

□财经前沿

中国城镇居民收入分布的变迁研究

孙巍 苏鹏

【摘要】居民收入变化包括收入分布的位置、延展性和形态的变化等,可以把这种居民收入整体特征的变化称为收入分布变迁。利用收集整理到的我国省市年鉴收入分组数据和CHNS数据,通过参数和非参数两种估计方法完整地刻画城镇居民收入分布变迁。参数定量分析结果表明:我国经济持续快速发展使得城镇居民收入由低到高向上转移的趋势明显,而收入提高的不同步性又导致了收入的差异性。进一步的反事实分析表明:在收入变迁过程中,经济发展的推动作用为主导,由现阶段的分配制度等导致的不同步次之。另外,收入分布变迁带来的社会效应及其市场效应也值得进一步研究思考。

【关键词】收入分布;收入分布变迁;非参数核密度估计;反事实分析

【基金项目】教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(10JJD790032);吉林省科技厅软科学项目(20110616)

【收稿日期】2012-04-18

【作者简介】孙巍,吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授;苏鹏,吉林大学商学院博士研究生。(长春 130012)

一、引言

自上世纪70年代末改革开放以来,我国经济持续快速增长,取得了令世人瞩目的成就。GDP总量从1978年的3645亿元增长到2010年的397983亿元,年均增长9.87%。人民的收入水平也得到了极大的提高:城镇居民人均可支配收入从1978年的343.4元(绝对收入)到19109元,剔除了通胀因素(以1978年收入折算)之后实际收入翻了近6倍;农村人均纯收入由1978年的133.6元到2010年的5919元,折算后也增长了将近5倍。同时,人民内部的收入差距也存在扩大趋势,如最高收入组收入与最低收入组收入由2000年的5倍增大为2009年的9倍。我国居民收入格局的这些显著变化势必会对居民消费结构形成影响,其中整体收入水平的迅速提高将有助于促进消费,张继海和臧旭恒进一步通过误差修正模型证明了我国城镇居民消费与收入间存在长期的协整关系。^[1]长期来说,居民收入增长是制约消费增长的重要因素,另一方面,收入差距对消费的影响也已被许多学者证实,乔为国和孔欣欣认为收入差距在一定范围内不会影响消费,一旦超出这一范围对消费有抑制作用。^[2]居民消费结构的变化会直接导致各个市场的需求波动,加上我国人口众多的现状,这种变化反映到市场上得到进一步扩大。改革开放以来,我国相继出现的彩电冰箱热、黄金股票热以及近年来的能源电力紧缺、轿车和房地产市场持续需求旺盛等市

场非均衡现象,很有可能源于居民收入格局的变化。^[3-4]因而是要想深入探讨这些特定市场上非均衡现象背后的运行机理,准确地把握我国近年来的居民收入变化就显得尤为重要。

我国居民收入变化主要体现在居民收入水平的提高和收入分配差距的演变上,这些变化在分布曲线上分别表现为分布曲线水平右移及其形状的改变,本文将居民收入水平的提高和收入相对分布演变(分布曲线形状的改变)共同作用下的收入变化称为收入分布的变迁。这个定义期望刻画绝对收入水平增长和相对收入分布变化两个方面共同作用下的居民收入变迁效应。已有的关于收入分布的研究多集中于收入的不均等(地区差异、行业差异与收入等级间的差异等)方面即收入相对分布扩大及其影响因素的研究方面^[5],而针对本文提出的收入分布变迁的全面深入研究尚未见到,但是已有的收入分布及其变化方面的理论方法和研究成果为收入分布变迁的研究奠定了较好的基础。

收入分布函数的研究方面,自从帕累托提出了收入分布的帕累托(Pareto)分布开启了收入分布函数拟合的这一新研究领域之后,人们很快意识到了这个问题的重要性,许多人开始投入到这一问题的研究中,如 Ammon 和 Gibrat 等相继给出的 Gamma 分布和对数正态(Lognormal)分布等。其中,帕累托分布是对中高收入人群拟合的最好的,但也只能拟合中高收入,后两个分布虽然对整个收入分布都可以拟合,但是两端的拟合度很差。Salem & Mount 通过对 20 世纪 60 年代美国居民收入分配状况的研究,认为 Gamma 分布比对数正态分布拟合的更好。^[6]2-参数模型(前面所述三种)存在一定的不足,有人通过增加参数来弥补这些不足,于是提出了 3-参数收入分布估计模型,其中包括广义的 Gamma 分布、Singh-Maddala 分布及 Dagum 分布^[7-9],Dagum 分布一度被认为是最优的 3-参数分布函数。计算技术的发展极大地提高了复杂参数模型的参数估计的计算能力,于是就有了近来的 4-参数模型。其中最具有影响力的当属 McDonald 引入的广义 beta1 和广义 beta2 分布(分别命名为 GB1 和 GB2)^[10]以及 Reed 给出的双帕累托对数正态分布模型(dPIN)^[11-12]。近来提出的新函数在我国的应用中并未体现出明显的优势,目前国内主要采用的仍然还是 Pareto 分布、Gamma 分布和 Lognormal 分布。

