# 基于居住选择与居住意愿的中国老年人生活满意度的微观研究

杨 赞 方 帅 樊 颖

**摘 要**:近年来,随着人口老龄化的不断加剧,中国老年人的生活满意度及其居住选择和居住意愿得到了广泛的关注。利用2011年与2013年中国养老与健康追踪调查(CHARLS)的数据研究发现,无论老年人是否愿意与子女共同居住,其居住意愿得到满足都对生活满意度具有显著的正向影响。进一步研究发现,老年人与子女的相对收入和老年人的健康状况是影响老年人居住意愿能否得到满足的主要因素。因此,为满足老年人的居住意愿从而提升其生活满意度,政府应建立并完善养老保险制度,增强养老保险基金的支付能力;同时应根据老年人对医疗服务的特殊需求,建立健全养老医疗服务和医疗保险制度。

**关键词**:老年人;生活满意度;居住选择;居住意愿
**DOI**: 10.16382/j.cnki.1000-5579.2018.06.018

根据联合国经济和社会事务部人口司的预测,在未来的30年里,中国60岁及以上人口比例的年均增长率将达到16.55%;到2050年,老年人口比例将超过30%,[①]中国社会将进入深度老龄化阶段,人口老龄化问题将给未来发展带来巨大挑战。老年人生活满意度作为其对自身生活质量的评价,反映了老年人出行、住房、医疗等需求的满足程度,是老年人生活质量的综合体现。因此,提升老年人的生活满意度成为老龄化社会完善福利和保障制度的重要目标。近十年来,伴随人口城镇化率自2006年的44.34%快速增长至2016年的57.35%,同时,人口出生率与死亡率的降低造成老年抚养比从2007年的11.1%增长到2016年的15.0%,[②]老年人"空巢而居"以及老年人与子女"分巢而居"的现象愈发普遍。在这样的背景下,老年人的居住选择可能越来越多地受到个人、家庭和社会多方面因素的限制,从而无法满足其自身的居住需求,老年人生活满意度受到一定的影响。而目前从居住选择的角度分析老年人生活满意度的研究还比较少,尚不能从居住意愿的层面为提升老年人的生活满意度提供理论依据。因此,量化研究居住意愿与老年人生活满意度的关系,分析限制其居住意愿得到满足[③]的原因,有助于理解老年人家庭居住选择的决策机制,能够为优化养老住房和服务政策从而提升老年人生活满意度提供科学依据,对目前人口老龄化背景下完善福利和保障制度具有重要意义。

---

【作者简介】杨赞,房地产经济学博士,清华大学建设管理系副教授,博士生导师;方帅,清华大学建设管理系硕士研究生;樊颖,清华大学建设管理系博士研究生(北京,100084)。

【基金项目】国家自然科学基金项目"居家养老服务模式的优化:实现生活自主、费用可承受和财务可持续"(项目编号:71461137002);国家自然科学基金项目"不确定性在房地产市场中的微观传导机制和效应:基于居民住房决策的研究"(项目批准号:71673154)。

① United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, *Population Ageing and Development 2012*, http://www.un.org/esa/population/publications/2012WorldPopAgeingDev_Chart/.

② 数据来源:国家统计局,《中国统计年鉴2017》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2017/indexch.htm。

③ 在本文中,居住意愿得到满足的含义为:实际居住选择与居住意愿相同;居住意愿无法得到满足的含义为:实际居住选择与居住意愿不相同。

## 一 文献回顾

生活满意度是个体基于自身设定的标准对其生活质量所做出的全面评价(Shin & Johnson, 1978)。国内的很多研究沿用这一定义,将生活满意度的内涵界定为主观幸福感中的认知成分(姚本先等,2011),即对生活满意程度的主观自评结果。

