

现代化变迁与老年人家庭地位演变

——以代际同住家庭经济决策权为例

张新辉, 李建新

(北京大学社会学系, 北京 100871)

摘要: 使用中国老年人健康长寿影响因素调查数据, 从宏观层面的现代化变迁和微观层面的父代资源、代际社会经济地位角度研究代际同住老年人家庭地位的影响因素, 应用赫克曼定序 Probit 模型处理代际同住的样本选择问题。研究发现近年来与子女同住的老年人参与家庭经济决策状况有所改善, 但仍有近半老年人对除自己开支外的家庭经济决策无权做主; 老年人家庭权力并未随着现代化发展持续降低, 现代化程度更高的城市和东部地区老年人其家庭权力反而高于农村和中西部老年人; 家庭权力在性别间的不平等仍然存在; 老年人自身的物质和劳务资源以及相对于子代的社会经济地位可显著提升老年人的家庭经济权力。基于以上分析, 建议政府应完善老年社会支持体制, 构建平等和谐的家庭代际文化, 更加关注多重弱势叠加的老年人状况。

关键词: 老年人; 代际同住; 家庭经济决策; 赫克曼定序 Probit 模型

中图分类号: D669.6 文献标识码: A 文章编号: 1000-4149 (2019) 04-0094-13

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2019.04.007

Modernization and Family Status of the Elderly: Taking Economic Decision-making Power in Coresiding Family as an Example

ZHANG Xinhui, LI Jianxin

(Department of Sociology, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Using CLHLS data, this paper explores the influencing factors of the elderly's status in coresiding family from following three aspects: modernization, parental resources and the parent-child socioeconomic status. Heckman ordered Probit model is used to

收稿日期: 2018-09-30; 修订日期: 2019-03-25

基金项目: 教育部人文社会科学重点基地重大项目“实现人口经济社会健康老龄化的对策研究”(16JJD840004)。

作者简介: 张新辉, 北京大学社会学系博士研究生; 李建新, 法学博士, 北京大学社会学系教授, 博士生导师。

correct sample selection bias of coresidence. The results show that the coresiding elderly's economic decision-making power has been improved but nearly half of them still have no power except on their own expenditures. The coresiding elderly living in more modernized area (urban/east area) have more familial economic power than their rural and middle/west counterparts, indicating the association between modernization and family status of older people is not linear negative. Gender inequality in family power persists. the coresiding elderly's family power is highly determined by their economic and labor resources and relative socioeconomic status within a family. It is imperative to improve elderly-related social support system, nurture elderly-friendly family culture and focus on multiple disadvantaged subgroups.

Keywords: the elderly; coresidence; family economic decision-making; heckprobit model

一、研究背景

虽然近年来老年人与子女同住的比例持续降低, 代际同住仍是我国老年人晚年生活的主要居住形式。2010年全国第六次人口普查表明仍有57%的65岁及以上老年人与子女同住^[1]。自20世纪特别是近几十年以来, 老年人在家庭中的传统地位和权威迅速衰落, 其在家庭事务决策中逐渐被边缘化, 而一味顺从子女意愿、被动接受子女安排却成为老年人的无奈选择^[2-3]。当前人口老龄化的加速推进和老年人参与家庭事务权力的持续衰落在某种程度上构成了一种结构性的张力, 基于老年人福祉亟须对老年人在代际同住家庭中的权力状况和相关影响因素进行研究。当前关于家庭权力 (family power) 的研究大多聚焦于核心家庭中的夫妻权力 (marital power/conjugal power)^[4], 对于家庭结构和其他重要家庭成员的家庭权力情况不够重视, 特别是对与子代同住的老年人参与家庭决策的研究尚不充分, 因此需要在家庭权力研究中引入代际视角^①。

现有关于现代化和家庭代际关系变迁的研究尚未达成一致结论。许多研究者认为随着社会现代化转型, 老年人在家庭中的权力和地位已日渐式微, 父母身份已经“非神圣化”^[3], 家庭代际地位已经“失衡”^[5], 甚至老年人在家庭中“保姆化”, 即老年人承担大多数家务责任而放弃了大部分的决策权^[6]。但也有研究认为老年人在家庭中的权力和地位虽有所削弱, 但是社会转型尚未彻底打破传统的代际关系模式也并不必然导致老年人家庭权力的持续衰落^[7]。当前的家庭代际研究较多关注亲代和子代核心家庭间的家庭代际互动, 对亲子同住家庭内部的代际权力分配还缺乏相关研究^[8]; 在方法上也大多以个案式的质性研究为主, 尚未有更具代表性的基于调查数据的量化分析。使用全国代表性的数据研究代际同住老年人在家庭决策中的权力及其影响因素, 有助于我们进一步明晰当前老年人在家庭中的地位, 并深入理解家庭权力在代际间如何分配。

① 当前的代际关系研究往往将代际同住仅视为养老赡养问题, 仅讨论子女赡养行为或者老年人接受赡养的福利后果。虽然也有学者研究老年人对同住子女的经济和劳务帮助, 但老年人主动参与代际同住家庭决策的过程未受到应有的重视。

经济决策权是家庭权力中最直接、最基础的权力。由于居民对于商品和服务消费大多是以家庭为单位,老年人在家庭经济决策中的参与,既是老年人家庭地位的指标性体现,也有助于更好地满足老年人的利益和个性化需求,增进老年人的生活质量和身心健康^[9-10]。基于上述理论和现实需求,使用全国代表性的数据对代际同住家庭中老年人的经济决策权及其决定因素进行量化研究。通过研究了解当下老年人在代际同住家庭中的经济决策参与究竟处于何种状态?哪些因素和机制影响着老年人的家庭经济决策权力?并进一步探讨保障老年人家庭权力、提升老年人福祉的可能途径。