近年来,非参数核密度估计法由于不依赖于分布函数的准确选取,可以避免由于实际收入数据不严格服从某一分布造成的偏差被越来越多的人所采用。该方法由 Parzen 提出^[13],后经 Rudemo, Wu, Ahmad & Fan 等学者不断改进目前已基本成熟^[14-16]。收入分布方面的研究,目前国外主流是应用非参数核密度估计法拟合出收入分布曲线,刻画收入分布的整体特征,分析收入分布曲线随时间的变化以及其对收入差距或收入分配格局的影响,较有代表性的有 Pittau & Zelli, Jenkins & Van Kerm 等^[17-18]。但非参数核密度估计的结果依赖于图表说明,若想定量研究收入分布并进一步应用,则没有参数分布函数显得那么方便快捷(参数方法会损失一定的准确性)。

我国学术界关于收入分布方面的研究方法多采用一般的描述性统计方法,即采用直方图、Q-Q 图、P-P 图等或者观察均值、方差、偏度与峰值等变化,大致地描述收入分布变迁。定量研究居民收入分布的成果近年来逐渐丰富起来,其中较有代表性的有:王兢利用 P-P 图等统计方法筛选后,选取对数正态分布对郑州市 2003 年居民收入分布进行拟合,进而进行贫困线、贫困率的测算;^[19]王海港用帕累托分布拟合了我国 1988 年和 1995 年两年的居民收入分布并进行比较分析,总结了这一阶段我国居民收入分布格局的变化特征等。^[20]另外,核密度估计也逐渐被我国学者所采用并进行收入分布的研究,张渝使用自适应核密度估计对中国 1998 和 2003 年的城乡居民收入分布进行了分析和比较,研究主要采用的是市级或县级加总数据,表明中国在这些年间收入水平上升的同时两极分化增加,收入差距加大的原因是中等收入人口的右移;^[21]徐现祥和王海港采用核密度估计各省区收入分布并加总得到全国分布,发现中国收入分布逐渐右移并呈现双峰分

布,从要素贡献的角度分析了收入分布呈现两极分化的原因等。^[22]

本文借鉴国内外已有的收入分布方面的研究成果,旨在深入全面地研究刻画本文提出的我国最近几年城镇居民收入分布变迁的整体现状及其规律。利用收集整理得到的我国统计年鉴2000—2009年城镇居民收入分组数据(以下简称收入分组数据)和八次CHNS(中国家庭营养健康调查)^①数据中的我国城镇居民收入数据,首先分别进行非参数核密度估计,得到近年来我国收入分布变化的整体特征,然后依据两种数据的特点及后续研究的需要,通过比较选取合适的参数分布函数进一步进行收入分布变迁的定量分析,最后选取大样本的CHNS数据进行收入分布变迁的非参数反事实分解刻画。

二、研究方法

(一) 我国收入分布的拟合方法

我们将首先采用核密度估计来拟合两种数据的收入分布,这是一种非参数方法,可以不必提前设定收入分布密度函数的具体形式,保持数据信息的完整性,这目前已成为估计收入分布的重要工具。在任意的收入水平 x 处的总体密度函数 $f(x)$ 的核密度估计为:

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (1)$$

其中, $K(\cdot)$ 称作核函数(kernel function), h 称为带宽。(1)式中的核函数 $K(\cdot)$ 和带宽 h 均可自由选取,如果样本足够大,不同核函数的选取对结果的影响并不显著,本文选取高斯核函数 $K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right)$ 。但是带宽的选择却至关重要,它控制核密度估计的平滑程度,带宽越大,估计越平滑,但估计的偏差越大。我们采用一种基于数据的自动带宽 $h = 0.9 \cdot sd \cdot n^{-1/5}$,其中 sd 为对数收入方差, n 为观察值个数。

