子代社会经济地位与老年父母主观福祉： 代际资源反哺的分析视角

张 顺 李诗扬

(西安交通大学 社会学系/实证社会科学研究所以, 陕西 西安 710049)

[摘 要] 研究发现,子代社会经济地位对老年父母的主观福祉有显著影响,且存在客观实体性资源和主观符号性资源的反哺机制。其中,客观实体性资源反哺机制中的经济、劳动力支持路径对老年人主观福祉分别呈现正、负效应。同时,子代社会经济地位影响老年人口主观福祉的强度呈现显著的群体差异,对于女性、农村户籍和低教育的老年人口的主观福祉的反哺效应大于男性、城市户籍与高教育者。研究结论对我国健康老龄化社会治理有重要的启示意义。

[关键词] 子代社会经济地位 代际资源反哺 主观福祉 地位认同

一、研究背景

党的十九届五中全会公报指出,要“不断增强人民群众的获得感、幸福感、安全感”。人民群众的主观福祉是我国社会高质量发展的重要标志,其中增强老年人口的主观福祉尤为重要。进入新发展阶段以来,我国社会逐步迈入老龄化时代。国家统计局数据显示:2009年末我国60岁、65岁、80岁及以上人口比重分别为12.52%、8.47%和1.60%,2018年末60岁、65岁、80岁及以上人口比重分别为17.88%、11.94%和2.12%。2020第七次人口普查数据显示,我国60岁以上人口比例相较于2010年上升5.44个百分点^①。随着我国老年人口比例的快速上升,健康老龄化社会建设已成为重要研究议题。身体健康与主观福祉是健康老龄化不可分割的两个重要维度,主观福祉能通过躯体化效应对老年人身体健康发挥重要形塑作用,其自身更是老年人高质量生活与社会高质量发展的重要体现。

从学术研究的逻辑看,老年人主观福祉不但受到其自身阶层地位、社会网络的影响,更受到子代社会支持的影响^[1-2]。但是,现有研究忽视了子代支持所需社会资源的嵌入性特征及代际资源反哺老年人主观福祉的作用机制。据此,本文将探讨子代社会经济地位影响我国老年人口的主观福祉的主、客观双重机制,并进而分析这一影响的群体差异。

二、文献评述与研究问题

主观福祉是社会成员在比较实际生活与期望生活状态后产生的肯定的、积极的态度^[3],具有主观性、整体性和相对稳定性的特征,生活满意度、幸福感皆是其重要测量维度。人们的主观福祉及其影响机制一直是社会学的重要议题。关于老年人主观福祉研究概括起来主要有三大分析视角:地位结构论、代际情感论与代际支持论。

(一)地位结构论

地位结构论包括阶层地位观与网络结构观。首先,阶层地位观关注个体社会经济因素对其主观福祉的影响^[4]。阶层地位观认为物质主义机制是影响人们的主观福祉的重要途径,阶层地位越高,

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新形势下我国面临的主要就业风险及多维治理研究”(21&ZD181)成果之一。

[作者简介] 张顺,西安交通大学社会学系教授,实证社会科学研究所以研究员,研究方向:社会分层与流动,劳动力市场与就业战略,健康社会学。

① 数据来源:国家统计局《按年龄分人口数(人口抽样调查)》,http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01。

物质资源越丰富,主观福祉越高^[5-6],但教育水平可能与主观福祉呈现倒“U”型关系^[7-8]。毫无疑问,阶层地位因素影响具有普适性,同样对老年人主观福祉产生重要影响^[1,9]。其次,网络结构观。社会网络通过社会支持和社会比较影响主观福祉。社会支持机制强调个体从自身社会网络中获取支持性资源,释放压力,提升其主观福祉^[10],多元化的社会网络有利于老年群体的幸福感^[11-12]。社会比较机制则强调人们在社会网络中选取不同的参照群体,并产生相对剥夺感或优越感,影响人们的主观福祉^[13]。虽然老年人口往昔的阶层地位与维持至今的社会网络仍然影响其主观福祉^[12],但影响强度减弱,可能很大程度上让位于家庭因素特别是子女因素,主要体现为代际情感、代际支持两个研究视角。

(二)代际情感论

生命历程理论认为,子代作为父母生命中的“重要他人”,其成长的重要事件本身会影响父母的福祉^[14]。研究表明,基于亲子间的感情联结,父代对于子女在地位获得方面成败的主观评价,可能影响父母的生活满意度和幸福感^[15-17]。但该机制的具体作用过程尚无定论,有人将其归结为家庭网络的情绪濡染效应^[18],也有学者认为这是基于亲子间难以割舍的天然纽带,父母仍认为成年子女是自己生命的延伸或一部分^[19],因此会对子女的成就感同身受,为子女感到自豪,这有利于心理福祉。反之,父母也会因子女的挫败感到失落、忧虑^[15]。还有一种解释是职业地位不佳的子女更可能在经济和生活上依赖父母,与某些文化中对成年子女社会化的期望相悖,亦不利于主观福祉^[20]。这些研究偏重于文化或情感方面的解释,忽视由结构资源到情感的作用路径。

(三)子代支持论

学者将子代支持分为经济支持(货币支持)、劳动力支持(生活照顾)和情感支持(沟通交流)三类^[21],在操作化上实际把“子代支持”等同于“赡养行为”。由于我国社会养老制度还不健全,子代支持对于父母主观福祉的影响显得尤为重要。现有相关研究结论并非一致,大部分研究表明,子代提供的三类社会支持对老年人的主观福祉均有显著正向影响^[2,22]。子代支持能够强化老年人的自尊感和希望感,削弱孤独感,提升老年人的幸福感。特别是农村,子代支持是孝道的体现,得不到照料会使老人感到失落甚至挫败^[23]。但有少量研究发现子代经济支持可能对老人的主观福祉有潜在副作用。高度依赖子代支持可能导致老年人产生“年老不中用”的负面自我评价,或加深其对于经济从属地位的感知^[24-25]。此类研究忽视子代支持背后的结构性社会资源。虽然有研究探讨了子代教育对代际支持的影响^[26],但教育水平难以全面衡量子代社会资源数量与质量,忽视了代际资源影响老年父代福祉的复杂性。

