

中国老年人的居住安排与 情感健康研究*

任 强 唐启明

【摘 要】文章使用 2010 年中国家庭追踪调查基线数据,从幸福感、生活满意度和抑郁程度三方面分析了中国老年人与子女、孙子女不同居住方式下的情感交换与冲突状况。结果显示,配偶是决定幸福感的关键,无论是否与亲属同住,丧偶或配偶不在身边的老人抑郁程度均较高。独立生活的老年夫妇与在三代家庭生活的幸福感较强。无论是只与成年子女还是孙子女一起生活,二代家庭户格局显著损害老人的情感健康。独居或与其他亲属同住的老年人,情感健康状况较差,但与非亲属同住的老年人幸福感最强,不存在抑郁问题。总体上看,居住安排的变化趋势没有预示着社会负担的增加。

【关键词】老年人 居住安排 情感健康 代际关系

【作 者】任 强 北京大学人口研究所,副教授;唐启明 加州大学洛杉矶分校加州人口研究中心,教授。

随着城市化发展、住房格局的变化,以及大规模的人口迁移等,老年人传统居住模式已经发生了变化。主要表现为老年人与成年子女同住的比例大幅下降,老年夫妇独立生活或独居老人的比例快速上升。此外,由于农村劳动力大规模向城镇迁移,成年子女没有时间和居住空间照顾孩子,或由于孩子就学、升学等问题,造成许多未成年子女留守在原住处或被送回家乡与祖父母一起居住(Silverstein 等,2006)。因此,在过去的 20 多年里,出现了一种新的家庭居住格局,即祖父母与未成年孙子女一起居住的“隔代家庭”。

在传统居住模式下,老年人与成年子女之间的关系多为赡养关系。在当前社会多元化背景下,这种关系趋于复杂,需要重新认识老年人与子女居住格局发生变化的原因与后果,才能有效提高老年人的生活质量。目前,老年人与成年子女或只与孙子女同住是中国的传统文化还是社会转型阶段某种选择,需要做出判断。如果居住安排类型是老年人与成年子女之间精力、时间、财务、相互支持等方面的交换关系,那么不同居住类型对老年人情感健

* 本文使用的数据来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查。本文为教育部人文社会科学研究规划基金项目(12YJA840019)的阶段性成果。

康的影响可能是完全不一样的。关于老年人与成年子女同住的影响有两类理论。一类是“家庭支持理论”,认为老年人与子女同住可以获得财务支持和日常生活照料,降低孤单和寂寞的可能性。另一类是“家庭冲突理论”,认为家庭生活的矛盾可能降低家庭成员之间彼此交往的益处。从某种程度上讲,老年人是否与成年子女同住或只与孙子女同住,在一定条件下是理性的选择,但也可能是被迫选择。出于何种选择,老年人的情感表现是最直接的结果。

然而,目前这方面研究未能明确阐明与子女或孙子女同住是促进还是降低老年人的情感健康。对于隔代家庭这种新居住安排是否影响老年人的情感健康,虽然目前给予了高度关注,但认识并不完全。主要原因是:(1)以往调查设计的局限——只有家庭成员与户主的关系,而不清楚家庭成员之间的关系;(2)比较方法欠妥,如研究者虽然对居住安排做了各种分类,但基本是简单地用某一类别分别与其他所有类别相比,因参照类不同使各项研究之间难以比较(Sun 等,2011;Ye 等,2014)。现有相关研究均有一定的局限性,有的研究对象仅为 80 岁以上的老年人(Zeng 等,2002),而关注老年人“隔代”居住的研究也仅限于一些小范围的调查,如安徽巢湖某一村镇的调查数据(Silverstein 等,2006)。因此,这些研究不能从总体上代表和反映中国的情况。本文利用中国家庭追踪调查详尽的家庭关系设计构建了中国老年人居住安排的各类组合,并在此基础上,在各类别之间进行两两对比,尝试检验中国老年人在不同居住格局下的“家庭支持理论”和“家庭冲突理论”。

