

# 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

陈东 黄旭锋\*

**摘要:** 本文基于代际转移的视角,运用 Roemer(1998)对机会不平等的经典分类法,采用1989-2009年中国健康与营养调查(CHNS)数据,实证检验了机会不平等与收入不平等的关系及其对收入不平等的贡献度。结果发现:我国代际转移所导致的子女机会不平等与收入不平等呈现一定的正相关关系,且机会不平等平均可以解释收入不平等的54.61%;在客观环境因素中,出生地和户籍对子女收入产生了显著的正向影响;家庭可支配收入的代际转移是导致子女收入不平等的最关键因素;父亲职业类型在对子女收入塑造方面作用突出;相比之下,父亲受教育程度、母亲受教育程度和职业类型对子女的收入不平等程度贡献不大,但是进入21世纪后,母亲职业类型在塑造子女收入方面的作用日益彰显。

**关键词:** 机会不平等;收入不平等;代际转移;基尼系数

## 一、引言与文献评述

收入不平等一直是国内外经济学家讨论和关注的学术热点问题。长期以来,对收入不平等的度量多采用基尼系数等类似指标。尽管此类指标可以描述收入差距的现状,但是其缺陷也是明显存在的,即不仅忽视了同代之间、代际之间收入转移的可能性,而且并未探究收入差距问题的深层次根源,如收入不平等在多大程度上取决于个人的努力差异,又在多大程度上取决于家庭背景、社会环境等个人不可控制的因素。在这种情况下,近年来的最新研究趋势是逐渐向影响收入差距的重要环境因素——机会不平等倾斜。科学衡量与分解机会不平等的组成因素及其影响结果,不仅有助于厘清收入差距中的不平等程度,为制定旨在缩小收入差距的公共政策提供客观依据,而且有助于实现以机会平等为核心的包容性增长。

机会不平等概念被率先引入经济领域的是 Roemer(1993,1998)和 Fleurbaey(1995)。他们提出,若收入不平等是由家庭背景、出生地、性别等个人不可控的环境因素引发的,那么应该实行“补偿原则”,由社会予以补偿;反之,若收入不平等是由自身受教育水平、职业类型等个人能选择的结果所决定的,则应该实行“回报原则”,社会不应进行任何的干预。

\* 陈东,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:cd3839@sdu.edu.cn;黄旭锋,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:huangxf2012@126.com。

本文受到国家社会科学基金一般项目“对新农合实施效果的跟踪研究”(项目编号:14BJY096)和国家社会科学基金重大项目“深化收入分配制度改革的财税机制与制度研究”(项目编号:13&ZD031)的资助;感谢山东财经大学刘金东博士提出的宝贵意见,感谢匿名审稿人提出的宝贵建议,当然文责自负。

迄今为止,对机会不平等的衡量与分解方法尚处于初级阶段,可概括为三大类方法:其一是 Roemer(1998)提出的经典分类方法,即机会不平等可分解为“环境”因素和“努力”因素,前者源于社会经济、文化、种族等背景,如父母的教育和财富程度等;后者源于个人的后天性选择,如工作时间、职业选择等。其二是“事前估计”与“事后估计”方法,前者侧重不同分类之间的不平等,后者侧重同一分类内部个体之间的不平等(Checchi and Peragine, 2010; Fleurbaey and Peragine, 2013)。其三是长期机会不平等的测度方法,即两步聚合法:首先汇总每一个体的收入来源,转化成个体间固定性收入相互比较的测度机制;然后汇总所有个体的固定性收入,转化成社会福利、不平等和流动性的机会不平等测度(Aaberge, et al., 2011)。在这些方法中, Roemer(1998)的经典分类方法获得了最为广泛的使用。

在此基础上,学者们不仅研究了机会不平等对巴西(Figueiredo and Ziegelmann, 2010)、智利(Nunez and Tartakowsky, 2007)、印度(Asadullah and Yalonetzky, 2011)、中国(Zhang and Eriksson, 2010)等发展中国家收入不平等的影响,而且检验了美国(Corak, 2013)、意大利(Checchi and Peragine, 2010)、OECD(Arawatari and Ono, 2013)等发达国家的相应情形。结果显示,除极个别国家外,绝大部分发展中国家和发达国家的收入不平等均与机会不平等呈正相关关系。

值得注意的是,对收入不平等问题的研究有多重视角,既可以关注同一代人之间的收入不平等,也可以关注代际之间的收入不平等。从最新研究趋势看,机会与收入不平等在代际间的转移,引发了愈来愈多经济学家的兴趣(Nakamura and Murayama, 2011)。研究发现,父母的收入、职业、受教育水平等所导致机会不平等的代际流动对后代的收入不平等贡献较大。例如, Corak(2013)分析了美国的收入不平等与代际流动性,发现位居收入最高5%的父母,其子女更有可能获得较高收入;无独有偶, Björklund 等(2012)对瑞典的研究也得出了类似结论,即机会不平等的加剧将会扩大子女收入不平等差异。Arawatari 和 Ono(2013)也发现,除澳大利亚和加拿大外,大多数 OECD 国家的收入不平等和代际流动均呈负相关关系。

尽管现有文献对发展中国家和发达国家的机会不平等与收入不平等进行了研究,但是,对中国该问题的研究尚比较匮乏:一方面,对中国收入差距问题的研究多侧重中国经济改革后的收入分配变化(Kanbur and Zhang, 1999; Gustafsson and Li, 2002; Mah, 2013);另一方面,对中国收入不平等根源的研究视角主要基于经济增长(米增渝等, 2012)、收入来源(Fang and Rizzo, 2011)、户籍制度(陈钊等, 2009)、人力资本与社会资本(陈工等, 2011)和教育(杨俊等, 2008; 徐舒, 2010)等,与之形成鲜明对比的是,基于机会不平等代际转移视角对中国收入不平等问题的研究凤毛麟角。基于此,本文拟采用中国健康与营养调查(CHNS)对中国9省1989-2009年调查所搜集的数据,从机会不平等的代际转移视角分析机会不平等与收入不等的关系,以期解决以下三个问题:机会不平等对个体收入的影响;机会不平等与收入不等的关系及其对收入不平等的贡献度;导致机会不平等的各客观环境因素对子女收入不平等的影响。

