

人口老龄化对中国居民收入分配的影响

朱振华 曹克

(南京财经大学 江苏 南京 210023)

摘要: 我国已迈入“老龄化社会”的行列,人口年龄结构的改变是否会影响到收入分配成为当前研究的热点。利用“中国健康与营养调查”1989—2011年间的微观调查数据,构建基于组群分析法的收入及收入不平等的效应分解模型,将收入水平及收入不平等效应分解为年龄效应、代际效应和时期效应,研究人口老龄化对居民收入分配的影响。结果发现,人口老龄化加剧了农村地区的收入分配不平等,但对城镇地区收入分配不平等有一定程度的缓解作用;不同年龄群体内的收入不平等程度随着年龄增加而加大。为此政府应努力完善农村地区基本养老保险制度,并加强对农村地区的投资以实现教育、养老和就业的协调发展;通过社会保障和养老保险等再分配手段实现收入的代际转移,做好弱势老年群体的养老工作,真正实现“老有所养”。

关键词: 人口老龄化;居民收入分配;组群分析法;代际效应

中图分类号: F014.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2019)04-0036-11

一、引言与文献综述

改革开放以来,中国经济取得了迅速的发展,人民生活水平也得到了较大的提高。然而在我国经济蓬勃发展的同时,收入差距越来越大已成为一个不争的事实。国家统计局发布的《中国住户调查统计年鉴(2018)》指出:2017年全国居民人均可支配收入基尼系数高达0.467,已超过0.4的国际警戒线水平。与此同时,20世纪70年代实行的计划生育政策使我国正处于长期低出生率、低死亡率、低增长率的人口结构转变阶段。第六次人口普查资料显示,2010年我国60岁及以上的人口占总人口的比重是13.31%,65岁及以上的人口占总人口的比重是8.91%。2017年我国65岁以上老年人口已高达15831万人,占总人口的比重是11.39%。根据国际通行的判断标准,60岁及以上人口超过总人口的10%或65岁以上老年人占总人口的比重达到7%,就标志这个国家进入老龄化社会,可见我国不仅已迈入“老龄化社会”的行列,而且快速发展的人口老龄化已经成为不可扭转的趋势。然而我国目前尚未实现完善的养老体制和社会保障体系,居民生活水平还不算高,人口老龄化无疑会对低收入家庭的收入及福利水平造成影响,可能会加剧居民收入分配差距。而过大的收入差距又容易引起社会阶层间的矛盾激化,不利于经济发展和社会和谐。

孙晶晶^[1]指出,人口老龄化与养老金收支平衡的关系会影响到微观层面的退休者收入水平和宏观层面的再分配政策。如果人口老龄化加剧了收入不平等,那么对其进行定量研究,不仅有助于促进对我国收入分配差距状况和成因的认识,而且有助于相关部门在制定收入分配政策时,将重点放在社会保障制度、养老保险体系等建设上。目前,已有较多文献探讨了人口老龄化对居民收入分配的影

收稿日期:2019-05-16;修回日期:2019-07-10

基金项目:国家社会科学基金重点项目(16AGL014);江苏高校哲学社会科学研究项目(2018SJA0235)

作者简介:朱振华(1987—),男,江苏盐城人,南京财经大学研究实习员,研究方向为保险学和养老金;曹克(1962—),男,湖南耒阳人,南京财经大学教授,博士,研究方向为科技社会学。

响。按照是否考虑到代际效应(出生组效应),现有研究可分为两类:未剥离出代际效应的研究和剥离出代际效应的研究。在未剥离出代际效应的研究中,国外早期研究是将度量收入不平等的指标按人口的年龄特征进行分解。Paglin^[2]首次将年龄结构对收入不平等的影响分解成年龄组内不平等和年龄组间不平等,进一步度量人口年龄结构与收入不平等的关系。Morley^[3]对Paglin的方法进行扩展,研究巴西1960—1970年间年龄结构变化对收入不平等增长的贡献,发现较年轻的年龄结构加剧了巴西的收入不平等程度。Lam^[4]从理论上证明了年龄结构会对收入不平等产生影响,并使用美国和巴西的数据估计了人口年龄结构对收入不平等的影响。Shirahase^[5]对经济危机后日本20年间的家庭收入不平等程度进行分析,发现家庭结构是影响老年人家庭间收入不平等程度的一个重要因素。Luo *et al.*^[6]对69个国家的面板数据进行实证分析,结果表明人口老龄化主要通过劳动力投入和劳动力效率产生负向影响,从而加剧了收入不平等。国内研究中,一些学者利用微观调查数据将年龄及其平方作为影响收入(或者收入不平等)的解释变量,如:陈钊等^[7]使用中国家庭收入调查项目的数据库(CHIP),基于回归方程分析了年龄对收入差距的影响,结果发现年龄变量对收入差距影响的贡献度最大达到28%,之后逐年下降。Zhong^[8]采用夏普利值分解和WVW分解,研究了中国农村地区人口老龄化对收入分配的影响,结果表明:近十年来,中国农村急剧增加的收入不平等很大一部分可归因于人口结构转变。另一些学者则利用宏观数据研究老龄化对收入不平等的影响,如:王笏旭等^[9]利用我国30个省份2000—2014年的面板数据,考察了人口老龄化对城乡收入不平等的影响,发现城乡人口老龄化系数比对城乡收入不平等程度具有显著的正向作用。Dong *et al.*^[10]分别用老年人口抚养比和基尼系数代表人口老龄化和收入不平等程度,发现人口老龄化显著加剧了收入不平等。同时有专家考虑时变特性,利用含断点的时变协整模型考察了我国老龄化与收入不平等之间的动态关联机制并测度二者之间的影响,结果显示二者互为因果关系^[11-13]。

