

# 中国城镇居民劳动收入差距演变及其原因:1990—2005<sup>\*</sup>

陈斌开 杨依山 许伟

**内容提要:**基于中国居民营养和健康调查数据,本文利用最近发展起来的夏普里值分解方法,结合 Heckman 两步法,定量考察了 1990—2005 年间性别、教育、地区和经验等因素对中国城镇居民劳动收入差距及其演变的贡献。研究发现:(1)选择性偏误对于研究城镇居民劳动收入差距的影响不容忽视;(2)地区差异对劳动收入差距的贡献趋于上升;(3)教育的贡献总体上趋于增大;(4)经验的贡献持续下降。进一步分析表明,中国经济转型过程中所有制结构变迁、工资制度改革等制度性因素,以及经济增长过程中快速的产业结构变迁和技术进步是 1990—2005 年间城镇居民劳动收入差距变化的重要原因。

**关键词:**劳动收入差距 Heckman 两步法 夏普里值分解

## 一、引言

改革开放以来,中国经济年均增长率超过 9%,创造了“增长的奇迹”。但在经济增长过程中,特别是上世纪 90 年代以来,收入差距也在不断扩大(李实,2003)。中国收入差距扩大是经济增长和制度转型共同作用的结果,影响机制比较复杂。根据经济理论和现实观察,我们可以尽可能识别影响收入差距的各种因素,比如性别、地区、教育、经验等。但这些因素的相对重要性如何,是一个需要进行定量研究的问题。本文考察了不同时期各种因素对城镇居民劳动收入差距的定量贡献,并进一步探讨了收入差距演变的内在机制。

现有文献大多从各个侧面对影响收入差距的因素进行了定量的研究,比如性别差异(李实、别雍、古斯塔夫森,1999)、地区差距(奈特等,1999)、教育回报(赖德胜,1999)等,但这些研究无法区分各种因素对收入差距及其演变的相对重要性。鉴于此,孟昕(2001)利用 Fields 等人(1999)的回归分解方法定量估计了不同因素对收入差距的影响。但这种分解方法对收入函数形式、收入分配度量方式等都有一定的限制,局限性较大(万广华,2004)。因此,有必要基于一个统一并且适用性强的分解框架来衡量不同因素对收入差距的影响。

夏普里值分解法是最近发展起来的一种回归分解方法,符合自然分解原理,可以对任何不平等指标进行分解,对回归模型的限制也很少(Shorrocks,1999)。万广华(2004)对常数项和残差项的处理使其更加完善,分解结果的含义也更加明确。利用这种方法,本文基于中国居民营养和健康调查数据(CHNS),结合 Heckman 两步法研究了 1990—2005 年间中国城镇居民劳动收入差距的演变及其原因。

研究城镇居民劳动收入主要基于以下三方面的原因:第一,上个世纪 90 年代以来,城镇收入差距的扩大速度超过了农村,同时城镇人口的比重不断上升,使得城镇内部收入差距在全国收入差距

<sup>\*</sup> 陈斌开,中央财经大学经济学院,邮政编码:100081,电子邮箱:chenbinkai@gmail.com;杨依山,山东财政学院国际经贸学院,邮政编码:250014;许伟,北京大学中国经济研究中心,邮政编码:100871,电子邮箱:xw02@pku.edu.cn。作者感谢林毅夫教授、Cary Jefferson 教授、姚洋教授和黄少安教授对本文提出富有建设性的意见,感谢匿名审稿人对文章提出的宝贵意见。作者感谢中央财经大学学科建设基金(中央财经大学“211 工程”三期)资助,感谢国家社科基金(批准号:09BJL042)的研究资助。当然文责自负。

中的相对重要性不断提高,分析城镇内部收入差距扩大的原因对理解整体收入分配演变过程越来越重要(李实,2003);第二,劳动收入是城镇居民收入最重要的组成部分,也是收入差距最主要的来源。本文研究的劳动收入包括工资、奖金和补贴等。工资差距是现有研究关注的重点(奈特、宋丽娜,1999),但奖金和补贴等工资外收入对收入差距扩大的影响不可忽视。赵人伟和李实(1999)的研究发现,1988年和1995年工资外收入对城镇居民收入差距的贡献均接近30%,因此将工资外收入包含在本文研究之内是对现有研究的一个有益拓展。第三,相对于农村劳动收入数据,城镇数据准确性较高,可以降低测量误差对结果的影响,提高研究结论的可信度。

本文具体安排如下:第二部分说明数据来源,并对1990—2005年间中国城镇居民劳动收入差距及其演变进行定性描述;第三部分基于Heckman两步法,建立选择方程和收入决定方程,并对夏普里值分解方法进行介绍;第四部分分析回归和分解结果,探讨中国城镇居民劳动收入差距及演变的原因;第五部分是结论及政策含义。

## 二、数据来源与描述

### (一)数据介绍和样本选择

本文研究采用的数据来自于中国居民营养和健康调查(CHNS),该调查由美国North Carolina大学和中国预防医学科学院联合执行。调查始于1989年,并于1991年、1993年、1997年、2000年、2004年和2006年分别对上一年度的经济、人口、营养和健康状况进行了调查,调查采用多阶段分层随机整群抽样(multistage random cluster sampling)方法,依据地理位置、经济发展程度、公共资源的丰裕程度和健康指数覆盖了中国东、中和西部8—9个省份。除了选取每个省的省城和较低收入的城市外,在每个省依据收入分层(高、中、低)和一定的权重随机抽取4个县,每个县抽取县城镇和按收入分层抽取3个村落,每个村20户,城市内的城区和郊区是随机选取的。由此可见,CHNS样本具有全国代表性,其调查数据基本上能反映全国居民收入分配的情况。

考虑到研究的目的和数据的可信度,我们选择1990年、1992年、1996年、1999年、2003年和2005年的城镇居民调查数据作为研究对象。经过对主要变量(包括劳动收入、性别、年龄、教育、城乡、地区等)的匹配,我们获得了各年的有效样本(如表1所示)。

