

# 居住方式对中国农村老年人健康的影响

## ——基于 CHARLS 追踪调查数据的实证研究

□ 陈光燕, 司伟

**摘要:** 居住方式的急剧变化引起人们对老年人福利的普遍担忧。使用中国健康与养老追踪调查 2013 年和 2015 年数据, 利用面板固定效应模型, 文章实证分析居住方式对中国农村老年人健康的影响及其作用机制。结果发现, 与成年子女合住能够显著改善中国农村老年人的身心健康, 且其对非在婚农村老年人身心健康的促进作用更加明显; 进一步分析显示, 与城镇户籍子女合住, 对农村老年人身体健康的正面影响更大; 而与农业户籍子女合住, 则更有利于农村老年人的心理健康。此外, 作用机制表明, 合住主要通过约束条件放松、代际关系改善和生活方式与健康行为的提升影响农村老年人健康, 这为后续实施政策安排提供了参考。

**关键词:** 居住方式; 老年人; 健康; 影响渠道

**中图分类号:** C913.6

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1671-7023(2019)05-0049-10

### 一、研究背景

20 世纪 80 年代中期以来, 随着经济的高速增长, 以及伴随而来的社会变革, 中国传统家庭结构发生了非常明显的变化, 主要表现为多代合住的家庭比例迅速下降, 选择独居或与配偶同住的老年人数量快速增加<sup>[1]</sup>。国家统计局人口统计数据显示, 1980 年, 中国 65 岁及 65 岁以上老年人与子女同住的比例超过 70%, 但是到 2010 年, 该数值已经下降到 50% 以下<sup>①</sup>。对于未来中国老年人居住方式变化趋势, 国家统计局、卫健委等相关机构预测, 随着中国经济的持续发展、人口流动的稳步增加以及青年男女生育水平的日益下降, 未来将有更多的老年人生活在“空巢家庭”中<sup>[2]</sup>。

在中国老龄化形势日益严峻的现实背景下, 老年人居住方式的急剧变化引起了社会各界的普遍担忧, 特别是在子女的代际支持功能尚不能完全被社会保障替代的情况下, 独居老年人的生活质量及健康更是成为全社会关注的焦点。此时, 弄清楚居住方式是否会对老年人健康产生影响, 以及厘清居住方式对老年人健康的作用机制, 对积极推进健康老龄化、改善老年人晚年生活质量具有极其重要的现实意义。

### 二、文献综述

目前, 有关居住方式和老年人健康的研究主要集中在两方面: 一是, 居住方式是否会影响老年人健康? 二是, 如果居住方式影响老年人健康, 那么居住方式对老年人健康的作用机制是什么? 现有绝大多数文献发现, 合住对老年人健康具有积极影响。例如, Li 等<sup>[3]</sup>研究发现, 在控制其他因素的情况下, 与他人一起居住的老年人的健康状况相对更好。Gu<sup>[4]</sup>、王萍<sup>[5]</sup>、江克忠<sup>[6]</sup>、许琪<sup>[7]</sup>等学者进一步证实, 合住不但有利于老年人身体健康, 也有利于老年人认知功能健康和心理健康, 更会降低老年人死亡概率。此外, 部分文献还分别从老年人年龄、性别、婚姻状态、户籍以及子女性别等视角就居住方式与老年人健康的关系进行了探讨。例如, 刘一伟<sup>[8]</sup>研究发现, 居住方式对老年人健康的影响存在年龄异质性, 合住

**作者简介:** 陈光燕, 中国农业大学经济管理学院博士研究生; 司伟, 中国农业大学经济管理学院常务副院长, 教授、博士生导师

**基金项目:** 国家社会科学基金项目“四省藏区农牧户融入现代农业生产体系的机制与模式研究”(19BMZ116)

**收稿日期:** 2019-06-05

① 数据分别来源于第三次和第六次全国人口普查。

对高龄老年人健康的影响效应明显大于低龄老年人。Zeng 等<sup>[9]</sup>研究发现,与成年女儿合住,有利于老年人心理健康;而与成年儿子一起居住,则更有利于老年人身体健康。

然而,有学者对这种结论提出了质疑,他们认为与他人居住对老年人健康存在不利影响。例如, Yang 等<sup>[10]</sup>研究发现,共同居住会导致居住双方缺乏隐私,增加代际冲突,进而损害老年人的心理健康。任强、唐启明<sup>[11]</sup>进一步发现,单独与成年子女同住,或者单独与孙子女同住,均会损害老年人的情感健康。这可能是由于缺少孩子的两代家庭容易产生代际矛盾,而只有孙子女的家庭又会给老年人带来较重的隔代照料负担所致。

对于居住方式是如何作用于老年人健康的? 现有研究还较为薄弱。已有文献主要从“代际支持假说”和“代际冲突假说”解释居住方式对老年人健康的作用机理。“代际支持假说”认为与子女合住的老年人能够得到更多的经济支持、生活照料以及情感支持,因而更有利于维持老年人的健康水平<sup>[6][8]</sup>。但“代际支持假说”重点关注的是居住方式对老年人健康约束条件的改变,这只是居住方式对老年人健康影响的渠道之一。“代际冲突假说”则重点从代际关系角度解释居住方式对老年人健康的作用机理。该假说认为多代同住容易引发代际冲突,由此产生的消极影响可能抵消甚至超过代际支持带来的积极影响,从而损害老年人健康<sup>[11]</sup>。“代际冲突假说”表明代际关系在改善老年人健康方面具有重要作用,它是探讨居住方式对老年人健康影响的主要渠道之一。然而,该假说在中国是否具有普适性,还有待大量研究去证实。此外,居住方式可能会改变老年人的生活方式和健康行为,如同住子女可能会鼓励老年人积极参与锻炼,注重保持膳食均衡搭配等,这些都会影响老年人的健康。然而,令人遗憾的是,现有文献还较少就居住方式如何通过生活方式和健康行为影响老年人健康展开分析。

