

# 居民收入分配规范函数及其福利评价 ——模型及实证分析

郭 平,李 恒

(湖南大学 会计学院,湖南 长沙 410079)

**摘要:**近年来,我国居民收入分配差距日益扩大的问题已引起学术界的高度重视,有关于此的讨论也一直在继续,虽然国内学者关于这方面的实证研究已经达到了较高水平,但是将规范分析与实证分析结合起来的研究却还是一个崭新的课题。文章旨在将价值判断引入收入分配领域,得出影响居民收入差距的几个重要因素,并简要分析了各个因素对居民收入分配的影响,设计了影响居民收入分配的规范函数,进行了实证分析,最后利用阿特金森指数检验了居民收入分配效用,指出了现阶段调节国内居民收入差距的努力方向。

**关键词:**收入差距;规范函数;实证分析

**中图分类号:**F124.7;F224.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)08-0017-11

## 一、现状判断及研究思路

居民贫富差距已经成为我国当今社会关注的焦点,学者们对居民收入分配差异的关注主要来自两个层面:一是微观层面,即进行个体福利之间的对比;二是宏观层面,即是否认为居民收入差距是市场经济发展的必然结果。其研究历程主要分为两个阶段:20世纪80年代到90年代初期为初步阶段,其中最具代表性的是基于S Kuznets曲线的“公有制经济收入差异倒U曲线”假说的验证(陈宗胜,1991)<sup>[1]</sup>,从而开始了国内关于收入不平等问题的广泛研究。早期的研究侧重于对国外理论的引入性阐释,主要结合体制改革,宏观方面的分析较多,但对居民收入差距的原因未能深入分析。居民收入理论的发展阶段是90年代初至今,随着居民收入差距的拉大,人们开始意识到收入差距问题的严重性,并作了大量研究,如李实(1999)<sup>[2]</sup>认为中国经济转型后收入不平等问题日渐凸现,并在改革的不同阶段表现出不同的特征;中外学者组成的“中国居民收入分配课题组”在两次对居民住户进行抽样调查的基础上(赵人伟等,2004)<sup>[3]</sup>,采用统计分析方法对中国收入不平等的状况及主要影响因

收稿日期:2006-03-03

作者简介:郭 平(1963—),男,湖南大学会计学院副院长,教授;

李 恒(1980—),男,湖南桂阳人,湖南大学会计学院博士生。

素进行了多侧面的实证分析,并提出了相应的经济解释;基于 S Kuznets “倒U型曲线”理论对中国当前收入不平等问题的研究(李子奈,1995)<sup>[4]</sup>;从收入来源的角度分析各项收入对收入不平等的影响(陈宗胜,1997;曾国安,2000)<sup>[5][6]</sup>;分析在体制转轨时期,由于各种寻租活动所导致的收入差距的影响程度(陈宗胜,2001)<sup>[7]</sup>等。这个时期研究的特点是,随着我国居民收入差距的逐年扩大,人们开始思考微观层面造成居民收入分配差异的原因,对影响居民收入分配的单个因素进行了比较分析,弥补了前期研究的不足。虽然学者们侧重于对居民收入离散程度的分析,但却未能考虑到由于居民获取社会资源的差异性以及政府变量造成的影响(本文认为教育、能力、财富是居民最具代表性的资源),同时国内文献中有关居民收入分配的价值判断也比较少见(郭平,2003)<sup>[8]</sup>。因此我们认为,要对居民收入分配进行价值判断,必须引入包含信息基础更为广泛的因子进行判断。本文在前人研究的基础上,结合微观层面和宏观层面对居民收入分配的影响进行分析,先选取了教育、能力、财富以及政府变量这几个因子,并分析社会及制度等深层次原因;然后结合这些重要影响因子,设计了居民收入分配规范函数,再用阿特金森指数确定了收入分配的不合理程度;最后联系这一不合理程度及其原因,进行必要的福利评价和政策建议。

## 二、变量指标的选取<sup>①</sup>

(一)关于指标选取的立论。基尼系数可以说是衡量居民收入差异的标尺,其建立基础来源于边沁标准功利主义(主张一切的选择都必须根据选择的后果来评价)。阿玛蒂亚森<sup>[9]</sup>进行了驳斥,指出福利主义可以用三个方面的特征来刻画:一是判断行动、政策、个人地位时惟一重要的是采取行动,执行政策以及提高地位所带来的结果上的好处;二是考虑行为、政策的结果对福利所起的促进作用;三是总福利的结果是所有福利水平的加总。他提出要建立社会福利扩展函数,在这一扩展函数中,可以依据细化效用的可度量性和可比较性,以丰富信息基础。因此,边沁标准功利主义的不足之处是按结果来评价福利状态,而忽视了收入分配的作用,排除了自由、权利等非效用因素的作用。本文认为测度收入差异的关键是估价个人对社会资源的需要程度,各种外在的福利禀赋是构成个人幸福函数的重要变量,确定福利指数的关键在于确定不同福利禀赋在居民收入分配中的权重。本文认为影响居民收入分配的福利禀赋为财产收入、教育、个人能力以及政府变量(公共品提供和税收政策)等。