表1 样本描述性统计

年份	1990	1992	1996	1999	2003	2005
总样本数	12382	11535	11794	12633	9553	9788
城镇样本数	3860	3340	4393	4790	4070	3360
适龄样本数	2001	1666	2137	2491	2644	2193
获得劳动收入样本数	1477	1176	1495	1465	1290	945
获得劳动收入人数比例	73.81%	70.59%	69.96%	58.81%	48.79%	43.09%

近年来,财产性收入对城镇居民收入分配的影响开始凸现(李实等,2006),但在量上依然远小于劳动收入的影响,而且其影响机制也与劳动收入不尽相同,需要另行分析。

本文的劳动收入对应于英文labor earning,更精确的解释应该为雇佣型劳动收入。

为避免混淆,后文使用的年份均指与调查数据相对应的年份,即1988年、1990年、1992年、1996年、1999年、2003年和2005年。

1989年、1991年、1993年调查的8个省份分别为:辽宁、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州;1996年把辽宁替换为黑龙江;1999年、2003年和2005年则对以上9个省都进行了调查。

1990年、1992年、1996年和1999年的个体样本从家户调查中选出,2003年和2005年的样本来自成人调查数据。以2005年为基准,我们选择非学生、年龄在20—60岁之间的男性,20—55岁之间的女性作为适龄样本数。值得注意的是,适龄样本中获得劳动收入人数的比例在逐年下降,1990年为73.81%,2005年则下降至43.09%。样本数据表明,对劳动收入决定的研究有必要考虑是否获取劳动收入的影响。

## (二) 获取劳动收入比例:描述与分析

如表1所示,获取劳动收入的城镇居民人数比例在1990—2005年间持续下降。为更清楚地刻画比例变化的主要特征和可能原因,本文分别对不同年份获取劳动收入的男、女性人数比例进行了分年龄段的描述。

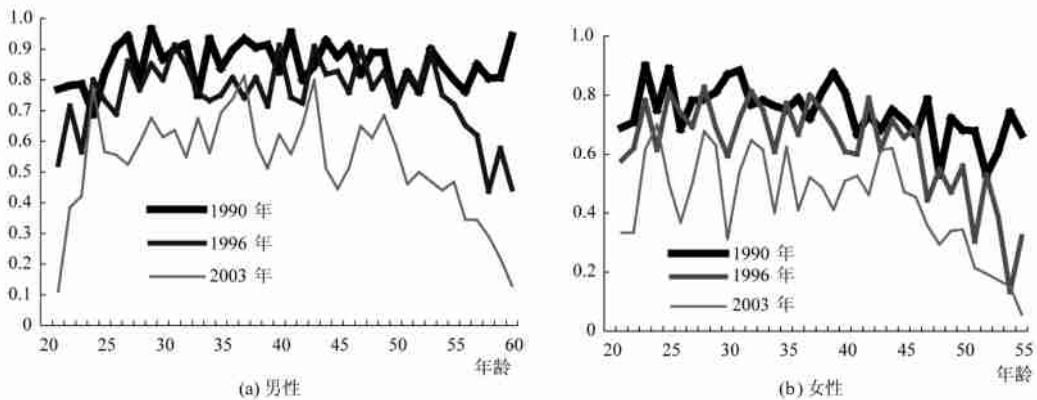


图1 1990—2005年获取劳动收入比例变化

图1描述了1990年、1996年和2003年各年龄段获取劳动收入比例的变化。总体看来,男性获得劳动收入的比例高于女性。此外,对比男性和女性的变化趋势,有两点比较相似:(1)从1990年到2003年,不同年龄段获取劳动收入的比例基本上都呈现下降趋势;(2)超过某个年龄的阈值以后,获得劳动收入的比例迅速下降,且这个年龄的阈值在1990—2003年间有下降趋势。这两个趋势之所以产生,可能与经济转型过程中经营性收入增加、非正规就业部门扩大和国有企业职工“下海”、“下岗”现象直接相关。

首先,获得劳动收入者比例迅速下降最重要的原因可能在于自我经营活动的增加。数据显示,经营性收入占城镇居民收入的比例在持续上升:1996—2001年间上升了43.7%,2002—2004年间又增长了20%。经营性收入增加一个重要途径是非正规就业的增长,1990—2003年,非正规就业的年均增长率相当于城镇就业增长率的3.9倍(胡鞍钢、赵黎,2006)。由于非正规就业收入形式更多地表现为经营性收入,非正规就业的扩大将带来经营性收入的增加和劳动收入的降低。由此可见,经营性收入增加和非正规部门就业快速上升可能是获取劳动收入比例下降的重要原因。

其次,如上图所示,年龄较高但又处于法定退休年龄以下的群体获取劳动收入比例急剧下降,一个可能的解释是从1994年开始而于1996年大规模推行的企业重组和职工下岗制度。年龄较高群体因下岗或提前下岗而失业的概率可能会更高(奈特等,1999)。

资料来源:历年《中国统计年鉴》。分段报告增长率的原因是经营性收入的统计口径在2002年发生了变化。

应当注意的是,非正规就业也可能表现为雇佣形式。但由于数据的限制,本文还不能够充分识别出自我经营人群比重以及自我经营收入的变化特征。

上述观察亦表明,如果在研究劳动收入差距的时候不考虑选择性偏误,直接估计收入决定方程可能造成系数估计有偏。以“下海”、“下岗”对教育回报的影响为例,“下海”可能使得教育回报率被低估,而“下岗”可能使得教育回报率被高估。更进一步,下海会导致工资性收入下降、经营收入上升;而下岗则同时导致工资性收入和经营收入下降。因此,在研究劳动收入决定时,有必要考虑样本选择性偏误问题(selection bias),而 Heckman 两步法是检验和克服选择性偏误的一种有效方法。

(三) 中国城镇居民劳动收入不平等的简要描述

本文中,城镇居民劳动收入包括工资、奖金和补贴(包括副食补贴、保健津贴、洗理费、书报费、房屋补贴等)。本部分将对获得非零劳动收入个体不平等程度及其变化进行简要描述。收入分配的度量指标很多,包括基尼系数、阿特金森指数、一般熵指数等。我们使用最常用的基尼系数作为收入分配的度量,主要是因为基尼系数不包含人为的福利评判标准,是不平等程度的一个相对客观的度量,具有很直观的经济含义,且不受样本量的影响。其弱点在于只能按照收入来源进行分解,而不能进行简单的“组间-组内”分解,但本文的方法却很好地弥补了这一缺点,可以把基尼系数分解为各个子样本的贡献之和。

