

【差异与分层】

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

许 琪

内容提要:以往关于居住安排和老年人精神健康关系的研究大多基于横截面调查数据评估空巢对老年人各心理健康指标的平均影响,而本文则使用CHARLS在2011年和2013年两年的追踪调查数据,在更大程度上考虑了这种影响的异质性。研究发现:首先,居住安排确实对老人的心理健康有显著影响,但这种影响一方面取决于同住子女的性别,另一方面取决于不同住子女与老人的居住距离。相比之下,与女儿同住对老人的心理健康最有利,远离所有子女居住最不利,而与儿子同住和与子女相邻居住的影响则介于二者之间。其次,同一种居住安排对不同老人的心理健康有不同的影响,与子女同住或相邻居住对无同住配偶的老人和生活不能自理的老人的心理健康有更大的保护作用。考虑到样本中有迫切照料需求且远离子女居住的老人比例并不高,研究认为,因家庭结构变迁而导致的老人心理健康问题虽然存在,但目前还处于一个相对较小的范围内。

关键词:居住安排;精神抑郁;老年人;异质性;追踪调查数据

一、导 论

历次人口普查数据显示,自20世纪80年代以来,随着中国经济、社会和人口环境的快速变迁,中国老年人传统的居住模式已经发生了非常明显的变化,主要表现为独居和与配偶同住的比例大幅增加,而与子女同住的比例迅速下降(王跃生,2006)。1982年,中国65岁及以上老人与子女同住的比例超过70%(曾毅、王正联,2004),但是到2010年,该数值已下降到50%以下(王跃生,2014)。而且很多学者认为,随着中国经济的持续增长、文化观念的日益开放、人口流动的迅速增加和生育水平的大幅下降,未来将有越来越多的老人生活在空巢家庭当中(郭志刚,2008;王跃生,2006)。

在老龄化的背景下,中国老年人居住模式的变化引起了社会各界的普遍担忧。特别是在子女的精神

作者简介:许琪,南京大学社会学院副教授,主要研究方向为家庭社会学、人口社会学。

基金项目:国家社会科学基金青年项目“居住安排对老年人健康的影响研究”(15CRK013)。

慰藉功能尚无法完全被社会取代的情况下,空巢老人的心理健康问题更是成了全社会关注的焦点(江克忠、陈友华,2016;Chen & Short,2008)。在已有的研究中,很多学者使用不同来源的数据和多种统计方法研究了空巢对老年人心理健康的影响,但并未得到一致的研究结论(李建新、李嘉羽,2012;刘宏等,2011;任强、唐启明,2014;沈可、程令国,2012;Chen & Short,2008;Silverstein et al.,2006),而且这些研究在理论和方法两个方面也存在很多值得改进的地方。

首先,从理论上讲,代际支持和代际冲突是国内外学者研究空巢和老年人健康的关系时采用最多的两个理论分析视角。这两个理论都有一定的道理,并且都得到了一些经验研究的支持,但空巢对老人的心理健康既有害又有利这个笼统的研究结论显然并不令人满意。

其次,从方法上看,现有研究大多基于单一时点的横截面调查数据研究居住安排对老年人心理健康状况的影响。但在横截面数据中,居住安排和老年人心理健康之间的简单相关既可能反映居住安排对老年人心理健康的影响,也可能反映老人的健康状况对家庭居住选择的反向因果关系。

具体来说,本文关注的是老人的居住安排对其心理健康的一个重要方面——精神抑郁程度的影响。很多研究发现,老年人是抑郁症的高发群体,抑郁也被公认为是老年期最常见的心理疾病(唐丹,2010)。受轻度抑郁影响的老年人常表现出情绪低落、兴奋性下降、愉快感缺乏、精神运动迟缓等心理障碍及食欲下降、失眠等身体机能问题;而严重的抑郁症不仅会诱发很多生理和心理上的疾病,甚至会导致老年人自杀等严重后果(何晓燕等,2008)。虽然老年人抑郁症状的产生与其身体机能的老化有直接关联,但近些年来,越来越多的研究认为,缺乏必要的社会支持也是导致老年人抑郁的关键因素(唐丹,2010)。对老年人来讲,家庭是其获取社会支持的重要来源,与家人同住是影响其能否获得家人支持的重要因素(Chen & Short,2008)。所以,研究老人的居住安排对其精神抑郁程度的影响可以帮助我们更好地了解 and 预测老龄化和家庭变迁背景下老年人身心健康的发展状况,并为未来家庭养老政策的制定提供更加坚实的依据。

二、代际支持还是代际冲突:文献回顾和研究假设

国内外学者已经就老人的居住安排和包括抑郁在内的其他心理健康指标之间的关系进行了很多研究。无论在中国还是西方国家,很多研究都发现,有同住的配偶对老人的心理健康有积极影响(焦开山,2010;Waite & Hughes,1999)。但在研究同住子女对老人健康的影响时,国内外学者却提出了两种截然不同的观点。“代际支持论”者认为,与子女同住有助于老人获得子女的经济支持、生活照料和精神慰藉,所以同住子女对老人的心理健康具有积极影响(李建新、李嘉羽,2012;沈可、程令国,2012)。而“代际冲突论”者却认为,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子女照料带来的积极影响,导致老人心理健康状况的恶化(任强、唐启明,2014;Chen & Short,2008)。这种理论上的复杂性导致众多学者在经验研究方面至今没有得到一致的研究结论。

在崇尚独立自由的美国,虽然有研究表明与子女同住对老人的心理健康具有微弱的积极影响,但更多的研究显示空巢与非空巢老人在身心健康各指标上的差异很小,还有很多研究发现与子女同住对老人的健康更加不利(Hughes & Waite,2002;Waite & Hughes,1999)。而在代际关系较为紧密的东亚社会(如中国台湾),一些研究验证了多代同住对老人心理健康的积极作用(Wang et al.,2001)。与其他东亚国家和地区类似,中国有多代同住的大家庭传统,与子女同住是老年人获取子女支持的重要前提和基础(杨菊华、

李路路,2009)。所以很多学者从代际支持理论出发,认为在中国,与子女同住对老年人心理健康的影响是积极的,而不是消极的(李建新、李嘉羽,2012;沈可、程令国,2012;Silverstein et al.,2006)。

