

## 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

董晓芳 刘茜

**内容提要:** 本文基于中国健康与养老追踪调查 2011 和 2013 年数据,利用有序 Probit 模型研究子女的居住安排对老年人的自评身体和精神健康的影响。实证结果发现,与子女同住的父母其自评身体和精神健康状况更佳,老人与子女居住距离越远,其自评的身体和精神状况越差。进一步分析显示,这种影响存在男女、城市和农村之间的异质性:与子女同住的母亲的精神健康更佳而父亲不显著;与子女同住的农村父母其精神与身体健康会更佳,而城市地区则不显著。此外,进一步分析显示,理想的居住偏好和实际住居安排是一致的父母,他们的身体和精神健康更优。

**关键词:** 居住安排;老年人健康;有序 Probit 模型

DOI:10.19365/j.issn1000-4181.2018.05.04

### 一、引言

中国正在逐步迈入老龄化社会。根据第六次人口普查统计 60 岁以上人口占到全国总人口数的 13.26%。人口老龄化带来了医疗、养老的严峻挑战,同时老年人的健康成为值得关注的话题。我国自古以来就以“孝”作为中华文化的核心观念,而这与居住安排息息相关,也即强调“家庭养老”。然而,是否与父母同住更利于父母健康呢?高堂在,不宜远居吗?已有研究较少从居住模式和居住距离角度来实证分析对老人健康的影响。本文试图从这一角度,研究家庭的居住安排,也即子女是否与父母同住以及子女与父母的居住距离是如何对父母自评身体和精神健康产生的影响。

有关健康资本的卫生经济学理论强调人的健康受许多因素影响。Grossman(1972)建立了健康需求函数基本模型,并在 Grossman(2000,2006)中进一步总结了除教育、收入等要素外,营养状况、食品安全以及社会文化对健康的影响。Wagstaff(1993)提出了对 Grossman 模型进行实证检验并引入反映健康需求的动态特征。赵忠和侯振刚(2005)、赵忠(2006)检验了 Grossman 健康需求函数在我国是否适用,并分析了我国城镇和农村居民的健康水平受到来自性别、收入以及教育的不同影响。程令国和张焯等(2015)发现教育水平是影响中国老年人身体健康的重要因素,教育水平越高的老人拥有越好的身体健康状况。此外,张焯和程令国(2016)还发现在中国农村,新农保是影响老年人健康状况的重要因素。然而,较少文献从经济学角度研究与子女的居住安排对老年人健康的影响因素分析。Judith & Hays(2002)综述了医学有关居住安排和老年人健康的文献,指出现有相关研究主要集中在三类:(1)老年人退休后的迁移动机和居住安排的关系;(2)老年人如何评估自身身体健康和环境的关系的

收稿日期:2017-11-08

基金项目:本文获国家自然科学基金(71303201)与国家社科重点项目(13AZD082)的资助。

作者简介:董晓芳,厦门大学王亚南经济研究院助理教授;刘茜,厦门大学数学科学学院,学士。

致谢:作者感谢两名匿名审稿人提出的宝贵建议,作者文责自负。

文献;以及(3)居住安排和老年人健康资源的最大化利用的相关研究。

国内外从与子女同住角度探究其对老年人健康的影响的相关文献并未得到一致研究结论。一部分认为,与子女同住的老年人可以获得子女更多的照顾,从而提高身心健康,降低死亡率。Zunzunegui et al.(2001)基于西班牙数据发现在控制年龄、性别等因素以后,子女对父母的感情支持和实际财务支持与自评健康显著相关。李春华和李建新(2015)通过对居住安排变化对老年人死亡风险的影响研究,发现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,当老年人由不与子女同住变为同住时有助于降低老年人的死亡风险。连玉君等(2015)在考察子女外出务工对父母健康影响时也发现,子女外出务工降低父母自评健康和生活满意度。但另一方面,与子女同住也会由于见面频率增多而引发代际关系紧张,从而不利于老人健康。Aquilino & Supple(1991)的研究发现,与子女同住的父母的满意度与两代人的争吵高度相关,而子女经济不独立和失业都会增加父母子女间的摩擦,并且离异子女和孙辈子女归家同住降低了父母的满意度。刘宏等(2011)也表明多代同住模式并没有给老年人带来最优的健康和幸福度,反而是经济与生活均独立的老年夫妻有最明显的健康优势和主观幸福度优势。

根据张敏杰(1994)对中外家庭养老方式的研究,“家庭养老”是基于两方面的互动,一是家庭内代际成员间的互动,即反馈模式,也就是甲代抚育乙代,乙代赡养甲代,下一代对上一代反馈的模式,简称“反馈模式”(费孝通,1983);二是家庭内有关成员的互惠,即交换模式,如父母帮助子女照顾孙辈,看管家庭,子女对父母实行赡养义务,陪伴他们。因此,两代同住可能反映了两代人之间的相互需求。石智雷(2015)对中国农村老年人的生活质量研究中也发现,与子女的代际互动是显著影响农村地区老年人身体健康的主要原因。一方面,与子女同住,父母可能受到子女生理上、精神上以及经济上的照顾,从而影响健康状况;另一方面,与父母同住的子女可能会受到来自父母的支持和帮助,可能会帮忙照看孙辈,或者给予经济支持。郭志刚(2002)在研究中国老龄人口的居住方式的影响因素时发现年龄、婚姻以及以前职业均显著影响老人是否和子女同居。Liang et al.(2005)亦发现婚姻状况是影响老年人居住模式选择和健康的主要因素。程令国等(2014)还发现“新农保”的参与显著影响老人养老模式的选择。不仅老人自身特征,Kotlikoff & Morris(1990)认为子女的收入和婚姻状况在解释居住安排时和父母的特征一样重要。因此,本文在考察子女居住安排对父母健康的影响时,既会考虑父母、子女各自的实际情况指标,如年龄、收入、工作、保险等,也会考虑两代互惠信息以及父母居住偏好等。

本文采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年及2013年数据,将父母自评健康和自评精神健康作为被解释变量,解释变量细分为子女是否同屋、是否同村、是否同县以及与子女居住的距离,利用有序Probit模型(Ordered Probit model)进行回归,探讨子女居住安排对父母健康的影响。与以往文献相比,本文的贡献体现在:(1)引入多维度“是否同住”的衡量指标,包括是否居住在同村或社区、是否同县以及子女与父母的居住实际距离,从而更全面的衡量家庭的居住安排;(2)引入了城乡、收入以及性别的异质性讨论;(3)本文分别关注同住对父母细分的自评身体健康和精神健康状况的影响;(4)对比理想居住安排和实际居住安排的差异,考察完全“匹配”的样本是否具有更好的健康状况,并利用同一老人两年居住模式的变化,控制内生性问题后研究居住安排对身体健康的影响。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分为数据描述和模型设定;第三部分为主要实证结果;第四部分为进一步讨论;第五部分为结论。

