



流动子女代际支持对农村空巢老人健康状况的影响分析

刘 晨

南京农业大学经济管理学院, 江苏 南京 210095

摘要:在劳动力转移和老龄化的双重背景下,文章重点关注农村子女流动对农村空巢老人自评健康和慢性病状况的影响机制,比较经济支持和就近居住两种代际支持方式对农村空巢老人健康状况的不同影响。利用中国健康与养老追踪调查数据库2015年和2018年的数据,并采用倾向得分匹配法与双重差分法进行实证分析后发现,农村子女流向城市会显著恶化空巢老人的自评健康并增加老人的慢性病患者概率。在对子女代际支持的两种模式进行比较后发现,经济支持效应可以改善空巢老人的自评健康,但对改善慢性病患者情况的影响微乎其微,忽视效应不利于空巢老人自评健康,但可以缓解部分慢性病的患病状况。以子女流动距离为门槛探究何种流动距离对空巢老人自评健康最有利,结果表明,当流动子女与空巢老人同县/区但不同村/社区时,空巢老人自评健康状况最佳。上述研究为有针对性地制定农村空巢老人照料政策提供了参考依据。

关键词:代际支持;空巢老人;流动子女;健康;农村

中图分类号:C913.6

文献标志码:A

文章编号:1671-0479(2022)03-228-008

doi:10.7655/NYDXBSS20220304

随着城镇化规模的扩大,大量农村青年流向城市工作、生活与学习,接踵而来的是越来越多的农村老人成为空巢老人。社会各界广泛关注如何赡养空巢老人的问题,空巢老人的赡养问题不仅关系到空巢老人的生活水平、家庭成员的幸福程度,也关系到整个社会的繁荣稳定。与此同时,健康问题,特别是慢性病导致的健康问题已经成为空巢老人生存质量下降的主要原因之一。在中国农村,每年因慢性病死亡的人数比例相当高,2020年这个比例已高达88.5%^[1]。与城市相比,农村卫生条件差,空巢老人因免疫力较差,较其他年龄阶段群体更容易受到慢性病的困扰。每位流动子女都可能面临着赡养空巢老人并改善空巢老人健康状况的重大问题。经济支持和就近居住是农村流动子女可以选择的两种赡养空巢老人并改善老人健康状况的养老方式。

本文围绕子女流动后对空巢老人健康的影响,研究以下几个问题:第一,农村子女流动是否影响

农村空巢老人的自评健康和慢性病患者状况;第二,经济支持和就近居住两种赡养方式,哪一种更有利于改善空巢老人的自评健康和慢性病患者状况;第三,何种流动距离对空巢老人自评健康最有利。

为了回答这些问题,本文探讨农村子女流动对空巢老人自评健康和14项慢性疾病的全面影响,并从经济支持效应和忽视效应两个角度解释了其中的机制,在比较经济支持效应和忽视效应的大小之后,进一步以农村子女流动距离为门槛,探讨最有利于空巢老人健康的子女流动距离。

一、文献综述

空巢老人的养老问题亟须解决与完善。在老人健康状况的识别方面,自评健康指标更受到学者普遍关注,且能有效、综合地反映老年人的健康状况^[2]。经济支持和就近居住是中国常见的两种子女照料老人的方式。在经济支持方面,国内外学者普

收稿日期:2022-03-28

作者简介:刘晨(1996—),女,江苏徐州人,博士研究生在读,研究方向为老龄健康。

遍认为经济支持有利于老人健康^[3-4],老人如果能得到一定的经济支持,则生活满意度较高,有较高的健康水平^[5]。在居住安排方面,国内外关于与子女同住对老人健康影响的研究并未得到一致结论。一部分研究认为,与子女同住的老人可以获得家人更多的照料,有利于改善老人身心健康并提升生活满意度^[6],且与子女同住的老人在日常照顾、物质精神照料等方面具有更多的优势,子女与老人同住的养老方式可以有效降低老人的死亡风险^[7]。另一部分学者认为,与子女同住会由于见面频率增加而引发代际关系紧张,不利于老人健康且降低了老人的生活满意度^[8]。刘宏等^[9]研究结果表明,老人与子女合住的养老模式不能给老人带来最好的健康状况和生活满意度,而经济与生活均相对独立的老年夫妻有较好的健康和较高的主观幸福感知度^[10]。目前尚未有文献将子女居住距离、子女经济支持与老人健康的关系相结合,并比较两种关系孰轻孰重。

