

中国老年人的居住方式与其婚姻状况的关系分析

焦开山

(中央民族大学 社会学系 北京 100081)

【摘要】基于追踪调查数据,运用随机效应 Probit 模型分析老年人的居住方式与其婚姻状况的关系及其在不同性别和不同年龄段上的差异。研究发现,丧偶对老年人的居住方式存在显著影响,老年人在丧偶后更可能与子女同住。然而,在控制配偶照顾因素后,丧偶对老年人居住方式的影响却大幅下降。从性别和年龄上来看,丧偶对女性老年人居住方式的影响大于男性老年人,对高龄老年人的影响大于低龄老年人。同时,研究还发现,在控制人口特征、社会经济以及健康状况变量之后,未观测到的个体异质性对老年人居住方式存在显著影响。

【关键词】老年人;居住方式;婚姻状况;未观测异质性

【中图分类号】C913.6

【文献标识码】A

doi: 10.3969/j.issn.1004-129X.2013.01.009

【文章编号】1004-129X(2013)01-0078-09

【收稿日期】2012-09-09

【基金项目】中央民族大学“985 工程”民族社会问题研究中心资助课题(MUC98507-010522)

【作者简介】焦开山(1978-),男,河北保定人,中央民族大学社会学系讲师。

一、引言

居住作为人类生活的一个重要方面,对人们的福祉有着重要的影响。以往研究发现,与子女(包括孙子女,下同)同住一直是中国老年人最主要的居住方式。^[1-3]由于中国文化传统和社会养老服务体系建设的滞后,家庭养老一直是中国老年人的主要的养老方式。而与子女同住更是体现了家庭中的代际支持。老年人与子女同住不仅可以获得物质和经济上的支持,而且也能获得来自子女的生活照顾和精神慰藉。当然,老年人选择与子女同住也可能给子女带来沉重的照顾负担和生活压力,尤其当老年人的健康面临严重问题时。基于这种考虑,研究老年人的居住方式具有很重要的现实意义。

在老年阶段,由于老年人群体过高的死亡率,很多老年人都可能会经历丧偶之痛,并可能长年处于丧偶状态中。根据 2000 年人口普查数据,全国丧偶老年人口总数为 4 090.07 万人,占老年人口总数的 30.19%。随着人口老龄化的快速推进,丧偶老年人口数必将快速增长。以往的大量研究表明,丧失配偶及其随后的单身状态给老年人的日常生活带来非常大的影响。许多研究表明,无偶的老年人比有偶的老年人更有可能与子女同住。^[2-4]在丧偶后,老年人通常最可能搬到子女的家或其附近。^[5]在老年人的晚年生活中,配偶和子女是两个最重要的支持来源。配偶死亡后,老年人首先就会向他们



的子女寻求支持。子女基于照顾的便利和代际交换的动机,也很有可能让父(母)搬来同住。

虽然以往有关老年人婚姻状况与老年人居住方式关系的研究取得了一定的成果,但是还存在一些局限。在研究内容上,以往研究并没有深入讨论配偶照顾因素对老年人丧偶后居住方式选择的影响。配偶照顾可能是一个非常重要的中介变量,对老年人丧偶后的居住方式选择具有调节作用。一个对配偶照顾严重依赖的老年人在丧偶后更有可能搬到子女家里。此外,丧偶对不同性别和不同年龄组老年人居住方式的影响可能是不同的,有关这方面的研究仍需要进一步深入探讨。在研究方法上,以往的研究大都使用某一个时点的截面调查数据,利用这种数据无法深入分析老年人居住方式的变化及其影响机制。虽然有一些研究使用了队列分析^[9]或者运用了在两个时点进行的对同一调查对象的追踪调查数据^[6],但是这些研究并没有把老年人的未观测异质性考虑进来,因此,获得的估计可能存在偏差。^[7]

基于以往研究,本研究在充分考虑未观测的异质性的基础上,对老年人婚姻状况与居住方式的关系机制进行了深入探讨,试图回答以下三个问题:在控制某些因素的情况下,老年人在丧偶后是否更可能与子女同住?在控制配偶照顾因素后,婚姻转变与居住方式变化的关系强度是否有所降低?在老年人婚姻状况与子女同住的关系上,是否存在性别差异和年龄组差异?

