

人口年龄分布与中国居民 劳动收入变动研究

魏下海 董志强 张建武

【摘要】文章从代际和年龄角度定量分析了中国居民劳动收入变动模式。研究表明,劳动收入变动的年龄效应和代际效应皆表现出明显的线性趋增,且前者大于后者。收入不平等的年龄效应表现出非线性的、加速递增趋势,而不平等的代际效应稳定上升,1960年之后出生队列不平等程度较高。此外,居民劳动收入变动也表现出明显的城乡差异,比较而言,城镇居民收入模式更具优势。由于代际效应和城乡差异是收入差异的重要原因,因此促进代际公平的养老保险和统筹城乡发展的政策应受到充分重视。

【关键词】劳动收入 代际效应 年龄效应 队列分析

【作者】魏下海 华南师范大学经济与管理学院,副教授;董志强 华南师范大学经济与管理学院,教授;张建武 华南师范大学经济与管理学院,教授。

一、引言

中国经济发展过程中劳动收入水平及其差异的变化一直是学者们关注的议题。然而,从人口年龄分布与动态特征视角讨论收入变动及差异的文献非常少见;如曲兆鹏等(2008)以农村家庭为样本,研究了人口老龄化对家庭收入和消费不平等的影响;周绍杰等(2009)以城市家庭为样本,研究了家庭收入、消费及储蓄率的年龄分布特征。两文虽各有侧重,但都以家庭为分析单位,如年龄结构是以户主年龄衡量,而收入则以家庭收入衡量。就年龄与收入这一议题而言,以个人为分析单位比以家庭为分析单位应该更为合适。另外,任何经济波动首先冲击的是个人,其次才是家庭,故有必要对居民个人收入模式进行系统研究。本文将以微观个体的调查数据展开研究,这既是对已有的基于家庭数据研究的有益补充,同时也让我们获得了一些基于家庭数据难以发现的线索,如收入的代际差异和代际公平问题。

本文使用的数据集来自中国家庭营养与健康调查数据库,实际上是包括多期的混合面

板数据集。就我们所要研究的问题和数据而言,Deaton(1985、1997)等学者发展的队列分析是一种比较合适的方法,它可以甄别不同队列之间的系统性差异,从而更精确地刻画居民劳动收入变动模式。在国内研究文献中,队列分析应用较少,本文旨在丰富和拓展有关年龄分布与个人收入关系的研究。

二、数据与特征描述

(一)数据

本文之所以选用中国家庭营养与健康调查数据而不是国内其他微观数据,主要有3点考虑。一是要满足所研究问题的需要。本文试图探析居民劳动收入变动及其来源的代际效应和年龄效应,这就需要时间跨度长的跟踪调查数据,但这样的数据是很难获得的,中国家庭营养与健康调查数据虽不是跟踪调查,但执行了8轮,时间跨度20年,是最接近理想状态的数据。二是该数据较为权威,调查样本通过多阶段、随机集群方法抽取^①,对于整个中国而言具有比较好的代表性。三是该数据是动态更新的,每隔2~4年便执行一轮新的调查,补充新的数据,对于跟踪研究具有重要意义。

考虑到20世纪90年代前后中国经济形态和收入制度等方面的差异,为了便于研究,我们摒弃1989年调查数据,故研究的数据跨度为1991~2009年。同时,按照以下条件筛选数据:(1)只保留受调查时处于工作状态的劳动者;(2)将劳动者的年龄限制在18~64岁之间;(3)利用劳动者平均月工资作为劳动收入,并将其换算为2009年不变价,劳动收入不包括奖金和津贴。最终获得18001个有效观测值。

(二)劳动收入与年龄分布描述

1. 劳动收入变动

表1提供了各调查年份中国居民劳动收入及不平等变动情况。从中可以发现,1991~2009年调查样本的平均收入由1991年的297元上升至2000年的832元,2009年增至1865元。1991~2009年,劳动收入涨幅为527%。与此同时,收入不平等程度不断扩大。利用变异系数、基尼系数、泰尔指数、对数方差等指标的度量几乎都得到一致的结论。以基尼系数为例,1991年不平等系数为0.277、2000年上升至0.353、2009年进一步上升至0.395。1991~2009年的基尼系数上涨幅度高达42.6%^②。进一步利用洛伦兹曲线可直观地刻画劳