从社会学的角度看,代际支持需要子代社会资源作为支撑要素,而子代社会资源又嵌入在其地位结构中。因此,本文旨在探讨代际支持背后的结构性因素,即子代社会经济地位影响老年主观福祉的可能路径、作用机制以及群际差异。

三、理论分析与研究假设

(一)子代社会经济地位:代际社会资源的嵌入性特征

传统社会流动研究以父代地位影响子代作为基本前提,目的在于揭示父代社会资源向子代流动的过程及其规律,也包括子代幸福感、心理健康在内的社会心理后果^[27-29]。子代对父代的影响是家庭社会学关注的热点问题,重点关注子代向父代的实体性、量化的资源转移,即代际社会支持对中老年父代的多重影响,但忽视了这些资源的嵌入性特征。虽有研究认为子女教育获得能够提升子代实质性物质转移数量并进而影响老年父代主观福祉^[26],但教育水平更多衡量子代入职前的文化资本或人力资本,只是影响子代社会资源的一个重要维度,难以准确衡量子代对父代的影响。这是因为,子代的社会资源总量才是决定子代支持的根本因素。因此,我们使用子代社会经济地位衡量子代用于代际支持的嵌入性社会资源总量,并借用“反哺”^[30]的概念,将这种代际支持称之为代际社会资源反哺过程。据此本文提出假设1。

假设1:子代社会经济地位越高,代际社会资源越丰富,老年父代拥有更好的主观福祉。

(二)子代社会经济地位中的代际资源如何反哺老年人主观福祉

子代社会经济地位中蕴藏着哪些可以影响老年父母主观福祉的社会资源?从理论逻辑上分析,子代社会经济地位具有两种资源:实体性社会资源、信号性社会资源。这两种资源均嵌入在子代的社会经济地位结构中并反哺老年人的主观福祉。

首先,客观实体性资源的反哺机制。子代社会经济地位蕴含实体性社会资源,通过子代的经济支持与劳动力支持两个具体路径传递资源并影响老年父母的主观福祉,但作用效应存在显著差异。在子代经济支持方面,出于中国文化中孝道的反馈模式,子女需要通过经济支持报答父母的养育之恩。同时,高子代社会经济地位会降低多代共同居住的概率^[31],亲子面对面互动变得相对困难,子代更可能用较多经济支持弥补难以提供日常生活照料的缺憾^[32],这都能导致子女更多的经济支持。子代较多的经济支持,能直接给老人更多的物质资源,使老人衣食无忧、享受到养育付出得到回报的成就感,并可用于获取精神文化资源,使老年人充分享受晚年生活的乐趣,提升老年父母的主观福祉。虽然在西方子代经济支持可能反而使老人产生“无用”之感,对主观福祉不利^[24],但并不适用依然对家庭养老期待很高的中国老年父母。

在劳动力支持方面,子代劳动力支持与老年人主观福祉有正向关系,子代劳动力支持越多,日常照料增加,与父母交流机会越多,老年父母主观福祉上升^[2]。但是,劳动力支持受制于子代社会资源拥有量,子代社会经济地位越高,反而越利于其动员家庭劳动力投入家务中。一方面是空间距离的限制,子代社会经济地位越高,往往越会选择与父母分开居住^[31],追求生活的独立性、隐私性,降低了劳动力支持的可能性^[33]。另一方面是时间分配的限制。社会经济地位越高,时间机会成本越高,“工作—家庭”冲突可能性更大,更可能因为工作缘故而难以以为父母提供劳动力支持^[34],从而加剧老年父母劳动负担,进而使老人“心存遗憾”,降低老人父母的主观福祉。据此本文提出假设2——客观实体性资源反哺机制假设,具体包括两条路径:

假设2a:经济支持路径,子代社会经济地位越高,经济和文化资源动员能力越强,子代经济支持力度增加,老年人的主观福祉越高。

假设2b:劳动力支持路径,子代社会经济地位增高,劳动力支持的机会成本相应增高,减少子代劳动力支持,降低老年人的主观福祉。

其次,符号性资源的主观反哺机制。现有研究发现,人们的地位认同对其主观福祉有重要影响^[35]。信号性资源反哺机制关注子代社会经济地位作为符号资源,通过主观地位认同的社会心理过程影响老年人福祉。现有研究发现,成年人的地位认同不但取决于自己的社会经济地位,而且也受到父母、配偶等家庭成员的影响。如果家庭成员的社会经济地位较高,即使并未得到家庭成员实际上的经济支持,作为符号性资源也会提升其他成员的地位认同^[29,36]。同样,我国成年子女即使不与父母同住,也与父母之间在经济、生活上仍保持较强连带,一个老年人在“他者”眼中的社会地位,也往往基于整个家庭“共同体”,而不是仅仅取决于老人本身。老年父母的阶层地位认同受其成年子女社会经济地位的影响,这一逻辑可以借用“地位信号”机制进行分析。如果社会行动者与高地位者有社会关联,与高地位者的关联就成为一种“符号资本”,会提高社会对该行动者社会地位的评价,并投射进其自我认知并提高其地位认同^[37]。虽然子代经济社会地位所蕴藏的资源不归老年父母本人所有,“地位信号”却具有符号性资源的功能^[36],通过使父母获得较高的地位评价并提升中老年自身的地位认同,使得老年人有较强的优越感与较高的主观福祉。因此,本文提出假设3——符号性资源反哺机制假设,包括阶层地位认同与经济地位认同两条具体途径:

