



亲子共同居住可以改善老年人的心理健康吗?

——基于 CLHLS 数据的证据

江克忠, 陈友华

(南京大学 社会学院, 江苏 南京 210046)

【摘要】本文基于中国老年人健康长寿调查项目的数据,采用 Maddala 的处理效应模型,研究亲子居住模式对老年人心理健康的影响。亲子共同居住显著改善了老年人的心理健康状况;老年人的身体健康状况、婚姻状况、日常生活能力、生活水平等因素都对其心理健康状况存在显著的影响;政府提供的养老和医疗保障也显著改善老年人的心理健康状况;传统上的“儿子偏好”和“多子多福”观念受到挑战。在中国家庭规模、结构和稳定性转变的背景下,要提高规模庞大的老龄人口的福利水平,政府在加大社会保障的范围和力度的同时,还需采取措施延续和拓展家庭的保障功能。

【关键词】居住模式;心理健康;处理效应模型

【中图分类号】 C913.6 **【文献标识码】** A doi:10.16405/j.cnki.1004-129X.2016.06.008

【文章编号】 1004-129X(2016)06-0077-10

【收稿日期】 2016-05-18

【基金项目】国家自然科学基金项目:中国性别失衡与社会风险控制研究(71173100);国家社会科学基金重点项目:完善人口和计划生育利益导向政策体系研究(11AZD025);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目:中国生育政策研究(14JJD840007);中国博士后科学基金项目:基本养老保险、家庭和自我协同配合的养老保障体系研究(2015M571720)

【作者简介】江克忠(1974-),男,湖北阳新人,南京大学社会学院博士后,南京审计大学公共经济学院讲师;陈友华(1962-),男,江苏如东人,南京大学社会学院教授。

一、引言

2013年中国60岁及以上人口比例为13.9%,80岁及以上人口比例为1.6%;2050年该比例将分别上升到32.8%和6.5%。^[1]在经济快速发展、社会转型和变迁过程中,中国家庭的规模、结构和稳定性也发生变化,空巢家庭规模不断上升。2000年22.84%的老年人生活的家庭属于空巢家庭,到2010年该比例上升到31.77%。^[2]

随着社会保障的逐步完善、医疗卫生事业的进步和养老服务业的快速发展,老年人对子女经济支持和生活照料的依赖程度减小,但子女对老年人的情感慰藉被其他老年社会服务所替代的程度较低。所以,作为一个特殊的老年群体,空巢老人的心理健康(情感慰藉)状况引起了国内外研究者的

高度关注,所谓的“空巢综合症”更多关注的也是空巢老人的心理健康问题。

本文采用中国老年人健康长寿调查(Chinese Longitudinal Healthy Longevity,简称CLHLS)2008年的调查数据,遵循Heckman样本选择模型的传统,采用Maddala构建的处理效应模型,^[3-4]在考虑亲子居住模式选择效应的情况下,克服了可能存在的内生性问题,研究发现亲子共同居住显著改善了老年人的心理健康状况。研究同时发现,如果采用单因素方差分析或最小二乘回归会得到有误或有偏的结论。其中,单因素方差分析表明空巢老人的心理健康状况显著优于非空巢老人;而如果采用传统的最小二乘回归会低估亲子共同居住对老年人心理健康的改善效应。

总体上,在既有的研究中,绝大部分研究将居住模式作为外生变量来处理,事实上,可能存在诸多因素会影响亲子居住模式的选择。因此,此虚拟变量就是内生的,应该被直接加以建模,否则,估计居住模式对目标变量影响的回归模型是有偏的。也就是说,使用截面数据研究居住模式对老年人健康的影响可能存在选择效应,以本文为例,选择独立居住的老年人的心理健康状况可能更好。为克服可能存在的选择效应,Davis等使用美国的纵向数据,在克服内生性的情况下研究发现独立居住的老年人的死亡风险并未显著增大;^[5]Sarwari等运用美国城市巴尔的摩1984~1989年的纵向数据,研究发现独立居住的老年女性的生活功能状况更不容易恶化;^[6]Michael等采用连续四年的追踪数据,研究发现独立居住有利于遏制女性老年人身体健康状况下降的趋势,同时,其孤独感的降低和生活功能状况也更好。^[7]

现实中,亲子居住模式对老年人心理健康状况存在影响,反之,老年人心理健康状况亦对亲子居住模式的选择存在影响。假如亲子共同居住可以改善老年人的心理健康状况,则心理健康状况较差的老年人与子女共同居住的可能性更高,采用传统的方差分析或最小二乘回归会得到有误或有偏的结论。本文借鉴Maddala的研究成果,采用处理效应模型,认为选择偏差的影响既不能被忽略也不能被假定是随机的,而应该在估计结果变量的回归方程中加以使用和建模,克服了研究中可能存在的内生性问题,实证研究了亲子居住模式对老年人心理健康状况的影响。

