

我国养老金不平等对家庭代际经济交换的影响^{*}

阳义南¹ 肖建华¹ 黄秀女²

(1 华南理工大学公共管理学院, 广东广州 510641; 2 华东理工大学社会与公共管理学院, 上海 200237)

摘 要:我国养老金制度存在代际财富转移效应,养老金不平等会影响家庭代际经济交换。本文利用 CLHLS 2014 年数据,实证检验了我国养老金制度对家庭代际经济交换的影响效应。估计结果显示,相比无养老金的老人,有养老金的“农民(含居民)”爷爷(祖父辈老人)每年给子孙的净转移额并无显著差异,但“职工”爷爷、“干部”爷爷的净转移额分别每年显著多出 2241 元、3670 元。进一步使用联立方程模型估计发现,代际经济交换中还存在显著的中介效应。考虑中介效应之后,退休职工、退休干部的净转移额分别多出 2636 元/年、4445 元/年。实证结果表明,我国养老金不平等会从抚养、供养两个方向影响子孙代不同群体之间的收入差距,进而影响整个收入分配格局。建议要尽早实现我国基本养老金制度的全覆盖,尽快解决制度“碎片化”“双轨制”的问题,针对不同群体建立更加科学完善的养老金待遇调整机制。

关键词:养老金不平等;再分配;代际;经济交换

一、引言

基于人口红利等原因,在 30 多年前参加现收现付(PAYG)养老金制度的职工领取的养老金总额大于缴费总额,是净获益者;但到了 20 世纪 70 年代末,由于人口条件改变,后面几代参保人的养老金财富却出现受损。这就产生了养老金财富由后几代向前几代转移的现象^[1-5]。对于早期几代人的养老金获益,Barro 指出,老人会增加遗产给下一代,或减少后代的经济供养^[6]。Aaron 也发现,很多老人会有意无意地留下遗产,即使没有遗产留下,也减少了后代的经济支持^[7-8]。Becker 则指出,当前一代与子孙后代的相对资源的每一种变化,都会被来自遗赠的方向相反的变化所抵消,既不会提高当前一代的实际财富(或消费),也不会减少后代的实际财富(或消费)^[9]。Hurd 进一步指出,遗产的抵消程度取决于社会保障给付增加的边际消费倾向,当边际消费倾向等于 0 时,遗赠可以完全抵消掉年轻一代向老人的转移,如果边际消费倾向等于或大于 1,则会抵消一部分^[10]。Caballé 和 Fuster 指出,社会保障对代际转移的影响在很大程度上取决于父代的利他主义动机。这些研究说明,养老金会进一步影响家庭内部的代际经济交换行为^[11]。

不仅如此,同一代人的不同人群之间也存在养老金财富转移,如低收入与高收入、未婚职工与已婚夫妇、长寿者与早逝者等^[12-14]。这意味着,尽管早期几代人都会从养老金制度的代际转移中获益,但有的人群获益更多,有的人群则获益较少,二者并不是对等的。考虑到对家庭代际经济交换的影响,养老金赚得多的老人给子孙的会更多或拿得更少,养老金赚得少的老人则给得少或拿得多。

这种差异在中国“碎片化”的养老金制度下可能显得更为突出。目前,我国一些老人还没有养老金(养

^{*} 本文系广东省自然科学基金项目(2016A030313209)、华南理工大学基本科研业务费重大项目培育“民生公共服务提升国民心理收益研究”(ZDPY201922)成果。

老金覆盖率约 85%^[15]) ,而有养老金的老人之间的待遇也很不平等。2017 年城镇职工月均基本养老金约 2500 元^[16] ,而 2011 年机关事业单位人员的退休金是企业人员的 2~3 倍 ,离休金还会更高^[17]。“干部”爷爷(本文简称祖父辈老人为“爷爷”)很可能将比较多的养老金财富转移给子孙 ,需要子孙的供养最少。“职工”爷爷转移的养老金会少一些 ,需要的供养也会多一些。但“农民”爷爷很可能没有养老金转移 ,需要子孙的供养最多。

这“一加一减”的影响效应具体有多大?从文献检索的结果来看 ,目前还很少有来自实证研究的经验证据和估计结果。鉴于此 ,本文利用 CLHLS 最新发布的 2014 年调查数据实证检验我国养老金制度对家庭代际经济交换的影响效应。本文的贡献主要有两点:第一 ,将养老金这种延迟收入纳入代际经济交换的影响因素 ,而已有研究都只关注工资、奖金、津贴、补贴等当期收入;第二 ,已有研究往往只考察单向(“一加”或“一减”)的代际经济交换 ,而本文不仅考察了双向代际经济交换(“一加一减”的净值) ,而且考虑了代际经济交换中可能存在的中介效应 ,从而更能反映养老金影响代际经济交换的真实结果和全部面貌。此外 ,本文还可以丰富有关我国养老金制度分配效应的研究 ,不再囿于代际、代内两种分配效应。