随着中国老龄化进程加速和养老问题日益凸显,居住选择对老年人生活满意度的影响逐渐受到研究者的关注(郭志刚、刘鹏,2007;曾宪新,2011)。研究发现,老年人的居住选择对其生活满意度的作用主要来自居住选择对健康状况、经济条件和社会活动的影响。首先,如果不与家人共同居住,老年人可能由于缺乏家庭生活的美好氛围和充足的情感慰藉,下丘脑活动增强,影响血压、心跳和情绪的有害物质分泌增加,从而降低机体免疫力,使老人体衰多病(张玉银等,2007)。其次,居住选择对老年人的医疗支出具有直接影响,如果与配偶或者子女共同居住,老年人能够得到一定的非正式照料①,从而减少其医疗支出(陈丽强、宁满秀,2016),提升他们的生活满意度。再次,老年人居住选择对代际经济支持具有重要影响,如果不与子女共同居住,老年人通常能够从子女处得到较多的经济支持(王硕,2016;Zimmer & Kwong, 2003),从而从消费中获得更高的生活满意度。另外,老年人获得的社会支持也与居住选择有关,如果能居住在老年人较多的小区或者住所离好友较近,老年人往往能够得到较多的社会支持,保持积极健康的生活心态,从而具有较高的生活满意度(石惠,2013)。可见,居住选择对老年人健康状况、医疗支出、代际支持和社会支持均具有较大的影响,是影响老年人生活满意度的关键因素之一。但是,目前针对居住选择开展的老年人生活满意度的研究较少,而且大多是定性探讨在某一种或某几种居住选择下老年人的生活满意度的高低(张玉银等,2007;郭志刚、刘鹏,2007;瞿小敏,2015),缺少定量的分析。

从生活满意度的内涵来看,对生活满意度的判断是一个将当前状况与所设定标准比较的主观认知过程(Diener, et al., 1985)。因此,实际居住选择作为老年人当前的居住状况,它与居住意愿(即老年人为自身居住状况设定的标准)的差异很可能对其生活满意度有显著的影响。但在已有的与老年人居住选择相关的研究中,学者们大多将实际居住选择视为居住意愿的结果,而较少关注居住意愿与实际居住选择的差异(Gaymu, et al., 2008; Sereny, 2011)。事实上,老年人的居住意愿很可能由于健康状况、收入水平和住房条件等因素的限制而得不到满足,这可能在一定程度上影响老年人的生活满意度。但是,由于存在数据限制和量化难度,目前仅有曾宪新(2011)研究了居住意愿对老年人生活满意度的影响,不过,其研究未对居住意愿是否得到满足进行更细致的群体划分,也没有深入探讨造成老年人居住意愿得不到满足的原因。可见,居住意愿对老年人生活满意度影响的研究亟待完善。

因此,从老年人的居住选择出发,研究居住意愿是否得到满足对老年人生活满意度的影响,并进一步探讨其居住意愿得不到满足的原因,对于理解老年人居住选择对其生活质量的重要性、制定和优化相关养老政策具有重要意义。

## 二 数据选取与实证设计

本文的研究基于 2011 年与 2013 年中国养老与健康追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)的数据。这项调研面向全国 28 个省份的 45 岁以上居民,调查内容涵盖健康状

① 非正式照料是指非市场化的照料,一般由家庭成员充当照料提供者。

况、居住选择、经济状况等诸多方面,为学术研究者提供了一套中老年人家庭和个人的高质量微观数据。结合中国目前实行的退休制度,本文选择了60岁以上的男性和55岁以上的女性作为研究对象,同时,为了排除没有子女这一情况对老年人居住选择的被动影响,本文剔除了没有子女的老年人样本。经过对无效数据的剔除,本文最终的样本数为8 859个,其中2011年的样本数为4 659个,2013年的样本数为4 200个。

在CHARLS的调查过程中,受访者对生活的总体满意程度的回答包括“极其满意”、“非常满意”、“比较满意”、“不太满意”、“一点也不满意”,分别以数字1—5标记。图1显示了2011年与2013年样本内老年人的生活满意度分布,可以看出该分布在这两年内基本保持稳定,认为“比较满意”的老年人占比最大,超过60%;其次是“非常满意”,接近四分之一;再次是“不太满意”,约占10%;“极其满意”与“一点也不满意”占比较小,均约为2%。

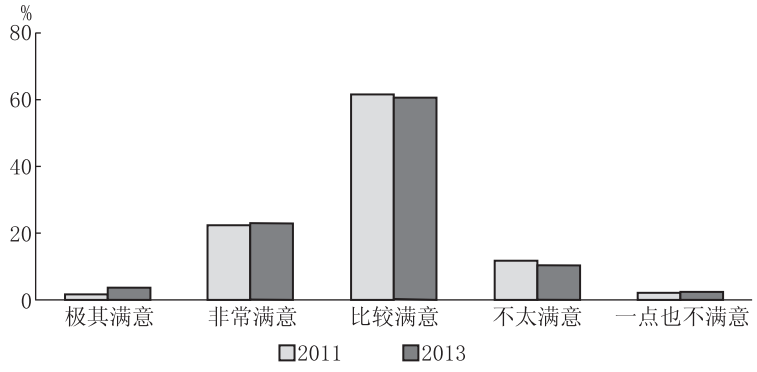


**图1 老年人生活满意度分布**

资料来源:作者根据2011年和2013年中国养老与健康追踪调查(CHARLS)的数据整理而得。表1、表2相同。

CHARLS调查问卷设置了一系列关于受访者的当前居住选择的问题,包括是否与配偶同住、是否与子女同住、是否与他人同住等。经过简单的统计,样本中有配偶而不与配偶同住的老年人所占比例仅为5%,因此,本文将集中讨论老年人是否与子女同住,这也是中国老年人最重要的居住选择(曲嘉瑶、杜鹏,2014)。

