

# 居住安排变化对老年人死亡风险的影响

李春华, 李建新

(北京大学 社会学系 北京 100871)

**【摘要】** 本文利用2002~2008年中国老龄健康长寿影响因素跟踪调查(CLHLS)数据,在倾向值加权的基础上,采用含有frailty因子的Cox回归分析法,考察居住安排变化对老年人死亡风险的影响。研究结果表明,居住安排变化对老年人死亡风险存在影响,其中与子女同住变为不同住,老人的死亡风险最高。研究结果还表明,考虑了脆弱性因子的回归系数绝对值大于没有考虑脆弱性因子的回归系数绝对值。在本研究中,没有考虑脆弱性因子的同住变为不同住,低估了其对死亡风险的作用,而不同住变为同住以及一直同住,则高估了其对死亡风险的作用。

**【关键词】** 居住安排,倾向值加权,脆弱性,死亡风险

**【中图分类号】** C913.6 **【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1004-129X(2015)03-0102-11

**【收稿日期】** 2014-10-20

**【基金项目】** 国家自然科学基金项目:中国老年健康影响因素跟踪调查(71110107025, 71233001)

**【作者简介】** 李春华(1973-),女,广西北流人,北京大学社会学系博士研究生;

李建新(1962-),男,新疆伊宁人,北京大学社会学系教授。

## 一、引言

当前,我国人口老龄化形势日益严峻。据第六次人口普查数据显示,我国65岁及以上人口从第五次人口普查占总人口6.96%的比例上升至8.87%<sup>[1]</sup>,达到了总数1.19亿左右的规模,而到2014年年末为1.38亿左右,占总人口的10.1%<sup>[2]</sup>。对于未来我国老龄化趋势,联合国人口司和北京大学曾毅教授等人的相关研究表明,在中/低生育水平及中死亡水平假设下,我国65岁及以上的老年人将于2050年上升到3.3亿以上,届时将占总人口的24%至27%<sup>[3-4]</sup>。因此,无论是从现实情况还是从未来展望来看,我国正面临严峻的人口老龄化挑战。

老龄社会到来了,老年人的健康自然成为被关注的主要问题,其中老年人居住安排与老年人健康及死亡风险关系是一个重要的研究议题。受传统文化的反哺观念和孝道的影响,我国老年人通常与后代特别是与儿子同住,后代们在经济上和生活上照料老年人,在心理上排遣其寂寞、给予慰藉等。不过,随着我国经济发展和社会转型所带来的家庭结构的变化,老年人与子女同住比例在不断



降低。<sup>[5-7]</sup>在家庭人口结构方面,由于我国多年来在城市实行一胎化、在农村实行一胎半(少数民族除外)的计划生育政策,使得出生人口数量急剧下降,从而引发了我国家庭小型化、核心化和少子化。据近几年人口普查的数据显示,我国家庭规模在不断地缩小,老年人空巢家庭的比例越来越高。<sup>[8-9]</sup>此外,随着工业化和城市化进程的加深、社会流动的加快,更多的子辈脱离父辈家庭到更远的地方工作;<sup>[10-11]</sup>这也在一定程度上冲击了老年人与后代同居养老的传统。最后,随着家庭权力重心的下移,人们在观念上发生了很大的变化,后代特别是独生子女越来越向往独立、自由和人格平等的生活,追求自我价值,他们在婚后另立门户的现象越来越多。<sup>[12]</sup>因此,我国老年人与成年子女分居的比例越来越高。<sup>[13]</sup>可见,我国老年人与子女同住的居住安排发生了巨大的变化,那么,这种变化给老年人的死亡风险带来什么样的影响,其影响的方向及幅度怎样?其中的影响机制又是什么?我们应该对这些影响给予怎样的现实关怀?将是下文探讨的主要内容。

## 二、文献综述

在居住安排与老年人健康关系方面,与子女同住是否影响了老年人的健康状况或者死亡风险,目前学界尚未得出一致的结论,归纳起来,主要存在三种观点。一种观点认为老年人与成年子女同住能得到来自后代的支持,增进了老年人的晚年福利,对其身心健康起到积极作用,降低了老年人的死亡风险。<sup>[14-16]</sup>与同住对老年人健康产生正向影响的观点相左,另一种观点认为与成年子女同住的老年人并未在健康上占优势,他们或者增加了疾病的发病风险,<sup>[17]</sup>或者在同住情形下由于空间的狭小、见面频率的增多,引发了更多的代际关系紧张问题,从而对老年人的身心健康更不利。<sup>[18-19]</sup>第三种观点认为是否与成年子女同住与老年人的健康无关。同住只是一种物质载体,在这种载体下,代际互动和感情交流等最能反映代际关系好坏的实质内容,从而影响老年人的健康。换言之,合住不一定有利于老年人的身心健康,而分住不一定妨碍子女对老年人进行各种支持。<sup>[20]</sup>由此看来,在老年人与后代同住是否会对其健康产生影响的问题上,虽然大多数学者认为同住对老年人的健康具有促进效应、降低老年人的死亡风险,但目前学界尚未形成共识。

