

DOI: 10.19361/j.er.2022.04.08

“多轨制”养老金与家庭消费相对剥夺

李晓飞 臧旭恒*

摘要:我国“多轨制”养老金与消费不平等特征共存。本文利用中国家庭金融调查2013年、2015年和2017年面板数据实证分析“多轨制”养老金对家庭消费相对剥夺的影响。研究发现,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺。影响机制为:不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,进而加剧了家庭消费相对剥夺。这种影响在食品、生活用品及服务 and 医疗保健等消费类型上更显著。异质性分析表明,“多轨制”养老金对女性户主、养老金依赖度高、农村和中西部地区的家庭消费相对剥夺影响更大。扩展分析结果显示,“多轨制”养老金通过预期效应加剧了未退休家庭的消费相对剥夺,养老金制度并轨改革通过调节效应减弱了未退休家庭的预期效应。因此,应加快健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一的多层次社会养老保障体系。

关键词:“多轨制”养老金;养老金不平衡;消费不平等;消费相对剥夺

中图分类号: F840.67; F063.2

一、引言

“十四五”规划指出我国发展不平衡不充分问题仍然突出,城乡区域发展和收入分配差距较大,民生保障存在短板。虽然我国已经建立了世界上规模最大的养老保障网络,实现了养老保险制度的全覆盖,但养老保险制度碎片化严重,横向表现为制度性分割,纵向表现为低统筹层次。我国针对不同工作性质群体分别建立了:机关事业单位养老保险制度、城镇企业职工基本养老保险制度(以下简称为企业职工基本养老保险)、城镇居民社会养老保险制度(以下简称为城镇居民养老保险)和新型农村社会养老保险制度(以下简称为新农保),城居保和新农保于2015年合并为城乡居民养老保险。不同养老保险制度在筹资模式、财政补贴、计发办法和待遇调整等方面存在较大差异,最终导致依赖不同养老保险制度的参保家庭的养老金收入存在较大差距(王亚柯等,2013)。本文基于中国家庭金融调查(CHFS)2013年、2015年和2017年数据测算发现,我国老年退休家庭养老金收入基尼系数一直维持在0.51~0.58之间。并且,在2020年,职工

* 李晓飞,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:lixfsdu@163.com;臧旭恒,山东大学经济学院,邮政编码:250100,山东师范大学经济学院,邮政编码:250358,电子信箱:xhzhang@sdu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”(项目编号:21&ZD088)、国家自然科学基金青年项目“预期不确定性影响家庭异质性消费行为的机理与政策优化研究”(项目编号:20CJL034)的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

和居民养老保险人均养老金的绝对差距达到了38 110元^①。这些指标数据客观说明我国养老金不平衡程度较高,对我国老年群体公平构成威胁。

养老保险制度差异导致的养老金福利分配不均是养老金领取者收入不平等的重要原因(Li et al., 2020),而收入不平等是消费不平等的重要影响因素(Jappelli and Pistaferri, 2010; 邹红等, 2013)。我国居民消费在群体、城乡和区域等维度均存在显著的不平等特征,既不利于居民幸福感和经济福利的提升,也不利于增强消费对经济发展的基础性作用(臧旭恒、李晓飞, 2021)。消费相对剥夺(relative deprivation)是指,将个体与参照群中消费水平更高的其他个体进行比较,所得到的相对消费地位或消费状况。由于个体的相对剥夺程度能够直接反映其与所在群体内其他个体之间的真实福利差异,在一定程度上可作为个体层面消费不平等的衡量指标(Fehr and Schmidt, 1999)。本文构建家庭消费相对剥夺指标来刻画个体间的消费不平等,以便我们更清晰地了解居民福祉水平和差异性表现。

我国人口老龄化日趋严重,老年不平等问题受到决策层和学者们的深切关注。对于退休群体,居民的主要收入来源为养老金收入,“多轨制”养老金不平衡可能通过提高收入不平等程度加剧老年群体消费相对剥夺。现有文献大多单独分析我国养老金不平衡或基于总体消费不平等的视角展开探讨,一是忽视了“多轨制”养老金对家庭消费不平等的影响,二是无法刻画个体在群体中的相对剥夺程度。基于此,本文利用CHFS 2013年、2015年和2017年微观数据,对“多轨制”养老金不平衡与家庭消费相对剥夺的互动关系展开实证分析。首先,从微观角度利用泰尔指数、基尼系数和Kakwani相对剥夺指数测度了我国“多轨制”养老金不平衡和家庭消费相对剥夺的水平及其在2013—2017年的演变趋势。然后,利用双向固定效应模型等方法研究“多轨制”养老金对家庭消费相对剥夺的影响,从消费类型、家庭特征以及区域差异等多角度进行异质性分析,并采用中介效应模型和分样本回归方法进行影响机制分析。最后,扩展分析了未退休家庭对于“多轨制”养老金的预期效应以及养老金制度并轨改革的调节效应。

相对已有研究,本文的贡献在于:第一,本文将个体消费相对剥夺指数引入分析框架,从微观视角揭示了“多轨制”养老金对家庭消费相对剥夺的加剧作用和影响机制。第二,本文扩展分析发现“多轨制”养老金通过预期效应加剧了未退休家庭的消费相对剥夺,养老金制度并轨改革具有一定的调节效应,能够降低未退休家庭的预期效应。本文研究结论为降低养老金不平衡、减缓个体消费相对剥夺以及促进我国养老保险制度并轨提供政策依据,有助于社会公平和民生福祉的增进。

二、文献综述与研究假说

消费是居民对美好生活需要的直接体现,能够更好地反映社会福利状况。在度量经济不平等时,消费不平等相较于收入不平等具有更好的特质(Deaton and Paxson, 1994)。消费不平等分为群体消费不平等和个体消费不平等(任国强等, 2014)。目前,对于消费不平等的

^①职工人均年度养老金收入=城镇职工养老金年度支出总额/年度离退休人数,居民人均年度养老金收入=城乡居保养老金年度支出总额/领取养老金人数。数据来源于2021年《中国统计年鉴》,由相关数据整理计算获得。

测度已经有了多种成熟的技术手段。其中,对数方差、基尼系数(Gini Index)和泰尔指数(Theil Index)等可以从宏观整体层面测度消费不平等。如周龙飞和张军(2019)利用相关指标对我国总体消费不平等演变趋势进行探究。而决策层、学者们以及个人,往往更关心的是个体的消费剥夺情况。基于社会比较理论和分配公平理论,群体中相对地位的差异会对消费者的消费行为产生较大影响(Jacob et al., 2020)。消费者会与参照群中消费水平更高的其他个体进行比较,个体的消费相对剥夺水平能够更直接地反映现实中的福利差距,一定程度上可作为个体层面不平等的衡量指标。一些学者研究了消费不平等的影响因素,主要集中于以下方面:收入不确定性(Blundell and Preston, 1998)、收入不平等(Jappelli and Pistaferri, 2010; 邹红等, 2013)、人口老龄化(Ohtake and Saito, 1998)、房价(刘靖、陈斌开, 2021)以及养老保险(周广肃等, 2020)等。