## 二、数据描述和模型设定

### (一)数据来源及变量描述

本文的数据来自中国健康与养老追踪调查(CHARLS),该调查是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执行的大型跨学科调查项目,样本覆盖全国

28个省(自治区、直辖市)的150个县、450个社区(村)约1万户家庭中的1.7万人,问卷内容包括个人基本信息、家庭结构和经济支持、健康状况、体格测量、医疗服务利用和医疗保险、工作、退休和养老金、收入、消费、资产以及社区基本情况等。本文选取CHARLS的2011年全国基线调查和2013年全国追踪调查数据,分析子女居住安排对父母健康的影响。

表1为本文使用的主要变量的描述。本文主要的被解释变量为自评身体健康(*health\_physical*)和自评精神健康(*health\_mental*)。其中自评身体健康状况(*health\_physical*)选取了问卷中“您觉得您的健康状况怎么样”这一指标,代表了受访者对自身总体健康的一个综合评价,该变量取值为1~5,1表示“极好”,2表示“很好”,3表示“好”,4表示“一般”,5表示“不好”。此外,自评精神健康(*health\_mental*)是综合了受访人十项自评精神健康问题得出的一个综合性指标,与自评身体健康(*health\_physical*)类似,取值从1到4分别代表“极好”、“较好”、“较差”和“很差”,二者均为排序数据。

在考虑解释变量时,由于子女同住对父母的影响表现为距离空间上的影响,所以本文不是单纯考虑父母与子女是否同住,而是将是否父母与子女同屋(*live\_house*)、同村或社区(*live\_village*)、同县或市(*live\_county*)作为解释变量,该变量为二值变量,并且还考察两代的居住距离对数值(*ldistance*)以及其平方(*sqldistance*)。分别将上述变量和被解释变量做实证分析。

其余控制变量的选取遵循尽可能外生的准则,选取了是否残疾、受教育程度、年龄、婚姻状况、性别、子女数、收入、保险、是否是城市户口、工作状态等作为控制变量。其中性别、城市户口和收入将分别作为性别、城乡和收入异质性讨论的主要依据。

表1还列出了上述变量的基本统计量。从中可以看出,父母自评的身体健康状况大致介于“好”和“一般”之间,自评精神健康状况也处于中间偏好的位置,说明大部分受访者的健康状况处于一般或好状态的。在有效的18005个观测值中,大约有16%的老人与子女同屋,36%的样本与子女居住在同一村或社区,而样本中约69%的老人有至少一个子女与自己生活在同一县或市。此外,父母自评的从2011到2013年的健康状况变化(*change*)均值为2.363,介于“差不多”和“变差”之间,说明样本中父母的健康状况在均值上出现下降,我们将在后文讨论具体原因。

在后文的进一步讨论中还用到了居住偏好与实际居住匹配(*match*),但在表1中没有统计。居住偏好与实际居住匹配(*match*)是根据父母受访时的居住安排偏好与其实际的居住安排对比,若实际居住安排和偏好完全匹配则取值为1,否则为0,该变量用于考察父母理想的居住偏好和实际的居住安排的不同或者匹配所带来的影响。健康状况变化(*change*)表示父母自评的从2011到2013年的健康变化,1、2和3分别表示父母的健康状况从2011到2013年“变好”、“差不多”和“变差”,这项数据将用来解决本文的内生性问题,用两年数据做差分与健康状况变化(*change*)回归。

表1 变量描述性统计

变量	标识	变量描述	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
自评身体健康	<i>health_physical</i>	1=极好;2=很好;3=好;4=一般;5=不好	35 242	3.479	1.036	1	5
自评精神健康	<i>health_mental</i>	1=极好;2=较好;3=较差;4=很差	30 056	2.275	0.656	1	4
是否与子女同屋	<i>live_house</i>	1=是;0=否	17 781	0.15	0.357	0	1
是否与子女同村或社区	<i>live_village</i>	1=是;0=否	17 781	0.358	0.479	0	1
是否与子女同县或市	<i>live_county</i>	1=是;0=否	17 781	0.697	0.459	0	1
同村但不同屋	<i>live_v</i>	1=是;0=否	17 781	0.208	0.406	0	1
同县市但不同村	<i>live_c</i>	1=是;0=否	17 781	0.34	0.474	0	1
健康状况变化	<i>change</i>	1=变好;2=差不多;3=变差	15 476	2.364	0.644	1	3
居住距离	<i>distance</i>	与最近子女的居住距离,单位:公里	15 215	0.087	0.504	0	10
残疾	<i>disabled</i>	1=是;0=否	35 311	0.156	0.363	0	1

续表

变量	标识	变量描述	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
教育程度	<i>education</i>	1=未受过教育;离散递增至;11=博士毕业	35 493	3.393	1.993	1	11
年龄	<i>age</i>	调查时年龄	35 467	59.858	9.972	45	102
婚姻状况	<i>married</i>	1=已婚;0=未婚	35 513	0.868	0.339	0	1
性别	<i>gender</i>	1=男;0=女	35 539	0.485	0.5	0	1
子女数	<i>children</i>	所有健在的子女数,包括生育或领养	20 568	2.24	1.639	0	10
收入	<i>income</i>	各种收入的加总	29 791	1479	7652.761	0	250000
保险	<i>insurance</i>	是否参加城乡、农村或商业保险	35 237	0.964	0.186	0	1
城市户口	<i>urban</i>	1=非农业户口;0=农业户口	35 155	0.224	0.417	0	1
工作	<i>work</i>	1=工作状态;0=非工作状态	35 155	0.664	0.472	0	1
子女的性别比率	<i>child_sexratio</i>	所有子女的性别比率	17 858	0.501	0.348	0	1
子女的平均受教育程度	<i>child_edu_mean</i>	所有子女受教育水平的均值	17 439	5.524	2.872	0	30
子女的平均收入	<i>child_inc_mean</i>	所有子女收入水平的均值	15 954	4.751	2.936	0	27

注:数据来源于 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查 (CHARLS)。

图 1 给出了每种居住类型对应的自评健康均值。对比与子女同住一屋,一社区或村,以及一县或市等几种居住类型,可以看出与子女同住一屋的父母无论身体健康还是精神健康均是最好的。与子女同住一村或社区的父母具有最高的自评身体健康均值,而与子女居住距离不在同一县的其它样本则具有最高的自评精神健康均值。在后文中,我们将通过实证模型在控制其它可能影响变量后,进一步检验居住类型与健康之间的因果关系。