二、数据来源和模型

1. 数据

本研究数据来自于由北京大学健康老龄与发展研究中心组织调查的“中国老年人口健康影响因素跟踪调查数据”(CLHLS),该项目是一项关于老年人健康与长寿的纵贯调查,基础调查以及跟踪调查分别于 1998、2000、2002、2005 和 2008 年在 22 个省、市、自治区进行。这 22 个省、市、自治区的人口约占全国总人口的 85%,本项目随机选取了其中大约 50%的县、县级市与区进行调查。考虑到研究需要,本研究选取了该项目在 2002 年、2005 年和 2008 年的数据,并以 2002 年的数据为基础样本。为了消除极端值对研究的干扰,数据只包括 65 岁以上、95 岁以下的个案^①。在删除一些无效个案后,2002 年的基础样本量为 10 650 人,其中有 4 796 人被调查了一次(即 2002 年)^②,有 2 690 人被调查了两次(即 2002 年和 2005 年),有 3 164 人被调查了三次(即 2002 年、2005 年和 2008 年),这样,一共获得了 19 668 个观测个案。

2. 变量及其测量

在本研究中,因变量是老年人的居住方式。一些学者把老年人的居住方式按照家庭世代居住结构分为单身户、夫妇户、二代户、三代户等^{[1-3][8]}也有学者把老年人的居住方式分为是否与子女后代同住两种方式^[2],本研究采用后一种分类方法,即老年人是否与子女同住。因为在中国老年人群中,离婚和从未结婚的个案很少,本研究将忽略这些个案,所以我们把老年人的婚姻状况分为两类:有偶同住和丧偶。为分析配偶在老年人生活中的重要作用,我们构建了两个变量:老年人的主要生活来源与老年人的主要照顾者。其他的协变量包括年龄、性别、居住地、民族身份、教育程度、子女数量、自评健康和日常生活自理能力(ADL)。有关这些变量的均值、标准差以及虚拟变量的参照类如表 1 所示。

3. 模型

以往有关老年人居住方式的研究大都利用截面数据建立普通的 Logistic 回归模型进行分析,这样的分析存在局限性,即没有在模型中把未观测的异质性考虑进来。在常规的分析模型中,未观测异

① 由于 95 岁以上老人样本中,有偶老人极少,绝大部分都是丧偶老人,因此考虑把这些老人排除在外。

② 这些案例信息对于我们后面提到的模型的未观测异质性的估计没有帮助,但是它们提供了估计自变量系数 β 的信息。

表 1 基础样本中的变量的平均数、标准差以及虚拟变量的参照类

变量	平均值	标准差
居住方式(不与子女同住)		
与子女同住	0.59	0.49
婚姻状况(有偶)		
丧偶	0.59	0.49
日常生活照顾(其他人)		
配偶	0.28	0.45
主要生活来源(其他人)		
配偶	0.03	0.17
居住地(城镇)		
农村	0.54	0.50
年龄(岁)	80.80	8.68
性别(男性)		
女性	0.52	0.50
民族(少数民族)		
汉族	0.95	0.21
教育(0年)		
1年以上	0.45	0.50
存活子女构成(只存活女儿)		
没有存活子女	0.09	0.28
只有儿子	0.13	0.34
儿女双全	0.67	0.47
ADL(完好)		
残障	0.19	0.39
自评健康(好)		
不好	0.20	0.40

注 括号内的类别是参照类。

质性没有被明确地作为解释变量进入模型,而是将其归入了模型的误差项。如果未观测异质性与某些解释变量相关的话,忽略未观测异质性就可能使模型系数的估计有偏,即发生了忽略变量偏误问题。^[7]在离散因变量模型中,即使未观测异质性与解释变量不相关,忽略未观测异质性也会导致模型系数估计的不一致。^[9]在有纵贯数据的条件下,通过采取一定的方法可以明确地把未观测异质性考虑进模型,这样的模型被称为含未观测效应的模型(models with unobserved effects)。为此,我们采用了随机效应 Probit 模型,并考虑将老年人在居住方式上的未观测个体效应放入模型。

Probit 模型可以被看作是潜变量方法的一种应用。^[10]根据潜在变量方法,可以用一个潜在的连续变量 y^* 表示一个事件发生(即 $y=1$)的潜在倾向(propensity)。首先,把潜在连续变量 y^* 表达成未知参数、自变量和误差项的一个线性函数,即:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

