

居住模式、居住距离与农村老年人 主观福利的关系研究

郑晓冬, 方向明

(中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)



摘 要 老年人居住模式与主观福利的关系是家庭研究中的重要问题。基于 2013 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,以代际居住距离为切入点,考察“亲子同住”、“分而不离”以及“既分又离”等居住模式对农村老年人主观福利的影响差异,同时进行影响异质性及影响路径的讨论与检验。研究发现:代际居住距离与农村老年人抑郁程度呈正“U”型关系,与生活满意度呈倒“U”型关系,“分而不离”的居住模式对老年人主观福利状况更具优势,尤其是女性、年龄相对较低和有一定生活自理能力的老年人。从影响途径看,“分而不离”的居住模式主要通过增加子女的经济支持、改善代际关系以及提高老年人的社会活动参与水平,从而促进老年人的主观福利。其中,代际关系的改善是“分而不离”居住模式提升老年人主观福利水平的主要原因。

关键词 居住模式;居住距离;分而不离;农村老年人;主观福利

中图分类号:F 328 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)05-0028-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.05.004

在工业化与城市化的进程中,大量农村劳动力向城市转移,中国农村地区经历了快速的社会转型。一方面,农村经济持续增长,农村家庭物质生活水平不断提高,人们开始更加关注精神生活的满足与主观福利的改善^[1-2]。另一方面,农村家庭结构由原先的多代同堂的主干家庭向核心家庭转变,家庭规模趋于小型化,同时农村老龄化程度逐步提高,空巢老人家庭更加普遍^[3-4]。在这一背景下,农村老年人的主观福利状况受到了政府、公众与许多学者的关注。然而,就已有的调查研究数据来看,情况并不乐观。根据中国健康与养老调查基线报告数据,2011 年中国老年人的抑郁症状发生率达 40%,12.7%的老年人表示对自己的生活并不满意^①,其中农村地区的情况更加严重,Li 等的研究发现,中国老年人自杀率是全体人口自杀率的 5 倍,其中农村 65 岁及以上的老年人自杀率是城市老年人的 3 倍以上^[5]。因此,农村老年人的抑郁程度与生活满意度等主观福利状况不仅关系到农村老龄人口的生活质量,更是关乎农村社会的长治久安与和谐稳定。

那么,如何降低农村老年人的抑郁状况,提高生活满意度?在影响老年人主观福利的因素中,学者们开始特别关注居住模式的作用。老年人的居住模式与其得到的养老资源及其进行的社会活动紧密相关,而这些途径均会对老年人的主观福利产生影响^[6-7]。然而,现有的多数相关研究仅讨论了老年人是否与子女同住的作用,而且结论并不一致。事实上,以往多数相关研究忽视了与代际居住模式直接相关的重要因素:代际居住距离。不同的代际居住距离可使亲子不同住的情况分为两种居住模式:“分而不离”和“既分又离”^[8-9]。“分而不离”是指亲子不同住,老年人与子女都有各自的生活空间,同时代际居住距离较近,子女仍能经常为老年人提供经济支持、生活照料和精神慰藉等;“既分又离”

收稿日期:2017-09-20

基金项目:国家社会科学基金项目“新型农村社会养老保险对农村留守老人主观福利的影响研究”(17BRK018)。

作者简介:郑晓冬(1991-),男,博士研究生;研究方向:农业经济、健康经济。

通讯作者:方向明(1971-),男,教授,博士;研究方向:农业经济、健康经济。

① 资料来源:http://charls.pku.edu.cn/uploads/document/2011-charls-wave1/application/baseline_report_20130531.pdf.

则是指亲子的居住距离较远,同时亲子间的亲情联系也随之下降,在此情况下子女提供的赡养资源较为有限。因此,不同的代际居住距离与老年人主观福利的关系很可能是不同的,同时,代际居住距离与老年人主观福利可能并非线性关系。讨论与检验代际居住距离对老年人主观福利的影响不仅有利于理解已有文献所得结论出现的分歧,同时也有助于得到对老年人主观福利更加有利的居住模式并提出针对性对策建议。

基于此,本文在以往研究的基础上,根据2013年中国健康与养老追踪调查数据,首先实证检验代际居住距离对农村老年人主观福利的影响;其次进一步探析代际居住距离的影响在性别、年龄、婚姻、经济状况以及主观福利水平等方面的异质性;最后讨论并检验代际居住距离对农村老年人主观福利的影响途径。本文拟在以下几个方面有所推进:第一,在考虑亲子居住模式与农村老年人主观福利的关系时,引入代际居住距离进行讨论,从而得出相对更具优势的亲子居住模式与居住距离,同时对现有研究产生的分歧进行回应;第二,本文通过子女经济赡养、代际关系以及老年人的社会活动参与等三个方面检验代际居住距离对农村老年人主观福利的影响途径,从而进一步验证本文的研究假设与实证结论。