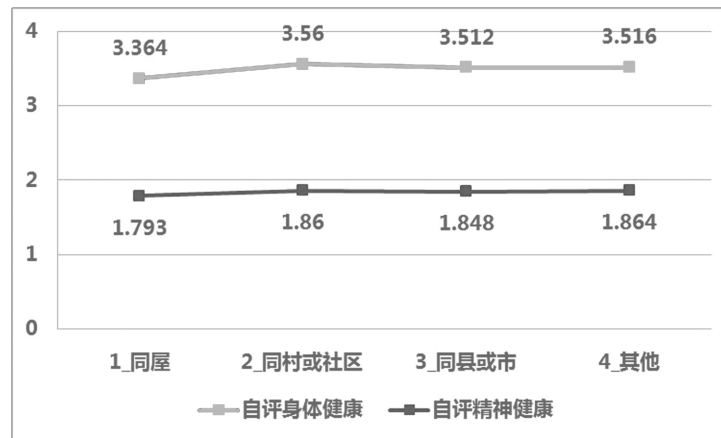


图 1 按居住类型分类的健康均值

数据来源: 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查 (CHARLS)。

## (二) 模型设定及内生性说明

根据 Grossman (1972) 的健康资本模型,健康的决定因素有很多方面,包括个体的性别、婚姻、职业以及医疗资源投入等。本文重点关注老人的居住安排对健康的影响,因此假定第  $i$  个老人健康资本的生产函数为

$$Health_i = F(\beta^* live\_arrangement_i + \gamma X_i + \varepsilon_i)$$

其中,  $Health_i$  衡量父母的自评身体健康和自评精神健康。 $live\_arrangement_i$  衡量家庭的居住安排,包括是否与子女同住一屋、一村或社区、一县以及实际居住距离。 $X_i$  包括其它可能影响老人身体健康的变量,包括受教育年限、婚姻状况、性别、收入以及城乡户口等。 $F(\cdot)$  为某非线性函数。在实

证模型中, 本文的被解释变量自评身体健康 (*health\_physical*) 来自于问卷中受访者对自身总体健康的综合评价, 变量取值 1 到 5, 取值越大代表身体状况越差, 自评精神健康 (*health\_mental*) 是受访人自评精神状态问卷加总起来的指标, 取值为 1 到 4, 数值越大亦表示精神状态越差。由于被解释变量取值均为排序数据, 此时 OLS 估计并不适用, 本文采用有序 Probit 模型进行研究。模型设定如下:

$$F(\text{health}_i^*) = \begin{cases} 1 & \text{health}_i^* < \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < \text{health}_i^* < \mu_2 \\ \vdots & \\ J & \mu_{J-1} < \text{health}_i^* \end{cases}$$

其中,  $\text{health}_i^*$  是 *Health* 的背后存在的不可观测的连续变量, 称为潜变量, 满足:

$$\text{health}_i^* = \beta^* \text{live\_arrangement}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i。$$

而  $\mu_1 < \mu_2 < \mu_3 < \dots < \mu_{j-1}$  称为切点, 均为待估参数。所有变量的详细描述请见表 1。

考虑到在实际生活中, 子女同住与父母的健康状况存在反向因果关系, 即尽管与子女同住可能接受来自子女的日常照顾和精神慰藉, 或者与子女发生争执的机会也越多, 可能性也越大, 由此对父母的身体健康产生影响, 但父母的身体健康也有可能是决定是否与子女同住的因素。一方面, 对于健康状况差甚至生活不能自理的父母, 是否更有可能与子女同住或者不得不与子女同住, 接受子女的抚养照顾; 另一方面, 健康状况好的父母会给子女带来更多的支持, 如照顾孙辈等, 是否他们会更有可能与子女同住。这就是本文内生性问题所在, 即父母的身体健康会影响子女是否同住的决策。本文内生性会导致无法正确推断出子女同住对父母健康的影响, 因此为解决内生性问题, 本文将 2011 年及 2013 年两期的解释变量做差分, 对被解释变量父母的自评健康变化项 (*change*) 做回归, 以此消除内生性影响。

### 三、实证结果

#### (一) 基本回归结果

本文分别用三个主要的解释变量——否与子女同屋 (*live\_house*)、是否与子女同村或社区 (*live\_village*)、是否与子女同县或市 (*live\_county*) 用 Ordered Probit 模型分别对父母的自评身体健康 (*health\_physical*) 和自评精神健康 (*health\_mental*) 进行回归, 回归结果如表 2 所示。

首先, 从 (1)、(2) 和 (3) 列回归结果中我们可以发现, 与子女同住 (包括同屋、同村或社区) 的父母的自评身体健康状况更佳, 同县不显著; 其次, 从 (4)、(5) 和 (6) 列回归结果中发现, 与子女同住一屋或同一县其回归系数并不显著, 但是与子女同住一村或社区的父母的自评精神健康则会更优。该回归结果与预期一致, 比较符合中国传统家庭文化的述求, 与子女同住或居住距离较近的父母由于受到子女照顾整体获得更好的身体和精神状况。此外, 在附表 1 我们同时控制了同屋、同村但不同屋 *live\_village\_c* 以及同县但不同村 *live\_county\_c* 之后, 回归结果显得更有趣, 发现居住同屋的父母身体状况更佳, 而与子女居住同村但不同屋的父母精神状况更佳。可能的解释为, 同屋可以给父母带来更多身体和饮食的照顾, 所以身体更佳; 但同屋可能由于代际矛盾等, 精神健康并不显著。反而居住同村但不同屋的父母, 精神健康更佳。

其次, 表 2 其它控制变量还揭示出其它有趣结论。变量 *disabled* 显著为正, *education*、*gender* 显著为负显示身体有残疾、受教育水平越低、女性的老人身体和精神健康均普遍较差; 变量 *married* 在对身体健康回归为正而精神健康为负, 说明已婚或配偶在世的老人具有显著较好的精神健康但较差身体健康; 变量 *insurance* 仅对身体健康的系数显著, 对精神健康的系数则不显著。*insurance* 系数为正说明参保的老人的身体健康状况较差, 可能与医保参与的道德风险的有关; 变量 *children* 系数为正说明子女数多的老人的身体健康状况较差, 这与传统的“多子多福”观念矛盾, 也进一步验证了石智雷

(2015)在研究中国农村家庭养老机制时得出的单纯的子女数量增加对老年人生活质量只有负面影响的结论;变量 *urban* 和 *work* 系数显著为负说明城市户口的、在调查时还处于工作状态的老人身体和精神状况均较好。变量 *age* 的系数不显著且接近于零,可能的原因是 CHARLS 数据本身为养老数据调查,本文仅使用年龄大于 45 周岁的样本, *age* 的变化较小,标准差远小于均值。婚姻变量 *marriage* 在身体健康和精神健康的作用截然相反,在婚姻状态的老人相对于非婚姻状态的老人,身体健康更差但精神健康更佳。此外 *child\_edu\_mean* 和 *child\_inc\_mean* 均显著为负说明子女受教育程度高、收入越高的父母的身体和精神状况更好。

