

城乡居民基本养老保险一体化 改革对居民主观福利的影响*

——基于 CHARLS 数据的实证分析

谢贞发 杨思雨

【摘 要】2014 年以来,中国实施了城乡居民基本养老保险一体化改革,促进了基本养老保障体系的城乡均等化,为增强人民群众的获得感、幸福感和安全感,实现物质文明和精神文明相协调的中国式现代化奠定了基础。文章利用 2011~2018 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,使用多期双重差分方法考察了城乡居民基本养老保险一体化改革对居民主观福利的影响。研究发现,城乡居民基本养老保险一体化改革显著改善了居民的主观福利水平,使其生活满意度提高了 0.064,抑郁指数降低了 0.420;而且该效应在女性、受教育程度较低、原新农保参保群体、已经在领取养老金的群体与东部地区居民中更为突出。渠道分析发现,改革主要通过提高养老金收入影响已在领取养老金群体的主观福利。为进一步完善城乡居保制度,文章建议健全缴费激励机制、逐步提高统筹层次、积极推动跨区域整合,缩小社会保障领域的三大差异。

【关键词】城乡居民基本养老保险 一体化 主观福利 精神文明

【作 者】谢贞发 厦门大学经济学院,教授;杨思雨(通讯作者) 厦门大学经济学院,博士研究生。

一、引 言

新中国成立以来,中国逐步探索并建立了符合基本国情的养老保障体系。截至 2011 年中国基本养老保险体系主要由城镇职工基本养老保险、城镇居民社会养老保险(以下简称“城居保”)和新型农村社会养老保险(以下简称“新农保”)构成;保险覆盖范围日益扩大,养老保障工作取得显著成效。然而,在城乡二元结构与地方分权背景下,社会保

* 本文为国家社会科学基金重大项目“基本公共服务均等化建设中的地方财政体制改革研究”(编号:18ZDA096)的阶段性成果。

障体系条块分割明显,导致城乡和地区间对经济增长成果的分配与福利改善程度不均衡,客观上阻碍了劳动要素的流动,限制了经济社会的全面发展。党的十八大以来,中国养老保障体系进入深化改革阶段,养老保障事业逐步迈向高质量发展。十年间,中国养老保障基本实现全民覆盖,待遇水平持续提高,信息化建设逐步加强,基金储备不断增加,统筹工作蹄疾步稳,养老保障制度建设渐趋完善。作为其中一项重要的阶段性成就,统一的城乡居民基本养老保险制度(以下简称“城乡居保”)于2014年建立,标志着中国基本养老保障体系向着“打破城乡分割”迈出了重要一步;不仅有效缓解了此前养老保险体制过于碎片化的问题,而且有助于推动要素的充分流动与优化配置、促进城乡经济社会协调发展,有利于提升社会福利水平和实现社会公平正义。

以往研究讨论了新农保和城居保制度的实施对个人和家庭福利的影响;作为新农保和城居保的继承与发扬,城乡居保的福利效应同样不容忽视。随着经济社会的发展,福利的含义不再局限于经济福利,还表现在人们的主观福利水平上,并且后者已成为人民福祉的重要体现(檀学文,2013)。主观福利(Subjective well-being,也称“主观幸福感”)作为个体在认知上和情感上对生活状态的总体判断的表征,不仅体现个人的物质生活状态,也是幸福感、获得感等精神生活状态的重要反映(郑晓冬、方向明,2018)。党的二十大报告关于“人民群众获得感、幸福感、安全感”与“物质文明和精神文明相协调的中国式现代化”的强调,都体现出党和国家对人民主观福利的关注与重视。城乡居保一体化改革作为保障和改善民生、维护社会公平、增进人民福祉的改革措施,对居民主观福利的影响如何?厘清这一问题,对全面把握城乡居保的政策效应、深刻理解公共政策助力“物质文明与精神文明相协调的中国式现代化”的实现等方面,具有重要的政策意义与实践价值。

鉴于此,文章基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011~2018年数据,构建多期双重差分模型(Time-varying Difference-in-Differences model,以下简称“多期DID模型”),实证评估了城乡居保一体化改革对居民主观福利的影响,并探讨了其作用机制。本文研究发现有望为全面评估城乡居保制度效应提供参考,并为进一步完善该制度提出针对性的政策建议。