观察到的二分变量与潜在连续变量 y^* 的关系可以表示如下:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{如果 } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{如果 } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

如果假定表达式(1)中的误差项 ε_i 为一个标准的正态分布并满足独立同分布(i.i.d)性质,

那么表达式(1)和(2)就构成了一个标准的 Probit 模型^①。而事件 y_i 发生的概率可以表示为:

$$P(y_i=1|x_i) = \Phi(x_i' \beta) \quad (3)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 表示累积标准正态分布。在表达式(3)中,事件发生的概率被表达为个体可观测特征(即 x_i)的结果,而没有把未观测异质性考虑进来。为了获得一致的估计,需要明确地把未观测的个体异质性纳入到模型中。

在有纵贯数据的条件下,能够明确地把事件发生表达为个体可观测特征和个体未观测异质性的结果,即含有未观测异质性的 Probit 模型,表示如下:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{如果 } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{如果 } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{其中 } y_{it}^* = x_{it}' \beta + u_i + e_{it}, i=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (4)$$

其中, u_i 是未观测的个体异质性,通常被假定不随时间而发生变化。这里,把 u_i 看作是一个随机变量(即随机效应^②),因此模型(4)又被称为随机效应 Probit 模型。此外,我们对 u_i 还有一个重要的假

① 如果我们假定 ε_i 服从一个标准的 Logistic 分布且满足独立同分布性质,就是标准的 Logit 模型。

② u_i 也可以被看作是固定效应。至于 u_i 被看作固定效应还是随机效应得讨论。



定, 即 $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$, 且与模型中的其他解释变量无关^①。在模型(4)中, ϵ_{it} 就是通常所称的误差项, 假定它服从 $N(0, 1)$ 。

这样, 第 i 个人在时间 t 上事件发生的概率可以表达为个体可观测特征和未观测个体独特效应的函数, 即:

$$P(y_{it} = 1 | x_{it}, u_i) = \Phi(x'_{it}\beta + u_i) \quad (5)$$

与式(3)相比, 式(5)明确地把未观测的个体异质性考虑进了模型。因为在模型中包含了个体的独特异质性, 这使得表达式(5)可以被看作是个体行为模型, 而不是一组个体的平均行为模型。^[7]在表达式(5)中, 虽然 u_i 参与了模型估计, 但是并没有把它作为一个参数来估计^②, 一般的统计软件只估计了 u_i 的方差, 即 σ_u^2 (或者对数)。在模型假定条件满足的条件下, 可以使用条件最大似然法估计 β 和 σ_u^2 。条件最大似然估计量通常被称为随机效应 Probit 估计量。由于 β 和 σ_u^2 能被估计, 在 $u=0$ 上的偏效应也可以被估计。在潜变量模型中, 通常的误差项(ϵ_{it})的方差被假定为 1, 未观测异质性的相对重要性被测量为 $\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + 1)$, 它也是复合误差项 $u_i + \epsilon_{it}$ 在任意两个时期上的相关系数, 表明了在不同时间点上变量值的稳定程度。许多随机效应 Probit 程序报告以 $\hat{\rho}$ 及它的标准误, 这些统计量可以用来检验未观测异质性是否存在。

本研究使用 Stata 10 的 `xtprobit` 命令来对模型进行估计。具体方法是分别创建三个模型: 模型 1 不控制老年人的主要生活来源和日常生活照顾者; 模型 2 是在模型 1 的基础上加入了老年人的主要生活来源变量; 模型 3 是在模型 2 的基础上又加入了老年人的主要日常生活照顾者变量。对于每个模型, 分性别和年龄段进行了估计。这样的分析方法有两个主要优点: 首先, 可以考察丧偶状况与居住方式的关系在不同性别、不同年龄段老年人中是否不同。其次, 逐步把配偶因素变量引入模型, 可以进一步理解和解释婚姻状况与居住方式的关系机制。