一、数据和变量

(一) 数据

本文使用 2010 年中国家庭追踪调查基线数据,不包括机构养老人口^①。这是一项多阶段概率抽样的全国家庭追踪调查,包含 14 960 户,家庭成员 57 155 人,访问了所有 10 岁及以上家庭成员。分析样本是 7 038 位年龄在 60 岁及以上的老人,删除 23 位与 16 岁以下未成年子女同住的样本后^②,有效样本为 7 015 人。

针对有些变量的缺失值,如家庭收入(592 个缺失值)、与子女亲近程度(1 362 个缺失值)等变量,我们使用多重填补方法进行了估算(StataCorp,2013)^③。最终分析基于 7 015 个

① 根据 Zeng 等(2003:106)的研究,住在养老机构的老年人比例低于 0.4%。

② 在 23 个样本中,有 14 个样本既有子女年龄在 16 岁以下,又有子女年龄在 16 岁以上,说明这些老年人是老年得子。这与本文研究老年人和成年子女居住关系的目标不符。

③ 具体来讲,我们用抑郁得分、居住方式、性别、年龄、住房是否困难、家户人数、城镇还是农村、农业/非农业户口、是否有当地户口、家户中成年劳动力数量(18~59 岁)、家户中成年男性劳动力数量、家户中成年人(18 岁及以上)的平均年龄、家户中成年人的平均受教育年限、是否有劳动力外出和汇款(三分类)、区域—居住地变量(三分类)、是否有躯体障碍、是否在婚、是否丧偶、是否有家庭产业、识字水平、存活子女数,以及性别与婚姻交互项、性别与丧偶交互项等变量,通过 Stata 13 的“-chained-”命令对幸福感、生活满意度、家庭收入、与子女亲近程度、与子女交往程度、健康、受教育年限进行多重填补。

完整样本。使用多重填补法的前提假设是被填补变量的缺失值是“随机缺失的”(MAR)(Rubin, 1987; Little 等, 2002)。也就是说, 某一模型中控制了其他变量之后, 存在缺失值变量的真实值与缺失值之间不存在相关关系。

“与子女亲近程度”变量存在较多缺失值。我们猜测缺失的一种可能性是, 在访员或其他人面前与子女根本没有往来的老人出于“面子”而不愿意回答此问题。虽然没有直接方法评估这种猜测, 但可以采取间接方法进行测试: 如果没有回答亲近程度问题的老人与那些回答了此问题的老人相比幸福感较低、对生活不满意和抑郁程度较严重, 表明“与子女亲近程度”变量的缺失值可能反映了不与子女亲近的情况。于是, 我们设置了一个虚拟变量, 即没有回答“亲近程度”变量的老人编码为 1, 其他为 0。我们用此虚拟变量对 3 个因变量进行回归, 结果显示那些没有回答“亲近程度”变量的老人幸福感、满意度较强, 抑郁程度较低^①。因此, 与子女亲近程度不高的老人不太可能回答“亲近程度”问题的猜测是不成立的。由于没有其他不是随机缺失可能性的证据, 因此我们将“与子女亲近程度”变量的缺失值视为随机缺失, 并对其运用多重填补法。

(二) 变量

1. 因变量

我们用李克特量表和抑郁量表研究老年人情感健康, 其变量为: (1) 幸福感。应答者根据自己的感受对“您觉得自己有多幸福?”给出相应的得分。(2) 生活满意度。应答者根据自己对生活的满意程度对“您对自己生活的满意程度?”给出相应的分值。(3) 抑郁程度。我们从一组广泛使用的 CES-D 6 题项量表构建一个测量指标(Rafloff, 1977)。每一个题项, 应答者都被问及最近 1 个月对某一方面的精神状况感受程度。根据应答者描绘的程度不同, 将选项赋值为 1~5 分。综合指标是对每个应答者所做出的 1~5 分计算 6 个题项的平均得分^②。结果显示信度非常高(克朗巴哈 Alpha=0.87)。