表1 选用的参数分布函数

分布名称	表达式
Gamma 分布	$y = f(x a, b) = \frac{1}{b^a \Gamma(\alpha)} x^{a-1} e^{-\frac{x}{b}}$
Lognormal 分布	$y = f(x \mu, \sigma) = \frac{1}{x\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}$
Generalized Pareto 分布	$y = f(x k, \sigma, \theta) = \left(\frac{1}{\sigma}\right) \left(1 + k \frac{(x - \theta)}{\sigma}\right)^{-1-\frac{1}{k}}$

注: $\Gamma(\alpha)$ 为伽马函数, $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ 。

在定量研究收入分布变迁时,参数收入分布函数从目前主要采用的Pareto分布、Gamma分布和Lognormal分布这三种分布中选择,其中Pareto分布采用3-参数广义Pareto分布,表1给出它们的表达式。关于收入分布函数的选择以往多借助于P-P图或Q-Q图或通过估计拟合残差等

^① CHNS全称为China Health and Nutrition Survey(中国家庭营养健康调查),该调查由美国北卡罗来纳大学卡罗来纳人口中心、美国营养食品安全局和中国疾病预防控制中心合作进行,涵盖了我国辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州9个省份,截到现在分别于1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年进行了八次。

进行, 本文依据非参数核密度结果完全依赖于数据本身和包含样本几乎所有信息的特点, 拿选取的参数分布函数与之比较, 构造一定的拟合度量指标选取适合的参数分布。选取一收入数列 $x_1, x_2, \dots, x_n$, 利用 (1) 式计算出它们对应的非参数核密度估计值记为 $\hat{f}_i, i = 1, 2, \dots, n$, 对应的参数收入分布函数密度估计值记为 $\tilde{f}_i, i = 1, 2, \dots, n$, 则

$$\Delta = \sum_{i=1}^n |\tilde{f}_i - \hat{f}_i|, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

便作为参数分布对数据的拟合程度的一个度量, Δ 值越小说明该参数分布函数拟合的效果越接近于核密度估计拟合结果, 拟合效果也就越好。

(二) 收入分布变迁的反事实分解

在选取了合适的参数分布函数并定量研究了收入分布变迁之后, 为了进一步了解变迁的深层次的蕴义, 有必要对收入分布变迁进行分解。设 $f(x)$ 为收入的概率密度函数, 则基期 0 和报告期 1 两个年份间的总的收入分布变迁为:

$$\Delta f(x) = f_1(x) - f_0(x) \quad (3)$$

借鉴 Jenkins & Van Kerm 的方法^[18], 利用反事实分析的方法可以将 (3) 式分解为三部分。一是在保持其他条件不变的情况下, 只有均值变化即收入水平的提高造成的各个收入水平下人口密度的变化 (均值效应); 二是保持其他条件不变的情况下, 只让方差变化带来的各个收入水平下人口密度的变化 (方差效应); 三是保持其他条件不变, 只在偏度、峰度等高阶矩变化造成的各个收入水平下人口密度的变化 (残差效应), 具体如下。

假设有一个描述基期 0 和报告期 1 的数据关系的收入转换函数, 记为 $g(x)$, 即 $x_1 = g(x_0)$, 则两个时期的密度函数之间有如下的关系:

$$f_1(x) = \left| \frac{d(g^{-1}(x))}{dx} \right| f_0(g^{-1}(x)) \quad (4)$$

通过选取不同的转换函数 g , 我们可以构造出反映各种收入变化特征的函数。在下面的部分, 如果假设基期 0 和报告期 1 的收入关系为 $x_1 = \alpha + \beta x_0$, 于是依据 (4) 式可以有

$$\zeta(x) = \left| \frac{1}{\beta} \right| f_0\left(\frac{x - \alpha}{\beta}\right) \quad (5)$$

