

【统计调查与分析】

“常回家看看”是必须的吗？

——基于生活满意度视角的实证检验

刘西国^{1,2}

(1. 济南大学 管理学院, 山东 济南 250002; 2. 山东大学 公共卫生学院, 山东 济南 250012)

摘要:利用2008—2012年CHARLS项目组在浙江、甘肃两省的调研数据,通过构建两期因果模型与广义多层线性模型相结合的复合模型,克服赡养模式与老年健康间因双向因果关系而导致的内生性以及多层数据产生的生态谬误,研究结果表明:在促进老年人生活满意度方面,物质赡养与精神赡养可以相互替代,而且该替代性存在地区、城乡、年龄等方面的差异。

关键词:物质赡养;精神赡养;生活满意度;替代性;老年人

中图分类号:F224.0:C913.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1007-3116(2015)04-0090-07

一、引言

在人口老龄化效应日益凸显、物质生活水平日益提高的今天,中国政府、民众与学者开始关注如何提高老年人精神层面的幸福与富足^[1-2]。生活满意度作为个体对自身生活质量的总体评价,是衡量老年人生活质量和心理健康状况最常用的指标之一,已经引起许多经济学者的广泛兴趣,成为经济学中的一个热门研究领域^[3-5]。而我们面临的现实是残酷的:中国老人因为对生活不满、失望,进而心情抑郁导致的自杀率远远高于年轻人,《中国卫生统计年鉴》显示,2011年中国高龄老人自杀率城镇为39/10万,农村为93/10万(而25~29岁城乡青年人的自杀率分别为2.6/10万和4.2/10万)。

因此,当前亟待解决的问题就是如何提高老年人的生活满意度,缓解其抑郁情绪。虽然在影响老年人生活满意度的诸多因素中,经济因素至关重要,但仅靠物质生活水平的提高未必能增强生活满意度,即存在“幸福悖论”现象。该现象的公共政策涵义是:任何旨在通过增加物质因素提高个体福利的

计划都是无效的^[6]。孔子曾说“今之孝者,是谓能养。至于犬马,皆能有养;不敬,何以别乎?”,也就是说,孝敬老人不单单是给予老人经济上的帮助,还应该包括日常的看望、嘘寒问暖等精神赡养。许多欧洲福利国家的法律中,都对子女“精神赡养”父母提出了具体要求,甚至规定了子女与父母的居住距离,每年、每月、每周乃至每日应当与父母接触的时间和次数,如法国法律要求子女必须随时告知父母自己的行踪,随时掌握父母的身体状况。上述背景下,2013年7月1日开始施行的《中华人民共和国老年人权益保障法》要求,与老年人分开居住的家庭成员应当经常看望(常回家看看)或者问候老年人。

已有文献基本认可物质赡养能提高老年人的生活满意度^[7-9],但缺少对精神赡养方面的相关研究以及物质赡养是否能够替代精神赡养的研究。研究方法方面,已有文献对于赡养方式与老年生活满意度之间因为双向因果关系而导致的内生性问题关注不够;而且研究者采用的数据往往具有多层次结构特点,却大多应用基于个体水平的模型进行分析,导致很多原本由分组带来的差异被解释为个体的差

收稿日期:2014-11-18

基金项目:山东省软科学研究项目《基于供应链效率视角的药品价格规制研究》(2013RKB01093);国家社会科学基金项目《基于国家经济安全的政府审计制度建设研究》(11CGL018);山东省社会科学规划研究项目《组织转型视角的企业预算控制体系重构》(14CKJJ01)

作者简介:刘西国,男,安徽界首人,博士生,副教授,研究方向:卫生经济学。

异,产生所谓的生态谬误(ecological fallacy)。

本文在克服内生性及生态谬误的基础上,试图回答以下问题:1. 对于养老的经济保障尚显不足的中国老年人,精神赡养是否和物质赡养一样能提高其生活满意度,以探求“常回家看看”入法的实证依据;2. 对于无法“常回家看看”的年轻人,是否可以用物质赡养进行替代;3. 该替代性是否存在群体差异。