假设3a:阶层地位认同路径假设,子代社会经济地位越高,其符号性资源的功能越强,老年父母阶层地位认同越高,提升其主观福祉。

假设3b:经济地位认同路径假设,子代社会经济地位越高,其符号性资源的功能越强,老年父母经济地位认同越高,提升其主观福祉。

(三) 代际社会资源反哺影响老年人主观福祉的群体差异

本文分别从性别角色、文化传统和资源依赖度三个角度,探讨老年父母的性别、户籍和教育水平对二者关系的调节作用。

首先,从性别角色看,母亲始终与子代保持着更强的连带——生命孕育之时,孩子与母亲血脉相连,从牙牙学语到求学成长,多是母亲陪伴,成年后“儿行千里母担忧”,进入老年期,又常帮助孩子照料孙辈、料理家务。母亲在养育过程中相对投入更多的情感和行为,角色嵌入程度相对更深。到老年,母亲与子代的情感关系更为密切^[38],性别角色导致的依赖使老年母亲对子代反哺的愿望相对更强。因此,子代社会资源对老年母亲的主观福祉影响相对较大。

其次,从文化差异来看,我国的城乡差异既是经济发展差异,也是文化观念上的差异。市场经济不但冲击传统家庭形态,而且也对“抚育-赡养”的传统文化有所影响。在市场经济更加发达的城市,老年人口对于“依赖子女养老”的认可度已经明显低于经济形态相对传统的农村^[39]。农村父母在子女的养育和婚姻中付出更多,加上社会保障不健全,大部分人年老后更要靠子女照顾^[40]，“养儿防老”的观念更加牢固,对社会资源反哺的期待与需求相对更大。同理,不同教育程度者文化观念上的差异也会导致子代社会资源的影响不同。高教育父代有更宽阔的知识视野,传统观念相对较弱,对子代资源的依赖性相对较低,子代社会经济地位对高教育父代的影响也相对较小^[41]。

同时,资源依赖度也是理解老年人主观福祉群际差异的重要视角。“资源替代”命题认为各种资源对于个体福祉的作用呈现此消彼长之特点,资源类型越单一,数量越少,生活福祉越依赖外来资源,外部资源的边际效应也就越大^[42]。相对而言,老年女性、农村居民和低教育者职业地位通常较低、经济基础薄弱,自身拥有的资源类型单一、数量较少。同时,基于社会交往的同质性偏好^[43],上述老年群体的非亲属网络资源质量普遍不高,家庭外社会资源也相对缺乏,他们只能更多依靠子女的资源改善其福祉,使得子女社会资源反哺为其带来的福祉效应更强。因此,我们提出假设4——代际社会资源反哺的福祉效应群体差异假设,具体包括三个子假设:

假设4a:性别差异假设,子代社会经济地位对老年女性主观福祉的反哺效应强于男性。

假设4b:城乡差异假设,子代社会经济地位对老年农村人主观福祉反哺效应强于城市。

假设4c:教育差异假设,子代社会经济地位对低教育老年人主观福祉的反哺效应强于高教育者。

四、数据、变量及实证方法

(一) 数据

本文实证分析使用北京大学中国家庭追踪调查(CFPS)2010年基线调查数据。该数据共收集了14798个家庭中的16岁及以上样本33600个,其中60岁以上老年样本6493个,调查了被访者所有子女的职业,以及老年人口与子女的互动情况、主观福祉、社会地位认同等重要变量信息,完全契合本研究的主题。已有研究通常以60岁作为老年的起点^[1,39],但CFPS2010中只针对61岁及以上样本询问其与子女的互动情况,故本文选取61岁及以上的老年人为研究对象,将受访对象与其所有子女信息匹配,剔除无在世子女、子女职业和其他变量缺失的样本后,用于分析的样本为5065个。

(二) 变量测量

1. 因变量:主观福祉

主观福祉的测量分为单维和多维两种测量范式,单维测量直接使用“幸福感”或“生活满意度”,主观福祉与“满意度”“幸福感”高度相关,单维测量未能充分考虑主观福祉的综合性、整体性特征^[3],因此有必要采用多维测量。多维测量的代表性方案有Diener^[44]提出的一般生活满意度、积极情感和消极情感三维测量方案。该测量将短期情绪和较长期的“满意度”混合,混淆了“福祉”作为一种长期性、综合性心理感受的内涵。Stock等^[45]提出一种主观福祉的时间性测量框架,将主观福祉分为满意度、幸福和积极性动机三个层次,其中满意度是当前生活与此前状态或期望的对比,幸福表示当前的心理状态,积极性动机表现对于未来的预期。该框架能够对主观福祉进行综合性衡量,

且已得到应用^[46]。本文将以此界定并测量老年人口主观福祉。使用“您觉得自己有多幸福”测量幸福感,“你对自己生活的满意程度”测量生活满意度,“您对自己未来的信心程度”测量积极性动机,三个均为 1—5 分的变量。本文参照唐启明^[47]的方法,对三项测量指标求均值,衡量老年父母的主观福祉水平。

2. 自变量

(1) 子代社会经济地位

中国家庭追踪调查基线数据中提供了被访者所有成年子女的职业信息及对应社会经济地位指数(ISEI)得分,利用该数据可以直接获取子女的最高社会经济地位,也可计算出被访者子女的平均社会经济地位,用此两种方法衡量子代社会经济地位。

(2) 地位认同用被访者阶层地位认同、收入地位认同测量。具体方法:用题器“您认为自己的社会阶层地位为哪一个”衡量阶层地位认同,五点测量,数值越大,阶层地位越高;用题器“您认为自己的收入地位为哪一个”衡量经济地位认同,五点测量,数值越大,收入地位越高。

