

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*

宋 扬

内容提要:本文运用最新的中国综合社会调查(CGSS)数据对中国机会不均等程度进行了定量分析,发现由机会不均等导致的收入差距占总的收入差距 27% 以上。这一比例与世界上不平等程度最高的拉美地区类似。对于低学历的人群来说,机会不均等程度更高。在定量测量中国机会不均等程度的基础上,本文运用实证分析的方法验证了三个假设:劳动力市场歧视、教育代际固化以及家庭背景的影响。实证结果发现,这三种渠道都是中国机会不均等的重要因素。鉴于此,文章提出了相应的政策建议,包括通过立法消除劳动力市场歧视、促进公共教育资源的均等化、通过反腐败等手段规范高收入部门的用人机制以及通过税收和转移支付的方式消除外在环境差异带来的收入差距等。

关键词:机会不均等 劳动力市场歧视 教育代际固化 家庭背景

作者简介:宋 扬,中国人民大学经济学院副教授,100872。

中图分类号:F061.3 **文献标识码**A **文章编号:**1002-8102(2017)01-0034-17

一、引言

中国的收入差距在过去十年一直居高不下。根据国家统计局公布的数字,2003 年以来中国的基尼系数一直在 0.47 以上,最高达到了 2009 年的 0.491。尽管 2014 年基尼系数首次跌破 0.47,降为 0.469,但仍然远超过国际警戒线 0.4 的水平,中国收入差距持续过大的问题已成为学界关注的焦点(尹恒等,2006;胡联合、胡鞍钢,2007;李实等,2013;陈斌开、林毅夫,2013)。然而,中国的收入差距究竟是由人们面临的机会不均等导致,还是由机会均等下市场竞争所造成?对于这个问题,已有文献尚未给出明确的答案。

从 20 世纪 80 年代以来,很多学者提出,对一个国家来说收入不平等未必是坏事。如果收入差

* 基金项目:国家自然科学基金项目“中国收入差距分析的新视角:机会不均等与收入不平等”(71403281);教育部 2011 中国特色社会主义经济建设协同创新中心项目“认识、适应和引领经济新常态研究”;教育部人文社会科学重点研究基地中国人民大学中国经济改革与发展研究院项目“中国的社会救助体系研究”(14JJD790033)。感谢中国人民大学首届全国大宏观论坛与会专家的宝贵建议,感谢中国人民大学王霄彤和吴若彤同学出色的研究助理工作。

距是由每个人后天的努力程度不同造成的,这样的收入差距是可以接受的,而且会激励那些低收入者努力工作。社会真正不能接受的收入差距则是由个人后天无法控制的因素所造成的差距(Arneson,1989;Dworkin,1981;Sen,1985)。Roemer(1998)把上述观点融入到了经济学的模型中,把决定每个人收入的因素归结为两大类:一是环境因素(circumstances),如家庭背景、性别、出生地等。这类因素是由人的后天努力无法控制的,或者说超出人们主观控制的范围。二是个人的努力(efforts)程度,是指受人们后天行为和选择的影响,属于某种程度上个人可以控制的因素。Roemer把第一类环境因素导致的不平等称为“机会不均等”(inequality of opportunities),并认为机会不均等才是一个社会应该真正关注并解决的问题。世界银行在2006年的发展报告《公平与发展》中正式提出了机会均等的概念,即决定一个人成功与否的因素在于自身的努力程度和付出,而不应该是“外在环境因素”,如性别、人种、家庭背景、出生地等。庄臣忠、拉维·坎布尔(2013)与Zhuang(2010)都认为,机会均等是包容性增长理念的核心内容。

随着机会不均等概念的提出和发展,在过去十年间很多文章分别研究了美国、欧洲、拉美和阿拉伯国家的机会不均等问题,并提出了较为标准化的测量一个国家机会不均等程度的方法(例如,Bourguignon,Ferreira,和 Menéndez,2013;Ferreira和 Gignoux,2011;Marrero和 Rodríguez,2012)。这些研究表明,发达国家机会不均等程度普遍较低,一般占总收入差距的20%以下,而发展中国家如拉美国家的机会不均等程度很高,能够解释总收入差距的30%以上。然而,专门研究中国机会不均等程度的文献还非常有限,本文将试图填补这个空白。

本文按照国际上通用的定义,把机会不均等定义为由人们无法主观控制的因素引起的不平等。举一个简单的例子,家庭背景通常来说是个人无法控制的因素,比如父母学历、社会关系等。因此,如果人与人之间的收入差距完全是由家庭背景不同引起的,而不是由相同家庭背景下个人努力程度不同引起的,就说明机会不均等程度非常高。

研究机会不均等问题至少有以下两点重要意义。(1)研究机会不均等问题有助于我们找到收入差距背后的成因,进而制定有针对性的政策以降低不平等程度。白重恩(2006)指出,收入不平等究竟是由机会不均等导致,还是由机会均等下市场竞争所造成,这一问题的答案对理解中国收入差距成因及对策至关重要。夏晓华(2013)引用中国南宋时期的例子,也证明了机会均等的重要性。中国南宋时期的贫富差距也相当严重,但是贫富差距本身并没有带来社会的不稳定,这主要归因于南宋的取士制度,南宋的科举登第者多数为平民。也就是说,对于每一个底层民众而言,社会都提供了在可预期的将来实现命运转变的机会。在我国基尼系数已持续十余年超过0.4的国际警戒线的背景下,认清收入差距的本质和成因至关重要。(2)研究机会不均等问题有助于我们建立社会的良性流动机制,促进经济的持续增长。著名发展经济学家 Ravallion 和 Lokshin(2000)提出过“隧道效应”(Tunnel effect),指出如果每个穷人都能看到变富有的希望,这个社会就构造了一种社会阶梯(social ladder),使得每个人都充满希望进而努力工作,就比如那些在隧道中等火车的人们,也许这班车没赶上,但是相信自己能赶上下一班列车。他们提出,只要社会构建了这种社会阶梯,一定程度的收入差距则无须社会担忧。可见,机会不均等不仅影响到社会公平,还对人们的工作积极性有重要影响,进而影响经济增长。最新的研究表明,只有由机会不均等产生的收入差距才会制约经济增长,而由人们后天努力差异产生的收入差距反而会刺激经济增长(Marrero和 Rodríguez,2013)。因此,准确测量出中国收入差距中有多少比例是由机会不均等导致的,显得尤为重要。

本文将运用最新的中国综合社会调查(China General Social Survey 2012,简称 CGSS)的数

据,测量中国的机会不均等程度,并计算出由机会不均等所造成的收入不平等占总收入差距的比例,进而探究造成中国收入差距过大的本质原因和解决思路。在已有文献的基础上,本文有四点主要贡献。

