

养老金收入何以未能缩小收入差距

罗楚亮

【摘要】养老金是最为主要的社会保障支出类型,对于缩小居民收入差距具有潜在的重要性。本文采用中国居民收入分配课题组(CHIP)2013年和2018年住户调查数据,在市场收入的基础上讨论养老金收入的再分配效应,发现养老金“普涨”和“提低扩面”都不会导致收入差距明显缩小。通过对比分析工资函数和养老金函数,本文发现户籍和工作单位所体现的养老保障制度分割是导致养老金差异的最主要因素,户籍和单位性质可以解释2013年养老金收入不平等的77.05%,2018年为66.64%;并且养老金与工作期间的工资、缴费之间的关系表明,养老金的再分配效应主要表现为不同生命周期阶段之间的收入转移,而不是缩小同一年龄组人群之间收入差距的再分配。未来的养老保障制度改革应当更加强调不同保障制度并轨的重要性,并且避免养老金收益分配的过度激励。

【关键词】养老金;收入差距;再分配

【作者简介】罗楚亮,中国人民大学劳动人事学院教授。

【原文出处】《应用经济学评论》(京),2023.2.110~137

一、引言

我国居民收入差距长期处于不断扩大的态势。改革开放初期,全国收入基尼系数为0.3左右,但在经济转型期间收入差距长期保持快速上升的态势。^{①②③④}根据国家统计局公布的数据,全国收入基尼系数于2008年达到顶峰0.491,此后至2015年期间尽管逐年下降,但收入基尼系数仍长期处于较高水平。2011—2020年收入基尼系数均值处于0.47左右,波动幅度为1.5个百分点,我国居民收入差距进入高位徘徊状态。^⑤因此,如何缩小收入差距成为人们所持续关注的热点。通过增强再分配来缩小收入差距,成为一个重要的政策思路。如蔡萌和岳希明通过国际比较发现,我国市场收入基尼系数与其他国家接近,而经过再分配后的可支配收入基尼系数要高于许多国家。由此认为缺乏有效的政府再分配是造成我国居民收入差距长期居高不下的主要原因。^⑥

然而,我国居民收入差距高位徘徊同时发生在社会保障体制建设的发展和完善时期。如2021年参

加基本养老保险的人数达到102871.4万人,相对于2010年的35984.1万人增长了186%,占16岁以上人口的比例相应地从32%上升到88%;^⑦参加基本医疗保险的人数增长到136296.7万,参保覆盖面达到96%以上。^⑧国家财政对社会保障领域的投入也不断加大,社会保障和就业支出从2010年的9130.62亿元增加到2021年的33867亿元,^⑨在一般公共预算支出中所占份额相应地从10.16%增加到13.8%,绝对数量增加了2.7倍。

社会保障支出增长与收入差距居高不下同时发生,这也表现在图1中。尽管从国际比较来看,我国社会保障等民生支出在财政支出以及GDP中所占份额都有待于进一步提高,但从图1中也可以看出,无论是从绝对数量(见图1a)还是从相对份额(见图1b)来看,社会保障和就业支出的规模都表现出非常明显的上升趋势,但对于收入差距的变动特征似乎并没有产生实质性的影响。^⑩这一现象意味着,要实现以社会保障等转移支付手段来缩小收入差距的目标,就不能简单地停留于提高相应公共支出的规模。

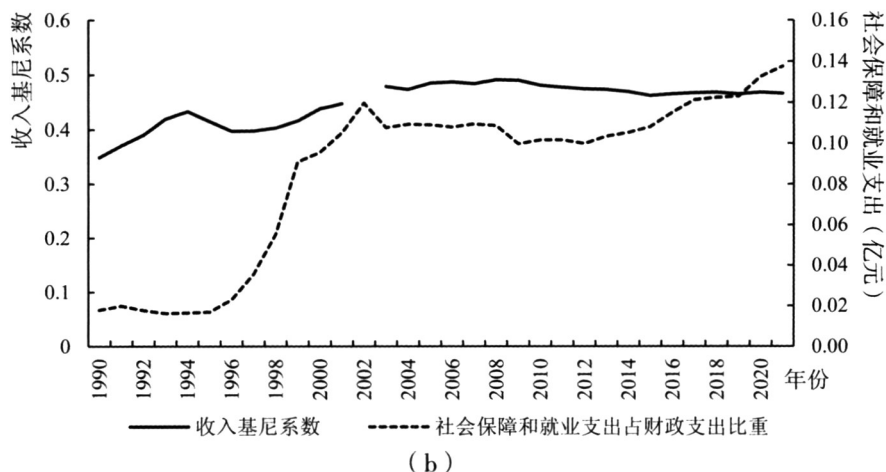
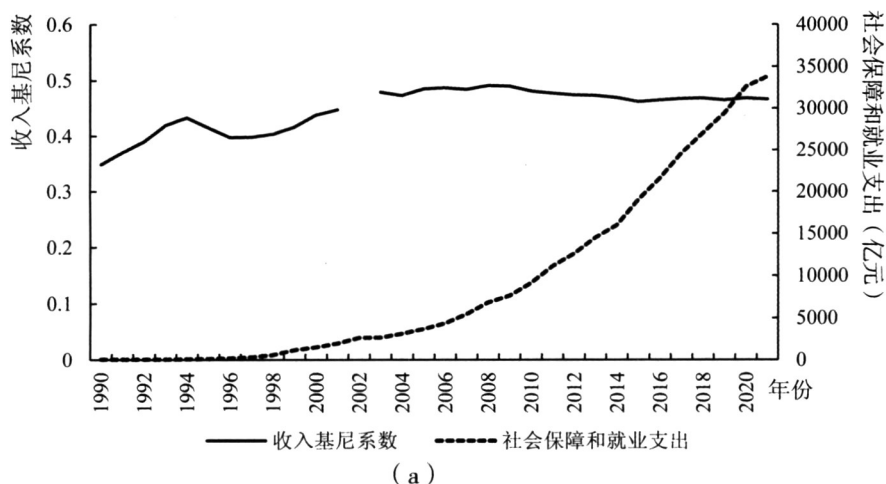


图1 收入不平等与社会保障和就业支出

注:社会保障和就业支出数据来自历年《中国统计年鉴》,2007年以前年份该变量为“社会保障支出”,2007年以后为“社会保障和就业支出”;社会保障和就业支出占财政支出比重根据社会保障支出与财政支出的比率(2007年以前),或者社会保障和就业支出与一般公共预算支出的比率(2007年以后)计算得到。1990-2001年收入基尼系数来自Ravallion和Chen,^[9]2003年以来收入基尼系数来自《中国住户调查统计年鉴(2020)》。

社会保障支出包含多种不同的保障项目,其中养老保障是其中最为主要的构成要素。从居民的转移收入构成来看,养老金收入是居民所获得的最为主要的社会保障支出。因此,本文从市场收入出发,集中于养老金收入的再分配效应,至少有以下两个方面的原因:一是养老金收入是居民收入中最为重要的转移性收入;^{[12][13]}二是我国养老保障具有多轨制特征,^{[14][15]}不同“轨”之间的差异表现为制度性分割的结果。在劳动力市场竞争性程度不断提高的同时,养老保障的制度分割依然明显。消除养老保障的制度性分割既是实现分配公正的要求,也是完善统一大市场的需要。

本文采用中国居民收入分配课题组(CHIP)2013年和2018年住户调查数据,在市场收入^[6]的基础上讨论养老金收入的再分配效应。本文不仅通过比较是否包含养老金所造成的基尼系数变化来说明养老金收入再分配效应的基本状况;而且模拟了养老金收入普涨以及提低扩面对收入基尼系数所可能产生的影响。结果发现这两种情形下的再分配效应改善并不明显;更进一步地,通过比较养老金和工资函数及其不平等的G·Fields分解,进而发现两者之间存在一些共性,如人力资本回报、工作单位特征在两者的决定机制中都具有重要影响,也存在差异,即人力资本的影响在工资函数中要强于养老金,而工作单位