但是这些研究几乎没有考虑到不同出生组的年龄效应,即代际效应。因为不同年龄的个体收入不平等差异,可能来自个体年龄的差异,也可能来自个体代际(出生时就存在)的差异。为了克服上述缺陷,国外一些学者提出了控制代际影响的收入不平等分解方法,以进一步甄别年龄结构对个体收入不平等的影响。Deaton and Paxson^[14]以消费和储蓄的生命周期假说为基础,根据户主出生年份定义组群,将要分析的目标变量(家庭收入、家庭消费)分解成年龄效应、代际效应和时期效应,追踪“代表性个体”在生命周期的收入、消费和储蓄情况,结果表明:收入的年龄效应随着年龄增长而不断扩大,并且出生组越年轻其代际效应越大。Ohtake and Saito^[15]进一步对Deaton and Paxson的组群分析法进行扩展,探讨了日本家庭出生组内消费和收入不平等是如何随着年龄的增长而变化的。曲兆鹏和赵忠^[16]考察了农村人口老龄化对消费不平等和收入不平等的影响,结果表明农村居民收入不平等和消费不平等会随着年龄增长而迅速扩大。魏下海和董志强^[17]以企业作为研究对象,运用组群分析法从企业年龄和代际的角度,考察了劳动收入份额变动模式,结果表明企业收入的年龄效应呈现增加趋势,代际效应曲线呈“U”型。邹红等^[18]通过出生组分解发现35岁以上及20世纪70年代出生的人面临更大的收入不平等。刘华^[19]采用方差分解和回归分解相结合的方法,发现农村人口老龄化加剧了收入不平等,且不同出生组之间不平等程度的加剧是收入不平等的主要原因。文建东和谢聪^[20]通过构建空间计量模型,发现老龄化会显著地拉大收入不平等,并且这种影响主要来自顶部老龄化。

综上所述,尽管国内外学者已对人口老龄化与收入分配的关系进行了较为充分的研究,但仍存在以下不足:国内外学者在使用组群分析法研究人口老龄化的影响时,似乎没有考虑到其他控制变量(如受教育程度、城乡差异)对收入分配的影响。此外,部分文献是以家庭作为研究对象,即收入数据是家庭成员的总收入,而年龄却用用户的年龄来衡量,其结论的准确性有待商榷。因此本文利用中国健康与营养调查数据(CHNS),以出生于1914—1986年的个体作为研究对象,利用Deaton^[21]的组群分析法,将收入水平及收入不平等效应分解为年龄效应、代际效应和时期效应,并综合考虑受教育程度、城乡差异等控制变量,以控制群组的异质性来研究人口老龄化对居民收入分配的影响。

二、理论分析与模型构建

(一) 理论分析

一个国家或地区的人口是由异质性的群体组成,在异质性的群体内部,其收入通常有不同程度的差异,也就存在着不同程度的收入不平等。因此,当一个国家或地区异质性群体的相对人口比重发生变动时,其收入不平等程度也会发生相应的变化。人口老龄化意味着一个国家老年人口这一特定群体的比重增加,而不同年龄群体比重的变化,必然会对社会经济发展、劳动力的供给数量与结构等产生一定程度的影响,进而影响收入分配。其影响机制主要表现在三个方面:

一是在收入获取渠道方面。现代社会老年群体获取收入主要有两种渠道:家庭养老和社会养老。家庭养老主要通过代际间转移的方式进行,由于家庭人口规模、成员构成、财富积累等诸多方面的差异,导致不同家庭老年群体在通过代际转移获取收入时存在较大差异;社会养老主要是通过社会保障制度进行的,在不同时代社会养老制度的完善程度是不同的,由此会导致不同时代出生的个体,在其年老时获得的社会养老收入也存在差异。

二是在个体特征方面。不同受教育水平的老年群体的收入存在差异。一般来说,受教育水平较高的老年群体,由于其具有较高的科学文化知识、技术操作水平或者丰富的管理经验等,容易被返聘,从而获得更多一点的收入,进而与其他老年群体收入存在差异性。

三是在外部条件方面。在经济发展水平相对较高的城镇地区,其养老金等社会保障体系比较健全,老年人口收入主要来自养老金和社会保险收入等方面,因此老年人口在达到退休年龄之后,收入差距会缩小,这时人口老龄化可能会降低该地区的收入不平等;在经济不发达的农村地区,养老金等社会保障制度不太完善,老年人口收入则主要来自家庭内部代际转移收入,因此农村地区老年人口收入差异相对较大。

(二) 模型构建

许多与福利相关的变量都具有显著、特定形状的生命周期曲线。例如由于收入会随着经济发展水平的提高而增加,因此,即使不同代际收入年龄曲线的形状不会变化,其位置也会发生变化,导致从单一截面数据获得的收入年龄曲线混合了年龄效应和代际效应。本文借鉴 Deaton and Paxson^[14]和 Deaton^[22]方法,构建基于组群分析法的收入及收入不平等的效应分解模型,以此克服上述效应混合问题。此外,该方法要求将样本中的个体按照出生年份定义组群,然后在每次调查中将同一出生组的个体收入进行平均,代表该出生组的收入水平。根据数次调查的数据可以追踪出生组的收入动态变化,从而克服无法对同一个体长期跟踪的难题。假定生命周期对数收入曲线具有如下形式:

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

其中 c 代表出生年份; t 代表调查年份; a 代表出生组 c 在第 t 年的年龄; α_a 代表年龄效应; γ_c 代表出生组效应; ψ_t 代表时期效应; u_{ct} 是随机误差项。可考虑使用多项式或者哑变量来模拟(1)式中的年龄、出生组和时期效应,具体地,年龄效应可以合理地模拟成年龄的平方、立方等多项式;出生组效应可以被处理为 c 的线性函数形式;哑变量可用来模拟时期效应。