## 二、机会不平等影响代际间收入不平等的理论模型

为了从代际转移的视角分析收入不平等与机会不平等的关系,本文在 Roemer(1998)提出的机会不平等分析框架基础上,对 Bourguignon 等(2003)的理论模型加以运用与拓展。

根据 Roemer(1998)的分类方法,影响个人收入的机会因素可分为两类:一类是不受个

体自身控制的客观“环境”因素,对个人而言相当于外生变量,可用向量  $C$  表示,具体涵盖个体年龄、性别、出生地、民族、父母受教育水平、父母职业以及家庭收入等;另一类是由个体自身选择决定的主观“努力”因素,对个人而言相当于内生变量,可用向量  $E$  表示,包括个体工作时间、工作地点、职业选择和受教育水平等。除此之外,还有影响收入的残差部分( $u$ ),主要包括环境和努力变量的不可测部分、测量误差以及除  $E$  和  $C$  以外的变量因素(如运气、固定收入的短暂性变化等)。假设个体收入为  $W_i$ ,且考虑收入函数的模型估计均采用对数的线性模型,故个体收入方程为:

$$\ln W_i = \alpha C_i + \beta E_i + u_i \quad (1)$$

(1)式中: $\alpha$ 表示客观环境变量的系数向量, $\beta$ 表示主观努力变量的系数向量。对于所有的个体,假设残差  $u_i$  与  $C_i$  和  $E_i$  相互独立,零和均值,即  $u_i \perp C$  且  $u_i \perp E$ ,而且残差间独立同分布。

虽然客观环境因素变量( $C$ )为外生变量,但是部分努力变量( $E$ )依然会受到客观环境因素和不可观测因素的影响。例如,个体不能改变自己的出生地和父母亲的受教育水平,但是这些因素却会影响其受教育水平和对工作的选择。因此,假设努力变量中不可观测因素与环境因素正交,则客观环境因素变量与主观努力因素变量的关系表达如下:

$$E_i = BC_i + \varepsilon_i, \varepsilon_i \perp C_i \quad (2)$$

(2)式中: $B$ 表示客观环境因子对主观努力因子影响的系数矩阵,说明某些主观努力因素明显受到客观环境因素的影响; $\varepsilon_i$ 表示主观努力因素中不可观测的部分,同样假设  $\varepsilon_i$  独立同分布,零和均值。此时,个体收入函数为:

$$W_i = f(C_i, E(C_i, \varepsilon_i), u_i) \quad (3)$$

将模型(2)代入模型(1),可得到个体收入函数的表达式为:

$$\ln W_i = (\alpha + B\beta) C_i + \beta \varepsilon_i + u_i \quad (4)$$

值得指出的是,在模型(1)中, $\alpha$ 反映的是客观环境因素对收入的直接影响,可称为可观测环境因素对收入的“偏效应”。相比之下,模型(3)所反映的模型更具一般性,不仅反映客观环境变量  $C$  对收入的直接影响,而且还反映通过客观环境因素来影响主观努力因素、进而影响收入的间接影响,其影响系数为  $B\beta$ 。因此,模型(3)系数  $(\alpha + B\beta)$  反映了可观测客观环境因素对收入影响的直接效应和间接效应,亦称为“全效应”。若  $B\beta > 0$ ,则说明客观环境因素变量对收入影响的“全效应”大于“偏效应”。

如果仅测量客观环境因素对收入的“全效应”,可以直接估计模型(4),但是很难单独分解其中的系数  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $B$ 。相反,如果能够得到  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $B$  的无偏估计,则客观环境因素可分解为对收入的直接影响和间接影响。为此,我们在  $\alpha$  和  $\beta$  的系数估计中引入偏差,且有效解决遗漏变量的方法之一是引入可观测的工具变量  $Z$ 。考虑到在发展中国家获得家庭背景和个人能力检测等常用工具变量的数据比较困难,而在确定了系数  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $B$  无偏估计区间范围后,仍然可以定义机会不平等的测量。因此,可以通过两个步骤得到收入差距中的机会不平等程度:

一是估计模型(1),用  $W^p$  表示“偏效应”下的收入分配,对于所有个体,取客观环境因素的平均值并代入拟合方程,得到新的预测值:

$$\ln W_i^p = \hat{\alpha} \bar{C} + \hat{\beta} E_i + \hat{u}_i \quad (5)$$

(5式)中: $\bar{C}$ 表示客观环境因素的均值向量,系数  $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$  和  $\hat{u}_i$  表示模型(1)的 OLS 估计值。

二是假设在客观环境因素相等的条件下,通过估计模型(4)获得可观测客观环境因素对收入影响的“全效应”,并将收入分布记为  $W^T$ 。将客观环境因素的平均值代入模型(4)进行拟合,得到收入分布的预测值如下:

$$\ln W_i^T = (\hat{\alpha} + \hat{B}\hat{\beta})\bar{C} + \hat{\beta}\hat{\varepsilon}_i + \hat{u}_i \quad (6)$$

(6)式中: $\hat{B}$ 和 $\hat{\varepsilon}_i$ 均为模型(4)的OLS估计值。

从上述估计中,得到两个新的收入分布函数预测值 $\{W_i^P, i=1,2,3,\dots,N\}$ 和 $\{W_i^T, i=1,2,3,\dots,N\}$ ,比较“偏效应”下收入分布的预测值 $W_i^P$ 和原来的收入分布函数 $\{W_i, i=1,2,3,\dots,N\}$ ,其差距表示可观测客观环境因素“偏效应”的机会不平等程度。同理,比较 $W_i^T$ 和 $W_i$ ,其差距表示可观测客观环境因素“全效应”的机会不平等程度。因此,在获得机会不平等程度“偏效应” $W_i^P$ 与“全效应” $W_i^T$ 后,可以通过计算收入不平等指数来反映“偏效应”与“全效应”的机会不平等程度。

由此,机会不平等所导致的收入不平等在整个收入不平等中所占的比例为:

$$\Theta_I = \frac{I(W) - I(W|C_i = \bar{C}, \forall i)}{I(W)} = \frac{I(W) - I(\tilde{W})}{I(W)} \quad (7)$$