(二)选取因子的分析。其一,财产收入因子的选取。福利经济学认为个人的初始经济禀赋平等是经济均衡和社会福利最大化的重要条件。李实(2005)<sup>[13]</sup>对中国城乡居民的财产分布的经验分析得出财产差异对收入有重

要影响。陈宗胜<sup>[1]</sup>也认为居民财产对其收入有重要影响,因此财产因素可以构成因子标度。其二,个人能力因子的选取。个人能力一般包括:一是普通能力(认识能力、社交能力和适应超越环境的能力);二是专业技术能力如营销能力、管理能力等。而个人能力在我国往往通过职业差别表现出来,各个行业的差别大致反映了居民就业收入的状况。所谓“郎怕入错行”,从业者如果要进入高收入、高福利的行业,个人机遇、家庭背景、社会环境等非主观因素在这个时候通常展现出强大力量,非主观因素也在构造个人能力,但是空泛的个人能力概念显然不利于我们进行分析。李实、岳希明(2004)<sup>[16]</sup>认为应该对行业垄断对收入分配的影响予以关注;严新明(1998)<sup>[17]</sup>肯定了个人能力会造成职业差别,进而影响收入。本文借助非效用信息(行业差别)来反映个人能力,分析其对个人收入的影响。尽管较为粗糙,但毕竟构成对社会福利做出判断的依据。值得一提的是,个人能力的形成固然与教育的训练有关,但是个人能力形成还受到心理、个人机遇、家庭背景、社会环境等多种因素的影响,教育仅仅是影响个人能力形成的因素之一。同时教育对居民收入的影响不仅有“补偿效应”,还存在“挤出效应”,也即教育时间过多将减少个人就业时间,使个人机会成本增加,进而对个人收入效用产生负面影响。其三,教育因子的选取,索罗经济增长理论认为人力资源在经济增长中扮演了重要角色,教育是人力资本形成的重要因素。白菊红(2003)<sup>[11]</sup>利用熵指数分解对农村的教育差异进行了测算;沈百福(2004)<sup>[10]</sup>得出我国人均受教育年限与经济发展水平存在相关关系的结论。因此教育对居民收入分配有极强的“补偿效应”,即受教育程度越高意味着拥有更多的人力资本存量,收入也更高。所以教育因素也是重要因素之一。其四,政府变量对居民收入分配的影响深远,一方面政府提供公共品,使得资源配置效率最大化的条件必须重新考虑,公共品支出具有较大的正外部性,弥补了市场失灵的弊端,同时公共品的非排斥性又使全体社会成员联合消费,共同受益。公共品支出实际上起着价值分配、调节市场缺陷的作用。龚六堂(2004)<sup>[18]</sup>分析指出:政府收入税的限制,以及公共品支出,可以减少外部性损失,并促进地方政府关注居民福利,平衡财政缺口,缩小居民收入差距。虽然目前我国政府负担的公共福利支出只占总公共福利资金的 15%(赵海利,1999)<sup>[19]</sup>,低于企业负担的 25.5%,但是考虑到政府对企业(主要为国企)的“父爱主义”,公共福利支出通过隐性的转移支付给企业,因此从动态上看,我国政府负担的公共福利支出比重还是比较高的,对居民收入有重要影响。另一方面,政府的税收政策(个人所得税)直接对居民收入进行调节,影响着居民的收入福利效用,其凸性非常明显,本文在此不过多阐述。各个指标的具体测度方法详见表 1。