我国各项养老保险制度针对不同群体分别先后建立,职工与居民之间、城乡之间、城市内部不同就业人群之间在养老金方面形成待遇鸿沟,逐渐形成了养老保险“多轨制”格局(中国社会科学院经济研究所社会保障课题组、朱玲, 2013)。一些学者对比分析了不同养老保险的制度参数,评估了养老保险制度间的待遇差距。一般认为机关事业单位养老保险的保障程度高于企职保,更是显著高于城居保和新农保,表现为养老保险制度间的非均衡发展(王亚柯等, 2013)。我国养老保险制度模式更加强调收益与缴费的关联,使得具有人力资本和家庭资本等优势的居民受益更多(Zhu and Walker, 2018)。贾晗睿等(2021)发现老年群体的养老金收入差距扩大的主要原因是不同养老保险制度的待遇水平增速不统一,高收入人群总体上增速更快。养老保险“多轨制”使不同制度的参保居民拥有不同的养老金财富、面临不同的养老收入不确定性及预防性储蓄。

“多轨制”养老金不平衡是否加剧了家庭消费不平等?鲜有文献从微观视角探究我国“多轨制”养老金不平衡对家庭消费不平等的影响,部分学者研究发现不同养老保险制度对家庭消费具有差异性影响。机关事业单位养老保险制度与20世纪90年代后期建立的城镇企业职工基本养老保险制度构成了养老保险“双轨制”。学者们研究发现,若将企职保的替代率提升至公务员水平,企业职工的消费可有所提高(徐舒、赵绍阳, 2013)。养老保险“双轨制”使得不同职业个体未来基于养老金的稳定收入明显不同,退休冲击对不同参保居民消费具有显著的异质性影响(王增文、何冬梅, 2016)。考虑到城乡二元结构的存在,“多轨制”养老金的提法更符合实际情况。城乡二元结构下的养老保险制度抑制了农村居民消费(胡宏兵、高娜娜, 2017),与户籍相关的养老保险状况扩大了家户消费差异(曲玥等, 2019)。臧旭恒和李晓飞(2021)通过实证研究发现,养老保险“多轨制”显著引起了不同参保家庭间的消费差距。据此分析,本文提出假说1。

假说1:“多轨制”养老金不平衡加剧了家庭消费相对剥夺(家庭消费不平等)。

在宏观总体层面,养老保险“多轨制”及其导致的养老金不平衡扩大了收入不平等程度。首先,养老保险制度差异引起的养老保险缴费不平衡扩大了城镇居民收入差距(李实等, 2019)。其次,居民养老金和职工退休金的差异扩大了家庭间的转移性收入差距,弱势群体的转移性收入相对更低(杨天宇, 2018)。最后,养老保险制度差异导致的养老金福利分配不均均是养老金领取者收入不平等的主要原因(Li et al., 2020)。而收入不平等是消费不平等的重要影响因素(Jappelli and Pistaferri, 2010; 邹红等, 2013),因此,“多轨制”养老金不平衡

可能通过扩大家庭收入不平等,进而扩大家庭消费不平等。

从相对剥夺的角度来看,退休金或养老金有利于降低家庭收入相对剥夺程度(杨晶、邓悦,2020),但不同养老保险制度的养老保障水平存在较大差距,导致不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,因此,“多轨制”养老金扩大了家庭收入不平等。养老金收入偏低的老年家庭缺乏充分参与社会所必需的商品或资源(Adjaye-Gbewonyo and Kawachi,2012),往往容易陷入贫困,位于收入分布的底端。因此,“多轨制”养老金不平衡对养老金禀赋处于劣势地位、生计能力缺失的弱势群体的相对剥夺要更加强烈,加剧了家庭消费相对剥夺。据此分析,本文提出假说2。

假说2:“多轨制”养老金降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,进而加剧了家庭消费相对剥夺。

三、研究方法、数据来源与发展趋势

(一)研究方法

为了缓解由不随时间变化的不可观测因素导致的内生性问题,本文采用双向固定效应模型作为基准回归模型。具体模型设定如下:

$$RD(c)_{it} = \alpha_0 + \beta \times penineq_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $RD(c)_{it}$ 为被解释变量,代表第*i*个家庭在第*t*年的家庭消费相对剥夺程度。 $penineq_{it}$ 为主要解释变量,代表第*i*个家庭在第*t*年面临的“多轨制”养老金不平衡。 Z_{it} 为户主及家庭层面随时间变化的相关控制变量。 μ_i 为不随时间变化的个体固定效应, λ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

在家庭消费支出方面,本文按照国家统计局分类标准,将CHFS中相关家庭消费支出归为食品及在外就餐、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健和其他类支出等八大类别。家庭人均消费支出(c)为这八大类别消费支出的总和除以家庭成员数量。

1.被解释变量

家庭消费相对剥夺程度($RD(c)$)。Kakwani指数满足无量纲性和正规化特性,对其取均值即为基尼系数(Kakwani,1984)。因此,与已有研究从宏观整体层面测度消费不平等不同,本文利用Kakwani指数测度家庭消费相对剥夺,以此体现家庭个体层面的消费不平等。

根据相对剥夺理论,在特定组群内,家庭消费水平越高,则消费劣势越低,遭受的消费相对剥夺越低,表现为家庭个体消费不平等程度越低。在测算时,本文选取家庭所在省份样本为参照群,每个家庭与参照群中比其消费支出高的其他家庭进行比较,从而得出该家庭消费相对剥夺程度。参考任国强和尚金艳(2011)对个体相对剥夺的研究,家庭消费相对剥夺程度(Kakwani指数)的测度方法如下:令*X*代表一个组群,组群内家庭数量为*n*,将组群内家庭按人均消费的升序排列,得到这个参照群的总体家庭消费分布 $X = (c_1, c_2, \dots, c_n)$, $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_n$ 。根据定义,将每个家庭和其他参照家庭比较,该家庭消费相对剥夺可表示为:

$$RD(c_j, c_i) = \begin{cases} c_j - c_i, & \text{若 } c_j > c_i \\ 0, & \text{若 } c_j \leq c_i \end{cases} \quad (2)$$

(2)式中:第*i*个家庭的相对剥夺 $RD(c_j, c_i)$ 意味着 c_j 对 c_i 的相对剥夺,将 $RD(c_j, c_i)$ 对*j*求和,并除以组群内家庭消费的均值,经过分解、简化计算等步骤,得到第*i*个家庭的平均相对剥夺为:

$$RD(c_i) = \frac{1}{n\mu_X} (n_{c_i}^+ \times \mu_{c_i}^+ - n_{c_i}^+ \times c_i) = \frac{1}{\mu_X} \gamma_{c_i}^+ (\mu_{c_i}^+ - c_i) \quad (3)$$

(3)式中: μ_X 是组群内所有家庭消费的均值, $n_{c_i}^+$ 是样本组群*X*中消费水平超过 c_i 的样本家庭数, $\mu_{c_i}^+$ 是组群内家庭消费超过 c_i 的样本家庭消费的平均值, $\gamma_{c_i}^+$ 是样本组群*X*中消费水平超过 c_i 的样本数占总样本数的百分比。家庭消费相对剥夺 $RD(c_i)$ 满足如下性质: $RD(c_i)$ 是家庭消费的严格递减函数; $RD(c_i)$ 的最大值为1,最小值为0。