通过改变 α 和 β 的值, 就可以构造出不同的变化函数。

(1) 均值变化

令 (5) 式中的 $\alpha = a, \beta = 1$, 则此时 (5) 反映的是原来的密度函数沿收入轴的移动, 同时调节 a 使得转换函数的期望值 $E(\zeta_1)$ 等于报告期的分布的期望 $E(f_1)$, 即

$$a = E(f_1) - E(f_0) \quad (6)$$

此时的转换函数为 $\zeta_1(x; \mu_1, \sigma_0)$, μ_1, σ_0 分别为报告期的收入均值和基期收入的方差。

(2) 方差的变化

如果把报告期收入 x_1 看作基期收入和基期收入均值的线性组合

$$x_1 = s x_0 + (1 - s) E(f_0) \quad (7)$$

这时线性变换参数 $\alpha = (1 - s) E(f_0), \beta = s$ 。均值保持不变, 但方差以 s^2 的速度减小。应用该变换且调整 s 使得 $Var(\zeta_1) = Var(f_1)$, 即

$$s = \sqrt{\frac{Var(f_1)}{Var(f_0)}} \quad (8)$$

此时的转换函数为 $\zeta_1(x; \mu_0, \sigma_1)$, μ_0, σ_1 分别表示基期的收入均值和报告期收入的方差。

(3) 均值和方差的联合变化

令 $\alpha = E(f_1) - sE(f_0)$, $\beta = s$, 则表示的转化函数为 $\zeta_1(x; \mu_1, \sigma_1)$, 具有和第二期一样的均值和方差: $E(\zeta_1) = E(f_1)$, $Var(\zeta_1) = Var(f_1)$ 。

综上所述, 我们可以得到收入分布变迁的分解方程:

$$\begin{aligned} \Delta f(x) = & \underbrace{\eta(\zeta_1(x; \mu_1, \sigma_0) - f_0(x)) + (1 - \eta)(\zeta_1(x; \mu_1, \sigma_1) - \zeta_1(x; \mu_0, \sigma_1))}_{C_1(x)} \\ & + \underbrace{\eta(\zeta_1(x; \mu_1, \sigma_1) - \zeta_1(x; \mu_1, \sigma_0)) + (1 - \eta)(\zeta_1(x; \mu_0, \sigma_1) - f_0(x))}_{C_2(x)} \\ & + \underbrace{f_1(x) - \zeta_1(x; \mu_1, \sigma_1)}_{C_3(x)} \end{aligned} \quad (9)$$

其中, η 决定我们在 C_i ($i = 1, 2$) 中引入的不同变化的权重, 一般情况下 $\eta = 1$ 或 $\eta = 0$, 本文选取 $\eta = 1$, $C_1(x)$ 、 $C_2(x)$ 、 $C_3(x)$ 分别表示均值效应、方差效应、残差效应。

三、实证分析

本文的数据有两种——收入分组数据和 CHNS 数据, 前者是我国 31 省市统计年鉴中的城镇居民 2000—2009 年连续的十年收入分组数据 (大多分 7 组, 个别省份分 5 组); 后者包含全国 (城镇与农村) 居民 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年八年的微观入户调查收入数据 (以 2009 年为不变价), 该数据样本容量大 (城镇 2000 多人)。对于统计年鉴数据, 我们把各省的数据混合作为全国的收入数据 (每年约 200 个点), 为了数据间的可比性, 本文所用的数据全部以 CHNS 2009 年收入为不变价。

首先采用高斯—核密度估计, 选择两数据中均有的 2000、2004、2006 和 2009 年, 拟合其收入分布曲线, 总结我国近年收入分布变迁的整体特征, 并完成定量分析的数据选择, 结果如图 1。其中, 收入分布变迁的整体特征可归纳为收入水平快速增长的同时收入差异性不断增强, 表现为分布曲线的右移和分布的趋缓; 数据对比结果显示, 两数据拟合结果基本相近, 不同在于 CHNS 拟合的分布双峰、多峰趋势较为明显, 而分组数据为单峰。Minoiu 研究发现^[23], 当收入分布单峰时, 参数方法能够得到不错的结果; 分布呈现多峰时, 参数方法就略显不足, 而这时非参数方法正好可弥补其不足。所以, 参数定量研究时使用年鉴收入分组数据, 进行非参数分解刻画时为了信息的完整性使用 CHNS 数据。