2. 自变量

老年人的居住安排是本文研究的重点。随着社会的发展, 老年人的居住类型也发生了较大变化, 不再是传统的多代居住格局。鉴于在社会转型阶段, 居住安排对老年人的代际支持和情感健康有着与传统不一样的特点, 本研究根据老人是否与配偶、成年子女和孙子女一起居住, 划分出十类居住方式(见表 2)。除了居住安排变量之外, 我们在模型中控制了可能对老人情感健康产生影响的其他因素, 包括性别、受教育年限、存活子女、健康状况、居住地、家庭收入、住房条件、与子女亲近程度、与子女交往等变量。分析变量的描述统计如表 1 所示。

表 1 显示: (1) 中国老年人总体上比较幸福, 对生活比较满意, 抑郁程度较低。(2) 样本中

① 虽然抑郁程度变量的系数统计上不显著, 但方向是负的。
② 每个应答者至少在 6 个题项中有 4 个题项没有缺失值才可以计算均值。

表 1 变量的相关系数、均值和标准差

变 量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1.幸福感	1.00																
2.生活满意度	0.56	1.00															
3.抑郁	-0.37	-0.32	1.00														
4.年龄	-0.04	-0.05	0.11	1.00													
5.女性	-0.02	-0.04	0.13	0.06	1.00												
6.已婚	0.09	0.06	-0.14	-0.37	-0.19	1.00											
7.有存活子女	0.10	0.08	-0.07	-0.02	0.10	0.14	1.00										
8.子女数量	0.04	0.04	0.08	0.28	0.14	-0.02	0.38	1.00									
9.健康	0.25	0.22	-0.40	-0.09	-0.12	0.05	0.04	-0.07	1.00								
10.无肢体障碍	0.12	0.09	-0.26	-0.19	-0.11	0.12	-0.00	-0.04	0.28	1.00							
11.城镇	0.19	0.08	-0.18	-0.02	0.02	0.04	0.01	-0.16	0.15	0.10	1.00						
12.受教育年限	0.12	0.08	-0.19	-0.20	-0.26	0.20	0.02	-0.20	0.12	0.14	0.27	1.00					
13.识字水平	0.16	0.12	-0.24	-0.22	-0.34	0.20	0.01	-0.20	0.16	0.20	0.32	0.72	1.00				
14.家庭收入对数	0.16	0.13	-0.14	-0.08	-0.03	0.02	0.02	-0.14	0.10	0.07	0.26	0.22	0.27	1.00			
15.住房困难	-0.04	-0.02	0.06	0.04	0.02	-0.04	-0.02	0.02	-0.03	-0.05	-0.05	-0.07	-0.07	-0.07	1.00		
16.与子女亲近程度	0.29	0.24	-0.16	-0.08	0.03	0.08	0.07	-0.01	0.10	0.06	0.15	0.13	0.14	0.14	-0.03	1.00	
17.与子女交往	0.09	0.10	0.00	0.04	0.03	-0.05	0.06	0.06	-0.02	-0.03	0.03	0.05	0.05	0.10	0.06	0.14	1.00
均值	3.79	3.62	1.59	69.30	0.50	0.70	0.96	3.12	3.70	0.86	0.43	2.94	9.68	7.85	0.16	4.03	1.40
标准差	1.05	1.04	0.74	7.40	0.50	0.46	0.18	1.57	1.19	0.34	0.49	4.12	10.50	2.37	0.37	0.76	1.25

注：表中所有的系数均根据成人问卷事后调整权重计算。

男女各占一半,平均年龄为 69.3 岁,70%的老人是在婚状态,96%的老人有存活子女,86%的老人无功能障碍,43%的老人居住在城镇地区,平均受教育年限约为 3 年,识字率为 28%(即在 34 个字词中平均认识 9.68 个)。(3)老年人生活的家庭平均年收入为 2 565 元,16%的老人生活在住房困难的家中,老人与子女的亲近程度较高,但能够给予子女各个方面帮助的比例不高。(4)在上述变量中,除了幸福感与生活满意度之间相关性较高,其他变量之间的相关性均不强。

二、结果分析

(一) 老年人居住安排状况

表 2 给出了 2010 年老年人不同居住类型的分布。我们曾尝试在研究居住安排对情感健康影响时通过检验每组之间差异是否显著来减少分类。例如,针对与成年子女同住而不与孙子女同住的老人,通过比较分类 2 和分类 5 评估与配偶同住是否会产生不同的情感健康结果。但相应的系数大多显著不同,因此不能保证合并类别的有效性。