三、结果

表 2 是男性老年人和女性老年人中模型 1 的估计结果。模型 1 中没有控制配偶照顾和主要生活来源变量。从估计结果看, 居住在城镇的老年人与子女同住的概率要低于居住在农村的老年人, 不过这只在 85~94 岁老年人中具有统计显著性 ($p < 0.05$)。年龄越大, 与子女同住的概率也越大。与少数民族老年人相比, 汉族老年人与子女同住的概率更低。受教育水平与子女同住的关系不具有统计显著性。子女数量及构成对居住方式有显著影响, 不过这只限于有存活子女和没有存活子女之间。在女性老年人中, 自评健康与居住方式有显著关系, 自评健康不好的老年人与子女同住的概率更低, 但是, 在男性老年人中, 自评健康与居住方式不存在显著的关系。ADL 与居住方式有非常显著的关系。与 ADL 自理老年人相比, ADL 残障的老年人有更高的概率与子女同住。此外, 可以看到, 婚姻状况与居住方式有显著关系, 与有偶同住老年人相比, 丧偶老年人与子女同住的概率更高。

模型 2 和模型 3 分别在模型 1 的基础上加入了主要生活来源和配偶照顾变量。表 3 是三个模型的估计结果和计算的边际效益。从模型 1 看到, 丧偶显著地影响了老年人的居住方式。老年人在丧偶后更可能选择与子女同住。从计算的边际效应^③看, 一个有偶的老年人在丧失配偶后, 其与子女同住

① 可以放松这个假定, 允许 u_i 与一些解释变量相关, 在本研究中, 我们坚持 u_i 与解释变量无关的假定。

② 如果把 u_i 作为一个固定的参数进行估计的话, 除了计算上的困难外, 还会引发偶然性参数问题 (incidental parameters problem)。不同于线性模型, 同 β 一起估计 u_i 能够导致对 β 的渐近一致的固定效应估计, 但是在非线性模型中, 在 N 趋于无穷 T 固定的情况下, 同 β 一起估计 u_i 会导致对 β 的不一致估计。

③ 在假定每个老人的随机效应(u_i)是 0, 其他的协变量取平均值的条件下, 计算的丧偶的边际效应, 它表明了老人从有偶到丧偶后, 在与子女同住上的概率变化。

的概率提高 34%(对于 65~74 岁的男性老年人)到 53%(对于 75~84 岁的女性老年人)。模型 1 也显示了丧偶对老年人居住方式的影响具有性别差异和年龄组差异。在男性老年人中,三个年龄组中的边际效应依次是 0.34、0.45、0.46,而在女性老年人中,三个年龄组中的边际效应依次是 0.43、0.53、0.45。可以看出,在中低龄老年人中,丧偶对女性老年人居住方式的影响都大于男性老年人,而在 85 岁以上的高龄老年人中,丧偶对居住方式影响的性别差异不大。另外,我们也看到丧偶对居住方式的影响在不同的年龄组中也有差异。无论在男性还是女性中,丧偶对 65~74 岁的低龄老年人的影响都是最小的。在 75~84 岁的老年人中,男性的边际效应则从 0.34 增加到 0.45,而女性的边际效应则从 0.43 增加到 0.53,这说明随着年龄的增加,丧偶对居住方式的影响也在增加。不过,我们也看到在 85 岁以上的老年人中,女性的边际效应与 75~84 岁相比却有所下降,而男性边际效应则基本保持不变。

表 2 居住方式影响因素模型 1 的估计结果

	男性老年人			女性老年人		
	65~74	75~84	85+	65~74	75~84	85+
丧偶	0.88***	1.19***	1.34***	1.13***	1.46***	1.39***
农村	-0.04	0.09	0.28**	-0.15	0.11	0.31***
年龄	-0.07***	0.01	0.04***	-0.03	0.02	0.05***
汉族	-1.54***	-0.50	-0.55*	-1.28***	-0.52*	-0.59**
受教育 1 年以上	0.04	0.17	0.01	0.07	-0.16	0.02
没有存活子女	-0.46	-0.77**	-0.65**	-0.92*	-0.75***	-0.97***
只存活儿子	0.31	-0.27	-0.24	0.37	0.30	-0.05
儿女双全	0.11	-0.15	-0.13	0.23	0.10	0.02
自评健康不好	-0.11	-0.16	-0.13	-0.53***	-0.22*	-0.26*
ADL 残障	0.22	0.31*	0.33***	0.81***	0.62***	0.71***
sigma_u	1.50	1.62	1.62	1.34	1.52	1.69
ρ	0.69	0.72	0.73	0.64	0.70	0.74