(3) 子代支持用子代对父代是否提供经济支持和劳动力支持两个具体维度衡量。具体方法:用题器“子女给您提供经济帮助”和“子女是否给您理财”衡量子代经济支持;用题器“子女是否给您照料家务”和“子女照看您”两题衡量子代劳动力支持。经济支持的两题中有任何一题选择为“是”,则给“子代经济支持”赋值为 1,表示“有经济支持”,如果两个题目均选择“否”,则赋值为 0,表示“无经济支持”。同理,“子代劳动力支持”编码为“有劳动力支持=1”,“无劳动力支持=0”。

3. 控制变量

老年人自身的阶层地位、社会网络、健康水平、家庭状况、个人特征等因素均会影响其主观福祉,这些因素均在统计模型予以控制。

(1) 阶层地位与社会网络变量:教育程度;户籍,分为农业和非农业;收入水平,使用老人上一年度个人工资、经营、养老金和政府社会补贴收入之和的对数进行测量;职业类别,分为 3 类;社会网络情况,使用春节拜年网中的朋友比进行测量^[10]。

(2) 健康相关变量:健康状况,使用慢性病进行测量;医疗保险。

(3) 家庭状况变量:子女数量;父母对子女的支持;家庭居住条件,使用访员对受访者住房条件的主观评价;地域,分为东部、中部、西部三个区域。

(4) 人口学特征变量:性别;父代年龄;婚姻状况,分为在婚与非在婚。变量的描述性统计见表 1。由表 1 可知,老年群体的幸福感强于生活满意度,对未来的信心相对最弱。幸福感是老年人当时的快乐程度,出生在 1950 年以前的老年群体与中华人民共和国共同成长,当前我国社会稳定繁荣,老年人幸福感极强。生活满意度是当下与此前或此前的期望进行对比,生活中总有让人不如意的地方,满意度低于幸福感。当前社会发展变迁迅速,也潜藏着难以预料的社会风险,而且我国社会保障制度有待进一步完善,导致老人对未来的信心总体稍低。

(三) 实证分析方法

基于本文的研究目标,所用统计分析方法主要有:(1) 多元线性回归及 KHB^① 中介效应分析方法。先使用逐步回归法,依次验证中介变量与自变量、因变量的关系。然后使用 Karlson 等在改进 Sobel 检验基础上提出的 KHB 中介效应分解方法对中介效应显著性进行分析^[48]。该方法能够同时考虑多个中介变量并分解其相对解释比例,且可以处理中介变量为二分变量的情况,符合本文研究的需要。(2) 多元线性回归的交互项分析方法。运用此方法分析子代社会经济地位影响老年人主观福祉的群体差异。(3) 工具变量法。运用此方法排除遗漏变量和反向因果对估计结果所产生的干扰,检验子代社会经济地位影响老人主观福祉的因果效应。

① 方法名称取自三位发明人 Karlson, Holm 和 Breen 姓氏的首字母,因此叫 KHB 方法。

表1 变量的描述性统计

变量类型	变量	均值(标准差)	备注
因变量	生活满意度	3.679(1.014)	1—5表示从最不满意到最满意
	幸福感	3.895(0.992)	1—5表示从最不幸到最幸福
	对未来的希望	3.380(1.145)	1—5表示从最没有希望到最有希望
	主观福祉	3.652(0.854)	取值范围[1,5]
自变量	子代社会经济地位 (平均值)	40.034(17.274)	取值范围[19,88]
	子代社会经济地位 (最高值)	35.186(13.549)	取值范围[19,90]
中介变量	阶层地位认同	2.885(1.017)	1—5表示从地位最低到地位最高
	经济地位认同	2.100(1.000)	1—5表示从地位最低到地位最高
阶层地位与社会网络	子代劳动力支持	0.40	有=1,没有=0
	子代经济支持	0.36	有=1,没有=0
	教育程度(%)		
	文盲/半文盲	56.27	
	小学	22.55	
	初中及以上	21.18	
	户籍	0.31	非农户口=1,农业户口=0
	收入水平	1.425(2.811)	取值范围[0,13.458]
	职业类别(%)		
	农业工作	51.79	指当前或曾从事农业工作
非农工作	26.51	指当前或曾从事非农工作	
无工作	21.70	指未从事过超过6个月的正式工作	
健康状况	拜年网朋友比	0.205(0.268)	取值范围[0,1]
	慢性病	0.26	有=1,没有=0
家庭状况	医疗保险	0.84	有=1,没有=0
	子代总数(个)	3.318(1.512)	取值范围[1,10]
	父代经济支持	0.13	有=1,没有=0
	父代劳动力支持	0.48	有=1,没有=0
	家庭居住条件	4.223(1.434)	取值范围[1,7],越大表示越好
	地域(%)		
	东部	57.14	
中部	17.10		
西部	25.77		
个人特征	性别	0.51	男=1,女=0
	年龄	69.125(6.593)	取值范围[61,110]
	婚姻状况	0.76	在婚=1,不在婚=0

五、实证分析结果及讨论

(一)子代社会经济地位是否影响老年父母的主观福祉

表2分析结果显示,子代社会经济地位(平均值)对于老年人主观福祉三个分指标都有显著的正向作用,而且影响强度差异不大,因此使用平均值作为“主观福祉”的测量具有合理性。模型4结果显示,子代社会经济地位(ISEI)每提高10个单位,老年父母主观福祉平均提升0.054单位。支持本文假设1,其他控制变量对老年人的主观福祉的影响与已有研究基本一致。

(二)子代社会经济地位反哺老人福祉的主客双重机制

进一步探究子代社会经济地位反哺中老年人主观福祉的客观与主观作用机制。具体分以下三步:

第一,中介变量影响老年人主观福祉的回归分析。结果如表3所示,其中模型1为基准模型,模型2和模型3显示,子代支持与老年父代主观福祉显著正相关,有经济支持和劳动力支持,平均比没有支持的主观福祉高0.054和0.079分。在加入子代经济支持后,子代社会经济地位的回归系数略有减小,但加入子代劳动力支持后,主效应系数反而略有增大,说明该变量可能发挥了负向的中介作用。模型4和模型5则显示,主观阶层认同与主观福祉显著正相关,社会经济地位认同每提高1单

位,主观福祉提高 0.318 和 0.210 单位。在加入地位认同变量后,子代 ISEI 与主观福祉的相关系数均有明显降低,分别下降 0.014 和 0.007 个单位,说明地位认同因素很可能发挥了中介作用。当然,中介效应是否存在,还需进一步检验。模型 6 同时纳入多个中介变量,每个中介变量与因变量的关系基本不变,显示出各中介变量作用的相对独立性。

表 2 子代社会经济地位(平均值)反哺老年父母主观福祉的回归分析^①

因变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	生活满意度	幸福感	对未来的信心	主观福祉
子代社会经济地位/10	0.064*** (0.012)	0.060*** (0.012)	0.037* (0.015)	0.054*** (0.010)
教育程度(参照项:文盲/半文盲)				
小学	0.052 (0.038)	0.082* (0.038)	0.075 ¹ (0.043)	0.070* (0.032)
初中及以上	-0.079 ¹ (0.044)	0.058 (0.042)	0.013 (0.051)	-0.003 (0.037)
户籍	-0.031 (0.045)	0.138** (0.044)	0.101 ¹ (0.051)	0.069 ¹ (0.038)
收入水平	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	0.008 (0.006)	0.004 (0.004)
职业类别(参照项:非农工作)				
农业工作	-0.106* (0.046)	-0.111* (0.046)	-0.065 (0.053)	-0.094* (0.039)
无工作	-0.208*** (0.053)	-0.111* (0.051)	-0.147* (0.060)	-0.155*** (0.044)
拜年网朋友比	0.016 (0.058)	0.149** (0.055)	0.171** (0.065)	0.112* (0.048)
慢性病	-0.094** (0.034)	-0.101** (0.033)	-0.128*** (0.038)	-0.108*** (0.029)
医疗保险	0.084* (0.042)	0.066 (0.043)	0.066 (0.047)	0.072* (0.036)
子代总数	0.025* (0.011)	0.025* (0.010)	0.023 ¹ (0.012)	0.024** (0.009)
父代经济支持	0.110* (0.045)	0.020 (0.043)	0.104* (0.052)	0.078* (0.037)
父代劳动力支持	0.032 (0.031)	0.044 (0.030)	0.046 (0.035)	0.041 (0.026)
家庭居住条件	0.127*** (0.012)	0.117*** (0.011)	0.119*** (0.013)	0.121*** (0.010)
地域(参照项:东部)				
中部	0.267*** (0.042)	0.093* (0.042)	0.138** (0.047)	0.166*** (0.036)
西部	0.032 (0.038)	0.027 (0.037)	-0.004 (0.042)	0.018 (0.031)
性别	0.025 (0.027)	-0.024 (0.026)	0.029 (0.031)	0.010 (0.022)
年龄(岁)	0.004 (0.003)	0.008** (0.003)	-0.008** (0.003)	0.001 (0.002)
婚姻状况	-0.023 (0.038)	0.035 (0.038)	0.047 (0.043)	0.020 (0.032)
常数项	2.555*** (0.215)	2.433*** (0.213)	3.084*** (0.242)	2.691*** (0.180)
样本量	5065	5065	5065	5065
R ²	0.066	0.079	0.058	0.093

注:(1)为尽量削减因抽样方法和主观福祉在家庭成员间的相关性造成的误差,报告标准误为以家庭(fid)为组的聚类标准误;(2)显著性水平!p<0.10,*p<0.05,**p<0.01,***p<0.001;(3)为了让回归系数较大,对子代社会经济地位除以10。下同

① 自变量用子代社会经济地位最高者测量,回归分析得到相似的分析结果。

表3 子代社会经济地位、中介变量对老年人主观福祉的影响

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
子代社会经济地位/10	0.054*** (0.010)	0.052*** (0.010)	0.056*** (0.010)	0.039*** (0.010)	0.047*** (0.010)	0.038*** (0.010)
子代经济支持		0.054* (0.027)				0.046 [†] (0.024)
子代劳动支持			0.079** (0.026)			0.068** (0.024)
阶层地位认同				0.318*** (0.013)		0.282*** (0.013)
收入地位认同					0.210*** (0.012)	0.082*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	2.691*** (0.180)	2.675** (0.180)	2.134*** (0.219)	2.147*** (0.163)	2.358*** (0.185)	2.071*** (0.162)
样本量	5065	5065	5065	5065	5065	5065

第二,子代社会经济地位影响中介变量的回归分析。表4结果显示,子代ISEI每提升10各单位,子代提供经济支持的可能性提高约12.4%,但子代提供劳动力支持下降约7.4%。可见,高昂的照料成本降低了子代的劳动力支持力度。同时,子代社会经济地位与父代阶层地位认同、收入地位认同均正相关。

表4 子代社会经济地位影响父代地位认同、子代支持的回归结果

	子代经济支持	子代劳动力支持	阶层地位认同	收入地位认同
子代社会经济地位/10	0.117*** (0.030)	-0.077** (0.030)	0.048*** (0.127)	0.038** (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.953* (0.468)	-2.568*** (0.464)	1.683*** (0.217)	1.818*** (0.216)
样本量	5065	5065	5065	5065