假设 A 是年龄哑变量矩阵, C 是出生组哑变量矩阵, Y 是时期哑变量矩阵,根据“出生组—时期”所构造的伪面板数据中每一个“观测”就是某一年某个出生组的平均经济行为。如果有 m 个这样的“出生组—时期”数据,则 3 个矩阵均有 m 个行,(1)式可以变成:

$$y = \beta + A\alpha + C\gamma + Y\psi + u \quad (2)$$

其中, y 是“出生组—时期”观测的列向量,其每一行是某个出生组的收入对数组均值; α 、 γ 、 ψ 、 u 分别是年龄效应、出生组效应、时期效应和误差项的列向量。但是 3 个哑变量矩阵之间存在的线性关系导致(2)式无法估计。事实上,根据本文对出生组定义可知,年龄、出生组、时期 3 个变量会满足如下关系:

$$t = c + a \quad (3)$$

这意味着 3 个哑变量矩阵满足:

$$Y_{s_y} = C s_c + A s_a \tag{4}$$

其中, s 是由数列 $\{0, 1, 2, 3, \dots\}$ 构成的列向量, 其长度分别等于其前面所乘矩阵的列数。

Deaton^[22] 选择使用归一化方法, 解决上述估计问题, 即将增长因素归因于年龄效应或者出生组效应, 将时间趋势归因于时期效应, 用其捕捉周期性变动或者商业周期影响。在实践中, 通常假设时期效应均值为零, 且与时间趋势正交, 即:

$$\sum_{t=1}^T \psi_t \times t \times d_t = 0 \tag{5}$$

$$\sum_{t=1}^T \psi_t \times d_t = 0 \tag{6}$$

根据(5)式和(6)式可以得到 ψ_1 和 ψ_2 的解:

$$\psi_1 = \sum_{t=3}^T (t-2) \times d_t \times \psi_t, \psi_2 = \sum_{t=3}^T (1-t) \times d_t \times \psi_t \tag{7}$$

把 ψ_1 和 ψ_2 代入(2)式中, 可以重新得到时期效应 $\psi_t (t = 3, \dots, T)$, 这样就得到 $T-2$ 个变形后的时期虚拟变量表达式:

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1] \tag{8}$$

其中, $t = 3, \dots, T$; d_t 是时期哑变量, 当时期为 t 时其值为 1, 否则为 0; d_t^* 的系数就是 t 时期效应。

类似地, 收入不平等效应也可分解为上述 3 种效应。借鉴 Deaton and Paxson^[14] 方法, 出生组组内收入不平等可以用收入对数方差测度, 其表达式为:

$$Var \ln y_c(t) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \left[\ln y_{ci}(t) - \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \ln y_{ci}(t) \right]^2 \tag{9}$$

其中, I 代表出生组 c 在第 t 年的人口规模。出生组组内收入对数方差可表达为:

$$Var \ln y(c+a) = Var \ln y(c) + \frac{1}{\gamma^2} \sum_{l=0}^{a-1} \sigma_h(c+l) \tag{10}$$

(10) 式第一项测度了当出生组 c 出生时(即首次踏入经济体时)预期的生命周期收入不平等水平, 称之为出生组效应; 第二项反映了出生组内不平等, 由于未经保险的冲击累积性, 它会随着年龄而变化, 称之为年龄效应。可以用(11)式估计收入不平等的年龄效应和出生组效应:

$$Var \ln y(c+a) = \sum_{m=c_0}^c \alpha_m cohort_m + \sum_{n=A_0}^A \beta_n age_n \tag{11}$$

其中, $cohort_m$ 是出生组哑变量, 当 $m = c$ 时其值为 1, 否则为 0; age_n 是年龄哑变量, 当 $n = a$ 时其值为 1, 否则为 0; 系数 α_m 代表出生组效应; 系数 β_n 代表年龄效应。

三、数据来源、变量选取与样本描述

(一) 数据来源与变量选取

本文使用的是“中国健康与营养调查”(CHNS)数据库相关数据, 到目前为止该调查共实施了九轮, 调查年份为 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年; 调查区域包括辽宁、黑龙江、山东、河南、江苏、湖北、湖南、广西和贵州; 调查结果包括个体特征、个人职业、收入水平、健康和营养状况等信息。在国内仅有的几个微观数据库中, CHNS 数据的时间跨度长、覆盖区域广、追踪率高、样本数量大、调查时序性好, 适合本文探析人口老龄化对居民收入分配的影响。

本文以年龄在 25~75 岁具有收入的个体作为主要分析对象。解释变量和控制变量主要包括个人年收入、年龄、城乡类型和受教育程度。“收入”指个体总收入^①, 为了使数据具有可比性, 将个人年

①总收入包括主要职业工资性和奖金(包括月奖、季度奖、年终奖、节日奖和其他奖)收入、第二职业工资性和奖金(包括月奖、季度奖、年终奖、节日奖和其他奖)收入、家庭菜园及果园收入、集体和家庭农业收入、家畜和家禽养殖收入、集体和家庭渔业收入、家庭小手工业和小型家庭商业收入、退休金、保险、补助金及其他收入(其他来源现金收入、其他来源非现金收入)。

收入换算为 2009 年不变价的可比收入; 年龄指个体年龄; 受教育程度指个体最高受教育程度, 其取值情况设为 0(没有接受过正规学校教育)、1(小学毕业)、2(初中毕业)、3(高中毕业)、4(中等技术学校、职业学校毕业)、5(大专或大学毕业)、6(硕士及以上)。表 1 为相关变量的描述性统计结果, 可见从 1989—2011 年, 个体的平均年收入、年龄、受教育程度都有增加的趋势。