为更好地理解中国城镇居民劳动收入不平等的来源,我们按照收入来源对基尼系数进行分解。其基本方法为:

$$G = \sum u_i C_i$$

其中, $G$ 为总收入的基尼系数, $u_i$ 为每项收入占总收入的比例, $C_i$ 为第*i*项收入的集中率(拟基尼比率)。集中率和基尼系数的区别在于其分布中人口排序是按照人均总收入,而不是按照该项收入的人均水平进行排序。基尼系数的分解结果如表 2。

表 2 中国城镇居民收入不平等及其来源

年份	占总收入的比重		基尼系数与集中率			贡献率	
	工资	奖金补贴	GINI	工资	奖金补贴	工资	奖金补贴
1990	0.6553	0.3447	0.244	0.2882	0.3215	0.6303	0.3697
1992	0.6736	0.3263	0.3183	0.3916	0.3678	0.6972	0.3128
1996	0.7986	0.2014	0.3051	0.2909	0.3977	0.7986	0.2014
1999	0.8174	0.1826	0.3721	0.3405	0.5258	0.7435	0.2565
2003	0.8177	0.1823	0.3519	0.3005	0.5782	0.6998	0.3002
2005	0.8412	0.1511	0.3899	0.3470	0.6171	0.7486	0.2514

表 2 给出了城镇居民劳动收入分配的几个重要特征:第一,1990 年和 1992 年工资占劳动总收入比重比较稳定,约为 65%;而 1996 年后工资占总劳动收入比重上升到约 80%。这与 1993 年机关和事业单位工作人员的工资制度改革有关,机关工作人员开始实行以职务和级别为主的职级工资

这两种效应所揭示的政策含义也不尽相同:如果劳动收入分布特征的变化是人们的下海行为造成的,这意味着市场化对收入分布具有重要的影响;如果劳动收入分布特征的变化在更大程度上受到下岗的影响,这意味着改革或经济重组对收入分布具有重要意义。此外,下海和下岗对劳动收入的影响还可以参见邢春冰(2006)的文章。

显然,非零劳动收入个体不平等程度会低估整体收入不平等程度,且获取非零劳动收入者比例越低,其低估程度越大。

阿特金森指数和一般熵指数没有明确的经济含义,而且阿特金森指数对主观的福利标准很敏感,一般熵指数对样本规模很敏感。

具体方法参见李实(1999)。

制,在事业单位建立不同类型、不同行业自身特点的分类工资制度,与国家机关的工资制度脱钩,并且从1994年开始停止征收工资调节税和奖金税。这个制度的直接影响就是用于规避政府工资限制的奖金和补贴转换为显式的工资(赵耀辉、李实,2004),使得工资所占份额大幅度上升。第二,工资集中率较为稳定,且和总收入的基尼系数变动方向一致,但奖金和补贴的集中率持续上升。这表明,一方面劳动收入差距变化的主要趋势是由工资收入决定的,另一方面奖金和补贴是劳动收入差距扩大的一个主要动因。第三,1993年工资制度变革后,奖金和补贴的贡献率有所扩大。这进一步说明作为规避工资限制或提供激励的奖金和补贴是收入不平等的重要动力。

### 三、城镇居民劳动收入不平等分解方法

1990—2003年间,我国城镇居民的劳动收入差距发生了很显著的变化,各种因素对收入差距的影响程度亦随之有所不同。定量分解各时期性别、地区、教育、经验等因素对劳动收入差距的影响程度,将有助于我们更深入地认识收入差距拉大背后的原因。但由前一节对获取劳动收入比例的描述分析可知,仅仅选取只有劳动收入的城镇居民作为研究样本,可能会产生选择性偏误。因此本文在运用夏普里值分解方法(Shorrocks,1999;Wan,2004)分解收入差距之前,先基于Heckman两步法建立一个选择方程,然后回归得到劳动收入决定方程各项系数。

#### (一) 选择方程和劳动收入决定方程

本文所采用的选择方程是一个Probit模型,具体形式如下:

$$\text{Prob}(Y = 1) = \Phi(w)$$

其中,  $\text{Prob}(Y = 1)$  为获得劳动收入的概率,  $w$  表示相关的解释变量。

本文主要关注城镇居民劳动收入差距,所以基于Mincer(1974)的人力资本回报方程,建立如下收入决定方程:

$$\ln(Y) = \alpha + \sum_i \beta_i X_i + \phi(w)/\Phi(w) + \epsilon$$

其中,  $Y$  表示劳动收入,  $X_i$  为相应的解释变量,  $\phi(w)/\Phi(w)$  为修正项,  $\alpha$  为常数项,  $\epsilon$  为收入中不能被  $X_i$  和修正项解释的部分。

#### (二) 劳动收入的分解

本文所使用的分解方法是一种基于回归方程的夏普里值分解方法。学者们曾使用不同的回归分解方法来研究收入差距。一种分解方法是Oaxaca分解方法(Oaxaca,1973;Blinder,1973)。Juhn等人(1992)和Bourguignon等人(2001)分别发展了Oaxaca的分解方法。这种分解方法只关注两个组之间收入分配的不同,不能解释特定因素对总体收入差异的贡献。另外一种分解方法则是由Dinardo等人(1996)创立,基于半参数或非参数的分解方法。虽然这种方法不需要太多的结构化假设,有助于分析各种因素对收入差距的影响,但分解结果依赖于影响因素在分解时的排序。由于能够分析的影响因素数量有限,分解结果所提供的参考也比较有限。

第三种分解方法是Shorrocks(1982)和Cowell & Jenkins(1995)采用的分解方法,这种方法可以把度量收入差距的指标分解成不同人群组之间和组内的差距。不过,该方法有一个明显的缺点,就是一种因素对收入差距的贡献大小依赖于该因素在分解时的排序。Morduch & Sicular(2002)、Fields & Yoo(1999)发展了这种方法,但依然存在两个问题:(1)忽略了常数项和残差项的问题;(2)分解方法只适用于特定的收入决定方程和收入差距度量指标。为避免上述问题,万广华(2004)遵循夏普里