二、文献回顾

学者们很早就发现中国养老金制度存在代际财富转移。刘贵平利用劳动部全国城镇职工养老保险费用数据测算发现 ,2025 年前工资增长率与劳动人口增长率之和大于利率 ,2025—2035 年“阿伦条件”不再成立 ,但 2035 年之后“阿伦条件”又会重新成立^[18]。任若恩等采用代际核算方法分析发现 ,2002 年出生的这一代城镇男性的养老保险缴费为 878.7 亿元 ,养老金收入为 249.4 亿元(是受损者) ,而 2032 年这一代男性的养老保险缴费达到最大值 2001.9 亿元(最吃亏)。如果不推行机关事业单位养老保险制度改革 ,则未来代的负担将比现存代高 78%~115% ,代际不平衡的情况更加严重^[19]。何立新发现 ,在 1997 年改革方案下 ,养老保险缴费与待遇基本持平的是 2002 年 35 岁左右那代人(1967 年生) ,而在 2005 年改革方案下基本持平的是 2002 年 30 岁左右那代人(1972 年生)^[20]。

更突出的问题是“覆盖缺口”“碎片化”“双轨制”等造成的养老金不平等。李实、赵人伟和高霞利用 CHIP 数据测算出 2002 年离休人员养老金比退休人员高 71% ,党政机关退休金比国企高 30%~40% ,比集体所有制企业高 65%左右;全体离退休人员养老金分配的基尼系数 1988 年为 0.219 ,1995 年为 0.274 ,2007 年为 0.304 ,四次调查 20 年间养老金差距扩大了近 40%^[21]。侯慧丽和程杰利用 CULS 3 数据测算发现 ,相比老年人与年轻人之间的代际养老金差距 ,退休人口的代内养老金收入差距更为突出 ,机关事业单位人均退休金为 2530 元 ,企业职工平均退休金是 1604 元 ,而其他人员的平均退休金为 915 元 ,除身份之外 ,地区、退休前的收入 and 行业也是养老金差距扩大的主要因素^[22]。童素娟等通过对浙江省的调查发现 ,机关退休金月均 5000 多元 ,事业单位月均 4000 多元 ,而企业平均为 2091 元^[23]。王亚珂利用 2008 年 CHARLS 利用数据分析发现 ,由于覆盖面较低 ,养老保险制度没有改变全体居民的财产分布差距 ,仅对制度内参保人具有再分配效应^[24]。李培和刘苓玲分析发现 ,养老保险扩面具有明显的收入分配和再分配效应 ,且再分配效应是累进的^[25]。

在同一制度内 ,王晓军和康博威使用统计模拟和精算方法 ,发现城镇企业职工基本养老保险对不同就业类型、收入水平、性别、缴费年限、寿命等人群起到了预期的收入分配作用^[26]。张勇基于终身收入法构建了我国基础养老金精算模型 ,发现 2005 年改革后高收入者再分配效应的增量要大于低收入者 ,养老保险制度在不同收入者之间的再分配效应降低^[27]。许志涛发现 ,养老保险制度能调节不同所有制企业职工之间的收入分配差距 ,但地区之间的收入再分配基本不存在^[28]。

可见 ,我国的养老金不平等 ,既表现在不同制度的参保人之间(机关事业单位、企业、农民或居民、无养老金者) ,也表现在同一制度下的不同参保群体之间。同时 ,类似于发达国家的情形 ,不仅代与代之间存在

养老金财富转移,同一代不同人群之间也存在养老金财富转移。

关于我国家庭代际经济交换的研究文献比较丰富。郭志刚和陈功将财富从子女流向老年人定义为供养,而从老年人流向子女定义为抚养,并将净供养定义为供养金额减去抚养金额的差值。他们发现,城市总体上是子女在供养老人,每个老人平均能从子女一代得到净供养 53.4 元,但男性老人是在抚养子女,净给子女 89.78 元;农村男女老人都是从子女一代获得净供养,其值大约为 229.71 元^[29]。于宁调查了 400 名上海退休职工,发现约有 30% 退休人员的养老金收入被“啃老”,用于补贴子女甚至孙子女的生活^[30]。此外,中国家庭代际转移还呈现隔代向下的特征,老人给孙辈提供经济帮助也很普遍^[31]。

一些学者也注意到了养老金对代际经济交换的影响。刘西国检验了养老保险制度是否会“挤入”或“挤出”子女给老人的经济供养^[32]。还有一些学者则关心养老金是否会影响老人对后代的经济抚养。张航空和孙磊利用上海市 2003 年的数据估计发现,城市老年人的养老金每增加 1 元,其向子女提供的经济支持就会增加 1.2 元^[33]。王翌秋和陈青霞使用 2011 年、2013 年 CHARLS 数据估计发现,领取“新农保”养老金增加了老人对孙子女的经济支持和照料时间^[34]。

