309*** (0.0692)	0.316*** (0.0834)	0.276** (0.133)
高中及以上	0.875*** (0.0648)	0.761*** (0.0913)	1.011*** (0.0955)	0.298*** (0.0790)	0.295*** (0.106)	0.287** (0.136)
父亲职业	-0.269*** (0.0401)	-0.337*** (0.0514)	-0.186*** (0.0647)	0.152*** (0.0503)	0.173*** (0.0615)	0.112 (0.0885)
出生地(东部为对照组)						
中部	-0.219*** (0.0410)	-0.307*** (0.0554)	-0.127** (0.0625)	-0.0596 (0.0485)	-0.196*** (0.0611)	0.127 (0.0800)
西部	-0.336*** (0.0461)	-0.366*** (0.0588)	-0.350*** (0.0764)	-0.230*** (0.0552)	-0.422*** (0.0671)	0.147 (0.0971)
年龄组(20~30岁为对照组)						
31~40岁	-0.360*** (0.0532)	-0.463*** (0.0648)	-0.218** (0.100)	-0.276*** (0.0549)	-0.224*** (0.0684)	-0.356*** (0.0937)
41~50岁	-0.665*** (0.0537)	-0.712*** (0.0663)	-0.616*** (0.0979)	-0.660*** (0.0601)	-0.725*** (0.0749)	-0.527*** (0.102)
51~60岁	-0.711*** (0.0580)	-0.551*** (0.0734)	-0.825*** (0.100)	-0.737*** (0.0686)	-0.786*** (0.0870)	-0.647*** (0.114)
常数项	0.668*** (0.0736)	-0.353*** (0.0901)	0.570*** (0.119)	-1.253*** (0.0869)	-0.905*** (0.100)	-1.339*** (0.151)
观察值	7136	4310	2826	7136	4310	2826

表8 “环境”和“努力”变量对个人收入的影响

	个人收入对数					
	Barry 情境			Roemer 情境		
	全样本	农村	城市	全样本	农村	城市
性别(男性=1)	0.446*** (0.0212)	0.579*** (0.0296)	0.266*** (0.0281)	0.461*** (0.0211)	0.598*** (0.0295)	0.277*** (0.0281)
户口(农村=1)	-0.311*** (0.0277)			-0.360*** (0.0265)		
父亲教育(文盲为对照组)						
小学	0.160*** (0.0273)	0.164*** (0.0351)	0.0385 (0.0434)	0.184*** (0.0272)	0.184*** (0.0350)	0.0707 (0.0432)
初中	0.169*** (0.0357)	0.149*** (0.0500)	0.120** (0.0499)	0.214*** (0.0354)	0.191*** (0.0498)	0.172*** (0.0493)
高中及以上	0.204*** (0.0405)	0.211*** (0.0646)	0.179*** (0.0520)	0.251*** (0.0402)	0.259*** (0.0642)	0.233*** (0.0513)
父亲职业(务农=1)	-0.154*** (0.0262)	-0.177*** (0.0359)	-0.0732** (0.0360)	-0.168*** (0.0261)	-0.194*** (0.0358)	-0.0827** (0.0360)
出生地(东部为对照组)						
中部	-0.367*** (0.0256)	-0.319*** (0.0374)	-0.447*** (0.0330)	-0.378*** (0.0256)	-0.336*** (0.0373)	-0.451*** (0.0330)
西部	-0.576*** (0.0281)	-0.630*** (0.0387)	-0.415*** (0.0406)	-0.599*** (0.0280)	-0.656*** (0.0385)	-0.434*** (0.0406)
年龄组(20~30岁为对照组)						
31~40岁	0.196*** (0.0335)	0.159*** (0.0471)	0.276*** (0.0444)	0.164*** (0.0334)	0.114** (0.0469)	0.264*** (0.0443)
41~50岁	0.0363 (0.0341)	-0.0363 (0.0473)	-0.0218 (0.0461)	-0.0218 (0.0337)	-0.107** (0.0465)	0.122*** (0.0458)
51~60岁	-0.296*** (0.0367)	-0.517*** (0.0516)	-0.00380 (0.0485)	-0.356*** (0.0363)	-0.583*** (0.0510)	-0.0531 (0.0481)
移民(外出务工=1)	0.487*** (0.0346)	0.506*** (0.0458)	0.381*** (0.0507)	0.303*** (0.0216)	0.315*** (0.0286)	0.240*** (0.0317)
教育(初中及以上=1)	0.435*** (0.0264)	0.450*** (0.0382)	0.452*** (0.0341)	0.261*** (0.0160)	0.278*** (0.0236)	0.265*** (0.0201)
常数项	9.788*** (0.0497)	9.501*** (0.0644)	9.783*** (0.0640)	10.39*** (0.0481)	10.09*** (0.0645)	10.32*** (0.0644)
观察值	6383	3775	2608	6383	3775	2608
R-squared	0.373	0.318	0.257	0.372	0.318	0.257