除了经济支持和居住距离两个影响因素外,环境因素、医疗服务水平、家庭收入、教育程度、医疗保险乃至代际照料都是影响老人健康的重要因素。环境质量和公众健康的相关研究已在社会各界受到高度关注,学者普遍以大气污染程度作为环境污染的指标,也有少数学者以水面污染作为替代变量。无论是在宏观层面还是微观层面,环境污染均为影响国民健康的重要因素。卢洪友等^[11]验证了水面污染对国民健康的影响,苗艳青等^[12]从微观角度验证了环境是影响个人健康的一个重要因素。盛帅^[13]从福利经济学的角度出发,认为医疗服务水平对居民健康产生显著影响,且该影响在城乡之间有显著性差异。邓大松等^[14]认为,家庭固定资产和教育程度对老人健康有显著影响。刘祚祥^[15]研究结果表明,新型农村合作医疗可以改善农户的健康风险。吴培材^[16]采用2015年与2018年的中国健康与养老追踪调查数据进行研究,结果表明老人过去一年照料孙子孙女的经历对其身心健康有显著的积极影响。

综上所述,有关代际支持和老人健康关系的探讨已有了丰富的研究,但在劳动力转移背景下,流动子女不同代际支持方式对空巢老人健康的全面影响机制仍有待完善。以往文献大多只比较了子女是否流动对空巢老人健康状况的影响,忽略了不同流动距离对老人健康影响的异质性问题,农村子女流动对空巢老人健康的影响不是是否流动的区别,而是流动距离的区别。本文的边际贡献在于:第一,关注农村空巢老人自评健康与慢性病患病情况,从空巢老人主观感受和客观患病状况两方面识别空巢老人的健康状况,并以此为基础评价农村子

女流动对空巢老人健康状况的综合影响;第二,讨论经济支持与就近居住两种赡养模式对空巢老人健康的影响机制;第三,验证不同农村子女流动距离对空巢老人健康的影响,并找出子女流动距离的门槛值,回答农村流动子女赡养空巢老人最优流动距离的问题。

二、模型、变量及数据处理

(一) 计量模型构建

为研究农村子女流动对农村空巢老人健康状况的影响,本文利用双重差分和倾向得分匹配结合的方法估计农村子女流动的全面影响,即平均处理效应。双重差分和倾向得分匹配结合的方法可以在一定程度上改善数据的遗漏变量和自选择等问题^[17-18]。本研究分为两组,处理组指非实验期同子女一起居住,实验期不和子女一同居住的空巢老人个体样本;控制组指所有时期都和子女一起居住的老人个体样本。

假设 N_{it}^T 为实验期处理组个体的结果变量, N_{it}^C 为非实验期处理组个体 i 的结果变量。同样的, N_{it}^C 、 N_{it}^C 是控制组个体在不同时期的结果变量。将 T 设置为虚拟变量,当 $T=1$ 时为处理组, $T=0$ 时为控制组。根据非实验期的特征变量进行估计得到的倾向得分,设为 $P(x_{0i})$ 。将双重差分(difference-in-difference, DID)和倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)进行结合^[18],相应的数学表达如下所示:

$$\text{PSM-DID} = E[N_{11}^T - N_{01}^T | P(x_{0i}), T=1] - E[N_{10}^C - N_{00}^C | P(x_{0i}), T=0] \quad (1)$$

经济支持和就近居住是子女赡养老人的两种主要方式,在子女流动后,一方面会给予老人经济支持,缓解老人健康危机,另一方面,子女居住距离变远而产生对老人健康的忽视,从而损害老人健康状况。因此本文从经济支持效应和忽视效应两个角度解释子女流动对老人健康的全面影响。其中,经济支持效应指流动子女给予空巢老人经济支持对老人健康状况的影响,忽视效应指子女流动后因居住距离变远而对空巢老人产生的影响。

对于子女代际支持,传统认知是子女给予经济支持可以改善老人的健康状况,为了计算农村流动子女给予经济支持对农村空巢老人健康状况的影响,即经济支持效应的大小,本文首先计算了经济支持效应弹性。具体做法如下:第一步计算子女经济支持的回归系数,第二步由回归系数计算经济支持弹性,经济支持弹性的大小即为经济支持效应。计算回归系数的基本模型来自 Grossman^[19]建立的健康生产函数,该函数由 Cropper^[20]、Gerking^[21]等逐

步加入污染因素后予以改进,同时参照学者赵忠^[22]、王俊^[23]等创立的宏观健康生产函数,本文将环境、家庭收入、隔代照料、子女照料、保险和人情往来作为影响健康需求的因素加入微观健康生产函数中,得到以下方程:

$$\text{LnHd}=\text{Ln}\omega+\alpha_1\text{LnEco}+\alpha_2\text{LnSav}+\alpha_3\text{Car}+\alpha_4\text{Chi}+\alpha_5\text{Ins}+\alpha_6\text{Hum}+u_{it} \quad (2)$$

其中,Hd代表微观个体的自评健康等级或是否患有某项慢性疾病,Eco代表环境因素,Sav代表家庭收入因素,Car代表隔代照料因素,Chi代表子女照料因素,Ins代表保险因素,Hum代表人情往来因素。

