华南农业大学学报(社会科学版)
2010年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 3 2010
(第9卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 9)

机会不等与收入不均:城乡家庭收入的代际流动

韩军辉

(西南交通大学 经济管理学院,四川 成都 610031; 重庆科技学院 经济管理学院,重庆 401331)

摘 要: 文章提出了机会平等的定义,并给出了二阶随机占优条件下的检验方法。在控制子女努力水平后,利用CHNS数据从代际流动的角度考察了基于家庭背景的机会不等对子女收入的影响。分位回归结果表明,随着分位数的提高,城乡子女收入差距越来越小,但由于机会不等而引起的差异却存在扩大的趋势。建议政府加强对农村教育的投入,提供更多就业培训,为农村子女的发展创造更多的机会。

关键词: 机会不等; 收入不均; 分位回归; 代际流动

中图分类号: C914 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2010)03-0072-07

一、引言

近年来,持续扩大的城乡居民收入差距已经成为社会各界关注的焦点问题。而对于收入差距的相关研究,传统分析方法主要是利用基尼系数、泰尔指数等统计指标作为衡量收入差距的工具。一般是将上述指标进行分解,考察各个"分项"能在多大程度上对总体差距作出解释。单纯的对收入差距指数进行分解并不能为我们提供收入差距之外的原因解释,本质上这种分析方法是用收入差距来解释差距,它不能真正揭示收入不均扩大的根本原因[1]。学者白重恩[2]指出:"收入不均究竟是由机会不等所造成,还是在机会比较均等的前提下市场竞争的结果"? 对这一问题的回答对于理解当前我国居民收入差距过大的现象至关重要。事实上,如果造成收入差距的原因是市场竞争,那么存在适度的收入差距符合市场经济规律,我们无可厚非。相反,如果引起收入差距的原因是机会不等,那么我们就应该引起高度注意。

关于机会不等的相关概念和分类,目前学术界尚未达成共识。世界银行在2006年的发展报告《公平与发展》)中将"机会均等"定义为这样一种条件或状态,即"决定一个人成功与否的主要因素在于其自身的才能或努力程度,而不是一些预先给定了的"外在环境",如人种、性别、社会或家庭背景、出生地等因素。这些"外在环境"构成了子代的机会集。本研究认为,父辈收入是子代机会集中的重要元素之一;并假设父辈收入对其子代收入有重要影响。事实上,父辈的高收入在本质上就是一种社会能力的象征,同时还是某种优势基因的表达。父辈的这种优势可以通过基因、遗产、以及健康、教育等形式向下一代传递。而所有这些无不与子代的经济收入水平息息相关。

那么基于父辈收入的机会不等是否是产生收入差距的原因之一? 过大的收入差距有多少源自这种机会不等? 目前,国内在这方面的文献很少,而与之相关的城乡收入差距方面的研究更是鲜见。本研究将收入差距的原因明确区分为个体努力差异,外在环境(机会)差异以及个体特征差异。沿着田伟、沈坤荣的思路,假设个体努力不受任何外在环境因素影响,是一个完全由个体自身偏好而决定的变量[3],另外,本研究分别将城镇和农村家庭的父辈收入看做是两种不同的外在环

收稿日期:2009-04-20

作者简介:韩军辉(1976—),男,河北石家庄人,西南交通大学经济管理学院博士研究生,重庆科技学院经济管理学院讲师,主要研究方向为经济统计.

境或机会。

二、分析框架

传统意义上，一般认为机会平等是每一个社会个体不存在接受教育的障碍，经过自己的努力可以获得各种工作与职位。这实际上是一种“任人唯贤”的社会（meritocratic）。