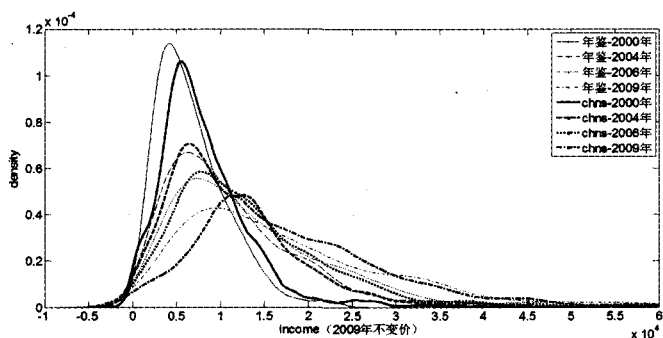


图1 分组数据和 CHNS 数据非参数核密度估计结果对比

对于参数分布函数的选择, 通过比较国内普遍使用的 Pareto 分布、Gamma 分布和 Lognormal 分布, 从中选出最为适合年鉴数据的分布函数, 其中 Pareto 分布使用 3-参数广义 Pareto 分布, 表 2 给出这三种分布对收入分组数据的拟合参数估计结果。依据研究方法中的 (2) 式计算三种参数分布 2000—2009 年的拟合度 Δ , 表 3 给出相应的计算结果。

从表 3 拟合度的计算结果可以看出, 对 2000—2009 年鉴中城镇居民收入分组数据, 广义 Pa-

reto 分布的拟合效果最差, Gamma 分布和 Lognormal 分布相比, 除了 2009 年略微差点外, Gamma 分布的拟合效果均优于 Lognormal 分布。于是, 本文将采用 Gamma 分布分区间完成 2000—2008 年对收入分布变迁的参数度量, 2009 年采用 Lognormal 分布。

表 2 收入分组数据三种参数分布函数估计结果

	GPareto		Gamma		Logn	
	σ	k	σ	a	b	μ
2000 年	-0.3690	8960.9	3.1580	2150.9	8.6570	0.5867
2001 年	-0.2891	10755	2.9363	2930.3	8.8802	0.6078
2002 年	-0.2355	11986	2.1668	4536.6	8.9450	0.7197
2003 年	-0.2394	12916	2.3296	4542.8	9.0373	0.6893
2004 年	-0.2724	13958	2.4557	4547.4	9.1035	0.6684
2005 年	-0.2933	15560	2.3870	5123.6	9.1878	0.6827
2006 年	-0.3009	17264	2.4393	5533.0	9.2914	0.6736
2007 年	-0.3289	19879	2.5016	6086.9	9.4178	0.6653
2008 年	-0.3093	20944	2.3453	6929.1	9.4678	0.6917
2009 年	-0.3486	23141	2.4201	7208.4	9.5462	0.6809

注: 广义 Pareto 分布估计结果没有给出位置参数 θ 的估计值, 一般地, $\theta = \min(x)$ 。

表 3 分布函数拟合度 (Δ 值) 比较

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Gamma	0.1070	0.0966	0.0999	0.0900	0.0959	0.0903	0.0974	0.1028	0.0956	0.1879
Logn	0.1813	0.1708	0.1578	0.1542	0.1589	0.1778	0.1743	0.1631	0.1667	0.1521
GPareto	0.3625	0.3725	0.2700	0.3071	0.3083	0.2805	0.2927	0.3000	0.2689	0.3263

注: x 取 1, 2, 3, ..., 60000。

为比较各收入水平的人口密度变化, 选择人均收入为基准, 低于人均收入 50% 的为“低收入”, 低收入上限和人均收入之间为“中低收入”, 人均收入和其 2.5 倍间为“中等收入”, 高于人均收入 2.5 倍的为“高收入”。CHNS 数据和年鉴分组数据人均收入分别为 2.16 万元和 1.8 万元, 本文以 2 万元为参照基准。依据分区间人口密度的计算结果做出收入分布变迁趋势折线图, 见图 2。由于高收入人群密度相对较小, 为了比较明显地观察高收入群体的变化, 单独画出其变迁趋势图 (图 2 右)。