同样的方法可以计算忽视效应的大小,比较经济支持效应与忽视效应的大小,结果显示忽视效应的影响更大。进一步探讨子女流动距离和空巢老人自评健康关系的拐点及边际效应,目的是找出流动子女的最佳赡养距离,本文使用门槛效应模型讨论农村子女流动和空巢老人自评健康的关系。精细化边际影响的变化及其拐点的常用方法有两种。

第一种,为了探究高次项差异的统计学意义,将高次项加到回归方程中进行回归。然而,高次项与一次项通常存在较大的共线性,这种情况下不适用。第二种,使用分段回归的方法。由于数据分布和人为主观判断的差异等问题,此种方法有一定误差。门槛模型使用数据抽取模拟的方式,使用 R^2 确立拟合优度和拐点值,有效改善误差。同时,门槛回归模型采用固定效应模型,可很大程度上消除同一地区随自变量变化很小而又可能对健康造成影响的因素。并且门槛回归曲线的变化趋势更符合实际的暴露反应趋势^[24]。以居住距离为门槛值,假设有 $k-1$ 个拐点值,门槛效应模型如下:

$$\begin{cases} y_{ijt}=\mu_i+\beta_1P+X_{jt}\theta+\epsilon_{it}, & d\leq\gamma_1 \\ y_{ijt}=\mu_i+\beta_1P+X_{jt}\theta+\epsilon_{it}, & d\leq\gamma_2 \\ \dots \\ y_{ijt}=\mu_i+\beta_1P+X_{jt}\theta+\epsilon_{it}, & d\leq\gamma_{k-1} \end{cases} \quad (3)$$

合并过后,也可表示为成等价的单一方程形式:

$$y_{ijt}=\mu+\beta_1PI(d\leq\gamma_1)+\beta_2PH_{jt}I(\gamma_1\leq d\leq\gamma_2)+\dots+X_{jt}\theta+\epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, y_{ijt} 表示自评健康或患有某项慢性疾病的状况; μ_i 表示个体层面特征; d 是农村流动子女的流动距离,也是门槛效应模型中的“门槛变量”; γ 为拐点; X_{jt} 是控制变量,包括性别、年龄、教育程度等变量; ϵ_i 为残差项; $I(\cdot)$ 为指示函数,以 $I(d\leq\gamma_1)$ 为例,当农村子女流动距离 $\leq\gamma_1$ 时, $I(d\leq\gamma_1)$ 为1,否则为0。该方程的模拟方式是首先估计门槛值,接着构造 F 统计量并且进行显著性检验,由计算出的具体门槛个数和非拒绝域确定模型的最终形式。

$k-1$ 个拐点把数据分成 k 部分并通过 t 检验确定回归系数的显著性。整个估计过程在Stata SE 15.0软件中进行。

结合模型和已有文献,本文提出以下三个假说。假说一:农村子女流动对农村空巢老人健康状况的影响是消极的;假说二:流动农村子女的经济支持效应对农村空巢老人的健康状况为正向影响,忽视效应对农村空巢老人的健康状况为负向影响;假说三:流动子女的流动距离对农村空巢老人自评健康的影响存在拐点。

(二)变量说明

本文所使用的数据来源于2015年与2018年的中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)数据库。在剔除无效样本、将两年的数据进行匹配并设置处理组和控制组类别后,共得到1371个完整的观测数据。1371个样本来自27个省、自治区、直辖市。

对2015年和2018年CHARLS数据库的匹配,本文的具体做法如下。CHARLS数据库由多个子数据库组成,本研究涉及的子数据库为基本信息、子女信息、家庭交往与帮助、健康状况和功能部分。首先,在Stata软件中采用merge命令分别将2015年和2018年的数据以ID为连接进行匹配。其次,使用merge命令,以ID为连接,将2015年和2018年的数据库进行匹配,保留关键变量,得到本研究需要的数据库。再次,以年龄、户籍等变量筛选样本,并以2015年和2018年“子女居住地点”确定处理组和控制组,处理组为2015年和子女同住但2018年因子女流动不和子女同住的农村老人样本,控制组为2015年和2018年均和子女同住的农村老人样本。

本文所涉空巢老人主要指所有儿女均不与其同住的65周岁以上的农村老人。空巢老人健康状况由主观自评健康等级和客观慢性患病状况表示。本文涉及的慢性病包括高血压、血脂异常、糖尿病或血糖升高、肝脏疾病、心脏病、肾脏疾病、胃部疾病、慢性肺部疾患、癌症等恶性肿瘤、中风、情感及精神方面问题、与记忆相关的疾病、关节炎或风湿病、哮喘,共14类。自评健康由虚拟变量1~5表示,1~5分别表示自评健康由好到不好。14项慢性病患者状况中,1表示“患病”,0表示“未患病”。