① 首先将9个省份中的县按照收入的低、中、高分组,然后按照不同的权重从中随机抽取4个县,同时选取该省省会和一个收入较低的城市(但有两个省份选取了大城市)。每个县的村、乡镇或者城市市区及郊区的街道、居委会都是从该县或市随机抽取(邢春冰,2006)。

② 陈斌开等(2009)利用中国家庭营养与健康调查数据研究城镇居民劳动收入不平等发现,1991~2006年基尼系数从0.244上升至0.390;曲兆鹏等(2008)利用中国家庭收入项目调查研究表明,农村家庭收入不平等的基尼系数由1995年的0.309上升至2002年的0.323。

动收入不平等特征（见图 1）。从三条洛伦兹曲线看,2009 年的洛伦兹曲线弯曲程度最大,2000 年次之,1991 年最小,表明劳动收入不平等程度在不断扩大,这一点与上述数据结果类似。同时发现,2009 年与 2000 年的洛伦兹曲线差距明显小于 2000 年与 1991 年的洛伦兹曲线差距,表明尽管 1991~2009 年中国劳动收入不平等在逐年扩大,但扩大的速度在变缓。

表 1 劳动收入水平及不平等

	年 份							$\Delta=2009\sim1991$	$\Delta\%$
	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009		
平均值	297.34	375.86	568.95	832.14	1090.72	1356.68	1865.32	1567.98	527.34
变异系数	0.625	0.937	0.751	1.034	0.977	1.231	1.551	0.926	148.15
基尼系数	0.277	0.352	0.322	0.353	0.328	0.365	0.395	0.118	42.60
泰尔指数	0.144	0.244	0.192	0.275	0.239	0.321	0.393	0.249	172.92
对数方差	0.230	0.364	0.345	0.380	0.326	0.369	0.423	0.193	83.91

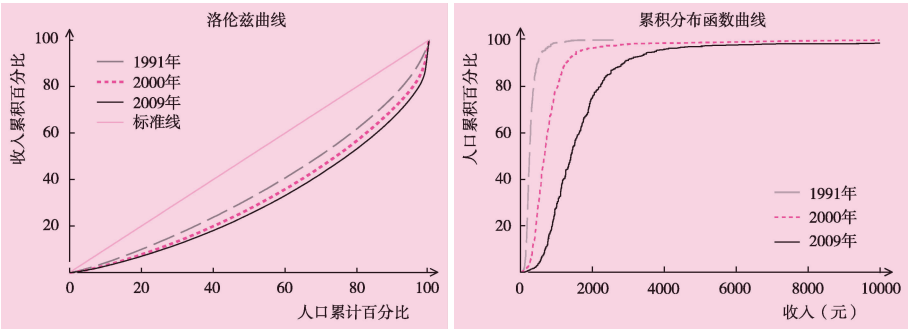


图 1 劳动收入洛伦兹曲线与累积分布函数曲线

从图 1 右部分 1991、2000 和 2009 年中国居民劳动收入累积分布函数曲线可以发现,2009 年累积分布曲线几乎在整个区间都处于 2000 年劳

动收入累积分布曲线的下方(除了在极低的收入水平外)。表明在任意给定的劳动收入水平下,2009 年就业人群随机占优于 2000 年就业人群。换言之,在任意给定的劳动收入水平 w_0 下,2009 年的收入高于 w_0 的人口比重都大于 2000 年收入水平高于 w_0 的人口比重,即经济学的一阶随机占优现象。对比 2000 与 1991 年劳动收入累积分布曲线也发现类似情况。就此而言,伴随中国居民劳动收入不平等的上升,劳动者福利状况有所改善。

2. 人口年龄分布特征

从中国家庭营养与健康调查数据可以发现,劳动人口年龄结构在老化。具体而言,1991 年,劳动人口平均年龄为 35 岁,中位数为 34 岁;2000 年,劳动人口平均年龄上升至 37 岁,中位数升至 37 岁;2009 年,劳动人口平均年龄增至 42 岁,中位数增至 41 岁。若将所有观测值的劳动收入和年龄分布绘制出总体的年龄—收入曲线(见图 2),可以看出,调查样本个人劳动收入呈现出“倒 U”形曲线特征,这一结果契合生命周期假说的预期。当然,图 2 的简单做法是将所有个体进行无差异对待,而未对个体之间客观存在的系统性差异(如代际差异)加以甄别,无疑会错失不少信息并使估计结果产生偏误。为此,我们将首先运用队列分

