

中等收入群体比重变动的因素分解^{*}

——基于收入极化指数的经验证据

龙莹

内容提要: 本文采用相对分布非参数核密度估计方法, 基于中国健康与营养数据库(CHNS) 1988—2010 年居民住户调查微观数据, 对影响中等收入群体比重变动的因素进行分解。实证结果显示, 一方面, 影响中等收入群体比重变动的因素中, “经济增长效应”大于“收入分配效应”, 即经济增长所带来的收入分布曲线平移产生的效应大于收入分配政策变化所带来的分布形状变化产生的效应; 同时, “收入分配效应”的短期效应大于长期效应; 另一方面, 向下相对极化指数大于向上相对极化指数, 且向下相对极化指数贡献率呈上升趋势。说明从长期看, 经济的快速增长使得中等收入群体划分标准提高, 而居民收入增加的速度低于经济增长的速度, 使得原本的中等收入群体向下落入低收入区间的比重大于向上成为高收入群体的比重, 且呈现逐年上升的趋势。

关键词: 中等收入群体; 收入极化指数; 相对分布; 非参数核密度估计

中图分类号: C812

文献标识码: A

文章编号: 1002-4565(2015)02-0037-07

Decomposition of Factors that Affect the Proportion Variation of the Middle-income Group: Based on the Evidence of Income Polarization Index

Long Ying

Abstract: Based on the residents' household survey micro-data of China Health and Nutrition Survey(CHNS) from 1988 to 2010, applying the nonparametric kernel density estimation method of relative distribution, we decompose the factors that affect the proportion variation of the middle-income group in this paper. Empirical results show that: on the one hand, among the factors that affect the proportion variation of the middle-income group, "Economic growth effect" is greater than "income distribution effect", and there is an increasing trend, that is, the size of the income distribution curve shift caused by economic growth is greater than the changes in the shape brought by the income allocation policy. At the same time, the short-term effect of "income distribution effect" is larger than the long-term effect. On the other hand, the lower relative polarization index is bigger than the upper relative polarization index, and the lower relative polarization index appears upward trend. It shows that, in the long term, rapid economic growth makes the criteria for the classification of middle-income group increased, while the rate of income increase in household is lower than the rate of economic growth, making the original middle-income groups fall down into the low-income group, and the proportion is greater than the group which become high-income group, and showing an increasing trend.

Key words: Middle-income Group; Income Polarization Index; Relative Distribution; Nonparametric Kernel Density Estimation

近年来, 在经济快速增长与居民收入增加的同时, 居民收入差距不断扩大, 出现了低收入群体规模扩大、高收入群体比重增加、中等收入群体比重缩小的趋势, 已渐近向“M 型”收入分布特征演化。这说明我国收入两极分化严重, 没有庞大的中等收入群体, 这种趋势应引起高度关注。有研究显示: 我国中

等收入群体比例大致占 23% 左右, 笔者测算的 2008 年北京城镇中等收入群体比重为 38.55%。而发达国家, 如美国, 中产阶级的比重达 70% 以上。党的

^{*} 本文获国家自然科学基金青年项目“我国中等收入群体规模变动因素分析研究”(12CJY016)、安徽大学“第三批青年骨干教师培养对象”(02303301)的资助。

十八大报告提出,到 2020 年我国将实现国内生产总值和城乡居民人均收入比 2010 年翻一番。在收入分配差距持续拉大的背景下,这个国民收入倍增计划,不应该是收入分配差距持续扩大基础上的倍增,而应当是中等收入群体比重不断扩大基础上的倍增。