在对老年人死亡的影响因素分析中,学者们除了对居住安排进行探讨以外,还对一些人口、社会经济、健康状况和生活方式等方面的因素进行了研究。在人口、社会经济因素研究方面,Martelin 和 Paula 等人的研究揭示,社会经济地位如教育、职业、收入皆与死亡水平有关。<sup>[21-22]</sup>就婚姻状况而言,顾大男的研究指出,已婚人士比未婚人士活得更久。<sup>[23]</sup>在健康状况对老年人死亡风险的影响方面,Manton 等人的研究指出不良的健康状况与高死亡风险高度相关。<sup>[24]</sup>不仅如此,精神健康、乐观者会更倾向于长寿。<sup>[25]</sup>生活方式包含的内容很广泛,Stessman 等人的研究表明,老年人坚持锻炼身体,哪怕是不久前才开始锻炼身体,也会获得更好的存活机会和肌体良性运行的可能性;<sup>[26]</sup>而不良的生活方式,例如嗜酒,同时还抽烟,缺乏锻炼,摄入高脂肪的食物,则是死亡的主因。<sup>[27]</sup>王家宝的研究则指出,针对高龄老人,吸烟的历史过程对其存活影响程度的统计意义并不明显。<sup>[28]</sup>社会互动或参与宗教活动也是生活方式的一项内容。朱荟等人的研究表明,参加宗教活动的人比不参加宗教活动的人更长寿,<sup>[29]</sup>与他人的互动越是频繁,越是活得长久。<sup>[30]</sup>这些在人口、社会经济、健康状况和生活方式因素等方面对老年人健康/死亡风险影响的分析,为本研究寻找控制因素起到了很好的参考作用。

在探讨老年人的居住安排对其健康和死亡风险的影响议题上,我们看到,诸多研究主要从静态的居住安排类型方面出发,例如是否与后代/子女同住、与配偶同住、在养老机构居住等,考察不同居

住类型的老年人在健康/死亡风险上的差别。这些研究多采用横截面数据,在探讨居住安排和老年人的健康和死亡关系方面做出了不小的贡献,但仍在以下两个方面略显不足:一是不能反映社会转型期老年人居住安排变化这一动态过程对老年人健康或死亡风险的影响。由于我国经济发展和社会转型所带来的家庭结构和观念等方面的变化,老年人的居住安排发生了很大变化,而居住安排在老年阶段扮演着重要的角色,居住安排的改变意味着他们将要面临更大的适应性压力。<sup>[31]</sup>因此,研究老年人居住安排变化对其健康或者死亡风险的影响显得尤为重要;二是从研究方法来看,这些静态研究可能存在一些内生性问题(尽管也控制了一些其他变量),譬如从文献回顾中我们也看到,健康状况/死亡风险和居住安排之间高度相关,它们之间可能是互为因果的关系,那些健康状况不好、死亡风险较高的老年人更可能与子女/后代同住,反之亦然。张震采用追踪数据而非横截面数据来考察两者的关系,由于考虑时间变化因素,在一定程度上解决了两者之间的内生性问题,<sup>[14]</sup>但这些研究仍没有从根本上解决内生性问题。因此,本研究将在事件史数据的基础上,采用倾向值加权的方法来解决这一问题。此外,对于事件史数据,多数学者使用普通的Cox风险模型分析方法,这个方法假设被调查者面临的危险是相同的,而事实上,在现实社会中他们所面临的危险是不同的。如果没有考虑到这一点,会产生一些偏误。<sup>[32]</sup>因此,本研究采用考虑了脆弱性因子(frailty)的Cox风险模型来进行研究。关于倾向值加权和frailty Cox模型的方法将在后文做进一步的介绍。

因此,本研究将采用最新数据,采用倾向值加权和考虑了frailty因子的Cox风险模型,在控制一些人口社会等变量的基础上,考察老年人居住安排变化是否对其死亡风险产生影响,如果有影响,其影响机制、作用大小和方向又是怎样。

### 三、数据与方法

#### 1. 数据来源

本研究使用中国老年人健康长寿影响因素研究(CLHLS)2002~2008年的追踪数据。CLHLS是由北京大学老龄健康与家庭研究中心主任曾毅教授主持进行的一个追踪调查。该研究的第一次调查(基线调查)于1998年进行,随后的跟踪调查分别在2000年、2002年、2005年、2008/2009年以及2011/2012年进行。CLHLS调查涵盖了我国31个省中的23个,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。由于本研究对象为65岁及以上的老年人,而1998~2000年的调查对象都是80岁及以上的老年人,因此,这里只采用2002年及后期的追踪数据。另外,考虑到2008~2011/2012年居住安排变化有的类别个案极少,为保证分析结果的稳定性,本研究只采用2002~2008年共三期的追踪数据。通过剔除一些缺失值、不适合的填答个案,最终纳入统计模型的基期样本量为9277个。

#### 2. 变量测量

本研究的因变量是从基期(2002年)开始到结束期(2008年)老年人的死亡风险。为了计算死亡风险,须先计算存活时间(年)。对于死亡老年人,由死亡年份和基期调查年份相减算出;对于存活老年人,直接由调查结束期年份减去基期调查年份得到;对于失访老人,由最近一次访问老人的年份减去基期调查年份得到。

本研究的核心自变量是与子女同住(下文简称为同住)的变化。这里,将形成四种类型的变化情况:一直不同住,编码为0(为参照组)、同住变为不同住,编码为1、不同住变为同住,编码为2、