二、理论和研究假设

家庭权力是指家庭成员在决定家庭事务特别是家庭资源分配时的影响力,与家庭事务决策(family decision-making)过程紧密相关^[11]。家庭权力分配不仅是家庭成员间互动模式的体现,也能反映出家庭成员的角色分工和家庭地位,是家庭研究的核心内容之一。布拉德(Blood)和沃尔夫(Wolfe)基于对夫妻权力的研究提出了家庭权力的相对资源理论(Resource Theory)^[12],认为家庭内部权力取决于该家庭成员能够为家庭提供的相对物质资源(comparable resources)的多少。家庭权力的文化规范/父权制理论则更强调家庭规范,如家庭所处的社会文化环境和性别角色分工对家庭权力分配的根本性影响,特别是在现代化程度较低的社会,文化规范的影响更加强烈^[13]。罗德曼(Rodman)整合了资源论和文化论两种视角,提出了一种“文化规范—资源”的解释框架,即文化资源理论(Normative Resource Theory)^[14]。这一理论认为家庭内部权力分配同时取决于家庭成员之间的相对资源以及当地社会或特定亚文化中普遍盛行的家庭规范,家庭权力规范定义和调节着相对资源的意义和使用方式。由于文化资源理论同时考虑到宏观社会情境和微观家庭互动的影响,在当前经验研究中获得了更多的应用^[15]。笔者借鉴这一理论框架,将其对夫妻权力关系的分析扩展到家庭内部代际权力关系的分析,主要从宏观层面的社会现代化变迁和微观层面的父代资源以及代际社会经济地位三个方面来考察其对老年人在代际同住家庭中决策权力的影响。

1. 社会现代化变迁的影响

现代化与老年人家庭地位和权力之间的关系一直是老年学研究中的一个核心议题^[16]。经典的家庭现代化理论认为,现代化进程会持续冲击传统家庭观念与规范,随着社会现代化程度的提升,主流的家庭代际规范会从传统的以父子关系为轴心、父代主导逐步转变为以夫妻关系为轴心、子代主导的现代家庭权力结构和规范,父代在家庭中的地位和权威将持续衰落^[15]。在现代化发展程度较低的地区,家庭内部可能保持更多传统家庭规范^[17],在现代化发展程度越高的地区,社会结构中会有更多的现代因素,也更有可能会促使身处其中的个体或家庭摆脱传统家庭权力观念和规范的约束。许多实证研究也发现,现代化程度更高的地区其老年人家庭和社会地位更低^[16,18]。在中国传统社会中,老年人掌握着家庭经济支配权和重大事务决定权,在家庭中具有中心和权威的地位^[19],但随着我国社会现代化转型的发展,这种基于父辈权威的传统家庭制度和观念已经发生了很大变化,传统家庭观念持续衰落,老

年人的家庭地位也伴随现代化程度的提升在持续下降^[3, 20]。

近年来经典家庭现代化理论也遭到很多批判,被认为过度简化和扭曲了现代化对包括代际关系在内的家庭模式变迁的影响,无法有效解释当前不同社会中家庭变迁多样化的现实情况^[21]。越来越多的研究者认为现代化程度与老年人地位之间并不是简单的线性单向关系,而是在现代化发展的不同阶段会对老年人的家庭和社会地位产生不同方向的影响^[22]。帕尔莫尔(Palmore)与曼顿(Manton)对31个国家的跨文化比较发现,老年人地位与现代化程度之间的关系呈现出“J”形^[23]。即在现代化发展的早期阶段老年人地位会逐渐降低,但当社会发展到一定程度,随着现代化程度的持续提高,老年人的社会和文化支持资源会增加,老年人的家庭和社会地位也会重新得到提升。如现代化在削弱传统尊长抑幼规范的同时也可能会引入平等协商的现代家庭观念^[24],老年人社会保障程度的提升也会增加老年人家庭地位的物质基础。对西方发达国家的比较研究再次验证了这一关系^[25],对韩国老年人的研究发现现代化对老年人家庭地位具有促进作用^[26],现代化程度更高的新加坡其老年人家庭决策参与程度高于我国台湾地区的老年人^[27]。

基于上述理论观点的差异,本文希望考察当前我国老年人的家庭权力究竟是随着现代化变迁不断降低还是获得更好的保障?由于我国现代化程度存在明显的城乡和区域差异,因此用城乡和东、中、西部地区划分来间接测量现代化程度,基于经典的家庭现代化理论可以作如下假设。

假设1:现代化程度越高的地区,老年人在代际同住家庭中的经济决策权越小。

推论1.1:城镇老年人比农村老年人在代际同住家庭经济决策中权力更小。

推论1.2:东、中部老年人比西部老年人在代际同住家庭经济决策中权力更小。

同时,现代化变迁还可能会影响基于性别的传统家庭规范。我国传统父权制家庭规范可以从性别和代际关系上概括为“男主女从”和“尊长抑幼”两大原则,男性长者居于主导性地位,女性和后辈处于从属性地位。研究发现当前中国老年群体中仍然延续着明显的家庭性别分工观念,老年女性仍处于不平等的位置^[28],为了考察现代化变迁是否改变了代际同住中老年人的家庭权力性别不平等,我们提出以下假设。