第三,子代社会经济地位对老年父代主观福祉的双重机制及比较分析。表5为KHB中介效应检验的结果。表5的模型1至模型5依次对表3的模型2至模型6进行了中介效应分解,四个中介变量效应均显著。结果显示,两种机制解释了总效应的31.5%^①。其中信号性资源反哺机制的阶层地位、收入地位认同中介路径对老年父代主观福祉反哺作用分别占比28.07%和13.22%,实证结果支持本文假设2a、2b、3a、3b。虽然实体性资源机制可以通过增加子代经济支持路径提升老人的主观福祉,但同时减少子代劳动力支持并降低老年父母主观福祉,分别占2.57%、-2.53%,正负效应并存,一定程度上削弱了其影响力。

表5 子代支持和地位认同的KHB中介效应检验

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
总效应	0.054***	0.054***	0.054***	0.054***	0.054***
直接效应	0.053***	0.056***	0.039***	0.047***	0.038***
中介效应	0.001*	-0.002*	0.015***	0.007**	0.017***
中介效应(%)	2.57	-2.53	28.07	13.22	31.48
R ²	0.09	0.09	0.23	0.15	0.24

① 由于各中介变量之间存在一定的相关性,总体中介效应不等于单个中介变量解释比之和。

(三)子代社会经济地位反哺老年人主观福祉的群体差异分析

子代社会经济地位对老年人主观福祉反哺效应的群体差异如表 6 所示。其中模型 1 为基准模型,模型 2 至模型 4 分别为性别交互、户籍交互和教育水平交互模型。模型 2 至模型 4 分别显示,当子代社会经济地位每提升 10 单位,中老年女性的主观福祉增长量平均比男性高出 0.051 单位,对中老年女性的影响显著高于男性。同理,当子代 ISEI 每提升 10 单位,农村户籍老人主观福祉增长量比城市高出 0.055 单位,小学及以下老人主观福祉增长量比初中以上高出 0.084 单位,对农村、低教育老人主观福祉的影响显著高于对城市、高教育的老人。所以,子代社会经济地位对于女性、农村、初中教育以下中老年人的影响更大。实证分析结果支持了假设 4a、假设 4b 和假设 4c。

表 6 子代社会经济地位反哺中老年父代主观福祉的群体差异^①

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
子代社会经济地位/10	0.054*** (0.010)	0.080*** (0.013)	0.077*** (0.013)	0.083*** (0.014)
性别(男=1)	0.003 (0.022)	0.187*** (0.055)	0.002 (0.022)	0.001 (0.022)
户口(城市=1)	0.069 ¹ (0.038)	0.065 ¹ (0.038)	0.280** (0.087)	0.064 ¹ (0.038)
父代教育(参照项:文盲/半文盲)				
小学	0.070* (0.032)	0.065* (0.032)	0.069* (0.032)	0.107 (0.082)
初中及以上	-0.003 (0.037)	-0.000 (0.037)	0.003 (0.037)	0.333*** (0.094)
性别*子代社会经济地位		-0.051*** (0.014)		
户口*子代社会经济地位			-0.055** (0.020)	
小学*子代社会经济地位				-0.013 (0.021)
初中及以上*子代社会经济地位				-0.084*** (0.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	2.691*** (0.180)	2.604*** (0.180)	2.591*** (0.183)	2.577*** (0.183)
N	5065	5065	5065	5065
R ²	0.093	0.094	0.094	0.096

(四)子代社会经济地位反哺老年人主观福祉的因果性检验

上述模型中虽已经控制诸多影响老年人主观福祉的其他因素,但仍可能存在两方面内生性问题,即反向因果和遗漏变量问题。首先是反向因果问题,子代有可能因为需要陪伴照料心理健康不佳的父母而在就业选择方面受到限制,或者父母长期的较差心理状态影响了子代的教育获得,使子代有较低的社会资源含量。其次是遗漏变量问题,子女社会资源获得可能与父代不可观测的因素有关,这些不可观测因素同样影响了老年父母的主观福祉。例如能力越强的父母更可能培养出高社会经济地位子女,也有更好的心理弹性,其主观福祉更好。本文通过寻找工具变量的方式进一步论证这一问题,以降低内生性对研究结论的干扰。

^① 将子代平均社会经济地位换成子代最高社会经济地位,控制变量不变,分析结果基本完全一致。

使用社区中排除受访者本人家庭外的其他老人子女的平均教育年限,作为受访者子代社会经济地位的工具变量^[26]。该工具变量能够满足相关性和外生性两个条件,可作为一个较合理的工具变量。首先,教育获得具有社区效应,同一社区内的人往往有着类似的教育观,个体所在环境的群体成员的平均教育程度会极大影响个体教育获得^[49],从而与子代社会经济地位具有较强相关性。其次,社区中其他人子女的平均教育程度不大可能对老年父代当前的主观福祉产生影响。

表7显示了工具变量回归的分析结果。社区中非本家庭老年人子女的平均教育年限与受访者子代社会经济地位变量回归系数显著为正,工具变量与自变量显著正相关,且F检验统计值为66.14,远大于10,不存在弱工具变量问题。采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行重新回归的系数依然正向显著($r = 0.292$, $p < 0.01$),说明在排除了潜在的内生性问题后,子代社会资源对老年父母主观福祉的正向作用是稳健的。

表7 工具变量回归分析结果

	第一阶段	第二阶段
社区其他家庭子女教育程度	0.080*** (0.010)	
子代社会经济地位		0.292** (0.080)
控制变量	控制	控制
常数项	3.245*** (0.278)	1.810** (0.345)
样本量	5065	5065
第一阶段F值	66.14	66.14