注: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001,下同。

表 3 随机效应 Probit 模型估计结果及其边际效应

	男性老年人			女性老年人		
	65~74	75~84	85+	65~74	75~84	85+
模型 1	0.88***	1.19***	1.34***	1.13***	1.46***	1.39***
	<i>0.34</i>	<i>0.45</i>	<i>0.46</i>	<i>0.43</i>	<i>0.53</i>	<i>0.45</i>
sigma_u	1.50	1.62	1.62	1.34	1.52	1.69
ρ	0.69***	0.72***	0.73***	0.64***	0.70***	0.74***
模型 2	0.87***	1.19***	1.32***	1.08***	1.36***	1.38***
	<i>0.34</i>	<i>0.45</i>	<i>0.46</i>	<i>0.41</i>	<i>0.50</i>	<i>0.44</i>
sigma_u	1.49	1.62	1.61	1.34	1.51	1.69
ρ	0.69***	0.72***	0.72***	0.64***	0.70***	0.74***
模型 3	0.50**	0.68***	0.81***	0.61***	1.04***	0.67***
	<i>0.20</i>	<i>0.27</i>	<i>0.28</i>	<i>0.24</i>	<i>0.39</i>	<i>0.18</i>
sigma_u	1.49	1.54	1.57	1.30	1.49	1.69
ρ	0.69***	0.70***	0.71***	0.63***	0.69***	0.74***

注:每个模型还包括居住地、年龄、民族、教育程度、子女数量、日常活动能力以及自评健康等变量。粗斜体是计算的边际效应,其他是模型参数的估计。



模型 2 是在模型 1 的基础上加入了主要生活来源变量。结果发现,模型 2 的系数及其计算的边际效应和模型 1 的结果基本一致。配偶的经济支持并没有改变丧偶老年人与有偶老年人在居住方式上的显著差异。也就是说,对于配偶是主要生活来源的老年人和配偶不是主要生活来源的老年人,其丧偶后与子女同住的概率基本相同。不过,在男性老年人中,模型 2 和模型 1 的边际效应是相同的,而在女性老年人中,模型 2 的边际效应基本上是低于模型 1 的(除了 85~94 岁年龄组),即对于女性老年人而言,在控制生活来源的条件下,丧偶对居住方式的影响有所下降,不过下降幅度不大。

模型 3 是在模型 2 的基础上又加入了日常生活照顾者变量。结果发现,模型 3 的系数和计算的边际效应都比模型 1 有大幅下降。比如,在 65~74 岁的男性老年人中,在控制配偶照顾因素的情况下,丧偶的边际效应从 0.34 下降到 0.2,而在此年龄段的女性老年人中,丧偶的边际效应从 0.43 下降到 0.24。在控制配偶照顾因素的情况下,其他年龄段丧偶的边际效用也都有不同程度的下降。这说明婚姻状况与子女同住的关系受到配偶照顾因素的显著调节。不过,我们也发现,即使在控制配偶照顾因素的情况下,丧偶对老年人居住方式的影响仍然显著存在,即无论老年人的配偶在生前是否是主要的照顾者,其死亡都会显著增加存活老年人与子女同住的概率。

表 3 还列出了对未观测异质性 u_i 的标准差 σ_{u_i} 的估计^①以及对 ρ 的估计。我们看到三个模型对两者的估计差异不大,因此我们以模型 3 为例来说明。如表 3 所示,在 65~74 岁、75~84、85 岁以上的老年人中,男性的 σ_{u_i} 分别是 1.49、1.54 和 1.57,而女性的 σ_{u_i} 分别是 1.30、1.49、1.69,这说明在低龄老年人中男性老年人居住方式上的个体差异大于女性老年人。另外,我们也看到,随着年龄的增长, σ_{u_i} 的值基本上是增加的,男性老年人的 σ_{u_i} 从 1.49 增加到 1.57,而女性老年人的 σ_{u_i} 从 1.30 增加到 1.69,这说明在居住方式上,年龄越大,老年人的个体差异性越大。