二、研究方法

Maddala提出的处理效应模型,遵循了Heckman样本选择模型的传统,但在两方面不同于样本选择模型:第一,表明处理条件 w_i (如果成员 i 处在处理状态中, $w_i=1$,否则 $w_i=0$)的虚拟变量直接进入回归方程中;第二,回归方程结果变量 y_i 对于 $w_i=1$ 和 $w_i=0$ 都是被观察到的。处理效应模型可以采用类似于样本选择模型的两步估计法进行估计,本文选择极大似然估计方法进行估计。^[8]

具体而言,处理效应模型被表达为以下两个方程:

$$\text{回归方程: } y_i = X_i\beta + w_i\delta + \epsilon_i \quad (1)$$

$$\text{选择方程: } w_i^* = Z_i\gamma + \mu_i, \text{ 如果 } w_i^* > 0, \text{ 则 } w_i = 1, \text{ 否则 } w_i = 0 \quad (2)$$

方程(1)和(2)所表达的模型是一个转换回归:

$$\text{当 } w_i^* > 0 \text{ 时, } w_i = 1, y_i = X_i\beta + (Z_i\gamma + \mu_i)\delta + \epsilon_i \quad (3)$$

$$\text{当 } w_i^* \leq 0 \text{ 时, } w_i = 0, y_i = X_i\beta + \epsilon_i \quad (4)$$

即对于被干预的样本,结果模型为(3),而对于未被干预的样本,结果模型为(4)。

在本文中, y_i 是根据CLHLS数据通过CES-D测量表得到的衡量老年人的心理健康状况的变



量; w_i 为亲子居住模式, 如果老年人至少与一个子女共同居住(非空巢老人), 则 $w_i=1$, 如果老年人没有与子女共同居住(空巢老人), 则 $w_i=0$ 。 X_i 为影响老年人心理健康的解释变量向量, Z_i 为影响亲子居住模式的解释变量向量。 ϵ_i 和 μ_i 分别为回归方程和选择方程的误差项, 假定服从二元正态分布, 均值为 0, 协方差矩阵为 $\begin{pmatrix} \delta_\epsilon & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$, 其中, ρ 为 ϵ_i 和 μ_i 的相关系数, δ_ϵ 为回归方程误差项的方差。考虑样本选择和 w_i 是一个内生虚拟变量, 评估的任务就是在控制由不可忽略的处理分配所引起的选择偏差的条件下, 使用观察到的变量去估计回归系数 β 。

三、实证研究

1. 数据来源和样本选择

中国老年健康影响因素跟踪调查项目(CLHLS)涵盖了我国 23 个省、市、自治区, 包括: 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、重庆、海南。其中, 2008 年 CLHLS 项目对 16 540 个老年人进行了入户访问调查。

本文主要考察亲子居住模式对老年人心理健康的影响, 所以将研究对象限定为至少有一个健在子女的老年人, 同时去掉变量存在缺失的样本, 得到本文研究的样本数为 12 941 个。

2. 变量选择和说明

我们借鉴 Bradburn、Diener and Emmons、Chen and Short、胡洪曙和鲁元平等的研究,^[9-12]结合 CLHLS 项目的调查内容, 将衡量老年人心理健康状况的指标分为正向心理健康和负向心理健康, 正向心理健康数值越大, 负向心理健康数值越小, 表明老年人心理健康状况越好。有关心理健康指标的衡量, 采用 CES-D (Center for Epidemiologic Studies Depression) 测量表。本文构建的正向心理健康和负向心理健康的信度检验值 (Cronbach's alpha) 分别为 0.842 4 和 0.793 4, 正向心理健康和负向心理健康的相关系数为 -0.414 8 并且在 1% 显著性水平上显著, 说明相关指标的选取和构建是合适可信的。

其中, 借鉴文献综述的研究成果, 回归方程的解释变量包括老年人的年龄、性别、民族、自评身体健康状况、日常活动能力、生活来源情况、与当地其他人相比生活水平情况、婚姻状况、养老保险情况、医疗保险情况、儿子总数、女儿总数、居住模式。相关变量的解释和说明参见表 1。