表 1 样本描述性统计结果

年份	样本量/个	年收入/元		年龄/岁		受教育程度	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
1989	6 261	3 834. 768	4 957. 282	40. 969	14. 452	1. 333	1. 244
1991	6 429	3 945. 416	3 866. 791	41. 794	14. 593	1. 362	1. 228
1993	6 041	4 483. 528	5 441. 722	42. 498	14. 503	1. 423	1. 209
1997	6 523	5 747. 729	6 308. 918	43. 325	14. 583	1. 538	1. 253
2000	7 084	7 254. 003	8 871. 751	44. 452	14. 602	1. 741	1. 315
2004	5 907	8 701. 478	11 332. 122	47. 872	14. 851	1. 814	1. 343
2006	5 761	11 078. 960	17 400. 675	48. 796	14. 746	1. 919	1. 459
2009	6 202	16 203. 120	18 324. 041	49. 826	15. 143	1. 896	1. 411
2011	8 584	20 863. 920	17 047. 742	50. 432	14. 770	2. 242	1. 604

数据来源: 作者根据 CHNS 数据整理得到。

收入对数方差是收入经对数化后的方差, 能够度量收入分配不平等程度, 它克服了用传统的方差度量收入不平等程度时出现的敏感性问题(不够敏感或者过于敏感)。收入对数方差的主要计算公式为:

$$V = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\ln y_i - \bar{\ln y}]^2 \quad (12)$$

其中 n 代表样本数目, y_i 是个体收入, \bar{y} 是样本收入均值。本文利用该指标计算了我国居民 1989—2011 年的收入不平等情况(表 2), 并进一步分析了城乡内部收入不平等的变化趋势。

从表 2 可知, 度量收入不平等的收入对数方差总体呈上升趋势, 说明 20 多年来, 我国居民收入分配差距日渐拉大, 特别是 1997 年之后, 收入分配不平等程度进一步加剧。由于我国城乡经济发展水平存在较大差异, 城乡居民的收入及不平等水平也存在较大差别, 因此有必要区分城乡来分析居民收入不平等的变化趋势。具体来看, 农村居民收入不平等程度呈现增加趋势, 而城镇

居民收入不平等程度则相对平稳; 农村居民收入不平等程度要显著高于城镇居民收入不平等程度。即 1989—2011 年, 我国居民收入水平在提高的同时, 居民收入分配差距也在逐渐拉大, 城乡居民收入不平等程度存在较大差异。这主要是由于城镇和农村二元经济体制在很大程度上束缚了农村劳动生产力的流动, 导致城乡之间资本、劳动力、科技、公共服务等发展不平衡, 造成城乡就业、发展机会和条件不均衡, 进而导致城乡收入及不平等存在较大差异, 所以在分析我国收入分配变化趋势时应考虑城乡差异所带来的影响。据此, 本文在分析收入不平等的年龄效应和代际效应时将城乡因素考虑进来, 控制其对收入及收入不平等的影响。

(二) 样本描述

本文依据微观个体的出生年份来构建组群(出生组)。在构造伪面板数据时, 需要在组群数目和组群内部个体数目之间进行权衡, 在减少组群内部异质性的同时, 尽量提高组群之间的异质性。因此

表 2 我国居民 1989—2011 年收入不平等程度

年份	全国	城镇	农村
1989	1. 132	0. 676	1. 343
1991	1. 304	0. 672	1. 167
1993	1. 276	0. 732	1. 452
1997	1. 150	0. 860	1. 242
2000	1. 301	0. 685	1. 444
2004	1. 657	0. 712	1. 844
2006	1. 680	0. 764	1. 906
2009	1. 335	0. 721	1. 498
2011	1. 177	0. 536	1. 422

本文按照个体的出生时间,每5年定义为一个出生组。由于本文研究对象的年龄为25~75岁(即出生在1914—1986年的个体),为了保持出生组划分的对称性,将1914—1920年划分为一个出生组,将1981—1986划分为一个出生组,故本文共有14个出生组、51个年龄组。在进行效应分解过程中,需要产生13个出生组虚拟变量、50个年龄虚拟变量和8个时期虚拟变量。“出生组—调查年份”单元内的混合面板数据样本数如表3所示。

表3 “出生组—调查年份”样本数

出生时间	出生组	调查年份								
		1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
1914—1920	1920	101	77	60						
1921—1925	1925	201	161	128	71	97				
1926—1930	1930	370	350	293	210	182	67			
1931—1935	1935	457	467	388	336	300	265	240	85	
1935—1940	1940	486	485	424	397	418	386	372	329	392
1941—1945	1945	602	621	574	565	542	489	442	490	605
1946—1950	1950	876	860	786	810	820	708	648	679	980
1951—1955	1955	1 179	1 173	1 098	1 063	1 107	927	891	898	1 269
1956—1960	1960	977	950	845	817	902	719	719	758	1 071
1961—1965	1965	1 012	1 133	1 010	1 054	1 131	866	870	967	1 189
1966—1970	1970		172	465	842	894	701	703	825	1 116
1971—1975	1975				358	771	505	531	595	837
1976—1980	1980						274	294	357	582
1981—1986	1985							81	219	543

四、实证研究

(一) 收入水平效应分解

根据(2)式首先使用组群分析法将收入效应分解成年龄效应和代际效应,然后估计年龄效应和代际效应对收入的影响。其中,年龄效应是给出典型的年龄曲线,代际效应则是给出导致不同出生组年龄曲线位置差异的长期趋势。年龄效应揭示了收入随年龄变化的特征(图1),收入的年龄效应曲线呈现递增趋势,说明在控制出生组后,个体收入水平随着年龄增长而增加。根据前文以及周绍杰等^[23]的分析,年龄效应反映了个体人力资本和社会生产率的增长。尽管个体生产率的年龄曲线呈驼峰结构,但是如果高速增长的经济体中宏观效应的增长超过个体人力资本在老年时的下降趋势,那么个体的年龄效应曲线也会表现出递增的趋势。代际效应曲线(图2)也呈线性递增趋势,表明随着社会改革和时代进步,经济增长赋予年轻出生组更多的收入资源。在我国养老体制尚未完善的情况下,政府应该通过收入再分配政策,实现收入的代际转移,以提高年老出生组的福利水平。