不难看出,上述研究只是检验了养老金的单向效应。但由于中国家庭呈现很强的双向代际经济流动特征^[35-36],如果只考察单向的经济转移将不能反映真实的代际交换关系(没有研究净效应、净值)。本文将从子孙供养老人、老人抚养子孙两个方向的净值来考察养老金对代际经济交换的影响,并进一步考虑了代际经济交换中存在的中介效应,从而更完整地刻画了养老金影响效应的全貌。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选用中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS) 2014 年的数据。CLHLS 数据是国内研究老年人经济行为最常用的数据库之一。2014 年的调查涉及全国 23 个省(自治区、直辖市) 共计 7192 人。被访者年龄 1% 分位数为 64 岁,5% 分位数为 70 岁,最高年龄 117 岁,平均年龄 85 岁。该调查包含了老年人领取的退休金或养老金,以及老人对子孙的经济支持和子孙对老人的经济支持等相关数据,符合本文研究的数据需求。本文采用了该调查的原始样本,未做特别的剔除。

(二) 变量设定

1. 被解释变量。CLHLS 问卷询问了“近一年来,您给儿子儿媳、女儿女婿、孙子女(包括同住和不同住)提供现金(含实物折合)多少元?”还询问了“近一年来,您的儿子儿媳、女儿女婿、孙子女(包括同住和不同住)给您现金(含实物折合)多少元?”。我们用老人给子孙的金额(抚养费)减去子孙给老人的金额(供养费),得到老人给子孙的净转移金额,包括老人给儿子儿媳的净转移金额(*net_son*)、给女儿女婿的净转移金额(*net_dau*)、给孙子女的净转移金额(*net_grand*),还对这三个变量求和,得到老人给子孙的净转移总额(*net*)。将使用这 4 个不同的净值作为被解释变量。

2. 解释变量。分两步来设定关于养老金的解释变量。

第一步,确认被访老人是否有养老金。被访老人中,有的养老金来自原机关事业单位的退休金制度,有的来自城镇企业职工基本养老保险制度,有的则来自“新农保”或城乡居民养老保险制度。我们设定两种不同的养老金虚拟变量。其一,当老人报告有养老金,设为 1,报告没有养老金,设为 0,变量名为 *pension*,其中取值为 1 的老人有 3805 人,取值为 0 的有 3251 人。其二,采用更严格的确认方式。当老人从任一制度领取到养老金(报告有金额)才设为 1,没有领取养老金设为 0,变量名为 *pension 2*^①,其中取值为 1 的有 2674 人,

① 首先将 *pension 2* 赋值为 0,如果老人能从任一制度领取到养老金(且金额大于 0),则 *pension 2* 设为 1;在不同制度下的取值都是缺失值时,*pension 2* 则设为缺失值。

取值为 0 的有 4310 人。由此可见,有 1131 位老人虽然报告说有养老金,但却没有报告具体金额。由于 pension 2 的界定标准比 pension 更为严格,我们使用 pension 作基本估计,再使用 pension 2 作稳健性检验。

第二步,确定被访老人的退休前身份,主要从两个方面来认定。第一,CLHLS 问卷询问了“您是否享受离退休制度(指旧制度)?”,该问题有三种回答结果“没有、是(职工)、是(干部)”,分别包括 5583 人、1164 人和 207 人,据此确定退休老人的职工(worker)和干部(cadre)身份。第二,CLHLS 问卷还询问了“您是否参加了养老保险制度(含城乡居民)?”,回答“是”的老人根据其 60 岁之前的职业来确定。如果该老人有养老金(pension = 1),且退休前职业为农林牧渔业,则身份确定为农民(farmer),并且将每月养老金低于 200 元的也归入此类。最终领有养老金的农民共 1327 人(含 145 个城镇居民)。有养老金且退休前职业为专业技术人员、商业服务业及产业职工、自雇者,有养老金且每月领取金额大于 500 元的,都归入城镇职工(worker),共计 1217 人。有养老金且退休前属于机关事业单位、军队编制的归入干部(cadre),共计 105 人。最后,有养老金但无法归类的 25 人,设为缺失值。由此得到解释变量退休身份(retire_type)(分别取值 0、1、2、3)。在回归时,实际上是将没有养老金的老人取值为 0,并作为对照组,而其余的老人取值 1、2、3,分别是有养老金的农民(含居民 farmer)、职工(worker)、干部(cadre)。

3.控制变量。包括家庭收入、开支决定权、生活质量、年龄、性别、婚姻、健康、自付医疗费等指标。其中,对 2013 年全家总收入(income)取对数表示家庭收入;将老人的开支决定权(money_decide)取值“1~5”,分别代表“对任何开支都不能做主”“只能对自己的开支做主”“一些非主要家庭开支由我做主”“一些主要家庭开支由我做主”“几乎所有家庭开支都是由我做主”;将生活质量(life)取值“1~5”,分别代表“很不好、不好、一般、较好、很好”;性别(gender)取值,男性=1,女性=0;婚姻状况(marry)取值,已婚有配偶=1,其他=0;健康(health)取值“1~5”,分别代表“很不好、不好、一般、较好、很好”;将自付总医疗费用(total)(含自付的门诊、住院)取对数表示自付医疗费。