2. 核心解释变量

“多轨制”养老金不平衡(*penineq*)。这里首先确定家庭参保类型,然后介绍测度方法,最后阐述具体测算步骤。

家庭参保类型。本文以家庭作为研究单位,由于家庭中不同成员的参保类型可能不同,为确定家庭的参保类型,首先参考王小龙和唐龙(2013)的方法,以家庭中养老保障待遇最高的家庭成员的参保类型作为家庭参保类型。然后,按照家庭参保类型的差异,将家庭区分为机关事业单位模式家庭、企职保模式家庭、城居保模式家庭以及新农保模式家庭四类。另外,由于户主工作性质的不同在很大程度上代表了家庭养老保障差异,并且户主在家庭消费决策中起重要作用,本文还以户主的参保类型作为家庭参保类型对实证结果进行稳健性检验。

在测度方法方面,本文主要采用泰尔指数及其分解方法测度不同参保类型家庭间的养老金不平衡(组间差距)。假设总体可以分为 $S_g (g = 1, \dots, G)$ 等*G*个分组,其中每个分组的家庭数目为 n_g ,总数为 $\sum_{g=1}^G n_g = n$,用 y_i 表示家庭*i*的养老金收入占总养老金收入的比重,用 Y_g 表示第*g*组的养老金收入占总养老金收入的比重, T_b 和 T_w 分别为组间差距(between-set inequality)和组内差距(within-set inequality),则泰尔指数的分解表达式为:

$$T = T_b + T_w = \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{Y_g}{n_g/n} + \sum_{g=1}^G Y_g \left(\sum_{i \in S_g} \frac{y_i}{Y_g} \log \frac{y_i/Y_g}{1/n_g} \right) \quad (4)$$

在稳健性检验中,本文还利用基尼系数及其分解方法(Mookherjee and Shorrocks, 1982)测算了家庭面临的“多轨制”养老金不平衡。基尼系数在多个组群之间的分解表达式为:

$$G = \sum_{e=1}^k M_e P_e G_e + \frac{1}{\mu} \sum_{e=1}^k \sum_{f=e+1}^k M_e M_f |\mu_e - \mu_f| + \sum_{e=1}^k \sum_{f=e+1}^k \varepsilon_{ef} \quad (5)$$

(5)式中:等式右边第一项代表组内养老金不平衡程度,第二项代表组间养老金不平衡程度,第三项代表各组家庭养老金分布的重叠项。其中, M_e 表示第*e*个组群的人口百分比, P_e 表示第*e*个组群的养老金百分比, G_e 表示第*e*个组群的养老金不平衡程度,用该组群的基尼系数表示, G 表示总体的养老金不平衡程度, μ_e 表示第*e*个组群的平均养老金, k 为组群数。

具体测算时,考虑到我国养老金高龄倾斜政策以及低统筹层次的现实情况,首先利用年

龄段和省份分组。第一步,将样本家庭按照户主年龄分为70岁以下和70岁及以上两个组群。第二步,在户主年龄小于70岁的样本中,利用省份继续划分样本,可将户主年龄小于70岁的样本划分为29个子组群^①。在户主年龄大于等于70岁的样本中,同样利用省份划分样本得到29个子组群。因此,利用年龄段和省份可将总样本划分为 $2 \times 29 = 58$ 个子组群。第三步,在分组得到58个子组群后,小组内为同一省份同一年龄段参加不同养老保险制度的家庭。进而,我们利用泰尔指数的分解方法将每个子组群的养老金不平衡分解为组内不平等(同一年龄段同一区域同一制度下的养老金不平衡)和组间不平等(同一年龄段同一区域不同制度间的养老金不平衡,此即本文要测算的不同养老保险制度间的养老金不平衡)。在此基础上,以2013年为基准构建面板数据,则2013年、2015年和2017年共计174个样本小组,最后与相应年份、年龄段和省份的家庭数据进行匹配。本文直接利用家庭成员公布的养老金数额测算家庭养老保障,若有家庭成员未公布自己的养老金收入,利用样本中同一省份同一年龄段参加同一养老保险制度的居民人均养老金收入代替。

3. 控制变量

根据已有研究(张雅淋、姚玲珍,2020;周广肃等,2020),本文加入了性别(男性为1,女性为0)、年龄、受教育程度(学历为大专及以上学历赋值为1,其余为0)、健康状况(健康与一般赋值为1,其余为0)和婚姻状况(在婚赋值为1,其余为0)等5个户主个人层面的控制变量,以及家庭收入相对剥夺(测度方法同家庭消费相对剥夺)、家庭人均净财富(家庭住房价值、现金、存款、股票、债券、基金和其他理财产品与相应家庭负债之差)、老年抚养比(家庭中65岁以上人口数与16-64岁劳动人口数之比)、少儿抚养比(0-15岁人口数与16-64岁劳动人口数之比)、家庭规模(利用家庭成员人数衡量)、是否为农村家庭^②(农村家庭为1,城镇家庭为0)等6个家庭层面的控制变量。共计11个影响家庭消费相对剥夺的控制变量。

(二) 数据来源与描述性统计

本文利用西南财经大学中国家庭金融调查与研究组织实施的CHFS(China Household Finance Survey)2013年、2015年和2017年的数据作为实证研究的数据集。本文提取了家庭成员参加机关事业单位养老保险、城镇企业职工基本养老保险、城镇居民社会养老保险和新型农村社会养老保险的样本,并以老年退休群体为研究对象,因此,只保留了户主年龄大于55岁且开始领取养老金的样本家庭。

为降低参保家庭由于职级、工龄导致的养老金差异对“多轨制”养老金不平衡的影响,本文分别剔除四种养老保险参保家庭中养老金最高和最低3%的样本。并且,为避免异常值的影响,剔除家庭人均消费支出和家庭人均收入最高和最低1%的样本。考虑到数据的完整性,本文剔除了存在缺失值的样本。最终以2013年为基准,取三期平衡面板得到10722个样本。

变量描述性统计结果见表1。

^①本文利用CHFS数据进行实证研究,CHFS中不包括西藏和新疆的数据,因此这里仅利用中国29个省(自治区、直辖市)的相关数据。

^②本文按照户主的户口类型划分城镇家庭和农村家庭,若户主的户口类型为农业,则为农村家庭;若户主的户口类型为非农业,则为城镇家庭。

表 1 变量描述性统计

变量	变量说明	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>RD(c)</i>	家庭消费相对剥夺	10 722	0.483	0.268	0	1
<i>RD(y)</i>	家庭收入相对剥夺	10 722	0.504	0.283	0	1
<i>penineq(theil)</i>	“多轨制”养老金不平衡(泰尔指数)	10 722	0.464	0.182	0.329	0.561
<i>penineq(gini)</i>	“多轨制”养老金不平衡(基尼系数)	10 722	0.432	0.132	0.324	0.583
<i>gender</i>	户主性别	10 722	0.785	0.411	0	1
<i>age</i>	年龄(岁)	10 722	66.497	7.388	55	95
<i>edu</i>	受教育程度	10 722	0.085	0.279	0	1
<i>health</i>	健康状况	10 722	0.751	0.432	0	1
<i>married</i>	婚姻状况	10 722	0.852	0.355	0	1
<i>lnay</i>	家庭人均收入对数	10 722	9.364	1.261	2.803	13.032
<i>lnam</i>	家庭人均净财富对数	10 722	10.904	2.210	-1.609	16.402
<i>fo</i>	老年抚养比	10 722	0.318	0.514	0	2
<i>fy</i>	少儿抚养比	10 722	0.168	0.331	0	4
<i>rural</i>	城乡类别	10 722	0.400	0.490	0	1
<i>holdsize</i>	家庭规模(人)	10 722	3.130	1.811	1	7