(7)式中: $\bar{C}$ 为常向量, $I(W)$ 表示整体收入不平等指数,本文将主要采用基尼系数计算。因此,当 $G(\tilde{W}) = G(W^P)$ 时, $\Theta_c$ 表示“偏效应”机会不平等程度;当 $G(\tilde{W}) = G(W^T)$ 时, $\Theta_c$ 表示“全效应”机会不平等程度。

### 三、变量选取与模型设计

#### (一)数据来源

本文实证检验采用1989-2009年中国健康与营养调查(CHNS)数据,并在此基础上对数据进行了剔除:一是基于我国的国情,将子女的年龄设定在20-49岁之间,其中20岁为城乡劳动力进入市场的平均年龄,而年龄大于49岁的子女,其父母无论在家庭收入还是在社会关系方面对子女的影响逐渐减小;二是剔除了家庭可支配收入和个体收入中小于零的样本,以及数据缺失和出现极端数据的样本。两次剔除后,获得最终样本数量为2567户的有效数据。

#### (二)变量选取与数据描述统计

本文的因变量为个体收入(*indinc\_CPI*)。考虑到本文采用跨年度数据,为保持研究数据的一致性,特将个体收入平减了2009年消费者价格指数,并将平减后的收入进行取对数处理,下同。

本文的自变量包括:

1. 个体特征变量:性别(*Gender*)、年龄(*Age*)、婚姻状况(*Married*)、受教育水平(*Children\_educ*)和工作单位类型(*Children\_em*)。
2. 地域特征变量:地区变量(出生地区,*Province*)和户籍变量(城乡,*Urban\_area*)。
3. 父母特征变量:父亲的受教育水平(*Father\_educ*)、母亲的受教育水平(*Mother\_educ*);父亲的职业(*Father\_em*)、母亲的职业(*Mother\_em*)。
4. 家庭特征变量:家庭人口数(*hhsz*)、家庭可支配收入(*hhincgross\_CPI*)。

所有变量的定义及其描述性特征如表1所示。

表1 变量定义

变量性质	变量名称	变量定义	频数	百分比	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	个体收入 ( <i>indinc_CPI</i> )	平减2009年消费者物价指数的收入	-	-	9 220.66	12 986.36	52.29	200 646.50
	性别 ( <i>Gender</i> )	0 = 女性 1 = 男性	759 1 808	29.57 70.43	0.70	0.46	0	1
自变量	年龄 ( <i>Age</i> )	被调查者的年龄(20-49岁)	-	-	26.64	5.86	20	49
	婚姻状况 ( <i>Married</i> )	1 = 在婚 0 = 未婚、离婚、丧偶、分居	1 022 1 545	39.81 60.19	0.39	0.49	0	1
	出生地区 ( <i>Province</i> )	0 = 内陆地区(河南、湖南、湖北、广西、贵州) 1 = 沿海地区(辽宁、黑龙江、江苏、山东)	1 409 1 158	54.89 45.11	0.45	0.50	0	1
	户籍 ( <i>Urban_area</i> )	0 = 农村 1 = 城市	1 536 1 031	59.84 40.16	0.40	0.49	0	1
	子女受教育水平 ( <i>Children_edu</i> )	0 = 小学及以下 1 = 初中 2 = 高中、技校、职业学校 3 = 大学及以上	354 1 060 769 384	13.79 41.28 29.96 14.96	1.46	0.91	0	3
	子女工作单位类型 ( <i>Children_em</i> )	0 = 家庭联产承包农业 1 = 乡镇企业 2 = 私营及个体企业 3 = 政府部门、国有事业单位及国有企业单位 4 = 三资企业	503 334 815 852 63	19.59 13.01 31.75 33.19 2.45	1.86	1.15	0	4
	父亲受教育水平 ( <i>Father_edu</i> )	0 = 小学及以下 1 = 初中 2 = 高中、技校、职业学校 3 = 大学及以上	1 127 808 435 197	43.90 31.48 16.95 7.67	0.88	0.95	0	3
	父亲工作单位类型 ( <i>Father_em</i> )	0 = 家庭联产承包农业 1 = 乡镇企业 2 = 私营及个体企业 3 = 政府部门、国有事业单位及国有企业单位 4 = 三资企业	791 250 911 607 8	30.81 9.74 35.49 23.65 0.31	1.53	1.17	0	4
	母亲受教育水平 ( <i>Mother_edu</i> )	0 = 小学及以下 1 = 初中 2 = 高中、技校、职业学校 3 = 大学及以上	1 496 625 358 88	58.28 24.35 13.95 3.43	0.63	0.85	0	3
	母亲工作单位类型 ( <i>Mother_em</i> )	0 = 家庭联产承包农业 1 = 乡镇企业 2 = 私营及个体企业 3 = 政府部门、国有事业单位及国有企业单位 4 = 三资企业	964 192 993 408 10	37.55 7.48 38.68 15.89 0.39	1.34	1.15	0	4
	家庭可支配收入 ( <i>hhincgross_CPI</i> )	平减2009年消费者物价指数的收入	-	-	26 867.76	29 745.79	121.07	412 765.50
	家庭人口数 ( <i>Household_size</i> )	家庭人口总数	-	-	4.74	1.43	3	12

### (三) 模型选取

本文主要从代际转移的角度分析客观环境因素造成的机会不平等对收入不平等的影响,同时考虑到样本中在婚的个体,其家庭可支配收入中可能包含配偶的收入,故将个体的婚姻状况变量作为模型的控制变量,因此,模型可设定如下:

$$\ln(\text{indinc\_CPI})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Gender}_{it} + \beta_2 \text{Province}_{it} + \beta_3 \text{Urban\_area}_{it} + \beta_4 \text{Age}_{it} + \beta_5 \text{Age}_{it}^2 + \beta_6 \text{Father\_edu}_{it} + \beta_7 \text{Father\_em}_{it} + \beta_8 \text{Mother\_edu}_{it} + \beta_9 \text{Mother\_em}_{it} + \beta_{10} \ln(\text{hhincgross\_CPI})_{it} + \beta_{11} \text{Household\_size}_{it} + \beta_{12} \text{Time}_{it} + \beta_{13} \text{Married}_{it} + u_{it} \quad (8)$$