二、文献综述

社会保障理念不断深入、社会保障工作不断推进的过程,也是对提升人民的生存和生活质量不懈追求的过程。这个过程与人民追求幸福和精神满足的路径密切相关。因此,社会保障常常被认为是影响主观福利的核心因素,得到了学者们的广泛讨论。其中,关于养老保险主观福利效应的讨论尤为丰富。从理论层面讲,养老保险通过为人们提供

稳定的养老收入预期,不仅能放松预算约束、提升消费水平、降低贫困发生率和老年劳动供给,还会使人们潜移默化地形成对养老保险政策的稳定预期与信心,在改善经济福利的同时,提升主观福利。经验研究中,主观福利常用主观幸福感、生活满意度和抑郁程度等指标来衡量。Møller 等(2013)研究发现,南非养老保险能显著提高养老金领取者的财务安全感,在增加老年人主观幸福感方面发挥了重要的积极作用。Galiani 等(2016)研究发现,养老保险显著改善了墨西哥老年人的精神状况,使其抑郁得分下降了 12%。Pak (2020)评估了韩国社会养老保险制度改革的主观福利效应,发现改革使参保人员的财务满意度平均提高了 4.8%~5.7%,但对参保者的健康满意度、亲子关系满意度与生活满意度均无显著影响。Grogan 等(2019)研究发现,养老保险政策降低了俄罗斯女性的劳动供给水平、增加了家庭生产,并且显著提升了参保女性的主观幸福感。张子豪和谭燕芝(2018)发现中国养老保险的全面性可以显著提升参保居民的幸福感与生活满意度。郑晓冬和方向明(2018)、张川川等(2014)针对新农保的研究均发现新农保显著降低了参保老年人的抑郁程度并提高了生活满意度。不过,解垚(2015)的研究却发现,新农保的主观福利效应在短期内作用有限,并没有显著降低农村老年人的心理抑郁指数。

虽然已有文献对养老保险主观福利效应的讨论较为丰富,但关于城乡居保的主观福利效应,现有研究还较少关注。现有讨论主要集中在城乡居保试点经验、制度成效、问题障碍和发展建议等方面。例如,贾丽萍(2013)分析了吉林省新农保和城居保的整合情况,认为整合的关键在于消除制度的碎片化和提高财政的可承受能力。王美桃(2014)指出,整合后的城乡居保制度不仅提高了制度运行效率,还打破了公共服务的城乡二元分割,减少了农村剩余劳动力向城市流动的阻力,有利于完善劳动力市场、增强公众信心,提高了社会稳定性。张杨(2019)认为城乡居保实施过程中还存在保障水平过低、基金统筹层次过低、基金保值增值较差、居民缴费档次偏低、激励不足和责任分担失衡等问题。对此,王晓东(2013)等学者认为,城乡居保的建立与发展应当始终坚持由政府主导,形成一种自上而下的统筹治理战略思维和自下而上的利益导向改革机制,逐步完善其制度结构和服务模式。

虽然关于城乡居保主观福利效应的直接研究较少,但是对其他打破城乡壁垒的公共政策的主观福利效应却有不少讨论。其中,最具代表性的是关于户籍制度改革的讨论。这些研究使用不同的估计方法和主观福利指标,大多发现户籍身份转换会提高农村居民的主观福利,户籍转换后幸福感不仅高于未转换户籍身份的农村居民,还高于城市原有居民(赵奉军,2016;Zhang 等,2013)。不过,关于医疗保险制度的研究却发现,将城乡分割的医保制度合并为统一的城乡居民基本医疗保险,对农村老年人主观福利的影响并不显著(周坚等,2019)。

现有研究缺少对城乡居保主观福利效应的定量分析,究其原因,一是受限于数据的可获得性,二是城乡居保一体化改革对居民主观福利的重要价值还未引起学者的充分重视。鉴于此,文章运用较高质量的微观数据系统分析城乡居保一体化改革对居民主观福利的效应及其影响渠道,以期补充和丰富这一领域的研究,并为进一步完善城乡居保制度提供实证依据。

三、政策背景

2014年2月,国务院印发了《关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》,要求“将新农保和城居保两项制度合并实施,在全国范围内建立统一的城乡居民基本养老保险制度”。城乡居保制度的正式确立,标志着中国基本养老保险制度改革向前迈出了重要一步。新农保和城居保有效合并后,城乡居民将享受制度上无差别、水平大致相当的养老保障,并且在制度模式、筹资方式、待遇支付等方面实现无差距对接。相较于新农保和城居保,城乡居保丰富了指导思想内容、增设了缴费档次、明确了补贴标准,放松了养老金继承与领取要求,并且在基金监督、经办管理、信息化建设和政策宣传上做了更为严格且详细的规定。可见,城乡居保不只是新农保和城居保两项制度的简单合并,更是对二者的完善与发展。