(三) 计量模型

1.养老金影响老人(给儿孙)净转移额的回归模型

$$net_son_i = \lambda_0 + \lambda_1 retire_type_i + \lambda_2 Z_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$net_dau_i = \lambda_0 + \lambda_1 retire_type_i + \lambda_2 Z_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots\dots (2)$$

$$net_grand_i = \lambda_0 + \lambda_1 retire_type_i + \lambda_2 Z_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots\dots (3)$$

$$net_i = \lambda_0 + \lambda_1 retire_type_i + \lambda_2 Z_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots\dots (4)$$

方程(1)~(4)分别选择老人给儿子儿媳净转移额(net_son)、给女儿女婿净转移额(net_dau)、给孙子女净转移额(net_grand)、给子孙净转移总额(net)作为被解释变量。retire_type是身份为农民、职工、干部的有养老金的老人,对照组是无养老金的老人。因此,回归系数的含义是相比没有养老金的老人,身份为农民、职工和干部的有养老金的老人的经济转移净额的差值。

2.联立方程模型

我国家庭代际经济交换既包括邻代传递,也包括跨代传递^[37]。爷爷在代际经济交换中可能会通盘考虑,与子代的经济交换可能也会影响与孙代之间的转移额,从而产生一定的中介效应。鉴于此,我们进一步使用联立方程模型来检验。如方程(5)所示。

$$\begin{aligned} net_son_i &= \rho_0 + \rho_1 retire_type_i + \gamma_1 Z_i + \varphi_i \\ net_dau_i &= \delta_0 + \delta_1 retire_type_i + \gamma_2 Z_i + \zeta_i \quad \dots\dots\dots (5) \\ net_grand_i &= \lambda_0 + \lambda_1 retire_type_i + \lambda_2 net_son_i + \lambda_3 net_dau_i + \gamma_3 Z_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

方程(5)中,被解释变量为净转移额。退休身份 retire_type 不仅直接影响老人给儿子儿媳的转移额(net_son)、给女儿女婿的转移额(net_dau)和给孙子女的转移额(net_grand),还可能间接影响与孙子女之间的净

转移额。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计结果

变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计结果

变量	变量符号	<i>N</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>
有养老金	<i>pension</i>	6485	0.412	0.490	0	1
养老金给付额	<i>benefit</i>	2681	1340	1474	0	10000
给儿子儿媳的净转移额	<i>net_son</i>	5598	-974.5	4211	-80000	80000
给女儿女婿的净转移额	<i>net_dau</i>	5472	-788.9	2501	-40000	38000
给孙子女的净转移额	<i>net_grand</i>	5588	1.750	2704	-65000	60000
净转移总额	<i>net</i>	5274	-1769	6497	-89000	99700
家庭收入	<i>income_f</i>	5941	23794	21877	0	99988
财务决定权	<i>mone_decide</i>	6477	2.920	1.470	1	5
生活质量	<i>life</i>	6577	3.800	0.790	1	5
年龄	<i>age</i>	7192	85.32	10.77	47	117
性别	<i>gender</i>	7192	0.460	0.500	0	1
婚姻	<i>marry</i>	6986	0.400	0.490	0	1
健康	<i>health</i>	6572	3.360	0.880	1	5
自付医药费	<i>total</i>	3445	3029	7240	0	150000

表 1 中,有养老金的老人占 41.2%,没有养老金的占 58.8%。老人领取的月养老金平均值为 1340 元。其中“农民”爷爷的养老金平均为 320 元,“职工”爷爷的养老金平均为 2289 元,而“干部”爷爷的养老金平均为 3499 元。“干部”爷爷的养老金是“职工”爷爷的 1.5 倍,是“农民”爷爷的 10.9 倍。可见,同一代的不同老人领取的养老金存在很大差异。从图 1 的直方图及正态分布曲线也可以看出,不同老人养老金的频数、均值以及偏度、峰度等分布特征存在明显差异。

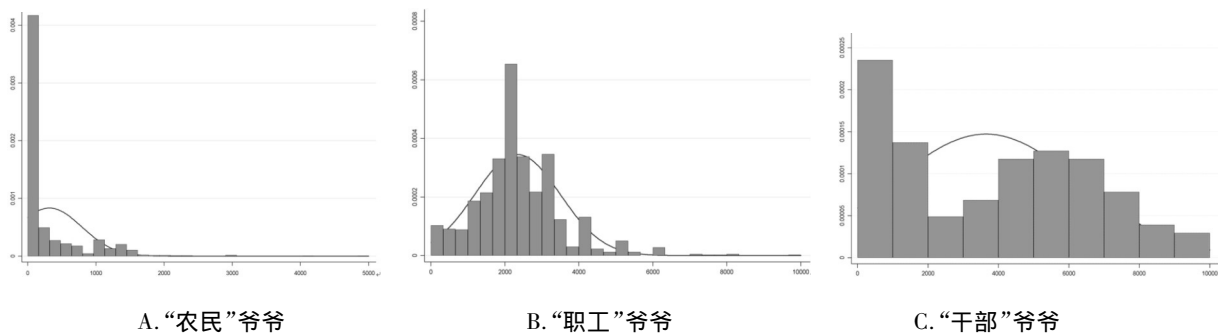


图 1 老人养老金的直方图及正态分布曲线

(二) 回归模型估计结果——养老金对净转移额的影响

尽管被解释变量是连续变量,但由于观测值绝大部分来自高龄老人,回答结果的缺失值比较多(见表 1)。如果采用 OLS、ML 等估计方法,会删除有缺失的样本观测值,导致损失过多的观测值^[38]。鉴于此,我们选择保留缺失值的极大似然估计(maximum likelihood with missing values, MLMV)这种完全信息估计方法。MLMV 不会删除有缺失的样本观测值,能更完整地提取出样本观测值中的各阶矩信息^[39]。而考虑到截面数据异方差的影响,采用 robust 稳健标准误,估计结果如表 2 所示。