但在实证研究方面,虽有研究发现与子女同住对老人的心理健康有积极影响(江克忠、陈友华,2016;沈可、程令国,2012;Silverstein et al.,2006),但也有研究发现与子女同住对老人的心理健康没有影响(任强、唐启明,2014;Chen & Short,2008),甚至有显著的负面影响(刘宏等,2011)。由于众多研究结论并不一致,一些学者开始对经典的代际支持理论提出了质疑,并试图从代际冲突的角度重新审视老年人的居住安排及其与心理健康的关系。例如有学者指出,受西方文化观念的影响,很多中国老人也开始崇尚独立自主的晚年生活,这导致老人与子女同住的主观意愿出现了明显下降(Logan & Bian,1999)。还有学者认为,老人与子女在价值观念和生活方式上存在较大差异,由此引发的家庭矛盾会对老人的晚年生活产生不利影响(阎云翔,1998)。最后,还有学者认为,在有些情况下,子女与父母同住并不是在养老,而是在“啃老”,这会引发父母的不满,并导致其生活满意度和主观幸福感的降低(阎云翔,2016)。

综上所述,国内外学者已经从代际支持和代际冲突两个角度就空巢和老年人心理健康的关系问题进行了很多研究,但这些研究大多致力于笼统地评估空巢对老年人心理健康的利弊,而或多或少忽视了该问题的复杂性。虽然综合来看,与子女同住既有利于获取子女的支持,也容易引发代际冲突;但是,如果我们能对老年人的居住安排加以细分,并对不同老年人群体进行深入的比较研究,则有可能辨识代际支持和代际冲突在不同居住类型之间和对不同老年人群体的不同表现,从而对该问题获得更加深刻的认识。

(一)居住安排的复杂性

首先,既有的研究大多局限于比较空巢和非空巢老人的心理健康状况,而或多或少地忽视了老年人的居住安排在其他方面的重要差异。新近的研究表明,中国老年人的居住安排呈现出一种多元化的趋势,是否与子女同住的区分虽然重要,但“与谁住”和“住多远”也是关系老年人居住选择的重要问题(Chu et al.,2011)。所以,仅从是否与子女同住这个角度已不能完全涵盖老年人的居住特征(石金群,2016)。

一方面,根据中国“从夫居”的家庭传统,绝大多数老人会与儿子同住;但近年来的研究却发现,在现实生活中越来越多的老人开始选择与女儿同住(巫锡炜、郭志刚,2010)。而且同住的女儿能够向父母提供更多的经济支持、生活照料和情感慰藉(许琪,2015;Xie & Zhu,2009);相比之下,儿子“啃老”的现象则更为突出(宋健、戚晶晶,2009)。除此之外,还有学者认为女儿比儿子更加擅长与父母沟通的技巧,再加上翁婿关系也比婆媳关系更容易相处,所以与女儿同住对于维持和谐稳定的代际关系更加有利(李树苗等,2006)。所以,无论从代际支持还是从代际冲突的角度看,与女儿同住似乎都对老年人的心理健康有更加积极的影响。

另一方面,就空巢老人来说,虽然他们不与子女同住,但大多数与子女住得很近。谢桂华(2009)使用2006年全国综合社会调查数据发现,在不与父母同住的子女中,约有35%的子女与父母的居住距离在15分钟车程以内,另有40%的子女与父母的居住距离小于1个小时车程,二者合计约占不同住子女的四分之三。而且,从代际支持和代际冲突两个角度看,父母与子女相邻居住既有助于维持代际之间的密切联系,同时也为两代人创造了相对独立的生活空间(潘允康,1990)。所以综合来看,与子女近距离居住可能对老人的心理健康更加有利。

(二)老年人群体的复杂性

其次,除了没有充分考虑老年人居住方式的多样性特征之外,既有的研究也很少考虑老年人群体自身

的复杂性。已有很多研究表明,老年人本身是一个高度异质性的群体。除了性别、年龄、种族等人口特征上的差异之外,不同老年人在社会经济地位、身体健康状况、价值观念等方面也存在很多差异(Chen & Short, 2008)。这些差异不仅会影响老人的居住选择(Chu et al., 2011),而且会影响他们对不同居住安排的判断和认知(Logan & Bian, 1999)。所以从这个角度看,同一种居住安排对不同老年人心理健康的影响很可能是不同的,以往的研究通常只关注不同居住安排对老年人心理健康的平均影响,而忽视了这种影响在不同老年人之间的差异。

代际支持理论认为,与子女同住对老年人的心理健康有积极影响主要是因为同住有助于获取子女全方位的支持。如果这个理论成立,那么从逻辑上看,同住的好处将在很大程度上视老人对子女支持的需求程度而定。换句话说,只有当老人迫切需要子女支持的时候,同住或与子女近距离居住才会对他们的心理健康产生较强的正面影响。通常来说,老人对子女支持的需求程度一方面取决于自身的身体健康状况;另一方面取决于除子女之外其他家人(主要是配偶)能否提供必要的生活照料和情感支持(焦开山, 2010)。基于此,我们认为,对生活能够自理或有同住配偶的老人而言,子女同住或近距离居住所带来的正向的代际支持效应相对较弱;而对生活不能自理或丧偶的老人而言,正向的代际支持效应则相对较强。

综合上述分析可以发现,中国老年人的居住安排对其心理健康状况的影响是一个非常复杂且没有得到充分研究的问题。进一步的研究不仅需要老人的居住安排进行更加细致的分类,而且需要充分考虑老年人自身的复杂性,研究不同居住安排对不同老年人群体的不同影响。本文将以老年人的精神抑郁程度为研究目标,力求在这两个方面有所突破。具体来说,本文试图检验以下四个研究假设:

假设1:同住子女的性别对老人的精神抑郁程度有显著影响。与和儿子同住的老人相比,和女儿同住的老人精神抑郁程度较低。

假设2:不同住子女的居住距离对老人的精神抑郁程度有显著影响。与所有子女都住得很远的老人相比,有子女近距离居住的老人的精神抑郁程度较低。

假设3:与子女同住或近距离居住对老人精神抑郁程度的积极影响在生活不能自理的老人身上体现得更加明显。

假设4:与子女同住或近距离居住对老人精神抑郁程度的积极影响在无同住配偶的老人身上体现得更加明显。

三、虚假相关还是因果效应:对分析方法的讨论

居住安排对老年人心理健康的影响不仅是一个非常复杂的理论问题,而且在方法上也存在很多争议。虽然如前所述,老人的居住安排会影响其心理健康;但反过来看,老人的心理健康也是影响其居住选择的重要因素(沈可、程令国, 2012)。已有不少研究发现,在现实生活中,很多老人之所以选择与子女同住就是因为自身的健康状况不佳,需要子女的照料(郭志刚, 2002)。所以,与子女同住的老人健康状况较差可能不是子女照顾不周的结果,而是这些老人的健康状况本身就很差(江克忠、陈友华, 2016)。如果我们不对这种反向因果效应加以控制,就很有可能低估同住对老年人心理健康的积极影响。