表 2 基本回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Health_</i> <i>physical</i>	<i>Health_</i> <i>physical</i>	<i>Health_</i> <i>physical</i>	<i>Health_</i> <i>mental</i>	<i>Health_</i> <i>mental</i>	<i>Health_</i> <i>mental</i>
<i>live_house</i>	-0.086*** (0.026)			-0.041 (0.028)		
<i>live_village</i>		-0.055** (0.022)			-0.055** (0.023)	
<i>live_county</i>			-0.030 (0.021)			-0.033 (0.030)
<i>disabled</i>	0.349*** (0.035)	0.348*** (0.034)	0.347*** (0.034)	0.379*** (0.034)	0.379*** (0.034)	0.378*** (0.033)
<i>education</i>	-0.037*** (0.006)	-0.038*** (0.006)	-0.038*** (0.006)	-0.055*** (0.005)	-0.056*** (0.005)	-0.056*** (0.006)
<i>age</i>	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
<i>married</i>	0.086*** (0.027)	0.086*** (0.027)	0.087*** (0.027)	-0.145*** (0.023)	-0.146*** (0.023)	-0.145*** (0.023)
<i>gender</i>	-0.102*** (0.020)	-0.102*** (0.020)	-0.102*** (0.021)	-0.256*** (0.019)	-0.257*** (0.019)	-0.257*** (0.019)
<i>insurance</i>	0.079* (0.044)	0.078* (0.044)	0.079* (0.044)	-0.044 (0.045)	-0.044 (0.045)	-0.044 (0.045)
<i>lincome</i>	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)
<i>urban</i>	-0.198*** (0.040)	-0.201*** (0.041)	-0.203*** (0.041)	-0.229*** (0.042)	-0.229*** (0.043)	-0.231*** (0.043)
<i>work</i>	-0.273*** (0.025)	-0.274*** (0.024)	-0.272*** (0.024)	-0.094*** (0.033)	-0.097*** (0.032)	-0.094*** (0.033)
<i>children</i>	-0.009 (0.008)	-0.008 (0.009)	-0.006 (0.009)	-0.017** (0.008)	-0.017** (0.008)	-0.016** (0.008)
<i>child_sexratio</i>	-0.032 (0.030)	-0.030 (0.029)	-0.041 (0.030)	-0.011 (0.037)	-0.005 (0.036)	-0.016 (0.037)
<i>child_edu_mean</i>	-0.011** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.022*** (0.005)	-0.023*** (0.005)	-0.022*** (0.005)
<i>child_inc_mean</i>	-0.020*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.022*** (0.005)	-0.022*** (0.005)	-0.022*** (0.005)
Observations	13 611	13 611	13 611	12 236	12 236	12 236

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。

表3是用两代的居住距离对数对父母的自评身体健康 (*health\_physical*) 和自评精神健康 (*health\_mental*) 进行回归,其中第(1)和(3)列仅控制与最近子女的距离 (*distance*),第(2)和(4)列加入距离的二次项。从表中看出,有关精神健康的回归结果与表2的回归结果一致,与子女居住距离越远,父母自评的精神状况越差。这说明,当子女与父母距离增加时,可能子女回家陪伴父母的概率和频率均会下降,因此对父母实质照顾和精神慰藉均会降低,从而导致父母精神健康变差,且第4列与最近子女距离的二次项显著为负,说明父母精神健康受子女距离的影响呈现二次型关系。但是表3的第(1)和(2)列并没有发现显著系数。与表一对比,可能的解释为 *distance* 的方差较大,而与父母同住或同村距离均较小,连续变量的回归会降低显著性。

表3 居住距离回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_mental</i>	<i>Health_mental</i>
<i>distance</i>	0.026 (0.022)	0.039 (0.040)	0.046** (0.023)	0.126*** (0.047)
<i>sqdistance</i>		-0.002 (0.005)		-0.013** (0.005)
<i>disabled</i>	0.370*** (0.038)	0.370*** (0.038)	0.393*** (0.037)	0.394*** (0.037)
<i>education</i>	-0.033*** (0.007)	-0.033*** (0.007)	-0.051*** (0.006)	-0.051*** (0.006)
<i>age</i>	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
<i>married</i>	0.083*** (0.031)	0.083*** (0.031)	-0.124*** (0.029)	-0.125*** (0.029)
<i>gender</i>	-0.103*** (0.021)	-0.103*** (0.021)	-0.263*** (0.022)	-0.263*** (0.022)
<i>insurance</i>	0.086* (0.047)	0.086* (0.047)	-0.016 (0.057)	-0.016 (0.057)
<i>lincome</i>	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)
<i>urban</i>	-0.212*** (0.045)	-0.212*** (0.045)	-0.221*** (0.051)	-0.220*** (0.051)
<i>work</i>	-0.286*** (0.023)	-0.286*** (0.023)	-0.091*** (0.035)	-0.091*** (0.035)
<i>children</i>	-0.013 (0.009)	-0.013 (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.020** (0.009)
<i>child_sexratio</i>	-0.079** (0.033)	-0.080** (0.033)	-0.041 (0.041)	-0.044 (0.042)
<i>child_edu_mean</i>	-0.013** (0.005)	-0.013** (0.005)	-0.021*** (0.006)	-0.021*** (0.006)
<i>child_inc_mean</i>	-0.016*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.020*** (0.006)	-0.020*** (0.006)
Observations	11 262	11 262	10 098	10 098

注:数据来源为2011和2013中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归系数在1%、5%和10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行cluster调整。

## (二) 边际效应分析

由于表 2 和表 3 的参数结果只能从显著性和参数符号方面给出有限信息,因此,我们通过计算出上述解释变量对父母自评身体健康和自评心理健康的边际效应,来考察当解释变量变化时如何影响被解释变量取各个值的概率。边际效应的含义是:当解释变量变动一个单位时,被解释变量取各个值的概率如何变化。即:

$$\frac{\partial \text{Prob}(y = i | x)}{\partial x} \Big|_{x=x} (i = 1, 2, 3, 4, 5)$$

其中  $x$  表示解释变量,即是否与子女同屋 (*live\_house*)、是否与子女同一个村或同一社区 (*live\_village*)、是否与子女同县或市 (*live\_county*) 以及两代居住距离 (*distance*)。

表 4 给出了边际效应结果。以被解释变量为父母身体健康 (*health\_physical*) 解释变量为是否与子女同屋 (*live\_house*) 为例,即表 4 的第一行第一列:当所有解释变量处于均值时,与子女同屋的父母比其它父母身体健康为“极好”的概率高出约 0.008,为“很好”的概率高出约 0.012,为“好”的概率高出约 0.013,为“一般”的概率下降约 0.012,为“不好”的概率则下降约 0.021,说明了与子女同屋的父母,其身体健康处于好的状况的概率远高于不好。表 4 的第(2)和(4)列结果进一步显示,与子女同村或居住距离越近,父母的身体和精神状况也明显处于较好状态的的概率高于差的概率。