特征对养老金的影响要强于工资;并且养老金与工资之间具有非常强的正向关联。这些结果对于从缩小收入差距的角度来完善养老保障制度改革具有重要的政策启示。

二、文献综述

对于社会保障支出的再分配效应,现有研究大多基于是否包括相应转移收入所造成的不平等指数变动来识别,即如果包括相应转移收入导致了不平等指数下降,则认为该项转移收入具有缩小收入差距的效应。社会保障支出是否能够实现缩小收入差距的目标。不仅取决于支出规模,也取决于相应支出所形成的转移性收入在不同人群中的分配特征。不同社会保障支出的功能目标有所差异,因而目标人群以及在不同人群中的分布特征都会有明显的差异。

养老金收入是公共转移收入中最为主要的分项来源,在家庭全部收入中也占有较高的份额。从居民收入分项构成来看,养老金收入是转移收入的主要来源。根据中国居民收入分配课题组(CHIP)2013年和2018年住户调查数据,养老金收入在家庭人均总收入中所占份额分别为12.59%和11.59%。除此以外的其他转移性净收入所占份额分别为-0.76%和-0.36%。^①在城镇居民内部,养老金收入在总收入中的份额更高。杨穗等表明公共转移收入占全国家庭人均可支配收入的比重在2013年和2018年分别为15.2%和15.9%,而养老金收入的比重在两年中均为13.7%;在城镇人均可支配收入中,养老金收入所占份额分别为20.8%和18.5%,相应地全部公共转移收入分别为21.8%和20%;当然在农村人群收入中所占份额不到2%。^②

对于养老金收入的再分配效应,通常都是通过基尼系数的变动分解来识别的,主要有 Musgrave-Thin 指数(M-T 指数),^③Kakwani 对 M-T 分解做了进一步改进,^④以及 Lerman 和 Yitzhaki 分解。^{⑤⑥}从跨国比较研究来看,Ferrarini 和 Nelson 比较了10个福利国家税收收入和转移支付前后的基尼系数,发现再分配使得基尼系数平均降低30.6%;^⑦Mahler 和 Jesuit 发现13个OECD国家的转移性收入^⑧使基尼系数下降12个百分点,其中养老金收入使基尼系数下降6.8个百分点;^⑨Hocquet 比较了22个欧洲国家的可支配收入

人和市场收入的基尼系数,发现前者比后者要低21%(以色列)至39%(斯洛文尼亚);^⑩Jesuit 和 Mahler 发现养老保险使20个发达国家市场收入基尼系数平均下降9.1个百分点,当然不同国家之间存在差异,基尼系数下降幅度在5.1个~12.2个百分点。^⑪养老保险对发展中国家收入基尼系数的影响则通常要小得多。^⑫岳希明等基于跨国数据发现,转移收入存在较为严重的再分配效率损失,并且在经济发展程度较低的经济体中更为严重。^⑬

基于是否包含养老金收入的基尼系数分解中,通常也发现我国养老金收入具有缩小收入差距的作用。何立新和佐藤宏认为,养老保险制度对收入差距的改善程度要大于含有所有社会保障制度时的再分配效应,即养老保险以外的社会保障制度改革削弱了社会保障的再分配效应,但他们的讨论范围限于城镇人群。^⑭郭庆旺等发现政府转移性收入使总体收入不平等程度降低10.53%。^⑮王延中等利用2012年城乡入户调查数据发现养老保险使居民收入的基尼系数降低了5.88%。^⑯解垚指出养老金收入是转移收入再分配效应的最大贡献因子。^⑰王亚柯和李鹏根据CHIP2013,发现养老金使得基尼系数下降2.73个百分点,其中城镇下降3.65个百分点。^⑱杨穗等根据中国家庭收入调查(CHIP)2013年和2018年数据,发现与社会政策相关的转移性收入可以降低收入不平等、缓解相对贫困,并且转移性收入的份额有所上升,再分配效应增强。^⑲

然而,从基尼系数的分项收入分解来看,^⑳在城乡合并的样本中,养老金收入相对于总收入排序的集中率要高于总收入基尼系数,^㉑这意味着养老金收入总体上并不具有缩小收入差距的效应。徐静等也发现社会保障支出的再分配效率不足。^㉒类似地,王小鲁和樊纲认为基本养老保险给中高收入阶层带来的好处多于给低收入阶层的好处,导致城镇基尼系数上升3.7个百分点。^㉓纪园园等利用城镇住户调查数据发现养老保险覆盖率和替代率显著降低了收入差距,养老保险缴费存在逆向分配效应。^㉔养老保险缴费率每提高1个百分点,基尼系数上升0.233个百分点,养老保险改革政策的实施显著降低了收入差距。李实等发现离退休人员之间养老金收入差距

较大是导致城镇内部收入差距的重要原因。^②

值得说明的是,通常是退出劳动力市场的群体获得养老金收入,因而在截面数据中,尽管可能表现为市场收入较低的人群获得更多的养老金收入,从而使养老金收入成为市场收入的再分配机制。但事实上,获得养老金收入高的人群,在其劳动年龄阶段在劳动力市场所获得的市场收入可能也是相对较高的。这就意味着养老金收入在不同人群之间可能并不具有明显的再分配效应。在基金积累制下,后一种情形会表现得更为突出,与私人储蓄的意义基本类似。无论是根据 Musgrave-Thin 指数还是 Lerman 和 Yitzhaki 对基尼系数分项收入的分解,^③都不能区分不同生命周期阶段的收入转移与不同人群之间收入转移所造成的再分配效应。

一些研究基于政策仿真、精算分析等思路讨论了养老保险制度的再分配效应,但所得的结论并不相同。如针对 2005 年的养老保险制度改革,彭浩然和申曙光基于精算分析认为其减弱了代内再分配效应,并导致代际不公平;^④何立新认为这次改革导致 40 岁以上人群中出现了更强的逆向再分配;^⑤但王晓军和康博威则认为养老保险制度的存在有利于缩小收入差距的再分配效应。^⑥李培和刘苓玲认为 2005 年养老保险制度覆盖面扩展具有累进的再分配效应;^⑦周延和谭凯则认为扩大养老保险的覆盖面对于提高养老保险的收入再分配效应的影响较小。^⑧吕承超和赵红根据精算模型,认为 2019 年的社会保险缴费改革会增强基本养老保险的收入再分配效应。^⑨汪昊和姜峰基于可计算一般均衡模型,认为社会保障支出导致基尼系数上升 1.3%。^⑩在这类研究中,通常忽略了不同人群被不同类型养老保障制度所覆盖的现实,所讨论的是某一种类型(通常为城镇职工基本养老保险)在一定假定情形下的理论再分配效应。

养老金收入的再分配效应是横向再分配与不同生命周期阶段再分配的混合。再分配包括两种情形,一是横向意义上的再分配,即从高收入人群向低收入人群进行收入转移,二是不同生命周期阶段的再分配。养老金项目显然属于后者。^⑪在截面数据甚至短期追踪数据中,对于不同生命周期阶段的再

分配效应通常难以直接测度。因而,养老金收入再分配效应的讨论中,通常存在以生命周期阶段再分配混同于横向再分配的倾向,这一效应通常被忽略。Gustman 和 Steinmeier 发现,按照美国养老金计发公式,退休阶段所获得的养老金会构成对个人终生收入的再分配效应,但这种再分配效应在家庭层面则会明显弱化。^⑫从终生收入来看,养老金收入的再分配效应则要弱得多。^{⑬⑭}一些研究也认为,我国养老保险制度所具有的再分配效应,并不是由于高收入人群向低收入人群的收入转移造成的,而是就业人群与退休人群之间的收入转移所导致的。本文将通过讨论工资函数和养老金收入之间的关系来揭示这种关联性。