为在一定程度上消除是否有配偶对受访者居住意愿的影响,问卷假定了两个情景用以询问受访者的居住意愿。一是假定一位老年人有配偶和成年子女,且与成年子女关系融洽,询问受访者如何居住是这位老年人最好的选择;二是假定一位老年人无配偶但有成年子女,其余相同。我们根据实际是否有配偶而选择两者之一作为样本中老年人的居住意愿。

表1显示了样本中老年人的实际居住选择和居住意愿的分布情况,可以看出,无论是实际居住选择还是居住意愿,与子女同住的选择都占最大比例;其次是不与子女同住但居住在子女附近;实际不与子女同住也不居住在子女附近的占21.78%,但有愿意选择这一方式的老人占比很少,仅为4.57%;有意愿居住在养老机构的老人占比也很低,仅为2.42%(CHARLS是针对居民小区的入户调查,没有当前居住在养老机构的老人参与调查)。

进一步分析发现,36.31%的老人的居住意愿无法得到满足,其中,有意愿与子女同住但实际没有与子女同住的占21.52%,不愿意与子女同住而实际与子女同住的占14.79%。

基于以上对样本内老年人生活满意度、居住选择和居住意愿的统计分析,本文的实证研究将首先探析居住意愿是否得到满足对老年人生活满意度的影响,然后再进一步分析造成老年人居住意愿得不到满足的原因。

表 1 老年人实际居住选择与居住意愿

| | 样本量 | 百分比 |
|---|---|---|
| **实际居住选择** | | |
| 与子女同住 | 4 419 | 49.88% |
| 不与子女同住但居住在子女附近 | 2 511 | 28.34% |
| 不与子女同住也不居住在子女附近 | 1 929 | 21.78% |
| **合计** | 8 859 | 100% |
| **居住意愿** | | |
| 与子女同住 | 5 015 | 56.61% |
| 不与子女同住但居住在子女附近 | 3 136 | 35.40% |
| 不与子女同住也不居住在子女附近 | 405 | 4.57% |
| 居住在养老机构 | 214 | 2.42% |
| 其他 | 89 | 1.00% |
| **合计** | 8 859 | 100% |
| **居住意愿与实际居住选择** | | |
| 有意愿与子女同住且实际与子女同住 | 3 109 | 35.09% |
| 有意愿与子女同住但实际不与子女同住 | 1 906 | 21.52% |
| 没有意愿与子女同住但实际与子女同住 | 1 310 | 14.79% |
| 没有意愿与子女同住且实际不与子女同住 | 2 534 | 28.60% |
| **合计** | 8 859 | 100% |

首先,我们以老年人生活满意度为因变量,以居住意愿是否得到满足为自变量,建立排序 Logit 模型:

$$satisfaction_i^* = \alpha_1 + \beta_1 same_i + control_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

$$satisfaction_i = \begin{cases} 1.\ satisfaction_i^* \leqslant v_1 \\ 2.\ v_1 < satisfaction_i^* \leqslant v_2 \\ 3.\ v_2 < satisfaction_i^* \leqslant v_3 \\ 4.\ v_3 < satisfaction_i^* \leqslant v_4 \\ 5.\ satisfaction_i^* > v_4 \end{cases}$$

式(1)中,$satisfaction_i$ 表征老年人的生活满意度,直接来自样本内老年受访者对问卷中关于生活满意度的问题的回答,取值为 1—5,分别为“极其满意”、“非常满意”、“比较满意”、“不太满意”、“一点也不满意”,因此取值越大表示生活满意度越低;利用临界值 $v_1$、$v_2$、$v_3$、$v_4$ 将离散变量 $satisfaction_i$ 转化为连续变量 $satisfaction_i^*$;$same_i$ 为二元虚拟变量,若居住意愿得到满足则取值为 1,即实际居住选择与居住意愿相同,若居住意愿未得到满足则取值为 0,即实际居住选择与居住意愿不同;$control_i$ 为控制变量,根据 Markides 和 Martin(1979)、高敏等(2015)的研究,本文选取了老年人的性别、受教育程度、收入、金融资产、健康状况、社会活动参与程度、住房面积、家庭户成员数量和医疗保险享有情况等作为控制变量,并控制了地区与时间。表 2 为变量的描述性统计。