二、模型设定和数据

(一)模型设定

本文将采取多层线性模型(Hierarchical Linear Modeling, HLM),该模型于20世纪80年代由英美统计学家提出,是专门针对具有嵌套或层次结构数据发展起来的一种统计模型,可以同时处理不同层次、跨层次变量之间的关系,还能将不同层次间的误差项考虑进来,进而估计出各个层次上的差异性^[10]。同时,由于本文因变量为二分变量(1=不满意,0=满意),即所谓“受限因变量”,应当使用广义多层线性模式(Generalized Hierarchical Linear Model, GHLM)进行处理。与一般线性模式不同,GHLM模型构造过程中,由于因变量的抽样分布不符合连续正态分布特征,要通过一个连接函数,将因变量进行转换,再进行线性回归分析。由于二元因变量大多属于二项分布或贝努里分布,可以对事件的发生比取自然对数转换,即对二分因变量取逻辑特值(Logit),因变量抽样模式为: $y_{ij} | p_{ij} \sim B(1, p_{ij})$,连接函数为 $\eta_{ij} = \log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right)$ 。

老年人的生活满意度可能反过来对子女的赡养行为产生影响,为了克服这种由反向因果关系导致的内生性,本文将2012年老年人的“生活满意度”作为因变量,2008年的物质赡养与精神赡养作为自变量。另外,考虑到社区变量对个体层面的变量(如年龄、婚姻状况等)影响较小,但对老年人生活满意度的平均值影响较大,而且低层次因素(个体层次因素)对因变量(生活满意度)的影响在各高层次(社区层次)之间是恒定的,所以应用随机截距模型足以纠正由于聚类而引起的样本之间的不独立^{[11]353-359}。GHLM随机截距模型如下:

第一层

$$\begin{aligned}\eta_{ij} &= \text{logit}(p_{ij}) \\ &= \log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) \\ &= \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \cdots + \beta_{hj}X_{hij} + \epsilon_{ij}\end{aligned}$$

第二层

$$\begin{aligned}\beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + \gamma_{02}Z_{2j} + \cdots + \gamma_{0k}Z_{kj} + \mu_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_{1j} + \gamma_{12}Z_{2j} + \cdots + \gamma_{1k}Z_{kj} + \mu_{1j} \\ &\quad \dots\end{aligned}$$

$$\beta_{hj} = \gamma_{h0} + \gamma_{h1}Z_{1j} + \gamma_{h2}Z_{2j} + \cdots + \gamma_{hk}Z_{kj} + \mu_{hj}$$

其中 h 表示个体特征自变量个数, k 表示社区变量个数, i 表示个体个数, j 表示社区个数, β_{ij} 是个体层次的回归系数, X_{hij} 为个体层次自变量,包括子女看望次数、子女问候次数、子女提供的物质赡养、向子女提供的经济支持、老年人户口、性别、年龄、婚姻、教育水平、个人收入、相对生活水平、居住模式、子女个数、社会资本、吸烟、饮酒、是否有医疗保险、能否及时住院和自评健康等, ϵ_{ij} 是 j 社区中个体 i 未被模型解释的残差。社区层次的变量(Z_{kj})包括社区文盲/半文盲比例、社区经济状况、社区医院医疗水平、县医院医疗水平。

第一层模型与典型的OLS多元回归模型的不同之处在于,其下标 j 表明其估计值随着第二层特征(社区)值的变化而变化,也就是研究对象中的每个社区都有其各自的平均生活满意度(β_{0j}),而且老年人个体特征对生活满意度的影响(β_{ij})也因社区不同而有所不同,因而模型的截距(β_{0j})和斜率(β_{ij})在各社区之间是有变化的,这也是多层次模型的核心观点——将截距和斜率作为第二层自变量的因变量。

第二层模型指出了第一层模型的参数如何受到第二层变量的影响: β_{0j} 是第一层的截距; γ_{h0} 是在控制第二层自变量 Z_{kj} 时一层因变量的均值; γ_{hk} 是二层自变量的斜率; μ_{hj} 是误差项,即未被模型化的变项。