选择方程考察的是亲子选择不同居住模式的影响机制。基于世界范围内亲子共同居住比例大幅下降的社会现实, Goldscheider and Lawton、Engelhardt 等提出富裕假说, 认为老年人偏好独立居住, 由于社会保障逐步完善, 老年人对子女的依赖程度下降, 进而导致老年人与子女共同居住比例大幅下降;^[13-14]而且, 相关研究认为亲子共同居住是源于父母的需要(不仅有来自于父母的需要, 也有来自于子女的需要, 特别是子女生育的孩子较小时, 需要父母帮助照顾小孩成为中国一个带有普遍性的社会现象)。而 Aquilino、Ruggles 等提出经济发展假说, 认为亲子共同居住是源于子女的需要, 而非父母的需要, 原因在于随着雇佣劳动崛起, 公共教育的普及和家庭工厂的瓦解, 子女对家庭的依赖减弱, 导致成年子女与父母共同居住的比例大幅下降。^[15-16]但 Manacorda and Moretti 认为亲子居住模式是双方策略性选择的结果,^[17]有关中国的经验研究, 张文娟和李树茁等学者认为亲子双方的需要对居住模式都存在实质性的影响。^[18-22]

笔者认为, 亲子居住模式是亲子双方策略性选择的结果。所以, 选择方程的解释变量包括老年人的年龄、性别、民族、自评健康状况、日常活动能力、婚姻状况、养老和医疗保险情况; 由于 CLHLS

问卷中有关子女的信息有限,反映子女状况对老年人居住模式的影响的解释变量还包括:健在的儿子数目、健在的女儿数目、最年轻子女年龄、最年轻的子女年龄、所有健在子女年龄均值等。

表1 变量选择和说明

变量名	说明
被解释变量	
正向心理健康状况	由三个变量构成:生活质量评价(1~5分,1分表示很不好,5分表示很好);遇事情是否想得开(1~5分,1分表示很想不开,5分表示很想得开);同年轻时一样快乐(1~5分,1分表示差很多,5分表示快活很多)。总取值范围3~15分
负向心理健康状况	由三个变量构成:是否感到紧张、害怕(1~5分,1分表示从不,5分表示总是);是否孤独(1~5分,1分表示从不,5分表示总是);是否觉得越老越不中用(1~5分,1分表示从不,5分表示总是)。总取值范围3~15分
解释变量	
年龄	岁
性别	1表示男性,0表示女性
民族	1表示汉族,0表示少数民族
自评健康状况	1表示很好,2表示好,3表示一般,4表示不好,5表示很不好
日常活动能力	按照吃饭、洗澡、穿衣、上厕所、室内活动是否需要帮助以及能否控制大小便来衡量,以上6项目日常活动能力都不需要帮助的赋值为1,任何一项活动需要帮助或者无法完成赋值为0
受教育年限	年
生活来源	1表示所有生活来源够用,0表示不够用
生活水平	与当地其他人相比的生活水平,1表示很富裕,2表示比较富裕,3表示一般,4表示比较困难,5表示很困难
婚姻状况	已婚并与老伴住在一起赋值为1,已婚但不与老伴住在一起、离婚、丧偶、从未结过婚等赋值为0
养老保险	有退休金、社会养老保险、商业养老保险等之一者赋值为1,没有以上任何一种保险赋值为0
医疗保险	1表示没有任何医疗保险,2表示有合作医疗、基本医疗保险、大病保险、意外保险中之一,3表示享受公费医疗
儿子数目	健在的儿子总数
女儿数目	健在的女儿总数
居住模式	1表示至少有一个子女与老人共同居住(非空巢),没有子女与老人共同居住为0(空巢)

3. 变量描述性统计

根据表2的变量描述性统计量以及单因素方差分析的结果,非空巢老人的正向心理健康均值显著低于空巢老人,非空巢老人的负向心理健康均值显著高于空巢老人。即空巢老人的心理健康状况指标显著优于非空巢老人。同时,除了年龄、自评健康状况为好和一般的比例、医疗保险中有医疗保险的比例以及所有健在的子女年龄的均值等变量之外,其他各解释变量的均值在两类老年群体中都存在显著的差异。

4. 回归结果

根据表3的回归结果,有关亲子居住模式对老年人正向心理健康的影响,处理效应模型中解释变量居住模式的回归系数为0.927,统计上显著,而如果没有排除选择性偏差,使用OLS回归,解释变量



居住模式的回归系数为 0.032 4, 统计上不显著。同时,有关亲子居住模式对老年人负向心理健康的影响,处理效应模型中解释变量居住模式的回归系数为-1.078,而如果没有排除选择性偏差,使用 OLS 回归,解释变量居住模式的回归系数为-0.214。LR 似然比检验表明采用处理效应模型是合适的^①,即采用 OLS 估计方法低估了亲子共同居住对老年人心理健康的改善效应。