假设2:老年男性比老年女性在代际同住家庭经济决策中权力更大。

2. 父代物质和劳务资源的影响

基于家庭权力的“文化规范—资源”理论,如果父代能够为家庭提供更多的物质和劳务资源,那么其在家庭中的经济决策权力会更大。当前父代所控制的资源日益减少,子代对父代经济资源的依赖持续降低,但是由于市场化过程中经济压力的增加,以及女性高就业率下的抚幼需求,基于子代需求形成的代际同住也十分普遍。作为一种代际互助和合作,父代对子代的经济和劳务支持也具有重要的意义,特别是在代际同住家庭中^[29]。因此我们提出如下假设。

假设3:父代物质和劳务资源越多其在代际同住家庭中的经济决策权越大。

推论3.1:有退休金、有房产、经济来源不依赖子女的老人在家庭经济决策上更有权力。

推论3.2:家务劳动(包括孙子女照料)参与更多的老年人,其在家庭经济决策上更有

权力。

3. 代际社会经济地位的影响

除了父代的物质和劳务资源外,父代和子代之间社会经济地位的对比也可能影响家庭权力的分配。它不仅代表着能为家庭提供的相对物质资源的多少,也是一种文化资源或者权威性资源的比较。以教育程度为例,它既是一种社会经济地位指标,更代表了一种文化权威、符号性权威。传统社会老年人在家庭中的权威很大程度上源于其具有比子代更为丰富的知识和经验,在当下社会变迁和知识爆炸的后喻文化(post-figurative culture)时代,老年人在知识和经验上的相对优势地位已经不复存在,这也可能会对老年人在家庭中的权力产生潜在影响。选择代际教育流动程度,即子代相对于父代的教育程度提升作为代际社会经济地位的指标,试图分析老年人权威丧失的非物质性基础,即老年人家庭权威的丧失很大程度上源于对子辈知识和经验上的优势逐渐丧失。基于此,提出以下假设。

假设4: 相对子代社会经济地位越高的老年人,在家庭经济决策中权力越大;子代相对社会经济地位越高,父代在家庭经济决策中的权力越小。

三、数据、变量与方法

1. 数据与样本

中国老年人健康长寿影响因素调查(CLHLS)始于1998年,从2002年起将调查范围从80岁及以上高龄老人扩大到65岁及以上老年人口。该调查采用多阶段分层抽样法,调查范围覆盖了全国22个省、市和自治区,调查区域人口占全国总人口的85.3%^①,调查方法科学严谨、样本量大、剪表性强,数据质量比较有保障,可以视为一个具有全国代表性的样本^[30]。本文主要使用2011/2012年数据,由于认知能力完好是参与家庭经济决策的重要先决条件,首先删除存在中重度认知障碍(MMSE量表得分在18分以下)的案例,接着选取年龄在65周岁到105周岁并与子女同住的老年人样本,最终获得样本量为4235个案例。由于需要处理样本选择性,本文还建立了包括代际同住和不同住老人的总体样本($N = 8109$)^②。

2. 变量操作化

因变量为老年个体在代际同住家庭中的经济权力。CLHLS调查中询问了老年人参与家庭经济决策的情况,即“您在家庭中的开支决定能否做主的情况”。我们按照主导家庭经济决策的程度将其分为能够做主(主要家庭开支做主/所有家庭开支做主)、部分做主(一些非主要家庭开支做主)、仅能自主(只能对自己的开支做主)、无法自主(对任何开支均不能做主)四个类别,并分别赋值为4、3、2、1,将其操作化为一个定序分类变量。

第一组解释变量为社会现代化变迁程度,使用城乡和地区间接测量社会现代化程度。基于现有对地区发展程度的划分,将地区划分为东部地区、中部地区和西部地区,并以西部地区为参照组建立两个代表东部和中部的虚拟变量,城乡为二分类变量。同时还纳入性别变量

① 22个省、直辖市和自治区为辽宁、吉林、黑龙江、河北、北京、天津、山西、陕西、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、四川和重庆。

② 不与子女同住的老人中排除了选择养老机构居住的老人,因为考虑到这一群体具有较大的异质性。

考察老年人家庭权力的性别差异是否仍然存续。

第二组解释变量测量父代所拥有的资源, 包括物质资源和劳务资源, 有以下四个变量: 生活来源是否不依靠子女、是否有退休金、是否有所住房屋所有权、家务参与程度。其中前三个是二分类变量, 家务参与程度反映老年人参与家务和家人照料的情况, 为取值 1—5 的定序变量, 取值越高参与家务的频率越大。

第三组解释变量测量代际社会经济地位。考虑到教育是最持久与稳定的社会经济地位指标, 使用子代受教育年限与老人受教育年限之差作为代际社会经济地位的指标。考虑到存在父母与多个成年子女同住的情形, 以及父母与女儿同住的情形下子代社会经济地位可能主要由其配偶的社会经济地位决定, 首先生成了一个同住子代 (及其配偶) 最高受教育年限变量, 然后再减去父代受教育年限。

控制变量主要是年龄和老年人的健康状况。考虑到健康状况可能会影响老年人家庭经济决策参与, 本文使用 ADL 是否受限和健康自评是否良好来从负向和正向两个方面更完备地测量健康状况。把至少不能够独立完成洗澡、穿衣、如厕、室内活动、大小便和吃饭六项其中一项的老人划为生活自理能力受限; 将自评健康好和较好的案例合并为自评健康好。另外, 还控制了老年人的婚姻状态。变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述统计 (加权结果)