具体而言,新农保和城居保合并过程中,在待遇方面往往遵循就高不就低的原则,使得原新农保参保居民的养老金待遇得到了整体性提高。同时,合并前的新农保只有5个缴费档次,在100~500元之间每100元一个档次;原城居保有100~1000元之间共10个缴费档次,而城乡居保除保留了原城居保在100~1000元之间的10个档次外,还新增了1500元和2000元2个缴费档次。更多的缴费档次给城乡居民更多的选择空间,满足了居民的差异化需求。不仅如此,新农保和城居保中仅规定对各缴费档次的补贴标准不少于30元/人·年,未对较高缴费档次的补贴金额做具体规定,地方政府可以按最低标准进行补贴;而城乡居保明确规定,对缴费大于等于500元的档次,补贴标准不少于60元/人·年。基于“多缴多得”的原则,城乡居保参保居民的养老金待遇有了实质性的提高。此外,城乡居保作为保障和改善民生的基本社会保障制度,除了与新农保、城居保一样遵循“全覆盖、保基本、有弹性、可持续”的指导思想外,还着重强调“增强公平性与促进城乡协调发展”的作用。因此,城乡居保的重要意义还体现在打破了基本养老保险的城乡壁垒,一定程度上实现了城乡居民享受基本养老保险待遇的机会平等,促进了社会公平正义。已有研究发现,更高的养老金收入与更强的社会公平感对个体的主观福利水平有显著的积极效应(郑晓冬、方向明,2018;Correia等,2009)。基于此,文章提出如下研究假设:城乡居保一体化改革可以显著提升居民的主观福利。

四、识别策略与数据

基于城乡居保制度的推行方式、参保人员的不同类别,及其与原新农保、城居保的制度差异,文章利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011~2018年四期数据,通过拟合多期DID模型,对城乡居保一体化改革的主观福利效应、异质性及作用渠道展开了深入分析。

(一) 识别策略

城乡居保一体化改革的直接影响是打破了原新农保和城居保之间的制度界限,因此,将参与城乡居保的个体和仍然参与新农保或城居保的个体进行对比,可以估计政策的处理效应。由于城乡居保制度是逐步推行的,个体参加城乡居保的时间并不一致,同时为了方便控制相对稳定的未观测异质性对主观福利的影响,本文利用微观面板数据建立多期DID模型,以识别城乡居保一体化改革的主观福利效应。基准线性回归模型设定如下:

$$Y_{it}=\alpha+\beta D_{it}+\theta X_{it}+\omega_i+\tau_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, Y_{it} 表示个体*i*在*t*期的主观福利。本文借鉴已有研究的做法(张川川等,2014),采用生活满意度与抑郁指数作为主观福利的衡量指标^①。 D_{it} 表示个体*i*在*t*期自报是否参加城乡居保,如果是则取值1,否则为0,系数 β 代表城乡居保一体化改革对居民主观福利的处理效应。 X_{it} 是一系列的控制变量,考虑到个体特征、家庭支持和社会经济条件等因素均可能影响个人的主观福利,参照已有研究(张晔等,2016;赵奉军,2016)并结合数据可得性,文章选取了性别、年龄、婚姻状况、自评健康、是否与子女同城居住、户口类型和家庭人均消费作为控制变量^②。 ω_i 是个体固定效应, τ_t 是年份固定效应, ε_{it} 是随机扰动项。

(二) 数据来源与样本描述

文章使用的数据来源于中国健康与养老追踪调查(CHARLS),具体包括2011年、2013年、2015年和2018年共四期数据。CHARLS是北京大学国家发展研究院组织实施的针对中国45岁及以上中老年人养老和健康等问题的大型微观调查,调查采用多阶段分层概

① 其中“生活满意度”来自CHARLS调查中生活满意度问题“总体来看,您对自己的生活是否感到满意”,选项包括“一点也不满意”、“不太满意”、“比较满意”、“非常满意”和“极其满意”,按照顺序分别赋值1~5,分值越高,生活满意度越高;“抑郁指数”由CHARLS问卷中简版的流调中心抑郁自评量表(CES-D10)所得,该量表共包含10个关于被访者近一周心理状态的问题,每个问题均有四个选项,按照计算CES-D得分的一般方法从低到高分别赋值为0~3分,得分加总即得到抑郁指数(取值范围0~30分),抑郁指数越高表示抑郁状况越严重。