一、文献综述

纵观国内外学者对中等收入群体的研究,主要集中于以下几方面:一是关于界定和测度中等收入群体的研究。较有影响的是 Thurow(1984)提出围绕收入空间的标准,将收入中位数附近 75% ~ 125% 区间内的群体界定为中等收入群体。其他一些学者提出不同的观点,认为中等收入群体的测算标准应依据人口标准而非收入标准,把 20% ~ 80% 分位数间累计 60% 的人群界定为中等收入群体(Levitan,1984; Levy,1987)。二是对中等收入群体比重变动影响因素的研究。国外对影响中等收入群体比重变动因素的研究角度较为广泛,主要归纳为两类,即经济增长、收入分配政策、商业周期等宏观因素(Willam,2001)和行业、职业、经验、受教育程度等微观因素(Jenkins,1995)。国内对中等收入群体比重变动影响因素的研究较少,纪宏、陈云(2009)从宏观层面研究了中等收入群体比重变动的原因。三是关于提高中等收入群体比重的路径选择,包括提高人力资本水平(Jenkins,1995)、收入流动(赵洁,2010)、实行减税(李培林,2007)、提高低收入者收入(纪玉山,2005)。

20 世纪 80 年代以来,一些西方发达国家中等收入群体的规模和影响力出现下降的趋势,部分国家甚至出现了“中等收入群体消失”的现象,而传统收入不平等理论无法解释这种现象。于是,收入分配研究的一个新领域——收入极化逐渐引起人们的关注。事实上,极化是近几十年来很多国家普遍存在的现象,是新自由主义经济的产物,国外对极化的相关研究很多。大体从以下两方面展开:一是围绕着一国是否出现收入极化的研究。综合 Jenkins(1995)、Riccardo 和 Massari(2009)等人的研究可以看出,即使收入差距相对较小的英国、意大利、西班牙、美国和加拿大等欧美发达国家,也面临着收入极化程度不断加深的现状,同时,这些研究还从极化的角度提供了关于中等收入群体明显减少的证据。

二是收入极化的测算方法。可以归纳为以下两类:第一,基于极化指标的传统研究方法(Esteban 和 Ray(1994))。第二,基于收入分布的现代非参数核密度估计方法。较有代表性的是相对分布核密度估计方法,由 Handcock 和 Morris(1998)提出。近年来,国内也有学者对收入极化进行研究(陈宗胜,2002;洪兴建,2007;王祖祥,2009),早期的研究多从理论角度讨论是否存在收入极化,后期的研究虽注重了实证分析,但没有利用极化方法体系来研究中等收入群体比重的变动,本文的研究可作为一个新的补充。

综上所述,国内虽有学者研究收入极化问题,但没有把中等收入群体减少与收入两极分化问题相结合进行研究。纵观各种极化测算方法,仅有相对分布非参数核密度估计是针对中等收入群体的最适合的研究方法,它的分解基于整个收入分布,显示了中等收入群体比重变化的大部分,甚至是全部信息。本文将根据相对分布的非参数核密度估计方法,结合收入极化指数的分解来研究中等收入群体比重的变动。本文首先介绍相对分布非参数核密度估计方法,然后根据中国健康营养调查数据库(CHNS)1988—2010 年微观收入数据对我国中等收入群体比重变动进行因素分解分析,同时计算收入相对极化指数,描述和分析中国中等收入群体比重变动情况。最后得出相关结论。

二、计量方法与数据来源

(一) 相对分布非参数核密度估计方法

相对分布非参数核密度估计方法是由 Handcock 和 Morris(1998)引入到收入分配问题的研究中,用来比较两组人口的收入分布,两组人口被称为“对比组”和“参照组”,通过对两组人口收入分布的对比来研究收入分布位置和形状的变化。

通常地,令 Y_0 代表“参照组”人口收入的一个连续随机变量, F_0 是 Y_0 的累积分布函数(CDF), f_0 是它的概率密度函数(PDF),类似地,“对比组”人口收入的连续随机变量为 Y ,累积分布函数为 F ,概率密度函数为 f 。此时,相对分布,或者说是 Y 对 Y_0 的等级变形(转换)被定义为随机变量 R :

$$R = F_0(Y) \quad (1)$$

随机变量 R 是通过变量 Y 在 Y_0 的分位排序上取值获得。 R 、 r 通常是相对数据,代表对比组居民收入

水平的累积分布函数相对参照组居民收入水平的累积分布函数的等级。R 定义为:

$$G(r) = F(F_0^{-1}(r)) \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (2)$$

r 是一个比例,且 $F_0^{-1}(r) = Q_0(r) = \inf\{y_0 | F_0(y) = r\} = y_r$ 是 F_0 的分位函数。相对密度 $g(r)$ 定义为在参照组分布第 r 分位数上估计的对比组居民密度函数和参照组居民密度函数的比率:

$$g(r) = \frac{f(F_0^{-1}(r))}{f_0(F_0^{-1}(r))} = \frac{f(y_r)}{f_0(y_r)} \quad 0 \leq r \leq 1, y_r \geq 0 \quad (3)$$