在具体的研究过程中,学者们通常会在统计模型中控制老人的各项指标(特别是反映身体健康的各个

指标)以获得是否与子女同住对其心理健康的影响(李建新、李嘉羽,2012;任强、唐启明,2014;Silverstein et al.,2006),这种统计控制方法虽然可以在一定程度上缓解反向因果问题,但由于在一项研究中,研究者很难控制所有的干扰因素,所以因忽略关键变量所导致的偏差依然存在。除此之外,还有学者尝试使用工具变量、处理效应模型等复杂的因果推论方法估计居住安排对老年人心理健康的真实影响(江克忠、陈友华,2016;沈可、程令国,2012),但由于这些方法在模型设定方面的特殊要求不一定都能得到满足,其研究结论的可靠性依然存在争议。

我们认为,上述研究的一个共同特点在于都试图通过单一时点的横截面调查数据研究居住安排对老年人心理健康的影响。在横截面调查数据中,居住安排对心理健康的影响以及心理健康对居住安排的影响总是同时存在,所以要从方法上将二者剥离开来是非常困难的,但如果使用追踪调查数据却可以在很大程度上避免这种缺陷。与横截面调查不同的是,追踪调查不仅可以搜集不同个体在同一时点的状态信息,而且可以知道这些状态在不同时点间的变化(任强、谢宇,2011)。如果我们发现一种状态的变化往往会引起另一种状态的变化,那么就有较大的把握说前者的变化是导致后者变化的原因。以本文的研究问题为例,如果我们发现原本与子女同住的老人在与子女分开居住以后精神抑郁程度有明显提高,那么我们就有比较充分的证据证明同住对老人的心理健康有积极影响。在国外,已有很多学者使用追踪调查数据研究居住安排对老人心理健康的影响(Hughes & Waite,2002;Sarwari et al.,1998),但目前对中国的研究并不多见。本文将使用中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)对该问题进行研究,以求更加严格地分析居住安排和老年人心理健康之间的因果关系。

四、数据、变量和模型

(一)数据和变量

本文使用的是中国健康与养老追踪调查数据(China Health and Retirement Longitudinal Study,以下简称CHARLS)。CHARLS是由北京大学社会科学调查中心负责设计实施的一项专门针对中老年人的全国性大型追踪调查。该调查采用了多阶段、概率与规模成比例的抽样方法,样本覆盖了全国28个省、市、自治区的中老年人口。CHARLS的全国调查在2011年正式启动,并在2013年对基线调查样本进行了跟踪。本研究综合使用了2011年的基线调查样本和2013年的追踪调查样本。

CHARLS调查的目标人群是年龄在45岁及以上的中老年人口。在对数据进行初步分析后我们发现,年龄在45~55岁之间的中年样本中有不少人的子女尚未成年,不太适合作为本项研究的分析对象;而在55岁以上样本中,每个年龄段老人中有未成年子女的比例都不超过5%,所以,我们最终只保留了两年调查中年龄都在55岁以上的样本进行研究^①。在对样本年龄进行限定并删除无成年子女的老人以后,符合分析要求的老人共有22244人,其中2011年样本10510人,2013年样本11734人,两年重复调查到的老人有9068人。在进一步删除缺失值以后,进入最终分析的样本量为18105人,其中2011年调查样本8848人,2013年追访样本9257人,两年重复调查到的老人有6405人。

^①如果将年龄限制到60岁以上或65岁以上,研究结论也没有太大变化,但样本量会大幅减少。为了尽可能多地保留原始样本,我们将分析的年龄范围限定在55岁以上。

本文所使用数据的缺失值比较多,共有4139位老人在至少一个变量上有缺失值。这些缺失值主要来自本文的因变量,即精神抑郁程度(3541人缺失)。因为CHARLS允许受访老人在没有回答能力的情况下由家人代答,但对于自身的精神健康状况则必须由本人回答,这导致在精神抑郁这个关键的因变量上出现了大量的数据缺失。对于缺失值,通常有两种处理方法:一是将有缺失的案例全部删除,二是用多重插补法(multiple imputation)对缺失数据进行填补。在下文,我们将同时汇报采用这两种方法的分析结果。

本文的因变量是老人的精神抑郁程度。问卷使用了一个包含10个项目的抑郁量表测量老人在过去1周的精神抑郁状况,其中8个是负向问题(如:我感到情绪低落),另外2个是正向问题(如:我对未来充满希望)。选项都为4个,分别是: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)、大多数的时间(5~7天)。对这4个选项我们在分析时分别赋值为1分、2分、3分和4分(正向问题赋分方向相反)。研究发现,无论在2011年调查还是在2013年调查中,这10个指标的信度系数(科隆巴赫alpha系数)都在0.8以上,满足分析要求。所以,我们将受访者在10道题目上的得分相加,得到一个反映老年人精神抑郁程度的综合指标,该指标分值越高表明老人的抑郁程度越高^①。

分析的核心自变量是老人与子女的居住安排。它包括4个类别,分别是与儿子同住、与女儿同住、与子女相邻居住和远离子女居住。如果不与子女同住的老人与至少有一个子女住在同一个县/市,则编码为与子女相邻居住;如果所有子女都与老人住在不同的县/市,则编码为远离子女居住。

除了这个核心自变量以外,本文在分析时还控制了老人的性别、年龄、婚姻状况、户口状况、教育年限、人均家庭收入、子女数量,以及包括生活自理能力、患慢性病状况、身体疼痛状况、残疾状况、认知能力在内的很多健康指标。以往的研究表明,这些变量不仅会影响老人的心理健康,而且会影响居住选择,所以在分析时必须加以控制(刘宏等,2011)。

除了这些常见的控制变量以外,本文在分析时还控制了老人子女的很多特征,包括老人所有子女中是否有大龄未婚子女^②、是否有子女考上大学、是否有子女是专业技术人员或管理人员以及是否有子女的年收入在5万元以上这4个指标。对中国老人而言,子女是否都已成家立业无疑是关乎其晚年幸福的一件大事,所以我们认为,子女婚姻状况和社会经济特征也是影响其精神抑郁程度的重要指标。而且有研究发现,未婚和社会经济地位较低的子女更可能与老人同住(Chu et al., 2013)。所以,子女的婚姻状况和社会经济特征与研究的因变量和核心自变量都高度相关,在分析时也必须进行控制。