纵观现有文献,虽然很多学者就居住方式与老年人健康的关系进行了探讨,但仍未得到一致的结论,而且这些文献在研究深度上还有很多值得改进的地方。现有研究较多关注居住方式对老年人健康的直接影响,然而居住方式对老年人健康的异质性影响及其作用机制却鲜有深入探讨。已有少部分居住方式对老年人健康的异质性分析也多集中在城乡、老年人年龄、老年人性别、子女性别以及居住距离等方面<sup>[9][12]</sup>,还有很多重要领域没有深入分析,例如自身婚姻状况和子女户籍是否会通过居住方式影响老年人健康。而在居住方式到底是如何影响老年人健康方面,已有研究较多从约束条件和代际关系两方面展开分析,但对居住方式是如何通过生活方式与健康行为作用于老年人健康的研究还较为缺乏,更少文献从约束条件、代际关系、生活方式与健康行为综合考察居住方式对老年人健康的作用机制。

为此,本文使用中国健康与养老追踪调查最新数据,对居住方式和老年人健康两者之间的关系进行全面分析,目的在于考察:居住方式对老年人健康存在什么影响? 其内在作用机制是什么? 本文的意义主要体现在以下两方面:首先,本文全面考察了居住方式对老年人健康的影响,并从老年人婚姻和子女户籍角度考察了居住方式对老年人健康的异质性影响;其次,本文从约束条件、代际关系、生活方式与健康行为角度分析了居住方式对老年人健康的作用机制(影响渠道),为后续研究和政策制定提供参考。

本文其余章节安排如下:第三部分介绍本文的数据来源与描述性统计;第四部分介绍概念框架和研究方法;第五部分考察居住方式对老年人健康的影响;第六部分分析居住方式对老年人健康的各种影响渠道;最后是简要的结论及启示。

### 三、数据来源与描述性统计

本文使用的数据来自中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)。该调查由北京大学国家发展研究院主持,北京大学中国社会科学调查中心与北京大学团委共同组织实施。CHARLS 调查始于 2011 年,此后在 2013 年和 2015 年进行了两次跟踪调查。2011 年的基线调查在全国 28 个省(市、区)随机抽取了 150 个县(市、区)、450 个村(居委会),约 1 万户家庭中的 1.7 万名调查对象。问卷调查涵盖了受访者的人口社会学特征、家庭背景、经济状况、健康状况、生活方式等方面的信息,为本文比较不同居住方式下老年人的健康状况提供了重要的数据保障。

本文采用 2013 年和 2015 年两期面板数据,实证分析居住方式对中国农村老年人健康的影响。本文之所以选择农村老年人作为研究对象,主要是考虑目前我国农村仍然以家庭养老为主,居住方式可能

在其中扮演着重要角色。同时,为反映居住方式对老年人健康的影响,考虑高龄老年人独居的比例明显要小得多<sup>[13]</sup>,本文将农村老年人定义为年满55周岁、拥有农业户籍且长期居住在农村的中国公民。居住方式是本文关注的变量,参照殷俊等<sup>[14]</sup>学者的定义,本文将居住方式界定为两种类型:合住(至少与一个在世的成年子女一起居住)和独居(一个人居住或仅与配偶居住)。此外,由于本文旨在讨论是否与成年子女合住对老年人健康的影响,为了避免没有成年子女(包括子女死亡)的老年人样本对估计结果造成的干扰,本文进一步剔除没有成年子女(包括子女死亡)的农村老年人样本。经过匹配、筛选后,最终获得有效样本9409个,其中,2013年有效样本4858个,2015年有效样本4551个。

本文关注的老年人健康主要包括身体健康和心理健康两方面。身体健康使用自评身体健康(SRH)来衡量。自评身体健康由调查员询问被调查者自我身体健康状况感知,被调查者回答“极好、很好、好、一般、较差、很差”,并分别赋值为1、2、…、6。心理健康由流调中心抑郁量表(CESD)计算获得。CESD量表原本有20个条目,本文使用的是由Andreson等<sup>[15]</sup>开发的含有10个条目的CESD简表。Lei等<sup>[16]</sup>利用CHARLS数据对CESD简表的信度和效度进行了检验,证实该简表在中国人群研究中的有效性。CESD简表包含3个抑郁情绪条目、5个躯体症状条目和2个积极情绪条目。每个条目要求被访者对上周的感觉及行为进行判断,从“很少或者根本没有(<1天)”、“不太多(1~2天)”、“有时或者说有一半的时间(3~4天)”以及“大多数的时间(5~7天)”中进行选择,并分别赋值为1、2、3、4。因此,CESD得分合计为10~40。参照已有文献的做法,本文将CESD得分等于10赋值为1,表示心理状况良好;将CESD得分在11~20赋值为2,表示心理状况一般;将CESD得分在21~30赋值为3,表示心理状况较差;将CESD得分在31~40赋值为4,表示心理状况很差。