分位函数 $Q_0(r) = y_r$ 返回在参照组分布中低于按升序排列的比例为 r 的收入 y 的值。因此 $g(r)$ 可以被解释为在 y_r 分位上对比组居民和参照组居民的比率。相对密度 $g(r)$ 是随机变量 R 的概率密度函数。在收入分配领域,利用其测度收入分布离散程度,也称为熵指数。不断变化的分位数比率保证了相对密度比率是一个合适的概率密度函数。

本文中,相对分布密度 $g(r)$ 的计算如下:

$$\hat{g}(r) = \frac{\hat{f}(y_r)}{\hat{f}_0(y_r)} \quad (4)$$

$\hat{f}$ 和 $\hat{f}_0$ 通过在 P 分位上根据参照组收入 y_r 进行核密度估计得到,点 y_r 上两个密度函数的估计是相同的。

(二) 分解过程

根据相对分布方法可以分解“参照组”和“对比组”之间的收入差距,这种差距可能由平均收入或中位数收入的变化引起,称为“位置效应”,也可能归因于收入分布形状的变化,称为“形状效应”。通过定义“位置调整组”来对相对密度函数进行“位置效应”和“形状效应”的分解,位置调整组的收入分布形状和参照组相同,收入均值和对比组相同。代表位置调整组收入的一个连续随机变量表示为 $Y_{0L} = Y_0 + \rho$,其中 ρ 是参照组和对比组收入中位数的差距。 Y_{0L} 的累积密度函数 CDF 被定义为 $F_{0L} = F_0(y + \rho)$,它的概率密度函数为 f_{0L} 。

因此,分解可以写为:

$$\underbrace{\frac{f(y_r)}{f_0(y_r)}}_{g(r)} = \underbrace{\frac{f_{0L}(y_r)}{f_0(y_r)}}_{\text{位置效应 } g_L(r)} \times \underbrace{\frac{f(y_r)}{f_{0L}(y_r)}}_{\text{形状效应 } g_s(p)} \quad (5)$$

p 是对应于 y_r 的位置调整组 (Y_{0L}) 收入的分位排序。假如对比组与参照组有相同的中位数,“位置效应” $g_L(r)$ 的密度比率将服从 $[0, 1]$ 均匀分布。相

反地,假如两个分布有不同的中位数,当对比组中位数高于(低于)参照组中位数时 $g_L(r)$ 将增加(减小)。“形状效应”的密度比率 $g_s(p)$,代表位置效应的相对密度净值,对 $g_s(p)$ 的分析反映了发生在对比组和参照组间的再分配效应。

在效应分解的基础上,可以根据相对密度函数的曲线图形分析,计算中位数相对极化指数,如式(6)所示。中位数相对极化指数的取值在 $-1 \sim 1$ 之间变化,正值代表收入极化增加,负值则代表收入变化向中位数方向靠近,即极化程度减小,取值为 0 代表收入分布形状没有发生变化。通过中位数相对极化指数可以了解收入分布形状的变化,判断是否有向中位数收入靠拢的趋势,或者是向收入分布的一侧或双侧聚集的趋势,即可以用来判断收入极化程度的变化。

从形式上,考虑了参照组收入 Y_0 的对比组收入 Y 的中位数相对极化指数定义为:

$$MRP(F, F_0) = 4 \int_0^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| g(r) dr - 1 \quad (6)$$