一直同住 编码为 3。同住变化是随时间而变化的变量。从后续两次居住安排变化情况来看,从 2002 年开始到 2005 年仍存活的 5 629 位老年人中,一直不同住、不同住变为同住和一直同住的比例各约占三成(见表 1)。从 2005 年到 2008 年仍存活的 2 986 位老年人中,一直同住的比例约占四成,一直不同住的比例占 35% 左右,这两类老年人的居住安排变化最突出。与 2002~2005 年居住安排变化的情况相比,2005~2008 年仍存活的老年人中,一直不同住的比例上升了 4% 左右;

同住变为不同住的比例也略有上升,上升了约 2%;不同住变为同住的比例下降最大,降幅为 16% 左右;一直同住的比例上升也较快,升幅约达 10%。如果按照当前是否与子女同住进行分类,可以计算出截止到 2005 年调查结束时,不与子女同住的比例约为 42%(一直不同住 + 同住变为不同住)、与子女同住的比例约为 58%(不同住变为同住 + 一直同住);截止到 2008 年调查结束时,不与子女同住的比例约为 49%、与子女同住的比例约为 51%,说明随着老年人年龄的增加,不与子女同住的比例有所升高,而与子女同住的比例有所下降,这与前文学者们提到的与子女同住比例下降结论一致。

结合文献综述中可能会对老年人死亡风险造成影响的因素分析,这里加入四类控制变量。第一类是社会人口特征的变量,包括年龄、性别、婚姻状况、教育、房主和城乡六个。第二类是代际支持变量,包括后代在老年人生病时的照料和日常的经济支持两个。第三类是健康状况,含认知功能、日常生活自理能力(ADL)和健康自评三个变量。第四类是生活方式变量,这里只使用当前是否锻炼身体、是否参加社交活动两个变量。这些变量除了认知功能以外,<sup>[33]</sup>其余变量皆为二分类变量,具体见表 2 所示。从表 2 可以看出,2002 年与子女同住的老年人比例在四成左右。在社会人口特征方面,80 岁及以上的高龄老年人占 65% 左右,并以女性、无配偶、没受过教育者居多,房产证上的名字为后代、居住在农村的老年人居多。在代际支持上,绝大多数老年人在生病时得到后代的照顾和平

表 1 2002~2005、2005~2008 年调查存活老年人中居住安排变化情况(%)

居住安排变化情况	2002~2005 年	2005~2008 年
一直不同住	30.98	35.20
同住变为不同住	11.41	13.50
不同住变为同住	27.39	11.32
一直同住	30.22	39.99
最后调查年存活人数	5 629	2 986

表 2 基期(2002 年)变量分布(%)

变量	百分比
核心自变量	
同住(不同住=0)	40.67
控制变量	
社会人口特征	
年龄(65~79 岁=0)	65.05
性别(男=0)	55.24
婚姻状况(无配偶=0)	39.37
教育(文盲=0)	39.58
房主:后代(自己=0)	63.33
城乡:城镇(农村=0)	41.48
代际支持	
生病时得到后代照顾(无照顾=0)	72.80
后代经济支持(无支持=0)	67.64
健康状况	
认知功能:中度(严重缺损=0)	14.52
低度	16.40
健全	54.11
ADL(无 ADL 障碍=0)	28.19
健康自评(差=0)	46.85
生活方式	
是否锻炼:是(否=0)	32.82
是否有社会交往:是(否=0)	13.34

注:N=9 277;参考顾大男和仇莉关于中国高龄老年人认知功能特征和影响因素分析一文。



时得到后代的经济支持。在健康状况方面,样本老年人的认知功能较健全,并以ADL无障碍、自评健康的老年人居多。在生活方式方面,以当前不进行体育锻炼和无社交活动的老年人为主。

需要说明的是,本研究中年龄分组、婚姻状况、生病时得到后代照顾、平时得到后代的经济支持、ADL、自评健康、当前是否锻炼身体和是否参加社交活动作为时变性变量、其他变量作为时恒性变量进入模型。

### 3. 研究方法

为了解决居住安排和老年人死亡风险之间的内生性问题,本研究采用倾向值加权的方法。倾向值的方法是基于反事实框架的一种方法。这种方法源于计量经济学家 Heckman 1978 年在处理非随机分配情形下如何估计干预效应问题的探讨,当时他使用联立方程建模来处理虚拟内生变量的问题。<sup>[34]</sup>到了 1983 年,统计学家 Rosenbaum 和 Rubin 提出倾向值(propensity score)术语,旨在用倾向值分析修正选择性偏差。<sup>[35]</sup>本研究使用倾向值加权的方法,借助反事实框架,解决居住安排和老年人死亡风险之间的内生性问题。