### 三、居民收入分配规范函数的研究设计

利用柯布一道格拉斯生产函数构造收入分配规范函数。首先分析财富、

能力、教育三者共同作用下对居民收入分配的影响,其次加入人均公共品支出和税负等因素进行分析得出:  $Y_i = K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha}$ , 其中:  $K_i$  为财富存量,  $H_i$  为人力资本增强型劳动力(主要指教育对劳动力的影响),  $A_i$  为个体生产效率(主要指个人能力), 假定一个区域的内部劳动力是同质的, 每个劳动力平均受到  $\eta_i$  年的教育, 人力资本增强型劳动力  $H_i = E^{\eta_i} L_i$ ,  $\eta_i$ ,  $f(0) = 0$ , 当  $\eta = 0$  时, 假定  $\phi(0) = 0$ , 因此  $H_i = E^{\eta_i} L_i = L_i$ , 即素质低的劳动力只能提高一单位简单劳动, 定义:  $y = Y/L$ ,  $h = H/L$ ,  $Y_i = K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha} G_i^{1-\beta}$ ,  $G$  为人均公共品支出(GPI), 假定人力资本增强型劳动力总水平与税率  $t$  保持相对不变, 且每个个体的收入规模效用不变, 则给定的  $G$  随  $K$  的增加而收益递减, 这样在个体预算平衡条件下,  $G = tY + Fee$ , 其中:  $tY$  为政府向个体征收的税率,  $Fee$  为个体为达到收入分配效用最大化而支付的费用。也就是:  $U = \max \int_0^{\infty} \frac{\lambda_i^{1-\nu} - 1}{1-\nu} e^{-\rho t} dt$ , 所有的个体作为价格的承担者有其指数效用, 低素质的个体对投资较少, 通过消费其( $w_i$ )工资实现收入的转移, 因此其消费效用函数为,  $C_i = W_i + rK_i / I_i$ ,  $r$  为资本的回报率, 与此相反, 高素质的个体拥有财富资产, 投资较多, 因此可以通过  $U = \max \int_0^{\infty} \frac{\lambda_h^{1-\nu} - 1}{1-\nu} e^{-\rho t} dt$ ,  $K_h = W_h + (1-\tau)rK_h - C_h$ ,  $\lim_{h \rightarrow 0} K_h = \text{given}$ ,  $\lim_{h \rightarrow \infty} K_h = \text{free}$ , 其中:  $\tau$  为个体交给政府的税率,  $r$  为资本回报率。本文为求得税收负担的弹性指数, 此处取  $1-\tau=T$  代入效用函数中, 个体总的收入分配规范函数为:  $U_{\max} = K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha} G_i^{1-\beta} T^{-\beta} + w_i - \delta K_i$ 。

#### 四、实证研究及结论分析

居民收入分配规范函数的设计选取了教育因素、财产差异因素、个人能力差别(用行业差别来估计)等因素, 再加入人均公共品支出和税负等因素得到如下模式:

$$UII = K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha} G_i^{1-\beta} T^{-\beta}$$

其中: UII 是本文设计的居民收入分配规范函数。因变量与解释变量间呈非线性关系, 利用对数变换得到如下形式:

$$\ln UII = \alpha_1 (\ln K_i) + \alpha_2 (\ln A_i) + \alpha_3 (\ln H_i) + \alpha_4 (\ln G_i) + \alpha_5 (\ln T_i) + u_i$$

进行指数化处理后, 可以得到财产差别指数(CAII)、教育差别指数(STI)、个人能力差别指数(ABI)、税收负担差别指数(TLI)和人均公共品支出指数(GPI)这五个影响因子, 其计算方法、数据来源和处理方式见表 1。

由此构建影响居民收入分配规范函数模型, 用于测度影响居民收入分配的因子(李实, 2005; 吴方卫, 2005; 曾国安 2005 等)<sup>[13][14][12]</sup>, 其最终模型为:

$$\begin{aligned} \ln UII = & \alpha_1 + \alpha_2 \ln CAII(t) + \alpha_3 \ln STI(t) + \alpha_4 \ln ABI(t) + \alpha_5 \ln GPI(t) \\ & + \alpha_6 \ln TLI(t) + u_i \end{aligned}$$

表 1 因子选取的计算方法、数据来源和处理方式<sup>①</sup>

影响因子	计算方法	数据来源和处理
财产收入效用比指数(CAII)	居民的金融资产与房产价值/居民人均可支配收入(工资、经营、财产性收入与转移性收入)	根据李实(2005) <sup>[13]</sup> 对中国居民财产分布的经验分析
教育加权指数(STI)	居民平均受教育年限=(文盲比例×0+小学比例×1+初中比例×1.6+高中比例×3.8+中专比例×5.8+大学比例×14.2)	采用吴方卫(2005) <sup>[14]</sup> 测度的加权教育年限处理方式
个人能力差别指数(ABI)	个人能力差别选取行业收入差别	数据来自《中国统计年鉴(2004)》和曾国安 <sup>[7]</sup> 处理方式
人均公共品支出(GPI)	政府公共品支出/居民人口总数	数据来自《中国统计年鉴(2004)》和迟福林 <sup>[20]</sup> 、林善浪 <sup>[21]</sup> 、陶学荣 <sup>[22]</sup> 处理的权数
税负指数(TLI)	个人所得税/个人收入总额	数据来自《中国统计年鉴(2004)》