综合表 3 的回归方程的结果,得出以下结论:

随着年龄的增长,老年人的正向心理健康显著下降,负向心理健康显著上升。性别对老年人的正向心理健康的影响不显著;而相对于女性,男性老年人的负向心理健康显著较低。汉族老年人的正向心理健康显著高于少数民族老年人,而负向心理健康显著低于少数民族老年人。

相对于自评健康很好的老年人,自评健康好、一般、不好和很不好的老年人的正向心理健康显著较低,而且回归系数呈现逐渐增大的趋势,表明健康状况越好,正向心理健康指数越高;而自评健康好、一般、不好和很不好的老年人的负向心理健康显著高于自评健康很好的老年人,回归系数也呈现递增趋势,表明健康状况越好,负向心理健康指数越低。

表 2 变量描述性统计量

变量名称	全样本	非空巢老人	空巢老人	P 检验值
正向心理健康	10.300	10.287	10.313	0.039
负向心理健康	6.825	6.906	6.739	0.007
年龄(岁)	84.744	87.838	81.471	0.213
男性	45.61	39.08	52.51	0.062
汉族	93.35	91.69	95.12	0.000
健康状况				
很好	11.88	11.12	12.67	0.000
好	38.75	39.65	37.79	0.476
一般	34.23	34.86	33.57	0.469
不好	13.82	13.02	14.68	0.000
很不好	1.32	1.35	1.29	0.052
日常活动无需帮助	84.83	78.96	91.05	0.000
受教育年限(年)	2.301	1.875	2.751	0.000
所有生活来源够用	79.90	80.55	79.21	0.046
与当地其他人相比生活水平				
很富裕	1.16	1.13	1.19	0.025
比较富裕	12.97	13.78	12.10	0.000
一般	70.45	71.71	69.12	0.041
比较困难	13.18	11.81	14.62	0.000
很困难	2.25	1.56	2.97	0.000
与配偶共同居住	35.50	20.08	51.81	0.000
有养老保险	22.63	19.57	25.86	0.000
医疗保险				
无医疗保险	27.79	29.05	26.45	0.020
有医疗保险	67.26	66.75	67.80	0.510
公费医疗	4.95	4.19	5.76	0.000
健在儿子总数(个)	2.009	1.968	2.051	0.000
健在女儿总数(个)	1.808	1.800	1.816	0.010
最年长的子女年龄(岁)	59.617	62.290	56.789	0.023
最年轻的子女年龄(岁)	48.781	51.087	46.340	0.069
所有健在的子女年龄均值(岁)	54.104	56.585	51.480	0.106
样本数	12 941	6 653	6 288	

注:P 值指单因素(one-way)方差分析的 P 检验值,以检验相关变量的均值空巢老人和非空巢老人之间是否存在显著的差异。

① LR 检验的零假设为回归方程的误差项和选择方程的误差项的相关系数为 0,LR 检验就是将一个针对选择方程的独立 Probit 模型和一个针对观察数据的回归模型的联合似然值与处理效应模型的似然值进行比较。