除此之外,为了观察中位数两侧收入的变化,中位数相对极化指数可分解为向下相对极化指数(LRP)和向上相对极化指数(URP),即中位数相对极化指数可以分解为来自低收入群体和高收入群体的贡献,强调了总体极化的变化中,相对分布中高于和低于中位数部分的贡献分别为多少。计算公式分别为:

$$LRP(F, F_0) = 8 \int_0^{\frac{1}{2}} \left| r - \frac{1}{2} \right| g_s(r) dr - 1 \quad (7)$$

$$URP(F, F_0) = 8 \int_{\frac{1}{2}}^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| g_s(r) dr - 1 \quad (8)$$

$MRP(F, F_0) = 0.5 * [LRP(F, F_0) + URP(F, F_0)]$,它们的统计含义类似于中位数相对极化指数 MRP 。LRP 和 URP 的取值也在 $-1 \sim 1$ 之间变化,这两个极化指数的估计方法和具体含义类似于 MRP 。

(三) 数据来源

本文实证分析部分的数据来源于 1988—2010 年中国健康营养调查数据库(CHNS),CHNS 数据库是由北卡罗来纳州立大学教堂山分校和中国疾病预防控制中心下国际营养与食品安全协会联合发布的跟踪调查数据,调查从 1989 年开始,每隔几年进行一次调查,最新的数据是 2011 年从辽宁、江苏、湖

北、广西、北京、上海、重庆等12个省份中进行多阶段抽样调查所得,是根据随机聚类程序从包括26000个微观个体的4400个住户中调查的关于地理区域、经济发展、工资收入、公共资源和健康指标数据。在本文的分析中,采用了经过CPI平减后的个人可支配收入数据,从采集数据的省份也可以看出,样本包括东部、中部和西部,具有很好的代表性。

三、中等收入群体比重变动因素分解

(一) 基本分析

1. 收入相对分布曲线对比分析。

通过绘制我国收入分布的概率密度曲线,并选择早期的1992年和1990年进行对比,以及近期的2010年和2008年对比,可知,和1990年相比,1992年的收入分布曲线向右平移了一段距离,说明随着时间推移,居民收入不断增长,同时分布曲线变得更加平坦,说明收入差距不断扩大。并且2008年和2010年的收入分布曲线不像早期分布曲线那么平滑,分布曲线有多个峰值,尤其是2010年的分布曲线显示出明显的“M”型分布,表明收入分布在局部聚集,出现相对较低和较高收入群体比重较高,中等收入群体比重下降的趋势。

2. 收入相对分布的累积分布曲线和概率密度函数曲线。

绘制相对分布的累积分布函数曲线(CDF)和概率密度曲线(PDF),并以1992年和1990年对比,2010年和2008年对比。假定对比组和参照组的收入分布相同,则相对分布的CDF曲线和45°线重合,相对分布的PDF将全部在区间[0,1]间变化。结果显示,两个时间段的相对累积分布曲线CDF都在45°线下方,说明对比年份和参照年份相比,收入分配不平等程度加深。1992年和1990年对比的PDF曲线显示,累积约为70%分布曲线在[0,1]区间变化,约为30%的部分大于1。说明1992年和1990

年相比,收入分布曲线70%的部分低于1990年,30%的部分高于1990年,这也说明了1992年的收入分布曲线比1990年的更加平坦,不平等程度加深。类似地,从2010年和2008年对比的PDF曲线中可以看出,累积约为57%分布曲线在[0,1]区间变化,约为43%的部分大于1。说明2010年和2008年相比,收入分布曲线57%的部分低于2008年,43%的部分高于2008年,反映这个时间段内收入分布曲线的对比中,2010年的更加平坦,收入分配不平等程度更深。

3. 中等收入群体比重变化趋势分析。

笔者在“中国中等收入群体规模动态变迁与收入两极分化:统计描述与测算”(2012)一文中根据CHNS数据库收入数据,采用部分排序法测算了1988—2005年中国中等收入群体的比重。本文利用最新数据,补充上2008年、2010年的测算结果,具体见表1。可以看出,近年来居民人均年收入有了较大提高,2010年是15517元,是1988年的6倍左右。中位数和平均数的比值呈现不断下降的趋势,反之, $(1 - \text{中位数}/\text{平均数})$ 呈上升的趋势,该指标测度的是收入分布的偏度,从数值上看,收入差距不断扩大。