(三) 退休家庭“多轨制”养老金不平衡和消费相对剥夺的程度、趋势

1. “多轨制”养老金不平衡(基于泰尔指数和基尼系数的分解)

我国养老金不平衡主要表现在机关事业单位养老保险、企职保、城居保和新农保不同制度间。若将参加同一种养老保险制度的参保人划分为一组,可将同一制度下的养老金不平衡视为组内不平等,将不同制度间的养老金不平等视为组间不平等。本文分别计算出 174 个样本小组的“多轨制”养老金不平衡(组间不平等)并求其均值,用以分析 2013—2017 年间我国“多轨制”养老金不平衡的演变趋势。

表 2 基于泰尔指数和基尼系数分解方法测度的我国“多轨制”养老金不平衡的结果表明,“多轨制”养老金不平衡为总体养老金不平衡的主要部分,占 69% 以上。但随着我国养老金制度并轨改革以及城乡居民养老金水平不断提高,“多轨制”养老金不平衡占总养老金不平衡的比例略有下降。在养老金绝对水平方面,由相关年份《中国统计年鉴》数据整理可得,城镇职工与城乡居民基本养老保险月人均养老金差距由 2013 年的 1 834 元增长至 2017 年的 2 873 元。因此,2013—2017 年间,表示不同养老保险制度间养老保障差异的泰尔指数和基尼系数均略有提高。

表 2 “多轨制”养老金不平衡

年份	泰尔指数	组间不平等占总不平等比例(%)	基尼系数	组间不平等占总不平等比例(%)
2013	0.394	75.640	0.435	79.258
2015	0.353	73.762	0.396	77.945
2017	0.400	69.493	0.439	77.285

2. 老年退休家庭消费相对剥夺

CHFS 2017 年,全国层面退休家庭消费相对剥夺指数的平均值为 0.4833,城镇家庭消费相对剥夺指数的平均值为 0.3669,而农村家庭消费相对剥夺指数的平均值达到了 0.6580。^①本文还利用核密度图分析城镇和农村家庭消费相对剥夺的概率分布(见图 1)。

^①此段内容提及的家庭消费相对剥夺指数的平均值均为作者测算得到。

图1由两部分图形构成,分别为农村家庭消费相对剥夺核密度图和城镇家庭消费相对剥夺核密度图。两部分图形的横坐标均为家庭消费相对剥夺程度,范围均是从0到1;纵坐标为家庭处于某种消费相对剥夺程度的概率密度。农村家庭消费相对剥夺的波峰处于右侧,大多分布在0.6~0.9之间。这主要是因为农村家庭的消费水平较低,同时家庭消费相对剥夺是家庭消费的严格递减函数,因此,农村家庭的消费相对剥夺程度较高,核密度图的波峰偏右侧。同理,城镇家庭的消费水平较高,消费相对剥夺程度较低,大多分布在0~0.5之间,城镇家庭消费相对剥夺的波峰处于左侧。

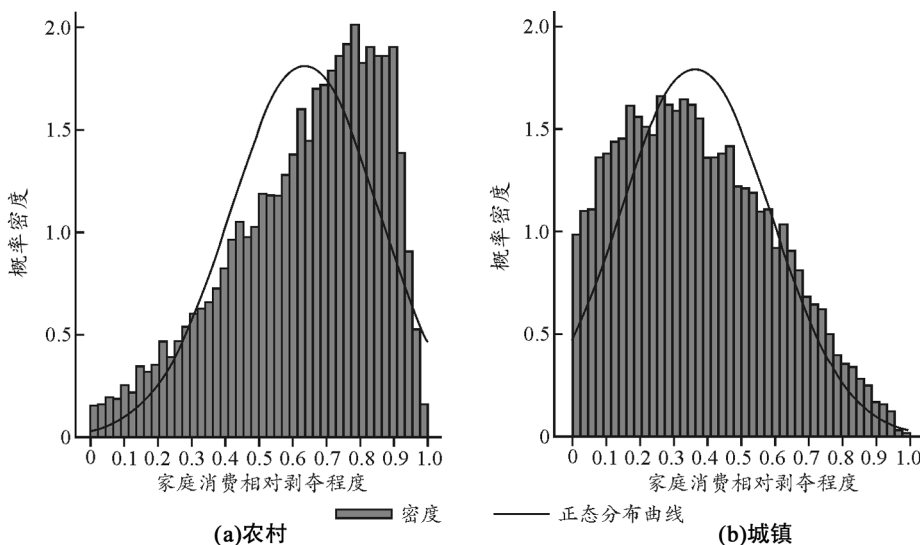


图1 城乡家庭消费相对剥夺分布对比图

总体而言,农村家庭消费相对剥夺程度大于城镇家庭,我国存在明显的家庭消费相对剥夺及城乡二元结构现象。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

本文采用面板数据双向固定效应模型进行基准回归分析。表3基准回归结果显示,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺,假说1得以验证。机关事业单位退休金高于城镇企业职工养老金,更显著高于城乡居民养老保险参保居民的养老金。“多轨制”养老金不平衡对养老金禀赋处于劣势地位、生计能力缺失的弱势群体的相对剥夺要更加强烈,加剧了家庭消费相对剥夺。

在户主控制变量方面,随着年龄增长,考虑未来养老风险增加,家庭会增加预防性储蓄,降低消费支出水平,因此户主年龄对家庭消费相对剥夺的影响为正。相较于户主身体状况较差的家庭,户主身体健康显著提高了消费相对剥夺程度。可能的解释为:户主身体状况较差的家庭不得不承担较高的医疗保健支出,提高了家庭的总消费支出水平,使得其家庭消费相对剥夺呈现较低的假象,而户主身体健康的家庭与此相反。在婚姻状况方面,相较于没有配偶或者丧偶家庭,有配偶能够在一定程度上缓解家庭消费相对剥夺。

在家庭控制变量方面,收入是消费的主要影响因素,家庭收入相对剥夺显著正向影响了

家庭消费相对剥夺。家庭财富越高,家庭面临的流动性约束越小,有利于降低家庭消费相对剥夺程度。老年抚养比对家庭消费相对剥夺的影响显著为正,这与已有研究认为人口老龄化是家庭消费不平等的重要影响因素的结论一致(Ohtake and Saito,1998)。农村家庭消费相对剥夺程度显著高于城镇家庭,再次验证了我国家庭消费相对剥夺的城乡二元结构。家庭人口规模越大,亲戚帮扶带来的转移性收入及物质支持越丰富,家庭平滑消费的能力越强,有利于降低家庭消费相对剥夺程度。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
“多轨制”养老金不平衡	0.2216*** (0.0217)	0.0842*** (0.0206)	0.0616*** (0.0147)
年龄		0.0282*** (0.0005)	0.0244*** (0.0012)
受教育程度		0.0064 (0.0166)	-0.0270 (0.0203)
健康状况		0.0101** (0.0040)	0.0114** (0.0049)
婚姻状况		-0.0537*** (0.0090)	-0.0182** (0.0075)
家庭收入相对剥夺			0.2156*** (0.0198)
家庭人均净财富对数			-0.0156*** (0.0014)
老年抚养比			0.0133** (0.0062)
少儿抚养比			-0.0029 (0.0112)
城乡类别			0.0467*** (0.0122)
家庭规模			-0.0381*** (0.0020)
常数项	0.3784*** (0.0113)	2.3027*** (0.0513)	2.2179*** (0.0690)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722
R ²	0.1270	0.2051	0.2746