表 4 解释变量的边际效应

VARIABLES	(1) <i>live_house</i>	(2) <i>live_village</i>	(3) <i>live_county</i>	(4) <i>distance/1000</i>
<i>Dependent variable: Health_physical</i>				
极好	0.008 *** (0.003)	0.005 ** (0.002)	0.003 (0.002)	-0.010 *** (0.004)
很好	0.012 *** (0.004)	0.008 ** (0.003)	0.004 (0.003)	-0.016 *** (0.006)
好	0.013 *** (0.004)	0.008 ** (0.003)	0.004 (0.003)	-0.017 *** (0.006)
一般	-0.012 *** (0.003)	-0.008 ** (0.003)	-0.004 (0.003)	0.015 *** (0.006)
不好	-0.021 *** (0.006)	-0.013 ** (0.005)	-0.007 (0.005)	0.028 *** (0.010)
Observations	13 611	13 611	13 611	12 804
<i>Dependent variable: Health_mental</i>				
极好	0.006 * (0.004)	0.008 *** (0.003)	0.005 (0.004)	-0.026 *** (0.005)
好	0.012 * (0.007)	0.016 *** (0.006)	0.010 (0.007)	-0.053 *** (0.011)
一般	-0.012 * (0.007)	-0.017 *** (0.006)	-0.010 (0.008)	0.054 *** (0.011)
较差	-0.005 (0.003)	-0.007 *** (0.002)	-0.004 (0.003)	0.025 *** (0.005)
Observations	12 236	12 236	12 236	11 442

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查 (CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。



### (三) 异质性讨论

#### 1. 性别差异

男性和女性可能在与子女同住是否对健康产生影响并不一致。表 5 给出了在父母不同的性别条件下,是否与子女同屋 (*live\_house*)、是否与子女同村或社区 (*live\_village*) 以及是否与子女同县或市 (*live\_county*) 对父母的自评身体健康 (*health\_physical*) 和自评精神健康 (*health\_mental*) 的估计结果。从表 5 中看出,父母之间存在较大差别,与子女同住的母亲的身体和精神健康更好,而对于与子女同住的父亲其系数均不显著。

回归列表(4)、(5)和(6)列显示与子女同屋对母亲身体健康和精神健康的影响,回归的系数均为负值,说明与子女同住的母亲的身体和精神健康更好。对于这个问题的合理解释,我们猜想是由于受传统思想影响,老年父母与成年子女同住,很大程度受父系规范的约制(章英华,于若蓉,2014),这样的结果与现实相符,中国传统思想就是男主外女主内,一般来说,母亲在一个家庭中会更多的操心子女,因此母亲对子女的依赖性也比父亲要强,而且考虑到在中国家庭中,父母和子女同住的重要原因之一即是帮助子女照顾孙辈,在此方面女性更擅长并更易获得满足感,所以子女同住是否和母亲的身体和精神健康有较为显著的相关性,与子女同住的母亲的身体和精神健康更好。

表 5 性别异质性

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Male			Female	
	<i>Dependent variable: Health_physical</i>					
<i>live_house</i>	-0.035 (0.031)			-0.121*** (0.043)		
<i>live_village</i>		-0.044 (0.035)			-0.057** (0.027)	
<i>live_county</i>			-0.007 (0.043)			-0.053** (0.022)
<i>Observations</i>	6,496	6,496	6,496	7,115	7,115	7,115
	<i>Dependent variable: Health_mental</i>					
<i>live_house</i>	0.004 (0.042)			-0.081** (0.037)		
<i>live_village</i>		-0.030 (0.037)			0.079*** (0.027)	
<i>live_county</i>			-0.004 (0.044)			-0.063** (0.031)
<i>Observations</i>	5,991	5,991	5,991	6,245	6,245	6,245

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。

#### 2. 城市和农村差异

城市和农村由于养老体系和观念的不同,与子女同住可能对老人身体和精神状况产生不同影响。本文将进一步区分农业户口和非农业户口考虑城镇和农村的差异性。从表 6 身体健康的回归可以发现,对于城市户口的父母,与子女同屋身体健康更佳,与子女同一社区或市的城市父母的身体健康影响不显著;而对于农村地区的父母,与子女同屋、同村或同县身体健康均更佳。此外,在婚姻状态、女性、具有医疗保险、子女有较高教育水平和收入水平的农村户口父母身体健康更佳,但在城市样本回归均不显著。表 7 为精神健康的回归结果。第(1)列、(2)列均不显著,第(3)列 *live\_county* 的系数甚

至为正值,表明城市户口的父母,子女同城精神状况更差。可能的解释为由于遗漏父母与子女关系而导致的潜在反向因果关系,与子女关系恶劣的父母可能会与子女居住同城但不同屋。但对于农村样本的回归显示,与子女同村或同县的农村父母的身体健康更佳,而于子女同屋的系数不显著。此外,子女的数目 *children* 系数显著为负,说明农村地区孩子越多反而父母的精神健康越差,但在城市却不明显。子女的收入 *children\_inc\_mean* 系数显著为正,这说明在农村地区,子女的收入更高的父母精神状况更佳。

表6和表7对农村和城市的分样本回归发现,农村和城市父母的身体和精神健康的影响因素有着显著差异。相对来说,对于农村的老人而言,“养儿防老”显得更为重要,中华民族的传统思想更明显,父母与子女之间的纽带关系更强,而在城市,父母显得更加独立,子女同住对他们带来的精神健康的支持没有在农村的那么明显。

表6 身体健康回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>
		Urban			Rural	
<i>live_house</i>	-0.087* (0.050)			-0.076** (0.035)		
<i>live_village</i>		-0.050 (0.036)			-0.051* (0.026)	
<i>live_county</i>			0.050 (0.047)			-0.044** (0.022)
<i>disabled</i>	0.502*** (0.045)	0.501*** (0.045)	0.501*** (0.044)	0.314*** (0.038)	0.313*** (0.037)	0.313*** (0.037)
<i>education</i>	-0.032*** (0.011)	-0.033*** (0.011)	-0.032*** (0.011)	-0.039*** (0.007)	-0.039*** (0.007)	-0.040*** (0.007)
<i>age</i>	0.000 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
<i>married</i>	0.044 (0.066)	0.044 (0.066)	0.048 (0.066)	0.091*** (0.028)	0.091*** (0.028)	0.092*** (0.028)
<i>gender</i>	-0.052 (0.048)	-0.050 (0.048)	-0.047 (0.049)	-0.117*** (0.023)	-0.117*** (0.023)	-0.118*** (0.023)
<i>insurance</i>	0.003 (0.084)	-0.000 (0.083)	-0.006 (0.086)	0.147** (0.061)	0.147** (0.061)	0.151** (0.061)
<i>lincome</i>	-0.004 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.003 (0.007)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)
<i>work</i>	-0.288*** (0.050)	-0.291*** (0.050)	-0.293*** (0.050)	-0.281*** (0.031)	-0.282*** (0.030)	-0.280*** (0.031)
<i>children</i>	0.007 (0.022)	0.009 (0.022)	0.011 (0.022)	-0.014 (0.011)	-0.014 (0.011)	-0.013 (0.011)
<i>child_sexratio</i>	0.006 (0.058)	0.006 (0.058)	-0.002 (0.058)	-0.049 (0.034)	-0.046 (0.032)	-0.059* (0.033)
<i>child_edu_mean</i>	-0.013 (0.011)	-0.012 (0.011)	-0.010 (0.011)	-0.011** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.010** (0.005)
<i>child_inc_mean</i>	-0.010 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.008 (0.009)	-0.023*** (0.005)	-0.023*** (0.005)	-0.023*** (0.005)