表9 “环境”与“努力”贡献度

	“环境”贡献度	“努力”贡献度
全样本		
Roemer 情境	75.6%	24.4%
Barry 情境	68.3%	31.7%
农村样本		
Roemer 情境	75.7%	24.3%
Barry 情境	70.6%	29.4%
城市样本		
Roemer 情境	64.6%	35.4%
Barry 情境	60.0%	40.0%

方法可以看到加入回归的努力变量(劳动力流动和自身教育)会对整个收入不平等有多大贡献。表9显示,仅仅这两个变量,在Roemer和Barry两种情境下就分别贡献了24.4%和31.7%。通过计算两者的差值可以知道,这两个努力变量大概有7.3%的贡献来自于环境的影响,也就意味着环境不仅直接影响收入,还可以通过影响努力进而间接影响收入。接着比较农村和城市子样本下的努力贡献度发现,虽然移民和自身受教育在表8中对于农村样本的系数更大,但就其贡献度而言,城市个体的移民和受教育程度会更大程度地拉大收入差距(在两种情境下的贡献度分别为35.4%和40.0%),这也在一定程度上反映了城市地区在诸如教育、职业培训等配套资源上远远好于农村地区。但是毋庸置疑的是,劳动力外流和自身教育对农村个体的收入差距也有很大的拉大作用(在两种情境下的贡献度分别为24.3%和29.4%),对于政策制定者而言,这一点具有很大的现实意义和参考价值,因为缩小收入差距对农民工福利提高也有很大促进作用(袁方、史清华,2013)。

七、结论性评述

本文致力于探讨目前中国收入不平等在多大程度上是由机会不平等造成的,而个人努力在多大程度上可以消解这种不平等。通过这种探讨,本文希望运用科学的量化方法,对目前社会和媒体广泛讨论的“拼爹”、“寒门难再出贵子”现象有进一步深入的认识。本文使用了CGSS2013年的数据,并将其按照年龄组和户籍划分了子样本,运用广泛使用的参数方法,估计了中国的机会不平等系数;利用相对有效的Shapley值分解方法,分解了每一个环境变量的贡献度;同时采用方差分解方法,探究了劳动力流动和自身教育两个变量对于收入差距的贡献度。

本文主要的研究结论包括:(1)目前中国机会不平等相对系数高达35.7%。在不同年龄组中,年轻个体面临的机会不平等小于年老个体,这在很大程度上可能归功于中国的改革开放。而农村地区不仅收入不平等系数更高,其机会不平等系数(27.6%)也比城市地区(18.7%)高出很多。(2)Shapley值分解结果显示,父亲的背景(受教育程度