1. 本文增加了机会集合中包含的环境因素内容,进而能够更加准确地度量机会不均等程度。已有研究在测算机会不均等时,只用了少数几个环境因素,如父母受教育程度、性别。如果机会集合中含有的元素过少,则会低估机会不均等的程度(Ferreira 和 Gignoux, 2011)。家庭背景是个人无法决定的因素,同时对收入又有重要的影响。鉴于 CGSS 数据提供了丰富的家庭背景数据,本文在环境因素中除了包括传统的性别变量,还囊括了众多反映家庭背景的变量,具体包括 14 岁时的家庭经济地位、父母各自的受教育程度、父母各自的工作性质以及职务。由于这些变量都是在个人 14 岁时的指标,因而不大会受个人努力程度的影响。此外,本文的另一创新点是把出生时的户籍类型也作为家庭背景的一部分,加入到机会集合中。众所周知,每个人出生时的户籍类型和所在地主要是由父母的户籍类型决定的(Fields 和 Song, 2013),而且户籍对个人的收入有重要影响。把户籍类型加入到机会集合在以前的研究中也是没有的。

2. 本文将运用最新测算机会不均等的方法,即采用泰尔指数(Theil Index)的指标测量机会不均等的绝对和相对程度,这是本文在研究方法上的一大创新。已有的研究多用基尼系数来测算收入差距和机会不均等(Erison 和 Zhang, 2010)。但是,基尼系数并不具有可加可分解性(additively decomposable),因此采用基尼系数不能准确测算出总体收入差距中有多大比例是由机会不均等导致(Shorrocks, 1980)。本文将采用 Ferreira 和 Gignoux(2011)提出的方法,即通过分解泰尔指数(也就是平均对数偏差)来测算机会不均等占总收入差距的比例。由于泰尔指数是可加可分解的测量指标(Shorrocks, 1984),因而能更准确地测量出机会不均等的相对程度。

3. 本研究不仅要分析中国总体的机会不均等程度,还要对每个年龄组进行分别讨论,特别是测算在年轻人中,有多大比例的收入差距是由机会不均等造成的。年轻人作为未来中国发展的中坚力量,他们面临的机会不均等问题社会应该更加重视。试想,如果年轻人之间的收入差距主要是由个人无法控制的因素导致的,即机会不均等程度很高,那么将使得年轻人看不到未来发展的希望,影响中国的长远发展和社会进步。

4. 本文还将深入分析机会不均等对收入不平等的影响路径,进而提出有针对性的政策建议。实证分析结果可以告诉我们收入差距在多大程度上是由个人不可控的因素导致的(即机会不均等),然而,为什么这些个人无法控制的因素会引起收入差距? 本文提出有以下三种主要途径:劳动力市场歧视、教育固化、家庭背景的影响(即社会上通常讲的“拼爹”现象)。第一,基于性别和户籍性质的劳动力市场歧视使得不同性别、不同户籍的人无法获得相同的劳动力市场回报。第二,教育固化是指来自低收入家庭的学生群体很难接受优质教育,这使得不同家庭背景的人面临的教育机会与教育质量存在差异,这种教育机会的不均等进而导致收入差距的出现(唐连才, 2011)。第三,良好的家庭背景不仅可以使得子女接受优质教育,还可以通过社会关系帮助子女获得更好的就业机会和更高的收入。Li, Meng, Shi 和 Wu(2012)通过对刚毕业大学生的第一份工作调查分析得出结论:在剔除个人与家庭因素后,干部家庭的子女比非干部家庭出身的孩子第一份工作的工资平均高出 15%左右,这就体现了由于家庭“关系”的差异造成的收入差距。在测量中国机会不均等的程度之后,本文将深入讨论机会不均等导致收入差距的几种原因,进而为中国减轻机会不均等程度提供更可靠的政策建议。

本文下面的结构安排如下:第二部分将对国内外研究机会不均等的文献进行回顾,并比较不

同国家的机会不均等程度;第三部分将介绍本文测算机会不均等的计量方法与模型;第四部分将提供数据描述并得出计量分析的结果;第五部分将深入探讨中国机会不均等的本质原因,分别验证以下三个假设:劳动力市场歧视、教育固化以及家庭背景的作用;最后是本文的主要结论和政策建议。

二、关于机会不均等的文献回顾

从20世纪80年代以来,很多学者开始关注机会不均等问题,但大多停留在规范分析和定性分析的层面。直到进入21世纪以后,定量测量机会不均等程度的研究才逐渐展开,但是至今仍然处于相对短缺的状态。机会不均等的定量测量开始于代际收入流动性的研究,即子女的收入在多大程度上受父母收入的影响。Van de Gaer, Schokkaert 和 Martinez(2001)提出了测量代际收入流动性的方法,即通过计算代际收入弹性或者代际收入转换矩阵来获得相关数值。代际收入弹性是度量子代收入相对于父代收入变化程度的常用指标,该数值越大说明代际收入相关性越高。由于父母收入是个人无法控制的,因此代际收入弹性越大说明机会不均等程度越高。据姚先国、赵丽秋(2006)估算,中国代际收入弹性已高达0.7;陈琳(2011)计算了更长时期内中国的代际收入弹性,发现1988—2005年中国的代际收入弹性达到了0.6以上。相比之下,美国、德国、瑞典、英国和智利等国家的代际收入弹性仅分别为0.4、0.43、0.28、0.57和0.52(郭豫媚、陈彦斌,2015)。也就是说,从代际收入流动性的角度看,中国与其他国家相比机会不均等的程度明显更高。尽管测算代际收入弹性能在一定程度上反映机会不均等的程度,但是毕竟父母收入只是个人无法控制的若干因素之一,因而此类研究并不能准确地测量出收入差距究竟在多大程度上是由机会不均等导致的。因此,在过去十年间,一些学者分别提出了直接测量机会不均等程度的方法,并运用不同国家的数据进行了定量分析。

按照Roemer(1998)的定义,总的收入不平等可以被分解为由机会不均等导致的收入不平等(inequality of opportunities)和由个人努力差异导致的收入不平等(inequality of efforts)。最新的定量研究机会不均等程度的文章基本都是按照这一框架进行的。在研究机会不均等程度的文献中,尽管不同研究对机会集合的定义有所不同,但是归纳一下,多数研究都把父母受教育程度、父母收入、个人出生地和种族等作为个人无法控制的因素,进而考察由这些因素所导致的收入差距占总收入差距的比例,用以测算机会不均等程度(林坚、杨奇明,2014)。

从计量方法看,测量机会不均等程度的方法有参数估计(Bourguignon等,2007;Ferreira和Gignoux,2011)和非参数估计(Checchi和Peragine,2010)两种。参数估计是基于回归方程的结果,把机会集合中的元素作为解释变量得到预测收入(predicted income),这些预测收入的不平等程度即反映了个人无法控制的因素造成的机会不平等。非参数方法一般适用于机会集合中元素较少的情况。例如,假设所考察的个人无法控制的因素只有性别,那么男女平均工资差异即为机会不均等导致的收入差距,而同性别个体之间的收入差距则被认为是个人努力程度引起的。最近的研究大多采用参数估计的方法,考察多种个人不可控因素造成的机会不均等,这也是本研究所将采用的方法。