(8)式中: $i$ 表示第 $i$ 个个体; $t$ 表示第 $t$ 个时期; $\text{Age}^2$ 为个体年龄的平方项,这主要是基于个体一生收入轨迹遵循单峰模式,且与年龄近似呈现二次函数的轨迹特点而设定; $\text{Time}$ 为相应个体的调查年份,即时间趋势项; $u$ 为模型的残差项。

根据模型(8)的回归结果,可计算出全因素模型下的基尼系数 $G(W)$ ,并逐个剔除影响收入不平等的客观因素变量,重新对模型进行回归估计,计算出剔除机会不平等因素的基尼系数 $G(\tilde{W})$ ;再代入模型(7)中,计算出各客观环境因素所导致的机会不平等在整个收入不平等中的权重,即 $(G(W) - G(\tilde{W}))/G(W)$ 。

## 四、机会不平等影响代际间收入不平等的估计结果

### (一) 机会不平等对个体代际间收入的影响估计

基于样本数据的特点,为选择更合适的回归效应模型,在对模型进行回归估计之前,首先进行 Hausman 检验,结果发现  $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$ ,即强烈拒绝反映个体特征的随机扰动项与解释变量不相关原假设,说明应该采用固定效应模型。与此同时,考虑到回归模型中包含虚拟变量,因此选用固定效应中的最小二乘虚拟变量估计法(Least Square Dummy Variable Model, LSDV)来测度机会不平等对个体代际间收入不平等的影响,结果如表 2 所示。

作为个体特征变量的性别,男性对个体收入产生正向影响,但是并不显著,且系数仅为 0.0411,说明随着我国社会制度逐渐完善,性别歧视的现象已有所减轻,男女个体间的收入差距逐渐减小。与之相类似,婚姻状况对子女收入水平影响系数仅为 0.058。且不显著,说明婚姻状况对子女当前的收入影响不大。究其原因,样本个体的平均年龄仅为 26.64 岁,处在此年龄段的在婚个体的配偶与之年龄相仿,配偶收入还不足以成为影响个体收入的显著因素。

在地域特征变量中,出生在沿海经济发达地区、城镇户籍均对个体收入有着显著的正向影响,其中,相比于出生在中西部地区的个体,生活在沿海经济发达地区者收入要高 12.26% 左右;拥有城镇户籍者比农村户籍者的收入要高出 9.87%,这说明父母转移到子女身上的属性对子女收入产生了影响。相比于内陆省份,经济发达的沿海地区能够为出生在当地的子女提供更好的获得高收入的条件,而户籍因素则限制了农村子女获得高收入的机会。

在父母特征变量中,其一,父母受教育水平为高中、技校或职业学校对子女收入具有正向影响,这与我国的实际情况相符,因为样本中子女的平均年龄为 26.64 岁,在其父母所生活的年代,受教育水平大多为高中、技校或者职业学校。其二,父亲在乡镇企业、私营及个体企业、政府部门和国有企事业单位就职,其对子女收入具有高度显著的正向影响,说明父亲的职业类型在决定子女收入方面发挥着举足轻重的作用。值得一提的是,在父亲的职业类型中,三资企业对子女收入的影响并不显著,可能的原因在于父亲开始工作时,能在三资企

业工作的机会较少,导致此类样本偏少;另外,母亲在私营及个体企业就职的只在 10% 水平上对子女的收入影响显著。其三,相比于父母的受教育水平,父母的职业类型对子女收入的影响较大。这与 Chen 和 Feng(2009) 对中国的研究结果一致,即父亲职业类型在影响子女收入方面较之父亲受教育水平、母亲职业类型和受教育水平更为显著,说明父亲的社会关系与子女收入间存在很强的代际转移关系。

在家庭特征变量中,父母的家庭可支配收入对子女收入拥有正的显著性影响。表明父母家庭收入在代际转移中对子女收入的影响较大,拥有较高收入的家庭既能给子女提供更好的受教育条件,同时也能给子女提供获取更高收入工作的机会。值得强调的是,在影响子女收入的所有显著性客观变量中,父母家庭可支配收入对子女收入的边际影响最大,父母家庭收入每增加 10%,则子女收入相应增加 3.68%。

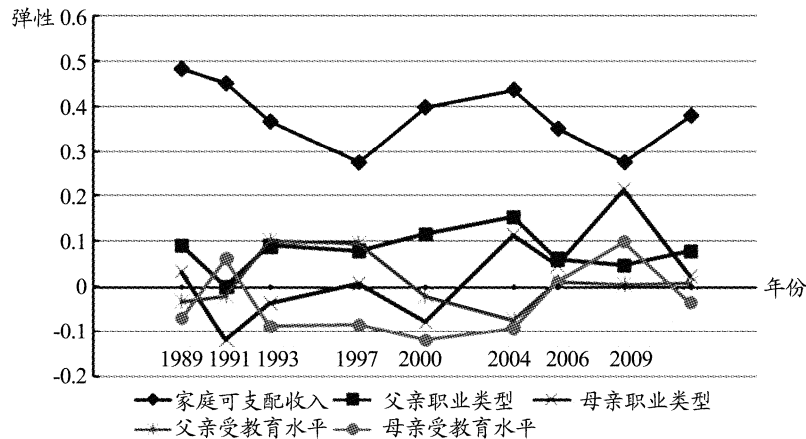
模型中的时间趋势项对个体收入均产生正向影响。除早期年份外,其他年份均高度显著,而且随着年份推移,其影响系数逐渐增大,说明改革开放后中国经济持续高速增长对个体收入的增加影响显著,与我国实际情况非常吻合。