另外,在进行GHLM回归之前,应当检验采用该模型的必要性,也就是首先进行无条件平均模型(该模型不包含任何自变量,即“空模型”)回归分析。其模型为 $\eta_{ij} = \beta_{0j} + \epsilon_{ij}$,也可以将截距 β_{0j} 分解为固定成分和社区层次随机成分,即 $\eta_{ij} = \gamma_{00} + \delta_{0j} + \epsilon_{ij}$,其中 δ_{0j} 代表社区层次的随机变量。GHLM模型将因变量的变异分解为两部分(τ_0^2 和 σ_0^2),若 δ_{0j} 的变异成分(τ_0^2)显著不等于0,即群间关联度系数 $ICC = \frac{\tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2} > 10\%$,则说明因变量随社区而异,需要使用GHLM模型。

(二)数据及变量

本文利用的中国健康与养老追踪调查数据(China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS),由北京大学中国经济研究中心

(CCER)提供,项目组于2008年在浙江和甘肃进行了预调查,2012年进行了追踪调查,共追踪到2378名受访者,其中60岁以上老年人占55.6%。

本文将自变量“物质赡养”界定为子女向老年父母提供的各种经济支持;“精神赡养”界定为子女与父母间的情感交流,用一年内子女看望或问候(包括打电话、写信和视频聊天等方式)父母的次数表示。问卷中关于因变量“生活满意度”的选项有五个:1. 极其满意;2. 非常满意;3. 比较满意;4. 不太满意;5. 一点也不满

表1 部分变量含义与描述统计

变量	变量含义	百分比	标准差
生活满意度	0=满意,1=不满意	满意 90	0.9
户口	0=农村,1=城市	农村 81	1.1
性别	0=男性,1=女性	男性 52	1.4
年龄		70	0.2
婚姻	0=非在婚,1=在婚	在婚 74	1.2
教育程度	1=文盲,2=小学肄业,3=私塾,4=小学, 5=初中,6=高中,7=中专,8=大专毕业, 9=本科,10=硕士,11=博士	文盲 50 小学肄业 22 小学 17	1.4 1.1 1.1
吸烟	0=否,1=是	吸烟 41	1.4
饮酒	0=否,1=是	饮酒 27	1.2
医疗保险种类	0=无,1=一种,2=两种,3=三种	无 8	0.8
养老保险	0=无,1=有	无 92	0.8
第一份工作	1=政府部门,2=事业单位,……	农户 82	1.3
与邻居/村里人的平均 生活水平相比	1=好得多,2=好一些,3=差不多, 4=差一些,5=差很多,6=不知道	差不多 28 差很多 35	1.3 1.4
照看孙子孙女	0=不照看,1=照看	照看 29	1.2
离自己最近子女居住地	1=同住但经济独立,2=同一/相邻院子, 3=同村/同社区,4=本县市区的其他村, 5=本县市区之外	同住 6.8 同院 7.6 同村 36.5 本县 37.4	0.7 0.8 1.4 1.4
社区经济状况	0=落后,1=发达	落后 54	1.4

(三) 赡养状况描述统计

表2显示,浙江省78.2%的老年人获得了子女的物质赡养,年人均1.7万元,远远高于经济落后的甘肃省的0.4万元;农村老年人获得物质赡养的比例高于城市老年人12个百分点,反映了农村老年人较城市老年人缺乏制度性经济来源,但人均获得金额少0.7万元,体现了农村老年人养老经济保障水平低于城市。综合来看,74.9%的老年人需要得到子女的物质赡养,说明家庭养老的负担依然很重。卡方检验显示,在老年人获得经济支持的比例方面,浙江和甘肃以及城乡间存在显著差异。