Rawls[4]、Sen[5]认为，每个个体所处的环境分布有很大的任意性，单纯的强调为个体提供各种“机会”是不够的，真正的机会平等应该是采取措施抵消个体之间由于环境因素而引起的结果上的差异。Dworkin[6,7]则提出了“个人（非）负责因素”的概念，认为公平正义关注的应该是超越个体控制能力之外的因素，比如说种族，性别，家庭背景等，而属于个体负责的因素，比如努力等，则不在考虑范围之内。Roemer[8-11]在这方面做出了开创性的贡献。Roemer 将社会哲学家的思想融入到了经济学的分析框架中，在其分析框架中主要使用了环境（Circumstances），类别（Type），努力（Effort）等主要概念对机会平等做出了定义。假定个体结果函数，其中 e 为个体负责因素，我们可以简单地把 e 理解为个人努力，属于同一类别的个体面临的环境类似，但由于个体偏好不同而选择了不同的努力程度，就会导致不同的结果。x 为个体非负责因素，即个体所面临的环境，比如家庭背景等，在本文中特指城镇和农村家庭的父辈收入。Roemer 进一步提出两个假设：

假设一　个体结果 $y=f(e,x)$ 是个体负责因素 e 的严格递增函数。这一假设意味着“多劳多得”。我们用 $F_y(y|x)$ 和 $F_e(e|x)$ 分别表示 y 和 e 在 x 条件下的积累分布函数。假定 e 为连续变量。则有 $F_e(e|x)=F_y(y|x)=F_y[f(e,x)|x]$，即当且仅当个体结果在其所属类别的结果分布中低于第 θ 分位数时，个人努力在其所属类别范围内的努力分布中低于第 θ 分位数成立。

假设二　$F_e(e|x)$ 与 x 相互独立。这一假设意味着努力分布函数在不同的个体类别间不存在差异。

由上述两个假设，Roemer 得出如下定理。处于不同环境下的两个个体，如果个体结果在各自所属类别的结果分布中位于相同的分位点上，那么我们可以说他们付出了同样的努力。

$$F_y[f(e_1,x_1)|x_1]=F_y[f(e_2,x_2)|x_2]\rightarrow e_1=e_2$$

上述定理对于研究代际收入流动具有重要意义。代际收入流动关注的是父辈收入或社会经济地位与其子女在成年后经济收入之间的关系。更为一般的，我们把它描述为两代人收入之间的联系或影响。两代人之间若存在比较强的代际收入相关性，则意味着比较弱的代际收入流动性[12]。第一，我们把上述定理中的 x 简化为个体家庭背景，或者更直接的认为 x 代表父亲的收入，而 y 则代表子女的收入（假定一个父亲只有一个子女），则我们就可以从代际流动的角度考察机会不等与收入差距问题。第二，根据上述定理我们可以用子女的收入在其所属类别内所占的分位数位置表示努力程度，这里假设努力变量与环境变量不相关，我们就可以区分“个人负责因素”（努力）与“个人非负责因素”（环境）对个体收入所造成的影响。

对上面的理论做进一步的分析，假设子女的收入取决于父辈收入（父辈主要通过对子女进行人力资本投资的途径提高子女的收入）以及自己的努力。并假设一个社会普遍接受由于个人努力程度差异而造成的个体收入差异，而认为由于家庭背景差异所造成的个体收入差异是不公平的，是不可接受的。用 Y_x^p 表示属于家庭背景 x 且位于收入分布中第 p 个分位组的子女收入 $x\in\{1,2\cdots\cdots m\}$，$p\in\{1,2\cdots\cdots n\}$，假设家庭背景和分位组的次序均为等级变量，放松上面的条件，我们可以用子女收入所在的分位组的次序 p 作为不可观测的努力变量的替代变量。即使位于某分位组以内的子女收入之间虽然存在一定的差别，但假设他们付出了同样的努力[13]。

沿着 Lefranc，Amauel，Pistolesi，Nicolas 和 Trannoy，Alain 的思路[14]，我们给出在二阶随机占优

条件下的机会平等的定义:当且仅当对于任意的 $p' \in p$,不存在 $x'' \in x, x' \in x$ 使得 $F(y|x') \succ\!\!- SD_2 F(y|x'')$ 时,机会平等条件满足,其中 $\succ\!\!- SD_2$ 代表二阶随机占优,y 为子女的收入。该定义说明在同样的努力程度下,当子女面临的各种环境被赋予一定被选中的概率时,子女无法在各种环境之间做出优劣上的排序[14]。随机占优检验可以对代际机会(平)不等问题做一大致的定性说明和判断,因为这一方法忽略了子女收入所在的分位组的组内差异,要想进一步得到相关信息需要将收入看作连续变量进行进一步的分析。