六、研究结论及讨论

在中国老龄化不断深化的背景下,老年群体的生活福祉是人民向往的美好生活的重要组成部分。本文从代际社会资源反哺的分析视角,建构了子代经济地位对老年人主观福祉反哺效应的理论模型,不但揭示了我国社会经济地位反向影响老年福祉的现象,更揭示了其反哺老年父母主观福祉的多重机制及其相对强度,并进一步探讨了效应的群体差异。

本文的关键性结论有三:首先,子代社会经济地位反向影响老年父母主观福祉存在双重机制,即实体性资源的客观反哺机制、符号性资源的主观反哺机制,其中,符号性资源影响强于实体性资源。其次,实体性资源机制的两条具体路径同时呈正、负效应。一方面,子代社会经济地位越高,子代劳动力支持反而减少,对老人主观福祉产生一定的负向影响。这是一个值得思考的结果,高社会经济地位子代如何减轻工作—家庭冲突,把“常回家看看”落到实处,需要个人、单位和政策制定者的共同努力。另一方面,子代社会资源越丰富,越有可能在经济上支持老年父母,弥补劳动支持不足对老年父母主观福祉的不利影响。最后,代际社会资源反哺效应在老年父母自身资源禀赋相对较差的群体中更强,即存在“劣势累积”,子代社会资源较贫乏的老年弱势群体更应该是社会帮助的重点人群。

本研究具有重要的理论意义。代际社会流动是洞察代际资源传递开放性及其变迁的重要维度,是社会学的核心研究议题。社会资源由父代向子代的下传维度相关研究已较为充分,具体表现为父代阶层对子代的教育、健康、职业地位的影响,但是子代社会经济地位及其蕴含的社会资源的向上传递,即子代社会经济地位的反哺效应,如子代地位结构特征影响父代健康等相关研究较为缺乏。本研究系统揭示了子女地位获得如何反哺父代主观福祉,无疑在这方面有所开拓。

本研究结论对思考中国未来养老问题也有诸多政策启示。主观福祉是老年人生活质量的重要甚至关键性指标,子代成就的社会价值是影响父代的主观福祉关键因素,而非完全体现在人力与物力上的支持。因此,在老龄化社会治理方面,不仅要全面强化社会保障,解决老年人口的后顾之忧,更要下大力气解决青年群体的失业问题,更要着力提升年轻一代的就业质量与职业流动。此举可以有效发挥家庭养老的优良传统,提高老年人的主观福祉与生活质量,对我国社会高质量发展具有不可估量的潜在的、长期的社会价值,值得政府与社会高度重视。本文不足之处在于相关指标的测量有待改进,诸如老人退休前具体职业缺失、子代支持指标较为简化等。关于子代社会资源反哺老年

人主观福祉的国际比较研究,也是未来重要的研究课题。

[参 考 文 献]

- [1] 李建新,刘保中. 城乡老年人口生活满意度差异及变化分析——基于 CLHLS 项目调查数据[J]. 学海,2015(1):101-110.
- [2] 张文娟,李树茁. 子女的代际支持行为对农村老年人生活满意度的影响研究 [J]. 人口研究,2005,29(5):73-80.
- [3] DIENER E. Subjective Well-being. The Science of Happiness and a Proposal for a National Index[J]. American Psychologist,2000,55(1):34-43.
- [4] DOLAN P, PEASGOOD T, WHITE M. 2008. Do We Really Know What Makes Us Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well-being[J]. Journal of Economic Psychology,2008,29(1):94-122.
- [5] 边燕杰,肖阳. 中英居民主观幸福感比较研究 [J]. 社会学研究,2014,29(2):22-42.
- [6] 张军华. 城乡经济发展差异变迁与幸福感指数——基于 2001—2010 年数据分析[J]. 学术论坛,2012,35(12):114-117.
- [7] 洪岩璧. 再分配与幸福感阶层差异的变迁(2005—2013) [J]. 社会,2017,37(2):106-132.
- [8] 余英. 教育如何影响幸福——教育,公共教育支出与主观幸福的研究进展[J]. 北京大学教育评论,2014(3):105-120.
- [9] MCKENZIE B, CAMPBELL J. Race, Socioeconomic Status, and the Subjective well-being of older Americans[J]. International Journal of Aging & Human Development,1987,25(1):43-61.
- [10] 马丹. 社会网络对生活满意度的影响研究——基于京,沪,粤三地的分析 [J]. 社会,2015,35(3):168-192.
- [11] CHENG S T, Lee C K, CHAN A C, et al. Social Network Types and Subjective Well-being in Chinese Older Adults[J]. Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences,2009,64(6):713-722.
- [12] 张君安,张文宏. 社会网络类型与老年人幸福感 [J]. 社会发展研究,2019,6(2):79-96.
- [13] 吴菲,王俊秀. 相对收入与主观幸福感:检验农民工的多重参照群体[J]. 社会,2017,37(2):74-105.
- [14] GILLIGAN M, KARRAKER A, JASPER A. 2018. Linked Lives and Cumulative Inequality: A Multigenerational Family Life Course Framework[J]. Journal of Family Theory & Review,2018,10(1):111-125.
- [15] FINGERMAN K L, CHENG YP, BIRDITT K, et al. Only as Happy as the Least Happy Child: Multiple Grown Children's Problems and Successes and Middle-aged Parents' Well-being[J]. The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences,2012,67(2):184-193.
- [16] 许琪. 奉养,敬亲和立身:子女因素对老年人自评生活质量的多重影响[J]. 学海,2018,174(6):155-161.
- [17] YAHIRUN J J, SHEEHAN C M, MOSSAKOWSKI K N, et al. Depression in Later Life: The Role of Adult Children's College Education for Older Parents' Mental Health in the United States[J]. Journals of Gerontology: Series B,2020,75(2):389-402.
- [18] 王群勇,徐伟. 你快乐所以我快乐——家庭内幸福感溢出效应研究 [J]. 中国经济问题,2019(4):124-136.
- [19] PILLEMER K, SUITOR J J, MOCK S E, et al. Capturing the Complexity of Intergenerational Relations: Exploring Ambivalence within Later-Life Families[J]. Journal of Social Issues,2007,63(4):775-791.
- [20] LEVITZKI N. Parenting of Adult Children in an Israeli Sample: Parents are Always Parents[J]. Journal of Family Psychology,2009,23(2):226-235.
- [21] GOTTLIEB B H. Social Support as a Focus for Integrative Research in Psychology[J]. American Psychologist,1983,38(3):278-287.
- [22] 和红,谈甜,王和舒琦. 子女支持对城乡老年人身心健康的影响研究——基于中国老年社会追踪调查 2014 年数据的实证分析 [J]. 人口与发展,2020,26(4):35-42+13.
- [23] 姚若松,郭梦诗,叶浩生. 社会支持对老年人社会幸福感的影响机制:希望与孤独感的中介作用 [J]. 心理学报,2018,50(10):1151-1158.
- [24] Cong Z, SILVERSTEIN M. Intergenerational Time-for-money Exchanges in Rural China: Does Reciprocity Reduce Depressive Symptoms of Older Grandparents? [J]. Research in Human Development,2008,5(1):6-25.
- [25] 宋璐,李树茁. 代际交换对中国农村老年人健康状况的影响:基于性别差异的纵向研究 [J]. 妇女研究论丛,2006(4):14-20.
- [26] 吕光明,刘文慧. 中国子女教育对老年父母健康的异质性影响研究[J]. 中国人口科学,2020(4):72-83.
- [27] BLAU P M, Duncan O D. The American Occupational Structure[M]. New York: Wiley,1967:58-66.
- [28] ZANG E, DIRK DE GRAAF N. Frustrated Achievers or Satisfied Losers? Inter- and Intragenerational Social Mobility and Happiness in China[J]. Sociological Science,2016,3:779-800.
- [29] 许琪. “混合型”主观阶层认同:关于中国民众阶层认同的新解释 [J]. 社会学研究,2018,33(6):102-129.
- [30] 周晓虹. 文化反哺与器物文明的代际传承 [J]. 中国社会科学,2011,192(6):109-120.
- [31] 陈皆明,陈奇. 代际社会经济地位与同住安排——中国老年人居住方式分析 [J]. 社会学研究,2016,31(1):73-97.
- [32] 黄庆波,杜鹏,陈功. 老年父母与成年子女间的代际支持及其影响因素 [J]. 人口与发展,2018,24(6):20-28.