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.10$;括号中数值为估计系数的稳健标准误。下同。

(二) 异质性分析

1. 家庭消费类型异质性分析

本文对七类分项消费支出进行分组回归,这有助于我们分析“多轨制”养老金不平衡主要在哪些消费类型上引起了家庭消费相对剥夺。

表4回归结果显示,“多轨制”养老金不平衡主要对退休家庭的食品及在外就餐、生活用品及服务及医疗保健等消费类型产生了显著影响。随着食品和生活用品及服务的极大丰富,适用于不同收入阶层的商品及服务涌现,当家庭养老金收入充裕,居民会选择更高营养价值、更安全卫生的食品,以及更智能方便的生活用品及服务,而养老金收入较低的家庭则与此相反。因此,养老金不平衡显著扩大了家庭在食品及在外就餐、生活用品及服务方面的

消费相对剥夺。老年退休群体对于医疗保健消费需求逐渐增多,医疗保健消费占家庭总消费的比例逐渐提高,“多轨制”养老金不平衡对家庭医疗保健消费相对剥夺的影响最大。

表4 家庭消费类型异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	食品及在外就餐	衣着	居住	生活用品及服务	交通通信	教育文化娱乐	医疗保健
养老金不平衡	0.0613*** (0.0207)	0.0091 (0.0284)	-0.0040 (0.0237)	0.1642*** (0.0294)	-0.0242 (0.0254)	0.0451 (0.0295)	0.1872*** (0.0316)
常数项	0.8354*** (0.0619)	0.9241*** (0.0847)	0.9614*** (0.0664)	4.2467*** (0.0843)	1.5341*** (0.0817)	1.2184*** (0.0759)	3.2178*** (0.0856)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722
R ²	0.2106	0.1170	0.1826	0.3542	0.1556	0.1682	0.3085

注:为节约篇幅,表中的解释变量养老金不平衡指“多轨制”养老金不平衡,下文同。

2. 家庭特征异质性分析

(1)户主性别异质性。由于年轻时期劳动力市场的性别差异和退休年龄等原因,女性养老金收入水平和替代率一般低于男性。并且,相较男性,户主为女性的家庭消费观念与习惯趋于保守节约。因此,表5户主性别异质性检验结果显示,相较男性户主家庭,“多轨制”养老金不平衡对女性户主家庭消费相对剥夺的影响更大更显著。

(2)家庭养老金依赖度异质性。养老金收入占退休家庭总收入比重越大,家庭对养老金的依赖度会越高,则家庭受“多轨制”养老金不平衡的影响就越大。本文在国家统计局分类标准的基础上,将家庭总收入定义为:家庭总收入=养老金收入+家庭内部转移性收入+其他社会转移收入+工资性收入+经营净收入+财产性收入。并定义家庭养老金依赖度=养老金收入/家庭总收入,以此较为准确地反映养老金对退休家庭收入的重要性。为了研究“多轨制”养老金不平衡对不同养老金依赖度家庭的异质性影响,本文计算出所有样本家庭的养老金依赖度的平均值,高于平均值的为养老金高依赖度家庭,低于平均值的为养老金低依赖度家庭。CHFS 2013年家庭养老金依赖度的平均值为0.457。在所有样本家庭中,高依赖度家庭为6 957个,低依赖度家庭为3 765个。

表5 家庭特征异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性户主家庭	女性户主家庭	养老金低依赖度家庭	养老金高依赖度家庭
养老金不平衡	0.0371** (0.0156)	0.0728*** (0.0139)	0.0152 (0.0237)	0.0625*** (0.0123)
常数项	1.4254*** (0.0751)	2.7064*** (0.0841)	1.5326*** (0.0546)	1.1725*** (0.0617)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	7 068	3 654	3 765	6 957
R ²	0.2871	0.2923	0.2044	0.2856

表5 家庭养老金依赖度异质性分析回归结果显示,“多轨制”养老金对养老金高依赖度

家庭消费相对剥夺的加剧作用更大。家庭养老金依赖度高,说明家庭的非养老金收入偏低,家庭收入来源构成较为简单,应对风险冲击的能力较弱。通过丰富家庭收入来源和提高非养老金收入占比,有利于降低家庭消费相对剥夺程度。

3. 区域异质性分析

(1)城乡异质性。城镇家庭的参保类型主要是机关事业单位养老保险、企职保和城居保,养老保障程度相对较高。并且,城镇家庭的收入和财富水平相对较高,平滑消费的能力较强。因此,“多轨制”养老金不平衡对城镇家庭消费相对剥夺的影响较小且不显著(见表6列(1))。农村家庭的主要参保类型为新农保,在“多轨制”养老保险体系中,新农保参保家庭处于明显的劣势地位,养老金收入水平较低,每月仅有100多元,家庭消费受到抑制。并且,农村居民的其他收入和财富水平相对较低,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了农村家庭消费相对剥夺(见表6列(2))。

(2)东中西部地区异质性。利用泰尔指数分解法测得西部地区“多轨制”养老金不平衡程度在CHFS 2017年为0.5507,中部地区为0.5337,东部地区为0.3515。由此可见,东部地区的“多轨制”养老金不平衡程度较小。同时,东部地区经济发展形势好,吸引大量年轻劳动力就业并缴纳养老保险,社保基金资金充裕,政府对城乡居民的养老金补贴较高,居民对养老金不平衡的感受相对较弱。并且,东部地区居民收入来源多元化,收入及财富水平相较于中西部地区更高。因此,“多轨制”养老金不平衡对东部地区家庭消费相对剥夺的影响不显著(见表6列(3))。而中西部地区在经济发展水平、养老金补贴等方面均弱于东部地区,居民对养老金不平衡的感受较强烈,“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的影响也较大(见表6列(4)、(5))。

表 6 区域异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城镇	农村	东部地区	中部地区	西部地区
养老金不平衡	0.0284 (0.0357)	0.0986*** (0.0301)	0.0471 (0.0384)	0.1219** (0.0484)	0.1472*** (0.0346)
常数项	2.3359*** (0.0806)	2.2422*** (0.1208)	2.4331*** (0.1507)	2.3267*** (0.1337)	2.0816*** (0.1259)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	6 216	4 506	4 677	3 492	2 553
R ²	0.2178	0.3070	0.2908	0.2305	0.2431

(三) 稳健性检验

本文主要从改变回归方法、替换变量和调整样本三方面进行稳健性检验。

1. 改变回归方法

(1)考虑到本文测算得到的家庭消费相对剥夺指数的取值范围在0~1之间,且原始数据存在消费零值或左边删失数据,一些被解释变量被压缩在一个点上,属于受限被解释变量的归并回归情形,因此,本文使用Tobit模型进行稳健性检验。

(2)内生性处理。考虑到“多轨制”养老金不平衡与家庭消费相对剥夺可能会受到某些不可观测因素的影响,从而使模型存在遗漏变量或测量误差导致的内生性问题。本文采用

工具变量法对上文实证结论进行内生性处理,利用与城镇职工人均养老金支出^①最为接近的所属区域(东、中、西部地区)内三个其他省(自治区、直辖市)的同一年龄段的“多轨制”养老金不平衡均值,作为该家庭面临的“多轨制”养老金不平衡的工具变量(IV)。三个其他省(自治区、直辖市)的同一年龄段的“多轨制”养老金不平衡均值可能与该家庭面临的利用本省同一年龄段样本测度的“多轨制”养老金不平衡正相关,满足工具变量相关性条件。而其他省(自治区、直辖市)的“多轨制”养老金不平衡均值与该家庭层面的特征变量无关,满足工具变量的外生性条件。