我们也尝试使用了Wan(2004)一文中提到的BOX-COX和Cox-Tidwell的转化方法来设定方程的形式,结果发现半对数方程比较适合。

自然分解的原则 (Shorrocks, 1999) 和 Before-After 原理 (Cancian & Reed, 1998) 发展了一个更一般的框架, 适合于不同形式的回归方程和收入差距度量指标。

因此, 本文采用万广华 (2004) 所发展的分解方法对城镇居民劳动收入差距进行分解。收入差距的度量使用基尼系数。具体的分解步骤如下:

首先将半对数的劳动收入决定方程转化为如下形式:

$$Y = \exp(\alpha + \sum_i \beta_i X_i + (\ln w) / (\ln w) + \epsilon)$$

本文使用基尼系数作为衡量收入不平等的指标。在半对数模型中, 运用夏普里值分解方法常数项对收入不平等没有影响。因此, 在半对数收入决定方程中只有各个解释变量和残差项对基尼系数有贡献。

残差项对于基尼系数的贡献, 我们则采用 Cancian 和 Reed 的 Before-After 原理。具体的, 用整个收入  $Y$  的基尼系数  $G(Y)$  减去残差项  $\epsilon = 0$  时的基尼系数  $G(Y|\epsilon = 0)$  表示残差项对基尼系数的影响:

$$C = G(Y) - G(Y|\epsilon = 0)$$

对于  $G(Y|\epsilon = 0)$  的分解过程则遵循 Shapely 自然分解的原则 (Shorrocks, 1999), 分解过程见 Wan (2002)。

基于上述对劳动收入不平等的分解, 本文还对劳动收入不平等变化进行了分解, 试图定量解释不同时期各因素对劳动收入不平等变化的贡献。具体方法如下:

$$G_2(\cdot) - G_1(\cdot) = \sum_j [s_{j,2} G_2(\cdot) - s_{j,1} G_1(\cdot)]$$

其中,  $G_2(\cdot)$ ,  $G_1(\cdot)$  分别表示前后两期的基尼系数, 而  $s_{j,2}$ ,  $s_{j,1}$  则分别表示前后两期因素  $j$  对基尼系数的贡献比例。

#### 四、劳动收入差距及其变化的分解结果和分析

##### (一) 回归结果与分析

前文的分析表明, 选择性偏误对于研究中国城镇居民劳动收入的决定因素是不可忽视的, 下面我们将采用 Heckman 两步法以避免选择性偏误的影响。

##### (1) 选择方程

选择方程研究获得劳动收入与否的决定因素, 所使用的被解释变量为: 1 = 获得劳动收入, 0 = 不获得劳动收入。获得劳动收入与否取决于劳动供给和劳动需求两个方面。从劳动供给来看, 劳动力的拥有者按照自己的偏好, 在为获得收入而工作与放弃工作收入而享受闲暇 (包括休闲娱乐、接受教育、操持家务、照料子女等) 之间进行选择。相关研究表明, 个人由于家庭背景、家庭其他成员的收入水平, 以及性别、年龄和种族等方面的差异, 对获取劳动收入选择具有不尽相同的偏好。从劳动需求来看, 从上个世纪 90 年代初至 2005 年, 我国城镇劳动力市场需求方发生了显著的变化: 一方面, 劳动密集型产业的快速发展大大提高了城镇劳动力需求; 另一方面, 非公有制经济在城镇劳动力市场转型中扮演了越来越重要的角色 (蔡昉、王美艳, 2004)。劳动力需求上升和所有制结构变迁都对个体劳动参与决策产生了很大影响。

基于上述分析, 本文在 Heckman 选择方程中引入三个工具变量以刻画劳动供给和劳动需求因

值得说明的是, 这种方法的分解结果不依赖于排序, 但运算量很大。作者要感谢万广华教授慷慨提供 UNU-WIDER 的分解程序, 本文所使用的 matlab 分解程序正是在其基础上改进的。

对其它衡量不平等指标而言, 在半对数模型中, 运用夏普里值分解方法常数项对不平等也没有影响。

素对个体劳动参与决策的影响: 家庭抚养比 表征劳动供给方因素,个体所在区域、就业结构和所有制结构 表征劳动需求方因素。另外,选择方程的自变量还包括年龄、性别、受教育程度、地区等个人变量。其中年龄作为连续变量处理;性别虚拟变量为:1 = 男性,0 = 女性;受教育程度则按受教育年限分为 0—9 年、10—12 年、12 年以上三个组,其中 0—9 年作为对照组,相应的两个虚拟变量分别记为中等教育和高等教育;地区虚拟变量以江苏作为对照组,虚拟变量名为各省份名称。

Heckman 模型第一阶段估计结果如附表 1 所示。从计量结果中可以看出,家庭抚养比对劳动参与决策的影响始终为负,但其影响仅在 1996 年、1999 年和 2005 年显著。这说明家庭抚养比在一定程度上会影响劳动供给选择,但考虑到 1990—2005 年间我国城镇劳动力市场发生的显著变化,劳动需求方变革对劳动参与决策的影响可能更为重要。从就业结构的回归结果中可以看到,地区劳动需求上升将显著提高个体获得劳动收入的概率,说明地区劳动需求是个体劳动参与决策的重要影响因素。同时,国有企业比例上升将导致个体获得劳动收入的概率下降,但 1999 年以后其系数不再显著,可能在一定程度上说明了所有制结构变迁对中国城镇居民劳动参与决策的影响正在减弱。由此可见,个体劳动参与决策是劳动供给和劳动需求两方面因素共同作用的结果。

在其它解释变量中,性别一直在 1%的水平上显著。男性比女性更有可能获得劳动收入,可能是因为女性较多地负担无经济收入的家务劳动,从而较少参与生产活动。教育水平对获得劳动收入影响体现了劳动力市场需求的作用,更高的人力资本能提高获得劳动收入的概率。地区因素影响不显著,说明个体劳动参与决策不存在显著的地区差异。作为个人变量的年龄因素,与其它劳动参与模型的研究结果基本一致,即获取劳动收入的概率随着年龄先增加后下降。