一、文献回顾与研究假设

老年人的居住模式一般包括独居、与配偶一起住,与父母同住以及与子女同住^[10],目前已有不少国内外文献讨论了亲子居住模式,即老年人是否与子女同住对老年人福利水平的影响。西方国家强调家庭中个人的自由和独立,如果以甲乙丙代表先后的代别,则在西方家庭中甲代抚育乙代,乙代抚育丙代,在这个过程中,作为子女的代别并无义务反过来赡养父母,这种模式被称之为“接力模式”。因此,多数发达国家的相关研究认为,亲子同住并不如老年人独立居住。比如,Sawari等和Micheal等发现,相比于亲子同住,独立居住的老年女性的生活功能受损水平相对更低,身体健康状况更好^[11-12]。Getzel等认为,老年人与子女同住的家庭贫困发生率更高,亲子同住实际上是贫困的表现^[13]。Wenger等的研究表明,老年人独立居住可减少其家庭事务压力,从而有更多的时间享受闲暇生活^[14]。中国的文化情境则有所不同,其中的差异在于,家庭代际支持有子女对父母回报的环节。即甲代抚育乙代,乙代在抚育丙代的同时还需要赡养甲代,这被称为“反馈模式”^[15]。因而一些国内相关研究认为,亲子同住有利于提高老年人福利水平。例如,刘岚等的研究结果显示,亲子同住的老年人得到经济支持和生活照料等赡养资源的可能性更大^[16]。沈可等、江克忠等研究均发现,亲子同住能缓解老年人的抑郁倾向,提高生活满意度^[17-18]。然而,近年来的一些研究得出了相反的结论。刘宏等发现多代同住并没有提高老年人的福利,居住与经济状况均独立的老年夫妻反而有明显的健康优势和幸福感^[19],任强等和瞿小敏的研究结果均表明,相比其他居住模式,只与配偶同住的老年人生活满意度和幸福感更高^[20-21]。邓婷鹤等的研究发现,亲子同住降低了老年人的膳食质量^[22]。

那么,现有研究出现分歧的主要原因是什么呢?事实上,亲子不同住的情况下按照代际居住距离的远近还可以分为两种情形,即“分而不离”和“既分又离”的居住模式,而以上两种居住模式与老年人福利的关系可能是完全不同的。如此,代际居住距离很可能是问题的答案。首先,老年人与子女“既分又离”,即居住距离过远,无疑将不利于亲子的情感联系以及子女向老年人提供生活照料^[23]。尽管在“反馈模式”下,非同住的成年子女可能出于“补偿”心理在一定程度上增加对父母的经济支持^[24-25],但在总体上,“既分又离”的居住模式对老年人的福利有负向影响已被多项研究证实^[26]。反过来讲,子女与老年人住得越近,代际关系更加“团结”,老年人的生活质量也就越高,这是目前部分文献得到亲子同住优于代际分居结论的主要解释。然而,这些文献并未考虑到硬币的另一面,即亲子同住也意味着发生更多代际冲突的可能。随着经济发展与社会变迁,老年人与子女在许多方面的认知与观念有所不同,因此在不少情况下容易产生分歧。Clarke等总结了家庭代际冲突的六个方面,分别是:交往与互动模式,生活习惯与方式,孩子抚养理念与行为,家庭规范与维持形式,工作目标与方式,以及政治与宗教思想意识等^[27]。家庭代际冲突的出现对老年人的福利状况无疑是不利的。同时,现阶段

的中国城乡出现了较明显的“啃老”行为,即有工作能力的青年人在家待业,且靠老年父母的积蓄养活。根据伍海霞的研究,中国农村地区的“啃老”行为比率达到 35%。这种情况下的亲子同住将进一步增加老年人的生活压力^[28]。在此情境下,学者们开始关注“分而不离”的居住模式,并认为这种居住模式比亲子同住和“既分又离”对提高老年人福利水平更具优势。王树新指出,“分而不离”,即亲子不同住,但子女的住所离老年人居住地较近且维持较强的亲情联系。这一居住模式不仅能使老年人和中青年子女在生活起居和饮食娱乐上自由选择,各取所好,而且能避免代际间在后代教育、生活安排以及消费观念方面的矛盾,使得核心家庭间的亲情联系更加紧密,同时子女也能在老年人遇到困难时快速提供经济上的支持和生活上的照料^[8]。鄢盛明等的研究表明,子女与老年人分开居住并不等于子女抛弃了赡养责任,与父母分居但居住距离较近的子女为父母提供帮助的可能性更大^[29]。石金群发现,随着老年人的年龄增加,从给予者到被给予者的角色转变使得亲子同住的居住模式对老年人的家庭地位和个人自尊不利,相反,与子女分开居住反而促成了老年人参与社会交往和运动保健等活动,并在这些活动中获得自尊和更加多样的精神支持^[30]。

综上所述,对于老年人,尤其有一定生活自理能力的老年人,代际间存在一定的居住距离可能比“亲子同住”和“既分又离”更有利。一方面,子女在经济支持、情感支持与生活照料并不明显减小,甚至在一定程度上有助于减少代际矛盾,促进代际亲情联系,改善代际关系,同时子女还将出于“补偿”心理增加对老年父母的经济赡养力度;另一方面,亲子不同住能使老年人有更多的个人闲暇时间,促进社会活动参与以及朋友间的精神交流,从而提高主观福利水平。因此,本文提出如下假设:

假设 1:与“亲子同住”和“既分又离”相比,“分而不离”的居住模式对农村老年人的主观福利更加有利。

假设 2:“分而不离”的居住模式通过经济支持、代际关系与老年人社会活动参与影响农村老年人的主观福利。

二、数据、模型与变量

1. 数据来源

本研究数据源自 2013 年中国健康与养老追踪调查(China health and retirement longitudinal survey,CHARLS),CHARLS 是由北京大学国家发展研究院主导的大型全国家户调查,调查范围覆盖了全国 28 个省 150 个县 450 个社区(村)。CHARLS 的问卷设计参考了多个发达国家的经验,采用多阶段 PPS 抽样,样本具有广泛的代表性。调查内容主要包括个人与家庭信息、家庭成员交往、家庭收入支出、个人就业、健康、社会活动、生活方式等方面信息。其中,CHARLS 调查问卷中的家庭成员间的居住距离以及被访者的身心健康信息为本文提供了较好的数据支撑。根据研究目标,本文保留了 60 岁及以上的农村老年人样本,同时剔除了数据严重缺失的观测值,最终得到有效样本 5 217 个。