表1对研究中涉及的变量做了描述性统计。可以看出,合住老年人的SRH得分和CESD得分均低于独居老年人,说明合住老年人身心健康好于独居老年人。相对于男性老年人,女性老年人更倾向于同成年子女合住。合住老年人的平均年龄为66.2297岁,明显大于独居老年人的平均年龄。从教育程度来看,合住老年人的教育程度明显低于独居老年人的教育程度,表明能力强的老年人更倾向于独居。在婚(同居)老年人与子女合住的比例明显小于非在婚老年人,可能是因为夫妻互助挤出了合住子女的部分养老功能。合住老年人的纯收入水平明显低于独居老年人的纯收入水平,这应该是合住子女更多地为父母提供代际照料支持和情感支持所致。从子女数量角度看,成年子女越多,老年人越倾向于同子女合住。同时也可以看出,与子女合住的老年人的平均医疗保险数量明显少于独居老年人的医疗保险数量,这在一定程度上说明代际支持对社会支持存在挤出效应,该现象与我国传统农村养儿防老的习俗较为契合。合住老年人所在地的休闲娱乐场所数量明显比独居老年人所在地多,这为后文渠道变量分析提供了基础。奇怪的是,合住老年人所在地离医院距离较独居老年人所在地远,这到底是因为合住会挤出部分医疗需求,还是由样本选择偏差所致,则还需要做进一步研究。

表1 居住方式与农村老年人健康

	全样本		合住		独居	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
SRH	4.1063	0.9158	4.0446	0.9247	4.1589	0.9048
CESD	2.2872	0.7204	2.2681	0.7407	2.3035	0.7022
性别	1.4868	0.4999	1.5144	0.4998	1.4632	0.4987
年龄	66.1308	7.7598	66.2297	7.8741	66.0465	7.6608
教育	2.6263	1.6283	2.4782	1.5481	2.7527	1.6836
婚姻	0.7308	0.4436	0.6654	0.4719	0.7865	0.4098
个人纯收入	8398.3270	16745.9500	8074.2430	16770.0700	8674.7370	16722.0400
成年子女数	3.1200	1.4542	3.1921	1.4690	3.0585	1.4388
医疗保险数量	0.9045	0.3776	0.8933	0.3900	0.9139	0.3663
离医院距离	11.1078	39.5212	13.3301	46.1578	9.2124	32.7027
活动场所个数	1.6556	1.9455	1.8273	1.9979	1.5093	1.8877

四、概念框架和研究方法

由于本文研究不同农村老年人在不同时间点上居住方式对其健康水平的影响,涉及不同的横截面



和时间序列,因此采用目前通用的面板数据模型。面板数据模型的基本形式如下:

$$H_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{it} + \gamma X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

上式中, $H_{it}$ 代表个体*i*在*t*年的SRH得分和CESD得分,用于衡量老年人的身体健康和心理健康,得分越高,表明老年人的身体健康和心理健康状况越差; $R_{it}$ 代表老年人的居住方式; $X_{it}$ 代表控制变量向量集,包括老年人年龄、性别、教育、婚姻、个人纯收入、成年子女数、医疗保险数量、离医院距离、活动场所个数和省份变量;系数 $\beta_1$ 是本文关注的重点,反映居住方式对农村老年人健康水平的影响,如果系数 $\beta_1$ 显著,说明与成年子女合住对农村老年人健康有显著影响; $\alpha_i$ 代表截距项; $\mu_{it}$ 代表随机扰动项。

在面板数据估计中,本文分别采用固定效应(FE)和随机效应(RE)方法进行估计,并根据Hausman检验结果选择采用哪种估计方法下的回归结果进行分析。同时,本文报告了混合面板下的最小二乘估计(OLS)结果作为参考。

在进一步研究中,本文分别依据农村老年人婚姻状况和子女户籍划分样本,就居住方式对农村老年人健康的异质性影响进行识别。在内生性讨论过程中,本文引入双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID),重新估计居住方式对农村老年人健康的影响。此外,为进一步检验本文基准回归结果的稳健性,本文利用“合住时间变量”替代“是否合住变量”,再一次就居住方式与农村老年人健康的关系进行分析。

本文的“渠道变量”是指受居住方式影响继而影响农村老年人健康的变量。在探讨居住方式对健康的影响机制时,本文采用Cutler等<sup>[17]</sup>的方法,在方程(1)的基础上逐步增添渠道变量 $C_{it}$ ,重新估计下述方程:

$$H_{it} = \alpha_i + \beta_2 R_{it} + \gamma X_{it} + \phi C_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中,渠道变量 $C_{it}$ 包括约束条件、代际关系、生活方式与健康行为三部分内容。方程(2)除增加渠道变量 $C_{it}$ 外,其他设定与(1)式相同。分别估得(1)式和(2)式中居住方式的系数 $\hat{\beta}_1$ 和 $\hat{\beta}_2$ 后, $(1-\hat{\beta}_2)/\hat{\beta}_1$ 便是渠道变量在解释合住对农村老年人健康的作用中所占的比重。

## 五、居住方式对农村老年人健康影响的实证分析

### (一)居住方式对农村老年人健康水平的影响

表2第1-3列和4-6列分别报告了面板固定效应、面板随机效应和混合面板下的估计结果。根据Hausman检验结果( $P<1\%$ 、 $P<5\%$ ),拒绝解释变量和残差不相关的原始假设,即本文采用固定效应模型更加合适。因此,本文将面板固定效应模型下的回归结果作为分析标准,其他两种方法下的回归结果仅作为参考。固定效应回归结果表明,合住显著保护了农村老年人的身体健康状况,明显改善了老年人的心理健康水平。具体而言,相对于独居的农村老年人,与成年子女合住的农村老年人的SRH得分显著降低了7.37%( $P<5\%$ ),CESD得分减小了4.76%( $P<10\%$ )。