变量	变量说明 (%/均值)	代际同住老人 (N=4235)	独立居住老人 (N=3874)	总样本 (N=8109)
家庭经济权力				
可以做主	对所有或主要家庭开支都能做主	41.6		
部分做主	对一些非主要家庭开支可以做主	13.1		
仅能自主	仅能对自己的开支做主	33.2		
无法自主	对任何开支均不能做主	12.1		
其他分类变量				
性别	男性=1, 女性=0	43.2	53.9	48.9
城乡	城市=1, 农村=0	43.2	44.5	44.0
东部	东部地区=1, 中西部地区=0	38.5	52.4	46.6
中部	中部地区=1, 东西部地区=0	26.5	28.4	27.6
生活来源独立	生活来源不依靠子女=1, 否则=0	47.6	62.0	56.0
退休金	有退休金=1, 没有=0	36.2	37.4	36.9
房屋所有权	有房屋所有权=1, 没有=0	47.2	78.5	65.4
日常生活自理能力 (ADL) 受限	不能独立完成洗澡、穿衣、如厕、室内活动、大小便和吃饭六项其中至少一项=1, 否则=0	9.2	7.0	7.9
健康自评	健康自评为好或较好=1, 否则=0	43.8	48.6	46.6
在婚	在婚=1, 丧偶/离婚/未婚=0	53.9	71.9	64.4
数值型变量				
	均值 (标准差)			
年龄	岁	73.9 (6.6)	72.4 (5.6)	73.0 (6.1)
存活子女数	个	3.7 (1.6)	3.5 (1.7)	3.6 (1.6)
存活女儿数	个	1.7 (1.3)	1.6 (1.3)	1.7 (1.3)
家务参与程度	取值 1—5	3.9 (1.6)	4.1 (1.5)	4.0 (1.5)
代际教育年限差		6.2 (4.4)		

注: 尽管本文的分析对象是代际同住老人, 但因涉及样本选择问题, 所以不仅给出了代际同住样本的描述统计, 也进一步给出了独立居住老年人和老年人总体的描述统计。由于 CLHLS 为过度抽样 (Over-Sampling), 所有描述性统计结果都经过加权处理。

3. 计量模型与研究策略

基于表1的描述性统计,可以看到代际同住老人与独立居住老人之间存在着显著的差异。如代际同住老年人女性更多、经济资源更少、健康受限的比例更高,在城乡和不同地区之间也存在差异,即代际同住并不是一个随机过程。但是当前研究并没有充分考虑到样本选择性问题,由于老年人必须首先选择与子女同住才可以观测到其在代际同住家庭中的经济决策权,在研究中直接对代际同住老年人进行分析易产生样本选择偏误 (sample selection bias)^[31]。由于本研究因变量为定序分类变量,不同于因变量为连续变量的经典赫克曼样本选择模型,我们使用基于赫克曼模型的定序 Probit 样本选择模型 (the ordered probit model for sample selection) 在控制样本选择偏误的基础上进行分析^[32]。

首先建立一般性的关于代际同住老年人家庭权力的定序 Probit 基准结果模型:

$$Y_i^* = X_i\beta + \eta_i \quad (1)$$

$$Y_i = \begin{cases} 1, & Y_i^* < r_1 \\ 2, & r_1 < Y_i^* \leq r_2 \\ 3, & r_2 < Y_i^* \leq r_3 \\ 4, & Y_i^* > r_3 \end{cases} \quad (2)$$

其中, Y_i^* 是不可观测到的代际同住老年人 i 家庭经济权力的潜变量, X_i 表示一组自变量的向量, η_i 为误差项。 Y_i 是实际观测到的个体 i 的定序分类结果变量取值, $r_1 < r_2 < r_3$ 为三个待估计的切点 (cut points)。由于存在样本选择性问题,实际被解释变量 Y_i 是否可以观测到取决于一个二值选择变量 P_i , 即只有代际同住的老人才有符合研究的因变量观测值。因此,本文建立老年人代际同住选择方程:

$$P_i^* = Z_i\gamma + \mu_i \quad (3)$$

$$P_i = \begin{cases} 1, & P_i^* > 0 \\ 0, & P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

P_i^* 为不可观测到的老年人代际同住倾向的潜变量,若 $P_i = 1$, 则老年人选择代际同住。 γ 被称为逆米尔斯比 (inverse mills ratio),

$$\gamma = \frac{\phi(-Z_i\gamma/\sigma_0)}{1 - \Phi(-Z_i\gamma/\sigma_0)} = \frac{\phi(-Z_i\gamma/\sigma_0)}{\Phi(Z_i\gamma/\sigma_0)} \quad (5)$$

γ 被视为是否代际同住概率的密度函数和累积分布函数之比, ϕ 和 Φ 分别表示标准正态分布的密度函数和分布函数。通过把逆米尔斯比 γ 的估计值作为自变量再加入到结果方程 (1) 即可以“纠偏”,即控制样本选择偏误,新的结果方程为:

$$Y_i^* = X_i\beta + \gamma\alpha + \eta_i \quad (6)$$

需要注意的是赫克曼模型需要排除性限定 (exclusion restriction) 才能被更稳健地识别,即选择方程中至少有一个被排除在结果方程之外的外生变量,即至少有一个影响该结果是否被观测到的因素,但并不直接影响结果本身^[33]。基于以往的研究,老年人子女数量和性别结构直接影响老年人与成年子女同住的概率,但并不直接影响老年人在代际同住家庭的经济