表1分调查年份对所有自变量和控制变量进行了统计描述。从表中可以发现,在2011年有39.7%的老人与儿子同住,但是到2013年则下降到了33.6%;不过,与女儿同住的老人比例在两年间却略有上升(从9.2%到9.7%)。除此之外,在不与子女同住的老人中,与子女近距离居住的老人占到了绝大多数,只有10%左右的老人选择远离子女居住。由此可见,中国老年人的居住安排是非常复杂的。在下文,我们将深入研究这4种不同的居住安排对老年人精神抑郁程度的影响。

① 因子分析发现有两个公因子,一个公因子的因子负载在所有变量上几乎相同,但另一个公因子在两个正向问题上的负载较高。如果我们将因子分析提炼出的第一个公因子作为因变量,结论也不变。

② 男28岁以上、女25岁以上没有结婚或处于离婚丧偶状态视为大龄未婚子女。

表1 分调查年份对自变量的描述性统计

变量	类别/指标	2011	2013	合计
居住安排(%)	与儿子同住	39.7	33.6	36.6
	与女儿同住	9.2	9.7	9.5
	与子女邻近居住	41.6	45.6	43.7
	远离子女居住	9.5	11.1	10.3
性别(%)	女	50.1	49.1	49.6
	男	49.9	50.9	50.4
年龄(岁)	均值	65.2	65.2	65.2
	标准差	7.4	7.1	7.3
是否与配偶同住(%)	是	79.7	81.0	80.4
	否	20.3	19.0	19.6
户口(%)	农业户口	76.1	75.7	75.9
	非农户口	23.9	24.3	24.1
教育年限(年)	均值	4.5	4.8	4.6
	标准差	4.2	4.3	4.3
人均家庭收入(千元)	均值	7.2	9.0	8.1
	标准差	10.4	18.4	15.1
子女数量(人)	均值	3.0	3.0	3.0
	标准差	1.5	1.5	1.5
是否有大龄未婚子女(%)	否	79.9	81.1	80.5
	是	20.2	18.9	19.5
是否有子女考上大学(%)	否	79.2	77.0	78.1
	是	20.8	23.0	21.9
是否有子女是专业技术人员或管理人员(%)	否	73.8	68.6	71.2
	是	26.2	31.4	28.9
是否有子女年收入超过5万元(%)	否	85.3	76.8	81.0
	是	14.7	23.3	19.1
生活能否自理(%)	能	65.7	65.3	65.5
	不能	34.3	34.7	34.5
慢性病数量(种)	均值	1.8	2.0	1.9
	标准差	1.6	1.7	1.6
认知能力得分(分)	均值	9.3	9.6	9.5
	标准差	4.5	4.5	4.5
身体有几处疼痛(处)	均值	1.5	1.0	1.2
	标准差	2.9	2.2	2.6
是否有残疾(%)	是	22.2	31.4	27.1
	否	77.8	68.6	72.9
样本量(人)		8848	9257	18105

(二)统计模型

考虑到本文使用的是追踪调查数据,我们没有使用常规的线性回归模型,而是使用随机效应模型(random effect model)和固定效应模型(fixed effect model)作为主要的统计分析方法。固定效应模型的表达式

如下所示:

$$y_{it} = \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \cdots + \beta_k x_{kit} + \beta_{0i} + \epsilon_{it}$$

其中, i 是个人的下标, t 是时间的下标。 y_{it} 是个体 i 在时点 t 上因变量的观测值, x_{1it} 至 x_{kit} 是 k 个随时间变化的自变量, β_1 至 β_k 是其回归系数。与多元回归模型相比, 固定效应模型包含了 i 个固定的截距系数 β_{0i} , 这类似于增加了 i 个虚拟变量。在引入这 i 个固定截距以后, 模型不仅解决了由重复观测所带来的序列相关问题 (serial correlation), 而且控制住了所有个人层面不随时间变化的异质性 (Raudenbush & Byrk, 2007)。换句话说, 通过固定效应模型, 我们可以得到同一个个体从自变量的一种状态转变到另一种状态时所引起的因变量的变化。这与经典的线性回归模型相比, 无疑是一个巨大的进步。

虽然从得到无偏估计的角度说, 固定效应模型有很多优秀的统计性质, 但它并不是一个简约 (parsimony) 的模型。因为在模型中纳入 i 个固定截距意味着损失 i 个自由度, 在 i 很多而 t 很少的情况下, 模型效率的损失将非常严重的。除此之外, 固定效应模型只能估计随时间变化的自变量对因变量的影响, 因为如果自变量不变或者在观察期内只发生了很少的变化, 那么模型就很难捕捉到由此带来的因变量的变化。正因如此, 一些学者认为, 在有些情况下, 随机效应模型比固定效应模型的适用范围更广。

随机效应模型的表达式如下所示:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \cdots + \beta_k x_{kit} + \xi_i + \epsilon_{it}$$

与固定效应模型相比, 随机效应模型的唯一区别是将固定的截距系数 β_{0i} 换成了随机截距 ξ_i 。这个随机截距刻画了未包含在模型中的个体层面的异质性, 所以在一定程度上随机效应模型也能对那些未观测到的干扰因素进行统计控制。但是与固定效应模型不同, 随机效应模型并不直接估计这 i 个随机截距的大小, 而是假定它服从一个分布, 通常是均值为 0 方差为 σ^2 的正态分布, 然后对这个正态分布的方差 σ^2 进行估计。所以与固定效应模型需要估计 i 个截距相比, 随机效应模型要简约得多。随机效应模型的另一优势是可以估计那些不随时间变化的个人特征对因变量的影响, 所以随机效应模型的应用范围也要广泛得多。但是, 如果我们试图通过随机效应模型得到 β_1 至 β_k 的无偏估计, 那么就必须增加一个很强的假定, 即随机效应 ξ_i 与自变量 x_{1it} 至 x_{kit} 都不相关, 这意味着模型已经控制住了所有个人层面的干扰因素。

综上所述, 随机效应模型和固定效应模型各有各的优势和缺点, 所以孰优孰劣很难一概而论 (Rabe-Hesketh & Skrondal, 2012)。一些学者指出, 在实践中可以同时使用这两种方法, 并使用豪斯曼 (Hausman, 1978) 提出的一种统计检验法对固定效应模型和随机效应模型的估计结果进行比较, 如果发现二者存在显著差异, 则采纳固定效应模型, 如果发现二者的差异不显著, 则采纳随机效应模型 (陈强, 2014)。