表3 模型实证研究结果

	正向心理健康		负向心理健康	
	处理效应模型	OLS回归	处理效应模型	OLS回归
回归方程				
年龄	-0.00704***(-3.82)	-0.00269*(-1.82)	0.0131*** (5.43)	0.00889*** (4.17)
性别	0.0365 (1.13)	0.0104 (0.34)	-0.176*** (-3.95)	-0.151*** (-3.49)
民族(不能把民族划分为汉族与少数民族)	0.527*** (9.46)	0.430*** (8.86)	-0.170** (-2.28)	-0.0771 (-1.10)
健康状况好	-1.182*** (-25.08)	-1.172*** (-25.43)	0.329*** (4.95)	0.319*** (4.87)
健康状况一般	-1.932*** (-38.63)	-1.933*** (-39.66)	0.974*** (14.11)	0.975*** (14.36)
健康状况不好	-2.542*** (-39.50)	-2.578*** (-41.28)	1.768*** (21.32)	1.803*** (22.20)
健康状况很不好	-3.348*** (-20.80)	-3.372*** (-21.12)	2.361*** (12.40)	2.385*** (12.43)
日常活动能力	0.189** (3.69)	0.0803* (1.81)	-0.469** (-6.97)	-0.365*** (-6.04)
受教育年限	0.0174** (3.69)	0.0174** (3.68)	-0.0366** (-5.64)	-0.0365*** (-5.61)
生活来源情况	0.446** (10.23)	0.442** (10.13)	-0.429** (-7.12)	-0.425*** (-7.05)
生活富裕	-0.354** (-2.99)	-0.354** (-2.98)	-0.269 (-1.42)	-0.265 (-1.39)
生活一般	-0.902*** (-7.84)	-0.903*** (-7.83)	-0.0611 (-0.33)	-0.0565 (-0.30)
生活困难	-1.508*** (-12.08)	-1.507*** (-12.05)	0.547*** (2.78)	0.550*** (2.79)
生活很困难	-2.399*** (-14.74)	-2.397*** (-14.72)	1.207*** (5.01)	1.208*** (5.02)
婚姻	0.337*** (5.21)	0.112*** (3.15)	-1.027*** (-13.27)	-0.809*** (-15.83)
养老保险	0.133*** (3.31)	0.117*** (3.02)	-0.397*** (-7.41)	-0.382*** (-7.25)
医疗保险	0.176** (5.41)	0.183*** (5.82)	-0.135*** (-2.89)	-0.143*** (-3.08)
公费医疗	0.146* (1.97)	0.142* (1.99)	0.101 (0.96)	0.105 (1.01)
儿子总数	-0.000486 (-0.04)	-0.00757 (-0.67)	0.00129 (0.08)	0.00814 (0.51)
女儿总数	0.0249* (2.27)	0.0260** (2.46)	0.00592 (0.40)	0.00485 (0.33)
居住模式	0.927*** (4.41)	0.0324 (1.10)	-1.078*** (-4.68)	-0.214*** (-5.11)
常数项	11.48*** (50.80)	11.87*** (57.75)	7.104*** (21.89)	6.731*** (22.00)
选择方程				
年龄	0.0266*** (11.13)		0.0265*** (10.90)	
性别	-0.118*** (-4.65)		-0.119*** (-4.68)	
民族	-0.258*** (-5.30)		-0.255*** (-5.20)	
健康状况好	0.0271 (0.71)		0.0267 (0.70)	
健康状况一般	0.0000593 (0.00)		0.000936 (0.02)	
健康状况不好	-0.119** (-2.58)		-0.121*** (-2.63)	
健康状况很不好	-0.0763 (-0.72)		-0.0783 (-0.76)	
日常活动能力	-0.364*** (-10.24)		-0.368*** (-10.31)	
婚姻	-0.691*** (-23.68)		-0.691*** (-23.69)	
养老保险	-0.0487 (-1.56)		-0.0449 (-1.45)	
医疗保险	0.00818 (0.31)		0.00829 (0.31)	
公费医疗	-0.0328 (-0.54)		-0.0337 (-0.55)	
儿子总数	-0.0576*** (-4.80)		-0.0590*** (-4.87)	
女儿总数	-0.0356*** (-3.11)		-0.0359*** (-3.09)	
最年长子女年龄	0.00224 (0.54)		0.00300 (0.71)	
最年幼子女年龄	-0.0177*** (-5.22)		-0.0176*** (-4.98)	
子女平均年龄	-0.00286 (-0.57)		-0.00369 (-0.69)	
常数项	-0.293** (-2.01)		-0.283* (-1.94)	
LR 检验	0.0000		0.0001	
R ²		0.3180		0.1885
样本数	12 941	12 941	12 941	12 941

注:(1)括号内为t检验值,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著;(2)性别以女性为参照组,民族以少数民族为参照组,健康状况以健康状况很好者为参照组,日常活动能力以需要帮助者为参照组,生活来源情况以不够用者为参照组,生活水平以生活很富裕为参照组,婚姻以丧偶、离异、已婚但没有与配偶共同生活为参照组,养老保险以没有养老保险者为参照组,医疗情况以没有医疗保险为参照组,居住模式以独立居住为参照组。