考虑到自变量 $same_i$ 为 0/1 虚拟变量,仅能代表两类情形,而实际居住选择与居住意愿的匹配情况则有四种,即有意愿与子女同住且实际与子女同住、有意愿与子女同住而实际不与子女同住、没有意愿与子女同住而实际与子女同住、没有意愿与子女同住且实际不与子女同住,因此,为了探究不同情形下老年人的居住意愿是否得到满足对其生活满意度的影响程度,本文将样本按照老人的居住意愿即有意

愿与子女同住和没有意愿与子女同住分为两组,分别采用相同的模型进行排序 Logit 回归。为了避免样本选择性偏误,采用了 Heckman 两步法对全样本老年人居住意愿进行 Probit 回归,再分别对子样本回归。

其次,本文进一步研究造成老年人居住意愿得不到满足的原因。类似地,居住意愿得不到满足包括两类情况,即有意愿与子女同住但实际不与子女同住,以及没有意愿与子女同住但实际与子女同住。对于这两类情况的老年人,实际居住和居住意愿的差距产生的原因可能不同,因此本文对样本按居住意愿分类,即分为有意愿与子女同住的老人和没有意愿与子女同住的老人,分别建立 Probit 回归模型研究导致其居住意愿未得到满足的原因。

$$\Pr(same_i) = \phi(\alpha_1 + \beta_1 lnincome_i + \beta_2 lnincome_i \times rinc_i + \beta_3 rinc_i + \beta_4 health_i + control_i + \varepsilon_i) \quad (2)$$

老年人居住选择的决策,不仅受到老年人自身经济、健康状况等因素的影响,其子女的特征与偏好对此同样也起到关键作用(Kotlikoff & Morris, 1990)。结合张晓营(2015)、Wister(1985)等的研究成果,本文选取了老年人的健康状况、绝对收入、与子女的相对收入作为主要研究变量,以老年人的性别、受教育程度、收入、金融资产、健康状况、社会活动参与程度、家庭户成员数量、住房面积和医疗保险享有情况等作为控制变量,并控制了地区与时间等因素。其中,老年人与子女的相对收入以 *rinc* 表示,为老年人所有子女的平均收入与老年人收入的比值(由于实际数据中老年人与其子女的收入差距过大,我们将量纲设置为 10 000)。

**表 2　变量的描述性统计**

| 变量名称 | 变量含义 | 样本数量 | 均值 | 标准差 |
|---|---|---|---|---|
| *same* | 居住意愿是否满足(二元虚拟变量) | 8 859 | 0.637 | 0.481 |
| ln *income* | 老年人的年收入(单位:元)的自然对数 | 8 859 | 4.029 | 4.084 |
| *rinc* | 子女与老年人年收入的比值 | 8 859 | 1.291 | 2.321 |
| *health* | 健康状况(健康状况越差,取值越大) | 8 845 | 0.156 | 0.254 |
| *social* | 外出就餐支出占总食物支出的比例 | 8 859 | 0.021 | 0.106 |
| ln *wealth* | 金融资产(单位:元)的自然对数 | 8 794 | 4.306 | 3.882 |
| *spouse* | 是否与配偶共同居住(二元虚拟变量) | 8 859 | 0.686 | 0.464 |
| *number* | 家庭户成员的数量 | 8 859 | 1.056 | 1.693 |
| *housing_area* | 现居住房的建筑面积(单位:平方米) | 8 372 | 113.256 | 74.331 |
| *housing_step* | 进入住房需要走的阶梯数量(二元选择变量,5 个以下=1) | 8 859 | 0.825 | 0.380 |
| *housing_type* | 住房结构(二元虚拟变量,钢筋混凝土结构=1) | 8 799 | 0.326 | 0.469 |
| *insurance* | 是否享有由政府提供的医疗保险(二元虚拟变量) | 8 859 | 0.935 | 0.247 |
| *Dibao* | 是否获得居民最低生活保障(二元虚拟变量) | 8 808 | 0.138 | 0.345 |
| *college* | 是否具有大专及以上学历(二元虚拟变量) | 8 859 | 0.110 | 0.313 |
| *gender* | 性别(二元虚拟变量,男性=1) | 8 859 | 0.549 | 0.498 |
| *age* | 年龄 | 8 859 | 66.618 | 7.675 |
| *region* | 居住地区(二元虚拟变量,居住在东部地区=1) | 8 859 | 0.322 | 0.467 |
| *year*2013 | 是否来自 2013 年样本(二元虚拟变量,2013 年样本=1) | 8 859 | 0.474 | 0.499 |