测量机会不均等的研究在最近几年受到了学界的广泛关注,很多文章分别研究了欧洲、拉美和阿拉伯国家的机会不均等问题。也许由于拉美国家的收入不平等程度最高,因而Bourguignon等(2007)率先测算了巴西的机会不均等程度。通过把父母受教育程度、父亲职

业、出生地和种族放入机会集合,该文得出如下结论:由以上这些个人无法控制的因素所造成的机会不均等占总收入差距的 23%。也就是说,有 23% 的收入不平等是由机会不均等导致的。此后, Ferreira 和 Gignoux(2011)使用类似的机会集合计算了拉美其他国家机会不均等的程度,机会不均等大概可以解释总收入差距的 30%,其中哥伦比亚最低,占 23%,危地马拉最高,占到 34%。在最新的研究中, Hassine(2012)测算了埃及 1988—2006 年机会不均等造成的收入不平等占总收入不平等的比例,发现埃及的机会不均等程度有所降低,从 1988 年的 22% 降低到 2006 年的 15%。

机会不均等的研究不仅局限于发展中国家和地区, Lefranc 等(2008)分析了九个 OECD 国家的机会不均等程度,大都在 10% 左右。此外,他们发现总收入不平等程度高的国家机会不均等程度未必高,反之,有些机会不均等程度高的国家总收入不平等程度可能较低。例如,比利时的收入不平等程度相对较低,可是机会不平等程度却较高。Marrero 和 Rodríguez(2012)运用欧盟的数据测算了欧洲 23 个国家的机会不均等程度。该研究采用参数估计的测算方法,发现欧洲国家的机会不均等程度相对较低,为 3%~15%。机会不均等程度最低的是芬兰,只有 3%,最高的是爱尔兰,达到 15%。

在现有的研究中,只有两篇文献专门分析了中国机会不均等的程度。Zhang 和 Eriksson(2010)运用 CHNS 的数据分析了 1989—2006 年机会不均等的程度。该文献运用基尼系数测算了中国机会不均等的程度,认为在 2006 年中国机会不均等导致的收入差距占到总收入差距的近 60%,比其他国家都高。该文献所界定的个人无法控制的环境因素(即机会集合)包含父母收入、父母受教育程度和性别。另外,陈东、黄旭峰(2015)同样采用 CHNS 的数据,分析了 1989—2009 年的机会不均等程度。两篇文章结论类似。

虽然以上两篇文章都测算了中国机会不均等的程度,并认为其高于其他国家,但是由于他们皆运用基尼系数来测算收入差距,而基尼系数并不具有可加可分解性,因此采用基尼系数不能准确测算出总体收入差距中有多大比例是机会不均等导致的(Shorrocks, 1980)。与现有研究不同,本文将采用 Ferreira 和 Gignoux(2011)提出的方法,即通过泰尔指数来测算机会不均等占总收入差距的比例。由于泰尔指数是可加可分解的测量指标(Shorrocks, 1984),因而能更准确地测量出机会不均等的相对程度。此外,本文增加了环境因素的范围,能够更加全面准确地测量机会不均等程度。最后,之前研究中国机会不均等的文献都采用了 2006 年以前的 CHNS 数据。由于 CHNS 的收入数据有很多遗漏值,一直受到测量误差的质疑。Gong(2008)指出,运用 CHNS 数据测算出的教育回报率要远小于使用中国其他数据测算出来的值。相比之下, CGSS 的数据在近几年广泛运用在中国问题的研究上,收入数据也更可靠。

本文将运用 CGSS 2012 年的数据,采用参数估计的方法测算机会不均等造成的收入差距占总收入差距的比例,并对不同年龄组进行细化分析,重点考察年轻人面临的机会不均等程度。此外,在测量中国机会不均等的程度之后,本文将深入讨论机会不均等导致收入差距的几种路径,进而为中国降低机会不均等程度、构建更加公平与平等的收入分配格局提供更可靠的政策建议。

三、实证方法

为了能够使本文的研究成果与其他国家机会不均等程度相比较,我们将沿用国际通用的参数

估计方法来测量机会不平等(Bourguignon等, 2007; Ferreira和Gignoux, 2011; Marrero和Rodríguez, 2012)。具体来说,按照Roemer(1998)的定义,个人的收入由两类因素决定,分别是个人无法控制的环境因素(circumstances)和个人可以控制的努力程度(efforts)。因此我们有如下的公式:

$$w = f[C, E(C, v), u] \tag{1}$$

其中, w 代表个人的收入; C 代表个人不可控的环境因素,即机会集合的内容; E 代表个人努力程度,即个人可以控制的因素; u 和 v 代表其他一些影响收入的随机变量,如运气等。^① 根据定义, C 是个人无法控制的因素,因此是该模型中的外生变量。

这里需要特别强调的是,环境因素也可能影响个人努力程度。一个典型的例子就是受教育水平。在已有研究机会不均等的文献中,一般把个人的受教育程度归结为 E ,即个人可以控制的因素。但是在当前的中国,个人教育水平在很大程度上受环境因素影响。富裕家庭、富裕地区的孩子拥有更多受教育选择权和接受优质教育的机会(Song, 2012)。因此,本文认为受教育水平不仅受个人努力因素影响,还受环境因素影响,即上式中所表达的 E 是 C 的函数。

由于我们的研究目的是要测量机会不均等的程度,并不是要分析某些变量的因果关系,因此我们可以用OLS估计式(1)的简约形式(reduced form),即:

$$\ln w = C\phi + \epsilon \tag{2}$$

我们下面将分三步构造本文对机会不均等的测量指标。第一步,用OLS估计式(2),然后获得每个人的预测收入 \hat{w} 。正如前文提到的,这里的环境因素包括性别、出生的户籍类型、14岁时家庭的经济地位、父母工作单位的性质、受教育程度以及担任的行政职务。

在获得每个人的预测收入 \hat{w} 以后,第二步将计算环境因素所导致的收入不平等程度,即求出 \hat{w} 的泰尔指数。用泰尔指数来衡量不平等的一个最大优点是,它具有可分可加性,因此可以测量出总的收入不平等中多大比例是机会不均等导致的(Shorrocks, 1984)。泰尔指数只是普通熵标准(generalized entropy measures)的一种特殊情况。当普通熵标准的指数取0时,测量结果即为泰尔指数,也就是平均对数偏差。把预测收入的泰尔指数用 $T(\hat{w})$ 来表示。

第三步,就是计算出机会不均等的相对程度,即占总收入不平等的比例。如果用 IO (inequality of opportunities)来表示机会不均等程度,则有:

$$IO = \frac{T(\hat{w})}{T(w)} \tag{3}$$

其中, $T(w)$ 指每个人原始收入的泰尔指数。 IO 即为本文所采用的测量机会不均等程度的指标。^②

需要指出的是,尽管本文中包含了几乎所有可能的环境因素(C),试图最准确地测量机会不均等程度,但是由于数据中含有的变量有限,不可能囊括个人无法控制的各种因素。根据Ferreira和Gignoux(2011)提供的严谨数学证明,我们所测量的机会不均等程度实际是真正机会不均等程度的下限(lower bound),而且这个结论并不依赖于线性函数形式的正确与否。由于本文包含了尽可