表2 过去一年老年人获得子女物质赡养状况

变量	浙江	甘肃	城市	农村	合计
经济支持类型	$(\chi^2=633, p=0.000)$		$(\chi^2=42, p=0.000)$		
定期现金支持	14.0(3.4)	7.2(1.0)	6.1(7.2)	11.4(2.0)	10.4(2.7)
定期非现金支持	1.7(1.0)	4.0(0.2)	1.6(0.7)	3.5(0.5)	3.1(0.5)
非定期现金支持	32.0(0.6)	32.1(0.3)	28.3(0.6)	33.2(0.4)	32.3(0.4)
非定期非现金支持	24.3(0.9)	25.1(0.1)	23.4(0.2)	24.9(0.6)	24.5(0.5)
5000元以上支持	6.3(3.9)	2.3(4.5)	5.3(5.5)	4.2(3.7)	4.4(4.0)
合计	78.2(1.7)	70.7(0.4)	65.2(1.7)	77.2(1.0)	74.9(1.4)

注:括号外数字为获得物质赡养的老人占全部样本老人的百分比,括号内为物质赡养的平均数,单位为万元。

意。本文将1、2、3三种情况合并为“满意”,赋值为0,将4、5两种情况合并为“不满意”,赋值为1。由于自变量(物质赡养、精神赡养)变异性较大,本文对其进行了标准化处理。至于控制变量的选择,首先结合Hausman健康需求模型,并考虑到中国人“好面子”、爱攀比的特点以及重视家庭养老的观念,分别从社会保障、医疗保障、家庭特征、社区特征、社会经济地位、人口特征等角度选择变量(表1),在此基础上,应用逐步回归法检验模型的稳健性。

表3显示41.7%的老年人每天能见到子女,这么高的比例可能是两方面的原因,一是受访者81%

为农村居民,二是受访者50.9%与子女在同一个村里居住(见表1)。11.5%的老年人一年见不到一次子女,30.0%老年人一年之内子女对其问候的次数少于1次。卡方检验显示,在看望、问候老年人的比例方面,浙江和甘肃以及城乡间存在显著差异。

表3 子女过去一年与老年人看望/问候次数

变量	浙江	甘肃	城市	农村	合计
看望次数	$(\chi^2=3, p=0.068)$		$(\chi^2=6, p=0.040)$		
每天一次以上	46.0(325)	36.8(226)	42.8(439)	36.9(90)	41.7(551)
每周一次以上	21.1(149)	20.7(127)	18.6(191)	31.6(77)	20.9(276)
每月一次以上	12.0(85)	12.2(75)	11.9(122)	11.9(29)	11.9(160)
每年一次以上	10.6(75)	17.4(107)	15.0(154)	9.4(23)	13.8(182)
一年少于1次	10.3(73)	12.9(79)	11.8(121)	10.3(25)	11.5(152)
问候次数	$(\chi^2=77, p=0.000)$		$(\chi^2=19, p=0.000)$		
每天一次以上	24.3(172)	18.2(112)	17.6(181)	36.1(88)	21.5(284)
每周一次以上	25.6(181)	30.3(186)	27.5(282)	30.7(75)	27.8(367)
每月一次以上	13.9(98)	21.0(129)	18.4(189)	11.9(29)	17.2(227)
每年一次以上	2.4(17)	5.4(33)	4.4(45)	1.6(4)	3.8(50)
一年少于1次	33.8(239)	25.1(154)	32.1(330)	19.7(48)	30.0(393)

注:括号外的数字为获得精神赡养的老年人占总受访老年人的百分比,括号内数字为不同情况下的老年人人数。问候包括打电话、写信、视频聊天等。

三、实证分析

(一) 模型检验

首先,为了直观地检验两个自变量和提供经济支持与老年人生活满意度的关系,分别绘制了四个局部加权回归散点图(图1~4)。局部加权回归散点平滑法(Locally weighted scatterplot smoothing, Lowess)通过一定比例的局部数据拟合多项式回归曲线,是研究二维变量关系的一种有力工具。本文所用统计软件为STATA12.0。