2. 模型设定

根据理论分析,本文将构建计量回归模型检验代际居住距离与农村老年人主观福利的关系,基本模型设定如下:

$$SWB=\beta_0+\beta_1LD+\beta_2LD^2+\beta_3X+\epsilon \tag{1}$$

其中 SWB 代表农村老年人主观福利水平,LD 表示代际居住距离(连续变量),LD² 表示代际居住距离的二次项,用于检验代际居住距离与老年人主观福利的非线性关系。X 为一系列控制变量,包括个人特征、家庭特征以及初始健康状况等,ε 为扰动项。本文的主观福利指标包括抑郁指数和生活满意度,抑郁指数越低或者生活满意度越高表示主观福利状况越好。当主观福利指标为抑郁指数时,若居住距离二次项 β₂ 为正,则代际居住距离与抑郁指数呈正“U”型关系,表示处于“分而不离”居住模式的老年人的抑郁程度相对更低。相应的,当主观福利指标为生活满意度时,若居住距离二次项 β₂ 为负,则与子女“分而不离”的老年人生活满意度相对更高。为进一步确定“分而不离”的距离区

间,本文将代际居住距离进行分段并建立一组虚拟变量带入模型进行回归,所用模型如下:

$$SWB=\gamma_0+\gamma_1LD'+\gamma_2X+\mu$$

(2)

式(2)中 LD' 为分段后的代际居住距离,由从近到远的一组虚拟变量表示,并以亲子同住为参照组。其余变量与式(1)相同,通过比较代际居住距离分段的虚拟变量估计系数及其显著性可以得出总体上对于老年人主观福利相对最优的居住距离。

3. 变量说明

(1)因变量。本文的因变量为农村老年人主观福利状况。主观福利是个体对生活状态在认知上和情感上的总体判断^[31],根据现有研究的常用指标^[32-33],采用抑郁指数与生活满意度进行表征。其中,前者主要是精神状态的表现,后者则更加侧重对物质生活的评价。抑郁指数指标由 CHARLS 问卷中的简版抑郁自评量表(CES-D10)计算所得,CES-D10 量表广泛运用于抑郁状态的测定,具有较高信度和效度^[34]。该量表共包含 10 个关于被访者近一周精神状态的问题,每个问题均有四个选项代表相应程度的高低,一般从低到高分别赋值为 0~3 分,问题得分汇总即得到抑郁指数,其取值范围为 0~30 分^①,抑郁指数越高表示抑郁程度越严重,主观福利水平越低;生活满意度问题条目的选项包括“一点也不满意”、“不太满意”、“比较满意”、“非常满意”和“极其满意”,按照以上选项顺序分别赋值 1~5,因而分值越高,生活满意度越高,主观福利状况越好。

(2)关键自变量。本文的关键自变量为老年人与子女的代际居住距离。CHARLS 调查详细地记录了被访者每一个子女与被访者住所的具体居住距离,同时还询问了被访者子女的大致居住位置,包括同住、相邻院子、本村其他房子、本县其他村庄、本省其他县(市)以及外省等。因此,本文在选取代际居住距离指标时分别采用了连续变量与一组分段虚拟变量,其中代际居住距离连续变量由农村老年人与健在子女的平均居住距离(千米)表示,分段虚拟变量按照距离老年人最近的子女居住位置设定,具体变量含义及赋值如表 1 所示。

(3)控制变量。本文选取的控制变量包括老年人的个人特征,家庭特征以及初始健康状况等,具体包括性别、年龄、婚姻状况、受教育程度,个人收入、家庭规模、养老保险、医疗保险、慢性病和残疾等。

4. 描述性统计

表 1 列出了本文计量分析所使用的变量的含义、赋值以及基本描述性统计。本文将代际居住距离与农村老年人主观福利间关系进行了初步统计,结果如图 1 所示。可以看到,相对于其他居住距离,亲子同住的老年人主观福利水平并不是最高的,反而子女居住距离为本村其他房子的老年人抑郁指数最低,生活满意度最高。且从图形上看,代际居住距离与农村老年人抑郁程度总体呈正“U”型关系,而与生活满意度呈倒“U”型关系。这初步表明代际居住距离与农村老年人主观福利的关系并非线性,且“分而不离”的居住模式更具优势。

三、实证结果与分析

1. 代际居住距离与农村老年人主观福利

表 2 报告了代际居住距离与农村老年人主观福利的 OLS 估计结果。其中,模型 1 和模型 2 中作为因变量的主观福利指标是抑郁指数,模型 3 和模型 4 的因变量的生活满意度。如上文所述,本文将代际居住距离分为连续和分段虚拟变量分别进行估计,采用代际居住距离连续变量的是模型 1 和模型 3,而运用一组虚拟变量表征代际居住距离的是模型 2 和模型 4,该组虚拟变量的参照组为亲子同住。此外,各个模型均加入了个人特征、家庭特征以及初始健康状况等变量用以控制这些方面的异

① 抑郁量表的 10 个问题包括:过去一周“我因一些小事而烦恼”、“我在做事时很难集中精力”、“我感到情绪低落”、“我觉得做任何事都很费劲”、“我对未来充满希望”、“我感到害怕”、“我的睡眠不好”、“我很愉快”、“我感到孤独”、“我觉得我无法继续我的生活”。各个问题均有相同的四个选项,分别为:(1)很少或者根本没有(<1 天)、(2)不太多(1~2 天)、(3)有时或者说有一半的时间(3~4 天)、(4)大多数的时间(5~7 天)。