析法以测度居民劳动收入变动及来源的代际效应与年龄效应。

三、实证研究方法

(一) 队列分析法

由于在实际研究中,每一轮的调查往往会有新的个体进入(或退出)样本,对某一特定个体的终生观测是不可能的^①。因此,多数微观调查都采用样本轮换的做法,这就构成了重复截面数据。事实上,尽管对某一特定个体进行长期观测难以实现,但对“同一类人”的平均行为的长期观测却是可行的。针对重复截面数据,Deaton(1985)建议采用追踪观测同一队列并估计其均值的方法,该方法被称为队列分析,在实际研究中,通过队列构造伪面板进行参数估计。

首先要进行队列划分。一般队列是按照观测样本所具有的固定特征加以定义。在有关收入的文献研究中,通常是根据个体的出生年代来划分队列(即同出生组)。比如,可以长期观测到1960出生人口的平均经济行为。对于大样本而言,连续不断的调查会产生每个队列的随机样本,而队列平均特性恰恰契合面板数据所要求的基本特征,因而可以通过队列构造伪面板数据。Deaton(1985)认为这些伪面板既不会遭遇困扰真实面板的样本损失问题,又可以在较长时期上获得相应数据。

就实际运用而言,基于队列的伪面板较之真实面板数据具有减少样本损失和降低测量误差的优势(Deaton,1985)。同时,伪面板可综合分析“商业周期”有关的变动及与“生命周期”有关的变动(Browning等,1985)。周绍杰等(2009)认为,尽管伪面板提供特定队列在特定年龄阶段的经济行为,但要估计个体经济行为的生命周期特征,需要对队列之间的系统性差异进行调整。队列之间的系统性差异被定义为代际效应,这一效应主要源于同队列对相同经历或社会变迁形成共同反应(比如转折性事件可能对年轻一代有更深刻的影响)。在对重复截面数据进行分析时,若对这一代际效应未施加控制,将其混同于所估计的年龄曲线上,会导致估计结果的偏差。因此,队列分析的一个重要目的就是在估计微观个体经济行为的年龄曲线时控制代际效应的影响。就方法而言,队列分析可以将所考察变量(如收入)的变化分解为:代际效应、年龄效应和时期效应(Deaton等,1995;Deaton,1997)。其中,代际效应反映了出生在同一年(或某一个时代)的人们在成长过程中经历相同社会环境,导致属于不同代际的人们之间的系统差异;年龄效应则与生命周期和发展变化有关,这种变化主要基于“内在的”发展或成熟的变化,或者与年龄相关的生命周期过程(Glenn,1977)。

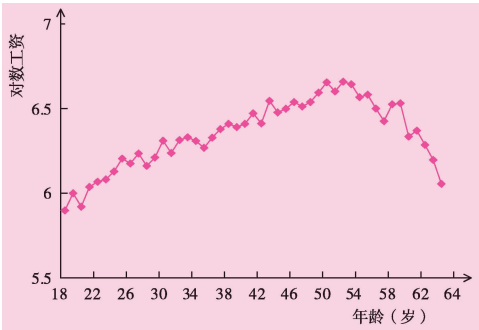


图 2 全样本年龄—收入曲线

① 倘若对某特定个体进行长期追踪观测,无疑会对被访问者产生很大的心理压力,从而影响调查数据质量。

(二) Deaton(1997)分解框架

Deaton(1997)认为,与微观个体密切相关的经济变量大都具有明显的生命周期特征,表现出明显的“驼峰”形态。同时他强调,即使某一队列的年龄曲线形状不变,但随着经济发展,该年龄曲线的位置也会跟着发生移动。因此在分解收入变动的各效应的过程中,首先需给出某一特定的年龄曲线;其次,不同队列的年龄曲线处于不同位置;第三,假定年龄效应、代际效应和时期效应不存在交互影响,故而年龄曲线形状不受其所处位置的影响。下面参考 Deaton(1997)和周绍杰等(2009)的表述,对 Deaton(1997)关于收入变动3种效应的分解方法加以介绍。

首先将模型设定为:

$$\ln y_{ct} = \beta + \alpha_a + \gamma_c + \Psi_t + u_{ct} \quad (1)$$

其中, $\ln y_{ct}$ 为被解释变量,本文为月收入对数, β 为常数项,下标 a 、 c 、 t 分别表示年龄、队列和调查年份, α_a 、 γ_c 、 Ψ_t 分别表示年龄效应、代际效应和时期效应,其中年龄效应和代际效应影响被解释变量的增长,时期效应则捕捉周期性波动或商业周期效应。