表2 养老金影响老人净转移额的回归结果

	(1) 给儿子儿媳净转移额	(2) 给女儿女婿净转移额	(3) 给孙子女净转移额	(4) 净转移总额
无养老金者	-347.67* (-1.84)	-36.20 (-0.31)	-21.06 (-0.48)	-302.53 (-1.03)
农民×pension	94.00 (0.69)	6.29 (0.08)	51.72 (0.98)	202.38 (0.97)
职工×pension	1375.34*** (5.52)	507.44*** (3.20)	416.08*** (4.04)	2240.62*** (5.61)
干部×pension	2187.74*** (3.09)	669.72** (2.28)	2332.52*** (2.90)	3670.29*** (3.31)
年龄	8.13 (1.35)	-2.79 (-0.58)	5.24 (1.21)	-4.65 (-0.36)
性别	104.20 (0.68)	52.40 (0.58)	-161.53** (-2.47)	19.39 (0.09)
教育	22.50 (0.75)	-10.11 (-0.44)	49.53** (2.43)	86.42 (1.60)
财务决定权	58.10 (1.30)	-30.69 (-0.95)	98.98*** (4.30)	70.04 (0.86)
家庭收入	-46.59 (-0.75)	-99.32*** (-2.97)	153.79*** (4.23)	-123.64 (-1.21)
自付医药费	-59.93 (-1.08)	-40.09 (-1.30)	0.81 (0.03)	-106.37 (-1.14)
生活质量	-86.29 (-0.92)	-11.46 (-0.21)	134.81*** (3.11)	4.45 (0.03)
婚姻	-225.32 (-1.52)	-200.99** (-2.53)	235.07*** (3.29)	-219.71 (-0.99)
健康	32.73 (0.40)	7.01 (0.16)	-22.17 (-0.67)	44.22 (0.35)
常数	-678.04 (-0.77)	794.48 (1.12)	-2470.43*** (-4.02)	-165.60 (-0.09)
N	7192	7192	7192	7192
ll	-152265.62	-146223.59	-150509.69	-151364.86
R ²	0.015	0.008	0.04	0.026

注: 估计方法为 MLMV、robust 稳健标准误 括号内是 z 值; * 为 p<0.1, ** 为 p<0.05, *** 为 p<0.01。

从表2回归结果来看,农民交互项回归系数在方程(1)~(4)中都为正,但都不显著,说明相比没有养老金的对照组老人,有养老金的农民(含城市居民)爷爷在给子孙后代的净转移额上并没有显著差异。这是因为目前我国城乡居民的养老金水平还比较低。职工交互项回归系数都在1%水平显著为正,说明相比没有养老金的对照组老人,有养老金的“职工”爷爷给子孙后代的净转移额显著更高,给儿子儿媳的净转移额显著高出1375.34元/年,给女儿女婿的显著高出507.44元/年,给孙子女的显著高出416.08元/年,而净转移总额显著高出2240.62元/年。干部交互项回归系数也都在1%或5%水平显著为正,说明相比没有养老金的对照组老人,有养老金的“干部”爷爷给子孙后代的净转移额也会显著更高,转给儿子儿媳的显著高出2187.74元/年,转给女儿女婿的显著高出669.72元/年,转给孙子女的显著高出2332.52元/年,而净转移总额会显著高出3670.29元/年,并且“干部”爷爷给子孙的净转移额要多于“职工”爷爷的净转移金额。

实证结果说明,退休职工、退休干部老人经济状况更好,给子孙的更多,向子孙索取的更少,从而净转移额相比“无养老金”爷爷、农民“爷爷”更高。这也意味着我国的养老金不平等既会调节老人给子孙的抚养

费,也会调节子孙给老人的供养费,从两个方向显著影响代际经济交换。因此,我们不能只从单一方向考察养老金对代际经济交换的影响。

(三) 稳健性检验

1. 更换解释变量。本部分将使用养老金资格界定更为严格的 pension2(不仅回答“有”,还要报告具体金额),与退休身份构造交互项做解释变量,包括农民 \times pension 2、职工 \times pension 2、干部 \times pension 2。参数估计方法仍采用保留缺失值的极大似然估计 MLMV,以及采用稳健标准误(robust)。估计结果如表 3 所示。