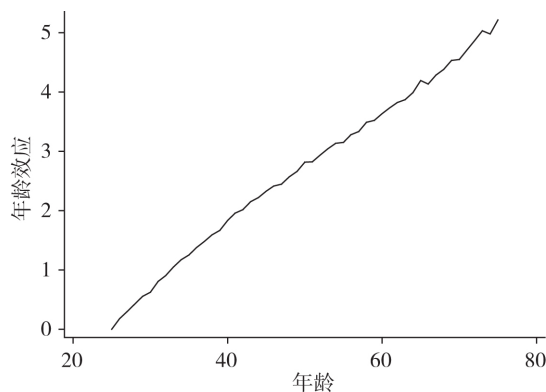


图1 收入年龄效应

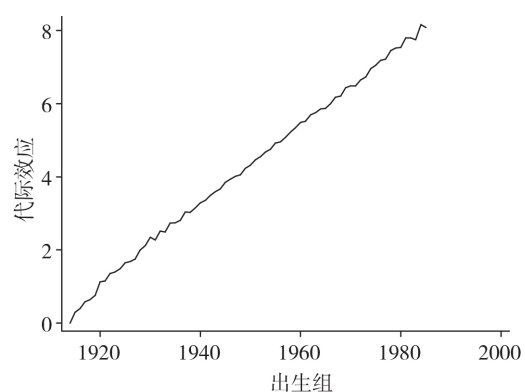


图2 收入代际效应

(二) 收入不平等变动效应分解

根据(11)式,用收入对数方差度量收入不平等程度,并对其进行年龄效应和代际效应分解。从图3可以看出,30岁之后,个体收入不平等程度会随着年龄的增加而加剧,这主要是由于在30岁之前,个体刚进入职场,是个体人力资本、能力、知识经验的准备与累积阶段。在这期间,个体为了增加自己的经验等,会接受低薪工作,因此收入差异不会太大。30岁之后,当个体人力资本、知识经验等积累到一定程度,他们会通过升职、跳槽、创业等途径提高自己的收入,此后个体之间收入差距会逐步拉大,收入不平等呈现递增趋势。由于个体进入老年阶段将面临更大收入不平等,而我国人口年龄结构正呈现出老龄化特征,可见人口老龄化势必会加剧我国总体收入不平等程度。在我国社会保障体系尚未完善的情况下,个体可通过对生命周期的收入资源进行配置,以平滑其一生的收入,这对减轻我国收入不平等程度会有所帮助。

从图4可以看出,收入不平等代际效应呈现出不均匀变化。出生在1930—1950年的组群,其收入不平等程度上升速度较为缓慢,出生在1951—1980年的组群,其收入不平等程度的上升速度较快,而出生在1981年后的组群,其收入不平等程度呈现下降的趋势。原因可能是,对于出生在1930—1950年的组群,其进入调查时大部分已经处在职业生涯的晚期(最年轻的是1950年出生,于1989年进入调查的组群,即年龄39岁),当时经济不够发达,个人收入来源渠道有限,养老金体制也不完善,大多数人没有充分享受到经济发展的成果,因此收入差距不是很大。出生在1951—1980年的组群,调查期间大多数处在40~50岁年龄段(最年老的是1951年出生,在2011年调查时年龄60岁),正是职业发展的黄金期,然而他们当中有些人经历过国有企业、集体企业民营化改革的浪潮,最终下岗失业。因此在50年代至80年代的个体收入差异性较大,不平等程度的上升速度也比较快。而1981年之后出生的组群,他们刚刚进入职场(年龄最大的是1981年出生,2011年进入调查组群,此时年龄为30岁),收入来源较为单一,因此收入差距也比较小。

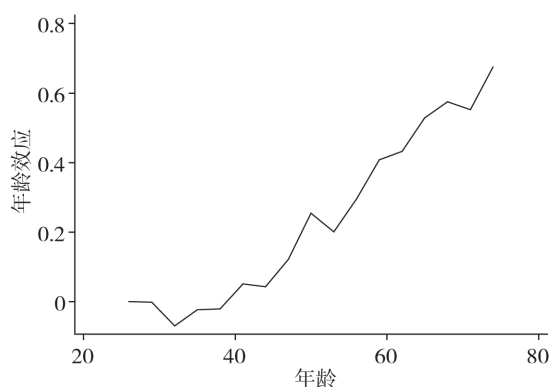


图3 收入不平等的年龄效应

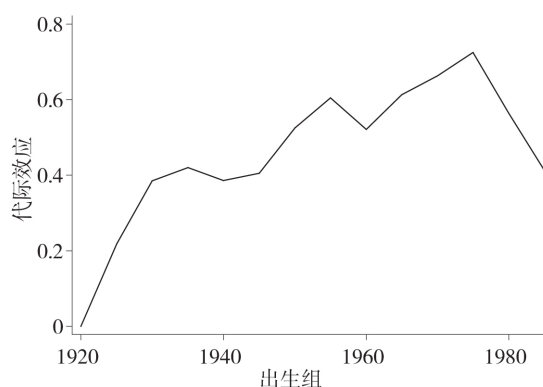


图4 收入不平等的代际效应

(三) 控制群组异质性后的收入水平效应分解

考虑到除年龄及代际因素外,个人收入水平还受到城乡差异及受教育程度等因素的影响。本文仍以(2)式与(11)式为基础,控制城乡、教育两个变量对收入及收入不平等的影响,来考察年龄效应和代际效应是否有变化。具体地,为了控制城乡因素的影响,本文将农村和城镇的样本作为独立的研究对象,分别分析农村和城镇的收入及收入不平等的年龄效应和代际效应;为了控制教育因素的影响,本文将原始数据中受教育程度变量转化成受教育年限变量,以便于转化后的定量变量在构造伪面板数据时可以按照出生组进行均值处理。