和职业)对收入不平等的贡献度高达9.9%,出生地和户口是单个贡献最大的两个环境变量,分别为9%和7.6%,而其他环境变量的贡献度也非常大,性别为5.5%,父亲受教育程度为4.9%,年龄组为4.7%,父亲职业为4.0%。(3)将两个努力变量加入分析框架后发现,在Roemer和Barry两种情境下努力变量分别贡献了24.4%和31.7%。环境不仅直接影响收入,还可以通过影响努力进而间接影响收入(7.3%)。在农村和城市两个子样本下,劳动力流动和自身受教育程度对收入差距都具有较高的贡献度,其中城市样本略高于农村样本。

相较于其他国家而言,中国的机会不平等系数已经相对较高,比如巴西32.3%,危地马拉33.5%,巴拿马30.1%,哥伦比亚25.9%(Ferreira & Gignoux, 2011),埃及27%(Assaad et al., 2017),印度26%(Singh, 2012)等等。政府应该重视机会不平等的问题,采用切实可行的措施缓解该问题的加剧。其一,应该实施一系列的补偿性政策,对由于机会不均引起的不平等予以补偿,对能够识别的弱势群体(比如出生在中西部农村地区的女性)给予支持,比如提供就业培训、提供创业扶持等等;其二,对于不平等的代际传递应该有更清醒的认识,在父母背景显得越来越重要的今天,如何扶持有能力的“寒门学子”,如何缓解“拼爹”的负面效应,以此维持社会阶层之间的通畅流动也是政府应该认真思考的;其三,应该关注劳动力流动和教育对于个人收入的提升作用,加大教育产业的扶持力度应当成为政府的持续性政策,尤其对于农村地区而言,教育资源的分配与城市有着很大的差距。对于农村居民而言,向城市流动寻找更好的就业机会成为了提升收入的一条重要通道,政府在这个过程中应该予以合理引导,鼓励农民拓宽收入渠道,同时要解决好移民引起的一系列联动后果,诸如农业生产的劳动投入减少和由于劳动力外流引起的土地弃耕现象。最后需要强调的是,社会所倡导的公平应该是机会的公平,而不是一味的无条件公平,就像Roemer所言,由于自身努力所造成的不平等是合理且可接受的,而由于机会不均造成的不平等应是政策制定者所关注的。“中国梦”的实现需要“筚路蓝缕,以启山林”的芸芸众生,同样需要“矜贫救厄、上下通达”的有为

政府。

(作者单位:史新杰,浙江大学管理学院、浙江大学中国农村发展研究院、澳大利亚国立大学;卫龙宝,浙江大学公共管理学院;方师乐,广东省农业科学院农业经济与农村发展研究所;高叙文,浙江大学管理学院;责任编辑:张世国)

注释

①另外,还有事后法(Ex-post)估计,这种方法首先将个体划分为不同的部分(Tranches),每一个部分的个体拥有相同的“努力”,然后通过组内不平等来衡量机会不平等,但由于“努力”的衡量存在很大争议,该方法使用的较少。本文主要关注事前法。

②除此之外,还可以利用每个组别环境的均值构建收入的参数标准分布: $\{\hat{y}_{iz}\}$,其中, $\hat{y}_{iz}=[\bar{C}_i\gamma+\hat{\epsilon}_i]$ 。

③在收入的参数标准分布之下,机会不平等通过以下方式计算: $IOA_I=I(\{\hat{y}_{iz}\})-I(\{\hat{y}_{iz}\})/I(\{\hat{y}_{iz}\})$, $IOR_I=I(\{\hat{y}_{iz}\})-I(\{\hat{y}_{iz}\})/I(\{\hat{y}_{iz}\})$ 。相关文献已经证明两种方法具有可比性,但是该方法目前不能用于下文的Shapley分解,因此本文采用了平滑分布的直接计算方法。