## (2) 劳动收入决定方程

基于 Mincer(1974)的人力资本回报方程,我们选择性别、教育、经验、经验的平方以及省份虚拟变量作为解释变量。性别、教育和省份虚拟变量的定义与选择方程相同;经验定义为:年龄 - 受教育年限 - 6。

附表 2 为 Heckman 模型第二阶段的估计结果。可以看出,在解释变量中,性别的影响显著,即劳动收入的性别差异始终存在。中等教育对个人劳动收入的影响在 1990—2005 年间变化较大,可能在一定程度上反映了中国转型时期城镇劳动力需求结构快速转变的过程。高等教育对劳动收入的影响始终显著,并且有逐年扩大的趋势。这说明接受高等教育对个体劳动收入有显著的正向影响,而且随着企业对熟练劳动力需求程度的增加,人力资本回报越来越高。地区因素影响比较显著,说明劳动收入的地区差异始终存在,体现了地区间发展的不平衡。经验对劳动收入的影响表现出边际递减的性质,且影响越来越弱,说明了经济增长过程中经验回报有下降的趋势。值得指出的是,除 2005 年外,劳动收入决定方程中逆米尔斯比率都很显著,表明选择性偏误是存在的,因此引

感谢匿名审稿人在工具变量选取上提供的有益建议。

家庭抚养比分为老年抚养比和少年儿童抚养比,老年一般被定义为 65 岁以上,少年儿童被定义在 16 岁以下。基于本文的研究目的,我们使用家庭总抚养比:(家庭总人口-适龄人口)/适龄人口。考虑到数据的一致性,我们使用上文定义的适龄人口来计算家庭总抚养比。整个样本中,受定义影响的样本量很少,家庭抚养比定义对回归结果基本没有影响。

住户调查表中包含个体所在省、市和居委会的信息,由于居委会包含样本量太少,而省级变量又与地区变量存在共线性,因此本文以个体所在市作为区域划分的标准。

就业结构定义为:获得劳动收入者数目/适龄样本数。该变量可以反映个体所在区域整体劳动力需求情况,主要表征经济发展因素对劳动需求和个体劳动参与决策的影响。

所有制结构定义为:从公用部门获得劳动收入者的数目/获得劳动者总数,其中公用部门包括国家所有和集体所有的部门。该变量主要刻画经济转型因素对劳动力需求和个体劳动参与决策的影响。

限于篇幅,附表 1 和附表 2 中没有报告地区虚拟变量的回归系数,感兴趣的读者可直接向作者索取。

入 Heckman 两步法来避免选择性偏误是必要的。

在回归结果的基础上,下文将对劳动收入差距进行分解,定量分析各因素对中国城镇居民劳动收入差距及其演变的贡献。

### (二) 劳动收入差距分解结果及分析

在 Heckman 两步法回归结果的基础上,我们利用夏普里值分解方法对 1990—2005 年间中国城镇居民劳动收入差距进行分解,分解结果见附表 3。从总的分解结果来看,1990—2005 年间,劳动收入决定方程中的解释变量(经验、地区、教育、性别以及修正项)对收入差距的总解释力比较稳定,但各解释变量的贡献程度则变化较大。

表 3 给出了不同时期各因素对城镇居民劳动收入不平等的相对重要性。可以看出,1996 年以前经验对劳动收入差距的贡献较大;教育的贡献则相对较小,这和万广华等人(2005)的结果比较接近。但 1999 年教育贡献程度升至第一位,而经验的贡献大幅下降,仅排在第三。

表 3 各因素对劳动收入不平等的贡献大小排序

年份	1990	1992	1996	1999	2003	2005
1	经验	经验	经验	教育	地区	教育
2	性别	地区	地区	地区	教育	地区
3	教育	教育	教育	经验	性别	性别
4	地区	性别	性别	性别	经验	经验

2003 年,地区的影响跃居首位,教育的影响次之。2005 年,教育的贡献再次超过地区,成为城镇居民劳动收入差距最重要的影响因素。性别对收入差距的贡献一直比较小,但 1999 年以后影响有所上升。下面我们对各因素的影响及其原因进行详细分析。

#### 1. 性别和地区

根据附表 3,性别对收入差距的贡献较小,且比较稳定,但 1999 年后呈现上升趋势,这个结果与现有对中国性别收入差距研究的文献比较一致。现有研究一般采用 Oaxaca 或 Jenkins 分解方法分析男女收入差异,大部分结果认为男女收入差距有扩大趋势(如李实、别雍·古斯塔夫森,1999)。

1990—2005 年间,地区对劳动收入差距的贡献呈上升趋势:1990 年地区因素对劳动收入总体差距的贡献仅为 5.12%,到 2003 年升至 16.45%,2005 年略有回落至 14.61%。地区对劳动收入差距贡献扩大可能与中国区域经济发展不平衡有关。大量研究表明,中国地区间差距在 1990 年后不断扩大,各地区经济增长呈现迅速发散趋势(林毅夫、刘明兴,2003 等)。数据显示,江苏 2003 年人均真实国内生产总值比 1990 年增长了 3.72 倍,而黑龙江 2003 年的人均国内生产总值仅比 1990 年增长了 1.72 倍! 地区间经济发展绩效的巨大差异直接导致了不同地区个体劳动收入差距的扩大。

#### 2. 教育和经验

从附表 3 中我们看到,经验对劳动收入差距的贡献趋于缩小,特别是在 1999 年左右有很明显的下降。教育对劳动收入差距的贡献则总体趋于扩大,这与李实、丁赛(2003)对 1990—1999 年间我国城镇居民教育回报率变化的研究结果比较一致。

教育对劳动收入差距贡献的变化与中国经济转型和高速增长有着密切的联系。首先,经济增长过程中,熟练劳动力需求增加引起教育回报率的上升。其次,经济改革过程中,企业所有制结构变化会对教育回报率产生显著影响,因为非公有部门与公有部门的教育回报率存在明显差异(陈斌开、许伟,2009;邢春冰,2005)。最后,工资的决定机制直接影响到教育回报率,所以教育对劳

数据来自历年《中国统计年鉴》。

中国统计年鉴(2006)就业数据显示,1990 年至 2002 年间,中国城镇居民在国有部门职工就业比例由 1990 年的 70% 下降 2002 年的 47%,私有部门职工就业比例则由 1990 年的 6% 上升到 2002 年的 44%。