表 4 高龄老年人回归结果

	正向心理健康		负向心理健康	
	处理效应模型	OLS 回归	处理效应模型	OLS 回归
回归方程				
年龄	-0.00494(-1.62)	-0.000134(-0.05)	0.00230(0.52)	-0.00576(-1.54)
性别	0.0154(0.38)	-0.00675(-0.18)	-0.170***(-2.90)	-0.134**(-2.39)
民族	0.429*** (6.97)	0.403*** (6.91)	-0.108(-1.20)	-0.0650(-0.74)
健康状况好	-1.201***(-19.84)	-1.210***(-20.44)	0.319*** (3.55)	0.333*** (3.87)
健康状况一般	-2.027***(-31.78)	-2.044***(-32.95)	1.063*** (11.41)	1.091*** (12.27)
健康状况不好	-2.652***(-32.18)	-2.698***(-33.97)	1.861*** (16.64)	1.939*** (18.41)
健康状况很不好	-3.637***(-18.79)	-3.650***(-19.07)	2.421*** (10.86)	2.444*** (10.79)
日常活动能力	0.156*** (2.90)	0.0691 (1.48)	-0.500***(-6.37)	-0.355***(-5.55)
受教育年限	0.0181*** (2.86)	0.0176*** (2.78)	-0.0378***(-4.23)	-0.0367***(-4.11)
生活来源情况	0.465*** (8.59)	0.462*** (8.53)	-0.415***(-5.54)	-0.410***(-5.47)
生活富裕	-0.237*(-1.69)	-0.237*(-1.69)	-0.239(-1.05)	-0.233(-1.02)
生活一般	-0.757***(-5.60)	-0.758***(-5.59)	0.0145(0.07)	0.0211(0.10)
生活困难	-1.341***(-9.12)	-1.340***(-9.08)	0.560*(2.38)	0.564*(2.39)
生活很困难	-2.291***(-12.02)	-2.291***(-11.99)	1.192*** (4.08)	1.192*** (4.08)
婚姻	0.368** (4.22)	0.141*** (2.96)	-1.188***(-9.01)	-0.806***(-11.94)
养老保险	0.199*** (3.79)	0.164*** (3.26)	-0.535***(-7.42)	-0.476***(-7.06)
医疗保险	0.125*** (3.21)	0.140*** (3.72)	-0.0793(-1.37)	-0.104*(-1.89)
公费医疗	0.0504(0.53)	0.0729(0.78)	0.177(1.27)	0.139(1.04)
儿子总数	0.00347(0.25)	0.00721(0.54)	-0.00776(-0.39)	-0.0141(-0.74)
女儿总数	0.0265*(1.97)	0.0335*** (2.59)	-0.00747(-0.39)	-0.0193(-1.07)
居住模式	0.880*** (3.51)	0.0944*** (2.58)	-1.533***(-3.98)	-0.214***(-4.08)
常数项	11.35*** (35.08)	11.52*** (36.96)	8.314*** (17.03)	8.021*** (17.27)
选择方程				
年龄	0.0278*** (8.94)		0.0274*** (8.92)	
性别	-0.110***(-3.48)		-0.111***(-3.50)	
民族	-0.0505(-0.89)		-0.0451(-0.80)	
健康状况好	-0.0409(-0.83)		-0.0457(-0.93)	
健康状况一般	-0.0542(-1.09)		-0.0573(-1.16)	
健康状况不好	-0.171***(-2.93)		-0.180***(-3.07)	
健康状况很不好	-0.0557(-0.44)		-0.0598(-0.48)	
日常活动能力	-0.338***(-8.94)		-0.343***(-9.02)	
婚姻	-0.787***(-20.01)		-0.788***(-20.05)	
养老保险	-0.125***(-3.13)		-0.125***(-3.14)	
医疗保险	0.0376(1.19)		0.0370(1.17)	
公费医疗	0.0559(0.72)		0.0610(0.78)	
儿子总数	-0.0269*(-1.89)		-0.0281**(-1.97)	
女儿总数	-0.0190(-1.37)		-0.0197(-1.42)	
最年长子女年龄	0.00366(0.78)		0.00505(1.07)	
最年幼子女年龄	-0.0185***(-4.83)		-0.0182***(-4.56)	
子女平均年龄	-0.000206(-0.04)		-0.00189(-0.32)	
常数项	-0.852***(-3.57)		-0.814***(-3.41)	
LR 检验	0.0017		0.0006	
R ²		0.3234		0.1671
样本数	8 670	8 670	8 670	8 670

注:(1)括号内为t检验值,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著;(2)性别以女性为参照组,民族以少数民族为参照组,健康状况以健康状况很好者为参照组,日常活动能力以需要帮助者为参照组,生活来源情况以不够用者为参照组,生活水平以生活很富裕为参照组,婚姻以丧偶、已婚但没有与配偶共同生活为参照组,养老保险以没有养老保险者为参照组,医疗情况以没有医疗保险为参照组,居住模式以独立居住为参照组。

日常活动不需要帮助的老年人的正向心理健康显著高于需要帮助的老年人,而负向心理健康显著低于需要帮助的老年人。受教育年限越长的老年人正向心理健康显著越高,而负向心理健康显著越低。生活来源够用的老年人的正向心理健康显著高于不够用的老年人,负向心理健康显著低于生活来源不够用的老年人。