在控制其他因素的情况下,回归结果显示年龄显著正向影响农村老年人的SRH得分和CESD得分,说明年龄越大,农村老年人的身心健康状况越差。与女性老年人相比,男性老年人的SRH得分明显更高,但CESD得分却不显著,说明男性老年人的身体健康相对较差,而二者之间的心理健康则不存在明显差异。虽然教育水平越高,农村老年人的SRH得分和CESD得分均有所降低,但该影响并不显著,可能是因为目前我国农村老年人教育程度普遍偏低(由表1可知,大多数农村老年人的教育程度为小学及文盲),还达不到显著改善个体健康水平的程度。在婚(同居)老年人的SRH得分和CESD得分均低于其他人群,与程令国<sup>[18]</sup>、周钦等<sup>[19]</sup>的研究结论一致,说明婚姻是农村老年人身心健康的保护因素。个人纯收入越高,农村老年人的SRH得分和CESD得分越低,说明收入在改善老年人身心健康方面起着重要作用。医疗保险数量在改善农村老年人身体健康方面并不显著,但对老年人心理健康却有显著提升作用,这可能是由于现阶段农村医疗保险限制性条件太多,医疗保险在普通疾病报销方面的实际贡献较小,但对疾病保障预期却有较大影响所致。同时,本文研究还发现,成年子女数量正向影响农村老年人的SRH得分和CESD得分,影响虽不显著但在一定程度上说明“多子并非多福”。

表 2 居住方式对农村老年人健康的影响

	SRH			CESD		
	(1)FE	(2)RE	(3)OLS	(4)FE	(5)RE	(6)OLS
居住方式 (独居=0)	-0.0737** (0.0337)	-0.1429*** (0.0187)	-0.1633*** (0.018)	-0.0476* (0.0282)	-0.1119*** (0.0147)	-0.1217*** (0.0146)
年龄	0.0127* (0.0073)	0.0072*** (0.0016)	0.0066*** (0.001)	0.0141** (0.0063)	-0.0030** (0.0012)	-0.0032*** (0.0012)
性别 (女性=2)	-0.7559*** (0.2696)	-0.0656*** (0.0225)	-0.0645*** (0.0205)	-0.1804 (0.2126)	-0.2082*** (0.0171)	-0.2110*** (0.0158)
教育	-0.0060 (0.0375)	-0.0550*** (0.0069)	-0.0543*** (0.0063)	-0.0085 (0.0310)	-0.0273*** (0.0053)	-0.0281*** (0.0049)
婚姻 (非在婚=0)	-0.1983** (0.0817)	-0.1100*** (0.0255)	-0.1105*** (0.0234)	-0.1778*** (0.0684)	-0.1602*** (0.0196)	-0.1620*** (0.0182)
ln 个人纯收入	-0.0229*** (0.0054)	-0.0398*** (0.0033)	-0.0457*** (0.0034)	-0.0176*** (0.0047)	-0.0259*** (0.0026)	-0.0292*** (0.0027)
医疗保险数量	-0.0032 (0.0357)	0.0045 (0.0231)	-0.0020 (0.0243)	-0.0545* (0.0305)	-0.0430** (0.0182)	-0.0402** (0.0188)
成年子女数	0.0078 (0.0230)	0.0198 (0.0076)	0.0211*** (0.0072)	0.0192 (0.0200)	0.0036 (0.0060)	0.0048 (0.0057)
活动场所个数	—	-0.0213*** (0.0053)	-0.0195*** (0.0048)	—	-0.0340*** (0.0040)	-0.0337*** (0.0037)
离医院距离	—	0.0003 (0.0003)	0.0004 (0.0002)	—	-0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)
省份	—	0.0011 (0.0008)	0.0014* (0.0007)	—	0.0021*** (0.0006)	0.0020*** (0.0006)
常数项	3.2159*** (0.5436)	4.1626*** (0.1199)	4.2333*** (0.1116)	1.7821*** (0.4640)	3.0520*** (0.0925)	3.0987*** (0.0866)
Hausman 检验(Chi <sup>2</sup> 值)	35.43***			18.58**		
观测值	9409			8787		

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

(二) 异质性分析

虽然在基准回归中本文已经分析了居住方式对农村老年人身心健康的影响,但是上述结果仅仅是平均效应,并未考虑居住方式对农村老年人健康影响的异质性。本文将主要从两方面探讨居住方式对农村老年人健康的异质性影响。一是从婚姻状况角度考察居住方式对农村老年人身心健康的影响。少年夫妻老来伴,对于老年人,配偶往往是日常照料和呵护其身心健康的主体,并能够在一定程度上替代成年子女的养老功能。因此,居住方式对农村老年人身心健康的影响可能因老年人婚姻状况的不同而存在明显差异。基于此,本文将对不同婚姻状况下居住方式与农村老年人健康的关系进行分析。二是从子女户籍角度考察居住方式对农村老年人身心健康的影响。通常情况下,户籍既是个人身份的象征,也是其居住地点、工作状态、生活条件甚至经济能力的标志,因此,与不同户籍成年子女合住,农村老年人身心健康受到的影响极有可能存在显著差异。对此,本文进一步从子女户籍角度就居住方式与农村老年人健康的关系进行探讨。