表 3 养老金影响老人净转移额的稳健性检验结果

	(5) 给儿子儿媳净转移额	(6) 给女儿女婿净转移额	(7) 给孙子女净转移额	(8) 净转移总额
无养老金者	-219.72* (-1.87)	7.33 (0.09)	43.90 (0.85)	-143.39 (-0.74)
农民 \times pension 2	18.78 (0.12)	-14.90 (-0.17)	88.24 (1.06)	115.21 (0.51)
职工 \times pension 2	1307.58*** (6.20)	479.06*** (3.31)	562.30*** (4.80)	2220.18*** (6.35)
干部 \times pension 2	3746.57*** (3.21)	1185.24*** (3.25)	2474.16*** (2.85)	6651.29*** (3.71)
控制变量	是	是	是	是
常数	-218.93 (-0.26)	956.77 (1.36)	129.42 (0.15)	773.26 (0.44)
N	7192	7192	7192	7192
ll	152273.52	-148225.61	-149627.50	-151368.30
R ²	0.021	0.01	0.046	0.033

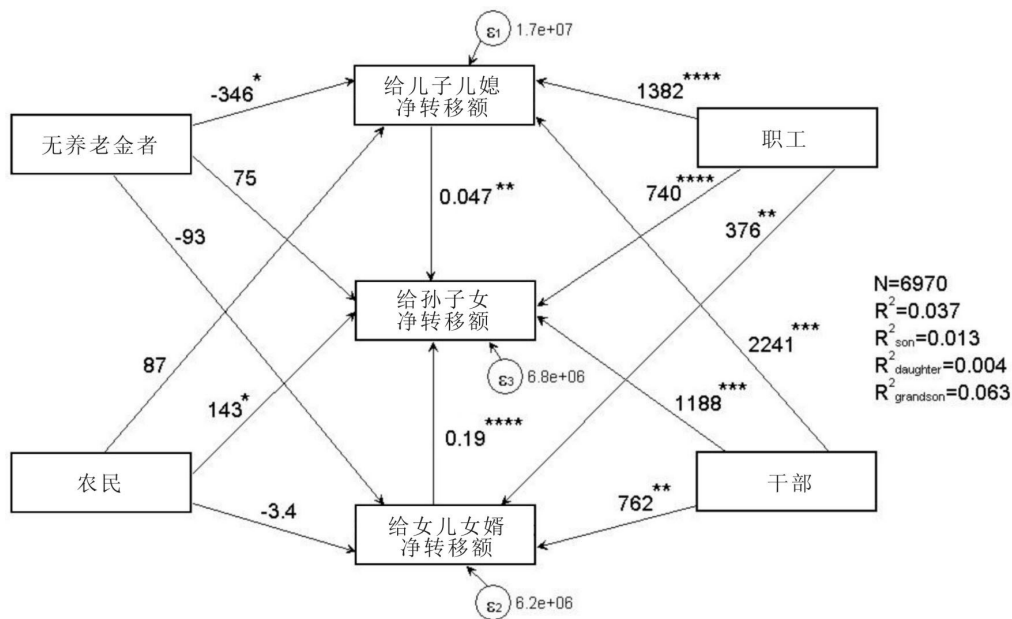
注: 括号内是 z 值; * 为 $p < 0.1$, ** 为 $p < 0.05$, *** 为 $p < 0.01$ 。

相比表 2 的结果,表 3 中核心解释变量(职工 \times pension 2、干部 \times pension 2)回归系数的方向并未改变,但显著性变得更高(都在 1% 水平显著),而某些解释变量对净转移额的回归系数也变得更大,例如“干部”爷爷的养老金影响代际经济净转移的金额变得更大。这主要由于资格界定更为严格的 pension 2 将一部分只报告有养老金但却并未报告金额的观测值排除在外了,总体而言,使用了更严格的养老金资格界定标准 pension 2 之后,模型的估计结果仍保持稳健。

2. 联立方程模型估计结果。老人在代际经济交换时可能会通盘考虑。例如,老人将养老金转给儿子儿媳或女儿女婿之后,可能还会进一步考虑与孙子女之间的经济交换额,这就会产生一定的中介效应。故我们使用中介效应模型来进行检验。估计结果如图 2 所示。

从图 2 的估计结果来看,一个回归系数为 0.047,在 5% 水平显著,另一个回归系数为 0.19,在 0.1% 水平显著。这说明养老金不平等不仅会直接影响老人与子代、老人与孙代之间的净转移额,而且老人与子代的交换结果也会影响其与孙代之间的经济交换。表 4 归纳了该中介效应模型的估计结果。对照组仍为没有养老金的老人。

表 4 中,相比没有养老金的爷爷,有养老金的“农民”爷爷给孙子女的直接效应显著多出 143 元,间接效应是 3 元,净转移总额是 146 元。“职工”爷爷给孙子女的直接效应是显著多出 740 元,间接效应是 138 元,净转移总额是 878 元。而“干部”爷爷给孙子女的直接效应是显著多出 1188 元,间接效应是 254 元,净转移总额是 1442 元。把给儿子儿媳、女儿女婿、孙子女的三项加起来,得到退休职工、退休干部的净转移额分别多出 2636 元/年、4445 元/年。