考虑到本文所使用数据的特点, 本文在模型分析时将以随机效应模型为主, 而固定效应模型为辅。一方面, 本文使用的是一个包含一万多个个体但只有两期的追踪调查数据, 如果采用固定效应模型, 模型效率的损失会非常严重。另一方面, 在两期调查的时间跨度仅有两年的情况下, 样本中大多数老人的居住安排并没有发生变化, 所以固定效应模型也很难达到预期的效果。不过, 遵循以往的研究传统, 本文同时汇报了固定效应模型和随机效应模型的分析结果, 并通过 Hausman 检验对二者的差异进行比较。

五、分析结果

首先, 我们分居住安排描述了老人的精神抑郁程度。从图 1 可以发现, 与子女同住的老人精神抑郁程

度平均得分为18.6分,不与子女同住的老人精神抑郁程度平均得分为18.4分。所以仅从数值来看,同住老人的精神健康状况似乎更差。T检验显示,二者的差异是边际显著的($p=0.08$)。

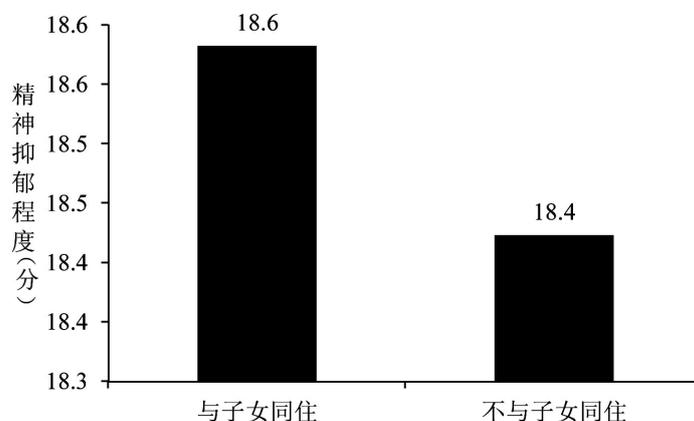


图1 是否与子女同住与精神抑郁状况

从图2可以发现,在进一步区分同住子女的性别以后,只有与儿子同住的老人的精神抑郁程度高于不与子女同住的老人,而与女儿同住的老人的精神抑郁程度则低于不与子女同住的老人。方差分析结果显示,这三类老人的精神抑郁程度有非常显著的差异($p<0.001$)。

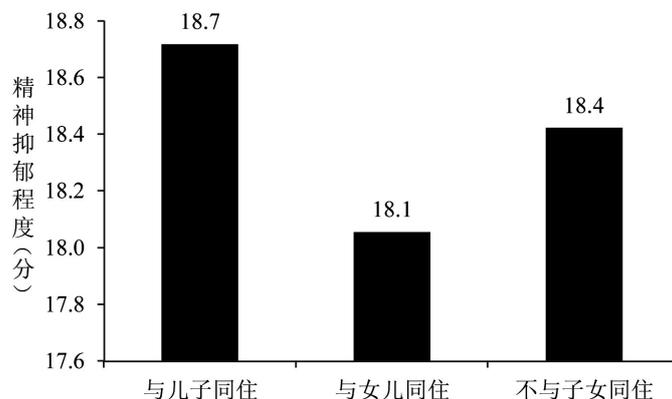


图2 同住子女性别与精神抑郁状况

最后,进一步区分不与子女同住的老人与子女的居住距离以后发现,与子女远距离居住的老人精神抑郁程度最高,其次是与儿子同住的老人,再次是与子女相邻居住的老人,精神抑郁程度最低的是与女儿同住的老人。方差分析结果显示,这四类老人在精神抑郁程度上的差异也非常显著($p<0.001$)。

上述比较研究在一定程度上支持了本文的前两个研究假设。不过,这种简单比较既没有考虑老人的精神健康与居住安排之间的反向因果问题,也没有考虑追踪样本的自相关问题。为了克服这些缺陷,我们使用随机效应模型一方面对老人的人口特征、社会经济特征、健康状况和子女特征进行统计控制,另一方面通过纳入随机效应来克服误差项的自相关问题。

从表2可以发现,在控制其他变量以后,是否与子女同住对老人的精神抑郁程度并无显著影响。但在进一步区分同住子女的性别以后可以发现,与女儿同住的老人的精神抑郁程度显著低于不与子女同住的老人(平均低0.373分),而与儿子同住的老人却与不与子女同住的老人没有显著差异。如果换用与儿

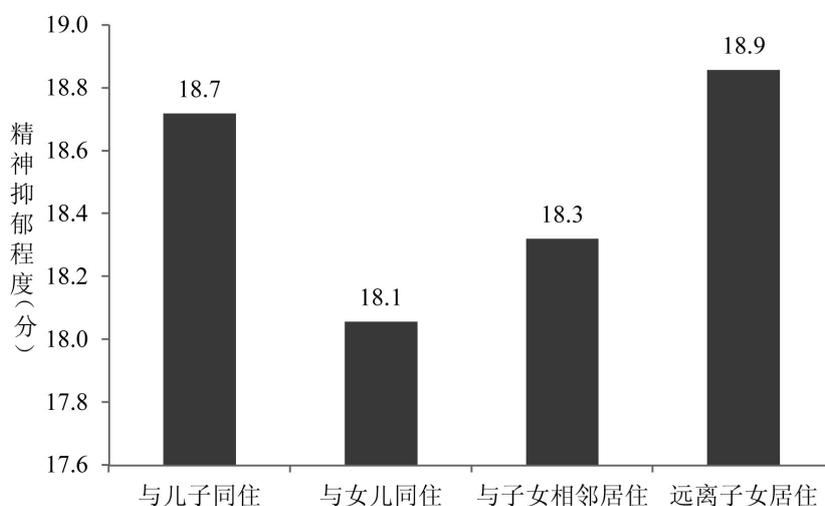


图3 四类老人精神抑郁程度的比较

子同住的老人作为参照类,可以发现与女儿同住和与儿子同住的差异也是统计显著的($p=0.027$)。由此可见,与女儿同住确实对老人的精神健康更加有利,本文的第一个研究假设得到了数据的支持。

在进一步区分不同住子女与老人的居住距离以后发现,与远离子女居住的老人相比,另外三类老人的精神抑郁程度都显著较低。从数值上看,依然是与女儿同住的老人最低,与子女相邻居住的老人其次,与儿子同住的老人再次(不过后两者之间并无显著差异)。由此可见,所有子女都远离老人居住是对老人的精神健康最为不利的一种居住安排,而与女儿同住是最有利的一种,与儿子同住和与子女相邻居住则位于二者之间。所以综合模型2和模型3,本文的前两个研究假设都得到了检验。