在社会科学研究中,存在着一种未观测到的异质性(unobserved heterogeneity)。<sup>[36]</sup>在现实中,我们不可能观测到所有的重要变量,或者即使该变量可以观测到,但由于种种原因在模型设置时被忽略了。对于未观测到的异质性,通常的做法是把它放入模型的误差项。但是,如果未观测到的异质性与某些解释变量相关,可能会使估计的系数有偏,即发生了忽略变量偏误问题,<sup>[37-38]</sup>特别是在有关死亡风险的研究中,即使它与解释变量不相关,它对结果的干扰要比在其他模型中大得多。<sup>[31]</sup>在人口学研究中,Vaupel 等人认为每个个体生来就有一定水平的 frailty(脆弱性,有时译为虚弱度),脆弱值越大的个体往往会先死亡,<sup>[39]</sup>并指出,这种 frailty 是异质性的一种。Janet M. Box-Steffensmeier & Bradford S. Jones 进一步指出,未观测的异质性之所以产生,是因为数据集中的一些观测对象较其他观测对象具有比较脆弱的倾向,也即比较脆弱(frail)。<sup>[40]</sup>由于未观测到的异质性在实际操作中很难纳入模型进行测量,而脆弱性概念的提出提供了一种测量未观测的异质性的简易方法,并用于生存数据的模型中。<sup>[41]</sup>换言之,由于未观测的异质性,这种结果难以测量,不妨直接将产生未观测的异质性的原因 frailty 放进方程里进行考察。脆弱性可以是个体层次的,也可以是群体层次的。本文采用个体层次的 frailty Cox 模型。

为更好地回答本文的问题,本研究运行了不同的模型,模型 1(M1)和模型 2(M2)为倾向值加权前只包含居住安排变化的模型,模型 3(M3)和模型 4(M4)是倾向值加权前含所有因素的综合模型;其中 M1 和 M3 为没有考虑 frailty 因子的 Cox 模型,M2 和 M4 为考虑了 frailty 因子的 Cox 模型。M4\_ATE 和 M4\_ATT 是分别进行 ATE 和 ATT 加权后含所有因素且考虑了 frailty 因子的 Cox 模型。通过建立不同的模型进行比较分析,从而得出同住变化对老年人死亡风险的影响作用。若脆弱性因子显著,说明该因子对死亡风险的作用显著,若整个模型结果报告卡方检验的 p 值小于 0.05,则说明模型中考虑了脆弱性因子是值得的,能更好地拟合数据。

## 四、分析结果

结合上文影响老年人居住安排因素的文献回顾,我们用老年人的年龄分组、性别、婚姻状况、居住地、ADL 和健康自评六个变量对是否与子女同住变量做 Logit 回归,得到相应的倾向值。然后做 ATE 和 ATT 加权后的回归分析。通过对比加权前后样本的分布,我们可以看到加权后的样本得到了



平衡(见表3)。

从表3可以看出,在倾向值加权前,6个变量中有5个存在显著的不平衡,而通过ATE加权后,6个变量都变平衡了,通过ATT加权后,4个变量得到了平衡,另有1个变量只在0.1的显著水平上稍有不平衡而已。因此可以看到,通过倾向值加权后,绝大多数变量得到了平衡。这为后面的分析打下了良好的基础。

表3 加权前后影响居住安排的协变量的平衡情况

协变量	加权前	ATE加权后	ATT加权后
年龄(65~79岁=0)	0.43***	-0.01	-0.08*
性别(男=0)	1.49***	-0.03	0.04
婚姻状况(无配偶=0)	0.59***	0.07	-0.13**
城乡 城镇(农村=0)	0.62***	-0.04	0.05
ADL(无ADL障碍=0)	0.85***	-0.05	-0.01
健康自评(差=0)	1.00	-0.00	0.03

注: N=9 277 ; \*p<0.1 ; \*\*p<0.05 ; \*\*\*p<0.01 ; \*\*\*\*p<0.001。

表4 居住安排变化对老年人死亡风险的影响

变量	M1	M2	M3	M4	M4_ATE	M4_ATT
同住变为不同住	-0.06*(0.03)	1.74**(0.11)	0.22**(0.04)	1.06****(0.13)	1.02****(0.13)	1.01****(0.13)
不同住变为同住	-1.41****(0.04)	-2.89****(0.10)	-1.42****(0.05)	-5.19****(0.20)	-5.26****(0.20)	-5.19****(0.20)
一直同住	-1.79****(0.05)	-3.45****(0.11)	-1.41****(0.05)	-5.01****(0.20)	-5.05****(0.20)	-4.95****(0.20)
年龄(65~79岁=0)			1.06****(0.04)	2.66****(0.15)	2.60****(0.15)	2.59****(0.15)
性别(男=0)			-0.40****(0.04)	-0.48****(0.11)	-0.48****(0.11)	-0.51****(0.10)
婚姻状况(无配偶=0)			-0.65****(0.04)	-1.03****(0.12)	-1.11****(0.12)	-1.06****(0.12)
教育(文盲=0)			-0.07*(0.04)	-0.01(0.11)	0.10(0.11)	0.01(0.11)
房主 后代(自己=0)			0.08*(0.04)	0.38****(0.11)	0.33****(0.11)	0.39****(0.11)
城乡 城镇(农村=0)			-0.10***(0.03)	0.15(0.10)	0.10(0.10)	0.14(0.10)
生病时得到后代照顾(无照顾=0)			0.09*(0.05)	0.66****(0.14)	0.74****(0.14)	0.74****(0.14)
后代经济支持(无支持=0)			0.04(0.04)	0.27*(0.11)	0.34****(0.12)	0.27*(0.11)
认知功能: 中度(严重缺损=0)			-0.34***(0.05)	-0.54*(0.17)	-0.56****(0.12)	-0.52***(0.17)
低度			-0.55****(0.05)	-0.97****(0.16)	-1.02****(0.16)	-1.04****(0.16)
健全			-0.84****(0.05)	-1.39****(0.15)	-1.34****(0.15)	-1.37****(0.14)
ADL(无ADL障碍=0)			0.32****(0.04)	1.12****(0.12)	1.16****(0.12)	1.10****(0.12)
健康自评(差=0)			-0.09***(0.03)	-0.34****(0.10)	-0.33****(0.09)	-0.29****(0.09)
锻炼身体(不锻炼=0)			-0.00(0.04)	0.02(0.10)	-0.04(0.10)	-0.02(0.10)
社交活动(不参加=0)			-0.30****(0.06)	-0.67****(0.14)	-0.64****(0.14)	-0.66****(0.14)
脆弱性因子		0.79****(0.04)		0.90****(0.07)	0.90****(0.06)	0.88****(0.07)
LL	-8355.1	-5635.0	-6060.9	-3907.4	-3889.0	-3922.5
df	3	4	18	19	19	19