三、养老金收入及其对收入不平等的影响

本文所使用的数据主要来自中国居民收入分配课题组(CHIP)于 2013 年和 2018 年所做的两次住户调查。这也是最近两轮的 CHIP 住户调查数据。与之前的几次调查数据类似,最近两次 CHIP 调查数据也是由课题组的研究者主导调查问卷设计过程,调查过程的具体执行由国家统计局住户调查体系完成,并且所有的调查户都来自常规调查样本户。调查数据来源于两个部分,一是现场调查询问,主要是针对家庭成员个体特征、劳动力市场表现以及常规住户调查问卷之外的补充问题;二是部分指标与国家统计局常规住户调查信息重合的采用过录数据的方式,主要包括家庭的收入和支出信息。

国家统计局常规住户调查采取记账的形式收集住户的收入和支出信息,即要求被抽中的调查户详细记录每天所发生的与收入和支出相关的经济活动以及相应的金额,然后由统计系统汇总计算得到各调查户的收入和支出数量。这种收入支出信息的获取方式与其他住户调查之间存在较大的差别,至少具有两个方面的优势。一是能够减少非刻意的遗漏行为。相对而言,通过现场回顾的方式来收集过去一定时期内的住户收入和支出信息,通常会存在较为严重的回忆困难。对于一些住户具有多种收入来源、实物性收入来源占有较大比重的情形,这一问题可能会表现得更为突出。二是能够避免对收入概念的理解差异而造成的度量误差。对于收入以及不

同的收入分项,人们的理解通常存在比较大的差异性,这意味着对不同被调查者询问相应的收入来源可能会因访谈对象理解的差异而出现较大的偏差。2013年国家统计局的住户调查进行了城乡一体化改革。就本文的研究目的而言,这次改革意味着城乡之间的收入及其分项概念可比性增强。此外,经过这次改革后,住户调查方案基本稳定。因此,在2013年和2018年之间,相应统计指标也具有可比性。

表1以家庭人均收入为口径,^⑤计算了全样本的收入均值。基于本文的研究主题,表1在市场收入的基础上只包括了各类养老金收入和养老金缴费。^⑥根据养老保障的项目类型,养老金收入被分为四种类型:离退休金、城居保、新农保和其他。因此,本文的收入差距没有考虑到其他转移支付以及个人所得税等的影响。

在全国样本中。2013年人均养老金收入大体相当于市场收入的16.34%,2018年这一比率下降至

14.58%。但在城乡之间存在非常明显的差距,2013年和2018年人均养老金收入相当于市场收入的比率在城镇分别为25.36%和22.56%,而农村则分别为3.56%和4.52%。由此可见城镇与农村居民的养老金收入存在巨大的差距,^⑦尽管农村居民养老金收入的总体水平有相对更快的增长。在养老金收入构成中,离退休金是最为主要的部分,占全部养老金收入的90%左右,城镇这一比率更高。即便是在农村居民中,离退休金也占养老金收入的2/3左右。从养老金收入构成来看,城居保和新农保只占较低的份额。

为了说明养老金对收入分配的影响,表2的上半部分分别给出了在市场收入基础上分别加上养老金和扣除养老缴费的基尼系数。从全国来看,养老金收入会导致市场收入基尼系数下降3个百分点左右,如2013年从0.512下降至0.481,2018年从0.531下降至0.495。养老金收入缩小市场收入差距的效应主要发生在城镇,2013年使得市场收入基尼系数下降

表1 收入均值 (元)

	2013年			2018年		
	全国	城镇	农村	全国	城镇	农村
市场收入	16330	23392	11436	24034	31249	18624
	全国	城镇	农村	全国	城镇	农村
养老金	2669	5932	407	3503	7051	842
离退休金	2411	5505	267	3151	6593	571
城居保	171	363	38	196	333	93
新农保	62	28	85	102	54	138
其他	25	36	18	54	71	41
市场收入+养老金	18999	29324	11843	27537	38300	19467
养老保障缴费	459	804	220	820	1267	486
市场收入+养老金-养老保障缴费	18540	28520	11624	26717	37033	18981

注:本表收入按照当年价格计算,个体样本已经按地区权重进行调整。

表2 养老金对收入不平等的影响

	2013年			2018年		
	全国	城镇	农村	全国	城镇	农村
基尼系数						
市场收入	0.512	0.455	0.500	0.531	0.468	0.561
市场收入+养老金	0.481	0.365	0.489	0.495	0.392	0.541
市场收入+养老金-缴费	0.481	0.367	0.488	0.495	0.393	0.543
集中率(相对于市场收入排序)						
养老金	-0.164	-0.359	-0.134	-0.184	-0.339	-0.213
离退休金	-0.158	-0.357	-0.122	-0.180	-0.341	-0.210
城居保	-0.200	-0.407	-0.160	-0.152	-0.321	-0.070
新农保	-0.263	-0.247	-0.154	-0.353	-0.250	-0.307
其他	-0.207	-0.342	-0.162	-0.260	-0.357	-0.267
养老保障缴费	0.531	0.402	0.510	0.459	0.543	0.540

9个百分点,2018年为7.56个百分点。而农村中,养老金使得基尼系数下降的幅度要小得多,尽管其数量有所上升,从2013年的1个百分点上升至2018年的1.93个百分点。导致养老金分配效应城乡差异的主要原因在于。城镇中有更多的老年人拥有养老金,并且其养老金水平也要明显高于农村老年人。养老保障缴费对于基尼系数变动的的影响非常细微,从表1可以看到,养老保障缴费占市场收入的比重总体上比较低。

表2的下半部分给出了相应养老金收入相对于市场收入排序的集中率。各种养老金收入的集中率都小于0,表明养老金收入相对于市场收入具有明显的再分配效应。养老保障缴费的集中率要高于市场收入基尼系数,意味着市场收入越高的人群的养老保障缴费也要更高。

四、养老金“普涨”与“提低扩面”的收入分配效应

(一)养老金“普涨”对收入分配的影响

提高养老金的给付水平,通常被认为是加强再

分配的具体措施。然而,表3的结果表明,以“普涨”的方式提高养老金并不具有缩小收入差距的作用。表3的第一行表示基于实际数据,在市场收入基础上加入养老金所得到的基尼系数值,其余各行分别假设养老金收入在原来的基础上增长1%、5%、10%、20%和30%。显然,这种“普涨”并不改变养老金内部的分配特征,即假设由于覆盖范围、不同保障项目所造成的养老金差距依然存在。

就全国而言,养老金“普涨”使收入基尼系数不降反升。如果养老金收入在现有水平上普涨10%,2013年收入基尼系数将上升0.2个百分点,2018年则上升0.1个百分点。这种变化主要是由城乡之间的养老金收入差距所导致的。如图2所示,养老金“普涨”使城乡之间的收入差距有扩大倾向,这是导致全国收入基尼系数上升的主要原因。

在城镇和农村内部,按照所设定的养老金“普涨”情形也没有导致相应收入基尼系数的明显下降。2018年养老金收入在现有基础上涨20%可能导

表3

养老金“普涨”对收入基尼系数的影响

	2013年			2018年		
	全国	城镇	农村	全国	城镇	农村
市场收入+养老金	0.481	0.365	0.489	0.495	0.392	0.541
市场收入+养老金×1.01	0.481	0.365	0.489	0.495	0.392	0.541
市场收入+养老金×1.05	0.482	0.364	0.489	0.495	0.392	0.541
市场收入+养老金×1.10	0.483	0.364	0.489	0.496	0.392	0.541
市场收入+养老金×1.20	0.484	0.364	0.489	0.496	0.392	0.540
市场收入+养老金×1.30	0.486	0.364	0.489	0.497	0.393	0.539