三、实证分析

本研究采用的是中国健康和营养调查数据库(CHNS)中的家庭收入抽样调查数据。具体选取方法是尽量选取刚刚参加工作的子女做为研究对象,因为这一阶段子女的收入最有可能体现父亲投资的初始效果;然后再与自己的父亲匹配。为了保证一定的样本量,上述对子女和父亲的"选择"是在 CHNS 数据库横跨的 1989—2006 年之间进行的,即父亲和子女没必要从同一年份的调查数据中抽取,但必须保证他们属于同一个家庭。农村和城镇家庭分别选取了 1655 对和 860 对父子的相关数据,其中最主要的收入变量包括调查问卷中的工资收入、奖金、补贴(包括副食补贴、保健补贴、洗理费、书报费、房屋补贴和其他补贴)、务农收入、家庭园艺收入、畜牧收入、渔业收入等项目,所有收入数据均做对数化处理。我们把农村和城镇家庭分别定义为贫困家庭和富裕家庭,进一步假设出生在不同家庭背景中的子女面临着不同的发展机会。我们这样划分家庭类型主要是考虑了相关数据中样本量的大小。如果农村或城镇家庭有比较大的样本量,我们还可以分别对农村家庭或城镇家庭的内部富裕程度做进一步的细化。本研究只是粗略的将 CHNS 数据中的子女划分为农村和城镇两个群体,实际上随机占优检验证明,这种划分方法具有一定的合理性。

按照检验二阶随机占优条件下机会平等的思路,分别将出生农村家庭和城镇家庭的子女收入划分为最低收入、较低收入、中等收入、较高收入、最高收入 5 个五分位组,代表了 5 种努力程度。假设,农村和城镇每一群体中的子女收入差距主要是由个人努力程度引起的。实际上组内家庭背景的差异对子女收入差距也产生一定影响,本研究忽略了这一点。这一忽略对我们所研究的问题没有太大影响,因为本研究重点考察的是家庭背景或父辈收入对位于某特定分位数水平上的子女收入的影响,即在付出相同努力程度的情况下,基于家庭背景的机会不等对子女收入不等的影响。换句话说,我们更多关注的是组间差异。

首先画出了农村和城镇两个群体中的子女收入的条件分布函数,见图 1。

从图 1 可以看出在收入条件分布的底部和顶端,两条收入条件分布曲线有重合部分,这意味着在最低收入和最高收入水平上不存在农村和城镇间的差别;而在其他绝大部分区间城镇子女收入条件分布明显一阶占优农村子女收入条件分布。如上,这说明我们对贫困家庭和富裕家庭的定义具有一定合理性。

上述随机占优分析只是针对两种家庭背景下的子女收入条件分布。由前面的分析可知,子女收入一方面取决于基于家庭背景或父辈收入的机会,另一方面更取决于个体负责因素,即努力程度。而我们所考察的重点正是在付出同等努力条件下,"纯粹"由于机会不等而对子女收入产生的影响。因此,我们必须在控制子女的努力水平的前提下,比较两种家庭背景下子女收入的占优关系。Shorrocks[15] 指出二阶条件下的随机占优等同于广义洛伦兹曲线占优。图 2 给出了第一个五分位组中农村和城镇子女收入的广义洛伦兹曲线。事实上,只需明确得出第一个五分位组中两条曲线之间二阶占优关系即可。因为其他五分位组的一阶占优关系比较明显,这同时意味着二阶占优关系的成立。