④ $\hat{y}_i^J=\exp[\bar{C}_i^J\hat{\gamma}^J+C_i^{j\neq J}\hat{\gamma}^{j\neq J}+\hat{\epsilon}_i]$, $IOA^J=1-I(\{\hat{y}_i^J\})/I(\{\hat{y}_i\})$,将环境变量J的取值替换为组别均值,其他环境变量取原值,构建一个反事实收入,以此求出环境变量J的贡献度。

⑤参考其他文献的处理,在回归中,进一步剔除了收入为0的样本。

参考文献

- (1) Arneson, R. J., 1989, “Equality and Equal-Opportunity for Welfare”, *Philosophical Studies*, 56(1), pp.77~93.
- (2) Assaad, R., Krafft, C., Roemer, J. & Salehi-Isfahani, D., 2017, Inequality of Opportunity in Wages and Consumption in Egypt, *Review of Income and Wealth*.
- (3) Barry, B. X., 2005, Why Social Justice Matters: Polity.
- (4) Benjamin, D., Brandt, L. & Giles, J., 2005, “The Evolution of Income Inequality in Rural China”, *Economic Development and Cultural Change*, 53(4), pp.769~824.
- (5) Björklund, A., Jäntti, M. & Roemer, J. E., 2011, “Equality of Opportunity and the Distribution of Long-run Income in Sweden”, *Social Choice and Welfare*, 39(2~3), pp.675~696.
- (6) Bonfond, C. & Clément, M., 2012, “An Analysis of Income Polarisation in Rural and Urban China”, *Post-Communist Economies*, 24(1), pp.15~37.
- (7) Bourguignon, F., Ferreira, F. H. & Menendez, M., 2007, “Inequality of opportunity in Brazil”, *Review of Income and Wealth*, 53(4), pp.585~618.
- (8) Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G. & Menéndez, M., 2013, “Inequality of Opportunity in Brazil: A Corrigendum”, *Review of Income and Wealth*, 59(3), pp.551~555.
- (9) Bowles, S., 1972, “Schooling and Inequality from Generation to Generation”, *Journal of Political Economy*, 80(3), pp.S219~S251.
- (10) Checchi, D. & Peragine, V., 2010, “Inequality of Opportunity in Italy”, *The Journal of Economic Inequality*, 8(4), pp.429~450.
- (11) Checchi, D., Peragine, V. & Serlenga, L., 2010, *Fair and Unfair Income Inequalities in Europe*.

(12) Chen, Z., Ge, Y., Lai, H. & Wan, C., 2013, “Globalization and Gender Wage Inequality in China”, *World Development*, 44, pp.256~266.

(13) Clément, M., 2016, “Income Mobility and Income Inequality in Rural China”, *Frontiers of Economics in China*, 11(4), pp.1673~3444.

(14) Cohen, G. A., 1989, “On the Currency of Egalitarian Justice”, *Ethics*, 99(4), pp.906~944.

(15) Dworkin, R., 1981, “What is Equality? Part 1: Equality of Welfare”, *Philosophy & Public Affairs*, pp.185~246.

(16) Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J., 2011, “The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America”, *Review of Income and Wealth*, 57(4), pp.622~657.

(17) Fleisher, B., Li, H. & Zhao, M. Q., 2010, “Human Capital, Economic Growth and Regional Inequality in China”, *Journal of Development Economics*, 92(2), pp.215~231.

(18) Golley, J. & Kong, S. T., 2016, “Inequality of Opportunity in China’s Educational Outcomes”, *China Economic Review*.

(19) Gourieroux, C., Monfort, A., Renault, E. & Trognon, A., 1987, “Generalised Residuals”, *Journal of Econometrics*, 34(1~2), pp.0304~4076.

(20) Gustafsson, B. & Li, S., 2002, “Income Inequality Within and Across Counties in Rural China 1988 and 1995”, *Journal of Development Economics*, 69(1), pp.179~204.

(21) Hanoch, G., 1967, “An Economic Analysis of Earnings and Schooling”, *Journal of Human Resources*, pp.310~329.