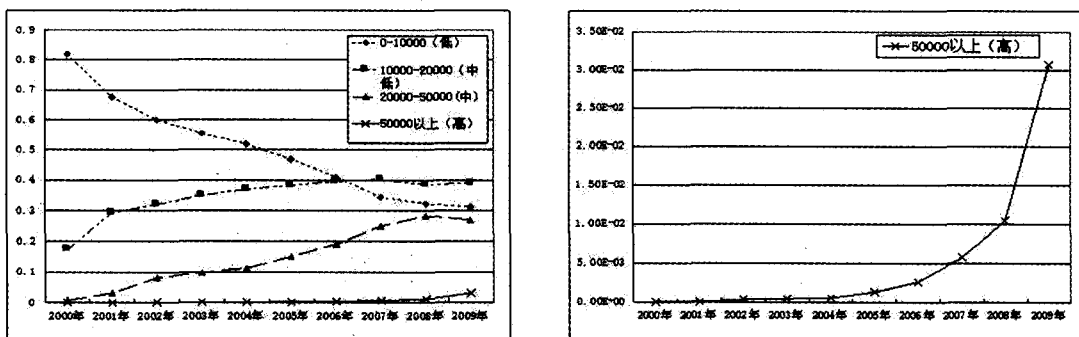


图 2 2000—2009 年不同收入等级收入分布变迁趋势

从图2的结果可以看出我国整体居民收入由低到高向上转移的趋势十分明显,低收入人群进入新世纪后持续减小,由80%直线降到31%;中低收入人口密度2001—2007年则持续增长,2007年达到最大的40%多,2008年开始出现下降趋势,2009年受金融危机影响人数有所反弹;中等收入人群在此阶段中也基本处于平稳增长的膨胀状态,在2009年略有减小,而高收入人群则始终处于增长的状态,以接近于指数的速度猛增。各收入区间的人口密度的变化正是收入分布变迁的直接体现,由下面进行的收入分布变迁分解中可以看到,各收入区间的人口密度的变化可分解两大部分:一部分是由于经济发展带动的整体收入提高(均值效应),另一部分是现阶段的分配体制等因素造成的整体收入提高的不均等(方差效应与残差效应),具体见图3。

最后使用反事实分析对我国收入分布变迁进行分解,采用数据选取CHNS数据中1991年、2000年和2009年三年的城镇居民收入,进而分析比较2000年前后各十年的收入分布变迁,方法主要是借鉴Jenkins & Van Kerm的反事实分解法^[18],结果见图4和图5。图4是1991—2000年、2000—2009年两阶段我国城镇居民个人收入分布整体变迁情况,即对应的各收入水平下人口密度的变化。虽然存在少数返贫现象,但是从两条曲线与0基准线的右交点大幅右移说明,我国城镇居民整体收入向上趋势明显,尤其是高收入人群在不断壮大,这一点与之前的结果均是一致的。另外我国城镇居民收入分布的变迁有放缓的趋势,进入21世纪后的十年收入分布变迁的程度并没有上世纪末90年代剧烈。

图5两张图分别是1991—2000年、2000—2009年两个阶段的收入分布变迁的分解图,两张图的结果是一致的:在变迁的过程中,均值效应的作用最大,其次为方差效应,残差效应最小;大部分区间内方差效应与均值效应起抵消作用,但在高收入区间与均值效应作用同向。均值效应最大说明我国的经济整体上是人民普遍受益的,虽然起反作用的方差效应使这种受益变得不均等从而内部收入差异变大,但是我国经济发展过程中的整体收入的增长是主体。值得注意的是,在高收入阶段,均值和方差两种效应共同促进其人群扩张,使得其扩张速度比其他人群快,正如前面参数方法的结果指出的高收入人群在以接近指数速度增长。