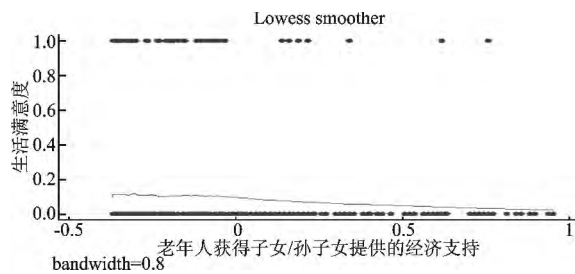


图1 获得经济支持与生活满意度

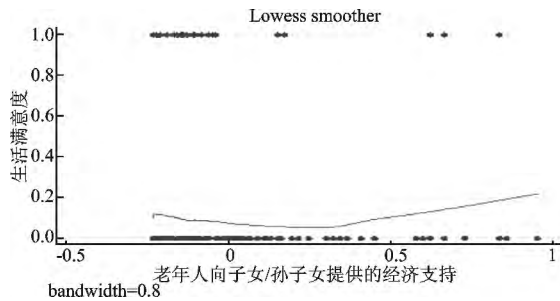


图2 提供经济支持与生活满意度

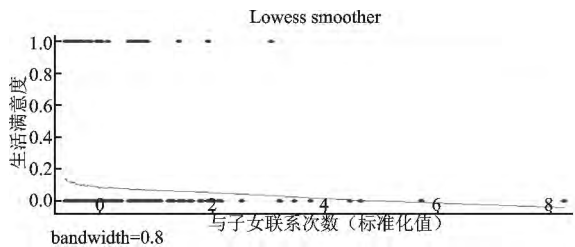


图3 子女问候次数与生活满意度

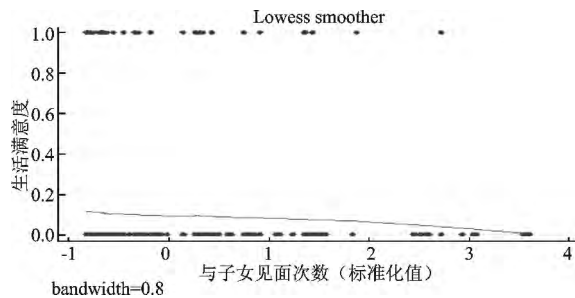


图4 子女看望次数与生活满意度

图1~4显示,满意度=0的点远远多于满意度=1的点,说明大部分老年人生活满意度较高(表1

显示90%的老年人对生活感到满意);图1~2表明,老年人获得子女物质赡养以及老年人向子女/孙子女提供一定的经济支持都能提高老年人生活满意度,但当其提供的经济支持超过一定程度时,会降低生活满意度,说明被“啃老”未必降低老年人的生活满意度;图3~4表明,精神赡养能提高老年人的生活满意度。

其次,根据空模型回归结果,社区间的变异值(即群间变异值 τ_0^2)为0.063,社区内变异值(σ_0^2)为0.291,因此群间关联度系数(ICC)为:

$$ICC = \frac{\tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma_0^2} = \frac{0.063}{0.063 + 0.291} = 0.1780$$

即老年生活满意度的差异17.80%来自于社区,其余82.20%来自于老年人个体。这说明,对属于同一社区的老年人而言,他们的生活满意度具有很强的相似性和关联性,而对于不同社区的老年人,他们生活满意度具有很大的差异性,说明社区因素对于预测老年人心理健康具有重要意义。因此,模型中加入社区随机因素将改善模型的适合性,提高参数估计的准确性。

(二) 基本回归结果

本文采用逐步回归法检验模型的稳健性:如果新增解释变量后出现了同以前回归结果完全相反的结论,那么就可以认为以前的回归结果不具有稳健性(王弟海等,2008;Levine, R. 和 D. Renelt, 1992)。表4中,逐步回归得到的6个模型Wald chi2相应的Prob>chi2取值都显著地不等于0,说明模型总体拟合度较好(杨菊华,2012)。同时,6个模型都显示,精神赡养有利于改善老年人的生活满意度,说明模型是稳健的。