质性。

表 1 变量含义及描述性统计

变量	变量含义及赋值	均值	标准差
主观福利			
抑郁指数	由 CES-D10 量表计算得出,取值范围 1~30	8.775	6.053
生活满意度	从“一点也不满意”至“极其满意”共 5 个选项,分别赋值 1~5	3.160	0.755
代际居住距离(连续)			
居住距离	与子女的平均居住距离(千米)对数值	1.316	1.372
居住距离平方	与子女的平均居住距离(千米)对数值的平方	3.616	5.382
代际居住距离(分段)			
同住	与子女同住:是=1;否=0	0.149	0.356
相邻院子	离最近的子女居住距离为相邻院子:是=1;否=0	0.279	0.449
本村其他房子	离最近的子女居住距离为本村其他房子:是=1;否=0	0.090	0.287
本县其他村庄	离最近的子女居住距离为本县其他村庄:是=1;否=0	0.253	0.435
本省其他县(市)	离最近的子女居住距离为本省其他县(市):是=1;否=0	0.146	0.353
外省	离最近的子女居住距离为外省或国外:是=1;否=0	0.082	0.274
控制变量			
性别	男性=1;女性=0	0.483	0.500
年龄	实际年龄	68.465	37.453
婚姻	已婚同居=1;其他=0	0.807	0.395
小学以下	受教育程度:小学以下=1;其他=0	0.631	0.482
小学	受教育程度:小学=1;其他=0	0.256	0.436
初中	受教育程度:初中/中专=1;其他=0	0.092	0.290
高中及以上	受教育程度:高中及以上=1;其他=0	0.021	0.142
个人收入	去年个人总收入(包括工资收入和转移支付)对数值	4.072	2.761
家庭规模	目前家庭人口数对数值	1.334	0.412
养老保险	是否参加养老保险:是=1;否=0	0.875	0.331
医疗保险	是否参加医疗保险:是=1;否=0	0.962	0.192
慢性病	有否慢性病:有=1;无=0	0.720	0.449
残疾	有否残疾:有=1;无=0	0.154	0.361

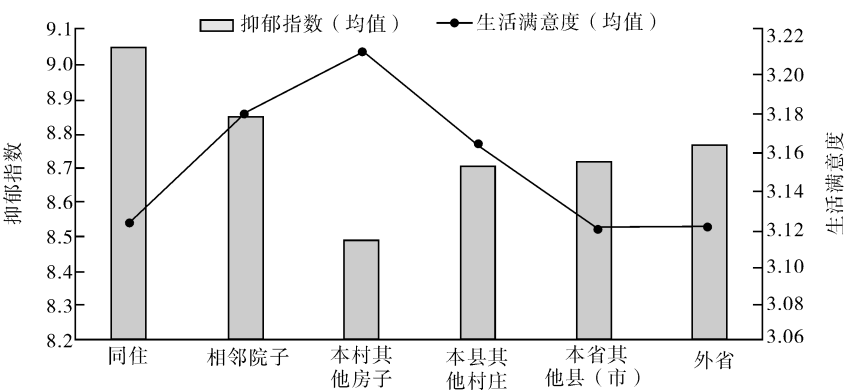


图 1 代际居住距离与农村老年人主观福利

从代际居住距离与农村老年人抑郁指数的关系来看,模型 1 的结果显示,居住距离的估计系数显著为负,居住距离的平方估计系数显著为正,说明代际居住距离与老年人抑郁程度呈显著的正“U”型关系,模型 2 的估计结果显示,本村其他房子和本县其他村庄的估计系数显著为负,其他居住距离虚拟变量均未通过显著性检验,这表明,相比亲子同住,子女居住在本村其他房子或本县其他村庄的老

年人抑郁程度明显更低,比较估计系数值可知,子女居住在本村其他房子的老年人抑郁程度最低,这与上文初步描述统计结论一致,也与本文假设预期相符。从代际居住距离与农村老年人生活满意度的关系来看,模型 3 的估计结果中,居住距离的估计系数显著为正,居住距离的平方估计系数显著为负,表明代际居住距离与老年人生活满意度呈显著的倒“U”型关系,模型 4 的估计结果进一步表明,子女生活在相邻院子或本村其他房子的老年人的生活满意度显著高于亲子同住的老年人,而其他代际居住距离与亲子合住并没有明显的差异。对比估计系数值可知,子女的住所在本村其他房子更有利于老年人的生活满意度。

可以发现,运用两种主观福利指标和不同变量类型代际居住距离进行回归的结果均表明,代际居住距离与农村老年人的主观福利存在显著的非线性关系,代际居住距离处于相邻院子到本县其他村庄都在一定程度上比亲子同住更加有助于促进老年人的主观福利状况,其中子女居住在本村其他房子最为有利。这符合本文对家庭代际关系的“团结”与“冲突”之间矛盾的讨论,也表明了“分而不离”的居住模式总体上对农村老年人最具主观福利优势,且“分而不离”的相对最优距离为同村不同住。

从控制变量的回归结果来看,在个人与家庭特征变量中,女性、已婚同居、受教育程度越高老年人主观福利状况相对较好,收入水平较高,家庭规模较大的老年人抑郁程度较低,参加养老保险的老年人生活满意度显著更高,罹患慢性病和残疾的老年人的主观福利水平显著更低。这些结果与传统理论一致。