- [33] 曾旭晖,李奕丰. 变迁与延续:中国家庭代际关系的类型学研究[J]. 社会,2020,40(5):190-212.
- [34] 佟新,周旅军. 就业与家庭照顾间的平衡:基于性别与职业位置的比较[J]. 学海,2013(2):72-77.
- [35] 闰丙金. 收入,社会阶层认同与主观幸福感[J]. 统计研究,2012,29(10):64-72.
- [36] 张顺,梁芳. 社会流动、网络位置与阶层认同偏移[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2021,41(2):78-87.
- [37] PODOLNY J M. A Status-based Model of Market Competition[J]. American Journal of Sociology,1993,98(4):829-872.
- [38] 宋璐,李树茁. 农村老年家庭代际关系及其影响因素——基于性别视角的潜在类别分析[J]. 人口与经济,2017(6):1-12.
- [39] 孙鹃娟,沈定. 中国老年人口的养老意愿及其城乡差异——基于中国老年社会追踪调查数据的分析[J]. 人口与经济,2017(2):11-20.
- [40] 杜鹏,孙鹃娟,张文娟,等. 中国老年人的养老需求及家庭和社会养老资源现状——基于2014年中国老年社会追踪调查的分析[J]. 人口研究,2016,40(6):49-61.
- [41] 刘汶蓉. 家庭价值的变迁和延续——来自四个维度的经验证据[J]. 社会科学,2011(10):78-89.
- [42] 洪岩璧,陈云松. 2017. 教育影响健康的群体差异(2005—2012):资源替代与劣势叠加[J]. 社会发展研究,2017,4(1):1-18.
- [43] MCPHERSON M, SMITH-LOVIN L, COOK J M. Birds of a Feather: Homophily in Social Networks[J]. Annual Review of Sociology, 2001(27):415-444.
- [44] DIENER E, SUH E M, LUCAS R E, et al. Subjective Well-Being: Three Decades of Progress[J]. Psychological Bulletin, 1999, 125(2):276-302.
- [45] STOCK W A, MORRIS A O, BENIN M. Structure of Subjective Well-being among the Elderly[J]. Psychology and Aging, 1986, 1(2):91-102.
- [46] 申云,贾晋. 收入差距,社会资本与幸福感的经验研究[J]. 公共管理学报,2016,13(3):100-110.
- [47] 唐启明(Donald J. Treiman). 量化数据分析:通过社会研究检验想法[M]. 任强译. 北京:社会科学文献出版社,2012.
- [48] KARLSON K B, HOLM A, BREEN R. Comparing Regression Coefficients between Same-sample Nested Models using Logit and Probit: a New Method[J]. Sociological Methodology, 2012, 42(1):286-313.
- [49] 郑磊. 教育中的社区效应和同伴效应:方法、证据及政策启示[J]. 教育学报,2015,11(5):99-110.

(责任编辑 余敏)

著作权使用声明

本刊已许可中国知网、万方数据库、中文科技期刊数据库(重庆维普)以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文。本刊支付的稿酬已包含各数据库著作权使用费,所有署名作者向本刊提交文章发表之行为视为同意上述声明。如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。

《东南大学学报(哲学社会科学版)》编辑部