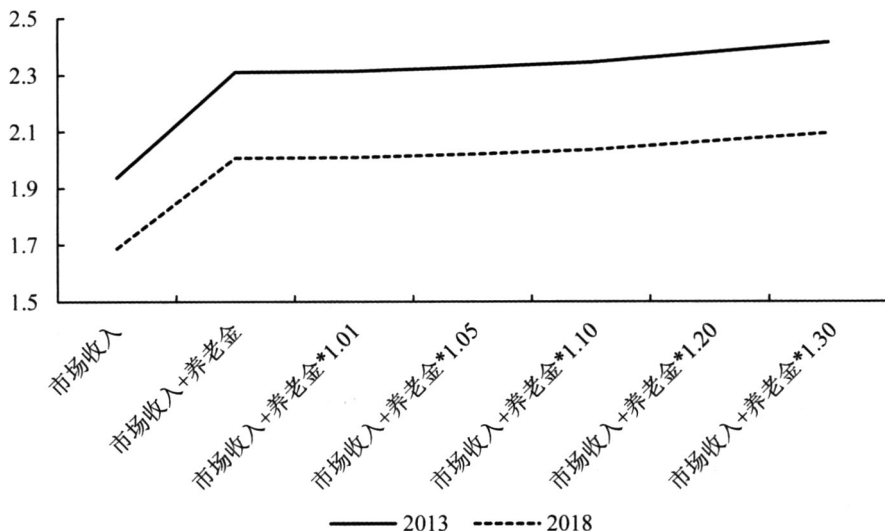


图2 养老金普涨与城乡收入差距(比率)的变化

致农村内部收入基尼系数下降0.1个百分点,这已是表3中的最大下降幅度。事实上,养老金“普涨”对收入差距的影响方向并不确定,如果养老金数量远远低于市场收入,那么养老金在一定范围内的“普涨”会缩小领取养老金人群和获取市场收入人群之间的收入差距;然而如果社会中依赖于市场收入的人群中存在较多数量的低收入者,获取养老金的人群未必是社会的低收入人群,养老金“普涨”意味着这部分人群的收入增长,反而有扩大收入差距的倾向。此外,养老金“普涨”并不改变养老金内部的收入差距。这意味着,基于现有的养老金分配结构,增加养老金并不会缩小收入差距。

(二)养老金“提低扩面”对收入分配的影响

为了说明养老金内部的不平等性,表4给出了退休年龄人群养老金的基尼系数,同时也给出了劳动年龄人群的工资基尼系数作为对照。退休年龄人群养老金基尼系数在两个年份中都要略高于劳动年龄人群的工资基尼系数。

接下来考虑三种情形的养老金“提低扩面”模拟

分析,基本原则是将退休年龄人群养老金在“贫困标准”以下的(包括0值)替换到贫困标准,这里采用了三种不同的贫困标准,分别为官方贫困标准、根据农村中位数人均收入50%的相对贫困标准以及根据全国中位数家庭人均收入50%的相对贫困标准,这三种标准的数值依次提高。^⑨这里养老金“提低扩面”的基本含义是处于退休年龄人群的养老金水平至少在贫困标准以上,是针对养老金分布低端人群提高其补贴标准。这种普遍提高养老金分布低端人群的养老金水平的做法,会在不同程度上降低退休年龄人群的养老金分布不均等程度。从表4可以看出,情形1中,2013年退休年龄人群养老金基尼系数可以下降8.5个百分点,2018年可以降低7.3个百分点。如果采用相对贫困标准,养老金基尼系数会下降得更明显一些。这是因为相对贫困标准在绝对数值上要明显高于相对贫困标准,因此情形2和情形3所对应的“提低扩面”力度也要比情形1大得多。

养老金收入存在非常明显的城乡差距,如表5所示。从60岁以上人群来看,城镇养老金均值在2013

表4 劳动年龄人口工资与老年人口养老金的基尼系数

	2013年	2018年
劳动年龄人群工资(含0)基尼系数	0.662	0.673
退休年龄人群养老金(含0)基尼系数		
实际养老金	0.686	0.689
模拟情形1:官方贫困标准	0.601	0.616
模拟情形2:相对贫困标准,农村中位数家庭人均收入的50%	0.563	0.522
模拟情形3:相对贫困标准,全国中位数家庭人均收入的50%	0.429	0.405

注:劳动年龄人群是指20岁全男性60岁或女性55岁;退休年龄指男性60岁或女性55岁以上。

表5 养老金提低扩面对城乡差距的影响

	60岁以上个人				家庭人均收入		
	农业户籍	非农户籍	比率		农业户籍	非农户籍	比率
2013年							
				市场收入	12133	23507	1.94
实际养老金	2954	23358	7.91	市场收入+实际养老金	12804	29590	2.31
模拟情形1	4868	23797	4.89	市场收入+模拟情形1	13032	29558	2.27
模拟情形2	5898	24028	4.07	市场收入+模拟情形2	13159	29604	2.25
模拟情形3	10523	25190	2.39	市场收入+模拟情形3	13731	29838	2.17
2018年							
				市场收入	19822	33440	1.69
实际养老金	5077	34460	6.79	市场收入+实际养老金	20999	42137	2.01
模拟情形1	6773	34785	5.14	市场收入+模拟情形1	21214	42105	1.98
模拟情形2	9677	35274	3.65	市场收入+模拟情形2	21640	42225	1.95
模拟情形3	14558	36197	2.49	市场收入+模拟情形3	22357	42449	1.90

年相当于是农村的7.91倍,2018年略有下降,为6.79倍。这一差距要明显高于全部人群的人均市场收入的城乡差距。从全部人群的人均市场收入的城乡比率来看,在2013年和2018年分别为1.94倍和1.69倍。养老金收入具有扩大城乡收入差距的作用。

前述三种模拟情形的养老金“提低扩面”主要会增加农村老年群体的养老金,进而明显缩小养老金的城乡差距。从个人层面来看,三种模拟情形都将导致农村老年人群的个人养老金出现较大幅度的上升。^⑥按照模拟情形1,农村60岁以上人群的养老金将比实际数量在2013年增加将近2000元;模拟情形2中,养老金数量将增加一倍。但在城镇样本中,虽然不同模拟情形下的养老金数量比实际养老金也会有所上升,但无论是相对幅度还是绝对数量都要比农村小得多。例如,按照模拟情形1,城镇60岁以上人群的个人养老金均值相对于实际养老金只增加了439元,即便是按照模拟情形3,城镇模拟养老金均值也只比实际值增加1832元。这表明本文所设定的养老金“提低扩面”模拟分析所影响的主要是农村老年人群。^⑦由于模拟情形下农村老年人养老金数量的大幅度提升,因而城乡老年人的养老金差距可能出现明显缩小。2013年城镇与农村老年人群的实际养老金比率为7.91,在模拟情形3中这一比率下降至2.39;2018年的变动特征也基本类似,虽然数值上略有差异。

就家庭人均收入而言,表5显示,实际养老金有扩大城乡收入差距的效应。无论是2013年还是2018年,当在市场收入中加入实际养老金时,家庭人均收入的城乡比率^⑧都出现了非常明显的上升,2013年从1.94上升至2.31,2018年则从1.69上升至2.01。加入不同模拟情形下的养老金,不同户籍的城乡家庭人均收入也都会有所下降。根据模拟情形3所得到的城乡家庭人均收入比率最低,2013年和2018年

分别为2.17和1.90。

三种模拟情形下的养老金“提低扩面”,对非农业户籍人群内部的收入差距没有明显影响。从表6来看,相对于“市场收入+实际养老金”,非农业户籍人群内部各种模拟情形下的收入基尼系数虽然也会随着养老金分布低端补贴标准的提高而有所下降。但最大幅度也不足1个百分点。但相应的补贴标准提高,会导致农业户籍内部人群的收入基尼系数下降1个~4个百分点,并且由于城乡差距的缩小,全国的收入基尼系数也会有所下降。相对于“市场收入+实际养老金”,收入基尼系数最大下降幅度在2013年为2.76个百分点,2018年为2.85个百分点。全国基尼系数的下降幅度要小于农业户籍人群,这是因为即便按照模拟情形,在农业与非农业户籍之间仍然存在较为明显的养老金差异。