表 2 代际居住距离与农村老年人主观福利估计结果

变量	因变量:抑郁指数		因变量:生活满意度	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
代际居住距离(连续)				
居住距离	−0.412*** (0.150)		0.050*** (0.019)	
居住距离平方	0.125*** (0.038)		−0.014*** (0.005)	
代际居住距离(分段)				
相邻院子		−0.234 (0.257)		0.057* (0.033)
本村其他房子		−1.027*** (0.351)		0.107** (0.046)
本县其他村庄		−0.674** (0.282)		0.054 (0.037)
本省其他县(市)		−0.511 (0.311)		0.003 (0.041)
外省		−0.537 (0.362)		0.073 (0.047)
性别	−1.563*** (0.175)	−1.543*** (0.175)	0.062*** (0.023)	0.061*** (0.023)
年龄	−0.003 (0.002)	−0.003 (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
婚姻	−0.900*** (0.213)	−0.776*** (0.216)	0.002 (0.027)	0.001 (0.028)
小学	−0.624*** (0.197)	−0.653*** (0.196)	0.053** (0.025)	−0.050** (0.025)
初中	−0.682** (0.293)	−0.688** (0.292)	0.078** (0.038)	−0.077** (0.038)
高中及以上	−0.876 (0.598)	−0.924 (0.598)	0.045 (0.078)	−0.038 (0.078)
个人收入	−0.100*** (0.030)	−0.105*** (0.030)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)
家庭规模	−0.470** (0.200)	−0.785*** (0.231)	0.011 (0.026)	0.021 (0.030)
养老保险	0.003 (0.253)	0.012 (0.251)	0.104*** (0.033)	0.110*** (0.033)
医疗保险	−0.555 (0.427)	−0.517 (0.422)	0.087 (0.055)	0.089 (0.055)
慢性病	2.002*** (0.180)	2.066*** (0.179)	−0.056** (0.023)	−0.060*** (0.023)
残疾	2.082*** (0.223)	2.086*** (0.223)	−0.078*** (0.029)	−0.075*** (0.029)
常数项	10.623*** (0.561)	11.223*** (0.618)	2.954*** (0.072)	2.904*** (0.081)
观测值数	5 217	5 217	5 217	5 217

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;括号内为标准误;下同。

2.代际居住距离与农村老年人主观福利关系的异质性

接下来,本文将进一步讨论代际居住距离与老年人主观福利关系关于性别、年龄与生活自理能力的异质性。其中,年龄分段按照世界卫生组织的标准,以 75 岁为界,将 60~74 岁称为低龄老人,将

75 岁及以上称为老年人;生活自理能力指标由老年人有否残疾表示。由于采用代际居住距离的分段虚拟变量与连续变量进行估计的结果类似,这里仅报告关键自变量为居住距离连续变量的回归结果,如表 3 所示。

从性别分组估计结果来看,代际居住距离对农村男性老年人的主观福利的影响并不明显,但在女性样本回归中,代际居住距离与老年人抑郁指数的关系呈显著的正“U”型,而与生活满意度的关系则呈倒“U”型。说明“分而不离”的居住模式对于女性老年人更具优势。可能的原因是,相比男性老年人,女性老年人与子代,尤其是与子代配偶的关系(比如婆媳关系)相对紧张,分开居住更有利于代际矛盾的缓和,同时居住距离较近也有助于子女提供各种赡养资源。从年龄分组回归结果看,代际居住距离及其平方项在低龄老人组的估计系数显著,且“分而不离”的居住模式最为有利,而对 75 岁及以上的老年人影响并不显著。可能的解释是,低龄老人的健康状况相对较好,生活独立性强,更加关注精神生活品质,产生代际冲突更容易与青年子女分开居住来减少抑郁情绪。而高龄老人则相对更加需要子女的生活照料与精神慰藉。从生活自理能力分组回归结果来看,代际居住距离及其平方项在非残疾组的估计系数显著,而对有残疾的老年人的影响并不明显。这说明,对于有一定生活自理能力的老年人,与子女“分而不离”对其主观福利有更大的增益作用,而对于生活自理能力较差的残疾老人,子女需要提供更多的生活照料。

表 3 代际居住距离与农村老年人主观福利的个人特征异质性

变量	Panel A 因变量:抑郁指数					
	性别		年龄		生活自理能力	
	男性	女性	60~74 岁	75 岁及以上	残疾	非残疾
居住距离	-0.112 (0.198)	-0.695 *** (0.224)	-0.311 * (0.165)	-0.489 (0.451)	-0.383 (0.434)	-0.395 ** (0.155)
居住距离平方	0.026 (0.050)	0.219 *** (0.057)	0.111 *** (0.042)	0.141 (0.114)	0.112 (0.112)	0.126 *** (0.039)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	2 521	2 696	4 349	868	805	4 412

变量	Panel B 因变量:生活满意度					
	性别		年龄		生活自理能力	
	男性	女性	60~74 岁	75 岁及以上	残疾	非残疾
居住距离	0.041 (0.026)	0.057 ** (0.029)	0.039 * (0.021)	0.042 (0.052)	-0.023 (0.054)	0.060 *** (0.021)
居住距离平方	-0.008 (0.007)	-0.020 *** (0.007)	-0.013 ** (0.005)	-0.007 (0.013)	0.001 (0.014)	-0.016 *** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	2 521	2 696	4 349	868	805	4 412

3.内生性讨论与稳健性检验

代际居住距离与农村老年人的主观福利之间的关系可能内生性问题,比如,老年人的主观福利状况可能反过来影响代际居住距离,多数研究并未对这一问题进行考虑。本文参考沈可等的研究^[17],采用老年人“第一个孩子是否为男孩”以及“孩子中男孩的比例”作为代际居住距离的工具变量进行二阶段最小二乘(2SLS)回归估计。选取以上两个工具变量的合理性在于,第一,被调查的老年人处于育龄期(20 世纪 70 和 80 年代)时,所生孩子的性别基本不受外在因素影响。第二,中国农村长期存在“养儿防老”与“长子养老”的倾向与传统,因而老年人第一个孩子为男孩以及所有孩子中所有孩子为男孩将使得亲子同住的概率提高,代际居住距离减小。第三,“第一个孩子是否为男孩”以及“孩子中男孩的比例”并不直接影响老年人当期主观福利水平。

本文在进行 2SLS 回归估计时^①,分别进行了弱工具变量检验、过度识别检验以及内生性检验来判断工具变量的有效性与外生性,以及关键自变量的内生性。结果表明,以抑郁指数与生活满意度为