② 在实际估计过程中,个体的性别和年龄被固定效应吸收,因此不汇报相关估计结果。



率抽样办法,样本包括来自中国 28 个省份(除港澳台、西藏、宁夏、海南外)126 个城市的 1.24 万户家庭,具有全国代表性。文章选择前期参加新农保或城居保且后期参加城乡居保的个体作为研究样本,同时删除了在 2011 年及之前就已经参加城乡居保的个体。为了消除极端值对结果的影响,文章对家庭人均消费等变量做了前后 1%水平的缩尾处理。对于所有收支数额指标,文章以 2010 年为基期,根据每年物价消费水平指数进行调整。最终,本文的分析数据包括来自 96 个城市的 27 501 个个人样本,为非平衡面板数据。

表 1 展示了文章主要变量的说明及描述性统计。整体上来看,城乡居民的生活满意度均值为 3.207,抑郁指数均值为 8.642。从个体特征来看,样本平均年龄接近 60 岁,男性占 46.5%,女性占 53.5%。大部分被访者在调查时有配偶,平均自评健康状况为中等水平,农业户口的被访者在样本中占多数,77.2%的个体与子女生活在相同城市。从家庭特征来看,家庭人均消费为 9 428.6 元。由于总样本中农村样本占比较高,因此这个结果比较符合现实情况。

表 1 主要变量说明及描述性统计(N=27501)

变 量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
生活满意度	取值 1~5,分值越大生活满意程度越高	3.207	0.786	1	5
抑郁指数	取值 0~30,分值越大抑郁程度越高	8.642	6.386	0	30
城乡居保	在 CHARLS 问卷中报告自己参加的养老保险为城乡居保则取值为 1; 自报为新农保或城居保则取值为 0	0.066	0.248	0	1
性别	男性取值为 1,女性取值为 0	0.465	0.499	0	1
年龄	单位:岁	59.78	9.081	45	97
婚姻状况	有配偶则取值为 1,其他取值为 0	0.890	0.313	0	1
自评健康	取值 1~5,分值越大健康状况越好	3.006	0.985	1	5
子女同城	该个体与其任意一位子女居住在同一个城市或区县则取值为 1,否则为 0	0.772	0.419	0	1
户口类型	非农业户口取值为 1,否则为 0	0.092	0.289	0	1
家庭人均消费	单位为元/年,回归分析时使用其自然对数	8.746	0.894	6.425	11.11

五、实证结果

(一) 基准回归结果

通过对比分析样本中各地区实际实施城乡居保一体化改革的时间与被访者个人填答的加入城乡居保的时间,可以发现两者并不完全吻合。可能的原因在于,被访者因信息资源等差异对自身所参加的养老保险存在认知偏差。具体而言,在某一城市改革的当年,有些个体能够迅速准确地了解到自己所参加的养老保险从原先的新农保或城居保转变为城乡居保;但有些个体却在改革后的几年才意识到这一转变,甚至在调查期末时(2018 年),仍不知道自己所参加的养老保险发生了变化。考虑到文章的研究目的是探究城乡居保一体化改革对居民个人主观福利的影响,被访者是否意识到自身所参加的

养老保险由新农保或城居保转变为城乡居保这一信息至关重要；如果个体没有意识到政策的变化,其主观福利感也不会受政策变化的影响。鉴于此,文章将被访者在 CHARLS 养老保险问卷板块首次报告自己参加的养老保险是城乡居保的年份作为其受到政策影响的时间节点。

基准回归结果如表 2 所示,其中模型 1 和模型 3 仅控制了年份和个体的双向固定效应,模型 2 和模型 4 加入了个人特征和家庭特征等控制变量。结果表明,城乡居保一体化改革显著提高了居民的主观福利水平,居民感知到改革后其生活满意度平均提高了 0.064,约相当于在均值水平上提升了 2.00%^①,抑郁指数下降了 0.420,相当于在均值水平上降低了 4.86%。

控制变量的系数符号基本符合预期,如表 2 模型 2 和模型 4 所示,自评健康状况越好,被访者的生活满意度显著更高,抑郁指数则显著较低。自评健康得分每提高一分,

表 2 基准回归结果(N=27501)