在控制教育变量后,城乡居民的收入变动分解效应的主要估计结果如表4所示。所有回归系数均通过了10%水平的显著性检验,表明解释变量对被解释变量的影响是显著的;拟合优度也都达到0.9以上,表明本文的解释变量能够较好地描述收入不平等程度及其变化。由此可以看出:第一,无论

是城镇还是农村,教育的影响系数均为正值且在10%置信水平下显著,意味着受教育程度对收入增长会产生积极影响,即随着受教育程度的增加,收入也会有所增加,这符合常理。但是值得注意的是,城镇居民受教育程度对收入的影响要低于农村居民受教育程度对收入的影响。因此要大力发展农村地区教育,以减小城乡收入差距。第二,在控制异质性情况下,城镇、农村的收入年龄效应仍呈现递增的趋势,且在60岁之后,城镇居民收入年龄效应水平高于农村收入年龄效应。导致这一结果的原因主要在于城镇个体在60岁之后,虽然没有工资性收入,但是会有养老金收入,而农村个体60岁之后几乎没有收入来源。第三,在控制异质性情况下,城镇和农村的收入代际效应均呈现递增的趋势,即较年轻的出生组具有较高的收入水平。另外,城镇的收入代际效应系数高于农村,也就是说对于同一年代出生的个体而言,城镇户籍的个体收入水平要高于农村户籍的个体收入水平。

(四) 控制群组异质性后的收入不平等效应分解

在控制教育变量后,城乡居民的收入不平等变动分解效应的主要估计结果如表5所示。所有回归系数都通过了10%水平的显著性检验,表明解释变量对被解释变量的影响是显著的;拟合优度也都达到0.8以上,表明本文的解释变量能够较好地描述收入不平等程度及其变化。由此可以看出:第一,不论是农村还是城镇,教育对收入分配不平等的影响系数为正且在5%置信水平下显著,这说明受教育程度的提高会加剧收入不平等程度。白雪梅^[24]对这一结果的合理解释是,由于我国现阶段资本市场还不完善,增加了受教育者的借款利率和借款成本,致使教育供给远远滞后于教育需求;这种失衡致使受教育者与未受教育者之间,或者受教育程度高者与受教育程度低者之间的收入存在较大差距,所以随着组群受教育程度的提高,收入差距也在不断扩大。第二,农村居民收入不平等的年龄效应曲线呈现递增趋势,即随着年龄的增加,收入不平等程度也会增加,老龄化会加剧农村居民收入不平等程度。这一点与未控制异质性情况下的结果相同,只是年龄效应的水平有所降低。城镇居民收入不平等年龄效应曲线在60岁之前呈现递增的趋势,但在60岁之后呈现递减趋势,由此可知人口老龄化并没有加剧城镇居民的收入不平等。城乡居民在收入不平等年龄效应上的差异可能是由于二者在养老体系、医疗保险体系等方面的完善程度有所差异。可见,如果没有考虑城乡差异,教育对收入分配不平等的影响,就会夸大人口老龄化加剧我国居民收入分配不平等的事实,也会忽略农村与城镇收入不

表4 控制变量下收入变动分解结果

	城镇	农村
年龄 29	0.531(0.007)**	0.470(0.003)**
年龄 32	0.868(0.000)***	0.781(0.000)***
年龄 35	1.083(0.000)***	1.205(0.000)***
年龄 38	1.417(0.000)***	1.466(0.000)***
年龄 41	1.722(0.000)***	1.741(0.000)***
年龄 44	1.925(0.000)***	1.962(0.000)***
年龄 47	2.136(0.000)***	2.194(0.000)***
年龄 50	2.371(0.000)***	2.378(0.000)***
年龄 53	2.678(0.000)***	2.615(0.000)***
年龄 56	2.842(0.000)***	2.864(0.000)***
年龄 59	3.146(0.000)***	3.063(0.000)***
年龄 62	3.339(0.000)***	3.240(0.000)***
年龄 65	3.608(0.000)***	3.545(0.000)***
年龄 68	3.860(0.000)***	3.726(0.000)***
年龄 71	4.092(0.000)***	4.034(0.000)***
年龄 74	4.486(0.000)***	4.079(0.000)***
出生组 1925	1.694(0.041)*	0.598(0.035)**
出生组 1930	2.303(0.050)*	1.587(0.000)***
出生组 1935	2.589(0.006)**	1.936(0.000)***
出生组 1940	3.005(0.006)**	2.276(0.000)***
出生组 1945	3.470(0.000)***	2.644(0.000)***
出生组 1950	3.835(0.000)***	3.058(0.000)***
出生组 1955	4.160(0.000)***	3.474(0.000)***
出生组 1960	4.481(0.000)***	3.873(0.000)***
出生组 1965	4.969(0.000)***	4.248(0.000)***
出生组 1970	5.495(0.000)***	4.742(0.000)***
出生组 1975	5.825(0.000)***	5.124(0.000)***
出生组 1980	6.432(0.000)***	5.526(0.000)***
出生组 1985	6.838(0.000)***	5.972(0.000)***
受教育程度	0.065(0.032)*	0.113(0.047)*
Adj R ²	0.959	0.947

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 显著性水平; 括号内数字为标准差。由于篇幅所限,仅报告部分年龄的估计系数结果。

平等年龄效应的差异性,而在制定应对收入不平等的再分配政策时就不会有倾向性。第三,在控制教育变量对收入不平等的影响后,城乡收入不平等代际效应发生了较大的变化,城镇和农村收入代际效应都呈现递减趋势。可见在剔除教育对收入不平等的影响后,无论是城镇还是农村,年老出生组比年轻出生组面临更大的收入不平等,这与未控制城乡和教育因素时所得结论不一致,主要是由于教育会加剧收入不平等程度。由表5还可以看出,教育对收入不平等的影响系数为正,且农村的教育系数估计值较大。年老出生组受教育程度普遍偏低,随着我国教育的普及和教育质量的不断提高,年轻一代有机会接受到更好的教育。因此将教育对收入不平等的影响剔除后,代际效应估计值的影响会发生变化,城乡收入不平等代际效应差异主要是由于教育对城镇和农村收入不平等作用强度不同所致。