① 一篇最近的文献专门研究了运气对个人收入的影响以及运气与机会不平等的关系,详见Lefranc等(2009)。

② 此方法在文献中也被称为事前法(ex-ante measurement),即分析个人无法控制的因素对收入的影响,不关注每个人实际的努力程度究竟如何(林坚、杨奇明, 2014)。

能多的环境因素,因此更接近中国实际的机会不均等程度。

通过上述方法,我们还可以进一步估计出每种环境因素所造成的机会不均等占总收入差距的比例。例如,当我们测量性别差异导致的机会不平等程度时,可以重新用 OLS 估计式(2),但是解释变量不包含性别。然后就可以获得一个新的预测收入,用 $\hat{w}(\text{no gender})$ 表示。进而,我们可以计算出该预测收入的泰尔指数,用 $T(\hat{w}(\text{no gender}))$ 表示。因此,性别因素导致的机会不均等程度即为 $[T(w) - T(\hat{w}(\text{no gender}))]/T(w)$ 。我们将用此方法测量每一个环境因素所导致的机会不均等程度。^①

四、数据与实证分析结果

本研究运用 2012 年全国综合社会调查的数据,分析中国最近的机会不均等程度与作用机制。中国综合社会调查是中国第一个全国性、综合性、连续性的大型社会调查项目,由中国人民大学“中国调查与数据中心”负责收集,从 2003 年开始每年一次,对全国 125 个县(区)、500 个街道(乡、镇)、1000 个居(村)委会、10000 户家庭中的个人进行调查。通过定期、系统地收集中国人与中国社会各个方面的数据,总结社会变迁的长期趋势,探讨具有重大理论和现实意义的社会议题,推动国内社会科学研究的开放性与共享性,为国际比较研究提供数据资料。截至 2008 年,CGSS 一共进行了 5 次年度调查,完成了项目的第一期。自 2010 年起,CGSS 开始了项目的第二期,计划从 2010 年开始到 2019 年为止,每两年进行一次调查,共进行 5 次调查。

最新向社会公布的数据即为 2012 年 CGSS 数据,也是本文主要利用的数据库,里面不仅包含个人全年总收入,还有上文所阐述的机会集合中全部的环境因素指标,如性别、出生时的户籍、家庭背景等,能够满足本研究的需要。

(一)数据的描述性统计

表 1 展示了样本的描述统计结果。为了分析收入差距,我们把样本限定在过去一年(2011 年)有收入的个体,有效样本中共有 5523 人,平均年龄为 41 岁,58% 为男性。个人在 2011 年平均总收入为 27499.05 元。样本的平均受教育年限为 9.43 年,刚刚超过义务教育的年限。健康水平是从 1 到 5 的定序变量,5 代表健康状况良好,1 代表很差。平均而言,样本的健康状况较好,达到 3.8,接近良好的水平。此外,样本中的家庭地位平均为 3.14,属于一般水平(从 1 到 10,1 代表最低,10 代表最高)。在样本中,有 39% 来自东部,29% 来自西部,32% 来自中部。就户口属性而言,非农户口占 41%,而非农工作者占 69%,说明相当比例的非农工作者(即城市中的农民工群体)不具有城市的非农户口。^②

(二)中国的机会不均等程度计算结果

运用上一部分讨论的计算方法,表 2 给出了本文的核心结果,即机会不均等究竟在多大程度上可以解释中国总体的收入不平等。从表 2 的结果可以看出,中国的机会不均等程度仍然较高,至

^① 按照 Ferreira 和 Gignous(2011)提供的数学证明,尽管总的机会不均等指标不依赖于函数形式的正确性,但是此种方法所测量的每个环境因素所导致的机会不均等程度却依赖于函数形式正确的假设。因此我们在描述单个因素导致的机会不均等程度时应该抱着更谨慎的态度。

^② 在后面的机会不均等计算中,我们用出生时的户籍水平作为环境因素。事实上,样本中变换户籍的人数并不多,所以出生时的户籍与目前的户籍差别很小。

表 1 样本的描述统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	5523	40.94	10.51	17	60
性别	5523	0.42	0.49	0	1
2011 年收入	5523	27499.05	38676.62	200	1000000
受教育年限	5523	9.43	4.59	0	20
健康状况	5523	3.80	0.99	1	5
14 岁时家庭地位	5523	3.14	1.84	1	10
是否非农工作	5523	0.69	0.46	0	1
是否非农户口	5523	0.41	0.49	0	1
东部	5523	0.39	0.49	0	1
中部	5523	0.32	0.47	0	1

少有 27% 的收入差距是机会不均等导致的。这一比例与世界上收入不平等程度最高的拉丁美洲类似,而远高于欧洲等 OECD 国家(Ferreira 和 Gignoux, 2011; Lefranc 等, 2008), 说明中国机会不均等问题仍然很严重。

表 2 中国机会不均等程度的实证结果

指标含义	泰尔指数绝对数值	占全部收入差距的比例(%)
全部收入差距	0.661	100
总体机会不均等程度	0.182	27
性别因素导致的机会不均等	0.034	5.14
户籍因素导致的机会不均等	0.020	3.02
家庭地位导致的机会不均等	0.005	0.74
父亲背景导致的机会不均等	0.010	1.48
母亲背景导致的机会不均等	0.025	3.72

下面对不同因素导致的机会不均等程度做出细化分析。表 2 的结果表明,性别和户籍因素对机会不均等程度的影响更为显著,其中性别是所有因素中对收入不平等影响最显著的,这与十年前的研究结果已有了很大变化。Zhang 和 Eriksson(2010)的研究显示,1989—2006 年中国性别因素导致的机会不均等只占 1.7%,并不是主要的影响因素。与此相比,家庭背景的影响似乎有所减弱。家庭经济地位对收入差距的贡献率只有 0.74%,而父母受教育程度、工作性质、职务等背景占到 5% 以上。我们将在第五部分对每个因素的作用机制做出深入剖析。

(三) 中国的机会不均等程度的异质性分析

为了更准确地了解不同人群所面临的机会不均等程度的差异,我们对总体样本进行分组,考察不同组间机会不均等的异质性。具体而言,我们分别按照年龄和学历两个维度进行分组,结果见表 3。

表 3 机会不均等程度的分组分析

分类	总体泰尔指数	机会不均等绝对数值	机会不均等百分比
16~35 岁	0.632	0.083	13
35~60 岁	0.646	0.237	37
高中及以下	0.490	0.167	34
大学及以上	0.623	0.027	4