表1最下面3行表示当收入在中位数的不同范围内变化时中等收入群体比重。以最常用且具有代表性的75%~125%范围为例,2008年中等收入群体比重为21.5%,2010年为21.1%,和前面年份相比,除了中间个别年份比重略有上升外,中等收入群体比重总体上呈下降的趋势,从1988年的27.9%下降到2010年的21.1%,20余年间,下降6.8个百分点。同时可以看出,中国中等收入群体比重偏小,即使稍微放宽范围,在75%~150%范围内,2010年中等收入群体比重还不足30%,远低于发达国家的水平(如美国中产阶级比重在70%以上),也低于笔者之前测算的北京城镇中等收入群体比重38.55%。

表1 1988—2010年收入描述性指标及中等收入群体比重

年份	1988	1990	1992	1996	1999	2003	2005	2008	2010
平均数(元)	2623.877	2536.687	2959.448	3718.768	4826.755	6459.366	7475.611	12753.557	15516.379
中位数(元)	2221.974	2154.522	2289.81	3011.817	3724.06	4528.329	4957.712	8805.295	111819.244
中位数/平均数	0.847	0.849	0.774	0.81	0.772	0.701	0.663	0.690	0.762
不同范围内中等收入群体比重(%)									
75~125	27.9	26.8	25.0	25.9	23.7	22.0	20.4	21.5	21.1
75~150	38.4	38.2	33.6	35.7	32.8	28.6	28.1	29.3	29.8
50~150	51.9	53.4	48.5	51.2	46.6	42.0	40.4	43.0	43.6

(二) 中等收入群体比重变动影响因素的实证分析

根据相对分布分解原理,计算熵指数和中位数相对极化指数。总体熵指数分解为“位置效应”和“形状效应”,“位置效应”反映分布整体所在位置的收入水平和变动情况,也即经济增长效应,“形状效应”反映收入分布的极化状况及其变动,也即收入分配效应。中位数相对极化指数分解为向上相对极化指数和向下相对极化指数。

1990—1992 年和 2008—2010 年两个时期居民收入相对分布及其分解,结果显示,两个时期的“总效应”中,“位置效应”均大于“形状效应”,但是两个时期相对分布密度曲线形状有很大区别。1990—1992 年相交于 60% 分位点,而 2008—2010 年与 1 相交于 50% 分位点。两个时期的“形状效应”分布曲线差异较大,具体来说,1990—1992 年的相对密度曲线在收入的低分位数和高分位数上对比组高于参照组,与之相反的是,2008—2010 年的相对密度曲线低分位数和高分位数上对比组低于参照组。正是这些差异导致了前面所述的两个时期“总效应”的分布曲线不同。下面将根据表 2 和表 3 来解释上述差异的具体原因。

表 2 1990—1992 年中等收入群体收入宏观效应和相对极化指数(1992 年为对比组)

	熵	贡献百分比	
收入分布变化的总效应	0.0256	—	
位置效应	0.0133	51.95%	
形状效应	0.0123	48.05%	
相对极化指数	估计值	95% 置信区间	P 值
MRP	0.142	0.125 ~ 0.159	0.000
LRP	0.140	0.106 ~ 0.174	0.000
URP	0.144	0.110 ~ 0.178	0.000

表 3 2008—2010 年中等收入群体收入宏观效应和相对极化指数(2010 年为对比组)

	熵	贡献百分比	
收入分布变化的总效应	0.0576	—	
位置效应	0.0454	79.2%	
形状效应	0.0119	20.8%	
相对极化指数	估计值	95% 置信区间	P 值
MRP	0.117	0.100 ~ 0.134	0.000
LRP	0.194	0.161 ~ 0.227	0.000
URP	0.041	0.006 ~ 0.075	0.011

表 2 是 1990—1992 年收入相对分布的分解结果。表的上半部分是收入分布变化的总效应及效应分解,可以看出,总效应为 0.0256,其中“位置效应”