1.分婚姻状况估计

表 3 报告了依据老年人婚姻状况划分样本的回归结果。结果显示,无论是在婚农村老年人,还是非在婚农村老年人,与成年子女合住均能够

表 3 居住方式对不同婚姻状况农村老年人健康的影响

	在婚		非在婚	
	SRH	CESD	SRH	CESD
居住方式 (独居=0)	-0.0990*** (0.0226)	-0.0908*** (0.0162)	-0.2580*** (0.0327)	-0.1781*** (0.0330)
控制变量	控制	控制	控制	控制
模型	FE	RE	RE	RE
Hausman 检验(Chi <sup>2</sup> 值)	37.05***	5.95	5.83	10.99
观测值	6876	6669	2533	2118

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

显著降低其 *SRH* 得分和 *CESD* 得分,表明与成年子女合住能够显著改善农村在婚和非在婚老年人的身心健康。这一结论在一定程度上证明了本文基准回归结果的稳健性。进一步分析显示,合住对非在婚农村老年人的 *SRH* 得分和 *CESD* 得分的降低作用非常明显,而对在婚农村老年人的 *SRH* 得分和 *CESD* 得分的降低作用却相对较小,这可能是因为在婚农村老年人有配偶陪伴,且提供日常照料,进而降低了居住方式对老年人身心健康的影响。

**2.分子女户籍估计**

表 4 报告了依据子女户籍划分样本的回归结果,结果显示,无论是与农业户籍子女合住,还是与城镇户籍子女合住,均能够显著降低农村老年人的 *SRH* 得分和 *CESD* 得分,说明与成年子女合住,能够明显改善农村老年人的身心健康。进一步分析显示,不同户籍子女通过合住在改善

	与农业户籍子女合住		与城镇户籍子女合住	
	<i>SRH</i>	<i>CESD</i>	<i>SRH</i>	<i>CESD</i>
居住方式 (独居=0)	-0.0656* (0.0342)	-0.1059*** (0.0149)	-0.2764*** (0.0592)	-0.0894*** (0.0224)
控制变量	控制	控制	控制	控制
模型	FE	RE	RE	FE
Hausman 检验(Chi <sup>2</sup> 值)	34.55***	12.58	12.39	27.79***
观测值	9163	8555	5334	4948

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

农村老年人身心健康上存在明显异质性,主要表现为:与农业户籍子女合住对农村老年人心理健康的促进作用相对更大,而与城镇户籍子女合住则对农村老年人身体健康的正向影响更明显。上述结果可能主要是由不同户籍子女提供的代际支持和生活环境存在差异所致。一方面,身体健康更多受到物质条件的影响(后文分析已经证实),而城镇子女提供给老年人的物质条件可能相对更好,因而与城镇户籍子女合住对农村老年人身体健康具有相对更大的促进作用;另一方面,由于城镇户籍子女大多生活在城镇,农村老年人与他们合住就必须搬迁到城镇去,陌生的环境可能会负向影响农村老年人的心理健康;同时,考虑城镇户籍子女平时工作较忙,能够为老年人提供精神支持的时间较少,这些因素都可能会减小合住在改善农村老年人心理健康上的成效,因而与城镇户籍子女合住对农村老年人心理健康的促进作用相对较小。

(二)内生性讨论和稳健性检验

1.内生性讨论

需要说明的是,上文面板数据模型解决了不随时间变化的不可观测因素对中国农村老年人健康的影响,然而回归结果仍然可能受到随时间变化的不可观测因素的干扰,以及因遗漏变量、逆向选择等原因而导致的内生性问题,直接进行面板固定效应分析可能存在估计偏差。鉴于双重差分倾向得分法(PSM-DID)能够同时消除混杂因素、遗漏变量和逆向选择等导致的偏误,本文拟采用双重差分倾向得分法对基准回归结果进行稳健性检验。双重差分倾向得分估计的核心思想是借助倾向得分找到一组与实验组(2013 年没有与成年子女合住而 2015 年与成年子女合住的农村老年人)资源禀赋特征相似的控制组(一直没有与成年子女合住的农村老年人)进行健康状况比较。由于两组样本的资源禀赋特征相似,因此两组样本健康变化的差异便可以解释为居住方式的贡献。

在开展 PSM-DID 分析前,本文首先检验了共同支撑假设。从各协变量的检验结果看<sup>①</sup>,匹配后所有协变量均不存在显著性差异,而代表农村老年人身心健康的 *SRH* 变量和 *CESD* 变量却存在显著差异,表明匹配后各变量实验组和控制组变得更平衡,共同支撑假设成立,说明本文使用 PSM-DID 方法具有合理性。在具体估计之前,本文还对实验组和控制组的匹配效果进行了检验。通过倾向得分值密度函数图可以看出,匹配后实验组和控制组倾向得分值的概率密度已经比较接近<sup>②</sup>,说明本文的匹配效果较好。因此,本文使用 PSM-DID 方法具有可行性和合理性。

表 5 汇报了居住方式对中国农村老年人身心健康影响的 PSM-DID 处理结果。可以看出,在利用 PSM-DID 方法之后,与成年子女合住显著改善了农村老年人的身心健康。其中,合住后农村老年人的

① 由于篇幅所限,共同支持假设检验结果没有展示,有需要可以向作者索取。  
② 由于篇幅所限,倾向得分值密度函数图没有展示,有需要可以向作者索取。



SRH 得分减少了 7.9%,CESD 得分减少了 6.9%。PSM-DID 估计结果与前文基准回归结果并无显著差异,从而进一步支撑了本文实证结论,说明与成年子女合住能够显著改善中国农村老年人的身心健康。