表7列(1)为使用Tobit模型的检验结果,列(2)、(3)为利用工具变量法的回归结果。在考虑受限被解释变量以及解释变量内生性的情况下,利用不同回归方法进行稳健性检验和内生性处理的结果均表明,“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺,说明本文结论不受回归方法干扰。

表7 基于不同回归方法的稳健性检验和内生性处理

	(1)	(2)	(3)
	Tobit 模型	工具变量法	
	家庭消费相对剥夺	养老金不平衡	家庭消费相对剥夺
养老金不平衡	0.0876*** (0.0072)		0.1094*** (0.0071)
工具变量		0.3278*** (0.0716)	
常数项	1.1949*** (0.0321)	0.9431*** (0.0817)	1.0641*** (0.0469)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	No	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722
R ²		0.2184	0.4762

注:列(2)、(3)工具变量的结果显示,第一阶段的F值大于10,工具变量的系数显著异于0,表明本文选取的工具变量较为有效,不存在弱工具变量问题。

2. 替换变量

(1)本文利用基尼系数分解方法测算家庭面临的“多轨制”养老金不平衡,并将其作为解释变量进行稳健性检验。(2)本文将家庭消费相对剥夺程度每隔0.2划分一个等级,划分为0-0.2、0.2-0.4、...、0.8-1.0共5个消费剥夺等级,并使用Ordered Logit模型估计“多轨制”养老金对家庭主观消费剥夺等级的影响。(3)相对剥夺指数还包括Yitzhaki指数和Podder指数,本文利用这两个指数测度家庭消费相对剥夺程度,并将其作为被解释变量进行稳健性检验。

3. 调整样本数据

本文利用用户主参保类型代表家庭参保类型,并利用泰尔指数分解方法测算“多轨制”养老金不平衡,同样利用双向固定效应模型对本文结论进行稳健性检验。

表8列(1)为替换解释变量的回归结果,列(2)—(4)为替换被解释变量的回归结果,列(5)为调整样本数据的回归结果。结果显示,“多轨制”养老金不平衡均显著加剧了家庭消

①城镇职工人均养老金支出=城镇职工基本养老保险基金年度支出总额/年度城镇职工离退休人数。

费相对剥夺,进一步证实本文结论是稳健可信的。

表 8 基于替换变量和调整样本数据的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	家庭消费相对剥夺	Ordered Logit 模型	Yitzhaki 相对剥夺指数/10000	Podder 相对剥夺指数	户主参保类型
基尼系数分解测度的“多轨制”养老金不平衡	0.0825 ^{***} (0.0169)				
养老金不平衡		1.2821 ^{***} (0.1064)	0.1547 ^{***} (0.0326)	0.1049 ^{***} (0.0250)	0.0627 ^{***} (0.0105)
常数项	1.9734 ^{***} (0.0372)		1.8772 ^{***} (0.0441)	1.9108 ^{***} (0.0353)	1.9461 ^{***} (0.0654)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	No	Yes	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722	10 722	10 722
R ²	0.3247		0.2874	0.3021	0.2862

(四) 影响机制分析

“多轨制”养老金降低不同参保家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,加剧了家庭消费相对剥夺。为了检验这一影响机制,本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应检验方法,以及周广肃等(2020)的分样本回归方式进行影响机制检验。具体思路为:(1)检验家庭收入相对剥夺在养老金或退休金(*lnpension*)减小家庭消费相对剥夺中的中介效应,以此验证养老金能够减小家庭收入相对剥夺,进而降低家庭消费相对剥夺。(2)分别在机关事业单位养老保险家庭分样本、企职保家庭分样本、城居保家庭分样本和新农保家庭分样本中,令家庭收入相对剥夺对家庭养老金或退休金收入回归,并对比各分样本的回归系数大小,以此分析不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的差异。

本文构建如下实证模型,检验养老金或退休金、家庭收入相对剥夺与家庭消费相对剥夺三者之间的关系。(6)式检验养老金或退休金对家庭消费相对剥夺的影响,(7)式检验养老金或退休金对家庭收入相对剥夺的影响,(8)式用来证实养老金或退休金、家庭收入相对剥夺对家庭消费相对剥夺的影响。如果检验系数 *c'* 显著,则为“部分”中介效应显著。本文仍然利用 Kakwani 相对剥夺指数从个体层面测度家庭收入相对剥夺 (*RD(y)*)。

$$RD(c)_{ii} = \theta_1 + c \times \lnpension_{ii} + \eta X_{ii} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_1 \tag{6}$$

$$RD(y)_{ii} = \theta_2 + a \times \lnpension_{ii} + \eta X_{ii} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_2 \tag{7}$$

$$RD(c)_{ii} = \theta_3 + c' \times \lnpension_{ii} + b \times RD(y)_{ii} + \eta X_{ii} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_3 \tag{8}$$

表 9 列(1)—(3)的回归结果显示,中介效应模型的 sobel 检验结果在 1%的显著性水平上显著,中介效应占比达到 17.56%。因此,家庭收入相对剥夺的部分中介效应得以验证,养老金或退休金通过降低家庭收入相对剥夺,进而缓解家庭消费相对剥夺。列(4)—(7)的分样本回归结果显示,机关事业单位养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的作用最大最显著,其次为企职保,但城居保和新农保对家庭收入相对剥夺的影响并不显著。因此,不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,提高了家庭收入不平等程度,进而加剧了家庭消费相对剥夺。假说 2 得以验证。

表 9 影响机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	家庭消费 相对剥夺	家庭收入 相对剥夺	家庭消费 相对剥夺	被解释变量:家庭收入相对剥夺			
				机关事业单位 退休家庭	企职保 家庭	城居保 家庭	新农保 家庭
养老金或退休金对数	-0.0417*** (0.0021)	-0.0176*** (0.0009)	-0.0344*** (0.0022)	-0.0123*** (0.0032)	-0.0047** (0.0023)	-0.0051 (0.0088)	-0.0055 (0.0036)
家庭收入相对剥夺			0.3164*** (0.0281)				
常数项	2.5182*** (0.0909)	2.5851*** (0.0417)	2.0292*** (0.1347)	3.0821*** (0.0909)	3.3767*** (0.0366)	2.6443*** (0.2339)	2.2235*** (0.0776)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 722	10 722	10 722	1 683	3 405	672	4 962
R ²	0.2742	0.8137	0.2796	0.9141	0.9411	0.8781	0.8320
sobel 检验		-0.0073*** (0.0006)					
中介效应占比		17.56%					

五、扩展分析

(一) 研究对象的扩展：“未退休家庭”的预期效应

家庭养老保险参保状态和消费状况往往与其所处的家庭生命周期阶段有关。依据生命周期中的劳动就业期(未退休阶段)和老年期(退休阶段)的划分逻辑,本文分析“多轨制”养老金不平衡对未退休家庭消费相对剥夺的影响,并与退休家庭的回归结果进行对比分析。按照户主年龄将未退休家庭样本划分为:年龄<45岁和45岁≤年龄<55岁两组分样本进行回归分析,检验不同生命周期阶段“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的差异性影响。对于尚未退休的家庭,本文以该家庭所在省份退休家庭养老金数据测度的“多轨制”养老金不平衡作为未退休家庭预期退休后面临的养老金不平衡。