## 三　实证结果及其分析

表 3 是老年人生活满意度影响因素的排序 Logit 回归结果。从回归系数来看,老年人的居住意愿能

够得到满足对其生活满意度的取值具有显著的负向影响,由于问卷中取值越高表示生活满意度越低,因而这意味着在其余条件相同时,老年人居住意愿得到满足将提升其生活满意度。另外,老年人的收入水平、金融资产价值、参与社会活动的程度的回归系数显著为负,表明在其余条件相同时,这些因素对老年人生活满意度均具有显著的正向影响;同时,健康状况变量的回归系数显著为正,由于其取值越高表示健康状况越差,因此,在其余条件相同时,健康状况的改善将提升老年人的生活满意度。

**表 3 老年人生活满意度的影响因素**

| VARIABLES | (1)<br>ologit<br>*satisfaction* |
|---|---|
| *same* | −0.097 ** (0.048) |
| ln *income* | −0.023 *** (0.006) |
| *health* | 0.527 *** (0.107) |
| ln *wealth* | −0.030 *** (0.006) |
| *housing_area* | −0.001 * (0.000) |
| *social* | −0.606 *** (0.208) |
| *number* | 0.108 *** (0.028) |
| *college* | 控制 |
| *gender* | 控制 |
| *age* | 控制 |
| *region* | 控制 |
| *year*2013 | 控制 |
| cut1 | −3.590 *** (0.147) |
| cut2 | −1.067 *** (0.132) |
| cut3 | 1.948 *** (0.134) |
| cut4 | 3.858 *** (0.151) |
| Log Likelihood | −8 044 |
| LR | 134.81 |
| Observations | 7 669 |

注:cut1 至 cut4 为排序 Logit 回归的阈值;括号中为标准差; *** 为 p<0.01, ** 为 p<0.05, * 为 p<0.1。以下各表相同。

表 4 是老年人生活满意度影响因素的分组回归结果。其中,(1)列为全样本老年人居住意愿的 Probit 回归结果;(2)列和(3)列分别为有意愿与子女同住和没有愿意与子女同住的子样本的排序 Logit 回归结果,变量 *lambda* 为逆米尔斯比率①。在(2)列中,*same* 的系数负显著,表明对有意愿与子女同住的老年人来说,若实际能够与子女同住,即居住意愿得到满足,其生活满意度能够获得显著的提升。与表 3 中相比,这一提升的程度更高且显著性更强。同时,老年人的收入水平、健康状况、金融资产价值和参与社会活动的程度对老年人生活满意度的影响与表 3 中的结果类似。同样地,(3)列显示,对不愿与子女同住的老年人,居住意愿是否得到满足也对其生活满意度具有显著的影响,在其余条件相同时,不与子女同住能够提升其生活满意度;但老年人的收入水平和参与社会活动的程度的影响不显著。

① 在 Heckman 两步法估计中,逆米尔斯比率由第一步估计结果计算得到,并被加入到第二步回归方程之中,用于判断选择性偏误在模型中是否存在。

表 4　老年人生活满意度的影响因素(按居住意愿分组)

| VARIABLES | (1)<br>heckman_first<br>*pt* | (2)<br>ologit_pt<br>*satisfaction* | (3)<br>ologit_pa<br>*satisfaction* |
|---|---|---|---|
| *same* | | −0.257**(0.109) | −0.299*(0.155) |
| ln *income* | −0.037***(0.009) | −0.025***(0.009) | −0.015(0.010) |
| *health* | 0.127**(0.063) | 0.715***(0.142) | 0.644***(0.169) |
| ln *wealth* | −0.013***(0.004) | −0.023**(0.010) | −0.066***(0.011) |
| *housing_area* | 0.002***(0.000) | −0.000(0.000) | −0.000(0.001) |
| *social* | −0.076(0.135) | −0.664**(0.280) | −0.501(0.313) |
| *rinc* | −0.178***(0.068) | | |
| *spouse* | −0.757***(0.042) | | |
| *housing_ floor* | −0.097***(0.016) | | |
| *housing_type* | −0.016**(0.006) | | |
| *Dibao* | −0.042(0.044) | | |
| *insurance* | −0.003(0.061) | −0.094(0.136) | −0.012(0.153) |
| *number* | 0.369***(0.021) | 0.166***(0.048) | −0.042(0.076) |
| *college* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *gender* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *age* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *region* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *year*2013 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *lambda* | | −0.090(0.242) | 0.500*(0.293) |
| Constant | 0.362*(0.196) | | |
| cut1 | | −4.814***(0.442) | −5.970***(0.515) |
| cut2 | | −2.228***(0.432) | −3.518***(0.504) |
| cut3 | | 0.771*(0.431) | −0.417(0.499) |
| cut4 | | 2.698***(0.441) | 1.478***(0.509) |
| Log Likelihood | −5 143 | −4 492 | −3 476 |
| LR | 1 030.59 | 109.59 | 109.06 |
| Observations | 8 261 | 4 279 | 3 358 |