动收入差距贡献的变化与中国城镇劳动力市场改革以及工资制度改革的进程是分不开的(李实、丁赛,2003)。

经验对收入不平等贡献下降,可能存在三方面的原因:一是所有制结构的变迁,国有企业改制导致工人下岗失业后,其经验往往难以在新工作中充分利用,导致经验的回报下降。二是产业结构变迁,1990—2003年间,中国经济持续增长,产业结构变迁的速度逐步加快,传统产业比重明显减少,而新的产业和行业不断涌现;在此过程中,传统行业的经验难以在新兴行业中延续,经验的回报相对偏低。三是技术进步,由于经验属于特殊(specific)的人力资本,技术进步越快,人力资本的腐蚀效应(erosion effect)越大(Galor & Moav, 2000),中国快速的技术进步导致经验回报比较低。

简言之,中国经济转型过程中的制度变迁和经济政策演变、经济增长过程中的技术进步与快速的产业结构变迁可能是教育和经验对收入不平等贡献动态演化背后的真正原因。

### (三) 中国收入差距变化与分析:1990—2005年

性别、教育、经验和地区等因素不仅对收入差距有影响,而且对收入差距的演变也会产生直接作用。附表4中的分解结果表明:

1990—1992年间,基尼系数增加,劳动收入差距扩大。在各种影响因素中,性别和教育方向为负,起到了降低不平等的作用,但影响非常微弱;地区和经验方向为正,是不平等增加的主要原因;修正项的方向为正,起到了增加不平等的作用。这一时期地区经济的非平衡发展可能是劳动收入差距扩大的重要原因。

1992—1996年间,基尼系数减小,劳动收入差距降低。在各种影响因素中,教育、性别、地区和修正项的方向都为负,起到了增加不平等的作用。这一时期是经济转型的重要时期,所有制结构演变和产业结构变迁是这一时期的重要特征,它直接影响教育回报、性别差距以及地区差异。由于国有企业平均工资的不平等程度变化较小,私有企业的不平等程度变动较大,私有企业份额上升将导致教育回报上升、性别和地区差距扩大。但是,另一个影响城镇劳动收入的重要改革是不容忽视的——1993年开始的行政机关和事业单位工资制度改革。这一改革使得很多工资外收入转化为工资内收入,这种转变可能是劳动收入不平等程度降低的原因之一。

1996—1999年间,基尼系数增加,劳动收入差距扩大。在各种影响因素中,教育和地区的方向为正,起到了增加不平等的作用;性别和经验的方向为负,起到了降低不平等的作用;修正项的方向为负,起到了降低不平等的作用。这一时期是国有企业大规模重组的时期。国企改制的过程加速了企业破产、停产和职工下岗分流的过程,从而导致部分职工的收入下降。教育回报和地区差距受到这一改革措施的直接影响,下岗和失业对城镇内部收入差距的扩大影响是非常显著的(Meng, 2001)。

1999—2003年间,基尼系数缩小,劳动收入差距降低。教育和经验的方向为正,起到了降低不平等的作用;性别和地区的方向为负,起到了增加不平等的作用;修正项的方向为负,起到了增加不平等的作用。这一时期,大规模的国有企业改制已经基本完成,结构性失业有所缓解,因教育和经验导致的不平等趋于下降,对劳动收入不平等降低起到了正面作用;同时,沿海非国有企业发展速度远远高于内地,可能是地区差距扩大的原因之一。

2003—2005年间,基尼系数增加,劳动收入差距扩大。性别、教育和经验的方向为正,起到了提

《中国统计年鉴(2006)》就业数据显示,1990—2002年间,制造业职工比例从37.7%下降至27.5%,与此同时,服务性行业(除批发零售餐饮)的职工比例从21.1%增至36.1%,上升了15个百分点,其中金融房地产保险的职工比例就上升了2个百分点。

《中国统计年鉴》数据显示,1990—1991年间山东和广西经济增长率分别高达14.6%,12.4%,而黑龙江、辽宁和湖北的经济增长率却只有不到7%!

高不平等的作用;地区的方向为负,起到了降低不平等的作用;修正项的方向为负,起到了降低不平等的作用。2003年以来,中国进入了新一轮高速增长周期,技术进步和更新速度加快。然而,这一时期技术进步可能具有技能偏向的特性(如计算机的快速普及等),这种技能偏向的技术进步(skill-biased technology change)可能是人力资本回报上升的重要原因。这一期间,地区对劳动收入差距的贡献有所缩小,可能反映了西部大开发等政策性因素的影响。

## 五、结论

本文基于中国居民营养和健康调查数据,利用最近发展起来的夏普里值分解方法,定量考察了1990—2005年间性别、教育、经验和地区等因素对城镇居民劳动收入差距及其演变的贡献。我们发现选择性偏误对于研究城镇居民劳动收入差距的影响不容忽视,因此文章首先采用了Heckman两步法来纠正选择性偏误。研究发现:(1)地区差异对劳动收入差距的贡献趋于上升;(2)教育的贡献总体趋于增大;(3)经验的贡献持续下降。进一步分析表明,中国经济转型过程中所有制结构变迁、工资制度改革等制度性因素,以及经济增长过程中快速的产业结构变迁和技术进步是1990—2005年间城镇居民劳动收入差距演变的重要原因。

我们的研究结果具有一定的政策含义:

第一,教育对劳动收入差距的影响呈上升趋势。一方面,它是教育回报上升的一个信号;另一方面,它也表明降低受教育机会的不平等是缓解劳动收入不平等的一个重要途径。九年制义务教育的贯彻执行为低收入者提供了基本的教育,是教育机会平等化的一个基本前提。但基础教育质量的差异、职业教育的滞后依然是低收入者人力资本水平提高的重要制约因素。

第二,经验对劳动收入差距的影响不断减弱很大程度上是中国经济转型和经济增长共同作用的结果。所有制比例的变化、产业结构的迅速变迁以及快速的技术进步使得经验的回报快速下降。因此,有必要加强在职培训、再就业培训以及职业教育,以缓解这种结构性变化对收入差距的负面影响。