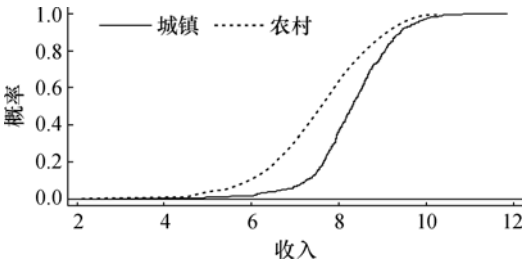


图 1　城镇和农村子女收入条件分布函数图

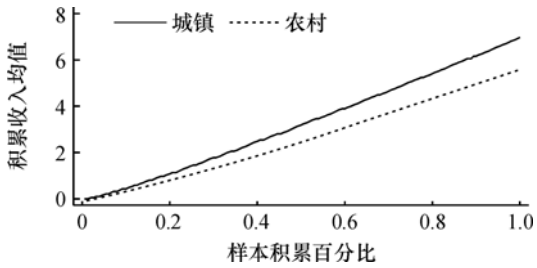


图 2　第一五分位组城镇和农村子女收入的广义洛伦兹曲线

图 2 中横轴表示样本(按收入由低到高分组)的积累百分比,纵轴表示积累收入的均值。从图 2 可以看出,在第一五分位组中城镇家庭的子女收入明显占优于农村家庭的子女收入。

至此,我们可以初步得出结论:机会平等条件不成立。

如上所述,随机占优检验方法忽略了子女收入所在的分位组的组内差异,要想进一步得到更为精确的信息需要将收入看作连续变量并纳入代际流动的框架进行相关的实证分析。下面我们将采用分位回归对这一问题进行分析,主要变量的描述性统计如表 1。

表 1　主要变量描述性统计

家庭背景	变量				
	父亲收入	子女收入	子女教育	子女年龄	子女职业
农村家庭	7.7967(1.1006)	7.5102(1.2839)	1.5189(1.0051)	28(14.1012)	2.5649(1.8220)
城镇家庭	8.3312(0.9348)	8.2848(0.9925)	2.3341(1.2715)	32(11.4980)	4.9118(3.1387)

说明:表中每列数据前为均值,括号内为标准差,收入做对数化处理。

对代际收入流动的研究,研究者大多数是采用最小二乘法或工具变量法。这些方法隐含的假设是,在不同的分布点上父亲收入对子女收入的影响效果都是相同的。之所以采用分位回归,一方面是考虑到每一种类型的家庭群体内部存在较大差异,这可能会导致代际相关性在同一类型的家庭内部呈现出不断变化的趋势,众多文献暗示在子女收入的不同分位数上存在着不同的代际相关性;更为重要的是运用分位回归,我们可以考察在特定分位数水平(努力水平)上,两种类型的家庭背景对子女收入不等的影响效应。

首先分别对农村和城镇子女收入的第 θ 个分位数做如下分位回归方程:

$$\ln Y_i^c = \alpha_{i\theta} + \beta_\theta \ln Y_i^p + \varepsilon_i \theta \tag{1}$$

式中 $Q_\theta(\varepsilon_{i\theta} | \ln Y_i^p) = 0$,$\ln Y_i^c$ 代表子女成年后收入的对数;$\ln_i^p$ 代表父亲收入的对数;i 代表父辈和子女所在的家庭类型,当 i 为 r 时表示农村家庭,而当 i 为 u 时,则表示城镇家庭;ε_i 为随机扰动项,并且 $\varepsilon_i \sim N(0,\delta^2)$,它代表了劳动力市场和婚姻中的幸运、以及代际传递过程中基因和环境等一系列的随机因素。由于模型采用双对数的形式,所以 β 系数实际上就是父辈收入与子女收入之间的弹性,即父辈收入对子女收入的依赖和影响程度,而 $(1-\beta)$ 就是测量代际流动性大小的指标。

由于我们关注的是基于家庭背景或父辈收入的机会不等对子女收入不均的影响程度。因此,我们必须首先控制子女的努力程度,即固定某特定分位数水平,然后再对城镇和农村的子女的收入差异进行分位回归条件下的分解。这里,我们参考了 Gardeazabal[16] 所使用的方法。由于在(1)式条件下得到的子女收入的预期值与其第 θ 个非条件分位数相等,即 $\ln Y_i^c = \ln Y_{i\theta}^c$。于是,我们有

$$\ln Y_{u\theta}^c = \alpha_{u\theta} + \beta_{u\theta} E(\ln Y_u^p | \ln Y_u^c = \ln Y_{u\theta}^c) + E(\varepsilon_{u\theta} | \ln Y_u^c = \ln Y_{u\theta}^c) \tag{2}$$

$$\ln Y^{c}_{r\theta} = \alpha_{r\theta} + \beta_{r\theta} E(\ln Y^{p}_{r} | \ln Y^{c}_{r} = \ln Y^{c}_{r\theta}) + E(\varepsilon_{r\theta} | \ln Y^{c}_{r} = \ln Y^{c}_{r\theta}) \quad (3)$$