空巢老人的健康状况受到诸多因素的影响,给予经济支持和就近居住的代际照料可以改善空巢老人健康。本文涉及的子女照料因素包括子女经济支持和子女居住距离两类变量。子女经济支持是过去一年流动子女给空巢老人的经济支持(单位为元),由于空巢老人的外出子女数量不唯一,本文所计算的子女经济支持和居住距离均为平均值。本文用1~6衡量流动子女与空巢老人的居住距离,

1~6分别表示由近及远。除了子女照料因素外,其他诸多因素也会影响空巢老人的健康状况,如遗传、公共卫生水平、环境、家庭收入、隔代照料、保险和人情往来等因素,所以我们控制了个人特征变量(性别、年龄、教育程度、婚姻状况)、公共卫生水平因素(地区自来水普及率、医疗资源可及性)、环境因素(工业废水排放量)、家庭收入因素(家庭收入)、隔代照料因素(老人赡养父母、照料孙子孙女状况)、保险因素(参加医疗保险个数)和人情往来因素(过去一年家庭参加

红白喜事给出的份子钱)等。本文所使用的家庭收入为扣除个人所得税、各类保险、住房公积金后的老人夫妇的工资收入和转移性收入,且不包括子女给的经济支持,故家庭收入项和子女经济支持项不存在共线性的问题。除了子女居住距离指标分别来自2015年与2018年的CHARLS数据,工业废水排放量及地区自来水普及率来自2018年中国统计年鉴,其他指标数据均由2018年CHARLS数据整理得来。具体变量含义如表1所示。

表1 变量含义

| 变量属性及名称 | 变量含义 |
|--------------|---|
| 被解释变量 | |
| 自评健康 | 虚拟变量,1~5分别表示自评健康由好到不好。1表示“极好”,2表示“很好”,3表示“好”,4表示“一般”,5表示“不好” |
| 慢性病患病状况 | 0=“未患病”,1=“患病” |
| 关键变量 | |
| 子女经济支持 | 过去一年子女给父母的经济支持(元) |
| 2015年子女居住距离 | 2015年子女与老人居住距离 |
| 2018年子女居住距离 | 2018年子女与老人居住距离 |
| 控制变量 | |
| 性别 | 虚拟变量,0=“女”,1=“男” |
| 年龄 | 岁 |
| 教育程度 | 虚拟变量,1=“未受过教育”,2=“未读完小学”,3=“私塾”,4=“小学毕业”,5=“初中毕业”,6=“高中毕业”,7=“中专毕业”,8=“大学毕业”,9=“本科毕业”,10=“硕士毕业”,11=“博士毕业” |
| 婚姻状况 | 虚拟变量,0=“未婚、离异或丧偶”,1=“已婚” |
| 污染 | 2018年工业污染排放量(万吨) |
| 家庭收入 | 扣除个人所得税、各类保险、住房公积金后的家庭工资收入和转移性收入(元) |
| 是否照料孙子孙女 | 0=“否”,1=“是” |
| 是否照料老人 | 0=“否”,1=“是” |
| 参加医疗保险数量 | 受访者目前参加医疗保险的个数(个) |
| 人情往来 | 过去一年家庭参加红白喜事给出的份子钱(元) |

三、农村子女流动的全面影响分析

(一)数据描述

由表2可知,有经济支持的空巢老人自评健康更好,慢性肺部疾患患病率更低,但高血压患病率较无经济支持者更高,差异有统计学意义,其他疾病者健康状况差异无统计学意义。

由表3可知,控制组自评健康情况更好,说明子女外出总体上不利于农村空巢老人健康。但子女流动反而有利于缓解高血压和高血糖,处理组患病率更低,差异有统计学意义。与子女同住的老人,可能膳食需求和子女不同,膳食结构不均衡反而使老人健康状况变差。

(二)农村子女流动对农村空巢老人健康状况的平均处理效应

表3分析了空巢老人在农村子女流动和不流动

情况下的健康状况,但结果因受到样本自选择的干扰而产生偏误,表2也提到了老人身体健康状况会受到子女经济支持的影响,均值t检验结果也表明老人健康状况在子女是否给予经济支持情况下存在显著差异。因此,本节使用双重差分和倾向得分匹配结合的方法,以更准确地探讨子女流动对空巢老人健康状况的影响,估计出子女流动对空巢老人健康状况造成的平均处理效应。通过分析处理组和控制组在子女流动状态发生变化后老人健康状况的变化,可以估计出子女流动对空巢老人健康状况的全面影响。根据式(1)计算得出的农村子女流动对空巢老人健康状况的平均处理效应等,结果见表4。