① 限于篇幅,本文未报告 2SLS 估计结果,读者如感兴趣,可向作者索取。

因变量的第一阶段回归 F 值分别为 112.54 和 111.11,通过 1%水平的显著性检验,因此拒绝弱工具变量原假设,同时“第一个孩子是否为男孩”以及“孩子中男孩的比例”与代际居住距离显著负相关,且在 1%的水平上显著,说明选取工具变量满足相关性条件。过度识别 sargan 检验分别为 0.817 和 0.507,难以拒绝工具变量外生的原假设。内生性检验 P 值分别为 0.465 和 0.185,无法拒绝模型关键自变量没有明显内生性问题原假设。而当模型自变量不存在内生性问题时,OLS 估计比 2SLS 估计更加无偏有效^[35]。因此,可以认为前文所得结果是有效且可靠的。

为检验上文结果的稳健性,本文进一步采用 $t-1$ 期,即 2011 年 CHARLS 调查的代际居住距离数据替代 t 期(2013 年)变量数据,再次进行回归估计,从而避免可能存在的反向因果关系,结果如表 4 所示。其中,除了代际居住距离变量数据为 $t-1$ 期外,模型设定以及估计过程与表 2 相同。可以发现,从代际居住距离连续变量来看,居住距离与老年人抑郁指数呈显著的正“U”型,与生活满意度呈显著的倒“U”型;从代际居住距离分段虚拟变量来看,与亲子同住相比,代际居住距离为“本村其他房子”和“本县其他村庄”的老年人抑郁程度显著更低,居住距离处于“本县其他村庄”的老年人生活满意度显著更高。这与本文的基准估计结果基本一致,说明本文所得结果比较稳健。

表 4 稳健性检验

变量	因变量:抑郁指数		因变量:生活满意度	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
代际居住距离(连续)				
居住距离 t_{-1}	-0.175 (0.129)		0.021 (0.017)	
居住距离平方 t_{-1}	0.040 * (0.022)		-0.006 * * (0.003)	
代际居住距离(分段)				
相邻院子 t_{-1}		0.498 (0.472)		-0.018 (0.061)
本村其他房子 t_{-1}		-0.841 * * (0.360)		0.069(0.047)
本县其他村庄 t_{-1}		-0.857 * * * (0.250)		0.073 * * (0.033)
本省其他县(市) t_{-1}		-0.617 (0.847)		-0.154 (0.109)
外省 t_{-1}		-0.310 (0.482)		-0.019 (0.063)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值数	4 855	4 855	4 855	4 855

4.代际居住距离对老年人主观福利的影响途径

前文实证结果显示,相比其他居住模式,亲子“分而不离”对农村老年人的主观福利更优。那么,出现这一现象的原因是什么呢?接下来,本文将进一步检验代际居住距离对老年人主观福利的影响途径。根据本文的理论分析,农村老年人与子女“分而不离”相比其他居住模式的优势在于:一是非同住子女的经济支持“补偿”,二是代际关系水平的提升,三是老年人拥有更多闲暇时间参与社会活动。因此,本文以“过去一年不与老年人同住的子女经济支持金额(对数)”、“不与老年人同住的子女平均看望频率”^①,以及“过去一个月老年人是否参加了社会活动”^②作为经济支持、代际关系以及老年人社会活动参与的代理指标来检验代际居住距离如何影响农村老年人的主观福利。

首先,本文初步探索代际居住距离与非同住子女的经济支持、代际关系以及老年人社会活动参与的关系,回归结果如表 5 所示。从中可以看出,代际居住距离与非同住子女的经济支持与情感支持均呈倒“U”型关系,说明“分而不离”的居住模式有利于提高老年人得到的经济支持和情感支持的水平,这与本文的预期一致。同时,随着代际居住距离的增加,老年人社会活动参与概率将提高,这也符合本文的理论分析。

① 社会活动参与问题包括:(1)“串门、跟朋友交往”;(2)“打麻将、下棋、打牌、去社区活动室”;(3)“无偿向与您不住在一起的亲人、朋友或者邻居提供帮助”;(4)“去公园或者其他场所跳舞、健身、练气功等”;(5)“参加社团组织活动”;(6)“志愿者活动或者慈善活动”;(7)“无偿照顾与您不住在一起的病人或残疾人”,如被访者参加过以上至少一种活动,则认为“参加社会活动”。

② 每个子女的看望频率分为 9 级,依次为“几乎从来没有”、“每年一次”、“半年一次”、“三个月一次”、“每个月一次”、“半个月一次”、“每周一次”、“每周 2~3 次”以及“差不多每天”,分别赋值为 1~9,分值越大代表该子女看望频率越高。

表 5 代际居住距离与子女经济支持、代际关系及老年人社会活动参与的关系

变量	经济支持 OLS	代际关系 OLS	社会活动参与 Probit(边际效应)
居住距离	0.504*** (0.094)	0.318*** (0.053)	0.022* (0.013)
居住距离平方	−0.095*** (0.024)	−0.088*** (0.013)	−0.004 (0.003)
控制变量	控制	控制	控制
观测值数	5 217	5 217	5 217