五、养老金函数与工资函数

从前一部分可以看到,无论是养老金“普涨”还是“提低扩面”,都不能明显地改善养老金收入的再分配效应。为此,本部分试图通过分别估计养老金收入和工资的线性回归函数来理解养老金和工资决定机制的基本特征。回归方程的基本形式为:

$$\ln Y = \beta_0 + \sum \beta_k x_k + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $\ln Y$ 为因变量,分别为养老金收入和工资的对数。^⑨与前一部分不同,这里的养老金和工资都是基于个体层面获得的具体数值,没有在家庭范围内进行加总再平均,因为本部分所试图讨论的是个体特征与养老金、工资之间的关联性。 x_k 为解释变量,包括年龄、性别、教育程度和城乡户籍等个体特征,单位性质、职称职务和行业等就业特征,以及省份。养老金和工资函数的解释变量都是相同的。为了考虑就业特征的影响,本文分别估计了包含就业特征和不包含就业特征的养老金和工资函数。

表6

养老金提低扩面对收入基尼系数的影响

	2013年			2018年		
	全国	非农业户籍	农业户籍	全国	非农业户籍	农业户籍
市场收入	0.512	0.461	0.502	0.531	0.471	0.542
市场收入+实际养老金	0.481	0.372	0.488	0.495	0.371	0.523
市场收入+模拟情形1	0.473	0.369	0.475	0.490	0.371	0.515
市场收入+模拟情形2	0.469	0.368	0.469	0.481	0.369	0.501
市场收入+模拟情形3	0.454	0.363	0.448	0.467	0.366	0.482

估计工资函数时,采用的是20岁以上,男性60岁、女性55岁及以下的样本人群,被解释变量为个人工资,反映个体相关特征在劳动力市场上的工资回报特征。估计养老金函数时,人群范围限定在男性60岁、女性55岁以上的人群,被解释变量为个人所获得的各类养老金,反映的是个体相关特征在退出劳动力市场后的养老金回报特征。这里的样本人群没有对城镇和农村人群做区分,是城乡合并的结果。

在回归方程估计结果的基础上,本文进一步采用G·Fields分解讨论相关因素分别对于养老金和工资不平等的解释作用,具体为:

$$\rho_k = \frac{\widehat{\beta}_k \text{cov}(x_k, \ln \widehat{Y})}{\text{var}(\ln \widehat{Y})} \quad (2)$$

其中, $\widehat{\beta}_k$ 为相应的估计系数, $\ln \widehat{Y}$ 为因变量预测值, cov 和 var 分别表示协方差和方差,由此所得到的 ρ_k 即为 x_k 对总体不平等的解释程度。

(一)工资函数、养老金函数及其G·Fields分解

基于2013年和2018年中国居民收入分配课题组住户调查数据,表7给出了个体层面的工资和养老金函数的估计结果。针对每个年份的工资和养老

金,都分别给出了只包含性别、年龄、教育程度和省份的设定形式,以及在此基础上加入工作单位性质、职称职务和行业等就业特征。

在工资和养老金函数中,都控制了年龄及其平方项,表示生命周期效应。相关变量的估计系数都具有统计显著性。根据年龄及其平方项的估计系数,工资随年龄变化呈倒U型变化,在43岁(不控制就业特征)或40岁(控制就业特征)左右出现转折,此前工资随年龄增长而上升,此后则下降。尽管估计系数有所差异,但两个年份中的转折年龄基本上是相同的。养老金函数中年龄变量的估计系数在是否控制就业特征时似乎有比较大的差异。在不控制就业特征时,养老金随年龄也呈倒U型关系,转折点出现在75岁左右;控制就业特征时,养老金随年龄似乎呈U型关系,但事实上转折年龄出现在60岁左右,基本上处于刚刚进入退休状态的年龄。这意味着退休年龄人群中,养老金实际上是随着年龄增加而上升的。

工资函数中存在明显的性别工资差距,男性具有显著的工资优势。在通常的性别工资差距研究中,通常限于参与劳动力市场的人群,因而所得到

表7 工资函数和养老金函数

被解释变量	2013年		2018年		2013年		2018年	
	工资	养老金	工资	养老金	工资	养老金	工资	养老金
年龄	0.741(45.06)	1.123(18.50)	0.877(47.78)	1.414(28.46)	0.135(21.62)	-0.088(-3.02)	0.143(21.58)	-0.074(-2.62)
年龄平方/100	-0.866(41.65)	-0.751(17.41)	-1.011(44.56)	-0.945(27.15)	-0.172(22.17)	0.071(3.42)	-0.179(22.04)	0.064(3.25)
男性	1.531(33.13)	0.611(8.67)	1.447(31.64)	0.563(9.67)	0.339(20.11)	-0.045(-1.48)	0.363(22.54)	-0.104(-3.58)
大学及以上	2.586(24.86)	2.036(9.15)	3.703(36.39)	1.987(9.35)	0.830(20.09)	0.568(7.41)	0.962(25.27)	0.654(7.65)
大专	2.899(29.56)	2.625(14.33)	3.415(34.65)	1.801(11.26)	0.730(19.70)	0.370(5.76)	0.761(21.91)	0.582(8.92)
高中	1.813(23.09)	1.928(17.55)	2.101(25.22)	1.547(17.67)	0.474(15.33)	0.283(6.49)	0.472(15.59)	0.525(12.34)
初中	0.685(10.19)	1.166(14.31)	0.791(11.06)	0.762(11.22)	0.212(7.70)	0.161(4.54)	0.203(7.48)	0.418(11.79)
非农户籍	1.277(23.74)	3.365(45.10)	0.926(16.52)	3.007(46.86)	0.303(15.79)	1.887(41.67)	0.185(10.30)	1.433(41.43)
机关					0.137(2.72)	0.598(7.22)	0.141(3.06)	0.630(8.01)
事业单位					0.174(5.09)	0.649(12.30)	0.186(6.01)	0.753(14.09)
国企					0.155(5.64)	0.443(12.07)	0.125(4.33)	0.509(13.80)
高级职称					0.414(9.84)	0.271(4.86)	0.633(13.35)	0.230(3.12)
中级职称					0.288(7.77)	0.158(3.15)	0.390(11.49)	0.176(3.19)
初级职称					0.130(3.25)	0.132(2.28)	0.224(6.65)	0.247(3.89)
处级及以上					0.635(5.46)	0.371(3.61)	0.572(4.08)	0.420(4.01)
科级					0.421(6.65)	0.236(2.98)	0.593(8.52)	0.352(4.42)
行业变量					是	是	是	是
省份变量	是	是	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.186	0.390	0.166	0.349	0.270	0.619	0.263	0.611
F统计量	391.46	323.53	367.29	332.97	140.18	120.13	163.30	171.02
观测值	37552	11088	40608	13607	18086	3448	22285	5311

注:括号内为t统计量。

的工资差距主要针对的是劳动力市场上的个体,而忽略了不同性别在劳动力市场参与决策上的差异。表7的估计包括了没有参与劳动力市场的人群,将没有参与劳动力市场的人群工资设定为0,因此表7得到的性别变量包含了不同性别的劳动力市场参与差异。这导致表7中“男性”变量所体现出的性别工资差异要高得多。根据不包含就业特征的工资函数估计结果,2013年和2018年男性比女性的工资要分别高出3.6倍和3.3倍。^④但在养老金函数中,从估计系数来看,性别差距出现了非常明显的下降。在控制就业特征后,工资函数中男性依然具有显著的优势,但估计系数已经大幅度下降;而养老金中,女性反而可能更高一些。因此,相对于工资决定机制,养老金决定中性别差距得到了明显缩小。

教育程度采用了四个分类变量,分别为大学及以上、大专、高中和初中,其中初中以下为参照组。各类教育变量在工资和养老金函数中都具有显著的影响,总体上教育程度越高,则相应的估计系数通常也会更高。由于教育是人力资本的重要表现形式,因而教育变量的估计系数反映了劳动力市场对人力资本的回报。比较工资和养老金函数在相同设定形式下的估计结果可以发现,养老金函数中各种教育变量的估计系数通常要低于工资函数,表明养老金决定中的教育收益要低于工资中的回报。

非农户籍在工资和养老金决定中都具有显著作用。无论是否控制就业特征,养老金函数中非农户籍的估计系数都要远远高于工资函数,表明在养老金的决定中户籍的作用更强。在就业选择和工资回报中所可能存在的户籍歧视,已在研究文献中被广泛讨论。随着劳动力在市场上的流动性以及用人单