表 10 回归结果显示,“多轨制”养老金不平衡对未退休家庭消费剥夺的影响显著为正,本文认为影响机制为预期效应。未退休家庭预期退休后会面临“多轨制”养老金不平衡,不同类型参保家庭会做出不同的消费反应,预期养老金收入较低家庭偏好更多储蓄以平滑退休后的消费支出,加剧家庭消费相对剥夺。但未退休家庭的回归系数小于退休家庭,这主要是由于退休家庭对于“多轨制”养老金不平衡的感受更为强烈,因此影响较大。

表 10 家庭生命周期异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	未退休家庭	退休家庭	年龄<45	45≤年龄<55
养老金不平衡	0.0431** (0.0184)	0.0616*** (0.0147)	0.0152 (0.0207)	0.0525** (0.0218)
常数项	1.9855*** (0.0631)	2.2179*** (0.0690)	1.7326*** (0.0546)	2.0725*** (0.0617)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	8 640	10 722	3 921	4 719
R ²	0.2839	0.2746	0.2044	0.2556

随着年龄段的提高，“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的影响逐渐增强。户主年龄<45岁的相对年轻家庭对于未来养老金收入的考虑较少，家庭主要考虑事业发展和子女的教育投资等，养老金不平衡对年轻家庭的影响较小且不显著。而户主年龄处于45岁至55岁之间的家庭，逐渐接近退休年龄，不同工作性质的参保居民具有不同的养老金收入预期和预防性储蓄，这进一步加大了家庭间的消费差距。

(二) 养老金制度并轨改革的调节效应

为了降低不同参保群体间的养老保障差距，我国养老保险制度不断改革和并轨。2014年，机关事业单位养老保险制度改革，与企业职工实行相同的养老金缴费模式和计发办法。2015年，城镇居民社会养老保险和新型农村社会养老保险合并为城乡居民社会养老保险。由于养老金制度改革一般实行“老人老办法”，改革对退休家庭的养老保障待遇影响很小。因此，本文从未退休家庭视角剖析养老保险制度并轨改革在“多轨制”养老金影响家庭消费相对剥夺中的调节效应，为进一步的养老金制度改革与完善提供政策依据。

本文构建年份虚拟变量 $reform = \begin{cases} 0, & \text{if } year = 2013 \\ 1, & \text{if } year = 2015 \text{ or } 2017 \end{cases}$ 代表养老金制度改革变量。

然后以家庭所在省份退休家庭样本数据测度的“多轨制”养老金不平衡作为未退休家庭预期面临的养老金不平衡，并与改革变量形成交互项 ($penineq \times reform$) 作为调节变量。最后分别利用双向固定效应模型及 Tobit 模型检验养老金制度并轨改革的调节效应。

表 11 列(1)、(2)和列(3)、(4)分别对应利用泰尔指数和基尼系数分解测算得到的“多轨制”养老金不平衡的回归结果。

表 11 调节效应分析

	被解释变量:家庭消费相对剥夺			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Tobit	OLS	Tobit
养老金不平衡(Theil)	0.0472** (0.0214)	0.0945*** (0.0072)		
调节效应(Theil)	-0.0886*** (0.0065)	-0.1175*** (0.0069)		
养老金不平衡(Gini)			0.0972*** (0.0263)	0.1167*** (0.0113)
调节效应(Gini)			-0.1064*** (0.0083)	-0.1263*** (0.0077)
常数项	1.8348*** (0.0582)	1.2681*** (0.0249)	2.0255*** (0.0549)	1.3848*** (0.0276)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
家户固定效应	Yes	No	Yes	No
样本量	8 640	8 640	8 640	8 640
R ²	0.2840		0.2983	

表 11 结果显示，调节效应显著为负，说明两次养老金制度改革降低了“多轨制”养老金不平衡对未退休家庭消费相对剥夺的加剧作用。已有研究表明，一方面，机关事业单位养老保险制度改革一定程度上促进了职工养老保险制度的公平性，提高了企业职工的参保积极性及制度并轨预期(白重恩等,2014)。改革还降低了机关事业单位职工的家庭消费水平(宁光杰、范义航,2020)。这有利于降低机关事业单位与企业职工间的养老保障差距和家庭消

费差距。另一方面,城居保与新农保合并为城乡居保,打破了养老保险城乡二元结构,提高了农村居民的参保积极性和养老保障。并且,城乡居保能够提高农村居民进行非农就业和创业的概率,对农村居民收入的促进作用更大(卢洪友等,2019)。因此,城乡居保合并降低了城乡居民间的养老金不平衡和家庭消费相对剥夺。

综上,养老金制度并轨改革有利于降低未退休家庭对于“多轨制”养老金不平衡的预期程度,释放养老金收入低预期家庭的消费水平,改革减弱了养老金不平衡对未退休家庭消费相对剥夺的加剧作用。

六、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文基于个体相对剥夺的微观视角,利用中国家庭金融调查(CHFS)2013年、2015年和2017年三期面板数据实证分析了我国“多轨制”养老金不平衡对家庭消费相对剥夺的影响。主要结论如下:(1)“多轨制”养老金不平衡显著加剧了家庭消费相对剥夺。从改变回归方法、替换变量和调整样本三个角度进行稳健性检验的回归结果均支持本文的主要结论。影响机制分析表明,不同养老保险制度降低家庭收入相对剥夺的程度存在较大差异,进而加剧了家庭消费相对剥夺。(2)“多轨制”养老金和消费相对剥夺间的关系也会因消费类型、家庭特征和地区特征的不同而有所差异。具体而言,“多轨制”养老金不平衡主要在食品及在外就餐、生活用品及服务以及医疗保健消费类型上提高了家庭消费相对剥夺。“多轨制”养老金对女性户主、养老金依赖度高、农村和中西部地区的家庭消费相对剥夺的扩大效应更显著。(3)将研究对象扩展至未退休家庭的分析表明,“多轨制”养老金不平衡通过预期效应加剧了未退休家庭的消费相对剥夺;养老保险制度并轨改革起到了调节作用,能够减弱未退休家庭的预期效应。

(二) 政策启示

为降低“多轨制”养老金不平衡及其对家庭消费相对剥夺的影响,我国应加快健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一的多层次社会养老保障体系。具体建议如下:

第一,应逐步提高城乡居民基础养老金标准,引导政府和相关机构加大对居民参保的政策扶持与补贴,完善缴费标准与养老金补贴的正向激励机制,提高城乡居民养老金收入水平。降低居民与职工间的养老金收入差距以及城乡居民家庭消费相对剥夺,不断增强城乡居民的获得感、公平感、幸福感。

第二,目前,我国养老保险制度已初步整合为“城镇职工(就业人员)基本养老保险”和“城乡居民基本养老保险”。未来应全面深化养老保险制度改革,继续推进不同养老保险制度并轨,可将目前针对就业人员和非就业人员的两类养老保险进一步整合成普惠制养老金制度和职业养老金制度。普惠制养老金制度面向全体公民,提供相当于社会平均工资一定比例的养老金,保障居民基本生活需求(“底线公平”)。职业养老金制度面向就业人群,按照个人工资的一定比例缴纳养老保险费用,多缴多得,长缴多得。最终实现养老保险制度一体化,消除养老保险“多轨制”。