接着,借鉴 Eibich 的做法^[36],在居住距离与农村老年人主观福利模型中分别加入非同住子女经济支持、代际关系以及老年人社会活动参与变量,而后观察代际居住距离对老年人主观福利的影响是否下降,从而判断以上三个变量的中介作用。模型估计结果如表 6 所示。其中,模型 1 是未控制中介变量的估计结果,模型 2、模型 3 和模型 4 为分别仅加入一个中介变量,可以发现,不论模型的因变量是抑郁指数还是生活满意度,在模型控制变量中单独加入经济支持、代际关系或社会活动参与变量后,中介变量均显著,且代际居住距离及其平方项系数均有一定程度的减小,同时显著性也在一定程度有所下降。从系数下降幅度来看,控制变量中加入代际关系变量后,居住距离平方项系数下降程度最大,分别为 25.6%(因变量为抑郁指数)和 14.3%(因变量为生活满意度);其次是经济支持,居住距离平方项系数分别下降 7.3%和 12%;最后是社会活动参与,居住距离平方项系数分别下降 7.3%和 4%。模型 5 为控制了三个中介变量的估计结果,可以发现,该模型结果中居住距离系数不再显著,居住距离平方系数显著性下降,系数值分别减小 41.5%和 37.3%。可见,“分而不离”的居住模式对农村老年人主观福利的优势主要可以由子女经济支持、代际关系以及老年人社会活动参与解释,且在三者之中,代际关系的改善发挥更大作用。

表 6 代际居住距离对农村老年人主观福利的影响途径

Panel A 因变量:抑郁指数					
变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
居住距离	−0.412*** (0.150)	−0.382** (0.151)	−0.281* (0.152)	−0.396*** (0.150)	−0.241(0.152)
居住距离平方	0.125*** (0.038)	0.120*** (0.038)	0.093** (0.039)	0.123*** (0.038)	0.085** (0.038)
经济支持		−0.061*** (0.022)			−0.068*** (0.023)
代际关系			−0.256*** (0.039)		−0.268*** (0.039)
社会活动参与				−0.862*** (0.162)	−0.843*** (0.164)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	5 217	5 217	5 217	5 217	5 217

Panel B 因变量:生活满意度					
变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
居住距离	0.050*** (0.019)	0.044** (0.019)	0.038* (0.020)	0.048** (0.019)	0.032(0.020)
居住距离平方	−0.014*** (0.005)	−0.013*** (0.005)	−0.012** (0.005)	−0.014*** (0.005)	−0.010** (0.005)
经济支持		0.011*** (0.003)			0.011*** (0.003)
代际关系			0.018*** (0.005)		0.020*** (0.005)
社会活动参与				0.108*** (0.021)	0.102*** (0.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	5 217	5 217	5 217	5 217	5 217

四、结论与启示

随着农村社会的快速转型,许多农村家庭从主干家庭分裂成多个核心家庭,亲子不同住的现象趋于普遍。在这一过程中,老年人的主观福利是否产生变化?产生了怎样的变化?为什么会产生这样的变化?这些是学界和政府关注的重要问题。本文从代际居住距离的视角,基于 2013 年中国健康与养老调查数据考察了“亲子同住”、“分而不离”以及“既分又离”等居住模式对农村老年人主观福利的影响差异,从而回应关于居住模式与老年人主观福利关系的现有研究产生分歧的主要可能原因,同时进行影响的异质性以及影响路径的讨论与检验。研究结果表明:第一,代际居住距离与农村老年人抑

郁程度呈正“U”型关系,与生活满意度呈倒“U”型关系,亲子的居住距离处于同村不同住时的老年人主观福利水平最高,即相比其他两种居住模式,老年人与子女“分而不离”对老年人主观福利状况更具优势。第二,“分而不离”的居住模式对女性、低龄、有一定生活自理能力以及主观福利水平较低的老年人的主观福利有更大的正向影响。第三,从影响途径看,“分而不离”的居住模式主要通过促进子女的经济支持、改善代际关系以及提高老年人社会活动参与水平,从而促进老年人的主观福利状况。其中,代际关系改善的影响最大,而后是经济支持和老年人社会活动参与。

“人有如叔本华所说的刺猬:离远了觉得冷,逼近了大家都觉得有刺”^[15],对于老年人而言,子女远距离外出无疑将减少亲子间的情感联系以及子女的生活照料,代际关系逐渐“冷”下来,这是有限的经济支持难以弥补的^[37],反过来,亲子同住后代际矛盾与冲突的“刺”也将逐步显现。因此,现阶段的中国农村家庭陷入了“团结”与“疏离”的矛盾情境^[38],青年子女也开始出现赡养“责任”与个人“独立”的矛盾心态^[30]。本文的研究结果支持“居住距离”是以往关于居住模式与老年人主观福利关系的相关研究结论不一致的重要原因,同时也提供了或许可以解决以上矛盾的对策措施:亲子间“分而不离”。一方面,子女仍能经常探望老年人,亲情关系仍较密切,老年人自身也可从家务活动中解脱出来,将更多时间参与自己感兴趣的活動,同时子女也有更多的空间谋求个人发展。另一方面,亲子间的冲突与矛盾也将减少,代际互动更加良性。日本的“一碗汤的距离”,即“煲好一碗汤送过去刚好不凉”就是“分而不离”的居住模式的较好例子。因此,政府在保障农村老年人的主观福利时,不仅需要继续完善和提高新型农村合作医疗以及新型农村社会养老保险等主要农村社会养老保障体系及其水平。同时也需要大力发展本地经济,拓展本地就业平台,增加当地就业机会,使得农村地区“分而不离”的居住模式更加可行。此外,还可以对亲子居住距离较近且代际良性互动频繁,代际关系良好的家庭进行经济激励,从而切实提高农村老年人的主观福利水平和生活质量。最后,“分而不离”的居住模式并不是任何农村老年人都更有利,本文得到的结论更加适用于那些低龄、女性以及生活自理能力较强的农村老年人。对于年龄较高以及生活难以自理的老年人,子女需要提供更多的生活照料与陪伴,让老年人更好地安度晚年。