由于队列、年龄和年份三者之间呈现完全的共线性关系,因此估计上述模型将面临识别问题。为此, Deaton(1997)提出识别问题的约束条件,假定时期效应的均值为零并与时间趋势正交,可表示为:

$$\sum_{t=1}^T \Psi_t \times d_t = 0, \quad \sum_{t=1}^T \Psi_t \times t \times d_t = 0 \quad (2)$$

其中, d_t 为虚拟变量,当年份为 t 时为 1,否则为 0。计算得到 Ψ_1 、 Ψ_2 的解为:

$$\Psi_1 = \sum_{t=3}^T (t-2) \times d_t \times \Psi_t, \quad \Psi_2 = \sum_{t=3}^T (1-t) \times d_t \times \Psi_t \quad (3)$$

把 Ψ_1 、 Ψ_2 代入式(2),可重新获得时期效应的系数 Ψ_t , $t=3, \dots, T$,进而得到转换之后的年份虚拟变量(从第三年开始):

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1], \quad t=3, \dots, T \quad (4)$$

其中, d_t^* 为转换后的年份虚拟变量,其系数即是第 t 年的时期效应,第一年和第二年的时期效应可由式(3)得到。

(三) 队列构造

通常根据微观个体的出生时间来划分“队列”。在总样本数(每年)不太大的情况下,队列数越多,队列的平均规模越小,从而可能导致队列样本均值无法对队列总体均值进行精确估计。反之,队列数越少,则每个队列内部个体数越多,队列内可能存在较大的波动性,导致每个队列的年龄曲线波动过大。因而, Deaton(1997)建议在构造伪面板时需要在队列个数和每个队列内个体数之间进行权衡。构造队列的原则是:让每个队列内部的个体尽可能同质,使测量误差方差尽可能小。同时,不同队列之间应尽可能异质,使伪面板的变化尽可能大,以得到更加精确的估计。本文采用通常的做法,选择5年作为队列间距计算每个队列的年龄曲线(Deaton, 1997; 周绍杰等, 2009)。本文研究样本中最早出生年份是1927年,最晚出

生年份是 1991 年(由于只有两个样本数据,故将其剔除),为保持队列划分的对称性,我们将 1927~1929 年归于同一队列;将 1985~1990 年归于同一队列,其余年份均以 5 年作为队列间距。表 2 给出了“队列—年份”构成的伪面板数据在每个单元内的观测数。

表 2 “队列—年份”样本数

队列(年)	年 份							合计
	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	
1927~1929	33	9	0	0	0	0	0	42
1930~1934	99	68	12	0	0	0	0	179
1935~1939	155	115	39	29	0	0	0	338
1940~1944	199	159	137	96	25	13	0	629
1945~1949	341	288	256	217	103	71	55	1331
1950~1954	473	410	393	370	222	225	178	2271
1955~1959	548	466	418	431	287	304	299	2753
1960~1964	518	450	448	471	321	373	423	3004
1965~1969	486	377	386	386	283	332	406	2656
1970~1974	329	357	437	382	266	272	373	2416
1975~1979	0	48	306	409	229	231	255	1478
1980~1984	0	0	0	149	137	154	201	641
1985~1990	0	0	0	0	23	59	181	263
合 计	3181	2747	2832	2940	1896	2034	2371	18001

在对劳动收入进行分解时,需要考虑到样本年龄分布特征。本文中的样本年龄分布在 18~64 岁之间。在 1991~2009 年的调查年份中,年龄最大的个体出生于 1927 年,1991 年为 64 岁;最年轻的个体出生于 1991 年,在 2009 年为 18 岁(由于只有 2 个样本数据,将其删除)。故而共有 64 个队列(出生于 1927~1990 年),47 个年龄组(18~64 岁)。在利用式(1)分解出 3 种效应过程中,共有 63 个队列虚拟变量、46 个年龄虚拟变量及 6 个年份虚拟变量。

四、中国居民劳动收入分解结果和讨论

(一)劳动收入变动分解

1. 全样本分解结果

图 3 是各队列劳动收入的年龄曲线,年轻组的年龄—收入曲线位于图 3 左侧,年老组的年龄—收入曲线位于右侧。从中得出两点发现:(1)不同队列的年龄—收入曲线呈不同的表现形态,其中,出生年份为 1927~1929 年和 1930~1934 年的劳动收入在低水平波动,出生年份为 1935~1950 年呈“驼峰”形,1950 年之后出生的年轻队列的劳动收入随年龄上升而不断增加,3 个阶段队列年龄—收入曲线的叠加构成整个生命周期的收入曲线,也呈“驼峰”形。(2)在给定的年龄水平上,年轻组的年龄—收入曲线几乎都位于年老组上方,而且年轻