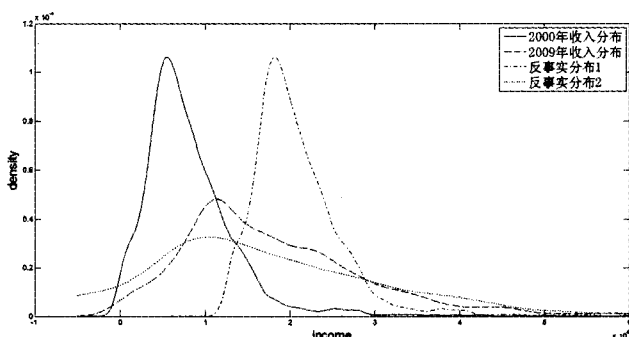


图3 CHNS数据2000—2009年收入分布变迁分解过程^①

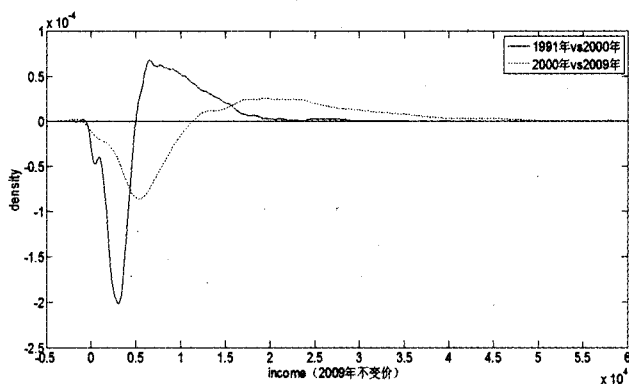


图4 1991—2000、2000—2009两时期的收入总变迁趋势

① 反事实分布1与2000年收入分布的人口密度的差异反映的是均值效应,两个反事实分布之间的人口密度的差异代表的是方差效应,而反事实分布2与2009年收入分布的人口密度的差异则是残差效应。

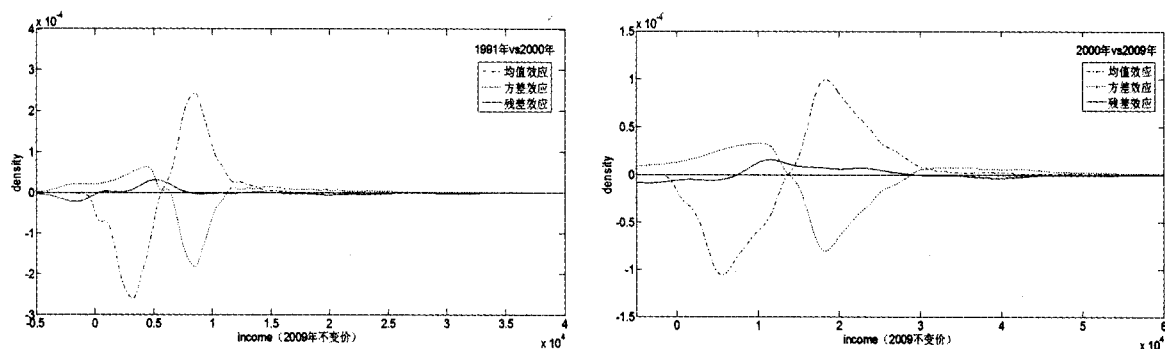


图 5 收入分布变迁分解结果

四、结论与政策性建议

本文根据收入分布变迁的思想,选择非参数核密度估计方法和多种函数形式的参数方法,选取我国统计年鉴中 2000—2009 年城镇居民收入分组数据和 CHNS 数据库的八次大样本调查数据,对中国城镇居民的绝对收入水平和相对收入分布特征进行了详细深入的定量研究,揭示出近几年我国城镇居民收入分布变迁的基本规律和趋势及其影响因素。

首先,选取年鉴收入分组数据和 CHNS 数据中都有的 2000、2004 和 2006 年三年的数据进行非参数核密度估计的对比研究,结果显示两者的核密度估计结果整体上是相近的。通过拿各参数估计结果与核密度估计结果比较,发现对于收入分组数据 2000—2008 年 Gamma 分布拟合较好,2009 年 Lognormal 分布拟合较好。

其次,对于收入分布变迁的定量研究,2000—2008 年使用 Gamma 分布拟合,2009 年选择 Lognormal 分布拟合,由其拟合结果显示,低收入人群进入新世纪后持续减小(80% 直线降到 31%),中低收入人口密度 2007 年达到最大的 40% 后出现下降趋势,步入减小阶段,中高收入阶层 2000—2009 年均保持持续增长态势,尤其高收入人口以接近于指数的速度猛增。由此可以看出,我国整体居民收入由低到高向上转移的趋势十分明显,这是整体收入水平提高的直接体现,也是我国经济持续快速发展的必然结果;而各收入阶层的不同步变化,又进一步导致剔除水平增长后的相对收入分布的演进即收入的差异化。

最后,对收入分布变迁的反事实分解可知,各收入区间的人口密度变化可分解为经济发展带动的整体收入水平提高的均值效应和由分配体制等因素导致的收入不均等的方差和残差效应。在变迁的过程中,均值效应作用最大,其次为方差效应,残差效应最小;大部分区间内方差效应与均值效应起抵消作用,但在高收入区间与均值效应作用同向,这导致高收入人群扩张的速度高于其他收入组。