注: 控制变量同表 2、表 3; * 为 $p < 0.1$, ** 为 $p < 0.05$, *** 为 $p < 0.01$, **** 为 $p < 0.001$ 。

图 2 养老金影响老年人净转移额的路径模型

表 4 养老金身份对代际经济转移净额的影响效应

效应分解	直接效应	间接效应	总效应
儿子儿媳			
农民	87		87
职工	1382****		1382****
干部	2241***		2241***
女儿女婿			
农民	-3		-3
职工	376**		376**
干部	762**		762**
孙子女			
农民	143*	3	146*
职工	740****	138***	878****
干部	1188***	254**	1442***

注: * 为 $p < 0.1$, ** 为 $p < 0.05$, *** 为 $p < 0.01$, **** 为 $p < 0.001$ 。

此外,从表 4 也可以看出:第一,从养老金影响代际经济转移净额来看,“干部”爷爷>“职工”爷爷>“农民”爷爷,而“农民”爷爷与无养老金者的差异不显著;第二,不管老人是农民、职工或干部,都是转给儿子儿媳的最多,其次为孙子女,而转给女儿女婿的最少。实际上,“农民”爷爷在一定数量上可能还需要女儿女婿的支持或赡养(净转移额为负)。

五、结论

覆盖面缺口、“碎片化”及“双轨制”是中国养老金制度的典型特征。老人按“农民”“职工”“干部”不同身份领取的养老金待遇差异可达数十倍,甚至上百倍。考虑到中国非常普遍的家庭代际经济交换行为,代内的养老金不平等很可能会影响代际经济转移。这在以往研究中还未引起足够的重视,尚缺乏基础的检验和估计。

本文基于中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS) 2014 年数据,根据净转移额(抚养费-供养费)估计

的结果发现,与没有养老金的老人相比,城乡居民的净转移额差异并不大,但退休职工、退休干部给予子孙的更多,而向子孙索取的更少,净转移额分别多出 2241 元/年、3670 元/年。进一步考虑代际经济交换中的中介效应,估计结果显示间接效应是显著的。此时,退休职工、退休干部的净转移额分别多出 2636 元/年、4445 元/年。

以往学者们在研究收入分配时往往盯着工资、奖金、津贴、补贴等当期收入,而不太关注养老金这种退休后的延迟收入。本文实证结果显示,中国养老金的代内不平等不仅拉大了老年人各群体之间的收入差距,当进一步考虑代际经济交换时,还会拉大子孙代之间的收入差距。养老金引发的代际转移差异使得整个制度在分配上具有较强的累退性。这种逆向分配效应比较隐蔽,没有引起足够的重视,会给测量我国收入分配带来一定的误差。根据本文的估计结果,以 2014 年为例,退休身份不同的老人领取的养老金不同,相比无养老金的老人,退休职工、退休干部的子孙获得的经济净转移额每年会多出 2636 元、4445 元,分别占当年城镇居民人均可支配收入 31195 元的 8.5%和 14.2%^[40]。因此,退休身份给我国收入分配带来的影响是不容忽视的。

要缩小这种收入差距,首先,要尽早实现我国基本养老金制度的全覆盖,让所有老年人都有一份养老金。其次,尽早完成城乡居民养老保险制度合并,实现城镇机关事业单位与企业职工养老保险制度的并轨。第三,降低机关事业单位退休金的年度增速,逐步缩小与企业退休职工的养老金差距,并大幅提高城乡居民的养老金水平。第四,通过超额收入税、赠予税、遗产税等税收手段调节过高的养老金收入,并对过低的养老金收入进行补差(确保最低给付额)。

参考文献:

- [1][7]Aaron J H.Economical Effect of Social Security[M].Washington D.C.: The Brookings Institution Press,1982.
- [2][12]World Bank.Averting the Old Age Crisis[M].London: Oxford University Press,1994.
- [3]Chan S,Stevens A H.Do Changes in Pension Incentives Affect Retirement? A Longitudinal Study of Subjective Retirement Expectations[J].Journal of Public Economic,2004,88(7-8):1307-1333.
- [4]Wolff E N.The Retirement Wealth of the Baby Boom Generation[J].Journal of Monetary Economics,2007,54(3):1-40.
- [5]Hanel B,Riphahn R T.The Timing of Retirement—New Evidence from Swiss Female Workers[J].Labour Economics,2012,19(5):718-728.
- [6]Barro R J.Are Government Bonds Net Wealth? [J].Journal of Political Economy,1974,82(6):1095-1117.
- [8]Aaron J H.The Social Insurance Paradox[J].Canadian Journal of Economics,1996,31(3):371-374.
- [9]Becker G S.The Economic Approach to Human Behavior[M].University of Chicago Press,1978.
- [10]Hurd M D.The Effect of Changes in Social Security on Bequests[J].Journal of Economics,1993,58(1):157-176.
- [11]Caballé J,Fuster L.Pay-as-you-go Social Security and the Distribution of Altruistic Transfers[J].Review of Economic Studies,2010,70(3):541-567.
- [13]Meyer M H.Making Claims as Workers or Wives: the Distribution of Social Security Benefits[J].American Sociological Review,1996,61(3):449-465.
- [14]Kotlikoff L J,Smetters K,Walliser J.Distributional Effects in a General Equilibrium Analysis of Social Security[M]//Martin Feldstein,ed.The Distributional Effects of Social Security Reform,University of Chicago Press,2000.
- [15]光明网.首届全国养老金高峰论坛在京举行[EB/OL].[2018-10-20].http://share.gmw.cn/theory/2018-06/10/content_29217429.htm.
- [16]聚焦养老金“十四连涨”[N/OL].光明日报,2018-03-26.http://epaper.gmw.cn/gmrb/html/2018-03/26/nw.D110000gmrb_20180326_1-10.htm.
- [17]去年企业养老金替代率不足机关事业单位一半[N/OL].新京报,2012-09-14.<http://finance.people.com.cn/n/2012/0914/c70846-19008006.html>.
- [18]刘贵平.人口变化与我国城镇职工养老保险的代际再分配[J].人口学刊,1999(5):8-11.
- [19]任若恩等.中国代际核算体系的建立和对养老保险制度改革的研究[J].经济研究,2004(9):118-128.
- [20]何立新.中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应[J].经济研究,2007(3):70-80.