注: \*p<0.1 ; \*\*p<0.05 ; \*\*\*p<0.01 ; \*\*\*\*p<0.001 ; 变量括号内为参照组,回归系数括号内为标准误。

表4是本项研究运行的模型结果。从表4可以看到,没有加入其他因素之前,模型1的系数方向都是负的且都在0.05及以上水平上显著,说明相对于一直不同住组而言,由同住变为不同住、由不同住变为同住以及一直同住的老年人的死亡风险都要小。转化成以e为底的幂函数以后,

可以看到 由同住变为不同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的94%，由不同住变为同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的24%，一直同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的17%。模型2的结果虽然显示是显著的，但系数方向有正有负。具体来看，由同住变为不同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的570%，由不同住变为同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的6%，一直同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的3%。因此在模型2中，由同住变为不同住 老年人的死亡风险是最高的。另外，我们从模型2中加入的脆弱性因子系数为正可以看出，个体脆弱性因子起到了增加老年人死亡风险的作用且作用显著。通过比较模型1和模型2系数的大小、方向和显著度可以看出，是否加入脆弱性因子对自变量参数的显著程度影响不大，但对自变量系数的大小和方向产生影响。加入脆弱性因子以后，自变量系数的绝对值变大且有的系数方向发生了改变。

模型3和模型4是含居住安排变化、社会人口、代际支持、健康状况和生活方式因素的总模型。对比模型3和模型1 核心自变量中，同住变为不同住 的系数方向发生了变化，其中的原因是社会人口因素起到了调节作用。从模型3中核心变量的系数符号可以看出，由同住变为不同住 老年人的死亡风险显著高于 一直不同住 组，由不同住变为同住 和 一直同住 老年人的死亡风险都显著低于 一直不同住 组。

当考虑了脆弱性因子，通过对比模型4和模型2 我们发现，模型4的核心自变量中，系数的方向和显著程度几乎不变，具体表现为：由同住变为不同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的289%、由不同住变为同住 老年人的死亡风险是 一直不同住 组的1%、一直同住 老年人的死亡风险也只是 一直不同住 组的1%。在控制变量中，除了教育、城乡和锻炼身体以外，其余因素都在0.05水平上显著(认知功能中度缺损在0.1水平上显著)。在社会人口学因素方面表现为：高龄老年人的死亡风险大约为低龄老年人的1430%、女性老年人死亡风险是男性的62%、有配偶老年人的死亡风险是无配偶的36%、房主为后代的老年人的死亡风险是房主为自己的老年人的146%。在代际支持上，生病时得到后代照顾的老年人的死亡风险是没有得到后代照顾的193%，平时得到后代经济支持的老年人的死亡风险是没有得到后代经济支持的131%，这可能与这部分老年人本来就身体不好、经济条件差，需要后代的照顾和经济支持有关。在健康状况方面，在认知功能上，中度缺损老年人的死亡风险是严重缺损的58%、低度缺损老年人的死亡风险是严重缺损的38%、认知功能健全老年人的死亡风险是严重缺损的25%。ADL有障碍的老年人的死亡风险是没有障碍的306%，自评健康好的老年人的死亡风险是差的71%。在生活方式方面，参加社会交往活动老年人的死亡风险是不参加活动的51%。模型4的结果还表现为个体层面的脆弱性因子显著提高了老年人的死亡风险。通过计算模型3或模型4及它们之前各个特征模块逐步进入模型的-2LL和自由度差值，得到卡方分布相对应的p值都显著小于0.000，说明新加入的因素对居住安排变化起到了调节作用且都是值得加入考虑的，据此我们认为总模型最有解释力，也说明居住安排变化部分通过社会人口、健康状况、生活方式和个体层面的脆弱性因子对老年人的死亡风险起作用。

此外，对比模型3和模型4，可以看到绝大多数系数的方向和显著性变化不大，但是从绝对值来看，加入了个体层次的脆弱性因子的模型中，各因素系数的绝对值比没加入脆弱性因子的要大。在我们的研究中，由于核心自变量的系数有正有负，转化为以e为底的幂函数以后可以看到，没有加入脆弱性因子的模型中，当变量系数为正时低估了它们对因变量的作用，而当变量系数为负时则高估