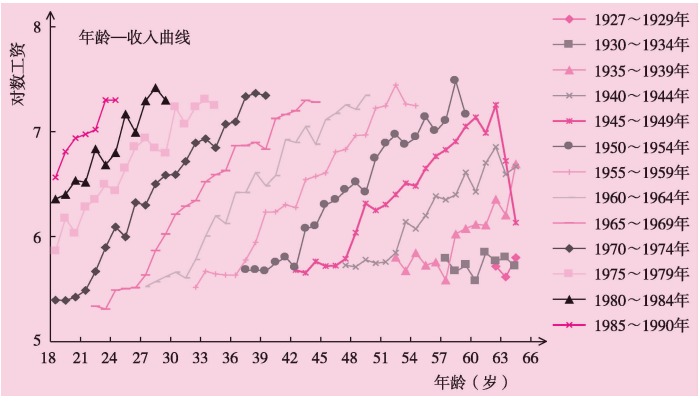


图3 年龄—收入曲线

组与年老组的收入差距在不同年龄上基本保持较大的差距。从数据来看,1970~1974年出生队列在35岁时平均获得的劳动收入是1960~1964年出生队列在35岁时平均获得劳动收入的2.58倍,其余队列之间的比较与此类似,表明中国快速的经济增长使年轻一代的生活变得更好。

图4绘制了年龄效应、代际效应和时期效应。从中可以看出:(1)年龄效应保持着持续递增态势,年龄效应曲线几乎呈线性特征。这一点与其他国家或地区迥异。譬如,基于美国(Atanasio等,1999)和中国台湾(Deaton等,2000)的研究发现,年龄效应曲线呈现出“倒U”形特征。就结果而言,中国居民收入的年龄效应增长率大约为7.96%。(2)代际效应估计曲线是以最早的队列为起点(出生于1927年)。从结果看,代际效应曲线呈线性特征,代际效应的增长率大约为2.34%。代际效应结果表明,随着中国劳动力的自由化,经济增长赋予年轻一代更多的收入资源。(3)时期效应曲线呈现出波动特征,即在20世纪90年代中前期处于低谷,2000年达到峰值,随后有所下降。这一变化特征可能与90年代中国所面临的国内外环境变化(如国有企业“减员增效”及1997年亚洲金融危机等)有关,而进入21世纪,市场化改革、宏观调控政策和国际环境的诸多利好因素对劳动收入增长产生积极影响。此外,时期效应估计值明显小于年龄效应和代际效应。

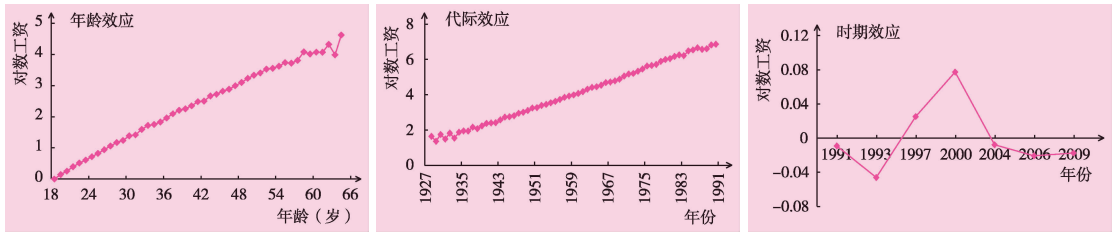


图4 年龄、代际和时期效应

从以上分析得知,既然劳动收入代际差异明显,而且新一代明显比老一代更具优势,因此,在中国目前养老体制尚未完善的条件下,政府应该通过再分配方式,将部分经济资源从年轻一代转移给当前的年老一代,以使整个社会福利水平得以增进。

2. 分城乡分解结果

众所周知,中国城乡之间经济发展程度差别较大,存在明显的商品和劳动力市场分割,

城乡居民的收入模式也存在系统性差异,因此很有必要进一步将样本划分为城镇居民和农村居民进行分析,图 5 为城镇和农村居民各队列年龄—收入曲线,从中发现二者变动特征大体相似,即最年老组的劳动收入都在低水平位置波动,中年组呈现出“驼峰”形态,年轻组随年龄而不断增加。然而,城乡居民出现“驼峰”形态的年龄阈值是不同的:城镇居民中出生于 1945 年前开始出现“驼峰”,而农村居民中出生于 1955 年前出现“驼峰”,二者大致相差 10 年。换言之,农村居民劳动收入比城镇居民更早地步入下行区间。