位竞争性的增强,一些研究表明劳动力市场上的户籍歧视逐渐有所减弱。然而,养老金制度在城乡之间的分割性,难以通过市场化的竞争机制来消除,而有赖于不同制度的“并轨”。

回归函数中是否包括就业特征,对总体解释程度(R^2)具有重要影响。从调整 R^2 的增量来看,就业特征对工资函数的解释程度提高了将近10%,2013年工资函数的 R^2 从0.186上升至0.270,2018年相应地从0.166上升至0.263。养老金函数中,就业特征所带来的调整 R^2 的增量幅度要高得多,上升了20%以上,2013年工资函数的 R^2 从0.390上升至0.619,2018年相应地从0.349上升至0.611。就业特征在工资函数和养老金函数中的解释份额贡献存在差异,可能与养老金的制度分割特征有关。不同就业特征群体所享有的养老金制度差异,并不会因为劳动力的就业流动性而得以消除。

工作单位如是机关、事业单位和国有企业,相对于其他工作单位类型的群体,不仅会在工资回报上取得额外的收益,而且这种相对收益在养老金上表现得更强。从两个年份的估计结果来看,工资函数的工作单位回报特征没有明显的改变,但养老金函数中工作单位的回报系数有所增大。这表明养老金制度在工作单位性质之间的制度分割性并没有得以缩小。

另外两组就业特征的变量分别为职称等级和职务层级。这些变量在工资和养老金函数中的估计系数与教育变量都非常类似。职称和职务在工资和养老金的决定中都具有显著的影响,但相应变量在养老金函数中的边际效应通常要低于工资函数。

在表7回归函数的基础上,表8给出了相关变量对于工资和养老金不平等(以对数方差衡量)的G·

表8

G·Fields分解

被解释变量	2013年		2018年		2013年		2018年	
	工资	养老金	工资	养老金	工资	养老金	工资	养老金
年龄	27.70	12.21	29.37	18.72	7.05	1.83	6.23	2.43
性别	14.97	3.56	12.78	3.63	3.37	0.30	4.87	0.62
教育	23.30	19.54	34.69	14.35	31.16	6.80	36.08	10.86
户籍	18.06	51.71	11.70	49.21	16.51	61.53	7.31	49.37
单位性质					6.20	15.52	5.22	17.27
职称职务					10.54	4.22	13.92	4.17
行业					8.76	5.99	10.48	11.77
省份	16.07	12.98	11.46	14.12	16.36	3.81	16.01	3.52

Fields分解。比较两个年份的工资对数方差的解释份额可以看出,年龄和性别变量对于工资不平等的解释份额相对较为稳定,如果不控制就业特征,年龄的解释份额在2013年和2018年分别为27.7%和29.37%;控制就业特征后,解释份额分别为7.05%和6.23%;性别的解释份额会更低一些,但两个年份的解释份额也相差不大。教育变量对于工资不平等的解释份额有所上升,如果不控制就业特征,解释份额上升了11个百分点,控制就业特征也上升了将近5个百分点。户籍和省份对工资不平等的解释份额相对较低,在两个年份中总体上表现出下降的倾向。

在针对养老金不平等的G·Fields分解中,相关变量的解释效应具有一些不同的特征。本文所关注的是,相对于针对工资不平等的解释效应,养老金决定机制中缩小了哪些因素所造成的不平等、扩大了哪些因素所造成的不平等?在相同年份中,年龄、性别、教育程度和职务职称等因素对于养老金不平等的解释份额要明显低于工资不平等。这也表明相对于工资决定,养老金的决定机制中在一定程度上缩小了年龄、性别、教育程度和职务职称等因素所造成的不平等。

然而,户籍和单位性质的解释效应变化则相反。户籍对于养老金不平等的解释效应通常都在50%左右(2013年控制就业特征后甚至高达61%),这一解释份额要远远高于工资不平等中的分解结果;单位性质对于养老金不平等的解释份额相较于2013年的16.51%略有上升,2018年为17.27%,而这

一因素对于工资不平等的解释份额分别只有6.2%和5.22%。表8的分解结果表明,户籍和单位性质的差异可以解释2013年养老金收入不平等的77.05%,2018年的66.64%。这一现象可能意味着在户籍和工作单位性质之间所存在的养老保障制度分割程度比劳动力市场要更加严重得多,消除这种制度分割所造成的养老金收入差异是增强养老金收入再分配效应的关键。

(二)不同年龄组人群的变化

为了考察相关因素对于养老金不平等的解释程度在不同年龄组之间的差异性,表9将退休人群做了进一步的年龄分组,在相应人群内部估计养老金函数的基础上进行G·Fields分解。同时也给出了同一年龄组人群在2013年(女性50~55岁,男性55~60岁)的工资与2018年的养老金不平等的G·Fields分解结果,可见表9的第(1)~(4)列。从中也可以发现,相对于工资不平等,养老金不平等缩小了性别和教育的解释作用;城乡户籍对于接近退休人群的工资不平等的解释作用非常弱,但成为养老金不平等中最为主要的解释因素。工作单位性质和行业变量在养老金不平等中的解释作用更低,对于这一现象暂时不能确定是一种特殊情形还是这一个年龄人群所出现的积极转变。

从不同年龄组人群的养老金差异来看,年龄、性别和教育等因素的解释份额在各个年龄组中都是相对较低的;城乡户籍的解释作用一直都很重要,并且在年轻的年龄组中解释份额有上升倾向;单位性质、职称职务和行业等就业特征的解释份额有下降趋

表9 不同年龄人群组的G·Fields分解

	2013年,55~60岁		2018年,60~65岁		2018年,66~75岁		2018年,76岁--	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被解释变量	工资	工资	养老金	养老金	养老金	养老金	养老金	养老金
年龄	-25.18	-12.73	19.07	9.89	0.00	1.16	1.37	1.36
性别	85.27	6.41	9.70	-0.61	2.36	0.73	5.02	-0.09
教育	28.08	8.48	12.97	8.92	24.46	7.59	20.29	-0.61
城乡户籍	-1.23	6.97	45.39	52.52	58.14	44.91	53.57	25.93
单位性质		15.69		11.73		20.47		31.97
职称职务		3.95		0.54		4.57		6.24
行业		30.68		6.90		13.13		16.83
省份	13.13	9.65	12.81	10.12	15.04	7.47	19.64	18.28

势。G·Fields的这些分解结果与表8的回归结果具有一致性。

(三)工资、缴费对养老金收入的影响

我国养老保障体系是个人账户和社会统筹相结合,个人在工作期间的工资水平及缴费状况可能会影响到退休期间的养老金收入。由于通常的研究数据不能同时观测到工作期间和退休状态,因此对于这两者之间的关系不能直接检验。本文采取的方式是:由于只有在劳动力市场的人群才有工资和养老保障缴费记录,因此首先针对2013年就业人群,根据其个体特征和就业特征对其工资和养老保障缴费进行回归分析;然后利用这一回归分析结果,对2018年刚刚进入退休状态的人群做预测,得到相同出生组人群的工资和缴费的预测值;最后根据所得到的工资和缴费预测值对养老金收入进行回归分析,估计结果如表10所示。

在表10中,工资和养老保障缴费预测都采用的是半对数函数形式,因此所得到的分别为“工资对数预测值”和“缴费对数预测值”。在对养老金收入的回归分析中采用的是双对数函数形式,即被解释变量为养老金收入的对数,因此所得到的估计系数具有弹性的意义。表10的第(1)~(3)列中,工资和养老保障缴费的预测只用到了个体特征,第(4)~(6)列则同时用到了就业特征。