了它们对因变量的作用,这一结果与某些学者的研究结果一致。<sup>[31][40][42]</sup>另外,带脆弱性因子的模型都报告模型卡方检验的  $p$  值在 0.001 水平上显著,说明在生存模型中引入脆弱性因子是值得的,因此我们认为模型 4 的结果较模型 3 能更好地拟合数据。另外,对比模型 3 和模型 4 中核心自变量的情况,可以看到,如果没有考虑脆弱性因子,相对于参照组而言,由同住变为不同住对老年人死亡风险效应低估了 164% (=289%-125%),而由不同住变为同住对老年人死亡风险则高估了 23% (=24%-1%);一直同住也对老年人死亡风险高估了 23% (=24%-1%)。

当我们使用了倾向值加权以后,得到了 ATE 加权和 ATT 加权后的两个模型结果 M4\_ATE 和 M4\_ATT。通过比对模型 4、M4\_ATE 和 M4\_ATT,可以看到,加权前后,几乎所有变量的系数方向和显著度都没有发生变化,只是系数的大小有所变化。在我们所关注的核心自变量中,未调整的由同住变为不同住老年人的死亡风险是一直不同住组的 289% (=e<sup>1.06</sup>),而调整后的平均干预效应为 277% (=e<sup>1.02</sup>),调整后干预组的平均干预效应为 275% (=e<sup>1.01</sup>)。在此,我们更关注干预组的平均干预效应在加权前后的变化,可以看到,当数据平衡之后,得到由同住变为不同住的效应减少了 14% (=289%-275%)。与此类似,也可以得到未调整的由不同住变为同住和一直同住两组老年人的死亡风险与一直不同住组老年人的死亡风险的相对情况,但由于我们只精确到小数点后两位,所以从数值来看几乎看不出调整前后的变化(实际上在小数点后第三位存在差别)。因此,虽然有的变量在调整前后得到的结果很接近,但从方法论的角度来讲通过倾向值加权后,解决了居住安排与老年人死亡风险的内生性问题,得到了居住安排变化对老年人死亡风险的净效应。其他控制变量进行倾向值加权后的结果有些许变化,但他们不是本研究关注的重点,故在此不对其效应进行解释。

## 五、结论和讨论

前文在对老年人居住安排变化情况描述时揭示,随着老年人年龄的增长,一直不同住、同住变为不同住和一直同住的比例都有所上升;而不同住变为同住的比例下降幅度较大,总体而言,老年人不与子女同住的比例在升高,而与子女同住的比例在下降,出现了逐渐远离传统居住模式、传统与现代并存的现象。就一般情况而言,随着老年人年龄的增高、身体机能的下降,他们更可能与后代同住,以得到后代在物质和精神以及日常生活等方面的照顾。

本文旨在对老年人居住安排变化是否对其死亡风险产生影响以及影响作用的大小和方向等做出分析。通过上文的分析可以看出,居住安排变化的确对老年人的死亡风险起到重要的影响作用。相对于参照类一直不同住而言,由同住变为不同住、由不同住变为同住以及一直同住都是显著的。从各个系数的大小和方向来看,在考虑了个体层面的脆弱性因子的情况下,由同住变为不同住类的系数为正,而由不同住变为同住以及一直同住的系数为负,说明由同住变为不同住老年人的死亡风险是最高的。之前曾有学者提到老年人居住安排的变化是一种迫不得已的选择,但该学者没有对这种行为所产生的影响做进一步的分析。本研究的结果表明,老年人居住安排的变化不一定产生消极的结果,只有当老年人由与子女同住变成不同住时才会增加老年人的死亡风险,而当老年人由不与子女同住变为同住时则有助于降低老年人的死亡风险,换言之,当老年人居住安排变化所带来的适应性代价小于所得的福利时是对老年人有利的。分析的结果也从另一个侧面说明了与子女同住对老年人健康长寿的保护作用,特别是对于高龄老人尤为如此,其中的原因可能是与



子女同住的老年人在日常生活照顾、物质和精神赡养等方面具有更多的优势。<sup>[43]</sup>

另外,我们注意到,考虑了个体层面的脆弱性因子的Cox模型比没有考虑脆弱性因子的Cox模型更合理、能更好地拟合数据。之前有学者提到,未被观测的异质性会影响到事件史中关于死亡的分析,有时会夸大或抑制干预效应估计值。本研究如果没有考虑到这种异质性,会使得由同住变为不同住的居住安排变化低估了其对死亡风险的作用,而由不同住变为同住以及一直同住的居住安排变化高估了其对死亡风险的作用。因此,本研究建议在以后关于老年人死亡风险的分析中,要充分考虑脆弱性因子的影响。另外,通过倾向值加权分析发现,由同住变为不同住对老年人死亡风险的影响作用在加权前有所高估。通过做样本平衡处理,解决了居住安排与死亡风险之间的内生性问题,消除了一些混杂因素的影响,得到了居住安排变化对死亡风险的净作用。