被解释变量	生活满意度	生活满意度	抑郁指数	抑郁指数
	(模型 1)	(模型 2)	(模型 3)	(模型 4)
城乡居保	0.060** (0.025)	0.064** (0.025)	-0.387** (0.187)	-0.420** (0.183)
婚姻状况		0.051 (0.040)		-1.433*** (0.316)
自评健康		0.109*** (0.007)		-1.080*** (0.050)
子女同城		0.017 (0.016)		-0.017 (0.108)
户口类型		-0.022 (0.044)		-0.274 (0.311)
家庭人均消费		0.007 (0.007)		0.102* (0.052)
调整 R ²	0.060	0.074	0.010	0.042

注:个体和年份固定效应已控制。*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为稳健标准误。下表同。

居民的生活满意度平均提高 3.40%(=0.109/3.207),抑郁指数下降 12.50%(=1.080/8.642)。婚姻状况显著影响居民的抑郁指数,其他特征可比情形下,有配偶的被访者比无配偶者的抑郁指数低 16.58%(=1.433/8.642)。家庭人均消费对被访者生活满意度的影响在统计上不显著,对抑郁指数的影响也较小,仅在 10%的水平上边际显著;是否与子女同城居住及户口类型对被访者的生活满意度和抑郁指数也没有显著影响。

(二) 稳健性检验

1. 考虑多期双重差分法的处理异质性

Goodman-Bacon(2021)指出,对于双向固定效应(TWFE)的多期 DID 模型,其 TWFE 估计量实际上是受处理样本在每个时间点上处理效应的加权平均值;虽然总权重为 1,但可能出现负权重的现象,如果负权重数量过多,该方法所估计的政策效应将存在偏误,导致回归结果不稳健。为此,本文参考 Borusyak 等(2022)和 Cengiz 等(2019)提出的方法,拟合了考虑多期双重差分法处理异质性的回归结果。如表 3 模型 5 至模型 8 所示,

① 将生活满意度重新赋值为二元变量后,估计结果仍然稳健。

新估计结果中生活满意度与抑郁指数的系数符号和显著性并未发生变化,这表明本文的基准回归结果是稳健的。

2. 剔除断保样本

考虑到 CHARLS 数据中有一部分被访者存在断保或者中间年份参保情况无法识别的问题,可能会对主观福利水平的估计产生影响,文章进一步剔除了断保样本和在两次调查之间参保情况无法识别的个体,新的估计结果如表 3 模型 9 和模型 10 所示。总体来看,剔除断保和中间年份参保情况无法识别的样本后,回归结果的变化很小,文章的核心结论保持稳健。

3. 排除城乡医保政策的干扰

此外,在本文考察期间实施的其他城乡融合政策可能对本文研究发现产生竞争性解释。例如,2016 年国务院印发了《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,要求整合城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗两项制度,建立统一的城乡居民基本医疗保险制度(以下简称“城乡医保”)。这一改革旨在打破城乡分割的医疗保障体系,促进城乡居民医疗服务利用的公平性,可能对城乡居民的主观福利产生影响。为了排除城乡医保改革的影响,文章将是否参加了城乡医保虚拟变量纳入到式(1)中,得到了如表 3 模型 11 和模型 12 所示的结果。总体来看,在控制了城乡医保政策的影响后,主要解释变量的估计系数变化也不大,文章的核心结论依然稳健。

(三) 异质性分析

首先,相关研究表明,女性和受教育程度较低的弱势群体主观福利水平往往较低(Graham 等,2006;何立新、潘春阳,2011);对于城乡居保一体化改革是否有效提升了这些群体的主观福利,有必要进一步探究。表 4 分性别和受教育程度的异质性分析结果表明,改革显著提高了女性和低学历群体的主观福利。这可能是由于女性和低学历群体的社会经济地位相对更低,对公共转移支付的期望值也比较低,更容易产生满足感,因此养老金收入的提升所带来的边际效用也更大。

其次,城乡居保由新农保和城居保合并而来,其参保群体包括原新农保参保者和原

表 3 稳健性检验

	Borusyak 等(2022)		Cengiz 等(2019)		剔除断保样本		排除城乡医保政策干扰	
	生活满意度 (模型 5)	抑郁指数 (模型 6)	生活满意度 (模型 7)	抑郁指数 (模型 8)	生活满意度 (模型 9)	抑郁指数 (模型 10)	生活满意度 (模型 11)	抑郁指数 (模型 12)
城乡居保	0.044** (0.020)	-0.492*** (0.153)	0.064*** (0.024)	-0.397** (0.181)	0.071** (0.029)	-0.554*** (0.209)	0.060** (0.027)	-0.420** (0.201)
城乡医保							0.008 (0.028)	0.001 (0.208)
样本量	27501	27501	27501	27501	16981	16981	27501	27501