表 2 机会不平等影响个体收入不平等的估计结果

自变量	系数	自变量	系数
性别:男	0.0411 (0.0429)	父亲的受教育水平	
年龄	0.1215*** (0.0248)	初中	0.0060 (0.0496)
年龄:平方	-0.0016*** (0.0004)	高中、技校或职业学校	0.0409 (0.0531)
省份:沿海地区	0.1226*** (0.0389)	大学及以上	-0.1470** (0.0656)
户籍:城镇	0.0987** (0.0416)	母亲的受教育水平	
父亲的职业类型		初中	0.0398 (0.0483)
乡镇企业	0.3279*** (0.0755)	高中、技校或职业学校	0.0686 (0.0566)
私营及个体企业	0.2469*** (0.0677)	大学及以上	0.0141 (0.0899)
政府部门、国有企事业单位	0.2394*** (0.0725)	时间趋势	
三资企业	0.2296 (0.1447)	1991年	0.0244 (0.0582)
母亲的职业类型		1993年	0.1758** (0.0780)
乡镇企业	0.0988 (0.0727)	1997年	0.5221*** (0.0741)
私营及个体企业	0.1057* (0.6240)	2000年	0.7327*** (0.0792)
政府部门、国有企事业单位	-0.0578 (0.0686)	2004年	0.6138*** (0.0977)
三资企业	0.1463 (0.3114)	2006年	0.9673*** (0.0898)
家庭		2009年	1.0834*** (0.0903)
家庭人口总数	-0.1112*** (0.0170)	婚姻状况	0.0580 (0.0508)
家庭可支配收入	0.3675*** (0.0304)	常数项	2.473*** (0.4747)

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内为标准差。

为了进一步验证机会不平等对子女收入的影响,我们将父母特征变量、家庭可支配收入等客观因素对子女收入的代际流动弹性做一个比对,结果如图 1 所示。可以看出,家庭可支配收入对子女收入的弹性最大,说明家庭收入的代际流动性最强;除去家庭可支配收入后,父亲职业类型相较于其他因素对子女收入的弹性较大,与前面检验的结果一致,即父亲职业类型对子女收入有着高度显著的正影响;父母受教育水平对子女收入弹性较小,但是进入 21 世纪后,母亲职业类型对子女的收入弹性逐渐增大。



资料来源:根据中国健康与营养调查数据(CHNS)整理和计算得出。

图 1 各客观因素对子女收入的代际转移弹性

## (二) 机会不平等与收入不平等的关系

为了测度机会不平等与收入不平等的关系及其对收入不平等的贡献度,本文根据样本中的子女个体收入,计算出样本的总体基尼系数(样本 Gini)。通过机会不平等客观环境变量对个体收入模型的回归估计,得出子女收入的预测值,从而计算出机会不平等基尼系数(机会不平等 Gini),其结果如表 3 所示。

表 3 实际基尼系数、样本基尼系数和机会不平等基尼系数的比较:1989 - 2009 年

年份	(1)实际 Gini	(2)样本 Gini	(3)机会不平等 Gini	(3)/(2)	子女平均可支配收入(元)
1989	0.36	0.38	0.22	57.46%	2 982.71
1991	0.36	0.37	0.17	47.22%	3 250.79
1993	0.39	0.39	0.20	51.09%	4 219.80
1997	0.37	0.41	0.23	56.36%	6 397.03
2000	0.40	0.43	0.24	55.90%	9 019.16
2004	0.43	0.46	0.26	56.89%	10 970.40
2006	0.49	0.40	0.23	58.82%	13 743.60
2009	0.50	0.47	0.24	52.66%	19 497.61
均值	0.41	0.41	0.22	54.61%	9 220.66

资料来源:实际基尼系数源自国家统计局数据库计算;其他数据根据中国健康与营养调查(CHNS)数据计算得出。

一方面,从 1989 - 2009 年,样本基尼系数的走势与实际基尼系数(实际 Gini)的走势拟合程度较高;同时,根据可观测的客观环境变量(如省份、户籍、父母职业等)对子女收入影响估计的预测值,计算出机会不平等基尼系数与实际基尼系数、样本基尼系数均高度吻合,说明该估计结果对现实中的收入不平等具有较强的解释力。



另一方面,在 1989 - 2009 年样本期内,伴随着改革开放、经济体制改革、税收制度改革、加入 WTO 等一系列政策的实施,我国人均纯收入实现了持续稳定增长,但是实际基尼系数却呈现出逐渐增大的趋势,即收入不平等程度随着个体收入的增加而增大。究其部分原因,父母的收入与社会关系通过代际转移到了子女身上,在一定程度上造成了子女间的机会不平等,进而导致了收入不平等现象。为了进一步说明机会不平等对收入不平等的贡献程度,可将机会不平等基尼系数与样本基尼系数进行比较,结果如表 3 第 5 列所示。在 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年,我国由于机会不平等所导致的收入不平等占整个收入不平等的权重分别为:57.46%、47.22%、51.09%、56.36%、55.90%、56.89%、58.82%、52.66%,这说明我国机会不平等与收入不平等之间存在一定的正相关关系,而且对收入不平等的贡献较高,平均达到 54.61%。

### (三) 各客观环境因素对机会不平等程度的影响

根据全因素回归结果的预测值计算出机会不平等基尼系数,然后逐个剔除机会不平等因素变量得到回归结果预测值,从而计算出剔除单个因素后的基尼系数,再根据模型(8)计算出各客观环境因素所导致的机会不平等在整个机会不平等中的权重,结果如表 4 所示。

**表 4** 各客观因素导致机会不平等的权重比较 单位: %

变量	方法	年份								
		1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	均值
家庭可支配收入	Gini	8.31	20.73	13.88	13.97	20.59	25.35	29.64	31.45	20.49
	Theil	17.07	37.51	25.64	28.02	39.10	45.10	52.49	54.00	37.36
	Atkinson	17.14	37.42	26.52	28.35	38.32	45.59	53.16	53.16	37.46
性别	Gini	0.22	0.64	0.62	-0.24	-0.19	0.08	0.14	-0.31	0.13
	Theil	0.34	1.17	1.37	-0.04	-0.51	0.22	0.46	-0.48	0.27
	Atkinson	0.38	1.14	1.43	-0.31	-0.34	0.22	0.36	-0.54	0.29
年龄	Gini	9.09	7.36	9.50	2.46	0.98	7.06	2.79	3.97	5.40
	Theil	17.72	13.96	16.79	5.48	1.87	12.63	4.22	6.92	9.95
	Atkinson	17.16	13.19	15.79	4.97	2.03	12.50	4.50	7.50	9.70
婚姻状况	Gini	-0.07	0.63	-0.18	0.81	0.32	-0.48	-0.38	-0.12	0.06
	Theil	-0.18	1.17	-0.50	1.52	0.65	-0.96	-0.97	-0.22	0.08
	Atkinson	-0.19	1.22	-0.52	1.51	0.67	-0.88	-0.89	-0.19	0.09
省份	Gini	0.77	1.25	-1.12	2.04	-0.12	2.12	1.06	2.70	1.09
	Theil	1.16	1.27	-2.63	3.78	-0.34	3.80	1.97	5.07	1.76
	Atkinson	1.14	1.43	-2.16	3.70	-0.40	3.53	1.62	4.82	1.71
户籍	Gini	0.21	-0.25	-0.12	0.18	0.73	0.78	-0.42	1.22	0.29
	Theil	0.07	-0.75	0.26	0.29	1.57	1.49	-0.40	2.37	0.61
	Atkinson	0.32	-0.67	0.55	0.38	1.50	1.70	-0.58	2.11	0.66