表 2 1978~2003 年居民收入福利指数和影响因子的变化数据(取对数处理)

年份	居民人均可支配收入指数(lnUII)	财产收入效用比指数(lnCAII)	教育加权指数(lnSTI)	个人能力差别指数(lnABI)	人均公共品支出(lnGPI)	税负指数(lnTLI)
1978	0.1221	0.1513	NA	0.5933	0.0201	-4.6051
1980	0.2391	0.2390	NA	0.5187	0.0657	NA
1985	0.4704	0.4700	0.0218	0.5933	0.4219	-4.0860
1986	0.6041	0.6043	0.2859	0.4946	NA	-4.1540
1987	0.6211	0.6205	0.4668	0.4885	NA	-4.2097
1988	0.6313	0.6312	0.5463	0.4574	NA	-4.2758
1989	0.5990	0.5988	0.6851	0.5364	0.7654	-4.2233
1990	0.6832	0.6830	0.8742	0.5653	0.8389	-4.3435
1991	0.7420	0.7419	0.9166	0.5766	0.9202	-2.7247
1992	0.8241	0.8241	1.0072	0.6205	1.0079	-2.7693
1993	0.9243	0.9242	1.0303	0.7514	1.2119	-2.6384
1994	1.0084	1.0079	1.0667	0.8020	1.4231	-2.4258
1995	1.0542	1.0543	1.1489	0.7793	1.5754	-2.4522
1996	1.1053	1.1053	1.1993	0.8154	1.7155	-2.3859
1997	1.1380	1.1378	1.2464	0.8544	1.8578	-2.2672
1998	1.1939	1.1939	0.9337	0.9122	2.0055	-2.0675
1999	1.2841	1.2837	1.2944	0.9669	2.1966	-2.0557
2000	1.3463	1.3451	1.5664	0.9658	2.3749	-1.9358
2001	1.4261	1.4255	1.6333	1.0518	2.5423	-1.8226
2002	1.5523	1.5518	1.8684	1.0955	2.6898	-1.7515
2003	1.6394	1.6389	1.9629	1.1378	2.7948	-1.7209
2004	1.7696	1.7699	2.1053	1.2059	2.7966	-1.7081

采用逐步回归法,根据表 2 数据用 Spss11.0 软件对模型作回归估计,初步得到财产收入效用比指数(CAII)、教育加权指数(STI)、个人能力差别指数(ABI)、人均公共品支出(GPI)、税收指数(TLI)的相关系数分别为:1.0、0.961、0.936、0.991、0.918,存在 Pearson 相关,在 1% 的显著性水平下的双尾

检验概率值为 0, 小于 1%, 即相关度十分显著。

表 3 逐步回归法后的系数表 (Coefficients)

模型	非标准化系数		标准化系数	t 值	显著性概率
	回归参数	标准误差	贝塔值		
1	常数项	-1.096E-02	0.004	-2.760	0.014
	CAII	1.009	0.004	286.709	0.000
2	常数项	1.174E-02	0.005	2.551	0.022
	CAII	1.043	0.006	166.999	0.000
	ABI	-7.045E-02	0.012	-5.701	0.000
3	常数项	1.310E-02	0.003	3.945	0.001
	CAII	1.071	0.008	126.167	0.000
	ABI	-8.520E-02	0.010	-8.830	0.000
	STI	-1.631E-02	0.004	-3.887	0.002

(1) Predictors: (Constant), 财产收入效用比指数(CAII); (2) Predictors: (Constant), 财产收入效用比指数(CAII), 个人能力差别指数(ABI); (3) Predictors: (Constant), 财产收入效用比指数(CAII), 个人能力差别指数(ABI), 教育加权指数(STI); (4) Dependent Variable: 居民人均可支配收入指数(UII)。

逐步回归后, 第一次引入的影响因子是财产收入效用指数 CAII(t), 得到的第一个回归模型是:

$$\ln \text{UII}(t) = -1.096E-02 + 1.009 \ln \text{CAII}(t) \quad (1)$$

第二个影响因子是个人能力差别指数 ABI(t), 得到的第二个回归模型是:

$$\ln \text{UII}(t) = 1.174E-02 + 1.043 \ln \text{CAII}(t) - 7.045E-02 \ln \text{ABI}(t) \quad (2)$$

第三个影响因子是教育加权指数(STI), 得到的第三个回归模型是:

$$\begin{aligned} \ln \text{UII}(t) = & 1.31E-02 - 8.520E-02 \ln \text{ABI}(t) - 1.631E-02 \ln \text{STI}(t) \\ & + 1.071 \ln \text{CAII}(t) \end{aligned} \quad (3)$$