在家庭关系问卷中有 17%的老年人没有回答成人问卷,因此需要评估老年人是否存在有选择地回答成人问卷。因为缺乏非应答老人个人特征方面的数据,我们比较了在家户成

表 2 2010 年老年人不同居住类型的分布 %

类 型	家户样本			成人问卷样本		
	农村	城镇	合计	农村	城镇	合计
1. 只与配偶同住	35.2	42.1	39.0	34.9	39.3	36.8
2. 与配偶和成年子女同住,但无孙子女	6.6	7.2	6.9	5.8	6.9	6.3
3. 与配偶、成年子女和孙子女同住	15.7	13.3	14.4	16.1	17.6	16.8
4. 与配偶和孙子女同住,无成年子女	6.4	3.2	4.7	7.9	5.2	6.8
5. 与成年子女同住,无孙子女和配偶	5.7	4.8	5.2	6.3	4.8	5.6
6. 与成年子女和孙子女同住,配偶不同住	12.1	9.0	10.4	13.4	11.5	12.6
7. 与孙子女同住,不与成年子女或配偶同住	1.1	1.1	1.1	1.4	1.5	1.5
8. 与其他亲属同住	1.3	0.9	1.1	1.5	0.7	1.2
9. 与非亲属同住	0.6	0.2	0.4	0.4	0.5	0.4
10. 独居	15.3	18.2	16.9	12.1	12.0	12.1
合计	100.1	100.0	100.0	99.8	100.0	100.1
样本量	3866	4611	8477	4021	3017	7038

注:(1)成年子女包括儿媳和女婿。(2)其他亲属是指除配偶、成年子女和孙子女之外的亲属。(3)百分比是根据加权数据计算的,但最后一行提供了未加权的实际样本数量。家户样本数据根据事后家户权重计算,成人问卷样本数据根据事后成人权重计算。

的样本视为非机构老年人的代表性样本。

从表 2 家户样本可以看出:(1)近 65%的老人与配偶居住在一起,其中近 40%的老人夫妇与成年子女或孙子女同住。只与配偶同住而没有子女或孙子女在身边的现象,城镇比农村更常见(42%:35%)。而与孙子女同住(三代或隔代家庭),农村比城镇更常见(35%:27%)。除此之外,城乡差异不明显。(2)三代家庭在农村已不再是主流,所占比例与城镇很相似(28%:22%)。(3)除了老年夫妇独立居住(类别 1)之外,家庭样本中的城乡差异比成人问卷样本明显,这可能是城乡高龄老人居住安排的分布差异导致的,因为城镇高龄老人比农村的身体状况差,认知能力低,拒绝回答问卷的比例也高。(4)只与孙子女同住的“隔代家庭”比例约为 6%,其中农村 7.5%,城镇 4.3%。(5)老年人与其他亲属或非亲属居住的比例极低,但仅 1 人独居的比例为 17%。

(二) 居住安排对老人情感健康的影响

表 3 是对每个因变量估计的两个模型,其中,模型 1 只估计居住安排效应,模型 2 是在控制了上述变量情况下估计居住安排的效应^①。总体结果显示,在所有居住安排类别中,均表现出老人与配偶同住是过得最好的状态。这类老人幸福感较强,对自己生活满意度较高,抑郁程度较低。而同样情况下的鳏寡老人或配偶不在身边的老人(类别 5~7)抑郁程度则

员中的老人
与回答了成
人问卷的老
人居住安排
的分布情况。
从表 2 可以
看出,二者
只存在很小
的差异(农
村、城市和全
部样本的相
异指数分别
为 4.4、9.5和
7.6)。因此,
可以将回答
了成人问卷

① 在本研究数据中,幸福感和生活满意度之间残差的相关性大约是 0.5,另两个的相关性大约为 0.25。因此,某种程度上讲未测量到的因素同时影响情感健康方面的 3 个指标。

表 3 2010 年中国 60 岁及以上老人按居住安排类型分的情感健康回归模型的系数 (n=7015)