为 0.0133,贡献百分比为 51.95%;“形状效应”为 0.0123,贡献百分比为 48.05%。由此可知,在 1990—1992 年,中等收入群体收入分布的变化中,“经济增长效应”大于“收入分配效应”,说明中等收入群体比重变动过程中,经济增长因素所导致的收入分布曲线的变化大于收入分配因素带来的分布形状的变化。表的下半部分为中位数相对极化指数及其分解值,中位数相对极化指数为 0.142,其中,向下相对极化指数 LRP 为 0.140,向上相对极化指数 URP 为 0.144,各自对应的概率 P 分别为 0.000、0.000、0.000,均显著小于 5% 显著性水平,同时给出了 95% 的置信区间。从中可以看出,1990—1992 年,收入两极分化的存在是由 LRP 和 URP 二者共同带来的,这也解释了中等收入群体比重变化的原因,是因为一部分中等收入居民向下落入了低收入群体,另一方面因为一部分中等收入居民向上流动变为高收入群体。但是,URP 大于 LRP,说明这期间中等收入群体比重缩小的更重要的原因是由于较多的居民向上成为高收入群体。

表 3 是 2008—2010 年收入相对分布分解结果。表的上半部分是收入分布变化的总效应及效应分解,可以看出,总效应为 0.0576,其中“位置效应”为 0.0454,贡献百分比为 79.2%;“形状效应”为 0.0119,贡献百分比为 20.8%。由此可知,在 2008—2010 年,中等收入群体收入分布的变化中,“经济增长效应”仍然大于“收入分配效应”。但是,和 1990—1992 年相比,这段时间里,“收入分配效应”的贡献明显减少,从 48.05% 下降为 20.8%,而“经济增长效应”则有显著提高,从 51.95% 提高到 79.2%,提高了近 28%。说明经济快速发展带来的各个收入群体所占比重变化远远大于各种收入分配因素变化带来的比重的变化,从图形上看就是中等收入群体比重不断减少,收入分布曲线呈现“M”型分布特征。表的下半部分为中位数相对极化指数及其分解值,中位数相对极化指数为 0.117,其中,LRP 为 0.194,URP 为 0.041,各自对应的概率 P 值分别为 0.000、0.000、0.011,均显著小于 5% 显著性水平,同时给出了 95% 的置信区间。可以看出,2008—2010 年,LRP 大于 URP,说明中等收入群体比重不断减小的原因和 1990—1992 年截然相反,这期间中等收入群体比重缩小的原因更多地是由于较多的居民向下落入低收入群体。为了进一步说明问

题,以 2010 年为对比组,其余年份为参照组,计算历年收入相对极化指数的贡献度,如表 4 所示。

表 4 1988—2008 年收入相对极化指数贡献度
(2010 年为对比组)

年份	1988	1990	1992	1996	1999	2003	2005	2008
LRP 贡献(%)	55.3	54.0	56.5	57.6	55.1	64.6	68.4	82.6
URP 贡献(%)	44.7	46.0	43.5	42.4	44.9	35.4	31.6	17.4

从表 4 可以看出,1988—2008 年间,整体上看,LRP 的贡献率处于上升的趋势,从 1988 年的 55.3% 上升到 2008 年的 82.6%。相反的是,URP 的贡献度呈下降的趋势,从 1988 年的 44.7% 下降到 17.4%。上述变化说明,1988—2008 年间,我国中等收入群体比重的变化中,向下落入低收入群体的比重大于向上成为高收入群体比重,说明在这期间,中等收入群体比重的减少是由于更多的居民相对收入减少,向下落入低收入群体。这不等于是说明每个人的绝对收入减少,而是收入增加的速度低于经济发展的速度,经济的快速增长使得中等收入群体划分标准提高,从而导致处于中等收入区间偏低区域附近的群体向下落入低收入区间。