总之,我国收入分布变迁确实很显著,由此可能带来的两个方面的效应值得关注。一个是收入分布变迁的社会效应,即不断有越来越多的居民脱贫进入小康和富裕生活状态,这是改革开放的成果,是需要巩固的成果,因而无论是各级政府部门还是社会舆论关注的视角,应该是采取什么样的措施,用什么样的态度来引导和应对居民的富足生活状态的消费需求,而不应该是片面的仇富心态或者放大了贫富分化的危害。另一个收入分布变迁的市场效应,即伴随中高收入各层次人群的迅速扩张,必然会因为各种中高档消费品需求的持续快速扩张而导致波动性的显著供求非

均衡现象的发生,由此导致某些商品的供不应求和价格显著上升,比如房地产和一些基础性生产资料的价格暴涨,并且有继续上涨和难以控制的趋势。如何科学引导和预测居民生活水平快速提高带来的市场需求变迁效应,是当前整个国民经济和各主要行业亟待解决的一个关键问题。

[参考文献]

- [1] 张继海、臧旭恒:《中国城镇居民收入和消费的协整分析》,《消费经济》,2005年2期。
- [2] 乔为国、孔欣欣:《中国居民收入差距对消费倾向变动趋势的影响》,《当代经济科学》,2005年5期。
- [3] 孙巍、谢淑萍、朱媛玲、林国怀:《收入效应说与现阶段轿车市场需求的规律性——基于2004—2006年21种典型轿车月度数据的实证分析》,《商业研究》,2008年8期。
- [4] 孙巍、杨程博、谢淑萍:《现阶段城镇居民耐用消费品消费行为特征变化的计量研究》,《学习与探索》,2013年1期。
- [5] 王亚芬、肖晓飞、高铁梅:《我国城镇居民收入分配差距的实证研究》,《财经问题研究》,2007年6期。
- [6] Salem A B Z, Mount T D. A convenient descriptive model of income distribution: The gamma density. *Econometrica*, 1974, 42 (6): 1115 - 1127.
- [7] Taillie C. Lorenz ordering within the generalized gamma family of income distributions. In Taillie C, Patil G P, Balderssari B (eds.) *Statistical distributions in scientific work*, Boston: Kluwer, 1981.
- [8] Singh S K, Maddala G S. A function for the size distribution of incomes. *Econometrica*, 1976, 44: 963 - 970.
- [9] Dagum C. A new model for personal income distribution: Specification and estimation. *Economie Appliquée*, 1977, 30: 413 - 437.
- [10] McDonald J B. Some generalized functions for the size distribution of income. *Econometrica*, 1984, 52: 647 - 663.
- [11] Reed W J. The Pareto law of incomes — An explanation and an extension. *Physica A*, 2003, 319: 579 - 597.
- [12] Reed W J. On Pareto's law and the determinants of Pareto exponents. *Journal of Income Distribution*, 2004, 13: 7 - 17.
- [13] Parzen E. On estimation of a probability density function and mode. *Annals of Mathematical Statistics*, 1962, 33: 1065 - 1076.
- [14] Rudemo M. Empirical choice of histograms and kernel density estimation. *Scandinavian Journal of Statistics*, 1982, 9: 65 - 78.
- [15] Wu C O. Kernel smoothing of the nonparametric maximum likelihood estimation for biased sampling models. *Mathematical Methods of Statistics*, 1996, 3: 275 - 298.
- [16] Ahmad I A, Fan Y-Q. Optimal bandwidth for kernel density estimators of functions of observations. *Statistics & Probability Letters*, 2005, 51 (3): 245 - 251.
- [17] Pittau M G, Zelli R. Testing for changing shapes of income distribution: Italian evidence in the 1990s from kernel density estimates. *Empirical Economics*, 2004, 29 (2): 415 - 430.
- [18] Jenkins S P, Van Kerm P. Accounting for income distribution trends: A density function decomposition approach. *Journal of Economic Inequality*, 2005, 3 (1): 43 - 61.
- [19] 王兢:《拟合的收入分布函数在贫困线、贫困率测算中的应用》,《经济经纬》,2005年2期。
- [20] 王海港:《我国居民收入分配的格局——帕雷托分布方法》,《南方经济》,2006年5期。
- [21] 张渝:《我国城乡居民收入分布的核密度估计》,《统计与决策》,2006年10期。
- [22] 徐现祥、王海港:《我国初次分配中的两极分化及成因》,《经济研究》,2008年2期。
- [23] Minoiu C. Poverty analysis based on kernel density estimates from grouped data. Columbia University, ISERP Working Papers, 2006.

[责任编辑: 赵东奎]