	幸福感		生活满意度		抑郁程度	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
常数项	3.86***	1.23***	3.69***	1.47***	1.49***	3.13***
居住安排(只与配偶同住)						
2.与配偶和成年子女同住,但无孙子女	-0.107*	-0.131**	-0.193***	-0.228***	0.135***	0.141***
3.与配偶、成年子女和孙子女同住	0.069	0.023	0.002	-0.067	0.036	0.042
4.与配偶和孙子女同住,无成年子女	-0.133**	-0.096*	-0.058	-0.058	0.058	0.071*
5.与成年子女同住,无孙子女和配偶	-0.332***	-0.228***	-0.395***	-0.332***	0.395***	0.186**
6.与成年子女和孙子女同住,配偶不同住	0.044	0.035	0.053	0.012	0.169***	0.099***
7.与孙子女同住,不与成年子女或配偶同住	-0.332***	-0.214*	-0.266**	-0.177	0.260***	0.170**
8.与其他亲属同住	-0.257*	-0.034	-0.617***	-0.496***	0.334***	0.219**
9.与非亲属同住	0.355	0.377*	-0.016	-0.010	-0.295*	-0.240*
10.独居	-0.429***	-0.249***	-0.273***	-0.125**	0.280***	0.167***
女性		0.027		-0.032		0.067***
一个或多个存活子女		0.339***		0.282***		-0.176***
健康状况(1~5分)		0.170***		0.155***		-0.199***
无躯体障碍		0.067		0.038		-0.267***
城镇		0.204***		-0.012		-0.096***
受教育年限		-0.006		-0.009*		-0.002
识字水平(0~34)		0.006***		0.005**		-0.006***
人均家庭收入的对数		0.026***		0.030***		-0.012**
住房困难		-0.053		-0.017		0.046*
与子女亲近程度(1~5分值,5最亲近)		0.298***		0.254***		-0.078***
与子女交往(0~8分值,8最频繁)		0.041***		0.059***		0.004

注:(1)成年子女包括儿媳和女婿。(2)其他亲属是指除配偶、成年子女和孙子女之外的亲属。(3)*表示 $p<0.05$,**表示 $p<0.01$,***表示 $p<0.001$ 。

较高^①。而且居住安排不同会显著影响老年人的情感健康,其表现主要有以下 3 个方面:(1)单独生活的老年夫妇幸福感和生活满意度最佳。(2)生活在三代家庭中的老年夫妇(类别 3 和类别 6)与独立生活老年夫妇相比,二者在情感健康方面没有明显的差别。但只与成年子女同住而没有孙子女的老年人(类别 2 和类别 5)幸福感和生活满意度较低,抑郁程度较高。这说明只与成年子女同住会降低老年人的情感健康,孙子女的介入则可以降低这一负面效应(类别 3 和类别 2 相比,差异显著)。在没有控制个人特征变量时,鳏寡老人这种效应较强,控制了其他变量后,此效应虽然仍较强,但差别不再显著。这说明虽然老年人与成年子女存在冲突,但影响情感健康的原因不再单纯由两代人的关系引起,配偶不在身边的影

① 那些只与子女或孙子女同住,但配偶不在身边的老人大多为鳏寡老人,约占 90%。因此,类别 2 和类别 5、类别 3 和类别 6、类别 4 和类别 7 之间的差异主要来自丧偶。

响更大。(3)只与孙子女同住的隔代家户老年夫妇比独居的老年夫妇幸福感差,而且当控制了其他变量后,抑郁程度更严重。而没有配偶在身边的隔代家户老人的情况则更为糟糕。这说明孙子女并没有给老年人带来快乐,对于配偶不在身边的老年人负面影响更大。

虽然与非亲属同住的老人比例很低(仅4%),但他们与那些夫妇独立生活的老人相比,幸福感较强,抑郁程度也较低(生活满意度较低,但统计上不显著),即使是控制了其他协变量,其结果也是如此,这种差别的可能解释是,一来彼此相互选择、志同道合,二来无血缘关系,情感、责任、纠葛较少。我们猜测与非亲属一起居住的老人很可能是被雇佣或是具有较高社会地位的老人。