本文进一步对样本中部分老年人居住意愿得不到满足的原因进行探究。同样地,样本按照居住意愿即是否愿意与子女同住被分为两组子样本,并使用 Heckman 两步法,回归结果如表 5 所示。其中,(1)列为全样本老年人居住意愿的 Probit 回归结果,(2)列为有意愿与子女同住的子样本回归结果,(3)列为没有意愿与子女同住的子样本回归结果。我们发现,在(2)列中,子女与老年人相对收入的系数显著为负,这一结果表明,若老人有意愿与子女同住,子女与老人的相对收入会降低老年人与子女同住的概率。而在(3)列中,相对收入的系数为正显著,这表明若老年人不愿与子女同住,子女与老人的相对收入越高,实际不与子女同住的概率越大。上述结果表明,在老年人的居住选择决策中,子女的收入起到重要作用。若考虑子女与老年人双方的居住选择决策,子女与老年人的相对收入较大会使子女在"子女—父母博弈"(Kotlikoff & Morris, 1990)中占据主导地位,减弱老年人的绝对收入在决策中的影响力。若仅考虑老年人自身的决策,依据"购买隐私"的理论,绝对收入足够高的老年人往往对私密的居住空间有更强烈的需求和更强的可支付能力,因而实现与子女分开居住的意愿的可能性更大(Michael et al., 1980; Wister, 1985)。而若同时考虑子女的偏好和子女收入对老年人最终决策的影响,

那么,子女的收入越高,老年人不与子女共同居住的概率越大。

我们同时发现,老年人的健康状况对居住意愿是否满足的影响是非对称的。在(2)列中,*health* 的系数为正显著,表明老年人身体越不健康,越能够实现居住意愿,即与子女同住;而在(3)列中,*health* 的系数为负显著,表明若老年人不愿意与子女同住,其身体健康状况越差,其居住意愿得到满足的概率越低,即在这种情况下,老年人不得不与子女同住。作为非正式照料的提供者,子女不仅能够为老年人提供身体照料,而且能一定程度上减少老年人的医疗支出(Houtven & Norton, 2008;陈丽强、宁满秀,2016),因此,健康状况较差的老年人与子女同住的可能性更高。

**表 5 老年人居住意愿是否得到满足的影响因素(按居住意愿分组)**

| VARIABLES | (1)<br>heckman_first<br>*pt* | (2)<br>probit_pt<br>*same* | (3)<br>probit_pa<br>*same* |
|---|---|---|---|
| ln *income* | −0.031***(0.005) | 0.005(0.007) | −0.004(0.008) |
| *rinc* | −0.043***(0.008) | −0.039***(0.012) | 0.026**(0.013) |
| *health* | 0.171***(0.062) | 0.150*(0.081) | −0.328***(0.105) |
| ln *wealth* | −0.018***(0.004) | −0.026***(0.007) | 0.016**(0.007) |
| *housing_area* | 0.003***(0.000) | 0.002***(0.000) | −0.002***(0.000) |
| *social* | −0.019(0.134) | 0.205(0.182) | −0.249(0.199) |
| *spouse* | −0.413***(0.036) | | |
| *housing_floor* | −0.090***(0.016) | | |
| *housing_type* | −0.023***(0.006) | | |
| *Dibao* | −0.026(0.043) | | |
| *insurance* | 0.014(0.060) | | |
| *college* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *age* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *gender* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *region* | 控制 | 控制 | 控制 |
| *year*2013 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *lambda* | | −0.563***(0.175) | 0.590***(0.200) |
| Constant | 1.131***(0.173) | 0.934***(0.224) | −2.088***(0.266) |
| Log Likelihood | −5 292 | −2 919 | −2 156 |
| LR | 733.49 | 354.22 | 301.82 |
| Observations | 8 261 | 4 658 | 3 603 |