从表10中可以看出,预测的工资和缴费对养老金收入都具有显著为正的影响,因而在劳动力市场上获取更高收入、养老保障缴费更高的人群在退休

期间也将拥有更高的养老金收入。工作期间的工资水平上升1%,退休期间的养老金收入将上升0.778%或0.885%,弹性系数接近于1,导致养老金不平等程度非常接近于工资不平等程度。缴费的弹性系数则大于1(见表10第(2)(5)列),表明工作期间养老保障缴费增加1%,退休期间的养老金收入将上升得更多,为1.674%或1.252%,缴费越多的人群,从养老保障体系中获取的收益更大。上述两类估计结果都意味着养老保障体系并不具有缩小收入差距的功能。养老金收入所表现出的缩小市场收入基尼系数的倾向,主要是由不同生命周期阶段的行为差异所导致的,即工作年龄获得市场收入,而退休年龄获得养老金收入,从而获得养老金收入的都是市场收入较低的人群。但在同一年龄组人群内部,在工作年龄期间工资高的、养老保障缴费高的人群,则在退休期间也会获得更高的养老金收入,因而并不具备再分配效应。特别是在养老保障缴费与养老金收入之间的关系显示,缴费较高人群的养老金收入增长幅度是要大于其缴费增长幅度的,由于缴费较高人群通常也是工资较高的人群,意味着养老保障体系可能存在一定程度的逆向再分配倾向。

六、总结与政策含义

我国居民收入差距长期居高不下,即便社会保障等转移性支出规模不断上升,也并没有导致居民收入差距变动趋势的根本性转变。这一现象可能表明应当完善转移性支出的分配机制才能充分发挥其缩小收入差距的再分配效应。本文利用中国居民收

表10

工资、缴费与养老金收入

被解释变量	养老金收入对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工资对数预测值	0.778(25.44)		0.230(4.01)	0.885(19.46)		0.449(7.47)
缴费对数预测值		1.674(27.81)	1.284(11.22)		1.252(21.12)	0.850(10.68)
R ²	0.132	0.154	0.157	0.157	0.180	0.202
F统计量	647.16	773.30	396.05	378.59	445.99	256.89
观测值	4235	4235	4235	2028	2028	2028
预测变量						
个体特征	是	是	是	是	是	是
就业特征				是	是	是

注:括号内为t统计量。

人分配课题组(CHIP)2013年和2018年住户调查数据,在市场收入的基础上,着重关注养老金收入的再分配效应。

本文的研究结果表明,根据现有的养老金收入分布特征,无论是普遍上调养老金收入还是仅仅将养老金收入较低的群体增加至相对贫困标准的水平,养老金都不会有效地缩小收入差距。这就意味着养老金的“普涨”和“提低扩面”对于缩小收入差距的影响是非常有效的。为此,本文进一步比较了工资和养老金收入的分布及其影响因素差异,发现退休年龄人群的养老金收入不平等要略高于工作年龄人群的工资不平等;城乡之间的养老金收入差距要高于市场收入。从工作年龄人群的工资函数和退休年龄人群的养老金函数估计结果中发现,养老金的决定机制中在一定程度上缩小了年龄、性别、教育程度和职务职称等因素所造成的不平等;但户籍和工作单位性质所造成的养老金收入不平等要严重高于工资不平等。户籍和单位性质可以解释2013年养老金收入不平等的77.05%,2018年为66.64%。从不同年龄组人群的变化来看,年轻的年龄组中城乡户籍的解释份额有上升倾向。户籍和工作单位性质体现了养老保障的制度分割性,这种制度分割在工资决定中的影响有所下降,但在养老金收入决定中依然起着非常重要的影响。本文也讨论了养老金收入与工作期间的(预测)工资、养老金缴费的关系,相应的估计结果发现,在同一年龄组人群内部,在工作年龄期间工资高的、养老保障缴费高的人群,在退休期间则会获得更高的养老金收入,并且退休期间的养老金收入相对优势甚至要高于工作期间的工资及缴费,意味着养老金收入对于同一年龄组人群并不具有缩小收入差距的再分配效应。当前养老金收入所呈现的再分配效应更主要的表现为不同生命周期之间的收入转移,即工作阶段向退休阶段的收入转移。

本文的政策意义表现在两个方面。一是从收入再分配的角度来看,不同人群所享有的社会保障体制应当并轨。从本文的结果来看,城乡之间以及机关事业单位、国有企业与其他人群之间在养老金收入上存在的差异性要远高于工资,成为养老金收入不平等的主要决定因素。在以往的研究中通常忽略

了这种体制性差异,进而所提出的增强再分配力度的政策更多地偏向于养老金“普涨”或者“提低扩面”,而这对于养老金的再分配效应都没有实质性的影响。本文的结果表明,养老金分配体制改革可能不仅仅需要“提低”,^⑥同时也应该避免养老金体制分割所造成的“福利竞赛”^⑦,以及由此所导致的养老金过度分配。从这个意义上说,养老金分配体制也应该考虑如何“限高”。实现不同人群的养老保障制度一体化,是发挥养老保障再分配效应的前提。二是养老保障制度可能存在过度激励。养老金体制通常都存在激励相容与公平分配之间的权衡,但我国的养老保障制度可能存在过度激励,主要表现在工作期间缴费增加1%,养老金收入的上升幅度可能达到1.3%,这将导致养老金分配体制的逆向再分配。需要增强养老保障缴费的累进性,但养老金收入的增长幅度不应该高于缴费的累进程度。

注释:

①赵人伟、李实:《中国居民收入差距的扩大及其原因》,赵人伟、李实、卡尔·李思勤主编:《中国居民收入分配再研究》,北京:中国财政经济出版社,1999年,第42-71页。

②Ravallion, M., and Shaohua Chen, "China's (Uneven) Progress against Poverty", *Journal of Development Economics*, vol. 82, no.1(2007), pp. 1-42.

③Benjamin, D., L. Brandt, J. Giles, and S. Wang, "Income Inequality during China's Economic Transition", Working Paper, no. tecipa-238, 2005.

④Luo, Chuliang, Shi Li, and T. Sicular, "The Long-term Evolution of Income Inequality and Rural Poverty in China", *China Economic Review*, vol. 62(2020), 101465.

⑤罗楚亮、李实、岳希明:《中国居民收入差距变动分析:2013-2018》,《中国社会科学》2021年第1期。

⑥蔡萌、岳希明:《我国居民收入不平等的主要原因:市场还是政府政策?》,《财经研究》2016年第4期。

⑦基本养老保险参保人数来自《中国统计年鉴》(2022)表24-25,占16岁以上人口比例根据当年人口数量推算得到,相应年份人口数可见《中国统计年鉴》(2022)表2-4。

⑧基本医疗保险参保人数来自《中国统计年鉴》(2022)表24-25,参保覆盖面根据当年人口总数(141260万)计算得到。

⑨数据来源可参见图1的注释说明。

⑩Ravallion, M., and Shaohua Chen, "China's (Uneven) Progress against Poverty", *Journal of Development Economics*, vol. 82, no. 1(2007), pp. 1-42.

⑪《中国统计年鉴》分项公共支出数据中只有“社会保障和就业”，本文只能采用这一口径的数据。根据《中国财政年鉴(2021)》，2020年“行政事业单位养老支出”和“财政对基本养老保险基金的补助”这两项支出分别为11230.29亿元和9405.97亿元，占当年“社会保障和就业支出”的63.36%。

⑫解翌：《税收和转移支付对收入再分配的贡献》，《经济研究》2018年第8期。

⑬罗楚亮、李实、岳希明：《中国居民收入差距变动分析：2013-2018》，《中国社会科学》2021年第1期。

⑭中国社会科学院经济研究所社会保障课题组：《多轨制社会养老保障体系的转型路径》，《经济研究》2013年第12期。

⑮贾晗睿、詹鹏、李实：《“多轨制”养老金体系的收入差距——基于中国家庭收入调查数据的发现》，《财政研究》2021年第3期。

⑯包括工资性收入、家庭经营净收入和财产净收入。

⑰罗楚亮、李实、岳希明：《中国居民收入差距变动分析：2013-2018》，《中国社会科学》2021年第1期。

⑱杨穗、高琴、赵小漫：《新时代中国社会政策变化对收入分配和贫困的影响》，《改革》2021年第10期。

⑲Musgrave, R., and T. Thin, "Income Tax Progression 1929-1948", *Journal of Political Economy*, vol. 56, no. 6(1949), pp. 98-514.