其中: 由三个模型的方差分析得出, 模型一 F 值为 82.202.22, 显著性概率 SIG. = 0.000 < 0.05; 模型二 F 值为 122.024.1, 显著性概率 SIG. = 0.000 < 0.05; 模型三 F 值为 157.880.4, 显著性概率 SIG. = 0.000 < 0.05, 可以认为 UII(t) 与财产收入效用比指数(CAII)、教育加权指数(STI)、个人能力差别指数(ABI) 之间存在显著的线性关系, 且各模型的系数也都具有较好的显著性。

表 4 模型概述表 (Model Summary)

模型	R	R <sup>2</sup>	调整的 R <sup>2</sup>	标准误差	杜宾检验
1	1.0000	1.0000	1.0000	0.00617	
2	1.0000	1.0000	1.0000	0.00358	
3	1.0000	1.0000	1.0000	0.00257	1.524

对比三个模型, 显著性都较高, 而模型三的标准误差 S = 0.00257, 比第二个模型 0.00358 有明显减少, 表明模型三优于模型二。同理, 模型二也优于模型一。在整个回归分析中, 人均公共品支出指数(GPI)和税负指数(TLI)这两个解释变量被剔除了, 可以认为是不重要的影响因子。

综合以上回归分析, 我们可以认为模型三是较好的拟合模型, 有效验证了

前文对财产收入效用比指数(CAII)、教育加权指数(STI)和个人能力差别指数(ABI)对我国居民收入分配影响的假设。这一方面反映了我国居民收入分配影响因子呈现多元化的特点,符合“把按劳分配与按生产要素分配结合起来,鼓励资本、技术等生产要素参与收益分配”的政策取向;另一方面这些因子也在拉大我国居民收入分配的差距,甚至有“马太效应”的趋势,譬如高端教育向富人化倾斜,而许多穷困居民则难以支付昂贵的高等教育费用,抬高了穷人的就业门槛。实际上反映了我国经济在快速增长的同时对公平重视不够,过分强调效率,从而导致居民收入分配的失衡。人均公共品支出指数(GPI)和税负指数(TLI)被剔除,前者说明这两个指标对居民收入分配的效用影响不显著,显示我国政府提供的公共品还非常欠缺,公共品未能显著改进居民收入的福利效应。而税负指数被剔除则反映了目前个人所得税缴纳制度并未对居民收入分配产生实际影响,对调节收入差距未能起到应有的作用,原因主要是征管工作不到位,财产收入税制滞后,税制改革进展缓慢。

### 五、收入分配差异与影响因子的检验分析

由上分析可知,财产收入因子、教育因子和个人能力因子三者对居民收入分配影响较大,所以居民收入分配效用可以表示为  $UII = K_i^a (A_i H_i)^{1-a}$ 。在  $K_i$ 、 $A_i$ 、 $H_i$  各个因子的影响下,居民收入分配差异程度如何是我们必须考虑的问题,对收入分配差异的分析应建立在规范性的福利评价之上,本文引入 Atkinson<sup>[15]</sup> 指数进行社会福利评价。阿特金森指数(Atkinson Index)是测度收入分配不公平情况中明显带有社会福利规范特征的指数。其计算步骤是,首先计算出一个等价敏感平均收入  $\gamma_\epsilon$  ( $\gamma_\epsilon$  定义为如果每个人享受到了这样一个等价敏感收入时的社会总福利,相当于收入实际分布时具有的社会总福利值)。 $\gamma_\epsilon$  可由下式计算得出:

$$\gamma_\epsilon = \left[ \sum_{i=1}^n f(\gamma_i) \gamma_i^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} = \left[ \int_{\gamma_i}^{1-\epsilon} dF(x) \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} = \left[ \int f(x) \gamma_i^{1-\epsilon} dx \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, A_\epsilon = 1 - \frac{\gamma_\epsilon}{\mu}$$