权力^[34]。因此在选择方程设定中加入存活子女数和存活女儿数这两个变量作为排除性限定。由于极大似然法 (MLE) 相比两步法有更高的估计效率, 使用前者对赫克曼选择模型进行估计。在分析中建立 4 个模型, 首先在控制其他变量的基础上分别加入“现代化变迁变量组”、“父代资源变量组”、“代际社会经济地位变量组”考察其各自对代际同住老年人家庭经济权力的影响, 最后再将三组变量同时全部加入, 建立全模型。

四、研究结果

1. 老年人在代际同住家庭中的经济决策权状况

表 2 展示了 CLHLS 历次调查中与子女同住老年人的家庭经济决策权的情况。2011/2012 年调查中仍然有接近一半与子女同住的老年人 (45.3%) 对于家庭内部除自己开支外的经济决策无权做主。这主要包括两部分老人, 即三分之一 (33.2%) 的老人只能对自己的开支做主, 还有 12.1% 的老年人处

表 2 历次调查中与子女同住老年人的

家庭经济决策权	家庭经济决策权 (加权结果)			%
	2005 年	2008/2009 年	2011/2012 年	
可以做主	27.2	35.6	41.6	41.6
部分做主	17.8	16.5	13.1	13.1
仅能自主	43.2	35.3	33.2	33.2
无法自主	11.8	12.6	12.1	12.1
样本量	7232	7491	4235	

于经济上完全无法自主的状态。在家庭所有或重大开支上能够做主的老年人占到约四成 (41.6%), 13.1% 的老人在家庭次要开支上能够做主。同时老年人的家庭经济决策权状况随着调查年份有所改善, 在家庭所有或重大开支上能够做主的老年人比例从 2005 年的 27.2% 提升到 2011 年的 41.6%, 而在家庭开支上仅能自主的老年人比例下降明显, 从 2005 年的 43.2% 降到 2011 年的 33.2%。这是由于近年来代际同住选择性有所提高以及老年人的经济和健康状况有所改善。

图 1 基于 2011/2012 年数据进一步描述了代际同住老年人的家庭经济决策权随年龄的变化。在原始数据基础上, 本文采用局部加权修匀方法 (locally weighted scatterplot smoothing, LOWESS) 进行了数据拟合, 修匀带宽设置为 0.4, 以获得更为精细的变化趋势。总的来看,

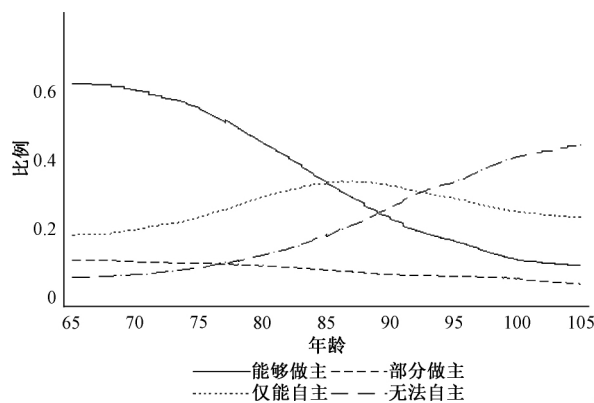


图 1 与子女同住老年人的家庭经济决策权随年龄的变化 (2011/2012 年数据)

在整个老年阶段，与子女同住老年人在家庭中的经济权力逐步衰减。随着年龄的增长，“能够做主”和“部分做主”的老年人比例逐步降低，降低速度在75岁之前比较平缓，但从75岁开始降低速度加快；而“无法自主”的老年人比例则持续增加，增加速度在75岁以后加快。“仅能自主”的老年人比例则经历了一个先增加后降低的过程，在85岁之前缓慢增加之后维持稳定，从90岁以后比例逐步降低。

2. 定序 Probit 样本选择模型结果

使用赫克曼定序 Probit 样本选择模型对每个模型分别建立结果方程和选择方程，控制样本选择性的影响。表3中各个模型的 rho 值均显著，证实了模型选择的正确性，即存在需要控制的样本选择性偏误。

基于代际同住老年人的家庭经济决策权结果方程显示，模型1在控制年龄、健康和婚姻状况等变量基础上加入性别、城乡和地区变量，考察地区现代化程度对老年人家庭经济决策权力的影响。结果显示，在控制其他变量的情况下处于现代化程度较高地区的城市老年人其家庭经济决策权力明显大于农村老年人，同时地区变量的影响方向也与假设1不一致；虽然相比西部，中部地区老年人的家庭经济权力更小但东部地区老年人与其并无显著差异。老年男性在代际同住家庭中的经济决策权力显著大于女性，即存在显著性别差异。模型2单独考察父代拥有的物质和劳务资源对其家庭经济权力的影响。结果显示，与子女同住的老年人中，经济来源不依赖子女、有退休金、有房屋所有权的老年人其在家庭中的经济决策权力越大，即父代物质资源能显著提升其在代际同住家庭中的权力。同时，父代劳务资源即父代更多的家务参与也可显著提升其经济决策权力。模型3使用代际教育年限差这一变量考察代际社会经济地位的影响。结果表明子代与父代教育年限差越大，父代在家庭中的经济权力越小。