续表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>	<i>Health_physical</i>
<i>Observations</i>	2 699	2 699	2 699	10 912	10 912	10 912

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。

表 7 精神健康回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Health_mental</i>	<i>Health_mental</i>	<i>Health_mental</i>	<i>Health_mental</i>	<i>Health_mental</i>	<i>Health_mental</i>
		<i>Urban</i>			<i>Rural</i>	
<i>live_house</i>	0.009 (0.049)			-0.055 (0.034)		
<i>live_village</i>		0.001 (0.036)			-0.069*** (0.026)	
<i>live_county</i>			0.099** (0.047)			-0.060* (0.033)
<i>disabled</i>	0.422*** (0.084)	0.422*** (0.084)	0.423*** (0.085)	0.364*** (0.033)	0.364*** (0.033)	0.363*** (0.033)
<i>education</i>	-0.064*** (0.013)	-0.064*** (0.013)	-0.063*** (0.013)	-0.052*** (0.006)	-0.052*** (0.006)	-0.052*** (0.006)
<i>age</i>	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
<i>married</i>	-0.154** (0.060)	-0.154** (0.061)	-0.153** (0.061)	-0.143*** (0.027)	-0.144*** (0.027)	-0.144*** (0.027)
<i>gender</i>	-0.236*** (0.053)	-0.236*** (0.053)	-0.232*** (0.052)	-0.269*** (0.021)	-0.270*** (0.020)	-0.270*** (0.020)
<i>insurance</i>	-0.049 (0.062)	-0.049 (0.063)	-0.054 (0.063)	-0.053 (0.070)	-0.055 (0.071)	-0.048 (0.070)
<i>lincome</i>	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)
<i>work</i>	-0.115** (0.052)	-0.115** (0.052)	-0.117** (0.052)	-0.098*** (0.033)	-0.101*** (0.033)	-0.099*** (0.033)
<i>children</i>	-0.004 (0.025)	-0.004 (0.025)	-0.002 (0.025)	-0.024*** (0.009)	-0.024*** (0.009)	-0.023*** (0.009)
<i>child_sexratio</i>	-0.026 (0.059)	-0.025 (0.059)	-0.030 (0.059)	-0.006 (0.039)	0.003 (0.039)	-0.015 (0.041)
<i>child_edu_mean</i>	-0.024*** (0.009)	-0.024*** (0.009)	-0.023** (0.009)	-0.021*** (0.005)	-0.022*** (0.005)	-0.021*** (0.005)
<i>child_inc_mean</i>	-0.007 (0.010)	-0.007 (0.009)	-0.007 (0.010)	-0.026*** (0.005)	-0.026*** (0.005)	-0.026*** (0.005)
<i>Observations</i>	2 494	2 494	2 494	9 742	9 742	9 742

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。

#### (四) 居住偏好与实际居住安排

父母的意愿居住安排与实际的居住安排可能并不一致。CHARLS 数据调查中有追问老人对最理想居住安排的计划。本文重新定义“居住匹配(*match*)”这一变量,根据父母受访时的居住安排偏好,再分别与其实际的居住安排匹配, *match* 取值为 1,表示为偏好与实际居住安排一致的老人。此外,本文还定义三个分居住类型匹配变量:当老人实际居住为与子女同屋且意愿安排也为同屋的 *match\_house* 取值为 1,其余为 0;当老人实际居住为与子女同村或社区且意愿安排也为同村或社区的 *match\_village* 取值为 1,其余为 0;当老人实际居住为与子女同县或市且意愿安排也为同县或市的 *match\_county* 取值为 1,其余为 0。

表 8 的回归结果中,身体健康的回归结果显示,所有情况的 *match* 以及每一种意愿居住 *match* 分类后,对父母自评的身体健康的回归与预期结果一致,所有类型的 *match* 的系数均显著,说明意愿居住安排与实际居住匹配的老人有显著较好的身体健康,也就是说,当子女按照老人理想的居住偏好进行实际住居安排时,可以显著提高父母的身体健康。表 8 第二部分中对父母自评的精神健康回归显示,与我们预料的结果有出入, *match* 的系数并不显著甚至为正。当分居住类型对变量 *match\_house*, *match\_village* 和 *match\_county* 回归后,发现仅变量 *match\_house* 在 5% 水平上显著。可能解释的原因是,当老人的理想居住类型和实际居住匹配后,由于代际关系等生活摩擦原因,老人的精神健康提升比预期的要弱。

表 8 居住偏好与实际居住安排的匹配对健康的影响

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dependent variable: Health_physical</i>				
<i>match</i>	-0.046** (0.020)			
<i>match_house</i>		-0.099*** (0.027)		
<i>match_village</i>			-0.062** (0.024)	
<i>match_county</i>				-0.050** (0.021)
<i>Observations</i>	12,974	12,974	12,974	12,974
<i>Dependent variable: Health_mental</i>				
<i>match</i>	0.016 (0.027)			
<i>match_house</i>		-0.060** (0.028)		
<i>match_village</i>			-0.027 (0.026)	
<i>match_county</i>				0.004 (0.026)
<i>Observations</i>	12,069	12,069	12,069	12,069

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。

## 四、进一步讨论

本文考察的是与子女同住对父母健康的影响,该影响可分为互为反向的两部分:一是子女同住使得父母可能接受来自子女的日常照顾、经济支持和精神慰藉,从而改善父母的健康;二是子女同住可能增加了与父母发生争执的频率和可能性,从而对父母的健康带来负面影响。我们通过前文的分析已经知道,与子女同住(包括同屋、同村或社区和同县或市)的父母,其自评的身体健康状况较好,而父母与子女适当距离的“同住”,即同村或社区与同县或市,其父母的精神状况较好。

然而,在实际生活中可能还存在反向因果。比如,健康状况好的父母由于可以给子女提供帮助,例如照看孙辈,那么他们是否更加有可能与子女同住?如果存在这一偏误,那我们估计的结果就被高估;另一方面,健康状况差的父母也有可能依赖于子女日常的照料和关心,会更有可能与子女同住?如果存在这样的偏误,那我们的结果就被低估。在 CHARLS 数据中,有部分跟踪两期的样本,给了我们进一步控制父母初始的健康状态,并使用差分进一步控制其它不可观测的、不随时间变化且同时影响是否与父母同住和身体健康的因素的可能<sup>①</sup>。