其中: $\gamma_i$  为第  $i$  人(或组)的实际收入(总收入); $f(\gamma_i)$  为第  $i$  人(或组)占总人口比例的密度函数; $\epsilon$  为不平等厌恶参数,该参数反映社会对于不平等的厌恶(或对平等的偏好)程度,其取值范围是  $0 < \epsilon < +\infty$ ,随着  $\epsilon$ (一般取  $0.5 < \epsilon < 2$ )的增加,社会给予  $\epsilon$  以更大的权重,其中  $\mu$  为平均收入,从该指数可以看出:社会收入分配越公平,则  $\gamma_\epsilon$  越接近  $\mu$ ,阿特金森指数值也就越小,对于任何分布而言,阿特金森指数值的取值范围为  $[0, 1]$ ,其中 0 代表社会达到了收入的完全公平分配。如果  $\gamma_i$  代表的是第  $i$  人的收入,则第  $i$  人占总人口数的比例就是  $i/n$ ,阿特金森指数又可以用下式表示: $A_\epsilon = 1 - \gamma_\epsilon / \mu$ 。阿特金森指数具有洛伦茨准则一致性,而且在此基础上,还具有可分解性,<sup>[23]</sup>其分解公式为: $A_\epsilon = A_{\text{between}} + A_{\text{within}} + R_{\text{residual}}$  ( $A_{\text{between}}$  为反映组间差距的阿特金森指数; $A_{\text{within}}$  为反映组内差距的阿特金森指数; $R_{\text{residual}}$  为残差)。结合居民收入分配

规范函数,可以得到阿特金森—居民收入分配规范指数  $UA_{max}$  为:

$$UA_{max} = \left[ \sum_{i=1}^n f(U_{max}) U_{max}^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \\ = \left[ \sum_{i=1}^n f(U_{max}) [K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha} G_i^{1-\beta} T_i^{-\beta}]^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

其中:  $A_{max} = 1 - \left[ \sum_{i=1}^n f(U_{max}) [K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha} G_i^{1-\beta} T_i^{-\beta}]^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} / \mu$ ,  $\sum_{i=1}^n f(U_{max})$  为居民密度比重,  $\mu$  为平均收入。两者都是稳定变量,因此影响  $A_{max}$  的主要因素是居民收入分配  $[K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha} G_i^{1-\beta} T_i^{-\beta}]$ , 可以看出个人能力  $A$ 、财产  $K$ 、教育  $H$ 、政府公共品提供  $G$  和税负  $T$  是居民收入分配的影响因子,因此分析  $[K_i^{\alpha} (A_i H_i)^{1-\alpha} G_i^{1-\beta} T_i^{-\beta}]$  的效用大小就可以得出我国居民收入分配的差异性,并反映福利的均衡程度。在具体计算时,我们取  $f(U_i)$  为城镇居民占总人口的比重(以 1978 年数据为基期计算得出),  $UI_i$  为城镇居民收入分配效用,具体数据选取了前文的居民人均可支配收入指数。得出:  $UI_A = \left[ \sum_{i=1}^n f(UI_i) UI_i^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ , 其中,  $UI_A$  为测得的实际居民收入分配指数,  $A_{\epsilon} = 1 - UI_A / \mu$ ,  $\mu$  取值为: 1—基尼系数,并进行了指数化处理。由于基尼系数的经济含义是:在全部居民收入中,用于进行不平等分配的那部分收入占总收入的百分比,所以,平等分配的收入百分比 = 1—不平等分配的收入百分比。我国各年份的基尼系数分别为: 1978 年 0.16、1988 年 0.39、1994 年 0.43、1998 年 0.456、2004 年 0.465, 所以  $\mu$  的值分别为 0.61、0.57、0.544、0.535。再以 1978 年的 0.84 为基期进行指数化处理得到数据。1988 年取 0.5 是因为当时收入差距不大,收入较为公平,而 1994 年以后  $\epsilon$  取 1.5 则是因为收入差距较大,社会对收入不公平的厌恶程度加深,阿特金森—居民收入分配指数分别取 1988 年、1994 年、1998 年、2004 年得到如表 5 数据:

表 5 阿特金森指数的相关指标

年份	$f(UI_i)$	$A_{\epsilon}$	$UI_i$	$UI_A$	$\epsilon$	$\mu$
1988	1.021	0.093	0.6314	0.658	0.5	0.726
1994	1.6169	0.4312	1.008	0.3856	1.5	0.678
1998	1.7175	0.375	1.1939	0.4047	1.5	0.648
2004	3.6062	0.7904	1.7696	0.136	2	0.649

由表 5 可知,城镇居民收入分配  $UI_A$  与平均收入分配  $\mu$  偏离度逐年增大。在 1988 年还比较接近 0,社会公平度较高;但 2004 年已经高达 0.7904,已经非常接近 1 即社会完全不公平点了。这与人们考究的中国基尼系数变化基本一致。这表明:中国居民收入差距已经非常大,  $A_{\epsilon}$  指数 1994 年与 1988 年相比较上升了约 363%,2004 年与 1998 年相比上升了约 110.7%,我国居民收入差距有逐年拉大的趋势,并且增速较快。居民收入分配效用  $UI_A$  与平均收入分配  $\mu$  的比值在 1988 年、1994 年、1998 年、2004 年分别 0.9063、0.568、0.624、0.2095。表明我国居民的收入分配效用与社会的平均收入分配差异逐渐加大,收入分配愈