在模型4中，将三组解释变量同时纳入，在充分控制其他变量条件下考察三组解释变量的独立作用。结果表明现代化程度更高的城市和东部地区老年人其家庭权力显著高于农村和中西部地区老年人，父代资源变量组中除房屋所有权接近显著外其他变量仍保持显著。同时子代相对于父代的教育程度也显著降低了父代在家庭中的经济权力。基于上述回归结果，可以认为三组解释变量均独立对代际同住老年人家庭经济权力产生显著影响，其中现代化变迁的影响除了性别差异假设外（假设2），其他与本文研究假设并不一致（假设1），而父代资源和代际社会经济地位变量的影响都与研究假设一致，即假设3和假设4获得了支持。

模型1—4的结果也表明年龄和健康因素显著影响着老年人的家庭经济决策权力。年龄越大，健康状况越差，老年人在大家庭中的经济权力越小，这也符合日常经验。

基于代际同住选择方程的结果，可以看到，年龄越小与子女同住的可能性反而越大，这是由于较年轻的老年人照料孙辈的概率更高，更可能基于照料孙子女的需求与子女同住。这也与之前的研究发现类似^[35]。健康的影响较为复杂，健康自评好的老人和日常生活自理受限的老人均更倾向于和子女同住，这也表明可能存在侧重父代照料需求和侧重子代抚幼需求的多种同住决定机制。女性和无配偶的老人相比男性和有配偶老人更倾向于和子女同住。东部发达地区老年人相对中西部地区老年人与子代同住可能性较小，老年人与子女同住概率不

表3 代际同住老年人的家庭经济决策权: 赫克曼定序 Probit 模型, 极大似然法 (MLE)

变量	模型1 (传统规范)		模型2 (父代资源)		模型3 (代际 SES)		模型4 (全模型)	
	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程
年龄	-0.025 *** (0.005)	0.014 *** (0.002)	-0.021 *** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.018 *** (0.003)	0.016 *** (0.002)	-0.022 *** (0.003)	-0.004* (0.002)
ADL 受限 (完好)	-0.392 *** (0.046)	0.330 *** (0.042)	-0.392 *** (0.048)	0.058 (0.046)	-0.045 (0.054)	0.373 *** (0.041)	-0.385 *** (0.057)	0.084* (0.049)
健康自评好 (一般/差)	0.177 *** (0.033)	0.049 (0.030)	0.198 *** (0.035)	0.037 (0.031)	0.153 *** (0.040)	0.057* (0.030)	0.199 *** (0.042)	0.065* (0.034)
在婚 (否)	0.050 (0.092)	-0.553 *** (0.033)	0.043 (0.054)	-0.434 *** (0.036)	0.055 (0.063)	-0.646 *** (0.034)	0.078 (0.080)	-0.484 *** (0.039)
男性 (女)	0.130 *** (0.037)	-0.131 *** (0.030)					0.117 ** (0.047)	-0.125 *** (0.036)
东部 (西部)	-0.044 (0.049)	-0.246 *** (0.033)					0.153 ** (0.078)	-0.034 (0.038)
中部 (西部)	-0.162 *** (0.048)	-0.104 *** (0.039)					-0.033 (0.058)	-0.076* (0.046)
城市 (农村)	0.402 *** (0.051)	0.020 (0.040)					0.235 *** (0.062)	0.271 (0.048)
生活来源独立 (否)			0.473 *** (0.047)	-0.128 *** (0.035)			0.446 *** (0.061)	-0.168 *** (0.039)
退休金 (无)			0.215 *** (0.040)	0.066* (0.034)			0.211 *** (0.048)	0.083 ** (0.038)
房屋所有权 (无)			0.189 ** (0.074)	-0.785 *** (0.032)			0.204* (0.113)	-0.824 *** (0.035)
家务参与程度			0.075 *** (0.015)	-0.140 *** (0.010)			0.085 *** (0.022)	-0.151 *** (0.010)
代际教育年限差					-0.019 *** (0.004)		-0.010 ** (0.005)	
存活子女数		-0.044 *** (0.011)		-0.068 *** (0.012)		-0.021* (0.011)		-0.040 *** (0.013)
存活女儿数		0.055 *** (0.014)		0.073 *** (0.016)		0.043 *** (0.015)		0.056 *** (0.018)
常数项		-0.664 *** (0.158)		1.482 *** (0.173)		-1.135 *** (0.147)		1.405 *** (0.192)
Cut1	-2.226 *** (0.533)		-1.724 *** (0.211)		-2.145 *** (0.296)		-2.078 *** (0.282)	
Cut2	-1.166 ** (0.458)		-0.476 *** (0.198)		-1.024 *** (0.262)		-0.744 *** (0.269)	
Cut3	-0.840* (0.437)		-0.086+ (0.194)		-0.629* (0.252)		-0.352 (0.267)	
rho	0.687 ***		0.455 ***		0.858 ***		0.303 ***	
Wald χ^2	323.23		430.26		469.51		372.26	
	Pr (0.00)		Pr (0.00)		Pr (0.00)		Pr (0.00)	
样本量	4235	8109	4227	8088	3677	7551	3040	6901