相对于在当地生活水平很富裕的老年人,生活水平富裕、一般、困难和很困难的老年人的正向心理健康显著较低;而负向心理健康在生活困难和很困难的老年人中显著较高。相对于离异、丧偶或者没有与配偶共同居住的老年人,与配偶共同居住的老年人的正向心理健康显著较高,负向心理健康显著较低。

享有养老保险的老年人正向心理健康显著高于没有养老保险的老年人,而负向心理健康显著低于没有养老保险的老年人;与没有医疗保障的老年人相比,享有医疗保险和公费医疗的老年人的正向心理健康也显著较高,享有医疗保险的老年人的负向心理健康显著低于没有医疗保障的老年人,但是享有公费医疗的老年人的负向心理健康与没有医疗保障的老年人差异不显著。

老年人健在的儿子总数对其正向和负向心理健康的影响都不显著,但是健在的女儿总数越多的老年人其正向心理健康显著较高。

根据表3选择方程的回归结果,得出以下结论:

无论是基于正向心理健康还是基于负向心理健康,选择方程各解释变量的回归系数数值高度接近,影响效应完全一致,说明本文研究结果具有很好的稳健性。

总体上,随着年龄的增长,老年人与子女共同居住的概率显著增大;相对于女性老年人,男性老年人与子女共同居住的可能性较低;相对于少数民族老年人,汉族老年人与子女共同居住的概率显著较低;日常活动没有问题的老年人与子女共同居住的可能性显著低于日常生活有问题的老年人;与配偶共同生活的老年人与子女共同居住的可能性显著低于丧偶、分居或离异的老年人;无论随着儿子数目的增多,还是女儿数目的增多,老年人与子女共同居住的可能性显著下降;随着最小子女年龄的增长,老年人与子女共同居住的可能性显著下降。

5. 敏感性分析

现实中,高龄老年人的健康状况更值得关注。笔者将研究样本的年龄设置为80岁及以上,研究亲子居住模式对高龄老年人心理健康的影响。

由表4的回归结果可见,无论是基于高龄老年人的正向心理健康还是负向心理健康,LR似然比检验的P值分别为0.0017和0.0006,这说明采用处理效应模型是合适的。总体上,在其他条件相同的情况下,与子女共同居住的高龄老年人的正向心理健康比没有与子女共同居住的老年人的正向心理健康高0.880个单位,在1%水平上统计显著;同样,与子女共同居住的高龄老年人的负向心理健康比没有与子女共同居住的老年人的低1.533个单位并且在1%水平上统计显著。虽然OLS回归表明亲子共同居住可以改善高龄老人的心理健康状况,但明显低估了其影响的程度。

四、结论

本文采用Maddala的处理效应模型,实证研究了亲子居住模式对老年人心理健康的影响。综合本文的研究,得出以下结论:

总体上,亲子共同居住显著改善了老年人的心理健康状况;对高龄老年人的研究也表明,亲子共



同居住显著改善了其心理健康状况。在经济和社会转型、人口转变,家庭的规模、结构和稳定性发生变化的背景下,要提高规模庞大的老龄人的福利水平,政府在加大社会保障投入力度的同时,还必须采取措施延续和拓展家庭的保障功能。

老年人自评健康状况、婚姻状况、受教育年限、日常活动能力、生活来源是否够用、与当地其他人相比生活水平等因素对老年人心理健康都存在显著的影响。从改善老年人福利视角出发,政府和家庭在对老年人提供帮助的同时,更应该关注身体健康状况较差、没有配偶、受教育水平较低、日常活动能力有困难、生活来源不够用、生活水平相对较低的老年群体。

享有医疗保险和养老保险的老年人心理健康状况显著优于没有相关保险的老年人。在中国,无论是养老保险还是医疗保险,保障水平还相对较低,而且城乡之间差异显著;所以,在中国的现在和将来,要提高规模庞大的老龄人的福利水平,应该加大社会保障的范围和力度。

儿子数目对老年人的正向心理健康和负向心理健康都不存在显著的影响,但拥有女儿数目越多的老年人其正向心理健康显著较高;而且,儿子数目越多的老年人,其与子女共同居住的概率显著下降。这些对传统的“儿子偏好”和“多子多福”的观念都构成挑战。