⑳Kakwani, N., "On the Measurement of Tax Progressivity and Redistribution Effect of Taxes with Applications to Horizontal and Vertical Equity", *Advances in Econometrics*, vol. 42, no. 3 (1984), pp. 149-168.

㉑根据Lerman和Yitzhaki(1985)分解，基尼系数可以按照收入来源分解为 $Gini = \sum s_k C_k$ ，其中， $Gini$ 为总收入基尼系数， s_k 第 k 项收入的份额， C_k 表示第 k 项收入的集中率。如果某项收入的集中率高于总收入基尼系数，则表明增加该项收入将会具有扩大收入差距的作用。

㉒Lerman, R., and S. Yitzhaki, "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States", *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, no. 1(1985), pp. 151-156.

㉓Ferrarini, T., and K. Nelson, "Taxation of Social Insurance and Redistribution: A Comparative Analysis of Ten Welfare States", *Journal of European Social Policy*, vol. 13, no. 1(2003), pp. 21-33.

㉔由于养老金收入是转移收入的主要来源，这里的讨论也包括了部分针对转移收入再分配效应的研究。

㉕Mahler, V., and D. Jesuit, "Fiscal Redistribution in the Developed Countries: New Insights from the Luxembourg Income Study", *Socio-Economic Review*, vol. 4, no. 3(2006), pp. 483-511.

㉖Hocquet, J., "Relations between Employment and Social Security Policies in Europe: Social Protection and Employment Partnership or Rivalry", *Report of EU-China Social Protection Refora Project*, 2016.

㉗Jesuit, D., and V. Mahler, "Fiscal Redistribution in Comparative Perspective: Recent Evidence from the Luxembourg Income Study(LIS) Datacenter", In Buggeln, M., M. Daunton, and A. Nützenadel(eds), *The Political Economy of Public Finance*, Cambridge, Mass: Cambridge University Press, 2017, pp. 177-198.

㉘Lustig, N., "Fiscal Policy, Inequality, and the Poor in the Developing World", *WIDER Working Paper*, no.164, 2016.

㉙岳希明、周慧、徐静：《政府对居民转移支付的再分配效率研究》，《经济研究》2021年第9期。

㉚何立新、佐藤宏：《不同视角下的中国城镇社会保障制度与收入再分配》，《世界经济文汇》2008年第5期。

㉛郭庆旺、陈志刚、温新新、吕冰洋：《中国政府转移支出的收入再分配效应》，《世界经济》2016年第8期。

㉜王延中、龙玉其、江翠萍、徐强：《中国社会保障收入再分配效应研究——以社会保险为例》，《经济研究》2016年第2期。

㉝解翌：《税收和转移支付对收入再分配的贡献》，《经济研究》2018年第8期。

㉞王亚柯、李鹏：《我国养老保险的收入再分配作用研究》，《学术界》2019年第1期。

㉟杨穗、高琴、赵小漫：《新时代中国社会政策变化对收入分配和贫困的影响》，《改革》2021年第10期。

㊱Lerman, R., and S. Yitzhaki, "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States", *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, no. 1 (1985), pp. 151-156.

㊲Luo, Chuliang, Shi Li, and T. Sicular, "The Long-term Evolution of Income Inequality and Rural Poverty in China", *China Economic Review*, vol. 62(2020), no. 101465.

㊳罗楚亮、李实、岳希明：《中国居民收入差距变动分析：2013-2018》，《中国社会科学》2021年第1期。

㊴徐静、蔡萌、岳希明：《政府补贴的收入再分配效应》，《中国社会科学》2018年第10期。

④王小鲁、樊纲:《中国收入差距的走势和影响因素分析》,《经济研究》2005年第10期。

④纪园园、宁磊、王敬博、张权:《养老保险缴费的收入分配效应研究》,《数量经济技术经济研究》2022年第7期。

④李实、赵人伟、高霞:《中国离退休人员收入分配中的横向和纵向失衡分析》,《金融研究》2013年第2期。

④Lerman, R., and S. Yitzhaki, "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States", *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, no. 1(1985), pp. 151-156.

④彭浩然、申曙光:《改革前后我国养老保险制度的收入再分配效应比较研究》,《统计研究》2007年第2期。

④何立新:《中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应》,《经济研究》2007年第3期。

④王晓军、康博威:《我国社会养老保险制度的收入再分配效应分析》,《统计研究》2009年第11期。

④李培、刘苓玲:《我国基本养老保险扩面的收入分配效应研究》,《财经研究》2016年第4期。

④周延、谭凯:《城乡居民基本养老保险制度改革的收入再分配效应研究——基于老年群体收入差距变动视角》,《人口与发展》2021年第1期。

④吕承超、赵红:《社保降费背景下城镇职工基本养老保险的收入再分配效应比较研究》,《保险研究》2020年第1期。

⑤汪昊、娄峰:《中国财政再分配效应测算》,《经济研究》2017年第1期。

⑤Nelissen, J., "Annual versus Lifetime Income Redistribution by Social Security", *Journal of Public Economics*, vol. 68, no. 2(1998), pp. 223-249.

⑤Gustman, A., and T. Steinmeier, "How Effective Is Redistribution under the Social Security Benefit Formula", *Journal of Public Economics*, vol. 82, no. 1(2001), pp. 1-28.

⑤Nelissen, J., "Annual versus Lifetime Income Redistribution by Social Security", *Journal of Public Economics*, vol. 68, no. 2(1998), pp. 223-249.

⑤Bjorklund, A., "A Comparison between Actual Distributions of Annual and Lifetime Income: Sweden 1951-1989". *Review of Income and Wealth*, vol. 39, no. 4(1993), pp. 377-386.

⑤Davies, J., F. St-Hilaire, and J. Whalley, "Some Calculations of Lifetime Tax Incidence", *American Economic Review*, vol. 74, no. 4(1984), pp. 633-649.

⑤家庭人均收入指将家庭所有个体的相应收入来源进行加总,然后平均分摊到每一个家庭个体成员,其隐含的意义是家庭内部所有个体成员都均等地分享支配所获得的家庭资源。因此,这里的人均养老金是按照全部家庭成员计算得到的,而不是根据老年人或者具有养老金领取资格人群所计算的平均值。

⑤市场收入包括工资收入、经营净收入和财产净收入。

⑤由于养老保障制度根据户籍制度在城乡之间存在严重的制度性分割,因此本文的城乡划分是以个人的户籍状态为基础。对于由于户籍改革显示户籍状态为居民户的,根据其户籍改革之前的状态确定户籍类型。在本文所使用的样本数据中,农村中60岁以上人口比重在2013年和2018年分别为17.56%和19.36%,城镇分别为12.72%和15.48%。

⑤2013年的官方贫困标准为2736元,农村和全国中位数收入的50%分别为3954元和9156元;2018年的相应贫困标准分别为2995元、6533元和12168元,均按照当年价格计算。

⑤这种大幅度上升也反映了在养老保障项目上所需要增加投入的资金以及这种增长应当主要瞄准非农户籍人群。

⑤不难理解,本文模拟分析中所设定的养老金水平仍是比较低的,这也间接表明农村养老保障程度之低。

⑤本文所给出的城乡收入差距是根据农业与非农业户籍计算的,这是基于本文的研究主题养老保障在户籍之间存在制度份额,通常的城乡收入差距是以区域划分意义上的城镇和农村为基础的。

⑤如果工资或养老金数值为0,则相应的对数值也设定为0。

⑤根据 $\exp(1.531)-1$ 和 $\exp(1.447)-1$ 分别推算得到。这里男性工资优势相对要高得多的另一个原因在于将城乡人群合并估计,通常关于性别工资差距的研究集中于城镇或农村内部群体。

⑤鉴于我国仍存在大量老年人群缺乏养老保障,或者养老保障水平极低的状况,养老金分配中“提低”的改革仍然是十分必要的,对于农村老年人群尤其重要。

⑤中国社会科学院经济研究所社会保障课题组:《多轨制社会养老保障体系的转型路径》,《经济研究》2013年第12期。