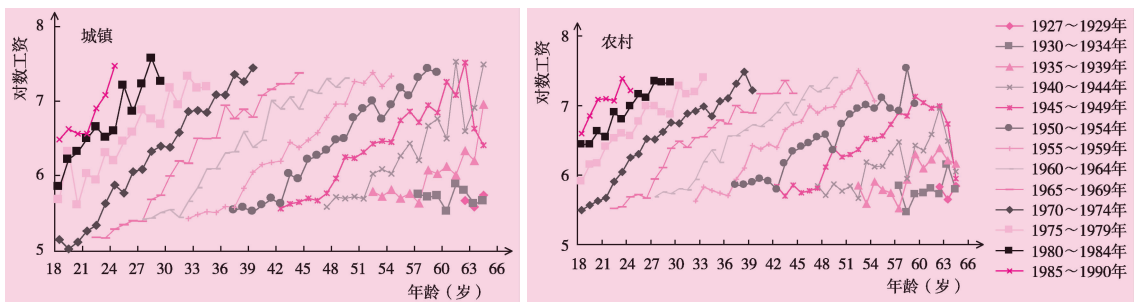


图 5 城镇、农村居民年龄—收入曲线

进一步分析 3 种效应可知(见图 6),城乡居民年龄效应曲线都呈增长趋势。尽管从源数据看,初始年龄为 19 岁的城镇居民劳动收入略低于农村居民劳动收入,但城镇居民的年龄效应大于农村居民,因此城乡居民的收入差距呈现出随年龄增长呈不断扩大的迹象。同时需要注意的是,在年龄高端位置(60 岁之后),农村居民的年龄效应曲线开始下降。

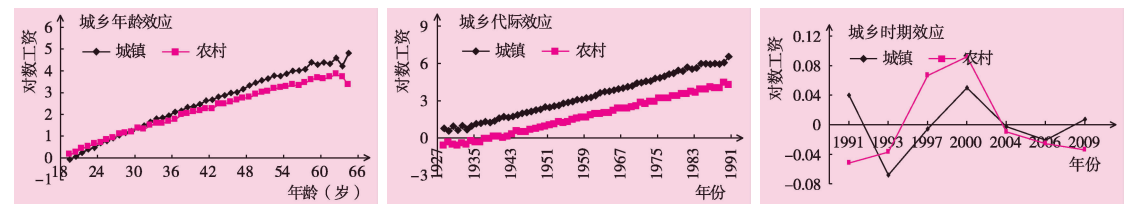


图 6 城乡年龄效应、代际效应和时期效应

就代际效应而言,城镇居民与农村居民的代际效应曲线都呈线性特征,而且两条曲线随着年代推移几乎呈平行关系,前者位于后者的上方。同时由源数据发现,在最老的出生队列中,城镇居民劳动收入水平高于农村居民。这些结果表明,无论是城镇居民还是农村居民,都存在明显的代际差异,后一代比前一代拥有更高的劳动收入。就同代而言,城镇居民比农村居民获得更高的收入。就时期效应而言,城镇居民和农村居民的劳动收入均在 2000 年达到峰值,表明经济周期在 2000 年对城乡都是利好的。

城乡地区劳动收入变动分解的差异,可能与城镇劳动力和农村劳动力所从事职业及所面临制度环境息息相关。如从 2009 年职业种类来看,城镇劳动力从事“高级专业技术、一般专业技术、办公室一般工作人员、管理者”的比重在 53%左右,而此项在农村劳动力

中仅占 25%,而集中于技术工人和非技术工人多,占 43%。从职业类型来看,60%城镇劳动力是为他人或单位工作的长期工,而在农村地区这一比例仅为 36%,且多集中于非正规就业。从工作单位属性看,城镇中绝大多数劳动力在公共部门工作,其中在国有部门工作的劳动力占 60%以上,而农村劳动力在国有部门工作的仅为 30%左右。由于劳动力市场的制度特征,城镇居民和农村居民的收入决定机制存在差异,劳动者收入模式特征的差异即由年龄效应曲线和代际效应曲线形象地反映出来。