本文将 2011 年及 2013 年的三个解释变量——否与子女同屋 (*live\_house*)、同村或社区 (*live\_village*)、同县或市 (*live\_county*) 分别做差分,对被解释变量父母两期的自评健康变化项 (*change*)<sup>②</sup> 做 Ordered Probit 回归。为考察同一老人初始的健康状态是否可能会影响居住安排的变化,且会影响健康变化,我们还以老人初始年份 2011 的健康状况 *health\_physical2011* 和 *health\_mental2011* 作为控制变量。此外,鉴于子女收入的变化亦可能影响老人的居住安排,我们也控制了子女收入均值在两期的变化 *dchild\_inc\_mean*。表 9 的结果表明,在这两年期间,对比无论是那种居住安排的变化,老人的总体健康均没有发生显著变化,这一结果与李春华、李建新(2015)的不同住转为同住后父母更健康的结论并不一致。

表 9 差分回归结果

VARIABLES	(1) <i>Change</i>	(2) <i>Change</i>	(3) <i>Change</i>	(4) <i>Change</i>
<i>dlive_house</i>	-0.056 (0.075)			
<i>dlive_village</i>		-0.038 (0.056)		
<i>dlive_county</i>			-0.076 (0.065)	
<i>dldistance</i>				0.046 (0.028)
<i>health_physical2011</i>	0.090***	0.089***	0.089***	0.088**

① 需要说明的是,在这里差分方法并不能完全消除本文研究问题的内生性。同住带来的争执、子女居住条件和父母身体状况同一时期变化等原因都有可能导向反向因果。我们选择差分只是尽可能的控制更多了不随时间变化的特征,但对于随时间变化又同时影响居住安排和健康的因素,我们并不能区分。所以,在一定程度上,本文并没有发现因果关系,而是一种相关关系。期待未来有更多期的动态家庭数据,可以跟踪老人多期状况,再来进一步探究二者关系。

② 在 CHARLS2013 的问卷中,加入了一个关键问题“与上一次访问时[加载日期]您的健康相比,您觉得您的健康状况变好了,差不多,还是变差了? 1. Better 变好 2. About the same 差不多 3. Worse 变差”所以,本文使用的变量“Change”即是一个有序的取值:变好、差不多和变差。

续表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Change	Change	Change	Change
	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.036)
<i>health_mental2011</i>	0.143 ***	0.143 ***	0.143 ***	0.175 ***
	(0.041)	(0.041)	(0.041)	(0.067)
<i>dchild_inc_mean</i>	0.011 *	0.010 *	0.011 *	0.019 *
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.011)
<i>Observations</i>	3 217	3 217	3 217	1 594

注:数据来源为中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在1%、5%和10%的水平上显著。括号内为稳健标准误,且均在社区水平 cluster (communityID) 进行调整。dlive\_house、dlive\_village、dlive\_county 和 dlldistance 分别为各居住类型的差分项。

考虑到对2011年及2013年的三个解释变量——否与子女同屋(live\_house)、同村或社区(live\_village)、同县或市(live\_county)分别做差分后会分别产生三种情况:同住变为不同住;不变;不同住变为同住。我们这里进一步将定义变量 *moveout* 为“同住变为不同住”,变量 *movein* 为“不同住变为同住”,分别做回归。附表2回归结果显示,居住状态变化对应的系数均不显著。

## 五、结论

本文主要从实证的角度,采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年及2013年数据,主要利用有序Probit模型(Ordered Probit model)探讨了子女居住安排对父母自评身体健康以及自评精神健康的影响。考虑到子女同住与父母的健康状况可能存在异质性,分别讨论了不同性别、不同城乡户口的异质性影响。此外,考虑可能存在反向因果关系而导致估计偏差,我们采用两期数据的差分以及父母健康变化量,同时控制个人微观信息进行回归。

通过实证分析我们发现:(1)总体来说,与子女同住的父母其自评的身体和精神健康状况较好。具体指同屋、同村或社区和同县或市,均会改善父母的身体健康状况;与子女同屋并不显著影响父母的精神健康,但与子女居住在同村或社区和同县或市,其父母精神健康会更好;并且与子女居住距离越远,父母自评的身体和精神状况越差。(2)从更细致的角度来说,这种影响存在性别异质性。即子女同住对父母精神健康的影响在父与母之间存在较大差别。相对父亲来说,子女同住对母亲的身体和精神健康相关性更明显,若有子女居住在同村或社区以及县或市,母亲会具有较好的身体和精神健康。(3)还存在城镇与农村的异质性。农村的父母与子女同住,其身体和精神健康会更好,而城市地区则不显著,农村老人的健康状况更依赖于子女的收入、受教育水平等。(4)理想的居住偏好和实际住居安排是一致的父母,他们的身体和精神健康更优。(5)利用2011和2013数据差分后,由于样本量的减少以及其它同时影响居住安排和老人身体健康的遗漏,并没有发现显著结果。所以,本文在一定程度上,并没有发现因果关系,而是一种相关关系。期待未来有更多期的动态家庭数据,可以跟踪老人多期状况,再来进一步探究二者关系。

基于本文的结论,联系现实中实际的家庭养老模式,那些与子女不同住的家庭为何不选择本文所说的对父母健康更优的这种居住方案呢?从现实角度来说,虽然与子女同住的收益明确,但这样做的限制或者成本依然存在。父母与子女的居住安排内生于这些变量,这些限制条件具体可能包括但不限于本文已经控制的子女(或父母)的收入、受教育程度、工作情况、住房条件、户口等成本,还可能是同住对子女的健康或者收入有不利的影响等。由于实际情况导致现实家庭养老模式的多样性,值得学者未来进一步研究。

本文的研究结论对于改善中国日益增加的老年人福利具有十分重要的意义。我们认为,在中国

传统文化与这个高速发展的时代相融合的大背景下,从社会最小组成单位——家庭着手,来改善整个社会的医疗、养老问题是比较现实和可靠的,因此我们提倡父母与子女同住或者临近居住,且尽量在遵循老人的意愿居住安排情况下,安排家庭养老模式。

附表 1.