参 考 文 献

- [1] 刘军强,熊谋林,苏阳. 经济增长时期的国民幸福感——基于 CGSS 数据的追踪研究[J]. 中国社会科学,2012(12):82-102.
- [2] 张学志,才国伟. 收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据[J]. 管理世界,2011(9):63-73.
- [3] 张翼. 中国家庭的小型化、核心化与老年空巢化[J]. 中国特色社会主义研究,2012(6):87-94.
- [4] 彭希哲,胡湛. 当代中国家庭变迁与家庭政策重构[J]. 中国社会科学,2015(12):113-132.
- [5] LI X, XIAO Z, XIAO S. Suicide among the elderly in mainland China[J]. Psychogeriatrics, 2009, 9(2): 62-66.
- [6] 江克忠,裴育,邓继光,等. 亲子共同居住可以改善老年家庭的福利水平吗?——基于 CHARLS 数据的证据[J]. 劳动经济研究, 2014(2):134-152.
- [7] 石金群. 转型期家庭代际关系流变:机制、逻辑与张力[J]. 社会学研究,2016(6):191-213.
- [8] 王树新. 论城市中青年人与老年人分而不离的供养关系[J]. 中国人口科学,1995(3):38-42.
- [9] 赵哲,江克忠. 老年人居住偏好及亲子现实居住模式的实证研究[J]. 河北青年管理干部学院学报,2014(4):30-34.
- [10] JOUTSENNIEMI K. Living arrangements and health[J]. Health education research, 2007, 8(4):495-503.
- [11] GETZEL G S. Helping the elderly: the complementary roles of informal networks and formal systems[J]. Contemporary sociology, 1986, 15(5):719.
- [12] SARWARI A R, FREDMAN L, LANGENBERG P, et al. Prospective study on the relation between living arrangement and change in functional health status of elderly women[J]. American journal of epidemiology, 1998, 147(4):370-378.
- [13] MICHAEL Y L, BERKMAN L F, COLDITZ G A, et al. Living arrangements, social integration, and change in functional health status[J]. American journal of epidemiology, 2001, 153(2):123-131.
- [14] WENGER G C, DYKSTRA P A, MELKAS T, et al. Social embeddedness and late-life parenthood: community activity, close ties, and support networks[J]. Journal of family issues, 2007, 28(11):1419-1456.
- [15] 费孝通. 乡土中国·生育制度·乡土重建[M]. 北京:商务印书馆,2011.
- [16] 刘岚,齐良书,陈功. 居住安排与成年子女赡养老年父母的关系[J]. 中国老年学,2015,35(13):3715-3717.

[17] 沈可,程令国,魏星. 居住模式如何影响老年人的幸福感? [J]. 世界经济文汇,2013(6):89-100.

[18] 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[J]. 人口学刊,2016(6):77-86.

[19] 刘宏,高松,王俊. 养老模式对健康的影响[J]. 经济研究,2011(4):80-93.

[20] 任强,唐启明. 中国老年人的居住安排与情感健康研究[J]. 中国人口科学,2014(4):82-91.

[21] 瞿小敏. 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[J]. 未来与发展,2015(3):46-50.

[22] 邓婷鹤,何秀荣,王佳友. 居住模式对老人福利的影响:基于代际关系的视角——来自我国老人膳食质量的证据[J]. 财经研究,2016(12):39-48.

[23] HA J H. The effect of parent-child geographic proximity on widowed parents' psychological adjustment and social integration[J]. Research on aging,2005,27(5):578-610.

[24] LEE Y J,PARISH W L,WILLIS R J. Sons,daughters,and intergenerational support in Taiwan[J]. American journal of sociology,1994,99(4):1010-1041.

[25] ZIMMER Z,KWONG J. Family size and support of older adults in urban and rural China:current effects and future implications [J]. Demography,2003,40(1):23.

[26] 连玉君,黎文素,黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究[J]. 经济学(季刊),2015(1):185-202.

[27] CLARKE E J,PRESTON M,RAKSIN J,et al. Types of conflicts and tensions between older parents and adult children[J]. The gerontologist,1999,39(3):261-270.

[28] 伍海霞. 啃老还是养老? 亲子同居家庭中的代际支持研究——基于七省区调查数据的分析[J]. 社会科学,2015(11):82-90.

[29] 鄢盛明,陈皆明,杨善华. 居住安排对子女赡养行为的影响[J]. 中国社会科学,2001(1):130-140.

[30] 石金群. 当代西方家庭代际关系研究的理论新转向[J]. 国外社会科学,2015(2):74-80.

[31] DIENER E,SUH E M,LUCAS R E,et al. Subjective well-being:three decades of progress[J]. Psychological bulletin,1999,125(2):276-302.

[32] 解垚. “新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响[J]. 财经研究,2015(8):39-49.

[33] 何泱泱,周钦. “新农保”对农村居民主观福利的影响研究[J]. 保险研究,2016(3):106-117.

[34] ANDRESEN E M,MALMGREN J A,CARTER W B,et al. Screening for depression in well older adults:evaluation of a short form of the CES-D (center for epidemiologic studies depression scale)[J]. American journal of preventive medicine,1994,10(2):77.

[35] 伍德里奇. 计量经济学导论[M]. 4 版.费剑平,译. 北京:中国人民大学出版社,2010.

[36] EIBICH P. Understanding the effect of retirement on health:mechanisms and heterogeneity[J]. Journal of health economics,2015(43):1.

[37] 郑晓冬,方向明. 农村空巢老人主观福利:经济支持还是情感支持——基于 CHARLS 数据的实证研究[J]. 华南理工大学学报(社会科学版),2016,18(6):26-34.

[38] 韦宏耀,钟涨宝. 团结还是疏离:转型期的农村居民代际支持——基于全国农村地区微观数据的分析[J]. 中国农村经济,2016(6):2-14.

(责任编辑:陈万红)