表 5 居住方式对农村老年人健康的影响——PSM-DID 分析

	SRH			CESD		
	2013 年实验组与 控制组的差分	2015 年实验组与 控制组的差分	双重差分 结果	2013 年实验组与 控制组的差分	2015 年实验组与 控制组的差分	双重差分 结果
差分值	-0.0820	-0.1610	-0.0790	-0.0420	-0.1110	-0.0690
标准误差	0.0270	0.0380	0.0470	0.0210	0.0300	0.0370
T 值	-3.03	4.23	1.70	-1.97	3.68	1.89
P 值	0.002***	0.000***	0.088*	0.049**	0.000***	0.059*

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

2.稳健性检验

为使结果更加稳健、可靠,本文进一步通过关键变量替代来检验本文基准回归结果的稳健性。如果居住方式对农村老年人身心健康的影响是稳健的,那么以不同指标度量居住方式对估计结果也不会产生较大差异。为进一步说明居住方式影响农村老年人健康状况的稳健性,本文以过去五年农村老年人与成年子女的合住时间作为新的居住变量估计居住方式对农村老年人健康的影响,以此来对本文基准回归结果的稳健性做深入分析。

合住时间对农村老年人健康影响的估计结果由表 6 给出。在表 6 中,“合住时间等于 1 年”“合住时间等于 1-3 年”和“合住时间等于 3-5 年”3 个虚拟变量①的估计系数均为负,且都通过了显著性检验,表明过去五年与成年子女的合住时间能够显著改善农村老年人的身心健康。其结果与表 2 中的估计结果极为相似,再次佐证了本文基准回归结果的稳健性。此外,比较表 6 中 3 个虚拟变量的估计系数可知,与成年子女合住时间越长,对农村老年人身心健康的促进作用便越大。这应该与合住时间越长,农村老年人获得子女养老支持越多有关。

表 6 合住时间对农村老年人健康的影响

	SRH	CESD
合住时间 (没有合住=0)		
1 年	-0.1365*** (0.0324)	-0.0559** (0.0262)
1-3 年	-0.2374*** (0.0400)	-0.1282*** (0.0324)
3-5 年	-0.3543** (0.1495)	-0.4505*** (0.1253)
控制变量	控制	控制
模型	FE	FE
Hausman 检验(Chi² 值)	44.64***	28.74***
观测值	3902	3458

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

六、居住方式对农村老年人健康水平影响的渠道检验

居住方式通过何种渠道影响农村老年人的健康水平呢?基于前文的分析,本文主要从约束条件、代际关系、生活方式与健康行为三方面检验居住方式对农村老年人健康影响的渠道。受客观数据限制,本文的约束条件主要包含生活条件、医疗可及性和社会经济地位。其中,生活条件使用住房条件变量来表示,该变量主要包含建筑结构、厕所是否能冲水、是否有自来水、是否有洗澡设施、是否有电话、室内温度 6 个指标,各指标分别赋值为 1 和 0,因此住房条件分值为 0~6。医疗可及性变量使用老年人有病是否能够及时就医来表示,若老年人有病能够及时就医,赋值为 1,反之,赋值为 0。社会经济地位②主要使用生活满意度变量来表示,该变量能够较好地反映老年人的经济条件和社会地位。生活满意度由“非常满意、很满意、一般满意、不满意和很不满意”5 个选项组成,分别赋值为 1~5。代际关系主要使用老年人与子女的交流频率来表示,交流频率越多,表明老年人与子女代际关系越好,反之,则表明老年人与子女关系越差。交流频率主要由“差不多每天、每周 2~3 次、每周 1 次、每半个月 1 次、每月 1 次、每三个月 1 次、半年 1 次、每年 1 次、几乎没有”9 个选项构成,分别赋值为 1~9。生活方式与健康行为主要使用活动指数及睡眠时间来表示,其中,活动指数是老年人参与社交、娱乐等活动的个数,睡眠时间则是

① 由于 CHARLS 全国调研数据从 2011 年正式展开,因此目前本文最多只能计算出 5 年的合住时间。  
② 此处未使用代际经济支持表示老年人的社会经济地位,因为合住后老年人得到的经济支持可能会变少,但老年人的经济地位却可能会因与子女合住而得到改善。

指老年人一天平均真实睡眠时间(小时)。

表 7 汇报了渠道分析结果。结果显示,与成年子女合住,能够显著改善农村老年人的生活条件,提升老年人的社会经济地位,改善老年人与子女的关系;同时,与成年子女合住还能够促进老年人生活方式和健康行为的改善,如增加老年人与朋友交流频率、促进老年人积极参与社会活动,改善老年人睡眠时间等。

表 7 居住方式对农村老年人健康的影响渠道

	约束条件			代际关系	生活方式与健康行为	
	生活条件	医疗可及性	社会经济地位	联系频率	活动指数	睡眠时间
居住方式 (独居=0)	0.0448*** (0.0159)	0.0037 (0.0084)	-0.0596* (0.0349)	-0.0735*** (0.0246)	0.0635* (0.0380)	0.1822*** (0.0445)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
模型	FE	RE	FE	FE	FE	RE
Hausman 检验(Chi <sup>2</sup> 值)	36.19***	14.17	73.89***	51.00***	18.82**	11.18
观测值	9409	8309	9018	9409	9409	8879

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

既然合住对农村老年人的健康状况具有重要改善作用,且合住与农村老年人的约束条件、代际关系、生活方式与健康行为密切相关,那么各个渠道变量在解释合住对健康正向效应中的相对重要性如何?