注:回归均控制了婚姻状况、自评健康等变量,并控制了个体固定效应和年份固定效应。

城居保覆盖的城镇未就业居民。对新农保参保居民而言,无论是从提高待遇的角度来看,还是从促进城乡公平的角度来看,城乡居保一体化改革均会对其主观福利产生更为积极的影响。但对原城居保参保居民而言,城乡居保一体化改革拉平了城乡补贴金额差异,可能导致城居保参保者享有的资源被稀释,从而对其主观福利产生负面影响。为此,表4分改革前参保类型的异质性分析表明,改革显著提高了原新农保参保群体的主观福利,但对原城居保参保群体的主观福利无显著影响。由此可知,城乡居保一体化改革在不损害城居保参保者主观福利的情况下,显著提升了原新农保参保居民的主观福利,是一项帕累托改进的改革。

此外,本文进一步将样本分为还在缴纳保费的被访者群体和已经在领取养老金的群体进行分析。表4分领取养老金状态的结果显示,改革显著提高了已经在领取养老金的被访者的主观福利,但对还在缴纳保费的被访者的主观福利无显著影响。究其原因,对已经在领取养老金者而言,改革直接提高了其当期养老金收入,进而提高其主观福利水平。但对仍在缴纳保费者而言,城乡居保虽然提供了更多的缴费档次选择和未来养老水平提升的预期,但由于当期需缴纳相关费用,个人的主观福利水平可能不会有显著提升。

最后,由于城乡居保统筹层次较低、不同地区间的养老金待遇不尽相同,因此城乡居保一体化改革对各地区居民主观福利的影响可能不同。表4分东中西地区的结果显示^①,改革显著提高了东部地区居民的生活满意度,但对其抑郁指数影响不明显;对于中西部地区,改革的主观福利效应尚未得以体现。实际上,地方政府对养老金待遇的确定享有较大的自主权。例如,新农保和城居保政策文件中均有规定:在中央确定的基础养老金标准上,地方政府可以根据实际情况提高基础养老金标准。相较于中西部地区,

表 4 异质性分析(N=27501)

变 量	生活满意度	抑郁指数
分性别		
女性	0.087 ^{***} (0.036)	-0.422(0.264)
男性	0.035(0.035)	-0.374(0.251)
分受教育程度		
低教育水平	0.077 ^{***} (0.031)	-0.451 [*] (0.232)
高教育水平	0.036(0.042)	-0.352(0.286)
分改革前参保类型		
新农保	0.061 ^{***} (0.029)	-0.523 ^{***} (0.206)
城居保	0.107(0.101)	-0.098(0.587)
分领取养老金状态		
领取养老金群体	0.114 ^{***} (0.033)	-0.433 [*] (0.255)
缴纳保费群体	-0.010(0.038)	-0.396(0.255)
分东中西地区		
东部地区	0.105 ^{***} (0.038)	-0.349(0.254)
中部地区	0.022(0.052)	-0.546(0.416)
西部地区	0.016(0.043)	-0.296(0.332)

注:控制变量、固定效应与基准回归一致。根据是否拥有小学以上学历划分为受教育程度较高样本和较低样本;根据户籍所在地划分为东部地区、中部地区和西部地区。限于篇幅,此处仅展示了核心解释变量 D_{it} 的系数结果。

① 东部地区包括北京、天津、辽宁、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南。中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北。西部地区包括内蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南、贵州、西藏、广西。

东部地区的经济实力更为雄厚,在新农保和城居保的待遇设计上有更大的发挥空间。例如,上海市 2010 年新农保试点发放的基础养老金标准为 135 元 / 月,2011 年城居保试点发放的基础养老金标准为 400 元 / 月,2014 年将两者合并为统一的城乡居保制度时,重新制定的统一标准中基础养老金为 540 元 / 月。由于东部地区城乡居民的原养老金待遇差距更为明显,城乡居保一体化改革对东部地区居民的主观福利影响也更为显著。