ρ 表示了未观测异质性的相对重要性,其值测量了老年人的居住方式在任意两个时间点上的相关系数,也是对老年人在不同时期上居住方式稳定性的一种测量^②。如表 3 所示,在所有性别和所有年龄段的老年人中, ρ 的值都在 0.63 以上,这说明老年人的居住方式在不同时期上保持着相当程度的一致性,即在某一个时间点上老年人与子女同住(不同住),在下一个时间点上也很可能是与子女同住(不同住)。我们也看到,随着年龄的增长, ρ 值也在增加。比如,在男性老年人中,三个年龄组的 ρ 值分别是 0.69、0.70、0.71,而在女性老年人中,三个年龄组的 ρ 值分别是 0.63、0.69、0.74。这说明老年人年龄越大,其居住方式在不同时间上就越是稳定。另外,在低龄老年人中,女性的 ρ 值都稍低于男性,这说明女性老年人的居住方式比男性更不稳定,女性老年人在不同时间上比男性老年人更容易发生居住方式的改变,但两者差异并不大。

此外,我们对 ρ 进行了显著性检验。在 Stata 中,要检验的零假设是 $H_0: \rho=0$,即老年人个体的未观测效应是无关紧要的,也就是说,随机效应 Probit 模型估计量与常规的 Probit 模型估计量无差异。从检验结果来看,各模型的 ρ 在 0.001 水平上统计显著,这说明未观测效应显著存在,因此,如果在模型设置中忽略这些未观测效应,就可能导致估计的不一致。

四、讨论

在本研究中,我们运用一个随机效应 Probit 模型研究了老年人丧偶对其是否与子女同住的影响机制。虽然以往有研究发现丧偶对老年人的居住方式有显著的影响,但是这些研究的样本大都集中在 80 岁以下的低龄老年人,很少包括 80 岁以上的高龄老年人。本研究基于中国唯一的且样本规模

① Stata 还给出了对 u_i 的对数的估计及显著性检验。

② 因为我们假定了 u_i 不随时间发生变化,因此,正是 u_i 决定了变量值在不同时期上的相关。

最大的全国性老年人健康长寿影响因素研究数据,不仅包括了80岁以下的低龄老年人,还包括了大量的80岁乃至90岁以上高龄老年人,使得我们可以继续分析在高龄老年人中婚姻状况与居住方式的关系机制。另外,以往的研究很少考虑老年人中未观测个体异质性,一方面这种研究没有区分个体行为模型和总体平均行为模型,另一方面忽略未观测异质性也可能导致模型估计的偏误和不一致。我们通过使用纵贯调查数据,可以有效地把老年人的未观测异质性考虑进来,从而提高了估计的一致性。

本研究结果显示,丧偶对老年人的居住方式有显著的影响,老年人在丧偶后,更可能与子女住一起。对此可作如下解释:首先,配偶在老年人的生活中起着一种重要的社会支持的作用,尤其是在生活照顾方面。当配偶去世后,老年人可能失去了一个重要的生活照顾者,而搬到子女家里或者子女附近也许正是源于生活照顾者的缺失导致的。在本研究中,如果控制了配偶的照顾因素,丧偶对居住方式上的影响会大幅下降。可以说,在有偶的老年人中,如果其配偶不承担照顾的责任(原因可能有:配偶的身体状况不好,无力承担;有其他替代照顾者,比如保姆),配偶死亡对其是否与子女同住的影响较小。相反,如果配偶在生前是其主要的照顾者,配偶的死亡则大大影响到其与子女同住的概率。这都说明了配偶照顾因素在老年人居住方式选择中的重要作用。其次,丧失配偶不仅仅是一种婚姻状况的转变,更是一种生活方式和社会角色的转变。适应新的角色、新的自我认同需要一个过程,这个过程也许会对老年人健康产生负面影响。老年人因丧偶导致健康恶化,再加上失去了主要的生活照顾者,这时,子女可能会要求老年人与其同住。在中国,老年人是否与子女同住在很多情况下是基于老年人的需求,^[1]而丧偶可能会导致老年人一系列的健康问题和生活照顾问题,从而有了与子女同住的需求。第三,老年人在丧偶后选择与子女同住也可能是基于代际交换的动机。一方面,配偶的去世,尤其是长年需要照顾的配偶的去世在很大程度上减轻了老年人照顾配偶的责任和负担,没有了照顾配偶的后顾之忧,老年人就更有可能搬到子女家里;另一方面,子女也可能需要父母帮其料理家务和照看孩子,因此在其父(母)去世的情况下,也可能要求其母(父)搬到自己家里同住。