围绕老年人到底是居家养老、社区养老还是机构养老更利于老年人的健康长寿,本研究认为,我们不仅要提倡居家养老,更要提倡老年人与子女同住的养老方式,特别是当老年人丧偶、年龄增大时尤为如此,因为这种居住安排能有效地降低老年人的死亡风险。事实上这种养老方式已被一些发达国家所重新认识和重视。例如日本和新加坡在经历了对老年人赡养的服务从以家庭为主走向社会化和多元化之后,随着时间的变迁,许多老年人和子女认识到这种社会养老割断了代际的感情纽带,子代和父代之间的隔阂加深,这样也不利于老年人晚年身心健康的发展。于是,这些国家从20世纪90年代初把老年人福利的重心转移到居家福利模式上。当地政府不仅对老年人提供居家服务,而且对同居型家庭养老方式采取支持和鼓励的态度,例如子女照顾70岁以上的老年人,可以享受减税;如果照顾老年人的子女要修建房子,使老年人有自己的活动空间,他们可以得到贷款;如果卧床老年人需要特殊设备,政府予以提供等等。<sup>[44-45]</sup>在我国,由于经济发展、家庭人口结构变化和人们观念改变等原因,老年人与子女同住的比例在不断下降,本研究数据也证实了这一点,同时本研究结果也表明,老年人由与子女同住变为不同住会增加老年人的死亡风险。这是一个矛盾。因此,要从根本上解决这个问题,一方面,在观念上引导子女与老年父母同住,形成良好的代际关系,给老年人带来切实的物质和精神享受;另一方面,有关部门在制定相关政策时应采取多种方式促进同住比例的提高,例如购买与老年人同住的住房时给予房价或贷款优惠、给予子女更多的假期以陪同老年人看病和旅游等等;此外,为方便后代与老年人共同居住,不仅在房型设计上考虑三代同堂或者娘家和婆家两对老人共同居住的便利性,而且还要给予独生子女更多的社区扶持服务,减轻他们的负担。只有这样,才能使得老年人与子女同住的居住安排变得切实可行。

当然,本研究也存在一些不足之处,例如出于模型的简洁,没有将生活方式其他方面的变量(例如饮食习惯、是否抽烟和喝酒等)纳入其中,更没有考虑各种交互项,这样处理虽然模型变得简洁但也使得对模型的解释有所欠缺和不足。

#### 【参考文献】

- [1] 国务院第六次全国人口普查办公室,国家统计局人口和就业统计司. 2010年第六次全国人口普查主要数据[M]. 北京:中国统计出版社,2011:9.
- [2] 中华人民共和国2014年国民经济和社会发展统计公报[EB/OL]. [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201502/t20150226\\_685799.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201502/t20150226_685799.html).
- [3] Zeng, Y. & George, J. K. Population Aging and Old-age Care in China[A]. D. Dannefer & C. Phillipson (Eds.). Sage Handbook of Social Gerontology[C]. Thousand Oaks, CA: SAGE, 2010: 420-429.



- [ 4 ] World Population Prospects :The 2012 Revision [EB/OL]. [http //esa.un.org/unpd/wpp/unpp/panel\\_indicators.htm](http://esa.un.org/unpd/wpp/unpp/panel_indicators.htm). 2014-10-28.
- [ 5 ] 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.
- [ 6 ] 曲嘉瑶,孙陆军. 中国老年人的居住安排与变化 2000~2006[J]. 人口学刊, 2011 (2) 40-45.
- [ 7 ] 曲嘉瑶,伍小兰. 中国老年人的居住方式与居留意愿[J]. 老龄科学研究, 2013 (2) 46-54.
- [ 8 ] 张丽萍. 老年人口居住安排与居留意愿研究[J]. 人口学刊, 2012 (6) 25-33.
- [ 9 ] 周长洪. 中国家庭结构变化的几个特征及其思考——基于“五普”和“六普”数据的比较[J]. 南京人口管理干部学院学报, 2013 (4) 3-8.
- [ 10 ] 郭志刚. 关于中国家庭户变化的探讨与分析[J]. 中国人口科学, 2008 (3) 2-10.
- [ 11 ] 张翼. 中国老年人口的家庭居住、健康与照料安排——第六次人口普查数据分析[J]. 江苏社会科学, 2013 (1) : 57-65.
- [ 12 ] 张雯莉. 独居 还是 同住 ?——也谈中国居家养老的新走向[J]. 学理论, 2011 (10) 69-71.
- [ 13 ] 王跃生. 中国城乡老年人居住的家庭类型研究——基于第六次人口普查数据的分析[J]. 中国人口科学, 2014 , (1) 20-32.
- [ 14 ] 张震. 家庭代际支持对中国高龄老年人死亡率的影响研究[J]. 人口研究, 2002 (5) 55-62.
- [ 15 ] 顾大男,柳玉芝. 我国机构养老老年人与居家养老老年人健康状况和死亡风险比较研究[J]. 人口研究, 2006 , (5) 49-56.
- [ 16 ] Poudel-Tandukar ,K. ,A.Nanri ,et al. Differences in Suicide Risk according to Living Arrangements in Japanese Men and Women——The Japan Public Health Center-based(JPHC) Prospective Study[J]. Journal of Affective Disorders , 2011 (1) :113-119.
- [ 17 ] Ikeda ,A. ,H.Iso ,et al. Living Arrangement and Coronary Heart Diseases :The JPHC Study[J]. Heart ,2009 (95) 577-583.
- [ 18 ] 胡汝泉. 中国城市老龄问题研究[M]. 天津 :天津教育出版社 ,1991 :1-240.
- [ 19 ] 潘允康. 社会变迁中的家庭 :家庭社会学[M]. 天津 :天津社会科学院出版社 ,2002 :1-316.
- [ 20 ] 张岭泉. 农村代际关系与家庭养老[M]. 石家庄 :河北大学出版社 ,2012 :1-182.
- [ 21 ] Martelin ,T. ,Koskinen ,S. ,and Valkonen ,T. Sociodemographic Mortality Differences among the Oldest Old in Finland [J]. Journal of Gerontology ,1998 ,53B(2) S83-S90.
- [ 22 ] Paula M. Lantz ,James S. House ,James M. Lepkowski ,David R. Williams ,Richard P. Mero ,Jieming Chen. Mortality : Results from a Nationally Representative Prospective Study of US Adults[J]. JAMA ,1998 (21) :1703-1708.
- [ 23 ] 顾大男. 婚姻对中国高龄老年人健康长寿影响的性别差异分析[J]. 中国人口科学, 2003 (3) 32-40.
- [ 24 ] Manton K.G. ,Singer B.H. ,Suzman R.M (eds.). Forecasting the Health of the Elderly Population[M]. Springer-Verlag , New York ,1993.
- [ 25 ] 柳玉芝,李强. 高龄老年人自评健康与死亡风险的关系研究[J]. 中国人口科学, 2004 (4) 28-35.
- [ 26 ] Stessman ,Jochanan ,Hammerman-Rozenbeg ,Robert ,Cohen ,Aaron ,Ein-Mor ,Eliana ,Jacobs ,Jeremy M. Physical Activity ,Function ,and Longevity among the Very Old[J]. Archives of Internal Medicine ,2009 (16) :1476-1483.
- [ 27 ] William C. Cockerham. The Social Determinants of the Decline of Life Expectancy in Russia and Eastern Europe :A Lifestyle Explanation[J]. Journal of Health and Social Behavior ,1997 (2) :117-130.
- [ 28 ] 王家宝. 吸烟史与高龄老年人死亡分析初步[J]. 市场与人口分析, 2003 (2) 44-50.
- [ 29 ] 朱荟,陆杰华. 宗教参与对我国高龄老年人死亡风险的影响分析[J]. 人口研究, 2012 (1) 83-92.
- [ 30 ] Anne ,T. Shinohara ,R. Sugisawa ,Y. and McCall M.. Social Interaction and Longevity :An Eleven-Year Longitudinal Study of Older Persons in a Japanese Village[J]. Hallym International Journal of Aging ,2007 (2) 20-34.