续表 4 各客观因素导致机会不平等的权重比较 单位: %

变量	方法	年份								
		1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	均值
父亲受教育水平	Gini	0.45	1.18	1.19	2.40	-0.10	-0.68	-1.90	1.06	0.45
	Theil	1.20	2.52	2.03	5.05	0.32	-0.97	-2.53	2.15	1.22
	Atkinson	1.05	2.28	2.10	4.54	0.09	-1.01	-2.36	2.13	1.10
父亲职业类型	Gini	3.91	-1.68	0.06	1.33	3.39	1.61	-0.54	1.13	1.15
	Theil	8.39	-4.40	0.86	1.97	5.52	3.54	-0.97	1.75	2.08
	Atkinson	9.08	-4.17	1.68	2.64	6.26	3.99	-0.11	1.71	2.63
母亲受教育水平	Gini	0.55	0.60	0.25	0.27	0.34	-0.27	0.08	0.05	0.23
	Theil	1.08	1.43	0.65	0.64	0.77	-0.44	0.17	0.02	0.54
	Atkinson	0.89	1.31	0.58	0.58	0.77	-0.52	0.13	0.04	0.47
母亲职业类型	Gini	-1.90	-1.46	1.41	2.47	1.65	1.86	2.56	1.20	0.97
	Theil	-3.58	-2.17	2.62	5.07	3.56	3.73	4.91	2.17	2.04
	Atkinson	-3.54	-2.44	2.38	4.42	3.26	3.54	4.42	2.19	1.78
家庭人口总数	Gini	-0.63	4.56	4.12	0.97	2.21	3.03	7.59	6.13	3.50
	Theil	-4.24	7.92	5.91	1.74	4.65	5.20	15.25	11.79	6.03
	Atkinson	-2.03	8.26	4.94	1.99	4.67	5.61	15.45	11.88	6.35

由表 4 可以看出,在影响机会不平等的各因素中,家庭可支配收入的权重最大,平均达到 20.49%,说明家庭可支配收入是导致子女收入不平等的重要因素,而婚姻状况的权重最小,仅为 0.06%,说明配偶的收入对个体收入影响有限。同时,相比于母亲的受教育水平(0.23%)、职业类型(0.97%)与父亲的受教育水平(0.45%),父亲职业类型所导致的机会不平等占整个机会不平等的权重更大(1.15%)。以上两点说明,父母的高收入与父亲的社会关系为后代获取高收入创造了客观条件,换言之,家庭收入和以父亲职业类型为代表的社会关系通过代际流动传递给了子女,造成了子女的机会不平等,进而导致收入不平等。

为了增加上述结果的稳健性,本文使用泰尔指数(Theil)和阿特金森指数(Atkinson)来替代基尼系数,并对样本的收入不平等程度进行测算,结果如表 4 所示。可以看出,泰尔指数和阿特金森指数两种检验方式的计算结果与基尼系数的计算结果十分相似,家庭可支配收入依然对后代子女的影响权重十分突出(均值分别为 37.36% 和 37.46%),而婚姻状况对个体收入的影响权重依然较小(均值为 0.08% 和 0.09%);父亲职业类型对子女收入的贡献程度依然较大(均值分别为 2.08% 和 2.63%);而母亲的职业类型、受教育水平以及父亲的受教育水平则贡献相对较小。

### 五、机会不平等影响代际间收入不平等的分阶段求证

为了进一步测度整个样本期内机会不平等对代际间收入不平等的作用程度,本文先对全客观环境因素模型进行回归得到估计结果,然后再对剔除家庭可支配收入因素和剔除父

亲职业类型因素后的模型估计结果进行比对。同时,为了对比不同阶段机会不平等的变化,还可将整个时期分为两个阶段(1989 - 1997 年和 2000 - 2009 年),且同样采用基尼系数作为主测量指标,计算结果如表 5 所示。