本研究结果也显示,在控制配偶的照顾因素之后,丧偶对老年人居住方式的影响显著下降,但仍然显著存在。对此的解释是:在老年人生活中,配偶的作用除了生活照顾之外,还可能其他方面的作用,比如为老年人提供精神慰藉。因此,老年人在丧偶后,为了避免孤单地生活,也可能选择与子女同住。

另外,研究也发现丧偶对女性老年人居住方式的影响大于男性老年人,女性丧偶老年人比男性丧偶老年人更可能选择与子女同住,尤其是84岁及以下的中低龄老年人。对此的解释是:首先,从性别特征和社会文化上,女性比男性有更强的依赖性。在生活来源上,女性可能比男性更依赖于他们的配偶,比如,一些女性老年人可能要依靠配偶的养老金生活,配偶一旦死亡,她们将失去生活上的来源,进而可能向子女寻求支持。其次,在家庭中,女性一般扮演传统照顾者的角色,女性老年人在帮子女料理家务和照看孩子方面比男性老年人更有优势,尤其是中低龄女性老年人。本研究显示,在中低龄老年人(84岁及以下)中,丧偶女性老年人和丧偶男性老年人在与子女同住上差别最大,前者比后者有更多的与子女同住的需求,而到了85岁以上的高龄老年人中,两者的差别变小,对与子女同住的需求渐趋一致。另外,一些学者研究发现,女性老年人比男性老年人在日常生活自理能力(ADL)方面更容易失能,女性老年人虽然比男性老年人长寿,但比男性老年人有更高的慢性病发病率和失能率,从而有更高的生活照顾需求,这导致她们更可能与子女同住。而在85岁以上的高龄老年人中,随着男性老年人健康状况的下降,对生活照顾的需求逐渐增加,从而逐渐接近女性老年人。

本研究结果也显示,丧偶对居住方式的影响在不同的年龄组中也存在差异。丧偶对65~74岁低龄老年人的影响要小于对75岁以上的老年人的影响。低龄老年人在丧偶后可能并不急于搬到子女



家里同住,其身体健康状况仍允许他们与子女分开居住。另外,低龄老年人拥有一定的社交网络,除非迫不得已,他们还是愿意留在原来住的地方,以避免搬到新地方后的重新适应问题。但是,随着年龄的增加,老年人发生疾病的风险在增加,其独立生活能力在下降,一旦丧偶后,其生活可能面临很多问题,子女出于方便照顾的需要可能就会把老年人接到自己家里居住。

最后,在老年人的居住方式上,未观测异质性显著存在。在我们的模型中,所估计的 ρ 值都在 0.63 以上,这说明老年人的居住方式保持着相当程度的稳定性。因为老年人对生活周遭环境的控制能力已有所降低,其居住方式的改变意味着将要面临更大的适应性压力,这也是大部分老年人不愿意迁居的原因之一。不过,配偶的死亡是一个重要的生活事件,这在很大程度上打破了老年人长期建立起来的与其居住环境的一致性,为了寻求新的生活平衡,老年人很有可能搬到子女家里。通过对 ρ 的显著性检验,研究发现未观测异质性显著存在,这说明随机效应 Probit 模型估计结果与一般的 Probit 模型估计结果存在显著差异,而统计学证明考虑未观测异质性的随机效应模型结果比普通的模型结果更具有一致性。

五、结论与建议

从本研究结果看,丧偶对老年人的居住方式有非常显著的影响。老年人在丧偶后,其居住方式的转变可能对本人和家人带来积极的或者消极的影响。

首先,老年人迁居后可能会面临一系列的适应性问题。研究发现老年人在居住方式上保持着相当程度的一致性,也就是说,老年人一般不愿意迁居。对于住在同个屋子里很久的老年人来说,即使是搬到环境较有改善、较安全、舒适的家,也会需要一段时间去适应,这是因为个体与环境的一致性已经长达一段时间,如果改变较多(如从农村搬到城市)则需要较长时间的适应。如果适应不良,则可能对老年人的健康产生很大影响。因此,对于刚搬到子女家里老年人,所在的社区应该提供一些相应的支持性服务,以使老年人更快地、更好地适应新的居住环境。支持性服务可以包括精神慰藉服务、组织社区娱乐活动以及帮助老年人重新建立社区支持网络,比如老年人友谊团体。通过这样的服务可以使老年人更好地融入到新搬入的社区中。