首先,从年龄分组看,年轻人面临的机会不均等程度更低一些,只占到总体收入差距的 13%。也就是说,尽管年轻人内部的收入差距很大(总体泰尔指数高于 0.6),但是这种差异主要是努力程度不同引起的,与性别、家庭背景因素的关系并不太大,这说明中国近些年的劳动力市场化改革在某种程度上确实降低了机会不均等程度。与此相比,35 岁以上的年龄组的机会不均等程度依然很高,占比达到 37%。

其次,从学历维度看,低学历群体内部的机会不均等程度更高,达到 34%。也就是说,对于学历在高中以下的群体来说,收入差距在很大程度上是个人无法控制的因素导致的,包括性别、家庭背景等因素。相反,对于学历在大学及以上的群体来说,收入差距绝大多数都是个人努力差异导致的。该发现实际有两层含义。第一,只要凭借自己的努力取得了大学的学历,命运就可以在很大程度上由自己控制,人与人的收入差距主要是努力程度的差异导致,与外在环境因素关系很小。第二,对于低学历的群体而言,命运在很大程度上不受自己控制。这会导致低学历、低收入群体面临更大的心理落差,使他们看不到希望。因此,低学历群体面临的机会不均等更应该引起政策制定者的重视。

(四) 中国的机会不均等程度的时间趋势分析

为了了解中国的机会不均等程度在过去几年间的变化,我们运用 CGSS 早年的数据计算历年的机会不均等程度。因为 CGSS 2003 只有城市数据,而 CGSS 2006 没有父母受教育程度等数据,所以我们使用 CGSS 在 2008 年、2010 年和 2012 年的调查数据分别计算收入的机会不均等程度,结果如表 4 所示。可见,中国的机会不均等程度经历了先下降后上升的过程,这与总体的收入不平等变化趋势相同,说明中国机会不均等问题在最近几年愈加严重了。

表 4 机会不均等程度的变化趋势 (CGSS 2008—CGSS 2012)

年份	指标含义	泰尔指数	百分比
CGSS 2008	总体收入差距	0.606	100
	机会不均等程度	0.170	28
CGSS 2010	总体收入差距	0.589	100
	机会不均等程度	0.104	18
CGSS 2012	总体收入差距	0.661	100
	机会不均等程度	0.182	27

五、机会不均等的深入分析与讨论

在上一部分的分析中,我们发现很多外在因素对个体的收入差距都有显著影响,包括性别、户

籍、家庭经济地位、父母的教育和工作背景等。已有的文献大都进行了机会不均等影响机制的定性分析,说明上述因素对收入差距中机会不均等程度有影响,但鲜有文章进行更深入的剖析(陈钊等,2009;陈斌开、曹文举,2013)。具体来说,性别、户籍、家庭背景等因素通过什么渠道影响个体收入?本部分将对机会不均等的作用机制进行计量分析,以便更准确地认识中国的机会不均等问题。下面将分别验证本文提出的三个影响渠道,即劳动力市场歧视、教育固化以及家庭背景的影响。

(一)劳动力市场歧视

从表2的结果可以看出,性别、户籍都对收入差距有重要影响。那么这些影响的根源是什么?根据劳动力市场歧视的理论,不同群体的收入差距可能是他们的生产率差异导致的,也可能是生产率相同条件下的劳动力市场歧视导致的。为了验证不同性别、不同户籍群体间收入差距的成因,本文采用Oaxaca-Blinder分解技术,该方法是研究劳动力市场歧视的常用方法(Demurger, Li和Yang, 2012)。Oaxaca-Blinder分解技术将两组人群的平均工资差异分解为两个部分:一个是个人特征(即禀赋)差异造成的可解释部分,另一个是个人特征回报(即系数)差异带来的不可解释部分,Oaxaca(2007)把不可解释的部分归因于歧视。

该方法的具体步骤如下。如果设组群H和L在劳动力市场上的均衡工资分别为 W_H 和 W_L ,那么这两个组群分别作为子样本的个体特征(个体禀赋)矩阵各为 X_H 和 X_L ,相应的回归系数向量(或称工资结构)分别为 β_H 和 β_L ,这两个组群的半对数形式的工资估计方程(通常以Mincer工资决定方程为基础)分别是 $\ln w_H = X_H \beta_H + u_H$, $\ln w_L = X_L \beta_L + u_L$ 。又设这两个组群的子样本个体特征向量的平均值分别为 \bar{X}_H 和 \bar{X}_L ,那么,根据最小二乘法(OLS)残差均值为零的性质,这两个组群的工资均值之差可表述成:^①

$$\ln \bar{w}_H - \ln \bar{w}_L = \bar{X}_H \beta_H - \bar{X}_L \beta_L \tag{4}$$

根据式(4)的特点,Oaxaca把等式右边分解成如下形式,该形式把组群H的实际工资结构当作无歧视状态下的劳动力市场工资结构:

$$\ln \bar{w}_H - \ln \bar{w}_L = (\bar{X}_H - \bar{X}_L) \beta_H + \bar{X}_L (\beta_H - \beta_L) \tag{5}$$

式(5)右边的第一项表示即便不存在歧视,组群H和L之间也存在工资差异,亦即由组群H和L之间的个体特征(个人禀赋)差别引起的工资差异;第二项则是由两组的工资结构差别引起的工资差异,即在个体特征相同条件下对相同特征的回报不同引起的差异,Oaxaca称之为歧视(歧视效应或歧视引起的工资差异)。

运用这种分解方法,表5和表6分别给出了劳动力市场性别歧视和户籍歧视的实证结果。表5显示,中国全部的男女收入差距都是劳动力市场性别歧视导致的,人力资本因素导致的差距甚至为负。也就是说,女性劳动者的人力资本、生产率甚至比男性更高,而他们的收入在同等条件下却低于男性,说明歧视现象非常严重,这也是性别差异导致机会不均等的根本原因。

相比于性别歧视,户籍歧视则没有那么严重。从表5的结果可以看出,城市和农村户口的收入差距大多是可以由生产率差异解释的,只有13%来自歧视因素。当然,这里要指出,我们并不是说非歧视因素导致的收入差距不重要。如果不同性别、不同户籍的劳动者在受教育的机会上存在差异,他们在进入劳动力市场之前就已经由于自身的群组特征遭受了不公平待遇,而这些不公平

① 此处的 X 是 $n \times k$ 的矩阵, \bar{X} 则是行向量; β 实际上是估计值 $\hat{\beta}$,这里为了表述的一致和简洁起见,去掉了相关回归方程估计参数中的“ $\hat{\cdot}$ ”(hat符)。

的待遇直接影响了他们进入劳动力市场后的收入水平,我们称之为“前劳动力市场歧视”(Song, 2014)。

表 5 劳动力市场性别歧视

指标含义	分解结果(Oaxaca-Blinder)	百分比
平均收入差距	0.292 (0.028)	100
可解释的收入差距	-0.063 (0.017)	-21
歧视导致的收入差距	0.355 (0.025)	121