首先看自评健康,农村子女流动给空巢老人自评健康带来的平均处理效应为正,即子女流动导致空巢老人自评健康变差。其次,子女流动会显著影

表2 子女是否给予经济支持老人健康状况均值统计

| 疾病种类 | | | | ($\bar{x}\pm s$) | |
|-----------|-------------|----------------|--------------|--------------------|-------|
| | 总体 | 有经济支持(n=1 244) | 无经济支持(n=127) | t值 | P值 |
| 自评健康 | 3.156±1.013 | 3.126±0.030 | 3.435±0.090 | 3.265 | 0.001 |
| 高血压 | 0.355±0.479 | 0.368±0.014 | 0.228±0.037 | -3.145 | 0.002 |
| 血脂异常 | 0.182±0.386 | 0.157±0.325 | 0.185±0.011 | -0.762 | 0.447 |
| 糖尿病/血糖升高 | 0.113±0.317 | 0.113±0.009 | 0.118±0.029 | 0.189 | 0.850 |
| 癌症等恶性肿瘤 | 0.019±0.136 | 0.018±0.004 | 0.024±0.014 | 0.404 | 0.687 |
| 慢性肺部疾患 | 0.101±0.370 | 0.100±0.011 | 0.153±0.022 | 1.676 | 0.009 |
| 肝脏疾病 | 0.070±0.255 | 0.073±0.007 | 0.039±0.017 | -1.421 | 0.156 |
| 心脏病 | 0.179±0.377 | 0.184±0.011 | 0.133±0.022 | -1.456 | 0.145 |
| 中风 | 0.041±0.185 | 0.039±0.006 | 0.060±0.000 | 1.193 | 0.233 |
| 肾脏疾病 | 0.114±0.309 | 0.113±0.009 | 0.125±0.020 | 0.437 | 0.662 |
| 胃部疾病 | 0.313±0.464 | 0.315±0.013 | 0.029±0.040 | -0.550 | 0.582 |
| 情感及精神方面问题 | 0.033±0.178 | 0.031±0.005 | 0.047±0.019 | 0.957 | 0.338 |
| 与记忆相关的疾病 | 0.026±0.158 | 0.027±0.005 | 0.008±0.008 | -1.324 | 0.186 |
| 关节炎或风湿病 | 0.289±0.497 | 0.287±0.014 | 0.307±0.041 | 0.431 | 0.667 |
| 哮喘 | 0.055±0.229 | 0.058±0.007 | 0.031±0.016 | -1.237 | 0.216 |

表中数据从CHARLS问卷样本中计算得出。

表3 子女是否流动老人健康状况均值统计

| 疾病种类 | | | | ($\bar{x}\pm s$) | |
|-----------|-------------|-------------|-------------|--------------------|--------|
| | 总体 | 处理组(n=555) | 控制组(n=816) | t值 | P值 |
| 自评健康 | 3.156±1.013 | 3.336±0.043 | 3.031±0.036 | -5.285 | <0.001 |
| 高血压 | 0.355±0.479 | 0.312±0.020 | 0.385±0.017 | 2.781 | 0.006 |
| 血脂异常 | 0.182±0.386 | 0.166±0.016 | 0.194±0.014 | 1.311 | 0.190 |
| 糖尿病/血糖升高 | 0.113±0.317 | 0.088±0.012 | 0.130±0.012 | 2.392 | 0.017 |
| 癌症等恶性肿瘤 | 0.019±0.136 | 0.016±0.005 | 0.021±0.005 | 0.615 | 0.539 |
| 慢性肺部疾患 | 0.101±0.370 | 0.105±0.016 | 0.100±0.013 | -0.394 | 0.694 |
| 肝脏疾病 | 0.070±0.255 | 0.074±0.011 | 0.067±0.009 | -0.461 | 0.645 |
| 心脏病 | 0.179±0.377 | 0.201±0.017 | 0.165±0.013 | -1.744 | 0.881 |
| 中风 | 0.041±0.185 | 0.034±0.007 | 0.046±0.007 | 1.211 | 0.226 |
| 肾脏疾病 | 0.114±0.309 | 0.113±0.013 | 0.114±0.011 | 0.112 | 0.911 |
| 胃部疾病 | 0.313±0.464 | 0.299±0.019 | 0.322±0.016 | 0.909 | 0.363 |
| 情感及精神方面问题 | 0.033±0.178 | 0.038±0.008 | 0.029±0.006 | -0.859 | 0.390 |
| 与记忆相关的疾病 | 0.026±0.158 | 0.027±0.007 | 0.025±0.005 | -0.290 | 0.772 |
| 关节炎或风湿病 | 0.289±0.497 | 0.281±0.021 | 0.295±0.017 | 0.508 | 0.611 |
| 哮喘 | 0.055±0.229 | 0.061±0.010 | 0.051±0.008 | -0.777 | 0.437 |

表中数据从CHARLS问卷样本中计算得出。

响空巢老人的高血压、慢性肺部疾患、肝脏疾病、胃部疾病、情感及精神问题与关节炎或风湿病,影响最大的是高血压、肝脏疾病和胃部疾病。除了血脂异常、糖尿病/血糖升高和肾脏疾病,子女流动对空巢老人健康状况的平均处理效应均为正。可见,总体上子女流动对空巢老人健康的影响是消极的。