第三,地区对劳动收入差距扩大的影响不断上升反映了中国区域经济发展的不平衡,地区间经济发展绩效的巨大差异直接导致了不同地区个体劳动收入差距的扩大。这一结果表明,继续放宽地区间劳动力流动的限制,加强对落后地区基础设施等方面的投入,改善落后地区的投资环境对降低城镇居民收入差距是非常必要的。此外,促进非国有企业的发展,缩小地区间非国有企业收入差距是缓解收入不平等的重要手段。

综上,本文对1990—2005年间城镇居民劳动收入差距的演变及其影响因素进行了定量研究,考察了各种因素对劳动收入差距的相对重要性,并进一步探讨了收入差距演变的内在动因和政策含义。但经济转型和经济增长过程中各种制度或政策性因素对中国劳动收入差距的具体影响机制还有待于进一步研究。

## 参考文献

- 蔡昉、王美艳,2004:《非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长》,《经济学动态》第2期。
- 陈斌开、许伟,2009:《所有制结构变迁与中国城镇居民劳动收入差距演变》,《南方经济》第3期。
- 胡鞍钢、赵黎,2006:《我国转型期非正规就业与非正规经济(1990—2004)》,《清华大学学报(社会科学版)》第3期。
- 李实,2003:《中国个人收入分配研究回顾与展望》,《经济学季刊》第2期。
- 李实、丁赛,2003:《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第6期。
- 李实、古斯塔夫森,1999:《中国城镇职工收入的性别差异分析》,载赵人伟、李实、李思勤主编:《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。
- 李实、魏众、丁赛,2005:《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》,《经济研究》第6期。

林毅夫、刘明兴,2003:《中国经济的增长收敛与收入分配》,《世界经济》第8期。

赖德胜,1999:《教育、劳动力市场与收入分配》,载赵人伟、李实、李思勤主编:《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。

孟昕,2001:《中国经济改革与职工工资差距》,载李实、佐藤宏主编:《转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析》,中国财政经济出版社。

奈特、李实、赵人伟,1999:《中国城镇工资和收入差异的区域分析》,载赵人伟、李实、李思勤主编:《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。

奈特、宋丽娜,1999:《中国的经济增长、经济改革和收入差距的扩大》,载赵人伟、李实、李思勤主编:《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。

奈特、宋丽娜、夏青杰,1999:《中国裁员的决定因素和后果》,载李实、佐藤宏主编:《转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析》,中国财政经济出版社。

万广华,2004:《解释中国农村区域间的不平等:一种基于回归方程的分解方法》,《经济研究》第8期。

万广华、陆铭、陈钊,2005:《全球化与地区间收入差距:来自中国的证据》,《中国社会科学》第3期。

邢春冰,2005:《不同所有制企业工资决定机制考察》,《经济研究》第6期。

邢春冰,2006:《经济转型与不同所有制部门的工资决定——从“下岗”到“下海”》,工作论文。

赵人伟、格里芬,1994:《中国居民收入分配研究》,中国社会科学出版社。

赵人伟、李实,1999:《中国居民收入差距的扩大及其原因》,载赵人伟、李实、李思勤主编:《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。

赵人伟、李实、李思勤,1999:《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。

赵耀辉、李实,2002:《中国城镇职工实物收入下降的原因分析》,《经济学季刊》第1期

Blinder, Alan S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources* 8: 436—455.

Bourguignon, Francois, Fournier, Martin, Gurgand, Mark, 2001, "Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979—94", *Review of Income and Wealth* 47: 139—163.

Cancian, M. and Reed D., 1998, "Assessing the Effects of Wives Earning on Family Income Inequality", *Review of Economics and Statistics* 80: 73—79.

Cowell, F. and Jenkins, S., 1995, "How Much Inequality Can We Explain? A Methodology and an Application to the United States", *Economic Journal*, 105: 421—430.

DiNardo, John, Fortin, Nicole M., Lemieux, Thomas, 1996, "Labour Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: a Semiparametric Approach", *Econometrica* 64: 1001—1044.

Fields, Gary S., Yoo, Gyeongjoon, 1999, "Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes", *Review of Income and Wealth* 46: 139—159.

Galor Oded and Moav Omer, 2000, "Ability-Biased Technological Transition, Wage Inequality, and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 115(2): 469—497.

Juhn, Chinhui, Murphy, Kevin M., Pierce, Brooks, 1992, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy*, 101: 410—442.

Mincer, Jacob, 1974, "Schooling, Experience, and Earnings", New York: NBER.

Morduch, Jonathan, Sicular, Terry, 2002, "Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China", *Economic Journal*, 112: 93—106.

Oaxaca, R, 1973, "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14: 693—709.

Shorrocks A. F., 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, 50: 193—211.

Shorrocks A. F., 1999, "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value", Department of Economics, University of Essex.

Wan G., 2004, "Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression Based Approach", *Journal of Comparative Economics* 32: 348—363.

## Accounting for Urban China's Earning Inequality: 1990—2005

Chen Binkai, Yang Yishan and Xu Wei

(School of Economics, Central University of Finance and Economics;

School of International Economics and Trade, Shandong University of Finance; CCER, PKU)

**Abstract:** Combined the newly developed Shapely Value Decomposition method with Heckman two-step estimation, this paper accounts for the level and difference of urban China's earning inequality by gender, education, district, and experience, using the data of China Health and Nutrition Survey (1990—2005). We find that: (1) Selection bias is important in accounting urban earning inequality; (2) Contribution of education to urban earning inequality tends to increase; (3) Contribution of experience to urban earning inequality decreased continually; (4) Contribution of district to urban earning inequality increases. Technology progress, rapid industry structure change during economic growth and property right system reform, wage system reform, restructuring of state-owned enterprises during the process of transition are potential interpretations for these findings.