注:第二列分解结果给出的是收入对数的绝对差值,第三列是百分比指标。工资回归中的解释变量不仅包括之前的机会变量,而且还包括其他影响收入的变量,如教育程度、工作年限及其平方、健康程度、职业变量、行业变量、地区变量等。

表 6 劳动力市场户籍歧视

指标含义	分解结果(Oaxaca-Blinder)	百分比
平均收入差距	0.326 (0.028)	100
可解释的收入差距	0.283 (0.027)	86.8
歧视导致的收入差距	0.043 (0.033)	13.2

注:同表 5。

(二)教育代际固化

从表 2 可以看出,父母的教育背景是影响子女收入的重要因素。同时,由于父母的教育水平是不受子女控制的,因而由此导致的收入差距也属于机会不均等的范畴。那么,父母的教育背景究竟为什么影响子女的收入?本文提出两种途径,并分别予以检验。一种途径是父母的教育水平可能会影响到子女的教育水平,这种现象被称为教育的代际固化(马骅,2014)。本部分将检验教育代际固化是否是中国机会不均等的原因之一。另一种途径是家庭背景在教育渠道之外的影响,下一部分将对此进行分析。

通常来说,教育代际固化的产生可能有两种原因,一是高的受教育水平往往获得相对更高的收入,高收入家庭可以为子女提供更好的营养条件和教育条件,从而子女有比较好的物质基础来获得更多教育;二是父母教育水平反映了父母的能力水平,能够获得高学历的父母可能拥有更强的智力水平和学习能力,这些能力水平可以体现在通过遗传渠道传递给子女。这两种渠道共同决定了父母对子女教育的影响。尽管以上两种原因都是造成机会不均等的因素,但是第一种途径是可以通过政府制定更加均等化的教育政策尽量避免的,而遗传因素的差异则无法避免。因此,本文试图分离出这两种影响,这就需要采用工具变量的方法以便解决父母教育水平的内生性问题。

为此,我们借鉴 Meng 和 Gregory(2002)的方法,把由“文化大革命”导致的教育年限中断作为工具变量,具体的赋值见表 7。“文化大革命”(1966—1976 年)是一次全国范围内的教育破坏,特别是在城市地区。高等教育被迫中断,中学小学教育也有不同程度的中断。而受“文化大革命”影

响教育中断的人群其子女也已基本完成了教育。此时“文化大革命”与父母受教育水平高度相关，与子女受教育水平无关，是一个外生变量，可以作为父母教育的工具变量。本文将用“文化大革命”作为工具变量，对父母教育的传递系数进行准确计算。

表 7 城市中教育受到“文化大革命”影响的历年情况

出生(年)	上小学(年)	上初中(年)	上高中(年)	入学推迟	小学少读	初中少读	高中少读	共缺失
1948	1955	1961	1964				1	1
1949	1956	1962	1965				2	2
1950	1957	1963	1971				3	3
1951	1958	1964	1971			1	3	4
1952	1959	1965	1971			2	3	5
1953	1960	1968	1971			3	3	6
1954	1961	1968	1971		1	3	3	7
1955	1962	1968	1971		2	3	3	8
1956	1963	1969	1971		3	3	1	7
1957	1964	1970	1972		3	2	1	6
1958	1965	1971	1973		3	1	1	5
1959	1968	1973	1976	2	1			3
1960	1968	1973	1976	1	1			2
1961	1968	1973	1976		1			1

注:根据 Meng 和 Gregory(2002)、Chen (2010)、Meng 和 Zhao(2013)修改而成。

如 Meng 和 Gregory(2002)所说,在用“文化大革命”作为受教育水平的工具变量时,应该限定在其自身教育受“文化大革命”影响的群体,也就是 1948—1961 年间出生的群体。Chen(2010)、Meng 和 Zhao(2013)都认为,在评估“文化大革命”对教育的影响时,比较好的年龄对照组是 1942—1947 年以及 1962—1966 年出生的群体。所以我们在用工具变量法时把样本限定在 1942—1966 年出生的年龄组。限定以后,考虑到 CGSS 2012 年的数据中含有两代信息的样本量过少,同时 CGSS 只含有父母受教育水平的数据,并没有给出具体的受教育年限,因此我们可以用最新公布的 CHIP 2013 (China Household Income Project)数据库弥补这一不足。^① 我们根据 CHIP 2013 数据筛选出父母都在 1942—1966 年出生,子女已完成教育的样本。删除异常值和缺失值后,处理得到 1052 个城市样本。表 8 给出了工具变量的分析结果,因变量是子女的受教育水平。

表 8 告诉我们,即使不考虑遗传因素,即仅使用“文化大革命”作为父母教育的工具变量,教育的代际固化效应依然明显。对于父亲教育而言,每增加 1 年其子女教育平均增加 0.612 年。这种影响说明,受教育水平高的父母往往获得相对更高的收入,进而可以为子女提供更好的营养条件和教育条件,从而子女有比较好的物质基础来获得更多教育。因此,教育资源的均等化改革显然可以降低这种代际固化带来的收入不平等。

① 关于 CHIP 数据的具体介绍详见 Gao, Yang 和 Li(2013)。

表 8 教育代际固化

2SLS	(1)父亲的影响	(2)母亲的影响
父亲教育	0.612*** (0.218)	
母亲教育		0.0286 (0.227)
男性	-0.465** (0.201)	-0.768*** (0.191)
少数民族	0.818** (0.380)	0.512 (0.390)
省份虚拟变量	是	是
样本数	1052	1052
R ²	0.201	0.139

注:因变量为子女的受教育水平。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号中给出的是标准误。2SLS采用了城市样本并把“文化大革命”作为工具变量,具体工具变量的赋值见表7。

资料来源:CHIP 2013。

事实上,像“文化大革命”这种重要的历史事件完全超出个人所能控制的范围,因此其本身也是一种机会变量。表9是工具变量第一阶段的分析结果,展现出受“文化大革命”影响较深的人受教育水平更低,可见“生不逢时”的重要性。^①

表 9 “文化大革命”对教育的影响

	父亲教育	母亲教育
“文化大革命”给父亲带来的教育中断	-0.182*** (0.0364)	
“文化大革命”给母亲带来的教育中断		-0.146*** (0.0398)
样本数	920	844
R ²	0.027	0.016

注:因变量为父母实际的受教育年限,自变量为“文化大革命”带来的教育中断年数,具体工具变量的赋值见表7。***表示在1%水平上显著;括号中给出的是标准误。

资料来源:CHIP 2013。

(三)家庭背景对收入的影响

父母的教育背景除了会直接影响子女的教育进而影响收入,是否还有其他影响渠道?也就是说,即使对于相同受教育水平的个体来说,更好的家庭背景有可能通过“关系”的作用使其进入高收入部门,获得更高的工资水平。为了验证这一假设,我们在控制个体的受教育水平后考察父母教育对收入的影响(见表10)。

^① “文化大革命”不仅影响教育,还可以作为机会集合中的要素进而影响人的收入。但由于受“文化大革命”影响最深的群体多数已经退休,我们在这里没有计算“文化大革命”对于收入机会不均等的影响。