从表4中可以看出,增加看望或问候老年人的次数都有利于其生活满意度的改善,其中日常问候对于老年人生活满意度的提升在六个模型中都具有显著性,而“看望”变量的回归系数并不显著,说明“常回家看看”并不能显著影响老年人的生活满意度。模型III加入“能否及时住院”、“是否有医疗保险”和家庭特征变量后,精神赡养对老年人生活满意度改善的程度提高了,说明医疗服务可及性和家庭特征与精神赡养之间负相关(阮荣平),原因在于既然精神赡养的影响程度提高,说明其边际效应提高了,意味着精神赡养的总量降低了,说明提高医疗服务可及性、改善家庭结构(增加家户人口、与子女同住等),可以减轻子女精神赡养老年父母的压力。模型V进一步加入基期健康状况、社会资本等变量后,

精神赡养对生活满意度的影响进一步加强,说明老年人健康状况越好、参与社会活动越多,对子女的精神赡养依赖越少。

表4 不同赡养方式对老年人生活满意度影响的 GHLM 回归结果

	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V	模型 VI
固定效应部分						
第一层(个体特征)						
截距(层 1)	-3.683***	-3.785**	-1.241	-3.325**	-4.144**	-7.812
斜率(层 1)						
子女看望次数	-0.139	-0.134	-0.181	-0.171	-0.244	-0.364#
子女问候次数	-0.391**	-0.405**	-0.416**	-0.422**	-0.467**	-0.242
得到子女物质赡养						-6.812*
向子女提供经济支持	-0.008	-0.005	-0.036	-0.027	-0.034	-1.246
政府转移支付	0.006	0.010	-0.001	0.011	0.014	0.106
个人收入	-0.075	-0.086	-0.055	-0.044	-0.268	-0.053
生活水平	0.596***	0.598***	0.559***	0.534***	0.535***	0.833***
省份	-0.101	-0.110	0.060	0.006	0.115	0.848*
教育程度	-0.018	-0.029	-0.059	-0.039	0.000	-0.308
年龄平方	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000*	-0.000*	-0.000
婚姻(非在婚=0)	-0.687**	-0.701**	-0.626**	-0.598**	-0.516#	-0.001
性别(男性=0)	0.285	0.288	0.341	0.621*	0.671*	0.906
户口(农村=0)	-0.054	-0.075	-0.170	-0.312	-0.237	-1.295
能否及时住院(否=0)		-0.393	-0.387	-0.396	-0.442	-0.189
医疗保险(无=0)		0.470	0.531	0.448	0.349	-0.318
家户规模			-0.175#	-0.166	-0.124	-0.332#
与子女同住			-0.216	-0.278	-0.517	-0.371
健在子女数			-0.028	-0.018	-0.061	0.086
健在兄弟姐妹数			-0.159**	-0.152**	-0.107#	-0.039
社会资本				0.139	0.152	0.529
吸烟				0.492	0.605	0.519
喝酒				0.157	0.188	0.675*
基期自评健康				0.736**	0.630*	0.823
第二层(社区特征)						
社区文盲/半文盲比例					0.007	0.007
社区经济状况					0.281	-0.270
社区医院医疗水平					0.358	0.469
县医院医疗水平					-0.388	-1.155**
随机效应						
截距	0.728	0.738	0.615	0.621	0.784	2.86e-08
斜率	0.637	0.629	0.721	0.769	0.371	3.26e-09
Wald chi2	33.81	34.35	45.02	50.41	48.14	32.61
Prob>chi2	0.001	0.002	0.000	0.001	0.001	0.210

注: #表示 $p < 0.15$, *表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。下同。

本研究关注的重点是模型 VI, 加入物质赡养变量后, 子女看望次数对于改善老年人的生活满意度的经济性和显著性都有明显改善, 说明物质赡养与看望次数负相关, 也就是在保持老年人生活满意度水平不变的前提下, 提高物质赡养水平, 可以减少子女看望的次数, 说明物质赡养对于精神赡养有替代作用。另外, 加入物质赡养变量后, 子女问候次数对生活满意度的影响无论是经济性还是显著性都降低了, 说明物质赡养与问候次数是正相关的, 说明物质赡养不能替代对老人的问候。上述结果说明, 要想保证老年人的生活满意度不变, 子女可以用物质赡养代替日常看望, 但日常的电话、书信、视频等情感交流仍要保持, 这是物质赡养所不能代替的。