六、影响渠道

从福利经济学的视角来看,城乡居保一体化改革可能通过养老预期效应和收入效应两个渠道影响参保者的主观福利。在养老预期效应方面,城乡居保增设了缴费档次并明确了补贴标准,体现出“多缴多得”的特点,这可能吸引仍在缴纳保费的参保者提高缴费水平,进而提高预期养老金收入、改善其对老年期收入来源的预期,更好地跨期平滑收入和消费。在收入效应方面,城乡居保对新农保和城居保的整合遵循“就高不就低”的补贴原则,整体提高了城乡居民的补贴水平,从而使得已经在领取养老金的参保老年人所领到的养老金收入明显提升,提高了终身收入,进而提升其福利水平。

表 5 模型 13 至模型 15 汇报了养老预期效应的分析结果。可以看出,改革确实刺激了参保居民的缴费积极性,使缴费水平提高了 6.7%;但居民对未来主要生活来源预期是养老金的概率并未因此而显著提升;同时,个人当期总收入也无显著变化。究其原因,相对分析样本中缴费均值水平(266.93 元)而言,城乡居保仅将居民的缴费水平平均提高了 17.88 元(=266.93×6.7%);考虑到缴费档次设计的最小间隔为 100 元,缴费水平的提升并不多,仍然处于较低水平,因而预期将养老金作为未来主要生活来源的群体比例没有显著增加,养老预期效应不能解释缴费群体主观福利的提升。

表 5 模型 16 和模型 17 汇报了收入效应的分析结果,可以看出改革使样本中领取养老金的群体的养老金收入提高了 5.3%,但对其总收入无显著影响。究其原因,对多数老人而言,养老金收入只是个人总收入的一部分,改革在显著提高老年人养老金收入的同时,可能挤出其他收入来源,最终改变的只是总收入中各收入来源的占比,而非个人收入总量。其他研究也发现养老金的提高会显著降低老年人获得的私人转移支付(张川川、陈斌开,2014)。

表 5 影响渠道分析

	缴纳保费群体			领取养老金群体	
	缴费水平(模型 13)	养老预期(模型 14)	个人总收入(模型 15)	养老金收入(模型 16)	个人总收入(模型 17)
城乡居保	0.067*(0.040)	-0.014(0.023)	-0.200(0.278)	0.053*(0.030)	-0.075(0.119)
样本量	6593	6429	6593	8579	8579
调整 R ²	0.012	0.005	0.012	0.264	0.099

注:第二列的被解释变量“养老预期”为虚拟变量,当受访者认为其未来主要生活来源是“养老金或退休金”时赋值为 1,认为是“子女”、“储蓄”、“商业养老保险”和“其他”时赋值 0。

不过,虽然总收入并没有发生显著变化,但养老金作为一种稳定的收入,城乡居保改革通过减轻个人对其他收入来源的依赖程度,优化收入来源结构,提升居民的主观福利水平。

综上,虽然城乡居保一体化改革显著提高了缴费群体的缴费水平,但由于提升幅度较小,并不足以产生养老预期效应,因此缴费群体的主观福利并未发生显著变化;而对于领取养老金群体,改革显著提高了当期养老金收入、优化了收入结构,进而提升了其主观福利。

七、结论与政策建议

文章以城乡居保一体化改革作为政策实验,研究发现,改革显著提升了居民的主观福利,感知到改革后居民的生活满意度平均提高了 0.064,约相当于均值水平的 2.00%,抑郁指数下降了 0.420,约相当于均值水平的 4.86%。本文的主要研究结论在考虑了多期 DID 模型存在异质性处理效应、剔除断保样本、排除城乡医保政策干扰等因素后依旧稳健。城乡居保一体化改革的主观福利效应存在明显的人群异质性,在女性、受教育程度较低、原新农保参保群体、领取养老金的群体和东部地区居民中的影响尤为突出。关于影响渠道的分析发现,城乡居保一体化改革虽然显著提高了缴费群体的缴费水平,但由于提升幅度较小,并不足以产生养老预期效应,因此,目前仍在缴费的中老年群体的主观福利并未发生显著变化;相比之下,对于领取养老金群体来说,城乡居保一体化改革通过提高当期养老金收入显著提升了其主观福利。作为向着“打破城乡分割的基本养老保障体系”迈出的重要一步,城乡居保一体化改革一定程度上发挥了其在促进城乡经济社会协调发展、实现社会公平正义与精神文明现代化方面的重要作用。