最后需要指出的是,不同的参照组与对比组的选择对模型结果有一定的影响,具体来看,根据数据库的历年数据,选择不同年份分别作为对比组和参照组,经过不同年份的多次对比分析与试算发现:①相对分布非参数核密度估计结果在短期和中期(1~10 年左右)比较稳定。例如,以 1999 年为对比组,1996 年、1992 年、1990 年、1988 年分别作为参照组,以及以 2010 年为对比组,2008 年、2005 年、2003 年、1999 年分别为参照组,得出结论都较为相似,如表 5 所示。可以看出,一方面,无论对比组如何选择,“位置效应”均大于“形状效应”,即经济增长效应大于收入分配效应,说明影响中等收入群体比重变化最大的还是经济增长因素;另一方面,和中长期相比,短期收入分配效应贡献程度增加,并呈现逐年上升趋势,说明收入分配政策变化的短期效应大于长期效应。例如,以 2010 年为对比组,1999 年为参照组,收入分配效应的贡献度只有 3.1%,而 2010 年与 2008 年对比中,收入分配效应的贡献度有 20.8%。类似地,以 1999 年为对比组,1992 年的收入分配效应贡献度只有 4.9%,1996 年上升到 11.3%。②从更长时期来看,如 2010 年为对比组,1990 年为参照组(历时 20 年),得出结论不能很好

地说明问题,这也是有待于以后进一步探索和完善的。综上所述,本文重点进行了短期分析,选择对比差异较大的两个时期(1992 年与 1990 年对比,2010 年与 2008 年对比)进行分析。

表 5 1988—2008 年中等收入群体比重变动
影响因素的效应贡献度

参照组	1999 年为对比组				2010 年为对比组			
	1988	1990	1992	1996	1999	2003	2005	2008
位置效应(%)	90.1	94.6	95.1	88.7	96.9	89.6	84.0	79.2
形状效应(%)	9.9	5.4	4.9	11.3	3.1	10.4	16.0	20.8

四、主要结论

(一)“经济增长效应”大于“收入分配效应”,“收入分配效应”的短期效应大于长期效应

从形状上看,随着时间的推移,我国居民收入分布密度函数曲线向右平移,同时,密度曲线的形状发生改变,变为双峰或者多峰分布,且收入分布曲线变得更加扁平。从福利经济学的角度而言,收入分布密度曲线向右平移,反映的是经济增长效应,意味着平均收入的提高,代表了人们福利水平的提高,体现了假定所有人可以均等受益情况下经济增长对于不同年份间居民的福利改善所起到的作用。收入分布形态的改变则涉及到复杂的二阶变换,反映的是收入分配效应,不同收入群体的变动幅度不同,从而使分布发生了扭曲,甚至出现了通常文中描述的双峰或多峰的现象。图形表现为双峰分布的收入密度曲线表明不同年份间围绕均值所产生的两极分化对于整体分布的影响,反映了整体样本中收入的分化程度,同时表明了在不同年份间由于收入分配政策的改变,或者是异质性群体的存在,如行业的差异等,从而使分布出现了形态上的改变。

中等收入群体比重变动的宏观影响因素分解结果表明“位置效应”大于“形状效应”,可以理解为,经济增长所带来的收入分布曲线平移产生的效应,大于收入分配政策变化所带来的分布形状变化产生的效应。因为经济增长所带来的是全体居民收入水平的提高,是对全体居民整体福利的改进,在图形上表现为向右平移。而收入分配效应所带来的则是收入分布密度函数曲线形状的改变,对不同群体的影响效果是不同的,若收入分布密度函数曲线出现双峰现象,表明对中间部分影响较大,也就是收入分配效应对中等收入群体影响更大,分布中间部分下陷,呈现出“M 型”,说明中等收入群体比重缩小。这可

以从经济学角度来解释,例如对居民的税收政策,目前国家采取的是累进税。事实上,对全体居民而言,这种制度影响最大的是中等收入群体。因为限制了起征点,低收入群体基本上不会落入征税的区间,相比而言,高收入群体财富积累较多,征税对其影响也不大,加之目前没有开征遗产税,因此高收入群体的财富很大一部分顺利地转移到下一代。

收入分配政策变化的短期效应大于长期效应,这是因为随着经济的发展,不同时期会制定与经济发展相适应的收入分配政策,分配政策在相应的经济周期内发挥作用,对包括中等收入群体在内的不同收入群体产生影响,从较长时期的对比来看,当制定新的收入分配政策,原先的收入分配政策的影响效果逐渐减弱,所以,收入分配政策的短期效应大于长期效应。