(22) Howell, A., 2017, “Impacts of Migration and Remittances on Ethnic Income Inequality in Rural China”, *World Development*, 94(Migration on income), pp.200~211.

(23) Juarez, F. W. C. & Soloaga, I., 2014, “Iop: Estimating Ex-ante Inequality of Opportunity”, *Stata Journal*, 14(4), pp.830~846.

(24) Jusot, F., Tubeuf, S. & Trannoy, A., 2013, “Circumstances and Efforts: How Important is Their Correlation for the Measurement of Inequality of Opportunity In Health?” *Health Economics*, 22(12), pp.1470~1495.

(25) Kung, J. K. & Lee, Y.-f., 2001, “So What If There is Income Inequality? The Distributive Consequence of Nonfarm Employment in Rural China”, *Economic Development and Cultural Change*, 50(1), pp.19~46.

(26) Lefranc, A., Pistolesi, N. & Trannoy, A., 2008, “Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?” *Review of Income and Wealth*, 54(4), pp.513~546.

(27) Li, C. & Gibson, J., 2013, “Rising Regional Inequality in China: Fact or Artifact?” *World Development*, 47, pp.16~29.

(28) Matthews, R. & Nee, V., 2000, “Gender Inequality and Economic Growth in Rural China”, *Social Science Research*, 29(4), pp.606~632.

(29) Morduch, J. & Sicular, T., 2000, “Politics, Growth and Inequality in Rural China: Does It Pay to Join The Party?” *Journal of Public Economics*, 77(3), pp.331~356.

(30) Naughton, B., 2007, *The Chinese Economy: Transitions and Growth*, Mit Press.

(31) Roemer, J. E., 1993, “A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner”, *Philosophy & Public Affairs*,

pp.146~166.

(32) Roemer, J. E., 1998, *Equality of Opportunity* Harvard University Press, Cambridge, MA.

(33) Scharf, M. M. & Rahut, D. B., 2014, "Nonfarm Employment and Rural Welfare: Evidence from the Himalayas", *American Journal of Agricultural Economics*, 96(4), pp.1183~1197.

(34) Shorrocks, A. F., 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.193~211.

(35) Shorrocks, A. F., 2012, "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value", *The Journal of Economic Inequality*, 11(1), pp.99~126.

(36) Sicular, T., Ximing, Y., Gustafsson, B. & Shi, L., 2007, "The Urban-rural Income Gap and Inequality in China", *Review of Income and Wealth*, 53(1), pp.93~126.

(37) Singh, A., 2012, "Inequality of Opportunity in Earnings and Consumption Expenditure: The Case of Indian Men", *Review of Income and Wealth*, 58(1), pp.79~106.

(38) Walder, A. G., 2002, "Markets and Income Inequality in Rural China: Political Advantage in An Expanding Economy", *American Sociological Review*, pp.231~253.

(39) Wan, G. H. & Zhou, Z. Y., 2005, "Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data", *Review of Development Economics*, 9(1), pp.107~120.

(40) Weiss, R. D., 1970, "The Effect of Education on The Earnings of Blacks and Whites", *The Review of Economics and Statistics*, pp.150~159.

(41) Xie, Y. & Zhou, X., 2014, "Income Inequality in Today's China", *Proc Natl Acad Sci USA*, 111(19), pp.6928~6933.

(42) Yang, D. T., 1999, "Urban-biased Policies and Rising

Income Inequality in China", *The American Economic Review*, 89(2), pp.306~310.

(43) Zhang, Y. & Eriksson, T., 2010, "Inequality of Opportunity and Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989~2006", *China Economic Review*, 21(4), pp.607~616. doi: 10.1016/j.chieco.2010.06.008.

(44) Zhou, Y., Han, H. & Harrell, S., 2008, "From Labour to Capital: Intra-Village Inequality in Rural China, 1988~2006", *The China Quarterly*, pp.195.