(三)子女流动对空巢老人健康状况的影响机制

1. 经济支持效应分析

如上文所述,农村子女流动显著影响了空巢老人的健康状况。经济支持和就近居住是常见的两种子女赡养方式,子女流动一方面会因为居住距离改变而对空巢老人身体状况产生影响,另一方面,子女流动后也会给予空巢老人一定的经济支持。由表2可知,有经济支持的空巢老人身体健康状况总体上优于没有经济支持的空巢老人。可以猜测,

当子女外出后,给予空巢老人经济支持也可以一定程度上改善老人的身体健康。表4给出了子女外出后(即处理组样本),空巢老人健康状况的经济支持弹性。可以看出,对于自评健康和14项疾病,经济支持弹性均接近于0。对于具体的慢性疾病,如果子女给的经济支持较多,空巢老人可以改善的疾病有:糖尿病/血糖升高、癌症等恶性肿瘤、肾脏疾病、关节炎或风湿病和哮喘。总体来看,经济支持效应对空巢老人身体健康有一定的正向作用,但改善微乎其微。由此验证了假说二中的“经济支持效应对空巢老人的健康存在正向影响”,同时也验证了假说一。

2. 忽视效应分析

子女流动后,无法较好地照料空巢老人的身体健康,由于子女流动而带来的空巢老人身体健康状况恶

化即为文本所说的忽视效应。子女流动后,虽然会给空巢老人一定的经济支持,但是经济支持的弹性非常小,几乎为零,故经济支持效应对空巢老人健康状况的影响非常小,忽视效应的影响更大。

忽视效应的计算方法与经济支持效应相似,表4给出了距离弹性的结果。流动子女居住距离每变远一个单位,空巢老人自评身体健康变差0.510个单位。总体来说,外出子女居住距离变远不利于空巢老人的主观健康感受,且对于具体的慢性病患状况的影响不相同。子女流动距离变远,提高了老

人患高血压、血脂异常、糖尿病/血糖升高、癌症等恶性肿瘤、心脏病、胃部疾病、关节炎或风湿病的可能,但也降低了患慢性肺部疾患、肝脏疾病、中风、肾脏疾病、情感及精神问题、与记忆相关疾病的概率。由此验证了假说二中的“忽视效应对空巢老人的健康存在负向影响”。

经济支持效应和忽视效应对空巢老人的健康产生了相反的影响,总体来看,农村子女流动后对老人健康的负向影响主要由忽视效应解释,经济支持效应的影响可忽略不计。

表4 农村子女流动的经济支持弹性、距离弹性、平均处理效应、经济支持效应及忽视效应

| 疾病种类 | 平均处理效应 | 标准误 | 经济支持弹性 (经济支持效应) | 距离弹性 (忽视效应) |
|----------|----------|-------|--------------------|----------------|
| 自评健康 | 0.670*** | 0.209 | -0.000 044 | 0.510 |
| 高血压病 | 0.047* | 0.025 | 0.000 024 | 0.026 |
| 血脂异常 | -0.037 | 0.040 | 0.000 015 | 0.024 |
| 糖尿病/血糖升高 | -0.020 | 0.046 | -0.000 004 | 0.012 |
| 癌症等恶性肿瘤 | 0.003 | 0.002 | -0.000 003 | 0.009 |
| 慢性肺部疾患 | 0.009*** | 0.003 | 0.000 001 | -0.033 |
| 肝脏疾病 | 0.013*** | 0.004 | 0.000 015 | -0.013 |
| 心脏病 | 0.023 | 0.024 | 0.000 012 | 0.016 |
| 中风 | 0.003*** | 0.002 | 0.000 000 | -0.023 |
| 肾脏疾病 | -0.024 | 0.023 | -0.000 002 | -0.001 |
| 胃部疾病 | 0.014*** | 0.004 | 0.000 002 | 0.031 |
| 情感及精神问题 | 0.005*** | 0.002 | 0.000 004 | -0.003 |
| 与记忆相关疾病 | 0.000 | 0.023 | 0.000 000 | -0.007 |
| 关节炎或风湿病 | 0.007*** | 0.033 | -0.000 004 | 0.034 |
| 哮喘 | 0.002 | 0.002 | -0.000 001 | -0.003 |

*, $P<0.10$,**, $P<0.05$,***, $P<0.01$ 。

3. 子女流动距离的门槛回归

上文分析结果表明,农村子女流动给空巢老人健康带来的影响是消极的,且忽视效应主导了子女外出的消极影响。那么,流动子女与空巢老人居住距离越近,越有利于空巢老人健康吗?答案是否定的。刘宏等^[9]研究表明,子女与老人同住的模式并没有给老人带来最优的健康和幸福度。本节采用双重门槛回归模型,选用空巢老人的主观健康评级即自评健康为研究对象,以流动子女的流动距离为门槛值,探究流动子女居住距离与空巢老人自评健康的拐点。