表 8 居住方式对农村老年人 SRH 得分影响的渠道分析

解释 /控制变量	约束条件					代际关系	生活方式与健康行为		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
居住方式(独居=0)	-0.0737** (0.0337)	-0.0714** (.0337)	-0.0462 (0.0378)	-0.0733** (0.0345)	-0.0426 (0.0389)	-0.0723** (0.0337)	-0.0729** (0.0337)	-0.0647* (0.0352)	-0.0634* (0.0352)
住房条件		-0.0512 (0.0402)			-0.0187 (0.0451)				
生病是否及时就医			-0.1663*** (0.0407)		-0.1558*** (0.0418)				
生活满意度				0.0529*** (0.0193)	0.0453** (0.0214)				
与子女联系频率						0.0183 (0.0261)			
活动指数							-0.0131 (0.0169)		-0.0161 (.0173)
睡眠时间								-0.0202** (0.0084)	-0.0205** (0.0084)
(1-β <sub>2</sub> )/β <sub>1</sub>		0.0311	0.3725	0.0060	0.4223	0.0183	0.0113	0.1226	0.1400
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
模型	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
Hausman 检验(Chi <sup>2</sup> 值)	35.43***	17.37**	69.80***	146.25***	144.34***	36.00***	38.72***	46.97***	50.25***
观测值	9409	7733	8309	9018	7968	9409	9409	9409	8879

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

表 8 汇报了居住方式对农村老年人 SRH 得分影响的渠道分析。结果显示,对中国农村老年人而言,约束条件的放松、代际关系的改善、生活方式与健康行为的提升在解释居住方式对 SRH 得分的正面影响中起了重要作用,三类变量共同解释了合住对 SRH 得分影响的 58.06%。其中,约束条件解释了合住对农村老年人 SRH 得分影响的 42.23%,代际关系解释了 1.83%,生活方式与健康行为则解释了 14%,说明与成年子女合住主要通过约束条件的放松、生活方式与健康行为的提升来促进农村老年人身体健康。

表 9 汇报了居住方式对农村老年人 CESD 得分影响的渠道分析。结果显示,约束条件、代际关系、生活方式与健康行为三类因素共同解释了合住对农村老年人 CESD 得分影响的 58.96%。其中,约束条件解释了合住对农村老年人 CESD 得分影响的 30.83%,代际关系解释了 25.38%,而生活方式与健康行为则解释了 2.75%。与合住对农村老年人身体健康影响不同的是,合住主要通过约束条件和代际关系影响农村老年人的心理健康,合住路径下生活方式与健康行为在影响农村老年人心理健康方面的作用较小。



表9 居住方式对农村老年人 CESD 得分影响的渠道分析

解释 /控制变量	约束条件					代际关系	生活方式与健康行为		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
居住方式(独居=0)	-0.0476* (0.0282)	-0.0418 (0.0282)	-0.0465* (0.0281)	-0.0391 (0.0280)	-0.0330 (0.0280)	-0.0356 (0.0281)	-0.0471* (0.0282)	-0.0470* (0.0281)	-0.0463* (0.0281)
住房条件		-0.0897*** (0.0327)			-0.0824** (0.0324)				
生病是否及时就医			-0.1214*** (0.0347)		-0.1185*** (0.0343)				
生活满意度				0.1066*** (0.0159)	0.1045*** (0.0159)				
与子女联系频率						0.3418*** (0.0248)			
活动指数							-0.0330** (0.0144)		-0.0362** (0.0144)
睡眠时间								-0.0338*** (0.0069)	-0.0345*** (0.0069)
$(1-\hat{\beta}_2)/\hat{\beta}_1$		0.1218	0.0235	0.1785	0.3083	0.2538	0.0115	0.0144	0.0275
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
模型	FE	RE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
Hausman 检验 (Chi <sup>2</sup> 值)	18.58**	13.66	34.77***	119.50***	107.74***	45.74***	18.80**	46.52***	45.09***
观测值	8787	8787	8356	8657	8293	7618	8787	8612	8612

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著

七、研究结论与启示

采用中国健康与养老追踪调查 2013 年和 2015 年数据,利用面板固定效应模型,本文全面考察了居住方式对农村老年人身体健康和心理健康的影响及其内在作用机制。考虑居住方式与老年人的健康状况可能存在异质性,本文分别讨论了不同婚姻状况和不同子女户籍情况下合住影响健康的异质性。此外,鉴于可能存在因混杂因素、遗漏变量和逆向选择等导致的估计偏误,本文利用双重差分倾向得分匹配两期数据的方式,对居住方式与农村老年人健康做了进一步回归。最后,本文还利用合住时间对本文基准回归结果进行了稳健性检验。

通过实证分析,本文发现:(1)总体来讲,与成年子女合住对农村老年人健康具有显著影响,能够明显改善老年人的身体健康和心理健康。(2)从更细致的角度来讲,这种影响因老年人婚姻状况和子女户籍存在明显的异质性。主要表现为:合住对非在婚农村老年人身心健康的促进作用明显大于在婚农村老年人。同时,本文还发现,与农业户籍子女合住给农村老年人身体健康带来的积极影响明显要小于与城镇户籍子女合住,但在农村老年人心理健康上,与农业户籍子女合住带来的正向效果却要大得多。(3)从作用机制来讲,合住主要通过约束条件的放松、代际关系的改善、生活方式与健康行为的提升对中国农村老年人健康状况产生影响。具体来讲,合住更多通过约束条件的放松、生活方式与健康行为的提升来改善农村老年人身体健康状况,而对农村老年人心理健康则主要通过约束条件的放松、代际关系的改善施加影响。