模型4和模型5分别在模型3的基础上纳入了居住安排和是否有同住配偶以及居住安排和生活自理能力的交互项。结果显示,与子女同住或者与子女相邻居住对无同住配偶和生活不能自理的老人的精神健康具有更为显著的积极影响。由此可见,老人对子女的照料需求和精神慰藉需求的迫切程度确实是影响居住安排和老人精神健康关系的重要因素,本文的第三和第四个研究假设也得到了数据的支持。

除了居住安排这个核心自变量,从表2可以发现,很多控制变量也对老人的精神抑郁有显著影响。具体来说,男性老人的精神抑郁状况好于女性,年龄较大的老人的精神健康状况好于年龄较小的老人,没有同住配偶对老人的精神健康有显著的负面影响,这体现了配偶对老人精神健康的积极作用。从老人的社会经济特征来看,城市老人的精神健康状况好于农村老人;人均家庭收入越高,老人的抑郁程度越轻,所以综合来看提高老人的社会经济地位有助于改善老人的精神健康状况。除此之外,模型分析还显示,生活不能自理、有残疾、患有慢性病、认知功能较差的老人精神抑郁程度明显更高,这说明老人的精神抑郁程度在很大程度上受其自身健康状况的影响。最后值得注意的是,子女的家庭和事业是否成功也是影响老人精神抑郁程度的一个不可忽视的因素。所以对子女而言,除了合理安排与老人的居住方式之外,早日结婚成家、事业有成也会对老人的精神健康产生显著的积极影响。

表2 居住安排对老年人精神抑郁程度的随机效应模型分析结果(例删法)

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
与子女同住	-0.106 (0.082)				
居住安排(不同住=0)					
与儿子同住		-0.042 (0.087)			
与女儿同住		-0.373* (0.146)			
居住安排(住得远=0)					
与儿子同住			-0.464** (0.145)	-0.290+ (0.162)	-0.290+ (0.171)
与女儿同住			-0.780*** (0.184)	-0.596** (0.204)	-0.475* (0.217)
相邻居住			-0.525*** (0.144)	-0.387* (0.159)	-0.355* (0.170)
居住安排*无同住配偶					
与儿子同住*无同住配偶				-0.810* (0.336)	
与女儿同住*无同住配偶				-0.909* (0.455)	
相邻居住*无同住配偶				-0.656+ (0.336)	
居住安排*生活不能自理					
与儿子同住*生活不能自理					-0.575* (0.292)
与女儿同住*生活不能自理					-1.006** (0.376)
相邻居住*生活不能自理					-0.567* (0.286)
男性	-0.736*** (0.096)	-0.734*** (0.096)	-0.746*** (0.096)	-0.766*** (0.097)	-0.746*** (0.096)
年龄	-0.057*** (0.007)	-0.058*** (0.007)	-0.058*** (0.007)	-0.057*** (0.007)	-0.058*** (0.007)
无同住配偶	0.947*** (0.111)	0.944*** (0.111)	0.928*** (0.111)	1.585*** (0.297)	0.930*** (0.111)
城市户口	-0.924*** (0.123)	-0.910*** (0.123)	-0.883*** (0.123)	-0.880*** (0.123)	-0.883*** (0.123)
教育年限	0.011 (0.014)	0.011 (0.014)	0.010 (0.014)	0.011 (0.014)	0.010 (0.014)
人均家庭收入	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
子女数	0.034 (0.032)	0.032 (0.032)	0.063 (0.033)	0.071* (0.033)	0.064 (0.033)

居住安排对中国老年人精神抑郁程度的影响

(续表2)

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
有大龄未婚子女	0.823*** (0.104)	0.840*** (0.105)	0.823*** (0.105)	0.827*** (0.105)	0.821*** (0.105)
有子女考上大学	-0.397*** (0.118)	-0.379** (0.118)	-0.403*** (0.118)	-0.397*** (0.118)	-0.404*** (0.118)
有子女是专业技术人员或管理人员	-0.418*** (0.094)	-0.427*** (0.094)	-0.406*** (0.094)	-0.407*** (0.094)	-0.404*** (0.094)
有子女年收入超过5万元	-0.556*** (0.105)	-0.556*** (0.105)	-0.568*** (0.105)	-0.567*** (0.105)	-0.570*** (0.105)
生活不能自理	1.925*** (0.092)	1.925*** (0.092)	1.923*** (0.092)	1.924*** (0.092)	2.475*** (0.262)
慢性病数量	0.533*** (0.028)	0.534*** (0.028)	0.535*** (0.029)	0.536*** (0.029)	0.535*** (0.029)
认知能力得分	-0.199*** (0.011)	-0.198*** (0.011)	-0.198*** (0.011)	-0.198*** (0.011)	-0.199*** (0.011)
身体疼痛部位数量	0.561*** (0.016)	0.562*** (0.016)	0.559*** (0.016)	0.559*** (0.016)	0.559*** (0.016)
身体有残疾	0.641*** (0.101)	0.645*** (0.101)	0.640*** (0.101)	0.637*** (0.101)	0.641*** (0.101)
截距	22.125*** (0.463)	22.158*** (0.463)	22.491*** (0.470)	22.317*** (0.476)	22.320*** (0.477)
Rho	0.380	0.380	0.382	0.382	0.383
样本量	18105	18105	18105	18105	18105

注: +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001。

表2在模型分析时使用例删法(casewise deletion)处理缺失值,这导致有大量的案例被排除在模型分析之外。为了评估数据缺失对分析结果的影响,我们对样本中数据缺失最严重的两个变量,即精神抑郁程度(3541人缺失)和人均家庭收入(495人缺失)进行了多重插补。插补时采用多元正态回归法,以精神抑郁程度和人均家庭收入为插补对象,以其他变量为自变量建立回归模型,插补次数为10次。经过插补以后,数据缺失的情况有很大改善(样本量从18105人增加到21700人)。基于插补后的数据,我们再次使用随机效应模型重复了表2的分析。从表3可以发现,之前得到的几个结论依然成立,所以数据缺失对分析结果的影响很小,本文的四个研究假设再次得到了数据的支持。

表3 居住安排对老年人精神抑郁程度的随机效应模型分析结果(多重插补法)

	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
与子女同住	-0.128 (0.080)				
居住安排(不同住=0)					
与儿子同住		-0.058 (0.086)			
与女儿同住		-0.416** (0.137)			

(续表3)