如表5门槛回归结果所示,外出子女居住距离的拐点为2(相邻院子)和4(常住地所在市、县或区的其他社区或村)。当流动子女与空巢老人的居住距离大于2且小于4时,距离对于空巢老人健康影响的边际效应递减,即子女与老人就近居住没有给老人带来最优的健康状况,这与刘宏等^[9]的研究结果一致。当距离 >4 时,流动子女居住距离越远,空

巢老人自评健康越差,这也印证了上一节的结论,即忽视效应不利于空巢老人健康。因此,外出子女与空巢老人的最佳居住方式为同市、县或区但不同社区或村,由此验证了假说三。

四、结 论

本文首先以双重差分和倾向得分匹配测算了农村流动子女外出对空巢老人健康状况的平均处理效应,并结合经济支持效应与忽视效应解释了农村流动子女外出对空巢老人健康的影响机制。其次,本文重点研究农村子女流动对空巢老人健康状况的影响,比较了经济支持效应与忽视效应的大小。研究表明,对于自评健康和大多数慢性疾病,忽视效应的负向影响远大于经济支持效应对空巢老人健康状况的正向影响。具体来看,经济支持对空巢老人健康的改善微乎其微。忽视效应对自评健康和绝大多数的慢性病患状况都有负向影响,但对于慢性肺部疾患、肝脏疾病等,“忽视”反而

表5 门槛回归结果

| 变量 | 系数 |
|--------------------------|---------------------------|
| 居住距离 ≤ 2 | $-1.14 \times 10^{-5***}$ |
| $2 < \text{居住距离} \leq 4$ | -2.32×10^{-5} |
| 居住距离 > 4 | $9.24 \times 10^{-5***}$ |
| 子女经济支持 | 2.70×10^{-6} |
| 性别 | 0.303*** |
| 年龄 | 0.010*** |
| 教育程度 | -0.015*** |
| 婚姻状况 | 0.200*** |
| 污染 | $3.70 \times 10^{-5***}$ |
| 家庭收入 | -4.70×10^{-7} |
| 是否照料孙子孙女 | 0.002 |
| 是否照料老人 | 0.142** |
| 参加医疗保险数量 | 0.214 |
| 人情往来 | $1.30 \times 10^{-5*}$ |

居住距离2为相邻院子,4为常住地所在市、县或区的其他社区或村。*: $P < 0.10$, **: $P < 0.05$, ***: $P < 0.01$ 。

有利于老人健康,本文推测,这可能是由于子女适当地忽视,空巢老人会采用更清淡的饮食结构,反而有益于部分慢性疾病的防治。最后,在验证了忽视效应是影响空巢老人健康状况的主要因素后,本文以流动子女居住距离为门槛值,证明了流动子女居住距离对空巢老人健康的影响存在拐点,且当子女与空巢老人同市、县或区但不同社区或村时,空巢老人自评健康状况最佳。

再回到文章开头提出的问题,本研究结果表明,经济支持在一定程度上改善了空巢老人健康状况,特别是可以改善空巢老人自评健康和实际慢性病中糖尿病/血糖升高、癌症等恶性肿瘤、肾脏疾病、关节炎或风湿病和哮喘的患病状况。而忽视效应总体上不利于空巢老人健康,且主要解释了对空巢老人健康状况的负向影响,即就近居住相比经济支持更有利于空巢老人健康。但是,农村流动子女居住距离与空巢老人健康的关系更像一个博弈的过程,同住会引发代际关系紧张的问题,子女居住距离远又不利于空巢老人健康,因此子女在养老问题上更应慎重。

经济支持不如就近居住。在家庭层面,本文提倡农村流动子女在适当的范围内就近居住,即尽量采取同市、县、区但不同社区或村的居住方式,一来方便外出子女提供照料,二来可以缓解代际关系紧张的问题。然而,由于农村子女多因为更好的就业机会离开家乡,因此相关部门有必要合理引导就业与创业,一方面增加本地就业机会,另一方面也要完善返乡创业环境,将更多的人才留在本省或本市,既有益于当地经济建设,又可以解决当地农村空巢老人照料问题。