发不公平——各种要素如货币、土地(财产)、劳动力资本(个人能力和教育)在转轨时期参与到居民收入分配中来,加剧了居民收入分配的不公平性。因此降低收入分配的不公平程度应该从财产、个人能力和教育这些角度着手,制定相应的政策来改进我国居民收入分配的福利效用。

## 六、福利评价及政策含义

(一)财产收入效用比指数是逐步回归法中首个引入的因子,显著性较高。这表明转轨时期,在打破了按劳分配的单一收入分配格局后,各种要素如货币、土地(财产)、劳动力资本(劳动技能)参与到居民收入分配中来,从而加剧了居民收入的不平等。以土地为例,农村家庭联产承包责任制实际上是对农村居民财产的二次分配,有经营头脑的农民通过提高承包地价值获得较高收益(类似于得到极差地租),从而改变了农村居民收入分配格局,这也是导致农村居民贫富分化的原因之一。同时在城市表现为:一方面较高收入的居民通过购置大量房产来进行投资(如温州“炒房团”);另一方面,许多工薪阶层在购置商品房时还囊中羞涩。居民收入的差异通过房屋财产的差异凸现出来。原因在于,长期以来我国改革的着眼点是效率优先,而对社会公平重视程度不够。因此,应该在进一步完善农村家庭联产承包责任制的基础上,严厉制止农村中出现的土地使用权非法转让的行为,约束地方政府对土地的寻租活动。其次,对于城市居民财产差异特别是房产差异问题,政府应该制定相应的居民房产购置政策,一方面开征物业税、高级住宅消费税、遗产税等,调节拥有过高财产居民的收入,尽量避免过热的炒房现象产生的不利影响;另一方面,对于城市弱势群体的住房予以政策上的扶助,调节居民之间的财产分配。

(二)结合回归模型二可知,行业差异导致的收入分配差别也非常大,部分垄断行业存在收入过高、垄断福利、就业“遗传”等不正常现象,同时地区差异、行业差异、单位所有制差异、职业差异等因素对个人收入福利的影响也非常显著。特别值得关注的是,弱势群体(如农民)始终处于社会就业的底层,劳动力市场分割是主要原因,因此打破行业垄断,消除行业就业壁垒,消除对农民工的歧视,调节强势行业(如金融业)与弱势行业(如农业)的巨大收入差距,是政府应该高度重视的问题,应该开征行业收入调节税、加大对三农的投入、进行户籍制度改革等,减少由于个人能力差别(外在因素造成)导致对居民收入分配的福利损害。

(三)由分析可知,居民的教育程度提高与其收入福利提高呈正相关关系。我国已经消除了改革初期“脑体倒挂”的不正常现象,教育水平较高的居民可以获得较高收益,而且从高等教育的预期收益与成本比较上看,高等教育的回报率相当高,这在一定程度上解释了我国高等教育的需求近年变得非常旺盛的原因,如“考研热”、“MBA热”。但是我们也应该看到,教育的不公平将加剧居民收入分配的不公平。正是因为教育的回报率非常高,也出现了诸如“高考移民”、考试

舞弊盛行、教育精英化与适龄儿童失学现象并存等社会问题。暴露了我国教育制度存在的弊端:教育资源分布的地区不平衡,教育的供给与居民需求失衡的弊病。因此应该采取进一步措施提高全民的教育水平,消除地区教育发展的不平衡,由于教育属于准公共品之一,因此增加对教育的公共投入是政府义不容辞的义务。同时政府应高度重视教育不公引起的居民收入分配的不公平,在公平与效率之间着力于教育公平,防止教育向精英化、富人化发展,应普及弱势群体的基础性教育,避免教育不公是最大不公悲剧的出现。

(四)虽然人均公共品支出指数(GPI)和税负指数(TLI)在逐步回归中被剔除,但是就此否定两者对收入分配效用的影响却是片面的,从 Pearson 相关系数较高(0.991 和 0.918)就可以见得,虽然两者并非显著性的因素,但仍然有较高的相关度。原因在于:一方面公共品对私人品的替代效应也会对居民收入福利产生影响,同时公共品的非排他性和非竞争性也是把“双刃剑”,由于存在外部不经济,因此公共品对居民的收入福利也存在一定的损害;另一方面,我国公共品开支对于个人收入的改进没有明显的推动效应,说明政府尚未完全转变为公共性机构,因此切实履行政府公共职能,建设公共财政之路任重道远;同时政府应加大对社会保障的投入,开征社会保障税来调节居民收入,改进总体福利。其次,我国目前个人所得税纳税的主体是城镇居民,工薪阶层是城镇居民的主要社会群体,工资性收入是城镇居民收入的主要来源,这说明目前的个人所得税制累进性较差。原因在于,长期以来我国个人所得税起征点过低、实际征收方式过乱,造成实际税率和名义税率相差太大。因此提高个人所得税起征点、规范征收方式的呼声较高(2006 年个人所得税起征点已经提高到 1 600 元)。值得注意的是,现行税制都是建立在收入差距与支出差距(流量)基础之上的,忽视了对居民财产(存量)的征税。因此应该开征遗产税、物业税,使居民收入分配更倾向公平,改进居民收入的福利效用。