在本文的样本中,有一部分受访者同时参与了 2011 年和 2013 年的 CHARLS 调研,我们选取这部分老年人样本进行稳定性检验。在这一样本中,有少量受访者的居住意愿在两年内发生了变化。我们认为,在 2011—2013 年这两年间老年人及其家庭的内在特征几乎没发生变化,老年人的居住意愿几乎不因外在条件改变而变化,这一部分受访者的居住意愿变化可能来自偶然因素或不规范的调研操作。因此,为了尽可能减少数据造成的偏误,我们从样本中剔除居住意愿在两年间发生改变的老年人,形成了 1 623 位老年人组成的新样本。利用此新样本采用面板数据模型进行稳定性检验,同样使用 Heckman 两步法对子样本进行固定效应排序 Logit 回归,结果如表 6 所示。表 6 中,(1)列为对全体新样本的回归结果,(2)列至(4)列为对新样本进行分组后的回归结果,其中,(2)列为 Heckman 两步法估计的第一步结果,(3)列和(4)列为第二步结果,回归样本分别为有意愿与子女同住和没有意愿与子女同住的子样本。可以看出,与原样本类似,居住意愿是否得到满足对老年人的生活满意度具有正向影响,这一正向影响

对有意愿与子女同住的老年人更为显著。

**表 6　老年人生活满意度的影响因素(按居住意愿分组,面板数据)**

| VARIABLES | (1)<br>xtologit<br>*satisfaction* | (2)<br>heckman_first<br>*pt* | (3)<br>xtologit_pt<br>*satisfaction* | (4)<br>xtologit_pa<br>*satisfaction* |
|---|---|---|---|---|
| *same* | −0.220**(0.112) | | −0.375*(0.203) | −0.506(0.326) |
| ln *income* | −0.030**(0.014) | −0.154***(0.059) | −0.052***(0.019) | −0.002(0.022) |
| *health* | 0.662***(0.251) | 1.233(0.856) | 0.771***(0.287) | 0.563(0.517) |
| ln *wealth* | −0.037***(0.013) | −0.098**(0.049) | −0.036*(0.019) | −0.061***(0.023) |
| *housing_area* | −0.001(0.001) | 0.021***(0.004) | −0.000(0.001) | −0.000(0.001) |
| *social* | −0.521(0.458) | 0.102(1.418) | −0.543(0.573) | −0.344(0.754) |
| *rinc* | | −0.150(0.105) | | |
| *spouse* | | −5.726***(0.684) | | |
| *housing_floor* | | −0.615***(0.206) | | |
| *housing_type* | | 0.008(0.085) | | |
| *Dibao* | | −0.104(0.542) | | |
| *insurance* | 0.077(0.221) | −0.337(0.690) | 0.065(0.275) | 0.005(0.370) |
| *number* | 0.135**(0.063) | 2.296***(0.324) | 0.254***(0.097) | −0.074(0.184) |
| *college* | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *age* | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *gender* | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *region* | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *year*2013 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| *lambda* | | | 0.045(0.099) | 0.018(0.083) |
| Constant | | 3.802(3.106) | | |
| cut1 | −6.968***(0.706) | | −5.881***(0.908) | −7.482***(1.346) |
| cut2 | −3.843***(0.683) | | −2.712***(0.881) | −4.448***(1.319) |
| cut3 | 0.414(0.673) | | 1.344(0.875) | 0.082(1.305) |
| cut4 | 2.737***(0.686) | | 3.780***(0.895) | 2.197*(1.320) |
| Log Likelihood | −2 860 | −1 033 | −1 717 | −1 114 |
| Wald | 73.43 | 127.29 | 66.68 | 31.36 |
| Observations | 2 879 | 3 039 | 1 695 | 1 170 |
| Number of ID | 1 581 | 1 609 | 943 | 636 |

## 四　结论与政策建议

在中国人口老龄化进程逐渐加速、人口老龄化问题日益突出的社会背景下,老年人的生活满意度已成为养老研究和养老服务工作的重要关注点。本文利用 2011 年与 2013 年中国养老与健康追踪调查(CHARLS)的数据,研究了老年人居住意愿是否得到满足对其生活满意度的影响,并进一步探究了造成部分老年人居住意愿得不到满足的原因。研究结果发现,老年人的居住意愿得到满足对其生活满意度具有显著的正向影响;同时,老年人的收入水平、健康状况、金融资产价值、参与社会活动的程度等对其生活满意度均具有显著的积极影响。进一步关注老年人居住意愿能否得到满足的原因,研究发现老年人与子女的相对收入和老年人的健康状况是主要因素。对于有意愿与子女同住的老年人,子女与老年