	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
居住安排(住得远=0)					
与儿子同住			-0.446*** (0.140)	-0.294+ (0.158)	-0.323+ (0.171)
与女儿同住			-0.791*** (0.180)	-0.604** (0.198)	-0.556** (0.215)
相邻居住			-0.481*** (0.143)	-0.356* (0.159)	-0.392* (0.170)
居住安排*无配偶					
与儿子同住*无配偶				-0.633* (0.320)	
与女儿同住*无配偶				-0.841+ (0.442)	
相邻居住*无配偶				-0.530+ (0.318)	
居住安排*生活不能自理					
与儿子同住*生活不能自理					-0.380 (0.278)
与女儿同住*生活不能自理					-0.721+ (0.368)
相邻居住*生活不能自理					-0.290 (0.298)
控制变量	略	略	略	略	略
截距	22.192*** (0.523)	22.231*** (0.524)	22.489*** (0.536)	22.332*** (0.542)	22.374*** (0.547)
Rho	0.262	0.262	0.262	0.262	0.262
样本量	21700	21700	21700	21700	21700

注: +p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001。

除了随机效应模型以外,我们还使用固定效应模型重复了表2的分析结果。从表4可以发现,虽然各模型中居住安排及其交互项的回归系数都有预期的方向,但很多统计检验并不显著。我们认为,这一方面是因为固定效应模型的估计效率比较低,这导致表4中很多回归系数的标准误都是表2和表3的两倍左右;另一方面,在两年的时间跨度内,很多老人的居住安排并没有变化,在这种情况下,固定效应模型很难得到一个稳定的估计结果。

为了进一步比较固定效应模型和随机效应模型的估计结果,我们还使用Hausman检验对二者的差异进行了检验。结果显示,模型1和模型11、模型2和模型12、模型3和模型13以及模型4和模型14在关键自变量的回归系数上并无显著差异,所以从简约性原则出发,我们应该采用随机效应模型(即表2)的分析结果。Hausman检验唯一发现有差异的是模型5和模型15,但模型5和模型15的分析结果并不矛盾,而且在关键的交互项的系数上,模型15的系数更大,统计检验结果也更加显著。所以,综合上述分析,我们发现无论采用随机效应模型,还是更加稳健的固定效应模型都能得到相同的结论。

表4 居住安排对老年人精神抑郁程度的固定效应模型分析结果

	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
与子女同住	0.031 (0.149)				
居住安排(不同住=0)					
与儿子同住		0.050 (0.156)			
与女儿同住		-0.063 (0.285)			
居住安排(住得远=0)					
与儿子同住			-0.353 (0.261)	-0.291 (0.281)	-0.029 (0.295)
与女儿同住			-0.437 (0.349)	-0.352 (0.374)	0.008 (0.389)
相邻居住			-0.502* (0.253)	-0.455+ (0.273)	-0.109 (0.286)
居住安排*无配偶					
与儿子同住*无配偶				-0.367 (0.625)	
与女儿同住*无配偶				-0.528 (0.851)	
相邻居住*无配偶				-0.291 (0.621)	
居住安排*生活不能自理					
与儿子同住*生活不能自理					-1.101* (0.450)
与女儿同住*生活不能自理					-1.526** (0.592)
相邻居住*生活不能自理					-1.328** (0.443)
控制变量	略	略	略	略	略
截距	33.676*** (2.526)	33.650*** (2.527)	34.961*** (2.557)	34.896*** (2.560)	34.558*** (2.560)
Rho	0.623	0.624	0.623	0.624	0.623
样本量	18105	18105	18105	18105	18105

注: + p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

六、结论和讨论

本文使用CHARLS在2011和2013两年的追踪调查数据系统分析了老人与子女的居住安排对老人精神抑郁程度的影响,主要得到了以下两个研究结论。

第一,居住安排确实对老人的精神健康有显著影响,但这种影响一方面取决于同住子女的性别,另一

方面取决于不同住子女与老人的居住距离。相比之下,与女儿同住这种非传统的居住安排对老人的精神健康最有利,而所有子女都远离老人居住最不利,另外两种居住安排,即与儿子同住和与子女相邻居住的差异并不大。以往的研究通常以空巢和非空巢作为划分居住安排的主要标准,这在很大程度上忽视了空巢家庭和非空巢家庭内部的差异性。

第二,同一种居住安排对不同老人有不同的影响。研究发现,与子女同住或相邻居住对无同住配偶的老人和生活不能自理的老人的精神健康有更大的保护作用,这在一定程度上说明,老人对子女支持的需求会影响他们对不同居住安排的认知。所以,究竟何种居住安排对老人最有利这个问题不能一概而论,而要结合老人的实际情况进行具体问题具体分析。

本文的这两个结论在很大程度上回应并发展了既有关于家庭结构变迁对老人健康影响的研究。我们认为,虽然近些年来,中国的家庭结构发生了很大的变化,越来越多的老人开始生活在空巢家庭之中,但不能凭此就得出空巢一定会损害老人心理健康的结论。

首先,中国家庭结构的变迁趋势是非常复杂的,并不是“空巢化”或“核心化”一个概念就可以全部概括的。虽然总体来看,老人与子女分开居住已是大势所趋,但在这股大趋势背后还有两股小趋势也不容忽视。一是现实中有相当比例的老人选择与子女相邻居住,这种居住模式虽然符合学术界对空巢的定义,但却不一定产生所谓的“空巢问题”。二是随着生育率的下降和人口流动的增加,越来越多的老人开始选择与女儿同住。这种居住模式过去很少引起学术界的重视,但实际上,它对促进老人的精神健康有更好的效果。唯一需要担心的是那些远离子女居住的老人,因为这种居住模式会对其心理健康产生严重的负面影响,不过从分析结果看,现实生活中采取这种居住安排的老人并不多,只有10%左右,所以我们不应过分夸大家庭结构变迁对老年人心理健康的负面影响。

其次,居住安排对老年人心理健康的影响也是非常复杂的,并不是一个效应或一个系数所能概括的。虽然总体来看,远离子女居住对老人的心理健康不利,但这种不利影响主要针对的是丧偶和生活不能自理的老人。所以,我们在分析家庭结构变迁对老人心理健康的负面影响时,要将关注的重点放在失能老人、丧偶老人等对子女照料有迫切需求的老人身上。在本文的样本中,生活不能自理且远离所有子女独自居住的老人比例和没有同住配偶且远离所有子女独自居住的老人比例都不超过10%,换句话说,目前绝大多数有照料需求的老人都有子女同住或住在身边。所以综合来看,我们认为因家庭结构变迁而导致的老人心理健康问题虽然存在,但目前还处于一个可控的或相对较小的范围内。