#### 注释:

①本文所提的居民主要是指城镇居民,但是在计算各种因子指数时,我们还是考虑了农村居民,并将农村居民按照城镇居民权数进行了加权处理,例如计算得出政府对农村居民提供的公共品相当于城市居民的 1/3。其他不一一累述。

#### 参考文献:

- [1]陈宗胜. 经济发展中的收入分配[J]. 南开学报, 1991, (2): 15~19.
- [2]赵人伟, 李实, 卡尔·李思勤. 中国居民收入分配再研究[M]. 北京: 中国财经出版社, 1999.
- [3]赵人伟, 丁赛. 中国居民财产的分配(中国人类发展报告 2005)[R]. 2004.
- [4]李子奈. 居民收入差距的数量界限[J]. 清华大学学报, 1995, (1): 61~63.
- [5]陈宗胜. 中国经济学未来可能的发展方向[J]. 经济学动态, 1997, (7): 16~21.
- [6]曾国安. 论政府调节居民收入差距的政策手段的选择[J]. 经济评论, 2000, (5): 18~24.
- [7]陈宗胜. 非法非正常收入对居民收入差别的影响及其经济学解释[J]. 经济研究, 2001, (4): 14~23.

- [8]郭平.居民收入分配现状与价值判断[J].财经研究,2003,(4):17~22.
- [9]Amartya Sen. Development as freedom[M]. Alfred A. Knopf out 1999.
- [10]沈百福.人口文化素质与经济发展水平的相关分析[J].北京大学教育评论,2004,(1):58~62.
- [11]白菊红.农村教育投资私人报酬率测算[J].浙江大学学报,2003,(4):145~149.
- [12]曾国安.20世纪70年代末以来中国城乡居民收入差距的演变、影响与调节政策选择[J].中国地质大学学报,2005,(6):2~5.
- [13]李实,魏众,丁赛.中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析[R]. www.fed.org.cn 经济发展论坛工作论文.
- [14]吴方卫.教育平等的地区分化与地区分化下的教育平等——对我国农村劳动力受教育状况的一个考察[J].财经研究,2005,(6):5~14.
- [15]A. B. Atkinson. On the measurement of Poverty[J]. Econmometrica, 1987,55(4): 749~764.
- [16]李实,岳希明.中国个人收入差距的最新变化[J].财经,2004:2~3.
- [17]严新明.试论职业体系和个人能力的动态发展及其互动关系[J].地方政府管理,1998,(5):11~12.
- [18]龚六堂.地区差距、要素流动与财政分权[J].经济研究,2004,(7):59~67.
- [19]赵海利.中外公共福利支出的比较分析[J].财经研究,1999,(11):10~15.
- [20]迟福林.中国改革的下一步[M].北京:中国经济出版社, 2002.
- [21]林善浪.中国农业发展问题报告 [M ].北京:中国发展出版社, 2003.
- [22]陶学荣,史玲.统筹城乡发展中的农村公共产品供给研究[J].财贸研究,2005,(3):16~20.

## A Standard Function of Residents' Income Distribution and the Welfare Appraisal ——The Model and the Empirical Analysis

GUO Ping, LI Heng

(School of Accounting, Hunan University, Changsha 410079, China)

**Abstract:** In recent years, the ever-increasing income disparity has caught the eye of the academic circle and there has been a heat debate over the issue for a quite long period. Although domestic scholars have risen to a relatively high height in terms of their empirical research, it is still a new field of combing the standard analysis with the empirical analysis. This paper is devoted to introducing the variable of value judgment into the income distribution function, obtaining the key influential factors and briefly analyzing their specific impact. It also manages to formulate a standard function to determine the income distribution and makes corresponding empirical analysis; finally, with the effect of residents' income distribution be examined by the Atkinson indices, it points out the way to adjust the income disparity.

**Key words:** income disparity; standard function; empirical analysis

(责任编辑 许柏)