表 10

家庭背景对收入的影响

	系数	标准差
教育	0.072***	0.003
工作年限	0.028***	0.003
工作年限平方	-0.001***	0.000
是否非农户口	0.235***	0.028
性别	0.439***	0.023
健康水平	0.101***	0.012
东部	0.595***	0.029
中部	0.158***	0.028
父亲教育	0.031***	0.007
母亲教育	0.019**	0.008
样本数	5523	
R ²	0.4732	

注：因变量是收入，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：CGSS 2012。

表 10 显示，机会不均等重要的作用机制之一——父母教育背景对个体收入的影响渠道不仅限于对个体教育的影响，还包括其他渠道。即使在控制了个体教育、工作年限、户籍等因素后，父亲和母亲教育水平仍然对个体收入有直接的影响。这说明很多高收入部门在用人机制和薪酬体系上仍然存在着不透明、不合理的情况，“关系”的作用依然明显。

六、结论与政策建议

(一) 主要结论

本文运用最新的 CGSS 数据，对中国机会不均等程度进行了定量分析，发现机会不均等导致的收入差距占总收入差距的 27% 以上。这一比例与世界上不平等程度最高的拉美地区类似，超过了绝大多数 OECD 国家，说明中国持续高位的收入差距中有相当比例是不合理的，是可以也应该通过政府的各项改革措施予以改变的。^①

本文还对不同人群的机会不均等程度进行了异质性分析，既发现了积极的结果，也有一些问题值得警醒。一方面，中国 35 岁以下的年轻人中机会不均等程度在降低，小于 35 岁以上人群的机会不均等程度，这说明至少绝大多数年轻人可以通过自己的努力实现更高的收入和生活水平。此外，只要凭借自己的努力取得了大学的学历，命运就可以在很大程度上由自己控制，人与人的收入差距主要是努力程度的差异导致，与外在环境因素关系很小。这些都是中国持续的市场化改革取得的成效，市场在资源配置中起到了更大的作用。另一方面，我们也发现一些不尽人意的地方，比如对于低学历的群体，命运在很大程度上不受自己控制，其收入水平在很大程度上由家庭背景等外在因素决定。这会导致低收入群体面临更大的心理落差，使这些劳动者看不到希望。此外，机

^① Lefranc 等(2008)分析了九个 OECD 国家的机会不均等程度，大都在 10% 左右。Ferreira 和 Gignoux(2011)计算了拉美国家机会不均等的程度，机会不均等大概可以解释总收入差距的 30%，其中哥伦比亚最低，占 23%，危地马拉最高，占到 34%。

会不均等程度在最近几年呈现出反弹的趋势,应该予以重视。

在定量测量中国机会不均等程度的基础上,本文对中国机会不均等的作用机制进行了深入剖析,运用实证分析的方法验证了三个假设:劳动力市场歧视、教育固化以及家庭背景的影响。实证结果发现,这三种渠道都是中国机会不均等的来源。首先,性别歧视现象非常严重,这是目前男女劳动者收入差距的主因。其次,教育代际固化现象明显。即使运用工具变量法排除了遗传因素的影响,教育传递现象依然显著,说明不同家庭背景的人面临的教育机会与教育质量存在差异,这种教育机会的不均等导致了收入差距。最后,良好的家庭背景不仅可以使子女接受优质教育,还可以通过社会关系帮助子女获得更好的就业机会和更高的收入。

(二)机会均等化政策建议

机会均等化改革不仅关乎公平,也关乎效率,因此对于一个国家来说至关重要,对于处在经济新常态、全面深化改革中的中国来说就更为重要。现有文献一般认为,机会均等化政策主要包括以下两种,一是干预收入获取能力的形成,主要是通过公共资源的再分配,为环境变量处于劣势的个人提供更多人力资本,二是对已经形成的收入格局进行再分配,主要手段是通过税收和转移支付的方式消除环境差异带来的那部分收入差距。结合以上的实证结果,本文建议中国采用如下的针对性更强的均等化政策来降低机会不均等程度、缩小收入差距。

1. 通过立法规范劳动力市场行为,尽可能消除劳动力市场歧视,包括性别歧视和户籍歧视等,使生产率相同的劳动者可以在劳动力市场上享有平等的待遇。从中国的现实情况和本文的实证结果看,性别歧视问题最为突出,女性在劳动力市场中处于不利地位。近年来实施的“全面二胎”政策从某种程度上可能会加剧女性在就业市场中的劣势地位。因此,需要加强对就业歧视的监管和处罚力度,缩小性别间的收入差距。

2. 促进公共教育资源的均等化,减少教育代际固化现象,为环境变量处于劣势的个人提供更多人力资本。教育不公平是导致中国收入差距代际固化的重要因素。教育能够为低收入阶层提供向上流动的机会,而不公平的教育会降低代际收入流动性。从本文的研究结果可以看出,目前的教育代际固化不仅是遗传因素的结果,更重要的是教育资源分配不均导致的。这就需要政府提高对低收入家庭的教育补贴,加大对贫困地区的教育投入,提高教育均等化程度。

3. 通过反腐败等手段进一步规范高收入部门,特别是国有部门的用人机制,降低“关系”在劳动力市场资源配置中的作用,真正做到任人唯贤,把家庭背景这一个人无法控制的因素对收入的影响降到最低。

4. 通过税收和转移支付的方式消除环境差异带来的那部分收入差距。需要指出的是,有些环境差异不仅是个人无法控制的,也是社会无法控制的。就家庭背景的因素而言,从理论上讲,社会可以通过制度设计尽量使家庭背景不同的人获取相同受教育以及工作的机会,进而减小机会不均等导致的收入差距。但是由于父母可以通过遗传基因对每个人智商、性格等产生影响,而这些差异是无法消除的,因此需要运用再分配政策,降低在最终收入分配中由环境因素带来的收入差距。

参考文献:

1. 白重恩:《为深入研究收入不均问题开个好头》,《比较》2006年第23期。
2. 陈斌开、曹文举:《从机会均等到结果平等:中国收入分配现状与出路》,《经济社会体制比较》2013年第6期。
3. 陈斌开、林毅夫:《发展战略、城市化与城乡收入差距》,《中国社会科学》2013年第4期。
4. 陈东、黄旭峰:《机会不平等在多大程度上影响了收入不平等——基于代际转移的视角》,《经济评论》2015年第1期。
5. 陈琳:《中国代际收入流动性的实证研究:经济机制与公共政策》,复旦大学博士学位论文,2011年。