本文也有较强的政策含义。首先,本文研究进一步证实了合住对农村老年人福利具有重要影响,尤其是合住的异质性影响表明合住对非在婚农村老年人身心健康具有相对更大的促进作用,启示我们应更多地关爱非在婚农村老年人,尽量为他们提供较好的居住环境。其次,本文研究揭示合住主要通过约束条件、生活方式与健康行为来影响农村老年人身体健康,而对农村老年人心理健康则主要通过约束条件、代际关系施加影响,这为后续改善农村老年人晚年健康及福利提供了政策方向和依据。

必须看到,本文也存在一些不足之处。本文试图探讨居住方式对农村老年人健康影响的可能渠道,但受制于 CHARLS 数据中渠道变量太少,本文仅选择了部分变量进行渠道分析,还有很多重要渠道,如食物消费及其多样性、个人认知等未能及时体现在本文的分析中。我们期待后续能够在现有研究基础上做进一步改进和探讨。

参考文献:

- [1]王跃生:《当代中国家庭结构变动分析》,载《中国社会科学》2006年第1期。
- [2]郭志刚:《关于中国家庭户变化的探讨与分析》,载《中国人口科学》2008年第3期。
- [3]Li, L.W., Zhang, J., Liang, J. "Health among the Oldest-Old in China: Which Living Arrangements Make A Difference", *Social Science & Medicine*, 2009(68):220-227.
- [4]Gu, D., Dupre, M.E., Liu, G. "Characteristics of the Institutionalized and Community-Residing Oldest-Old in China", *Social Science & Medicine*, 2007(64):871-883.
- [5]王萍、连亚伟、李树苗:《居住安排对农村老人认知功能的影响——12年跟踪研究》,载《人口学刊》2016年第5期。
- [6]江克忠、陈友华:《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》,载《人口学刊》2016年第6期。
- [7]许琪:《居住安排对中国老年人精神抑郁程度的影响——基于 CHARLS 追踪调查数据的实证研究》,载《社会学评论》2018年第4期。
- [8]刘一伟:《居住方式影响了老年人的健康吗?——来自中国老年人的证据》,载《人口与发展》2018年第4期。
- [9]Zeng, Y., Brasher, M. S., Gu, D., et al. "Older Parents Benefit More in Health Outcome From Daughters 'Than Sons' Emotional Care in China", *J Aging Health*, 2016, 28(8):1426-1447.
- [10]Yang, H.O., Chandler, D. "Intergenerational Relations: Grievances of the Elderly in Rural China", *Journal of Comparative Family Studies*, 1992, 23(3):431-453.
- [11]任强、唐启明:《中国老年人的居住安排与情感健康研究》,载《中国人口科学》2014年第4期。
- [12]董晓芳、刘茜:《高堂在,不宜远居吗?——基于 CHARLS 数据研究子女居住安排对父母健康的影响》,载《中国经济问题》2018年第5期。
- [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》,载《中国人口科学》2014年第1期。
- [14]殷俊、刘一伟:《子女数、居住方式与家庭代际支持——基于城乡差异的视角》,载《武汉大学学报(哲学社会科学版)》2017年第5期。
- [15]Andresen, E.M., Malmgren, J.A., et al. "Screening for Depression in Well Older Adults: Evaluation of a Short Form of the CES-D", *American Journal of Preventive Medicine*, 1994, 10(2):77-84.
- [16]Lei, X.Y., Sun, X.T., et al. "Depressive Symptoms and SES among the Mid-aged and Elderly in China: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study National Baseline", *Social Science & Medicine*, 2014,(120):224-232.
- [17]David M. Cutler. "Adriana Lleras-Muney. Understanding differences in health behaviors by education", *Journal of Health Economics*, 2010, 29(1):1-28.
- [18]程令国、张晔、沈可:《教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据》,载《经济学(季刊)》2015年第1期。
- [19]周钦、蒋炜歌、郭昕:《社会保险对农村居民心理健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》,载《中国经济问题》2018年第5期。

## Effects of Living Arrangements on the Health of Elderly People in Rural China

——Evidence from the CHARLS Data

CHEN Guang-yan, SI Wei, *China Agricultural University*

**Abstract:** Dramatic changes in residential patterns have aroused widespread concerns about the welfare of older persons in China. Using the China Health and Retirement Longitudinal Study data in 2013 and 2015, through the panel fixed effect model, this paper empirically analyzes the impact of living arrangements on the health of rural Chinese elderly and its mechanism. The results show that living with adult children can significantly improve the physical and mental health of the elderly in rural China. And this effect is more obvious for the physical and mental health of non-married rural elderly. Further analysis shows that sharing with urban household registration adult children has greater impact on the physical health of rural elderly; while sharing with rural households adult children is more conducive to the mental health of rural elderly. In addition, the mechanism indicates that living arrangement mainly affects the health of the elderly through the change of constraints, the improvement of intergenerational relationship and the improvement of lifestyle and health behaviors, which provides a reference for our subsequent implementation of policy arrangements in the future.

**Key words:** living arrangement; the elderly; health; influence channels

责任编辑 胡章成