人的相对收入减弱了老年人居住意愿得到满足的概率;对于不愿意与子女同住的老年人,子女与老年人的相对收入增加了老年人居住意愿得到满足的概率。但是不论老年人的居住意愿如何,其身体健康状况均对实际与子女同住的概率具有显著的负向影响。

因此,在目前超过三成老年人居住意愿得不到满足的情形下,政府应针对老年人特殊的收入状况、身体状况与居住偏好,从政策上协助老年人实现居住意愿,从而使之实现生活满意度的提升。首先,基于子女与老年人的相对收入对居住意愿得到满足的显著影响,应完善养老保险制度,采用合适的金融手段提升养老保险基金的支付能力,保障老年人的定期收入,并随着经济社会的发展适时提高其发放额度,同时加大对低收入老年人家庭的救助力度。其次,基于老年人健康状况对生活满意度和实现居住意愿的显著影响,应根据老年人对医疗服务的特殊需求,建立健全养老医疗服务和医疗保险制度,保障老年人的身体健康,并在一定程度上减少其医疗支出。

(责任编辑 施有文)

## 参考文献


陈丽强、宁满秀,2016,《非正式照料对老年人医疗费用支出的影响及政策建议》,《中国卫生政策研究》第 6 期。

高敏、李延宇、王静茹,2015,《老年人生活满意度的影响因素与提升路径分析——基于中国老年人口健康状况调查数据的研究》,《老龄科学研究》第 3 期。

郭志刚、刘鹏,2007,《中国老年人生活满意度及其需求满足方式的因素分析——来自核心家人构成的影响》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第 3 期。

曲嘉瑶、杜鹏,2014,《中国城镇老年人的居住意愿对空巢居住的影响》,《人口与发展》第 2 期。

瞿小敏,2015,《居住安排、代际支持与城市老年人的生活满意度——以上海市为例的实证研究》,《未来与发展》第 3 期。

石惠,2013,《老年人心理资本及其与社会支持、生活满意度关系研究》,苏州大学硕士学位论文。

王硕,2016,《家庭结构对老年人代际支持的影响研究》,《西北人口》第 3 期。

姚本先、石升起、方双虎,2011,《生活满意度研究现状与展望》,《学术界(月刊)》第 8 期。

曾宪新,2011,《居住方式及其意愿对老年人生活满意度的影响研究》,《人口与经济》第 5 期。

张晓营,2015,《中国老年人居住模式选择影响因素研究》,清华大学硕士学位论文。

张玉银、郑军、范平,2007,《居住方法对老年人生活质量的影响》,《中国疗养医学》第 4 期。

Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. and Griffin, S., 1985, "The Satisfaction with Life Scale", *Journal of Personality Assessment*, Vol.49, No.1.

Gaymu, J., Ekamper, P. and Beets, G., 2008, "Future Trends in Health and Marital Status: Effects on the Structure of Living Arrangements of Older Europeans in 2030", *European Journal of Ageing*, Vol.5, No.1.

Houtven, C. H. V. and Norton, E. C., 2008, "Informal Care and Medicare Expenditures: Testing for Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Health Economics*, Vol.3, No.1.

Kotlikoff, L. J. and Morris, J. N., 1990, "Why Don't the Elderly Live with Their Children? A New Look", Issues in *The Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press.

Markides, K. S. and Martin, H. M., 1979, "A Causal Model of Life Satisfaction among the Elderly", *Journal of Gerontology*, Vol.47, No.5.

Michael, R. T., Fuchs, V. R. and Scott, S. R., 1980, "Changes in the Propensity to Live Alone: 1950—1976", *Demography*, Vol.17, No.1.

Sereny, M., 2011, "Living Arrangements of Older Adults in China: The Interplay among Preferences, Realities, and Health", *Research on Aging*, Vol.33, No.2.

Shin, D. C. and Johnson, D. M., 1978, "Avowed Happiness as an Overall Assessment of the Quality of Life", *Social Indicators Research*, Vol.5, No.1—4.

Wister, A. V., 1985, "Living Arrangement Choices among the Elderly", *Canadian Journal on Aging*, Vol.4, No.3.

Zimmer, Z. and Kwong, J., 2003, "Family Size and Support of Older Adult s in Urban and Rural China: Current Effect's and Future Implication", *Demography*, Vol.40, No.1.