本文也倡导多给予空巢老人经济支持,可提高空巢老人对自身健康的满意度。同时,无论是给予

经济支持还是就近居住,建议农村流动子女多关注空巢老人的慢性病患病情况,合理安排空巢老人的饮食结构。

参考文献

- [1] 武留信. 健康管理蓝皮书:中国健康管理与健康产业发展报告 No.4(2021)[R]. 北京:社会科学文献出版社,2021
- [2] IDLER E L, HUDSON S V, LEVENTH A L. The meanings of self-ratings of health[J]. Research on Aging, 1999 (21): 458-476
- [3] 刘西国. 经济赡养能增进老年人健康吗——基于2011年CHARLS数据的内生性检验[J]. 南方人口,2015,30(1):47-57
- [4] BENGTONV L. Beyond the nuclear family: the increasing importance of multi-generational bonds [J]. Journal of Marriage and Family, 2001(63): 1-16
- [5] ZUNZUNEGUI M, BÉLAND F, OTERO A. Support from children, living arrangements, self-rated health and depressive symptoms of older people in Spain [J]. Int J Epidemiol, 2001, 30(5): 1090-1099
- [6] 连玉君,黎文素,黄必红. 子女外出务工对父母健康和满意度影响研究[J]. 经济学(季刊),2015,14(1): 185-202
- [7] 李建新,李嘉羽. 城市空巢老人生活质量研究[J]. 人口学刊,2012,34(3):31-41
- [8] AQUILINO W S, SUPPLE K R. Parent-child relations and parent's satisfaction with living arrangements when adult children live at home [J]. J Marriage Fam, 1991, 53(1):13
- [9] 刘宏,高松,王俊. 养老模式对健康的影响[J]. 经济研究,2011,46(4):80-93,106
- [10] 丁继红,董旭达. 我国城乡老龄健康:子女的作用有多大?——基于CHNS数据的实证研究[J]. 南开经济研究,2017(5):60-76
- [11] 卢洪友,祁毓. 环境质量、公共服务与国民健康——基于跨国(地区)数据的分析[J]. 财经研究,2013,39(6): 106-118
- [12] 苗艳青,陈文晶. 空气污染和健康需求:Grossan模型的应用[J]. 世界经济,2010,33(6):140-160
- [13] 盛帅. 中老年城乡居民医疗服务利用差异研究——基于CHARLS的实证研究[D]. 南京:南京大学,2017
- [14] 邓大松,石静,胡宏伟. 农户健康、保险决策与家庭资产规模——基于交互分析与二元逻辑斯蒂回归方法[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版),2009,39(5): 139-147
- [15] 刘祚祥. 农户健康风险与新型农村合作医疗制度创新——以湖南望城官埠口村为例[J]. 财贸研究,2008,19

- (1):48-55
- [16] 吴培材. 照料孙子女对城乡中老年人身心健康的影响——基于CHARLS数据的实证研究[J]. 中国农村观察, 2018(4):117-131
- [17] 孙文凯, 王乙杰. 父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(3):963-988
- [18] 田旭, 黄莹莹, 钟力, 等. 中国农村留守儿童营养状况分析[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(1):247-276
- [19] GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. Journal of Political Economy, 1972(2): 223-255
- [20] CROPPER M L. Measuring the benefits from reduce morbidity [J]. American Economic Review, 1981(2): 235-240
- [21] GERKING S, STARLEY L. An economic analysis of air pollution and health: The case of stlouis [J]. The Review of Economics, 1986 (1): 115-121
- [22] 赵忠. 我国农村人口的健康状况及影响因素[J]. 管理世界, 2006(3):78-85
- [23] 王俊, 昌忠泽. 中国宏观健康生产函数: 理论与实证[J]. 南开经济研究, 2007(2):20-42
- [24] 刘国峰, 邓芙蓉, 简伟研. 大气PM10浓度与健康暴露-反应关系门槛效应模型分析[J]. 中国公共卫生, 2017, 33(1):4-8
- (本文编辑:姜 鑫)

The analysis of the impact of intergenerational support of migrate children on the health status of rural empty nesters

LIU Chen

School of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China

Abstract: In the dual context of labor force transfer and aging, this paper focused on the mechanisms of rural children's migration on the self-rated health and chronic disease status of rural empty nesters. It compared the different effects of two intergenerational support modalities: financial support and proximity to residence on the health status of rural empty nesters. By uses of CHARLS data from 2015 and 2018, and the empirical analysis via propensity score matching and double difference methods, we found that rural-urban children migration significantly worsened the self-rated health and increased the prevalence of chronic diseases among the empty nesters. After comparing the two modes of children's intergenerational support, it was found that the effect of economic support can improve the self-rated health of empty nesters, but had little impact on the improvement of the prevalence of chronic diseases. Ignoring effect was not conducive to the self-rated health of empty nesters, but can alleviate the prevalence of some chronic diseases. Finally, the distance of children's migration was used as a threshold to investigate which mobility distance was most beneficial to the health of the empty nesters. The results showed that the best self-rated health status of the empty nesters was achieved when their migrant children were in the same county/district but in different villages/communities. The above study provides a reference for the development of targeted policies for the care of rural empty nesters.

Key words: intergenerational support; empty nesters; migrate children; health; rural area