近些年来,随着各项制度改革不断推进,城镇居民的保障体系日臻完善(包括养老金保障、失业保险和最低生活费救济),城镇居民可以更多地享受到经济发展和市场化所带来的好处;而在农村地区,由于商品化程度和专业化水平较低,大多数农村居民往往被束缚在有限的耕地上,即便部分农村居民从事非农劳动,也仅能获取低廉的劳动报酬。因此,城乡居民收入模式的年龄效应和代际效应差距明显,且难以改观。倘若进一步考虑城乡之间非货币形态的差别,二者的差距更大。因此,促进城乡统筹发展,消除二元分割,建立统一的社会保障体系,有助于消除城乡居民之间日益扩大的代际和年龄差异。

(二)劳动收入不平等分解

本文参考以往文献的做法(Deaton 等,1995;Ohtake 等,1998;曲兆鹏等,2008),利用收入对数方差度量不平等程度。从图 7 可以发现,几乎每个队列内,劳动收入不平等都呈现出随年龄增长而增加的趋势。而且从整个不平等的分布亦可发现存在着一个随着年龄增加而增加的趋势。这充分表明,中国居民劳动收入存在着比较明显的组内不平等。这一发现与曲兆鹏等(2008)基于中国农村数据的研究结论类似。为准确地估计中国居民收入不平等状况,我们根据 Ohtake 等(1998)所采用的方法对劳动收入对数方差进行分解。

Ohtake 等(1998)拓展了 Deaton 等(1995)方法,将收入对数方差分解为代际效应和年龄效应。估计方程为:

$$Var\ln y_{jk} = \sum_{m=j_0}^J \alpha_m cohort_m + \sum_{n=k_0}^K \beta_n age_n + \mu_{jk} \quad (5)$$

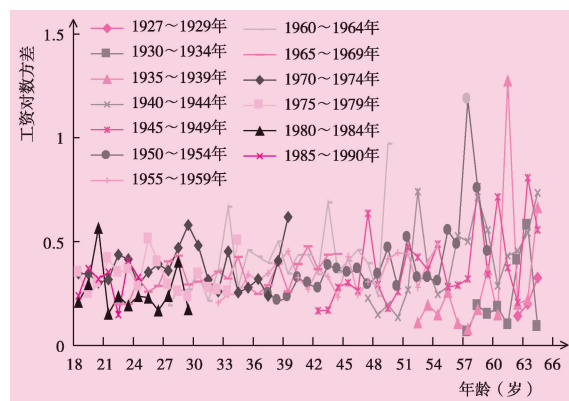


图 7 年龄—收入不平等曲线

其中, $Var\ln y_{jk}$ 表示一个可以被分为 j 个队列和 k 个年龄组的总体人群的收入对数方差; $cohort_m$ 表示队列虚拟变量, 当 $m=j$ 时为 1, 否则为 0; age_n 表示年龄虚拟变量, 当 $n=k$ 时为 1, 否则为 0; α_m, β_n 分别表示要估计的系数, 即收入不平等的代际效应和年龄效应。

首先是年龄效应。从图 8 可以看出, 随着年龄增长, 劳动收入不平等的年龄效应曲线呈逐渐上升趋势, 而且上升速度在加

快。这说明同一队列内存在劳动收入不平等随着年龄上升而上升的趋势,而且在老年出现最大的收入差距。这也表明,既然进入老年阶段的收入不平等较大,那么个体如何根据终生资源进行配置,以平滑一生收入和消费,对于应对中国当前社会保障体系尚未完善的制度环境,具有非常重要的现实意义。

其次是代际效应。从表 3 可知,从 20 世纪 30 年代中期出生的人开始,代际效应皆为正,且都达到 1%统计显著水平。这表明出生于 1935 年以前的人,其劳动收入差距不大,之后随着出生年代的推移,代际效应呈递增趋势。这里,与收入水平代际效应随出生年代越晚而变得越高不同,收入不平代代际效应显示出稳定增长而后高位波动的情形:从 1935~1939 年的 0.195 上升至 1960~1964 年的 0.611,从 20 世纪 60 年代以后,代际效应基本上保持着高位波动。这一现象的原因可能在于 1960 年之前出生的人已退休或者处于职业生涯的晚期,由于中国养老金制度改革相对滞后,使这群人中的大多数未能分享到经济增长所带来的福利,差异较小;而与此相反,出生于 20 世纪 60 年代之后的人,正值职业生涯的黄金时期或职业早期,且面临相对较好的国内外经济环境,能更多地享受到经济增长所带来的好处,但同时队列内的不平等也更大(曲兆鹏等,2008)。