(三) 控制变量对老年人情感健康的效应

总体上看,控制变量的效应符合预期,也有助于解释为什么控制个体特征后使居住安排的影响降低了。主要结果为:(1)男性老人比女性老人的抑郁程度低。无论是否与配偶同住,这一结论依然不变。说明不单纯是由于女性丧偶的可能性大,而且可能是女性更容易受居住安排的影响,也更容易抑郁。(2)与没有存活子女的老年人相比,与一个或多个子女同住的老年人情感健康更好。(3)认为自己较健康的老年人幸福感较强,生活满意度较高,抑郁程度较低。而肢体无障碍虽然不影响老年人的幸福感和生活满意度,但有助于降低抑郁程度。(4)居住在城镇的老年人幸福感较强,抑郁程度较低,但生活满意度与农村老年人没有差别。(5)从识字水平测量结果看,认字能力较高的老人幸福感较强,生活满意度较高,抑郁程度较低。然而,受教育年限虽然与幸福感或抑郁状况没有显著关联,但却与生活满意度负相关。这些结果可能反映出受教育年限与识字水平之间高度相关(相关系数为0.72)。(6)生活环境较好的老人(由家庭收入反映)幸福感较强,生活满意度较高,抑郁程度较低;住房困难的老年人抑郁程度较高,但在幸福感和生活满意度方面没有显著降低。(7)与子女亲近或与子女往来密切的老年人幸福感较强,生活满意度较高。

(四) 父母—子女关系类型对老年人情感健康的影响

表 4 中国老年人与成年子女同住的
代际关系分布 %

代际关系	男性	女性
只与儿子同住	17.0	16.1
与儿子和儿媳同住	59.2	62.9
只与女儿同住	7.3	5.8
与女儿和女婿同住	5.7	6.7
与儿子和女儿同住	1.9	0.6
与儿子、女儿及其配偶同住	3.3	2.2
与儿媳同住	5.7	5.6
合计	100.1	99.9
样本量	1639	1802

表 2 中的数据没有区分老年人及其子女的性别,而从代际关系的角度看,与儿子同住还是与女儿同住可能存在较大的差别。从表 4 给出的数据看,当前中国老年人与儿子和儿媳同住仍然是最主要的居住安排类型,约占全部与子女同住样本的 60%,而男性和女性老人与未婚儿子同住的也分别占 17.0%和 16.1%。

代际关系通常对男性情感健康的影响较小,而对女性影响有时非常大。因此,我们只分析了女性。表 5 中的回归系数显示,在七类居住关系

中，每一类中女性老人的情感健康问题都符合预期。在没有控制变量的情况下，我们按照老年女性平均幸福程度进行了排序。为了容易解释，将系数进行了变换，即表达为偏离幸福感(加权)平均值的程度。这种系数变换有时被称为多重分类分析(MCA)(Andrews等,1973;Treiman,2009)。

表 5 老年女性与子女同住代际关系类型对情感健康影响的多重分类分析(n=1802)

	幸福感		生活满意度		抑郁程度	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
与儿子、女儿及其配偶同住	0.453	0.371	0.102	0.032	-0.182	-0.028
与女儿和女婿同住	0.408	0.221	0.451	0.280	-0.134	0.040
与儿子和儿媳同住	0.093	0.087	0.073	0.068	-0.054	-0.052
与儿子和女儿同住	0.078	-0.168	-0.191	-0.386	-0.244	-0.066
只与女儿同住	-0.078	-0.120	-0.308	-0.322	-0.065	-0.003
与儿媳同住	-0.349	-0.195	-0.218	-0.077	0.393	0.283
只与儿子同住	-0.448	-0.364	-0.293	-0.229	0.188	0.094

注：模型 1 没有控制变量。模型 2 包括了除是否有存活子女外表 3 中所有的控制变量，因为这里分析的老年女性都有存活子女。原则上那些因儿子去世只与儿媳同住的老人算为此类，但在我们的分析样本中没有这类情况。