根据上述条件,我们可以得到城镇、农村家庭的子女在第 θ 个非条件分位数上的收入差异:

$$\ln Y^{c}_{u\theta} - \ln Y^{c}_{r\theta} = A_{\theta} + B_{\theta} + C_{\theta} + D_{\theta} \quad (4)$$

$$A_{\theta} = (\alpha_{u\theta} - \alpha_{r\theta}) \quad (5)$$

$$B_{\theta} = (\beta_{u\theta} - \beta_{r\theta}) E(\ln Y^{p}_{r} | \ln Y^{c}_{r} = \ln Y^{c}_{r\theta}) \quad (6)$$

$$C_{\theta} = \beta_{u\theta} [E(\ln Y^{p}_{u} | \ln Y^{c}_{u} = \ln Y^{c}_{u\theta}) - E(\ln Y^{p}_{r} | \ln Y^{c}_{r} = \ln Y^{c}_{r\theta})] \quad (7)$$

$$D_{\theta} = E(\varepsilon_{u\theta} | \ln Y^{c}_{u} = \ln Y^{c}_{u\theta}) - E(\varepsilon_{u\theta} | \ln Y^{c}_{r} = \ln Y^{c}_{r\theta}) \quad (8)$$

(5)式表示城镇和农村两个子女群体的收入均值间的差异,(6)表示在特定家庭背景下由于个体特征属性差别而导致的收入差异,而(7)式则表示由于家庭背景不同而导致的收入差异。值得注意的是(8)式是由于 $E(\varepsilon_{i\theta} | \ln Y^{p}_{i}) \neq 0$ 引起的未解释差异部分,我们可以按照 Gardeazabal 所指出的方法进行修正,最终把该项消去[17]。这样,基于城乡背景差异的机会不等对收入不等的影响程度就可以表示为:

$$INGAP = \frac{A_{\theta} + C_{\theta}}{A_{\theta} + B_{\theta} + C_{\theta}} \quad (9)$$

四、分析结果

利用 CHNS 的 1989 – 2006 年之间的数据,分别选取农村和城镇家庭的 1655 对和 860 对父子数据,所有收入数据均做对数化处理。主要变量描述性统计见表 1。首先对(1)式进行分位回归,其次再加入相关控制变量。教育变量为子女最高受教育程度,小学毕业为 1,初中毕业为 2,高中毕业为 3,中等技术学校、职业学校毕业为 4,大专或大学毕业为 5;职业变量则是按照 Goldthorpe 职业分类表将子女职业转化为等级变量。结果表明两种情况下所得系数差别不大,因此本文只报告了加入控制变量后的结果。城镇和农村中子女收入的部分分位数上的估计结果,分别见表 2 和表 3。

从表 2 和表 3 可以看出,自变量在不同分位的收入水平中表现出不同的效果。年龄以及年龄的平方项均在 1% 水平上高度显著。无论是在城镇和农村,职业变量对于低分位子女的收入贡献比较大,这一点对于农村子女来说显得尤为重要。教育变量的贡献率大约从 40 分位开始随着城镇子女收入的增加而提高,农村的情况与城镇非常的类似;教育变量回归系数在城镇 10 分位水平上为 0.1083,在农村 30 分位水平 0.8161,这两个系数远远大于城镇和农村其他分位水平上的教育回归系数,这说明在低收入水平上,教育发挥着较大作用。