表 5 基于三种收入不平等系数的机会不平等对收入不平等影响因素的估计  
单位: %

年份		全客观环境因素		剔除家庭可支配收入因素		剔除父亲职业类型因素	
		1989 - 1997 年	2000 - 2009 年	1989 - 1997 年	2000 - 2009 年	1989 - 1997 年	2000 - 2009 年
家庭可支配收入	Gini	13.45	11.79	-	-	15.44	12.58
	Theil	26.33	24.20	-	-	29.79	25.58
	Atkinson	25.97	23.29	-	-	29.49	24.77
性别	Gini	0.25	-0.01	0.06	-0.001	0.31	-0.09
	Theil	0.18	-0.02	1.12	-0.08	0.31	-0.01
	Atkinson	0.36	-0.01	1.22	-0.07	0.48	-0.01
婚姻状况	Gini	0.07	-0.04	0.20	-0.12	0.10	-0.02
	Theil	0.20	-0.12	0.48	-0.33	0.28	-0.12
	Atkinson	0.17	-0.01	0.47	-0.14	0.26	-0.03
省份	Gini	0.39	1.11	0.91	1.52	0.61	1.09
	Theil	0.78	2.39	2.04	3.26	1.117	2.35
	Atkinson	0.77	2.04	1.94	2.92	1.20	2.02
户籍	Gini	0.09	0.77	0.31	1.11	-0.01	0.77
	Theil	0.23	2.00	0.77	2.54	0.03	1.95
	Atkinson	0.19	1.78	0.70	2.29	0.04	1.80
家庭人口总数	Gini	1.85	2.34	0.45	1.45	2.11	2.40
	Theil	3.39	4.73	0.85	2.72	3.81	4.86
	Atkinson	3.75	4.56	0.93	2.80	4.19	4.73
父亲受教育水平	Gini	0.84	0.32	0.84	0.65	0.85	0.32
	Theil	2.15	0.90	2.05	1.41	2.23	0.93
	Atkinson	1.86	0.76	1.84	1.30	1.92	0.79
母亲受教育水平	Gini	0.72	0.28	0.98	0.35	0.66	0.26
	Theil	1.40	0.66	2.22	0.76	1.33	0.65
	Atkinson	1.30	0.60	2.04	0.67	1.24	0.59
父亲职业类型	Gini	2.18	0.03	4.42	0.92	-	-
	Theil	4.09	0.05	8.60	1.87	-	-
	Atkinson	4.41	0.35	8.95	2.27	-	-
母亲职业类型	Gini	0.63	0.87	0.60	1.63	0.79	2.65
	Theil	1.55	1.45	1.13	3.07	2.21	4.63
	Atkinson	1.40	1.56	1.19	3.1	1.92	5.18

首先,对全客观环境因素模型进行回归。结果发现,家庭可支配收入对机会不平等程度的贡献最大,前后两阶段分别为 13.45% 和 11.79%;父母的职业类型和受教育水平较之家庭收入的作用并不突出。但是,在前一阶段,父亲的职业类型和受教育水平较之母类的同类型变量,其作用相对显著。这说明,在 20 世纪末期,父亲的社会关系在代际流动且影响子女收入时,比母亲能够发挥更为重要的作用。而在后一阶段,是否在沿海省份、户籍、家庭人口总数以及母亲职业类型因素作用逐渐增大,其中,是否在沿海省份的作用增至 1.11%,主要是

由于 21 世纪后沿海经济发达地区经济飞跃式发展,为出生在当地的子女提供获取高收入的便利途径;户籍因素影响的上升,则可能是在市场经济带动下,子女在地区间工作流动频繁的同时,也更加凸显户籍制度的局限性。正如陈钊等(2009)所指出的,如今的户籍制度越来越成为限制个人获取更好收入条件的瓶颈,也成为个别劳动者进入高收入行业的重要因素。性别因素导致机会不平等的程度不断降低,说明随着我国的社会进步与制度逐渐完善,性别歧视的观念已有很大的改观。

其次,对剔除家庭可支配收入模型进行回归。结果发现,相比于全因素模型,前一阶段中父亲职业类型是影响机会不平等最为突出的因素,其影响力高达 4.42%,而家庭人口总数和性别的影响相比于全因素回归则有所减小;虽然后一阶段中父亲的职业类型影响降至 0.92%,但是相比于其他因素,其影响仍然不可小觑。正如 Mayer(1997)的研究所发现的,在父亲异地工作、难以照顾家庭的情况下,其职业与孩子的成功相关性下降;相反,父亲所拥有的优势资源则能够通过代际转移传给子女。母亲职业类型的贡献从前一阶段的 0.60% 上升到后一阶段的 1.63%,说明母亲的职业类型在塑造子女收入不平等方面的作用逐渐彰显。

再次,对剔除父亲职业类型模型进行回归。结果表明,相比于全因素模型,家庭可支配收入的影响有所上升,在两个阶段中分别达到 15.44% 和 12.58%;父母亲的受教育水平、省份、户籍等因素对机会不平等的影响变化不大,但是后一阶段母亲职业类型的影响已经从 0.79% 上升到 2.65%。

最后,为了进一步检验上述结论的稳定性,再次采用泰尔指数(Theil)和阿特金森指数(Atkinson)进行验证,其计算结果见表 5。与基尼系数计算相一致,家庭可支配收入在影响子女机会不平等程度方面依然比例较高,说明家庭可支配收入是影响子女机会均等程度最显著的因素。相比于母亲职业类型和父母受教育程度,父亲职业类型在影响子女机会不平等的比例中依然较为突出。正如 McIntosh 和 Munk(2009)所发现的,在社会发展进程中,父母与子女之间很可能存在一种社会层面的代际流动,父亲的职业对子女收入的影响程度较之其他因素更为显著。此外,母亲职业类型的贡献在后一阶段均有所上升,说明当前母亲的社会关系在子女收入的塑造方面作用日益彰显。

## 六、结论与评述

本文主要基于代际转移的视角研究了我国机会不平等对收入不平等的影响,得出如下基本结论:(1)在客观环境因素中,家庭可支配收入、出生地和户籍均对子女收入产生了显著影响,其中家庭可支配收入增加 10%,子女收入会增加 3.68%;沿海经济发达省份的家庭子女要比内陆中西部省份的家庭子女收入高出 12.26%;拥有城镇户籍的家庭子女收入要比农村户籍的家庭子女收入高出 9.87%。(2)以基尼系数计算,由于机会不平等所导致的收入不平等占整个收入不平等的权重平均达到 54.61%,说明我国的收入不平等与机会不平等存在一定正相关关系,也说明在过去几十年中,子女的收入不平等主要源自机会的不平等,而子女的机会不平等很大程度上是来自其父母。(3)家庭可支配收入的代际转移是造成子女机会不平等与收入不平等的关键因素;父亲职业类型对子女收入不平等的影响效果也较为显著,反映了父亲的社会关系依然是影响子女收入不平等的主要因素。相比之下,父母受教育水平对子女机会不平等程度的贡献并不大,且对子女收入不平等的影响也不显著;进入 21 世纪后,母亲职业类型在对子女收入不平等方面的塑造作用已逐渐彰显。

由此可见,当前我国贫富差距扩大的根源在于收入分配制度改革尚不到位,没有通过良好的制度安排形成一种公平的发展机会,导致了严重的机会不平等。与此同时,我国当前的收入不平等在很大程度上源自机会不平等,而机会不平等不仅体现在社会资源上——如户籍制度便是造成公众获取平等公共服务的障碍,还体现在社会关系上——如权利可以形成对社会资源的支配,同时也可以阻断他人对社会资源的享用权。这些机会不平等问题,仅仅依靠市场经济本身很难得到有效解决,需要政府制定公共政策,改革福利制度,通过税收和二次分配将资源在全社会进行相对公平与合理的分配。