第三,针对本文异质性分析的结果,首先,应将医疗保险政策向基层延伸、向农村覆盖、向边远地区和生活困难群众倾斜,降低老年家庭医疗保健消费相对剥夺程度。其次,应通过维护女性合法权益、促进工作场所性别平等、逐步延长女性退休年龄等办法,合理提高女性

职工和居民的养老金收入水平,降低“多轨制”养老金不平衡对女性户主家庭的消费相对剥夺。再次,应促进退休家庭收入来源多元化发展,提高家庭经营性收入和财产性收入等收入来源占比,降低家庭养老金依赖度,增强家庭应对风险冲击的能力。最后,应实现基本养老保险全国统筹,完善全国统一的社会保险公共服务平台,降低区域间养老金不平衡和消费不平等程度。

参考文献:

- 1.白重恩、赵静、毛捷,2014:《制度并轨预期与遵从度:事业单位养老保险改革的经验证据》,《世界经济》第9期。
- 2.胡宏兵、高娜娜,2017:《城乡二元结构养老保险与农村居民消费不足》,《宏观经济研究》第1期。
- 3.贾晗睿、詹鹏、李实,2021:《“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》第3期。
- 4.李实、徐晓静、贾晗睿,2019:《基本养老保险缴费不平衡对居民收入不平等的影响》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第5期。
- 5.刘靖、陈斌开,2021:《房价上涨扩大了中国的消费不平等吗?》,《经济学(季刊)》第21卷第4期。
- 6.卢洪友、王云霄、杜亦谏,2019:《城乡居民基本养老保险、家庭异质性决策和收入差距——基于风险分担的视角》,《财政研究》第9期。
- 7.宁光杰、范义航,2020:《我国养老保险并轨制改革的收入和消费效应分析》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 8.曲玥、都阳、贾朋,2019:《城市本地家庭和农村流动家庭的消费差异及其影响因素——对中国城市劳动力市场调查数据的分析》,《中国农村经济》第8期。
- 9.任国强、尚金艳,2011:《基于相对剥夺理论的基尼系数子群分解方法研究》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 10.任国强、尚明伟、潘秀丽,2014:《参照群与群间相对剥夺:理论与实证》,《财经研究》第8期。
- 11.王小龙、唐龙,2013:《养老双轨制、家庭异质性与城镇居民消费不足》,《金融研究》第8期。
- 12.王亚柯、王宾、韩冰洁、高云,2013:《我国养老保障水平差异研究——基于替代率与相对水平的比较分析》,《管理世界》第8期。
- 13.王增文、何冬梅,2016:《退休冲击、消费动态支出变动及消费结构优化——基于企业、机关事业单位退休人员消费影响因素的比较》,《经济理论与经济管理》第3期。
- 14.温忠麟、叶宝娟,2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 15.徐舒、赵绍阳,2013:《养老金“双轨制”对城镇居民生命周期消费差距的影响》,《经济研究》第1期。
- 16.杨晶、邓悦,2020:《中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 17.杨天宇,2018:《中国居民转移性收入不平等成因的实证分析》,《中南财经政法大学学报》第1期。
- 18.臧旭恒、李晓飞,2021:《养老保险“多轨制”与家庭消费差距》,《现代经济探讨》第3期。
- 19.张雅淋、姚玲珍,2020:《家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角》,《财经研究》第8期。
- 20.中国社会科学院经济研究所社会保障课题组、朱玲,2013:《多轨制社会养老保障体系的转型路径》,《经济研究》第12期。
- 21.周广肃、张玄逸、贾坤、张川川,2020:《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。
- 22.周龙飞、张军,2019:《中国城镇家庭消费不平等的演变趋势及地区差异》,《财贸经济》第5期。
- 23.邹红、李奥蕾、喻开志,2013:《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》,《经济学(季刊)》第12卷第4期。
- 24.Adjaye-Gbewonyo, K., and I. Kawachi. 2012. “Use of the Yitzhaki Index as a Test of Relative Deprivation for Health Outcomes: A Review of Recent Literature.” *Social Science and Medicine* 75(1): 129-137.
- 25.Blundell, R., and I. Preston. 1998. “Consumption Inequality and Income Uncertainty.” *Quarterly Journal of Economics* 113(2): 603-640.

26. Deaton, A., and C. Paxson. 1994. "Intertemporal Choice and Inequality." *Journal of Political Economy* 102(3): 437-467.
27. Fehr, E., and K. M. Schmidt. 1999. "A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation." *Quarterly Journal of Economics* 114(3): 817-868.
28. Jacob, I., M. Khanna, and K. A. Rai. 2020. "Attribution Analysis of Luxury Brands: An Investigation into Consumer-brand Congruence through Conspicuous Consumption." *Journal of Business Research* 116: 597-607.
29. Jappelli, T., and L. Pistaferri. 2010. "Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?" *Review of Economic Dynamics* 13(1): 133-153.
30. Kakwani, N. 1984. "The Relative Deprivation Curve and Its Applications." *Journal of Business and Economic Statistics* 2(4): 384-394.
31. Li, Jinjing, Xinmei Wang, Chang Yuan, and Jing Xu. 2020. "The Role of Public Pensions in Income Inequality among Elderly Households in China 1988-2013." *China Economic Review* 61(3): 1-23.
32. Mookherjee, D., and A. Shorrocks. 1982. "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality." *Economic Journal* 92(368): 886-902.
33. Ohtake, F., and M. Saito. 1998. "Population Aging and Consumption Inequality in Japan." *Review of Income and Wealth* 44(3): 361-381.
34. Zhu, H., and A. Walker. 2018. "Pension System Reform in China: Who Gets What Pensions?" *Social Policy and Administration* 52(7): 1410-1424.

“Multi-Track” Pension Insurances and Relative Deprivation of Household Consumption

Li Xiaofei^{1,2} and Zang Xuheng^{1,2}

(1: School of Economics, Shandong University;

2: School of Economics, Shandong Normal University)

Abstract: The characteristics of “multi-track” pension and consumption inequality occurred together in China. This paper used CHFS panel data in 2013, 2015 and 2017 to conduct an empirical analysis on the impact of “multi-track” pension on relative deprivation of household consumption. We found that the pension imbalance caused by the “multi-track” systems had significantly expanded relative deprivation of household consumption. The impact mechanism was that different pension systems had great differences in reducing the relative deprivation of household income, which exacerbated the relative deprivation of household consumption. And the impact was more significant in consumption types such as food, daily necessities, services and medical care. The heterogeneity analysis showed that the “multi-track” pension had a greater impact on the relative deprivation of household consumption which headed by women, people who were highly dependent on pensions, people who were in rural, central and western regions. Extended analysis showed that, the “multi-track” pension exacerbated the relative deprivation of consumption of non-retirement households through the expected effect. The reform of pension system integration weakened the expected effect of non-retirement households through the adjustment effect. Therefore, it was necessary to accelerate the improvement of a multi-level social old-age security system that covered the whole people, coordinated urban and rural areas, and was fair and unified.

Keywords: “Multi-Track” Pension Insurances, Pension Imbalance, Consumption Inequality, Relative Deprivation of Consumption

JEL Classification: D12, H55

(责任编辑:陈永清)