基于上述研究结论,结合现阶段优化与拓展城乡居保主观福利效应的瓶颈,文章提出以下政策建议:(1)加大对较低收入水平群体和中西部地区居民的关注力度,完善并优化城乡居保制度设计,推动城乡居保与其他低收入群体帮扶政策、中西部地区扶持政策建立协同联动机制,从提升待遇水平和促进社会协调发展两个方向提高收入水平较低群体和中西部地区居民的主观福利水平。(2)健全城乡居保缴费激励机制,实行累进制补贴方式并增加缴费补贴梯次,从而提高城乡居保的补贴标准;同时,加强对城乡居保制度的宣传与解读,重点突出其“多缴多得”的特性,激发参保居民选择较高缴费档次的积极性。(3)积极推进城乡居保的跨区域整合,逐步放松城乡居保政策中对参保个体的户籍地限制,在全国范围内建立调剂金制度,平滑各地区之间城乡居保的待遇差异,促进城乡居保跨区域协调发展,在更大范围内实现基本养老保险制度的公平性、统一性和规范性,缩小社会保障领域的三大差异。

参考文献:

1. 何立新、潘春阳(2011):《破解中国的“Easterlin 悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》,

- 第8期。
2. 贾丽萍(2013):《新型农村养老保险和城镇居民养老保险运行情况与制度整合研究——以吉林省为个案的分析》,《社会科学战线》,第5期。
3. 檀学文(2013):《时间利用对个人福祉的影响初探——基于中国农民福祉抽样调查数据的经验分析》,《中国农村经济》,第10期。
4. 王美桃(2014):《我国城乡居民基本养老保险制度一体化问题探讨》,《中国财政》,第21期。
5. 王晓东(2013):《西部地区社会养老保险制度城乡统筹:可能与可为》,《理论探索》,第2期。
6. 解垚(2015):《“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响》,《财经研究》,第8期。
7. 张川川、陈斌开(2014):《“社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据》,《经济研究》,第11期。
8. 张川川等(2014):《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》,《经济学(季刊)》,第1期。
9. 张杨(2019):《城乡居民基本养老保险发展文献综述》,《合作经济与科技》,第3期。
10. 张晔等(2016):《“新农保”对农村居民养老质量的影响研究》,《经济学(季刊)》,第2期。
11. 张子豪、谭燕芝(2018):《社会保险与中国国民幸福感》,《金融经济研究》,第3期。
12. 赵奉军(2016):《城市让生活更美好——户籍身份变动与居民生活满意度》,《中国农村观察》,第4期。
13. 郑晓冬、方向明(2018):《社会养老保险与农村老年人主观福利》,《财经研究》,第9期。
14. 周坚等(2019):《基本医疗保险减轻了农村老年人口贫困吗——从新农合到城乡居民医保》,《社会保障研究》,第3期。
15. Borusyak K., Jaravel X., Spiess J. (2022), Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation. arXiv:2108.12419v2.
16. Cengiz D., Dube A., Lindner A., et al. (2019), The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs. *The Quarterly Journal of Economics*. 134(3): 1405–1454.
17. Correia I., Kamble S.V., Dalbelt C. (2009), Belief in a Just World and Well-Being of Bullies, Victims and Defenders: A Study with Portuguese and Indian Students. *Anxiety, Stress & Coping*. 22(5): 497–508.
18. Galiani S., Gertler P., Bando, R. (2016), Non-Contributory Pensions. *Labour Economics*. 38: 47–58.
19. Goodman-Bacon A. (2021), Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*. 225(2): 254–277.
20. Graham C., Felton A. (2006), Inequality and Happiness: Insights from Latin America. *Journal of Economic Inequality*. 4(1): 107–122.
21. Grogan L., Summerfield F. (2019), Government Transfers, Work, and Wellbeing: Evidence from the Russian Old-Age Pension. *Journal of Population Economics*. 32(4): 1247–1292.
22. Møller V., Radloff S. (2013), Perceptions of Fortune and Misfortune in Older South African Households: Social Assistance and the ‘Good Life’. *Social Indicators Research*. 111(3): 633–664.
23. Pak T.Y. (2020), Social Protection for Happiness? The Impact of Social Pension Reform on Subjective Well-Being of the Korean Elderly. *Journal of Policy Modeling*. 42(2): 349–366.
24. Zhang Z., Treiman D.J. (2013), Social Origins, Hukou Conversion, and the Wellbeing of Urban Residents in Contemporary China. *Social Science Research*. 42(1): 71–89.

(责任编辑: 许 多)