综上所述,我们认为,某些类型的家庭结构变迁确实对某一部分老年人的心理健康造成了显著的负面影响,但我们不应过分夸大它的影响。在未来,我们一方面要继续关注中国家庭结构的变迁趋势;另一方面,应将关注的重点聚焦在那些有迫切照料需求但子女都远离老人居住的老人身上。我们应当继续鼓励子女与老人同住;但在条件不允许的情况下,子女与老人邻近居住也是一个可以接受的替代选择。与此同时,我们也要突破从夫居的传统观念,鼓励老人与女儿同住,从而尽最大可能地发挥家庭养老的效果。

参考文献:

陈强,2014,《高级计量经济学及Stata应用》,北京:高等教育出版社。

- 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。
- , 2008, 《关于中国家庭户变化的探讨与分析》, 《中国人口科学》第 3 期。
- 江克忠、陈友华, 2016, 《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》, 《人口学刊》第 6 期。
- 焦开山, 2010, 《中国老人丧偶与其死亡风险的关系分析——配偶照顾的作用》, 《人口研究》第 3 期。
- 李建新、李嘉羽, 2012, 《城市空巢老人生活质量研究》, 《人口学刊》第 3 期。
- 李树茁、靳小怡、费尔德曼, 2006, 《当代中国农村的招赘婚姻》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 刘宏、高松、王俊, 2011, 《养老模式对健康的影响》, 《经济研究》第 4 期。
- 潘允康, 1990, 《中国家庭网的现状和未来》, 《社会学研究》第 5 期。
- 任强、唐启明, 2014, 《中国老年人的居住安排与情感健康研究》, 《中国人口科学》第 4 期。
- 任强、谢宇, 2011, 《对纵贯数据统计分析的认识》, 《人口研究》第 6 期。
- 沈可、程令国, 2012, 《空巢是否损害了老年健康?》, 《世界经济文汇》第 2 期。
- 石金群, 2016, 《转型期家庭代际关系流变: 机制、逻辑与张力》, 《社会学研究》第 6 期。
- 宋健、戚晶晶, 2011, 《“啃老”: 事实还是偏见——基于中国 4 城市青年调查数据的实证分析》, 《人口与发展》第 5 期。
- 唐丹, 2010, 《城乡因素在老年人抑郁症状影响模型中的调节效应》, 《人口研究》第 3 期。
- 唐灿、马春华、石金群, 2009, 《女儿赡养的伦理与公平——浙东农村家庭代际关系的性别考察》, 《社会学研究》第 6 期。
- 王跃生, 2006, 《当代中国家庭结构变动分析》, 《中国社会科学》第 1 期。
- , 2014, 《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》, 《中国人口科学》第 1 期。
- 巫锡炜、郭志刚, 2010, 《我国从妻居的时空分布——基于“五普”数据的研究》, 《人口与经济》第 2 期。
- 谢桂华, 2009, 《老人的居住模式与子女的赡养行为》, 《社会》第 5 期。
- 许琪, 2015, 《儿子养老还是女儿养老? 基于家庭内部的比较分析》, 《社会》第 4 期。
- 阎云翔, 1998, 《家庭政治中的金钱与道义: 北方农村分家模式的人类学分析》, 《社会学研究》第 6 期。
- , 2016, 《中国社会的个体化》, 上海: 上海译文出版社。
- 曾毅、王正联, 2004, 《中国家庭与老年人居住安排的变化》, 《中国人口科学》第 5 期。
- Chen, F. & Susan E. Short. 2008. “Household Context and Subjective Well-being among the Oldest Old in China.” *Journal of Family Issues* 29(10):1379-1403.
- Chu, C.Y. Cyrus, Y. Xie & R. Yu. 2011. “Coresidence with Elderly Parents: A Comparative Study of Southeast China and Taiwan.” *Journal of Marriage and Family* 73(1): 120-135.
- Hausman, J. A. 1978. “Specification Tests in Econometrics.” *Econometrica* 46(185): 1251-1271.
- Hughes, M. E. & L. J. Waite. 2002. “Health in Household Context: Living Arrangements and Health in Late Middle Age.” *Journal of Health and Social Behavior* 43(1): 1-21.
- Logan, J. R. & F. Bian. 1999. “Family Values and Coresidence with Married Children in Urban China.” *Social Forces* 77(4): 1253-1282.
- Rabe-Hesketh, S. & A. Skrondal. 2012. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. Texas: Stata Press.
- Raudenbush, S. W. & A. S. Bryk. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. CA: Sage.
- Sarwari, A. R., L. Fredman, P. Langenberg & J. Magaziner. 1998. “Prospective Study on the Relation between Living Arrangement and Change in Functional Health Status of Elderly Women.” *American Journal of Epidemiology* 147(4): 370-378.
- Silverstein, M., Z. Cong & S. Li. 2006. “Intergenerational Transfers and Living Arrangements of Older People in Rural China: Consequences for Psychological Well-being.” *The Journals of Gerontology* 61(5): S256-S266.
- Waite, L. J. & M. E. Hughes. 1999. “At Risk on the Cusp of Old Age: Living Arrangements and Functional Status among Black, White and Hispanic Adults.” *Journal of Gerontology* 54(3): S134-S144.
- Wang, J. J., M. Snyder & M. Kaas. 2001. “Stress, Loneliness, and Depression in Taiwanese Rural Community-dwelling Elders.” *International Journal of Nursing Studies* 38(3): 339-347.
- Xie, Y. & H. Zhu. 2009. “Do Sons or Daughters Give More Money to Parents.” *Journal of Marriage and Family* 71(1): 174-186.

Living Arrangement and Depression among the Chinese Elderly People: An Empirical Study Based on CHARLS

XU Qi

Abstract: The prior research about the relationship between living arrangement and elderly people's mental health is usually based on cross-sectional data and devoted to evaluate the average treatment effect of "empty nest" on a range of health outcomes. Employing the two-wave panel data of China Health and Retirement Longitudinal Study(CHARLS) in 2011 and 2013, this study further investigates the heterogeneity of this effect. Results show, firstly, living arrangement does have a significant effect on elderly people's mental health but this effect depends both on the gender of the co-residing child and on the distance between parents and the nearest non-co-residing child. In comparison living with daughter is most beneficial to parent's mental health while living far away from all children is most detrimental; and the other two kinds of living arrangement, namely living with son and living close to children, are situated between the two extremes. Secondly, the same living arrangement may have different effect on different people. The positive effect of living with children or living close to children is most significant when parent is disable or has no spouse. Considering the proportion of elderly people who have imperious demand on children's support but live far away from all children is very low in our sample, we argue that the psychological problem resulted from the change of family structure is minor and only confined in a small fraction of elderly people.

Key words: Living Arrangement; Depression; Elderly People; Heterogeneity; Panel Data

(责任编辑:齐亚强)