在现代社会和市场经济条件下,社会成员进入社会生活时应当有一个基本的平等起点,亦即每一个社会成员都应当具有平等的基本权利,包括平等的生存权利、平等的工作权利、平等的受教育权利以及平等的性别权利等。一个社会对于其成员基本权利予以有效的保护,是社会公正的底线要求。只有在平等机会的条件下,社会成员才能通过自身的努力获取公平的收入,而这也正是我国努力改革与前行的方向。

#### 参考文献:

1. 陈工、陈伟明、陈习定,2011:《收入不平等、人力资本积累和经济增长——来自中国的证据》,《财贸经济》第2期。
2. 陈钊、陆铭、佐藤宏,2009:《谁进入了高收入行业?——关系、户籍和生产率作用》,《经济研究》第10期。
3. 米增渝、刘霞辉、刘穷志,2011:《经济增长与收入不平等:财政政策均衡激励政策研究》,《经济研究》第12期。
4. 徐舒,2010:《技术进步、教育收益与收入不平等》,《经济研究》第9期。
5. 杨俊、黄潇、李晓羽,2008:《教育不平等与收入分配差距:中国的实证研究》,《管理世界》第1期。
6. Aaberge, R., M. Mogstad, and V. Peragine. 2011. "Measuring Long-term Inequality of Opportunity." *Journal of Public Economics* 95(3-4):193-204.
7. Arawatar, R., and T. Ono. 2013. "Inequality, Mobility and Redistributive Politics." *Journal of Economic Theory* 148(1):353-375.
8. Asadullah, M. N., and G. Yalonetzky. 2011. "Inequality of Educational Opportunity in India: Changes over Time and across States." *World Development* 40(6):1151-1163.
9. Björklund, A., J. Roine, and D. Waldenström. 2012. "Intergenerational Top Income Mobility in Sweden: Capitalist Dynasties in the Land of Equal Opportunity?" *Journal of Public Economics* 96(5-6):474-484.
10. Bourguignon, F., F. Ferreira, and M. Menendez. 2003. "Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil." Policy Research Working Papers 3174, World Bank, Washington, DC.
11. Checchi, D., and V. Peragine. 2010. "Inequality of Opportunity in Italy." *Journal of Economic Inequality* 8(4):429-450.
12. Chen, Y., and S. Feng. 2009. "Parental Education and Wages: Evidence from China." IZA Discussion Paper 4218.
13. Corak, M. 2013. "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility." *Journal of Economic Perspectives* 27(3):79-102.
14. Fang, H., and J. A. Rizzo. 2011. "Income Inequality Dynamics in Rural China from 1991 to 2006: The Role of Alternative Income Sources." *Applied Economics Letters* 18(14):1307-1310.
15. Figueiredo, E. A. D., and F. A. Ziegelmann. 2010. "Estimation of Opportunity Inequality in Brazil Using Nonparametric Local Logistic Regression." *Journal of Development Studies* 46(9):1593-1606.
16. Fleurbaey, M. 1995. "Three Solutions for the Compensation Problem." *Journal of Economic Theory* 65(2):

- 505 – 521.
17. Fleurbaey, M. , and V. Peragine. 2013. “ Ex – ante versus Ex – post Equality of Opportunity. ” *Economica* 80 (317) :118 – 130.
  18. Gustafsson, B. , and Li, Shi. 2002. “ Income Inequality within and across Counties in Rural China 1988 and 1995. ” *Journal of Development Economics* 69(1) :179 – 204.
  19. Kanbur, R. , and Zhang, Xiaobo. 1999. “ Which Regional Inequality? The Evolution of Rural – urban and Inland – coastal Inequality in China, 1983 – 1995. ” *Journal of Comparative Economics* 27(4) :686 – 701.
  20. McIntosh, J. , and M. D. Munk. 2009. “ Social Class, Family Background and Intergenerational Mobility. ” *European Economic Review* 53(1) :107 – 117.
  21. Mah, J. S. 2013. “ Globalization, Decentralization and Income Inequality: The Case of China. ” *Economic Modeling* 31(C) :635 – 658.
  22. Mayer, S. E. 1997. *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
  23. Nakamura, T. and Y. Murayama. 2011. “ Education Cost, Intergenerational Mobility, and Income Inequality. ” *Economics Letters* 112(3) :266 – 269.
  24. Nunez, J. , and A. Tartakowsky. 2007. “ Inequality of Outcomes vs. Inequality of Opportunities in a Developing County: An Exploratory Analysis for Chile. ” *Estudios de Economia* 34(2) :185 – 202.
  25. Roemer, J. E. 1993. “ A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner. ” *Philosophy and Public Affairs* 22(2) :146 – 166.
  26. Roemer, J. E. 1998. *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
  27. Zhang, Y. Q. , and T. Eriksson. 2010. “ Inequality of Opportunity Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989 – 2006. ” *China Economic Review* 21(4) :607 – 616.

## **To What Extent Does the Opportunity Inequality Affect the Income Inequality?**

Chen Dong and Huang Xufeng

(School of Economics, Shandong University)

**Abstract:** This paper empirically tests the effects of inequality of opportunity on inequality of income from the perspective of intergenerational mobility by using the classification of inequality of opportunity by Romer(1998) and with the data from CHNS during the period of 1989 to 2009. The results show that, inequality of income is positively related to the inequality of opportunity induced by intergenerational mobility, while the latter can explain 54.61 percent of the former. Among all the circumstances, both areas of birth and hukou are highly positively related, and the intergenerational mobility of parental household disposable income is the most important factor to offspring's inequality of income. Notably, father's type of employer plays a more important role than parents' education, as well as mother's type of employer whose impact becomes prominent since the new millennium.

**Keywords:** Inequality of Opportunity, Inequality of Income, intergenerational Mobility, Gini Coefficient

**JEL Classification:** D63, D31, J62

(责任编辑:陈永清)