【参考文献】

- [1] United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. World Population Prospects: The 2012 Revision, Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections[Z]. ESA/P/WP. 235, 2014.
- [2] 张翼. 中国家庭的小型化、核心化与老年空巢化[J]. 中国特色社会主义研究, 2012, (6): 87-94.
- [3] Heckman James J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. Econometrica, 1979, 47(1): 153-161.
- [4] Maddala G S. Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics[M]. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1983.
- [5] Davis M A, D J Moritz, J M Neuhaus, J D Barclay and L Gee. Living Arrangements, Changes in Living Arrangements, and Survival among Community Dwelling Older Adults[J]. American Journal of Public Health, 1997, 87(3): 371-377.
- [6] Sarwari A R, L Fredman, P Langenberg and J Magaziner. Prospective Study on the Relation between Living Arrangement and Change in Functional Health Status of Elderly Women[J]. American Journal of Epidemiology, 1998, 147(4): 370-378.
- [7] Michael Yvonne L, Lisa F Berkman, Graham A Colditz and Ichiro Kawachi. Living Arrangements, Social Integration, and Change in Functional Health Status[J]. American Journal of Epidemiology, 2001, 153(2): 123-131.
- [8] Guo Shenyang and Mark W Fraser. Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications[M]. SAGE Publication, 2009.
- [9] Bradburn Norman M. The Structure of Psychological Well-being[M]. Chicago: Aldine Publishing Company, 1969.
- [10] Diener Ed and Emmons Robert A. The Independence of Positive and Negative Affect[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1984, 47(5): 1105-1117.
- [11] Chen Feinian and Susan E. Short, Household Context and Subjective Well-being among the Oldest Old in China[J]. Journal of Family Issues, 2008, 29(10): 1379-1403.
- [12] 胡洪曙, 鲁元平. 收入不平等、健康与老年人心理健康——来自中国老龄化背景下的经验证据[J]. 中国软科学, 2012, (11): 41-56.
- [13] Goldscheider F K and L Lawton. Family Experience and the Erosion of Support for Intergenerational Correside[J]. Journal of Marriage and Family, 1998, 60(3): 623-632.

- [14] Engelhardt G V, J Gruber and C D Perry. Social Security and Elderly Living Arrangements: Evidence from the Social Security Notch[J]. *Journal of Human Resources*, 2005, 40(2): 354-72.
- [15] Aquilino W S. The Likelihood of Parent-Child Coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics [J]. *Journal of Marriage and the Family*, 1990, 52(2): 405-419.
- [16] Ruggles S. The Decline of Intergenerational Coresidence in the United States, 1850 to 2000[J]. *American Sociological Review*, 2007, 72(6): 964-989.
- [17] Manacorda M and E Moretti. Why Do Most Italian Youths Live with Their Parents? Intergenerational Transfers and Household Structure[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2006, 4(4): 800-829.
- [18] 张文娟, 李树茁. 劳动力外流背景下的农村老年人居住安排影响因素研究[J]. *中国人口科学*, 2004, (1): 42-49.
- [19] 王萍, 左冬梅. 劳动力外流背景下中国农村老人居住安排的纵向分析[J]. *中国农村经济*, 2007, (6): 28-38.
- [20] 杨恩艳, 裴劲松, 马光荣. 中国农村老年人居住安排影响因素的实证分析[J]. *农业经济问题*, 2012, (1): 37-44.
- [21] 张丽萍. 老年人口居住安排与居住意愿研究[J]. *人口学刊*, 2012, (6): 25-33.
- [22] 江克忠, 裴育, 邓继光, 许艳红. 亲子共同居住可以改善老年家庭的福利水平吗? ——基于 CHARLS 数据的证据 [J]. *劳动经济研究*, 2014, (2): 134-152.

[责任编辑 傅 苏]

Can Parent-Child Living Together Improve the Well-being of the Elderly?

—Evident Based on CLHLS Data

JIANG Kezhong, CHEN Youhua

(School of Social and Behavioral Sciences, Nanjing University, Nanjing Jiangsu, 210046, China)

Abstract: This paper uses 2008 “Chinese Longitudinal Healthy Longevity” survey data and Maddala’s treatment effects model to conduct empirical study of the effect of parent-child living mode on the subjective well-being of the elderly. In general, parent-child living together significantly contributes to active subjective well-being of the elderly, and helps restrain the negative side, and restrains the subjective negative well-being of the elderly. At the same time, the health status, marital status, abilities to perform ADLs (activities of daily living), and living standard all have also remarkably improve the mental status of the elderly; the pension and medical insurance can significantly improve the subjective well-being of the elderly; the traditional “son preference” and “more sons more happiness” is challenged. Based on the background of family scale, structure and stability transformation of Chinese families, in order to improve the welfare of the elderly, it requires the government not only to strengthen the social security, but also take measures to continue and expand the family security functions.

Key Words: Living Mode, Subjective Well-being, Treatment Effects Model