(45) 刘精明:《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》,《中国社会科学》,2008年第5期。

(46) 吴愈晓:《中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978~2008)》,《中国社会科学》,2013年第3期。

(47) 李培林等:《中国扶贫开发报告(2016)》,社会科学文献出版社,2016年。

(48) 李春玲:《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940~2001)》,《中国社会科学》,2003年第3期。

(49) 李春玲:《“80后”教育经历与机会不平等——兼评〈无声的革命〉》,《中国社会科学》,2015年第1期。

(50) 梁晨等:《无声的革命:北京大学与苏州大学学生社会来源研究(1952~2002)》,《中国社会科学》,2012年第1期。

(51) 王洪亮、徐翔:《收入不平等孰甚:地区间抑或城乡间》,《管理世界》,2006年第11期。

(52) 袁方、史清华:《不平等之再检验:可行能力和收入不平等与农民工福利》,《管理世界》,2013年第10期。

(53) 陈纯槿、李实:《城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等:1989~2009》,《管理世界》,2013年第1期。

(54) 黄祖辉、王敏:《我国居民收入不平等问题:基于转移性收入角度的分析》,《管理世界》,2003年第3期。

(55) 龚锋等:《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。

(上接第26页) 2016, *Policy Analysis of Structural Reforms in Higher Education*, Springer International Publishing.

(38) Harry de Boer et al., 2017, "Structural Reform in European Higher Education: An Introduction", *Springer International Publishing*, pp.1~28.

(39) T. Helbling, D. Hakura, X. Debrun, L. Spaventa C. Wyplosz, 2004, "Fostering Structural Reforms in Industrial Countries", *World Economic Outlook*, 4, pp.103~146.

(40) Jones Larry E., Manuelli R. E., 2005, "Neoclassical Models of Endogenous Growth: The Effects of Fiscal Policy", *Innovation and Fluctuations*, Handbook of Economic Growth, Elsevier B.V., 1(05), pp.13~65.

(41) Keith Griffin, Terry McKinley, 1997, "Implementing A Human Development Strategy", *Structural Reform, Economic Development & Cultural Change*, pp.71~95.

(42) Lone Christiansen, Martin Schindler and Thierry Tresselt, 2013, "Growth and Structural Reforms: Anew Assessment", *Journal of International Economics*, 89(2), pp.347~356.

(43) Luc Everaert, Werner Schule, IMF Staff Papers, 2008, "Why It Pays to Synchronize Structural Reforms in the Euro Area Across Markets and Countries", *Imf Staff Papers*, 55(2), pp.356~366.

(44) Magnus Henrekson and Dan Johansson, 2010, "Firm

Growth, Institutions and Structural Transformation", IFN Working Paper No. 820.

(45) Mario Cimoli, Jorge Katz, 2003, "Structural Reforms, Technological Gaps and Economic Development: A Latin American", *Perspective Industrial and Corporate Change*, 12(2), pp.387~411.

(46) Nauro F. Campos and Roman Horváth, 2012, "On the Reversibility of Structural Reforms", *Economics Letters*, 117(1), pp.217~219.

(47) Paul M. Romer, 1990, "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98(5), pp.71~102.

(48) Pier Carlo Padoan, Urban Sila, Paul van den Noord, 2013, "Avoiding Debt Traps: Fiscal Consolidation, Financial Backstops and Structural Reforms", *OECD Journal Economic Studies*, 2012(1), pp.151~178.

(49) Jean-Philippe Cotis, 2007, "Economic Policy Reforms: Going for Growth", *OECD*, 2007(1), pp.1~183.

(50) Richard A. Werner, 2004, "No Recovery without Reform? An Evaluation of the Evidence in Support of the Structural Reform Argument in Japan", *Asian Business & Management*, 3(1), pp.7~38.

(51) Spilimbergo, A., Che N. X., 2012, "Structural Reforms and Regional Convergence", IMF Working Papers, WP/12/106.