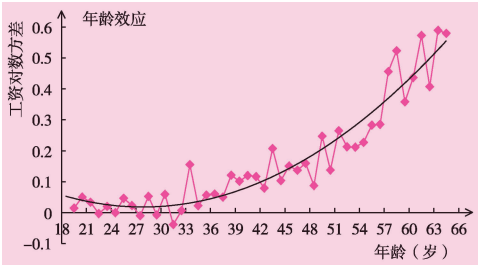


图 8 劳动收入不平等的年龄效应

表 3 劳动收入不平等的代际效应

出生队列(年)	估计系数	t 值
1930~1934	0.010	0.680
1935~1939	0.195***	10.320
1940~1944	0.349***	18.668
1945~1949	0.430***	23.115
1950~1954	0.475***	25.415
1955~1959	0.511***	27.291
1960~1964	0.611***	32.554
1965~1969	0.572***	30.376
1970~1974	0.621***	32.904
1975~1979	0.612***	32.230
1980~1984	0.543***	28.227
1985~1990	0.592***	29.788

注:*** 表示 1%的统计显著水平。

五、主要结论

本文采用队列分析法,从微观层面实证解读了中国居民劳动收入模式的基本事实:(1)中国居民劳动收入变动的年龄效应曲线和代际效应曲线皆呈递增趋势,且前者增长率高于后者;(2)收入不平等的年龄效应曲线呈非线性增长,不平等代际效应曲线呈现先递增而后高位波动的情形;(3)不同出生年代的年龄—收入曲线呈现出不同变化形态,年轻组呈递增趋势,中年组呈“驼峰”形,老年组则在低水平波动;(4)城乡居民的年龄—收入曲线明显不同,相比而言,城镇居民表现更佳。

上述前两点发现意味着,年龄越大则劳动收入将越高,年龄越大则劳动收入差异也越大。后两点发现意味着,不同时代、不同地区(城市或农村)人口,收入存在差距;这不仅证实了既有文献中广泛确认的同代人之间的收入差距,也确认了很少被文献提及的不同

代人之间的(代际)收入差距。我们发现,收入水平随着队列的年龄持续增加,即相对更年轻的一代总是比相对更年老的一代收入水平更高;收入不平等程度则是在20世纪60年代之前出生人口收入持续增加,在1960年之后出生人口收入则表现为在较高水平上波动。简言之,年轻一代比其父辈收入差异更大。显然,收入水平的代际差异与劳动者个体的人力资本质量和水平的提升及经济体制从计划向市场转轨有关,而收入不平等的代际差异则与不同出生年代劳动者处于不同的职业生涯阶段和中国转轨时期相对滞后的养老保险体制改革等体制性因素有关。简言之,劳动者自身质量、收入政策的调整及当代经济发展的分享机制,可能是理解收入及其不平等的代际差异的关键。

参考文献:

1. 陈斌开等(2009):《中国城镇居民劳动收入差距演变及其原因:1990~2005》,《经济研究》,第12期。
2. 曲兆鹏等(2008):《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》,《经济研究》,第12期。
3. 邢春冰(2006):《中国不同所有制部门的工资决定与教育回报:分位回归的证据》,《世界经济文汇》,第4期。
4. 周绍杰等(2009):《中国城市居民的家庭收入、消费和储蓄行为:一个基于组群的实证研究》,《经济学季刊》,第4期。
5. Attanasio, O., J. Banks, C. Meghir, and G. Weber (1999), Humps and Bumps in Lifetime Consumption. *Journal of Business & Economic Statistics*. 17(1):22-35.
6. Browning, M., A. Deaton, and M. Irish (1985), A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands Over the Life-Cycle. *Econometrica*. 53(3):503-543.
7. Deaton, A. (1985), Panel Data from Time Series of Cross-Sections. *Journal of Econometrics*. 30(1-2):109-126.
8. Deaton A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
9. Deaton A., and C. Paxson (1995), Saving, Inequality and Aging: An East Asian Perspective. *Asia-Pacific Economic Review*. 1(1):7-19.
10. Deaton A., and C. Paxson (2000), Growth, Demographic Structure, and National Saving in Taiwan. *Population and Development Review*. 26(supplement):141-173.
11. Glenn N. (1977), *Cohort Analysis*. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences. 07-005. Beverly Hills, CA: Sage.
12. Fumio Ohtake and Makoto Saito (1998), Population Aging and Consumption Inequality in Japan. *Review of Income and Wealth*. 44(3):361-381.

(责任编辑:朱 犁)