从表 5 看，与已婚女儿同住或与儿子和女儿同住(至少有一位已婚)的老年女性幸福感最强。与儿子和儿媳同住的老年女性幸福感明显较差。除此之外，只与女儿或只与儿媳同住的老年女性幸福感更差一些。只与儿子同住的老年女性在所有居住类别中幸福感最差。如果控制了其他协变量，这些结论虽有所减弱，但并没有从根本上改变老年女性幸福感的基本模式。

我们对此的解释是：(1)老年女性与亲生女儿相处较好，但与儿媳相处困难，尤其是儿子不在家时，婆媳关系更加紧张，这可以解释为什么只与儿媳同住的老年女性比只与亲生儿子和儿媳同住的老年女性幸福感差。(2)可能有部分老人认为成年子女是累赘，而且儿子的情况可能比女儿更糟糕。当子女未婚时，成年子女在家吃住可能会使年迈的母亲认为自己很不成功。当老年女性只与儿子同住时，儿子通常未婚。在本研究的样本中，只有 22%是已婚(因妻子外出务工的比例为 87%)；50%未婚；离婚占 23%；鳏夫占 5%，与其他多代家庭关系中成年子女的年龄相似，平均年龄为 41 岁。因此，关系紧张既是年轻儿子该离家时未离家，也是儿子在社会上不成功，不能独立生活造成的。

与已婚女儿同住的老年女性生活满意度最高，与未婚成年子女同住生活满意度最低。这可能是由于在中国的文化中，似乎直到所有子女都结婚，父母才算尽到了责任。与其他各组相比，由于儿子外出(一般是外出务工)而单独与儿媳同住的女性老年人抑郁程度仍最高。这表明当儿子不在家时，婆媳之间的紧张关系更加难以得到缓解。

三、结 语

通过上述对老年人幸福感、生活满意度和抑郁程度三方面的分析，本文发现，与配偶一

起单独生活的老年人幸福感较强。生活在三代同堂家庭的老年夫妇与独立生活的有同样程度的幸福感,但在三代同堂家庭中的丧偶老人则抑郁程度较高。相比而言,与成年子女同住且没有孙子女,或者与孙子女同住且没有成年子女,这类二代家庭格局会损害老年人的情感健康。这可能是由于只有成年人的两代家庭更容易产生矛盾和冲突,而只和孙子女一起生活会给老年人带来更大的负担。但现有数据无法分清老年人情感健康受伤害是来自家庭冲突还是家庭负担。

由于配偶不在身边(多数为丧偶)老年人情感健康会受到影响,无论是与其他亲戚一起生活还是独居都不是理想的状态。与其他亲戚一起生活的老年人比独居老人的生活满意度更低。而少数与非亲属一起生活的老人比与配偶一起独立生活的老人情感健康状况要好得多。

按照代际关系细分与成年子女同住的情况,我们研究了其中老年女性的情感健康状况。结果显示,老年女性最愿意和已婚女儿同住,最不愿意和未婚儿子同住,而与儿媳单独生活比与未婚儿子同住抑郁程度更高。对于老年男性,代际关系类型几乎没有造成明显的差别。

由于人口迁移模式和住宅等的变化,老年人与配偶一起独立生活的比例不断上升。但总体上居住安排的变化趋势并没有预示着社会负担的增加。虽然隔代家庭不断增加不利于生活在这类家庭中的老年人,但对生活在隔代家庭中少儿的情感健康基本没有影响(Ren等, 2013)。研究结果也显示,老年人与成年子女和孙子女同住的情况下,结论支持“家庭支持理论”,而只与成年子女或孙子女同住的情况下,则是支持“家庭冲突理论”。这一方面说明老年人与成年子女之间存在一定的经济交换功能——老人获得子女的经济支持,子女获得时间、精力等;另一方面也说明居家养老的赡养模式不利于老年人的情感健康。

参考文献:

1. 郭志刚(2008):《关于中国家庭户变化的探讨与分析》,《中国人口科学》,第3期。
2. 中国青少年研究中心(2006):《中国未成年人数据手册》,科学出版社。
3. Andrews F. M., Morgan J. N., Sonquist J. A., Klem L.(1973), *Multiple Classification Analysis: A Report on a Computer Program for Multiple Regression Using Categorical Predictors*. 2nd edition. Detroit: Institute for Social Research, University of Michigan.
4. Cai F., Giles J., O'Keefe P., Wang D.(2012), *The Elderly and Old Age Support in Rural China: Challenges and Prospects*. Washington DC: World Bank.
5. Chan K. W., Buckingham W.(2008), Is China Abolishing the Hukou System? *China Quarterly*. 195, 582-606.
6. Chow N. W.(1991), Does Filial Piety Exist under Chinese Communism? *Journal of Aging and Social Policy*. 3, 209-225.
7. Davis-Friedmann D.(1983), *Long Lives: Chinese Elderly and the Communist Revolution*. Cambridge: Harvard University Press.
8. Hu X. Y., Cheng Q., Peng X. D., Zhang X. M., Huang C. Q.(2012), Living Arrangements and Risk for Late Life

- Depression: A Meta-analysis of Published Literature. *International Journal of Psychiatry in Medicine*. 43, 19-34.
9. Korinek K., Zimmer Z., Gu D. (2011), Transitions in Marital Status and Functional Health and Patterns of Inter-generational Coresidence among China's Elderly Population. *Journal of Gerontology B: Social Sciences*. 66, 260-270.
 10. Lee Y. J., Xiao Z. (1998), Children's Support for Elderly Parents in Urban and Rural China: Results from A National Survey. *Journal of Cross-cultural Gerontology*. 13, 39-62.
 11. Liang Z., Chen Y. P. (2007), The Educational Consequences of Migration for Children in China. *Social Science Research*. 36, 28-47.
 12. Little R. J. A., Rubin D. B. (2002), *Statistical Analysis with Missing Data*. 2nd ed. New York: Wiley.
 13. Michael Y., Berkman L. F., Colditz G. A., Kawachi I. (2001), Living Arrangements, Social Integration, and Change in Functional Health Status. *American Journal of Epidemiology*. 153, 123-131.
 14. Radloff L. S. (1977), The CES-D Scale: A Self-report Depression Scale for Research in the General Population. *Applied Psychological Measurement*. 1, 385-401.
 15. Ren Q., Treiman D. J. (2013), The Consequences of Parental Labor Migration in China for Children's Emotional Well-being. Los Angeles: UCLA, California Center for Population Research, Population Working Paper PWP-CCPR-2013-004.
 16. Rubin D. B. (1987), *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: Wiley.
 17. Silverstein M., Cong Z., Li S. (2006), Intergenerational Transfers and Living Arrangements of Older People in Rural China: Consequences for Psychological Well-being. *Journal of Gerontology: Social Sciences*. 61B, S256-S266.
 18. StataCorp. (2013), *Stata: Release 13. Documentation*. College Station, TX: Stata Press.
 19. Sun X., Lucas H., Meng Q., Zhang Y. (2011), Associations between Living Arrangements and Health-related Quality of Life of Urban Elderly People: A Study from China. *Quality of Life Research*. 20, 359-369.
 20. Treiman D. J. (2009), *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass/Wiley.
 21. Wang J., Chen T., Han B. (2013), Does Co-residence with Adult Children Associate with Better Psychological Well-being among the Oldest Old in China? *Aging and Mental Health*. doi:10.1080/13607863.2013.837143.
 22. Whyte M. K. (2003), China's Revolutions and Intergenerational Relations. In M. K. Whyte (Ed.), *China's Revolutions and Intergenerational Relations* (Michigan Monographs in Chinese Studies, Vol. 96 (pp. 3-32)). Ann Arbor: University of Michigan, Center for Chinese Studies.
 23. Ye M., Chen Y. (2014), The Influence of Domestic Living Arrangement and Neighborhood Identity on Mental Health among Urban Chinese Elders. *Aging and Mental Health*. 18, 40-50.
 24. Zeng Y., Vaupel J. W., Xiao Z., Zhang C., Liu Y. (2002), Sociodemographic and Health Profiles of the Oldest Old in China. *Population and Development Review*. 28, 251-273.

(责任编辑:朱 犁)