- [31] 焦开山. 中国老年人的婚姻状况、居住方式与健康的关系研究——兼论社会科学研究中的未观测异质性问题 [D]. 北京大学博士论文, 2011 :1-113.
- [32] Hsiao. Analysis of Panel Data(Second Edition)[M]. New York :Cambridge University Press, 2003 :1-382.
- [33] 顾大男, 仇莉. 中国高龄老年人认知功能特征和影响因素分析[J]. 南京人口管理干部学院学报, 2003 (2) :3-9, 13.
- [34] Heckman J.J.. Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equations System[J]. Econometrica, 1978 (46) :931-960.
- [35] Rosenbaum, P.R. & Rubin, D.B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J]. Biometrika, 1983 (70) :41-55.
- [36] Wooldridge, J. M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data[M]. London :The MIT Press, 2002 :1-678.
- [37] 郭申阳, 马克 W 弗雷泽. 倾向值分析: 统计方法与应用[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2012 :1-244.
- [38] 曾毅, 张震, 顾大男, 郑真真. 人口分析方法与应用(第二版)[M]. 北京: 北京大学出版社, 2011 :1-537.
- [39] Vaupel, J.W., Manton, K.G., and Stallard, E. The Impact of Heterogeneity in Individual Frailty on the Dynamics of Mortality[J]. Demography, 1979 (16) :439-454.
- [40] Janet M. Box-Steffensmeier & Bradford S. Jones. Event History Modeling :A Guide for Social Scientists[M]. Cambridge :Cambridge University Press, 2004 :141-148.
- [41] Andreas Wienke. Frailty Models in Survival Analysis[Z]. Boca Raton :Taylor & Francis Group, 2010 :19.
- [42] 王宁宁. 纵列生存数据的脆弱性模型估计和应用[D]. 北京大学博士论文, 2007 :1-136.
- [43] 鄢盛明, 陈皆明, 杨善华. 居住安排对子女赡养行为的影响[J]. 中国社会科学, 2001 (1) :130-140.
- [44] 肖群忠. 中国孝文化研究[M]. 中华发展基金管理委员会、五南图书出版公司联合出版, 2002 :369.
- [45] 李小健. 日本: 老年人与子女家庭同居养老[N]. 老年日报, 2012-11-29(6).

[责任编辑 傅 苏]

## Changes of Living Arrangements and Elderly Mortality Risk

LI Chun-hua, LI Jian-xin

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

**Abstract** :Based on the CLHLS 2002~2008 data, this article uses propensity score weighting method and frailty Cox models to examine the effect of change of living arrangements to elderly mortality risk. Results show changes of living arrangements affects elderly mortality risk. From co-residence with their adult children to non-co-residence with their adult children, elderly mortality risk is highest in all change types. Results also show the absolute values of coefficient in frailty Cox models are higher than those in Cox models. In this article, effect from co-residence with their adult children to non-co-residence with their adult children is underestimated, while effect from non-co-residence with their adult children to co-residence with their adult children and always co-residence with their adult children are overestimated.

**Key Words** :Living Arrangement, Propensity Score Weighting, Frailty, Mortality Risk