(二)中等收入群体比重减小,向下相对极化指数LRP的贡献率呈上升趋势

收入两极分化是由于各收入群体向两端聚集,形成富者越富、穷者越穷的局面,中位数相对极化指数从数量上较好地反映了中等收入群体比重变化的原因,通过向下相对极化指数和向上相对极化指数定量地分析了各群体聚集的方向和程度。从本文实证结果来看,1988—2010年间,我国中等收入群体比重呈下降趋势,向下相对极化指数LRP的贡献率呈上升趋势,说明在这期间,中等收入群体比重的减少是由于更多的居民相对收入减少,向下落入低收入区间。从长期看,随着经济的快速发展,带来全体居民收入水平的提高,据此计算的收入中位数水平也相应提高,即划分中等收入群体的标准提高,使得原本的中等收入群体向下落入低收入群体的比重大于向上成为高收入群体的比重。从收入分布曲线的形状可知,收入分布的高分位数部分出现拖尾现象,说明虽然高收入群体收入分布区间跨度较大,但比重较小。同时,从各个收入群体比重分布来看,相对高收入群体而言,低收入群体所占比重更大,和更高的中等收入群体划分标准相比,更多的人落入了低收入区间。

参考文献

- [1] 龙莹. 中国中等收入群体规模动态变迁与收入两极分化: 统计描述与测算[J]. 财贸研究, 2012(2): 92-99.
- [2] 陈宗胜. 关于收入差距倒U曲线及两极分化研究中的几个方法问题[J]. 中国社会科学, 2002(5): 78-82.
- [3] 洪兴建, 李金昌. 两极分化测度方法述评与中国居民收入两极分化[J]. 经济研究, 2007(11): 139-153.
- [4] 纪宏, 陈云. 我国中收入者比重及其变动的测度研究[J]. 经济学动态, 2009(6): 11-16.
- [5] 纪玉山, 代栓平, 何翠翠. 中等收入者比重的扩大及“橄榄型”财富结构的达致[J]. 社会科学研究, 2005(2): 35-40.
- [6] 李培林. 关于扩大中等收入者比重的若干思考[J]. 红旗文稿, 2007(18): 14-15.
- [7] 王祖祥, 范传祥, 何耀等. 农村贫困与极化问题研究—以湖北省为例[J]. 中国社会科学, 2009(6): 73-88.
- [8] 赵洁. 社会转型期我国中等收入阶层的评判标准[J]. 求实, 2010(9): 53-56.
- [9] Handcock, M. S., Morris, M. . Relative Distribution Methods [J]. Sociological Methodology, 1998(28): 53-97.
- [10] Joan-Maria Esteban and Debraj Ray. On the Measurement of Polarization [J]. Econometrica, 1994(7): 819-851.
- [11] Levy, F. The Middle Class: Is It Really Vanishing? [J]. Brookings Review, 1987(3): 17-21.
- [12] Levitan S. A., Carlson, P. E. Middle-class shrinkage? [J]. Across Board, 1984: 55-59.
- [13] Riccardo Massari, Maria Grazia Pittau, Roberto Zelli. A dwindling middle class? Italian evidence in the 2000s [J]. The Journal of Economic Inequality, 2009(7): 333-350.
- [14] Stephen P. Jenkins. Did the middle class shrink during the 1980s? UK evidence from kernel density estimates [J]. Economics Letters, 1995(49): 407-413.
- [15] Thurow, L. C. The disappearance of the middle class [N]. New York Times, 1984. F3, February.
- [16] William Easterly. The Middle Class Consensus and Economic Development [J]. Journal of Economic Growth, 2001(6): 317-335.

作者简介

龙莹,女,1981年生,云南曲靖人,2011年毕业于中央财经大学,获经济学博士学位,现为安徽大学经济学院副教授,中国统计教育学会理事,全国工业统计教学研究会理事。研究方向为收入分配、宏观经济统计分析。

(责任编辑:曹麦)