- [21]李实,赵人伟,高霞.中国离退休人员收入分配中的横向与纵向失衡分析[J].金融研究,2013(2):1-18.
- [22]侯慧丽,程杰.老龄化社会中养老金代际代内收入差距与养老金再分配[J].人口与发展,2015(1):12-21.
- [23]董素娟等.基于收入再分配效应视角的养老金双轨制改革研究——以浙江省为例[J].经济社会体制比较,2014(7):68-80.
- [24]王亚柯.基于精算估计方法的养老保险再分配效应研究[J].中国软科学,2011(5):154-161.
- [25]李培,刘苓玲.我国基本养老保险扩面的收入分配效应研究[J].财经研究,2016(4):15-25.
- [26]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[J].统计研究,2009(11):75-81.
- [27]张勇.中国养老保险制度的再分配效应研究[J].财经论丛,2010(4):59-66.
- [28]许志涛.不同所有制企业职工基本养老保险收入再分配效应[J].财经论丛,2014(4):34-40.
- [29]郭志刚,陈功.老年人与子女之间的代际经济流量的分析[J].人口研究,1998(1):35-39.
- [30]于宁.养老金水平与退休生活质量“啃老现象”、影响与对策研究——基于上海的实证调查[J].上海经济研究,2007(6):43-51.
- [31][37]江克忠,裴育,夏策敏.中国家庭代际转移的模式和动机研究——基于CHARLS数据的证据[J].经济评论,2013(4):37-46.
- [32]刘西国.社会保障会“挤出”代际经济支持吗?——基于动机视角[J].人口与经济,2015(3):116-126.
- [33]张航空,孙磊.代际经济支持、养老金和挤出效应——以上海市为例[J].人口与发展,2011(2):14-19.
- [34]王翌秋,陈青霞.养老金收入对农村家庭代际转移的影响[J].金融经济研究,2017(9):117-128.
- [35]费孝通.论中国家庭结构的变化[J].天津社会科学,1982(3):2-6.
- [36]郭志刚,陈功.老年人与子女之间的代际经济流量的分析[J].人口研究,1998(1):35-39.
- [38]Stata Corp.Structural Equation Modeling Reference Manual Release 13[M].A Stata Press Publication,2013.
- [39]Acock A C.Discovering Structural Equation Modeling Using Stata[M].A Stata Press Publication,2013.
- [40]国家统计局.2015年国民经济和社会发展统计公报[R/OL].(2016-02-29)[2018-10-20].http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201602/t20160229_1323991.html.

Effect of China's Pension Inequality on the Intergenerational Economic Exchange

YANG Yinan XIAO Jianhua HUANG Xiunv

Abstract: China's pension system has the effect of intergenerational wealth transfer. Pension inequality affects intergenerational economic exchange. This paper uses the CLHLS2014 data to empirically test the impact of China's pension system on intergenerational economic exchange among families. The estimated results show that, compared with the elderly without pension, there is no significant difference in the annual net transfer amount of "farmers (including residents)" grandfathers with pension to their grandchildren. However, the net transfer amount of "employees" grandfathers and "cadres" grandfathers are significantly higher than 2241 yuan and 3670 yuan per year. Using simultaneous equation model, it is found that there are significant mediating effects in intergenerational economic exchange. After considering the intermediary effect, the net transfer of retired employees and retired cadres is 2636 yuan per year and 4445 yuan per year respectively. The empirical results show that pension inequality in China will affect the income gap between different generations from the two directions of raising and supporting, and then affect the whole income distribution pattern. It is suggested to realize the complete coverage of China's basic pension system as soon as possible, solve the problem of "fragmentation" and "dual-track system" of the system as soon as possible, and establish a more scientific pension treatment adjustment mechanism for different groups.

Key words: pension inequality, redistribution, intergenerational economic exchange

(责任编辑: H)