五、结论与政策建议

人口老龄化与收入分配差距过大是影响我国经济发展的两大主要难题。本文利用CHNS数据和组群分析的效应分解法,得到收入水平及收入不平等的年龄效应、代际效应和时期效应,分别探析人口老龄化以及代际效应对我国居民收入及收入不平等程度的影响。同时,考虑到组群的异质性,为了进一步获得收入及收入不平等的年龄效应和代际效应的有效估计,在原模型的基础上,对教育、城乡两个变量进行控制,重新估计了人口老龄化和代际效应对居民收入分配的影响,主要结论如下:(1)收入水平的年龄效应显示,随着个体年龄的增加,其收入也呈现递增趋势,即使在退休后也依然如此(这可能是由于高速增长的经济体中经济增长的宏观效应超过个体人力资本在老年时的递减效应所致);收入的出生组效应显示,年轻出生组在收入资源获取方面比年老出生组更具优势,代际效应曲线呈现递增趋势。(2)收入不平等的年龄效应呈现“V”型:在30岁之前,随着年龄增加,收入不平等呈现下降的趋势;在30岁之后,收入不平等程度随着年龄的增加而增加。这可能是由于在30岁之前,个体人力资本和知识经验等还处在积累阶段,因此个体收入来源差异比较小,收入不平等在30岁之前呈现出下降的趋势。而我国人口年龄结构正呈现出老龄化特征,可见人口老龄化会加剧我国总体收入不平等的程度。(3)收入不平等的代际效应呈现倒“V”型:1980年之后出生的组群中,年轻出生组的收入不平等程度比年老出生组的收入不平等程度相对较小;而1980年之前出生的组群中,年轻出生组比年老出生组面临更大的收入不平等。特别是出生在1950—1980年的组群,在调查期

表5 控制变量下收入不平等变动分解结果

	城镇	农村
年龄 29	0.006(0.081)*	-0.043(0.079)*
年龄 32	-0.083(0.055)*	-0.154(0.075)*
年龄 35	-0.049(0.062)*	-0.104(0.036)**
年龄 38	-0.034(0.059)*	-0.102(0.044)**
年龄 41	0.017(0.074)*	-0.050(0.050)**
年龄 44	-0.037(0.031)**	-0.085(0.029)**
年龄 47	0.073(0.048)**	-0.060(0.043)**
年龄 50	0.108(0.029)**	0.001(0.030)**
年龄 53	0.032(0.017)**	0.012(0.022)**
年龄 56	0.075(0.042)**	0.075(0.039)**
年龄 59	0.210(0.011)**	0.100(0.037)**
年龄 65	-0.007(0.045)**	0.180(0.041)**
年龄 68	-0.123(0.049)**	0.285(0.050)**
年龄 71	-0.115(0.050)**	0.268(0.035)**
年龄 74	-0.228(0.044)**	0.297(0.048)**
出生组 1925	0.186(0.066)*	0.094(0.061)*
出生组 1930	0.035(0.052)*	0.205(0.021)**
出生组 1935	-0.190(0.073)*	0.136(0.019)**
出生组 1940	-0.379(0.039)**	-0.193(0.027)**
出生组 1945	-0.470(0.042)**	-0.516(0.031)**
出生组 1950	-0.541(0.039)**	-0.532(0.041)**
出生组 1955	-0.565(0.041)**	-0.744(0.037)**
出生组 1960	-0.638(0.037)**	-1.341(0.022)**
出生组 1965	-0.589(0.029)**	-1.587(0.012)**
出生组 1970	-0.571(0.016)**	-1.344(0.018)**
出生组 1975	-0.634(0.040)**	-1.408(0.033)**
出生组 1980	-0.681(0.036)**	-1.807(0.044)**
出生组 1985	-0.763(0.078)*	-2.417(0.026)**
受教育程度	0.048(0.064)**	0.318(0.000)***
Adj R ²	0.801	0.847

注:*、**、***分别表示10%、5%和1%显著性水平;括号内数字为标准差。由于篇幅所限,仅报告部分年龄的估计系数结果。

间他们大多数处在 40~50 岁,正经历着国有企业、集体企业民营化改革,导致他们当中一部分人被迫下岗失业。(4) 城乡、教育变量会对收入分配不平等产生一定的影响。在控制城乡、教育对收入不平等的影响后,我们发现:首先居民收入不平等的年龄效应发生了变化,农村的收入不平等年龄效应曲线仍然呈现出递增趋势,只是影响程度有所减弱;城镇的收入不平等年龄曲线在 60 岁之前呈递增趋势,此后呈下降趋势。说明人口老龄化加剧了农村地区的收入分配不平等,但对城镇地区收入分配不平等有一定程度的缓解作用,这可能是由于城乡在养老体系、医疗保险体系等完善程度方面有差异所致。其次在控制城乡、教育影响后,收入不平等的代际效应也发生了变化,无论是城镇还是农村,年老出生组比年轻出生组面临更大的收入不平等,主要是由于年老出生组受教育程度普遍偏低,随着我国教育的普及和教育质量的不断提高,年轻一代有机会接受到更好的教育,因此将教育对收入不平等的影响剔除后,代际效应估计值的影响会发生变化。此外与城镇相比,农村的代际效应曲线更陡峭,导致城乡代际收入不平等差距的一个主要原因是教育对城镇和农村收入不平等作用的强度不同。可见,如若不控制组群异质性,将会夸大“人口老龄化加剧了我国居民收入不平等”这一结论。