6. 陈钊、陆铭、佐藤宏：《谁进入了高收入行业？——关系、户籍与生产率的作用》，《经济研究》2009年第10期。
7. 郭豫媚、陈彦斌：《收入差距代际固化的破解：透视几种手段》，《改革》2015年第9期。
8. 胡联合、胡鞍钢：《贫富差距是如何影响社会稳定的？》，《江西社会科学》2007年第9期。
9. 李实、赖德胜、罗楚亮：《中国居民收入分配研究报告》，社会科学文献出版社2013年版。
10. 林坚、杨奇明：《基于机会均等思想的收入分配研究述评》，《西北农林科技大学学报》(社会科学版)2014年第1期。
11. 马骅：《教育代际流动的族裔差异》，《中南民族大学学报》(人文社会科学版)2014年第3期。
12. 唐连才：《义务教育阶段学生阶层固化的思考》，《教育与管理》2011年第31期。
13. 夏晓华：《教育公平、阶层壁垒与贫富差距的社会影响》，中国人民大学《经济体制改革研讨会》2013年第1期。
14. 姚先国、赵丽秋：《中国代际收入流动与传递路径研究：1989—2000》，工作论文，2006年。
15. 尹恒、李实、邓曲恒：《中国城镇个人收入流动性研究》，《经济研究》2006年第10期。
16. 庄巨忠、拉维·坎布尔：《亚洲国家不断扩大的收入差距与对策》，《南开经济研究》2013年第1期。
17. Arneson, R., Equality and Equal Opportunity of Welfare, *Philosophical Studies*, Vol. 56, No. 1, 1989, pp. 77—93.
18. Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Menéndez, M., Inequality of opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, Vol. 53, 2007, pp. 585—618.
19. Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Menéndez, M., Inequality of Opportunity in Brazil: A Corrigendum. *Review of Income and Wealth*, Vol. 59, No. 3, 2013, pp. 551—555.
20. Chen, Q. H., Interrupted Maternal Education and Child Health: The Long Run Health Impact of the Chinese Cultural Revolution. *Job Market Paper*, University of Minnesota, 2010.
21. Checchi, D., & Peragine, V., Inequality of Opportunity in Italy. *Journal of Economic Inequality*, Vol. 8, 2010, pp. 429—450.
22. Demurger, S., Li, S., & Yang, J., Earnings Differentials Between the Public and Private Sectors in China: Exploring Changes for Urban Local Residents in the 2000s. *China Economic Review*, Vol. 23, 2012, pp. 138—153.
23. Dworkin, R., What is Equality? Part 2: Equality of Resources. *Philosophy and Public Affairs*, Vol. 10, No. 4, 1981, pp. 283—345.
24. Ferreira, F. H. G., & Gignoux, J., The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, Vol. 57, NO. 4, 2011, pp. 622—657.
25. Fields, G. S., & Song, Y., A Theoretical Model of the Chinese labor market. *IZA Discussion Paper Series*, No. 7278, 2013.
26. Gao, Q., Yang, S., & Li, S., The Chinese Welfare State in Transition: 1988—2007. *Journal of Social Policy*, Vol. 42, No. 4, 2013, pp. 743—762.
27. Gong, C., Household Income Mobility in Urban China, 1992—2001. Working Paper, Australian National University, 2008.
28. Hassine, N., Inequality of Opportunity in Egypt. *World Bank Economic Review*, Vol. 26, No. 2, 2010, pp. 265—295.
29. Lefranc, A., Pistolesi, N., & Trannoy, A., Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike? *Review of Income and Wealth* Vol. 54, 2008, pp. 513—546.
30. Li, H., Meng, L., Shi, X., & Wu, B., Does Having a Cadre Parent Pay? Evidence From the First Job Offers of Chinese College Graduates. *Journal of Development Economics* Vol. 99, 2012, pp. 513—520.
31. Marrero, G. A., & Rodríguez, J. G., Inequality of opportunity in Europe. *Review of Income and Wealth*, Vol. 58, No. 4, 2012, pp. 597—621.
32. Marrero, G. A., & Rodríguez, J. G., Inequality of Opportunity and Growth. *Journal of Development Economics*, Vol. 104, No. 3, 2013, pp. 107—122.
33. Meng, X., & Gregory, R. G., The Impact of Interrupted Education on Subsequent Educational Attainment: A Cost of the Chinese Cultural Revolution. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 50, No. 4, 2002, pp. 935—959.
34. Meng, X., & Zhao, G. C., The Intergenerational Effect of the Chinese Cultural Revolution on Education. mimeo, Research School of Economics, College of Business and Economics, The Australian National University, 2013.
35. Oaxaca, R., The Challenge of Measuring Labor Market Discrimination Against Women. *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 14, No. 1, 2007, pp. 199—231.

36. Ravallion, M., & Lokshin, M., Who Wants to Redistribute?: The Tunnel Effect in 1990s Russia. *Journal of Public Economics*, Vol. 76, No. 1, 2000, pp. 87—104.
37. Roemer, J., *Equality of Opportunity*, Cambridge: Harvard University Press, 1998.
38. Sen, A., *Commodities and Capabilities*, Amsterdam: North-Holland, 1985.
39. Shorrocks, A. F., The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 613—625.
40. Shorrocks, A. F., Inequality Decomposition by Population Subgroups. *Econometrica*, Vol. 52, 1984, pp. 1369—1385.
41. Song, Y., Poverty Reduction in China: The Contribution of Popularizing Primary Education. *China & World Economy* Vol. 20, No. 1, 2012, pp. 105—122.
42. Song, Y., What Should Economists Know About the Current Chinese Hukou System? *China Economic Review*, Vol. 29, 2014, pp. 200—212.
43. Van de Gaer, D., Schokkaert, E., & Martinez, M., Three Meanings of Intergenerational Mobility. *Economica*, Vol. 68, 2001, pp. 519—538.
44. Zhang, Y., & Eriksson, T., Inequality of Opportunity and Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989—2006. *China Economic Review*, Vol. 21, No. 4, 2010, pp. 607—616.
45. Zhuang, J., & Ali, I., Poverty, Inequality, and Inclusive Growth in Asia. In J. Zhuang (ed.). *Poverty, Inequality, and Inclusive Growth: Measurement, Policy Issues, and Country Studies*. London: Anthem Press and Manila: ADB, 2010.

Measures and Underlying Mechanisms of Inequality of Opportunities in China

—Evidence from CGSS Data

SONG Yang (Renmin University of China, 100872)

Abstract: This paper utilizes the most recent CGSS data to quantitatively measure the contribution of inequality of opportunities to the overall income inequality in China. It finds that 27% of total income inequality can be attributed to inequality of opportunities, i. e., the inequality component which is out of control for individuals. This ratio is as high as that found in most Latin American countries with high income inequality. The heterogeneity analyses show that the inequality of opportunities is even larger for low-educated and low-income groups. Furthermore, the paper empirically verifies three possible channels underlying the measured inequality of opportunities, including labor market discrimination, intergenerational education persistence, and family background effect. Policy suggestions are derived based on the empirical analyses, such as reducing labor market discrimination, balancing education resources among different areas, making it more transparent in state sector recruitment, and lowering inequality by more progressive taxes and transfers.

Keywords: Inequality of Opportunities, Labor Market Discrimination, Intergenerational Education Persistence, Family Background

JEL: D31, D63, J71

责任编辑:老牛