VARIABLES	(1)	(2)
	<i>Health_physical</i>	<i>Health_mental</i>
<i>live_house</i>	-0.090 <sup>***</sup> (0.023)	-0.056 (0.039)
<i>live_village_c</i>	-0.025 (0.036)	-0.059 <sup>*</sup> (0.034)
<i>live_county_c</i>	0.002 (0.027)	-0.005 (0.028)
<i>disabled</i>	0.349 <sup>***</sup> (0.035)	0.379 <sup>***</sup> (0.034)
<i>education</i>	-0.038 <sup>***</sup> (0.006)	-0.056 <sup>***</sup> (0.006)
<i>age</i>	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)
<i>married</i>	0.085 <sup>***</sup> (0.027)	-0.146 <sup>***</sup> (0.023)
<i>gender</i>	-0.103 <sup>***</sup> (0.020)	-0.257 <sup>***</sup> (0.019)
<i>insurance</i>	0.079 <sup>*</sup> (0.044)	-0.044 (0.045)
<i>lincome</i>	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)
<i>urban</i>	-0.198 <sup>***</sup> (0.040)	-0.229 <sup>***</sup> (0.042)
<i>work</i>	-0.274 <sup>***</sup> (0.024)	-0.097 <sup>***</sup> (0.032)
<i>children</i>	-0.009 (0.009)	-0.017 <sup>**</sup> (0.008)
<i>child_sexratio</i>	-0.029 (0.028)	-0.006 (0.036)
<i>child_edu_mean</i>	-0.011 <sup>***</sup> (0.004)	-0.023 <sup>***</sup> (0.005)
<i>child_inc_mean</i>	-0.020 <sup>***</sup> (0.005)	-0.022 <sup>***</sup> (0.005)
<i>Observations</i>	13 611	12 236

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查(CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。

附表 2.

VARIABLES	(1) Change	(2) Change	(3) Change
<i>movein_house</i>	-0.084 (0.092)		
<i>moveout_house</i>	-0.085 (0.137)		
<i>movein_village</i>		-0.028 (0.069)	
<i>moveout_village</i>		0.047 (0.079)	
<i>movein_county</i>			-0.109 (0.101)
<i>moveout_county</i>			0.036 (0.080)
<i>health_selfrept1</i>	0.090 <sup>***</sup> (0.023)	0.090 <sup>***</sup> (0.023)	0.090 <sup>***</sup> (0.023)
<i>health_mental1</i>	0.148 <sup>***</sup> (0.041)	0.148 <sup>***</sup> (0.040)	0.149 <sup>***</sup> (0.041)
<i>dchild_inc_mean</i>	0.011 <sup>*</sup> (0.006)	0.010 (0.006)	0.010 (0.006)
Observations	3 233	3 233	3 233

注:数据来源为 2011 和 2013 中国健康与养老追踪调查 (CHARLS),\*\*\*、\*\*和\* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。括号内为稳健标准误。所有回归均控制了 countyFE、yearFE,且方差均在省份水平进行 cluster 调整。

#### 参考文献:

- [ 1 ] Aquilino W. S. and K. R. Supple , 1991, "Parent-child Relations and Parent's Satisfaction with Living Arrangements When Adult Children Live at Home ," *Journal of Marriage and the Family* , 53( 1) : 13-27.
- [ 2 ] Judith C. and R. N. Hays , 2002, "Living Arrangements and Health Status in Later Life: A Review of Recent Literature ," *Public Health Nursing* , 19( 2) : 136-151.
- [ 3 ] Grossman , M., 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health ," *Journal of Political Economy* , 80( 2) : 223-255.
- [ 4 ] Grossman , M., 2000, "The Human Capital Model ," *Handbook of Health Economics* , 1: 347-408.
- [ 5 ] Grossman , M., 2004, "The Demand for Health , 30 Years Later: a Very Personal Retrospective and Prospective Reflection ," *Journal of Health Economics* , 23( 4) : 629-636.
- [ 6 ] Kotlikoff L. J. and J. N. Morris , 1990, "Why don't the Elderly Live with Their Children? A New Look ," [M] // *Issues in the Economics of Aging*. University of Chicago Press , 1990: 149-172.
- [ 7 ] Liang J., J. W. Brown , N. M. Krause , M. B. Ofstedal and J. Bennett , 2005, "Health and Living Arrangements Among Older Americans Does Marriage Matter? ," *Journal of Aging and Health* , 17( 3) : 305-335.
- [ 8 ] Wagstaff A., 1993, "The Demand for Health: an Empirical Reformulation of the Grossman Model ," *Health Economics* , 2( 2) : 189-198.
- [ 9 ] Zunzunegui M. V., F. Beland and A. Otero , 2001, "Support from Children , Living Arrangements , Self-rated Health and Depressive Symptoms of Older People in Spain ," *International Journal of Epidemiology* , 30( 5) : 1090-1099.
- [ 10 ] 程令国、张晔、沈可 2014, "教育如何影响了人们的健康——来自中国老人的证据" , 《经济学(季刊)》, 第 1 期, 第 305-330 页。
- [ 11 ] 费孝通 , 1983, "家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动" , 《北京大学学报(哲学社会科学版)》, 第 3 期, 第 7-16 页。



- [12] 郭志刚 2002, “中国高龄老人的居住方式及其影响因素”, 《人口研究》,第 1 期,第 37-42 页。
- [13] 李春华、李建新 2015, “居住安排变化对老年人死亡风险的影响”, 《人口学刊》,第 3 期,第 102-112 页。
- [14] 连玉君、黎文素、黄必红 2015, “子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究”, 《经济学(季刊)》,第 1 期,第 185-202 页。
- [15] 刘宏、高松、王俊 2011, “养老模式对健康的影响”, 《经济研究》,第 4 期,第 80-93 页。
- [16] 石智雷 2015, “多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年人生活质量”, 《社会学研究》,第 5 期,第 189-215 页。
- [17] 张敏杰 1994, “中外家庭养老方式比较和中国养老方式的完善”, 《社会学研究》,第 4 期,第 85-92 页。
- [18] 张晔、程令国、刘志彪 2016, “‘新农保’对农村居民养老质量的影响研究”, 《经济学(季刊)》,第 1 期,第 818-844 页。
- [19] 章英华、于若蓉 2014, “家庭结构的持续与变迁——海峡两岸老年人居住安排的比较”, 《社会学研究》,第 3 期,第 167-188 页。
- [20] 赵忠、侯振刚 2005, “我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据”, 《经济研究》,第 10 期,第 79-89 页。
- [21] 赵忠 2006, “我国农村人口的健康状况及影响因素”, 《管理世界》,第 3 期,第 78-85 页。

## Does the Children Living Arrangement Affect Parents Health? Evidence from China

DONG Xiaofang , LIU Qian

Xiamen University , Xiamen , 361005

**Abstract:** This study examined the effect of children living arrangement on the parents physical and mental health condition by using the 2011 and 2013 Chinese Health and Retirement data. Our empirical results found that parents physical and mental health were significantly better if they live closer to their kids , the further children living away from their parents the worse the self-assessment physical and mental condition would be. Further analysis showed that the presence of heterogeneity affected between men and women , urban and rural areas: the mother's health condition would be better if they were close to their child , while the father's health condition was not significant affected by the living arrangement; Parents and children living in rural areas would significantly improve mental and parents health if they lived with their child within a house , a village or a county , while urban areas were not significant. Further study showed that parents with matching living arrangement will be much healthier than those un-matching parents.

**Key Words:** living arrangement; parents health; ordered probit model

(责任编辑: 龙小宁) [校对: 万 威]