人口老龄化是人口转变的必然结果,是社会发展的必经阶段。大多数发达国家的人口老龄化发生在其经济发展成熟阶段,因此有能力去处理老龄化带来的负面效应。而我国的人口老龄化现象出现在 21 世纪初,全国经济不够成熟,人均收入较低,养老体系尚不完善,呈现出“未富先老”的特征。为此提出以下政策建议:(1) 完善农村地区基本养老保险制度。城镇大多数老年人享受着较为完善的公共养老金补助,养老金等社会保障制度降低了老年人口退休后收入受到的冲击,有利于缓解收入不平等。而农村地区的养老保障制度较不完善,政府部门应完善农村地区基本养老保险制度,并加强对农村地区的投资,以实现教育、养老和就业的协调发展,推动老龄服务事业和产业的发展,以应对 2050 年我国人口老龄化高峰对收入分配造成的负面影响。(2) 补偿为国有企业、集体企业民营化改革做出牺牲的群体,做好代际转移。民营化改革使部分出生于 1950—1960 年的人员被迫下岗失业,使其失去了原有比较稳定的收入,生活陷入困境,成为弱势群体。这一社会现象也导致出生在 1950—1960 年的群体面临更大的收入不平等。因此政府应该做好该群体的养老工作,提高其收入水平,降低群体间的收入不平等。我国养老体制尚未完善,政府应该通过社会保障和养老保险等再分配手段实现收入的代际转移,做好弱势老年群体的养老工作,让老年群体获得较高的福利水平,真正实现“老有所养”。

参考文献:

- [1] 孙晶晶. 人口老龄化对收入不平等的作用效应研究述评[J]. 社会保障研究, 2017(6): 102-112.
- [2] PAGLIN M. The measurement and trend of inequality: a basic revision[J]. American economic review, 1975, 65(4): 598-609.
- [3] MORLEY S. The effect of change in the several measures of income distribution[J]. American economic review, 1981, 71(3): 285-294.
- [4] LAM D. Handbook of population and economics demographic variables and income inequality[M]. Amsterdam, Netherlands, Elsevier Science Publishers, 1997.
- [5] SHIRAHASE S. Income inequality among older people in rapidly aging Japan[J]. Research in social stratification and mobility, 2015, 41: 1-10.
- [6] LUO Z, WAN G, WANG C, et al. Aging and inequality: the link and transmission mechanisms[J]. Review of development economics, 2018, 22(3): 885-903.
- [7] 陈钊, 万广华, 陆铭. 行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解[J]. 中国社会科学, 2010(3): 65-76.
- [8] ZHONG H. The impact of population aging on income inequality in developing countries: evidence from rural China[J]. China economic review, 2011, 22(1): 98-107.
- [9] 王笏旭, 冯波, 王淑娟. 人口老龄化加剧了城乡收入不平等吗——基于中国省际面板数据的经验分析[J]. 当代经济

- 科学 2017(4):69-78+126-127.
- [10]DONG Z ,TANG C ,WEI X. Does population aging intensify income inequality? Evidence from China[J]. Journal of the Asia Pacific economy ,2018 ,23(1) : 66-77.
- [11]孙晔,吕康银,朱金霞. 人口老龄化与收入不平等的时变效应[J]. 税务与经济 2018(6):58-65.
- [12]龙莹,张忍. 人口老龄化与收入不平等关系研究[J]. 上海立信会计金融学院学报 2017(1):112-120.
- [13]孙晔,吕康银. 人口老龄化对收入不平等的影响——基于多区域动态 CGE 模型的研究[J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版) 2019(2):92-105.
- [14]DEATON A S ,PAXSON C. Studies in the economics of aging saving , growth and aging in Taiwan[M]. University of Chicago Press ,1994:331-362.
- [15]OHTAKE F ,SAITO M. Population aging and consumption inequality in Japan[J]. Review of income and wealth ,1998 ,44(3):361-381.
- [16]曲兆鹏,赵忠. 老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响[J]. 经济研究 2008(12):85-99+149.
- [17]魏下海,董志强. 中国企业劳动收入份额变动分解:代际效应与年龄效应——基于队列分析方法的发现[J]. 财经研究 2013(1):82-92.
- [18]邹红,李奥蕾,喻开志. 消费不平等的度量,出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较[J]. 经济学 2013(4):1231-1254.
- [19]刘华. 农村人口老龄化对收入不平等影响的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究 2014(4):99-112.
- [20]文建东,谢聪. 人口老龄化对收入不平等的影响——基于省域数据的空间计量模型分析[J]. 南京审计大学学报,2017(4):12-23.
- [21]DEATON A. Panel data from time series of cross-sections[J]. Journal of econometrics ,1985 ,30(1-2):109-126.
- [22]DEATON A. The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy[M]. The World Bank ,1997.
- [23]周绍杰,张俊森,李宏彬. 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[J]. 经济学(季刊) 2009(4):1197-1220.
- [24]白雪梅. 教育与收入不平等:中国的经验研究[J]. 管理世界,2004(6):53-58.

(责任编辑:康兰媛;英文校对:葛秋颖)

Impact of Population Aging on Income Distribution in China

ZHU Zhenhua , CAO Ke

(Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing 210023 , China)

Abstract: With the coming of aging society , the impact of population structure on income distribution in China has been a research focus in recent years. By employing micro data of China Health and Nutrition Survey (CHNS) from 1989 to 2011 , this paper uses cohort analysis to decompose the effect of income and income inequality into age effects , intergenerational effects and period effects to study the impact of population aging on income distribution in China. Results show that population aging aggravates the income inequality in rural areas while it decreases the income inequality in urban areas to some extent , and the income equality within each age cohort increases with age. Therefore , the government should improve the system of endowment insurance in rural areas and increase the investment in rural areas to realize coordinated development of education , employment and pension. To achieve intergeneration transmission of income through social insurance and endowment insurance and other redistribution means , and to provide good care for the vulnerable elderly , so as to achieve “the elderly will be looked after properly”.

Key words: population aging; resident income distribution; cohort analysis; intergenerational effects