其次,老年人搬到子女家里,也可能使子女面临很大的照顾压力。随着我国计划生育政策影响的进一步显现,成年人面临着“上有老,下有小”的双重照顾压力。尤其是对于身体健康状况不佳的高龄老年人来说,其子女可能没有更多的时间和精力为他们提供照顾,或者接受子女长期的照顾,这些都可能给子女带去很大的心理负担或压力。此外,对于经济条件和住房条件比较差的成年人,父母搬过来同住,也会使其面临很大的经济压力和生活压力。为了缓解成年照顾者的压力,社会和社区应该制定一些相应的家庭支持计划,这包括:为成年照顾者提供心理支持服务,缓解他们的照顾压力;上门提供医疗护理服务;在社区建立成人日间照顾中心(Adult Day Care),在子女出门工作时,老年人可以在中心接受各方面的照顾服务。

最后,针对孤寡老年人,也应该提供综合性的社区服务。本研究也显示并不是所有的丧偶老年人都会搬到子女家里。比如,在农村地区,老年人在丧偶后更可能选择与子女比邻而居而不是同住。此外,随着我国城市化进程的不断加速,农村将会有更多的孤寡老年人。本研究结果显示有 10%左右的老年人并无存活子女,这部分老年人在丧偶后将可能处于孤寡状态。相对于与子女同住的老年人,孤寡老年人面临着更多的生活照顾问题。因此,对于孤寡老年人,应该提供一种综合性的社区服务,包括经济支持、精神慰藉、起居照料、医疗护理、日常购物等方面的服务。同时,倡导孤寡老年人建立自己的社区支持网络,如社区孤寡老年人自助团体。

【参考文献】

- [1] 曾毅,王正联.中国家庭与老年人居住安排的变化[J].中国人口科学,2004,(5):2- 8.
- [2] 郭志刚.中国高龄老人的居住方式及其影响因素[J].人口研究,2002,26(1):37- 42.
- [3] 杜鹏.中国老年人居住方式变化的队列分析[J].中国人口科学,1999,(3):53- 58.
- [4] 韦璞.老年人居住方式及影响因素分析——以贵阳市为例[J].人口与发展,2009,15(1):103- 108.
- [5] R.Hooyman, N. and H.A. Kiyak. *Social Gerontology: A Multidisciplinary Perspective*[M].Perason Education,Inc ,2002.
- [6] 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.
- [7] Hsiao, C. *Analysis of Panel Data*[M].New York:Cambridge University Press,2003.
- [8] 杜鹏.北京市老年人居住方式的变化[J].中国人口科学,1998,(2):36- 41.
- [9] Wooldridge, J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*[M]. The MIT Press, 2002.
- [10] 丹尼尔.A.鲍威尔,谢宇.分类数据分析的统计方法[M].北京:社会科学文献出版社,2009.
- [11] Bian, F., JR. Logan, and Y. Bian. *Intergenerational Relations in Urban China: Proximity, Contact, and Help to Parents* [J].*Demography*, 1998, 35(1):115- 124.

[责任编辑 傅 苏]

The Relationship between Living Arrangements and Marital Status in the Elderly

JIAO Kai-shan

(Sociology Department of Minzu University of China , Beijing , 100081 , China)

Abstract : Based on the longitudinal data , this paper use a random effects probit model to analyze the effect of spouse's death on living arrangements of the elderly and classify its gender difference and age difference. The results show that bereavement has a significant effect on living arrangements , widowed individuals are more likely to live with their children. Further study find that widowhood effect is modified by spousal care. If we control for spousal care, widowhood effect on living arrangements will decrease dramatically. In addition, widowhood effect generally has to some extent gender difference and age difference: the death of a spouse exert more effect on female than male, and on the younger old than the oldest old. Finally, this study suggests that individual unobserved heterogeneity significantly exists in the living arrangement of the elderly.

Key Words : the elderly , living arrangements , marital status , unobserved heterogeneity