**Key Words:** Earning Inequality; Heckman Two-step Estimation; Shapely Value Decomposition

**JEL Classification:** O150, O180, C710

(责任编辑:松木)(校对:晓鸥)

附表 1 选择模型

	2005 年	2003 年	1999 年	1996 年	1992 年	1990 年
性别	0.526*** 0.063	0.457*** 0.054	0.451*** 0.057	0.447*** 0.066	0.572*** 0.080	0.615*** 0.080
年龄	0.127*** 0.029	0.160*** 0.024	0.122*** 0.022	0.173*** 0.026	0.106*** 0.028	0.138*** 0.027
年龄的平方	-0.002*** 0.000	-0.002*** 0.000	-0.002*** 0.000	-0.002*** 0.000	-0.002*** 0.000	-0.002*** 0.000
中等教育	0.393*** 0.070	0.334*** 0.061	0.582*** 0.061	0.615*** 0.073	0.524*** 0.091	0.483*** 0.093
高等教育	0.474*** 0.108	0.642*** 0.101	0.541*** 0.113	0.185 0.142	0.587** 0.263	0.996*** 0.326
所有制结构	-0.409 0.311	-0.224 0.157	-0.035 0.055	-0.121** 0.056	-0.208*** 0.065	-0.093 0.062
劳动力需求结构	3.009*** 0.371	2.671*** 0.335	3.093*** 0.424	3.301*** 0.286	3.581*** 0.449	3.694*** 0.403
家庭抚养比	-0.140* 0.074	-0.070 0.326	-0.583* 0.348	-0.525** 0.266	-0.516 0.408	-0.340 0.394
常数	-3.674*** 0.586	-4.184*** 0.505	-3.582*** 0.430	-4.577*** 0.535	-3.297*** 0.563	-4.003*** 0.545

附表 2

Heckman 回归模型

	2005 年	2003 年	1999 年	1996 年	1992 年	1990 年
性别	0.287*** 0.040	0.175*** 0.036	0.151*** 0.033	0.151*** 0.031	0.125*** 0.034	0.159*** 0.024
中等教育	0.271*** 0.047	0.121*** 0.041	0.200*** 0.040	0.060* 0.035	0.105*** 0.038	0.137*** 0.025
高等教育	0.410*** 0.051	0.327*** 0.049	0.303*** 0.043	0.223*** 0.042	0.157*** 0.055	0.087** 0.031
经验	0.016** 0.007	0.010 0.006	0.018*** 0.006	0.038*** 0.006	0.039*** 0.006	0.034*** 0.004
经验的平方	0.000 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	-0.001*** 0.000	-0.001*** 0.000	-0.001*** 0.000
常数项	9.098*** 0.112	9.177*** 0.100	6.146*** 0.078	5.771*** 0.081	4.914*** 0.079	4.456*** 0.056
逆米尔斯比率	-0.095 0.058	-0.152** 0.059	-0.116** 0.049	-0.194*** 0.065	-0.124** 0.050	-0.119*** 0.032
样本数	2193	2644	2491	2137	1666	2001
删失样本数	1248	1354	1026	642	490	524
未删失样本数	945	1290	1465	1495	1176	1477

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%置信水平上显著;(2)根据夏普里值分解方法,回归结果中的常数项将不影响最终的分解结果。

附表 3

1990—2005 年城镇居民劳动收入不平等分解 - 基尼系数

	1990 年		1992 年		1996 年		1999 年		2003 年		2005 年	
性别	0.0182	7.46 %	0.0116	3.64 %	0.0154	5.05 %	0.015	4.03 %	0.0191	5.43 %	0.0282	8.01 %
教育	0.0162	6.64 %	0.0159	5.00 %	0.0176	5.77 %	0.0511	13.73 %	0.0486	13.81 %	0.0895	25.43 %
经验	0.0474	19.43 %	0.0517	16.24 %	0.0407	13.34 %	0.0193	5.18 %	0.0108	3.07 %	0.0115	3.27 %
经验平方	-0.0072	-2.95 %	-0.0059	-1.85 %	0.0011	0.36 %	0.0038	1.02 %	0.0004	0.11 %	0.0083	2.36 %
地区	0.0125	5.12 %	0.0259	8.14 %	0.0318	10.42 %	0.0344	9.24 %	0.0579	16.45 %	0.0514	14.61 %
lamda	0.0069	2.83 %	0.0079	2.48 %	0.0117	3.83 %	0.0106	2.85 %	0.0149	4.23 %	0.0116	3.30 %
被解释部分	0.094	38.52 %	0.1071	33.65 %	0.1183	38.77 %	0.1342	36.05 %	0.1517	43.11 %	0.2005	56.98 %
残差贡献	0.15	61.48 %	0.2112	66.35 %	0.1868	61.23 %	0.2381	63.95 %	0.2002	56.89 %	0.1894	43.02 %
基尼系数	0.244		0.3183		0.3051		0.3723		0.3519		0.3899	

注:由于夏普里值分解方法的分解结果具有对称性和可加性(Shorrocks,1999),为讨论方便,表3和表4中的教育贡献是中等教育和高等教育两个虚拟变量贡献的和,地区类似。

附表 4

1990—2003 年城镇居民劳动收入不平等变动的分解

	1990—1992 年		1992—1996 年		1996—1999 年		1999—2003 年		2003—2005 年	
性别	-0.0066	-8.88 %	0.0038	-28.79 %	-0.0004	-0.60 %	0.0041	-20.10 %	0.0091	23.95 %
教育	-0.0003	-0.40 %	0.0017	-12.88 %	0.0335	49.85 %	-0.0025	12.25 %	0.0409	107.63 %
经验	0.0043	5.79 %	-0.011	83.33 %	-0.0214	-31.85 %	-0.0085	41.67 %	0.0007	1.84 %
经验平方	0.0013	1.75 %	0.007	-53.03 %	0.0027	4.02 %	-0.0034	16.67 %	0.0079	20.79 %
地区	0.0134	18.03 %	0.0059	-44.70 %	0.0026	3.87 %	0.0235	-115.20 %	-0.0065	-17.11 %
Lamda	0.001	1.35 %	0.0038	-28.79 %	-0.0011	-1.64 %	0.0043	-21.08 %	-0.0033	-8.68 %
被解释部分	0.0131	17.63 %	0.0112	-84.85 %	0.0159	23.66 %	0.0175	-85.78 %	0.0488	128.42 %
残差贡献	0.0612	82.37 %	-0.0244	184.85 %	0.0513	76.34 %	-0.0379	185.78 %	-0.0108	-28.42 %
基尼系数变动	0.0743		-0.0132		0.0672		-0.0204		0.038	