表 2 城镇子女收入分位回归估计结果

解释变量	因变量=子女收入						
	10 分位	30 分位	40 分位	50 分位	60 分位	70 分位	90 分位
父亲收入	0.4506 *** (0.0778)	0.5006 *** (0.0633)	0.4737 *** (0.0635)	0.4436 *** (0.0603)	0.4372 *** (0.0457)	0.3666 *** (0.0536)	0.1980 *** (0.0523)
年龄平方	-0.0012 *** (-0.0012)	-0.0010 *** (0.0002)	-0.0009 *** (0.0002)	-0.0008 *** (0.0001)	-0.0009 *** (0.0001)	-0.0009 *** (0.0001)	-0.0011 *** (0.0001)
年龄	0.1119 *** (0.1119)	0.0988 *** (0.0168)	0.0938 *** (0.0172)	0.0865 *** (0.0150)	0.0932 *** (0.0135)	0.0919 *** (0.0133)	0.1097 *** (0.0181)
职业	0.0427 ** (0.0197)	0.0342 *** (0.0115)	0.0190 * (0.0131)	0.0115(0.0170)	0.0136(0.0153)	0.0262(0.0167)	0.0124(0.0181)
教育	0.1083 ** (0.0496)	0.0283(0.0343)	0.0537 * (0.0289)	0.0678 * (0.0385)	0.0568 * (0.0367)	0.0723 * (0.0385)	0.1061 *** (0.0391)
常数项	0.9919(0.8005)	1.5602(0.5158)	2.0087(0.5446)	2.6045(0.4469)	2.721(0.4163)	3.3998(0.5398)	5.1463(0.5370)

说明:(1) *** 表示在 1% 的水平上显著; ** 表示在 5% 的水平上显著; * 表示在 10% 的水平上显著。括号中为标准差。(2)分位回归的标准差通过 100 次 bootstrap 计算得到。

表 3　农村子女收入分位回归估计结果

解释变量	因变量=子女收入						
	10 分位	30 分位	40 分位	50 分位	60 分位	70 分位	90 分位
父亲收入	0.2764 *** (0.0616)	0.4726 *** (0.0466)	0.4784 *** (0.0430)	0.5215 *** (0.0395)	0.5014 *** (0.0406)	0.4399 *** (0.0346)	0.2437 *** (0.0370)
年龄平方	-0.0020 *** (-0.0002)	-0.0015 *** (0.0002)	-0.0010 ** (0.0001)	-0.0010 *** (0.0001)	-0.0009 *** (0.0001)	-0.0008 *** (0.0001)	-0.0008 *** (0.0001)
年龄	0.1733 *** (0.0242)	0.1257 *** (0.0176)	0.0926 *** (0.0132)	0.0945 *** (0.0100)	0.0818 *** (0.0106)	0.0771 *** (0.0131)	0.0727 *** (0.0155)
职业	0.1807 ** (0.0215)	0.1000 *** (0.0177)	0.0879 *** (0.0173)	0.0909 *** (0.0168)	0.0738 *** (0.0183)	0.1055 ** (0.0256)	0.0787 *** (0.0194)
教育	0.1619(0.0496)	0.8161 ** (0.0405)	0.1156 *** (0.0273)	0.1229 *** (0.0264)	0.1481 *** (0.0295)	0.1812 *** (0.0317)	0.2033 *** (0.0580)
常数项	0.9919(0.5330)	1.0318 ** (0.4696)	1.7159 *** (0.3524)	1.5281 *** (0.3133)	2.0819 ** (0.3107)	2.7667 *** (0.3392)	5.1769 *** (0.4516)

说明：(1) *** 表示在 1% 的水平上显著；** 表示在 5% 的水平上显著；* 表示在 10% 的水平上显著。括号中为标准差。(2)分位回归的标准差通过 100 次 bootstrap 计算得到。

我们主要考察了父亲收入变量在分位回归中的变化情况，图 3 分别给出了在不同分位水平上城镇和农村家庭代际收入流动性的大致变化趋势。图 3 横坐标表示百分位，纵坐标表示代际收入弹性。该指标在一定程度上衡量代际收入相关性，与代际收入流动性呈反方向变化。可以看出城镇和农村代际流动性在不同分位上差别比较大，但大致都经历了一个先增后减的倒“U”变化趋势。城镇代际收入流动性从 10 分位的 0.55 变化到 90 分位的 0.81，而对应的农村代际收入流动性的变化幅度则从 10 分位的 0.73 到 50 分位的 0.48，再到 90 分位的 0.76。从总体上看，在除低分位以外的其他收入水平上，城镇代际收入流动大于农村的代际收入流动，这说明比较富裕的城镇家庭给予了子女更多的发展机会，而农村的情况正好相反。图 4 表示子女的机会集合，横坐标表示在特定家庭背景中子女收入的条件概率，纵坐标表示子女所在分位组的收入均值。该图的直观含义就是在某一特定努力水平上(横轴上的某一概率值)，由于家庭背景不同而给子女带来了收入上的差异。换句话说，处于贫穷家庭的子女要想获得跟“富家子弟”一样的收入，必须付出更多的努力。那么在同等努力水平上，这种基于家庭背景的机会不等对子女收入不等的影响程度到底有多大？