注: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.10$, 括号中为标准误。

存在显著的城乡差异。父代资源对代际同住的影响也比较复杂,一方面,生活来源不依靠子女、有房屋所有权的老人与子女同住的可能性越低,另一方面,有退休金的老人与子女同住

的可能性更高。存活子女数越多的老人代际同住的可能性越低，而存活女儿数越多的老年人代际同住的可能性越高。这也反映出女儿在当前养老实践中的重要性。

五、结论与讨论

作为我国老年人的主要居住形式，代际同住对老年人生活福祉具有重要意义，但老年人家庭地位和权力的衰落可能会导致代际同住老年人家庭主体性的困境。本文聚焦老年人在代际同住家庭中的经济决策权问题，基于家庭权力的“文化规范—资源”理论从宏观层面的现代化变迁和微观层面的父代资源、代际社会经济地位三个方面研究代际同住老年人经济决策权力的影响因素。充分考虑到代际同住的样本选择性，使用赫克曼定序 Probit 样本选择模型处理代际同住的样本选择问题，增强了研究结论的可靠性^①。研究发现近年来与子女同住的老年人参与家庭经济决策的权力有所改善，但仍有半数老年人对除自己开支外的家庭经济决策无权做主。对影响因素的考察进一步发现社会现代化变迁并不必然伴随着老年人家庭权力的持续下降，现代化程度较高地区的老年人在代际同住家庭中的权力反而更有保障。同时父代在代际同住中的经济权力也更多取决于其拥有的物质与劳务资源和代际社会经济地位。

首先，与经典家庭现代化理论的预测不同，社会现代化程度与老年人家庭地位之间的关系不是此消彼长的单向线性关系，而是表现出阶段性和多维复杂性。在现代化程度更高的城市和东部地区，老年人在代际家庭中的经济决策权力并未低于农村和中西部地区老年人。本文认为这一结果并不意味着城市和东部地区保留了更多传统尊长抑幼的代际家庭规范，而是表明在传统家庭代际规范瓦解之后，现代化程度更高地区的老年人更多受惠于现代化带来的积极因素，如现代化发展在消解传统尊长抑幼规范的同时也引入了尊重个体、平等协商的家庭文化，对于优秀的“尊老”传统家庭文化也在进行创造性转化，从而营造出保障老年人家庭地位的社会文化氛围^②；同时现代化发展也会为老年人提供更好的制度性社会支持，如更完备的社会保障体系和公共服务体系，有利于从物质与制度层面保障老年人在家庭中的权力和地位。但在现代化程度仍然较低的农村和中西部地区，支持老年人家庭地位的传统家庭规范已全面衰落，而现代化转变带来的制度和政策支持性因素尚未能弥补传统规范消解后遗留的空白，使得老年人家庭地位在农村和中西部地区的下降可能更为严重。很多质性研究也发现当前农村的代际伦理已经发生了剧烈变迁，农村老人并未受惠于尊长抑幼的传统家庭规范，也未能获得与城市同等的正式社会支持^[3, 36]。

其次，老年人自身的物质和非物质资源在很大程度上决定了老年人在代际同住家庭中的经济权力。如有退休金、经济来源不依赖子女的老人其家庭经济权力越大，能够提供更多家务劳动的老年人经济权力越大。同时代际之间以教育程度差异为主要表现的社会经济地位对比也影响着老年人在家庭中的经济权力。这也折射出老年人家庭权威丧失的非物质性基础，即老年人在知识和经验上的相对优势地位已经不复存在，对子辈的教化权逐渐丧失。

① 将本文研究结果与不考虑样本选择性直接使用定序 Probit 模型的结果进行了比较：传统模型结果中婚姻状态的影响显著，而本文结果表明婚姻状态只是影响同住概率不会直接影响代际同住家庭老年人经济决策权力。同时传统模型结果可能会高估性别以及父代物质资源的影响。

② 如叶光辉、杨国枢研究发现，在传统孝道文化的现代化转型中，虽然“权威型孝道”持续衰落，但是“互惠型孝道”这种带有公平原则的现代社会新孝道作为一种传统观念的创造性转化，成为一种具有生命力的延续。

再次,从性别维度发现传统父权制规范在家庭内仍持续存在。代际同住家庭中老年男性的经济权力仍大于女性,即女性在家庭中的弱势地位不仅反映在夫妻间权力分配中,也反映在家庭内部代际权力分配过程中,这也和之前相关研究结论一致,即老年女性受到多重弱势地位的影响。

本文仍存在一些值得改进之处:如对于现代化程度的间接测量仍不够直接和精细,研究中纳入的子代信息也相对有限,这有待于未来获得更丰富的调查数据加以改进。受限于数据可得性,本文仅对家庭中较为重要的经济决策权进行了研究,在家庭的其他重要权力决策过程中,老年人的参与状况仍需要持续关注。从方法上赫克曼二阶段法只能解决样本选择性问题的,但仍可能存在因遗漏变量引发的估计偏误以及联立性问题。

考虑到老年人拥有的资源对其家庭权力的关键性影响,未来需要进一步完善与老年人相关的社会保障和公共服务制度,提升老年人的健康和福利水平,夯实老年人生活自主和积极参与家庭决策的基础。同时需要进一步塑造新时代的老年友好型家庭文化,在代际平等的基础上构建更能体现老年人主体性的家庭代际关系。另外应更加重视农村老人、中西部地区老人、女性老年人等多重弱势叠加的老年群体状况。

参考文献:

- [1] 胡湛,彭希哲. 中国当代家庭户变动的趋势分析——基于人口普查数据的考察 [J]. 社会学研究, 2014 (3): 145-166.
- [2] 梁鸿. 边缘化: 老年人家庭地位日渐式微 [J]. 社会, 2000 (5): 42-43.
- [3] 阎云翔. 私人生活的变革: 一个中国村庄的爱情、家庭与亲密关系 1949—1999 [M]. 上海: 上海书店, 2006: 124-129.
- [4] 张丽梅. 西方夫妻权力研究理论述评 [J]. 妇女研究论丛, 2008 (3): 75-81.
- [5] 贺雪峰. 农村家庭代际关系的变动及其影响 [J]. 江海学刊, 2008 (4): 108-113.
- [6] 肖索未. “严母慈祖”: 儿童抚育中的代际合作与权力关系 [J]. 社会学研究, 2014 (6): 148-171.
- [7] 边馥琴, 约翰·罗根. 中美家庭代际关系比较研究 [J]. 社会学研究, 2001 (2): 85-95.
- [8] 王跃生. 农村家庭代际关系理论和经验分析——以北方农村为基础 [J]. 社会科学研究, 2010 (4): 116-123.
- [9] EVANS J. The economic status of older men and women in the Japanese household and the influence of this upon their nutritional level [J]. Journal of Cross-Cultural Gerontology, 1990, 5 (3): 217-242.
- [10] 邓婷鹤, 何秀荣, 王佳友. 居住模式对老人福利的影响: 基于代际关系的视角——来自我国老人膳食质量的证据 [J]. 财经研究, 2016 (12): 39-48.
- [11] MCDONALD G W. Family power: reflection and direction [J]. Pacific Sociological Review, 1977, 20 (4): 607-621.
- [12] BLOOD R O, WOLFE D M. Husbands and wives: the dynamics of married living [M]. New York: Fress Press, 1960: 263.
- [13] RODMAN H. Marital power in France, Greece, Yugoslavia, and the United States: a cross-national discussion [J]. Journal of Marriage & Family, 1967, 29 (2): 320-324.
- [14] RODMAN H. Marital power and the theory of resources in cultural context [J]. Journal of Comparative Family Studies, 1972, 3 (1): 50-69.
- [15] ZUO J, BIAN Y. Beyond resources and patriarchy: marital construction of family decision-making power in post-mao urban China [J]. Journal of Comparative Family Studies, 2005, 36 (4): 601-622.
- [16] COWGILL D O. Aging and modernization: a revision of the theory [M] // HENDRICKS J, HENDRICKS C D. Dimensions of

- Aging. Cambridge: Winthrop, 1979: 54-68.
- [17] 李建新,于学军,王广州,等. 中国农村养老意愿和养老方式的研究 [J]. 人口与经济, 2004 (5): 7-12.
- [18] CHOW N, BAI X. Modernization and its impact on Chinese older people's perception of their own image and status [J]. International Social Work, 2011, 54 (6): 800-815.
- [19] 费孝通. 乡土中国 [M]. 北京: 三联书店, 1985: 65.
- [20] WHYTE M K. Continuity and change in urban Chinese family life [J]. The China Journal, 2005, 53 (1): 9-33.
- [21] FONER N. Ages in conflict: a cross-cultural perspective on inequality between old and young [M]. New York: Columbia University Press, 1984.
- [22] STREET D, PARHAM L. Modernization and the status of older people [M] //EKERDT D J. Macmillan Encyclopedia of Aging. NY: Macmillan, 2002: 1332-1337.
- [23] PALMORE E B, MANTON K. Modernization and the status of the aged: international correlations [J]. Journal of Gerontology, 1974, 29 (2): 205-210.
- [24] 叶光辉, 杨国枢. 中国人的孝道: 心理学的分析 [M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2009: 37.
- [25] VAUCLAIR C M, MARQUES S, LIMA M L, et al. Subjective social status of older people across countries: the role of modernization and employment [J]. The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences, 2015, 70 (4): 650-660.
- [26] HONG S H M, KEITH P M. The status of the aged in Korea: are the modern more advantaged? [J]. The Gerontologist, 1992, 32 (2): 197-202.
- [27] LINDY W, KALYANI M, HUI SHENG L. Intergenerational influence in Singapore and Taiwan: the role of the elderly in family decisions [J]. Journal of Cross-Cultural Gerontology, 1999, 14 (4): 291-322.
- [28] 沈奕斐. “后父权制时代”的中国——城市家庭内部权力关系变迁与社会 [J]. 广西民族大学学报(哲学社会科学版), 2009 (6): 49-56.
- [29] 许琪. 扶上马再送一程: 父母的帮助及其对子女赡养行为的影响 [J]. 社会, 2017 (2): 216-240.
- [30] ZENG Y. Introduction to the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS) [M] //ZENG Y, POSTON D L, VLOSKY D A, et al. Healthy Longevity in China. Dordrecht: Springer Netherlands, 2008: 23-38.
- [31] HECKMAN J J. Sample selection bias as a specification error [J]. Econometrica, 1979, 47 (1): 153-161.
- [32] DUBIN J A, RIVERS D. Selection bias in linear regression, logit and probit models [J]. Sociological Methods & Research, 2016, 18 (2-3): 360-390.
- [33] WOODRIDGE J M. Econometric analysis of cross section and panel data (second edition) [M]. Cambridge: The MIT Press, 2010: 836.
- [34] ZIMMER Z, KWONG J. Family size and support of older adults in urban and rural China: current effects and future implications [J]. Demography, 2003, 40 (1): 23-44.
- [35] 许琪. 子女需求对城市家庭居住方式的影响 [J]. 社会, 2013 (3): 111-130.
- [36] 狄金华, 郑丹丹. 伦理沦丧抑或是伦理转向: 现代化视域下中国农村家庭资源的代际分配研究 [J]. 社会, 2016 (1): 186-212.

[责任编辑 武玉]