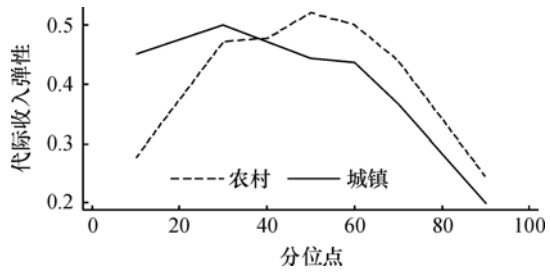


图 3　城镇与农村家庭代际收入流动比较

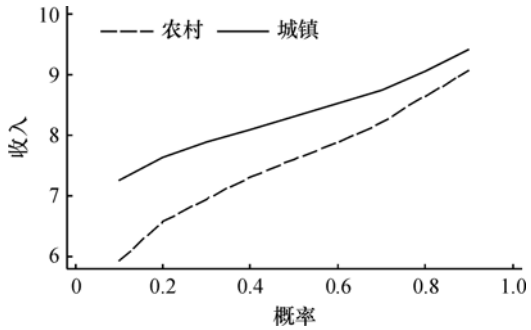


图 4　子女机会集示意图

根据 2－9 式的推导可知，在某分位水平上，城镇和农村家庭子女的收入差距可以分解为收入均值间的差异、由于个体特征属性差别而导致的收入差异以及由于家庭背景不同而导致的收入差异，本研究重点考察 9 式。通过计算，可以得到如下结果，见表 4。

从表 4 可以看出随着分位水平的提高，收入差距越来越小，基于家庭背景的机会不等造成的收入差距的绝对数值，从 10 分位到 90 分位几乎经历了一个先增加后减小的过程。在所有分位水平上机会不等都是导致城乡家庭子女收入差距的主要原因，而在中间分位部分的收入水平上，

表4 部分分位数上城镇与农村子女收入差距分解

分位数	收入差距	家庭背景差异		个体特征差异	
		绝对数值	百分比	绝对数值	百分比
10	1.3279	0.5984	0.4506	0.7295	0.5494
30	0.9413	0.9996	1.0619	-0.0583	-0.0619
40	0.7749	0.6598	0.8515	0.1151	0.1485
50	0.7134	1.3928	1.9524	-0.6794	-0.9524
60	0.6482	0.9224	1.4232	-0.2742	-0.4232
70	0.5318	0.8280	1.5569	-0.2962	-0.5569
90	0.3552	0.0397	0.1118	0.3155	0.8882

由于个体特征差异造成的收入差距为负数,这说明农村家庭子女的个体特征或自然禀赋并不比城镇家庭的子女差,换句话说,如果农村子女能够生活在城镇家庭中,会获得比城镇子女更高的收入。

本研究在假设收入不均原因的前提下,提出了机会平等的概念,并给出了二阶随机占优条件下的检验方法;然后利用CHNS数据,从代际收入流动的视角研究了收入不均与机会平等的关系。研究结果表明,城镇家庭子女收入与农村家庭子女收入之间存在二阶随机占优关系,城镇家庭代际收入流动性明显大于农村家庭,但随着分位数水平的提高,农村和城镇家庭代际收入弹性大致都经历了一个先增后减的倒"U"型变化趋势。研究结果进一步表明,城乡子女收入差距随着分位数的提高而不断缩小,但由于家庭背景而造成的差异部分却有不断扩大的趋势。建议政府增加公共服务性资源的供给,进一步加强农村教育,提供更多的职业培训,从而为农村子女发展创造更多的机会,以增加代际间的流动性。

参考文献:

[1] 赵人伟,李 实,卡尔·李思勤. 中国居民收入分配再研究[M]. 北京:中国财政经济出版社,1999:38.
[2] 白重恩. 为深入研究收入不均问题开个好头[J]. 比较,2006,(23).
[3] 田 伟,沈坤荣. 竞争、机会不均与收入不均关系的研究[J]. 新政治经济学评论,2008,(8).
[4] RAWLS J A. Theory of Justice[M]. Cambridge, Ma:Harvard University Press,1971.
[5] SEN A. Equality of what[J]. In Tanner Lectures on Human Values,1980,(1).
[6] DWORKIN R. What is equality. Part 1:Equality of welfare[J]. Philosophy and Public Affairs,1981, (10).
[7] DWORKIN R. What is equality. Part 2:Equality of resources[J]. Philosophy and Public Affairs,1981,(10).
[8] ROEMEMER J E. A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner[J]. Philosophy and Public Affairs,1993,(22).
[9] ROEMER J E. Theories of Distributive Justice[M]. Cambridge, Ma:Harvard University Press,1996.
[10] ROEMER J E. Equality of Opportunity[M]. Cambridge, Ma. :Harvard University Press,1998.
[11] ROEMER J E. Equality of opportunity:A progress report[J]. Social Choice and Welfare,2002,(19).
[12] 姚先国,赵丽秋. 中国代际收入流动与传递路径研究:1989-2000[EB/OL]. (2006-07-29). http://www.lepp.org.cn/soft/images/100296 1.pdf.
[13] CHECCHI, DANIELE AND PERAGINE,VITOROCCO. Regional Disparities and Inequality of Opprtunity:The Case of Italy[EB/OL]. (2005-12-08). http://papers.ssm.com/so13/papers.cfm? abstract_id=869006.
[14] LEFRANC,ARNAUD,PISTOLESI,NICOLAS AND TRANNOY,ALAIN. Inequality of opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike[J]. Review of Income and Wealth,2008,(54).
[15] SHORROCKS A F. Ranking income distributions[J]. Economica,1983,(50): 3-17.

(下转第142页)

2008:70.
[5] 从雪莲,罗楚湘. 仲裁诉讼化若干问题探讨[J]. 法学评论,2007,(6):91.

Review of the Administrative Orientation of the Arbitration System of Countryside Land Contract Management Dispute

LIANG Hong-hui, HE Wen-yan
(*Faculty of Law*, *Xiangtan University*, *Xiangtan* 411105, *China*)

Abstract: The arbitration system of countryside land contract management dispute is a dispute resolution system with Chinese characteristics, but its administrative system design has actually departed from the essential attribute of arbitration. It has degenerates into the administrative mediation system in the name of "arbitration". The reform direction of arbitration system of countryside land contract management dispute should be to dilute its administrative color, and return to the arbitration of ordinary civil and commercial dispute.

Key Words: countryside land contract management dispute; arbitration; administrative

(上接78页)

[16] GARDEAZABAL J, UGIDOS A. Gender wage discrimination at quantiles[J]. Journal of population economics, 2005, 18(1):165 – 179.
[17] 张世伟,郭凤鸣. 分位数上的性别工资歧视[J]. 中国人口科学,2009,(6).

The study of Relationship between Opportunity Equity and Income Inequality Based on Intergenerational Mobility

HAN Jun-hui[1,2]
(1. *School of Economy & Management*, *Southwest Jiaotong University*, *Chengdu* 610031, *China*;
2. *College of Economy & Management*, *Chongqing University of Science & Technology*, *Chongqing* 401331, *China*)

Abstract: The paper defines the equality of opportunity according to stochastic dominance criteria. Then, controlling the effort of the children, using the CHNS data set, the paper analyze the relationship between Opportunity Equity and Income Inequality based on Intergenerational Income Mobility. The result of Quantile Regression indicates the income-gap of children between urban and rural areas in China becomes smaller as the Quantile increasing, but the income-gap due to Opportunity Inequity also increases. Finally, some measures have been proposed. The Government should increase public education esources provision, create more occupational training etc, then provide more opportunities, improving intergenerational mobility.

Key Words: Opportunity Inequality; Income Inequality; Quantile Regression; Intergenerational mobility