(三) 分样本回归结果

由于中国经济和文化发展水平东西部间、城乡间存在差距, 上述结论可能存在群体性差异, 需要进行分样本分析。

表 5 显示(为节省篇幅, 略去了其他变量的回归结果, 下同), 加入物质赡养变量后, 子女的看望次数对浙江省老年人生活满意度的影响程度有所降低, 说明物质赡养与看望次数正相关, 物质赡养不能替代“常回家看看”, 而甘肃省则相反。加入物质赡养变量后, 子女问候次数对老年人生活满意度的影响方向在浙江省样本中发生了变化, 说明模型缺乏稳健性, 因此不做分析。而在甘肃省, 系数的经济性和显著性都降低了, 说明物质赡养和问候次数正相关, 物质赡养不能替代日常问候。在城市, 物质赡养可

以替代子女的看望次数，在农村物质赡养能显著提 升老年人的生活满意度。

表 5 生活满意度地区、城乡差异回归结果

变量	浙江		甘肃		城市		农村	
子女看望次数	-0.285	-0.207	-0.003	-0.280	0.083	-1.252	-0.334*	-0.308
子女问候次数	-0.210	0.238	-0.773**	-0.344	-0.263	1.905	-0.385*	-0.285
得到子女物质赡养		-12.885*		-15.726*		-5.165		-10.909**

表 6 显示，无论男女，物质赡养都能替代子女的看望次数，而且对于女性老年人来说，物质赡养还能替代子女的问候次数；对 70 岁以下老年人来说，物

质赡养能替代子女看望次数，对 70 岁以上老年人来说，物质赡养不能替代子女的问候次数。

表 6 生活满意度性别、年龄差异回归结果

变量	男		女		60~69 岁		70 岁以上	
子女看望次数	-0.392	-0.886#	-0.226	-0.515	-0.316	-0.571#	-0.150	0.054
子女问候次数	-0.416#	0.058	-0.506#	-1.500**	-0.195	-0.063	-0.862**	-0.594
得到子女物质赡养		-8.588#		-4.163		-6.212		-51.138

表 7 显示，无论老年人是否有自己的收入，物质赡养都能替代与子女的看望次数，但不能替代对无收入老年人的问候；无论老年人健康状况如何，物质

赡养都能替代子女的看望次数，但都不能替代子女的问候次数。

表 7 生活满意度收入、健康差异回归结果

变量	无		有		差		好	
子女看望次数	-0.346*	-0.432#	-0.039	-0.143	-0.364	-0.442	-0.210	-0.227
子女问候次数	-0.383#	-0.330	-0.425#	1.004	-0.504*	-0.468	-0.500*	-0.024
得到子女物质赡养		-5.395		-3.361		-4.298		-15.127*

四、物质赡养替代精神赡养的机制分析

物质赡养对心理健康的影响机制有两种假说：一是缓冲器假说，认为物质赡养的健康促进效应在它于它能缓冲应激性事件对健康的损害；二是独立作用假说，即认为无论生活事件存在与否，物质赡养对健康都有直接影响(王兴华等，2006)。无论哪种假说，都认为物质赡养对身心有正向积极的作用。物质赡养对生活满意度的促进机制也可以用“主效应模型”的增益作用进行解释，该模型认为，无论个体是否面临压力情境，良好的社会支持系统总能促进身心状况，不一定需要应激状况的存在。

特别是对于缺乏正式社会养老保障的老年人，子女提供的经济支持可以满足老年人的缺失性需求，能够改善老年人的生活状况、促进其机体机能、维持其良好的心理情绪体验，从而使其保持较高水平的生活满意度。同时，子女提供的经济支持传递着对老年人的关爱和孝敬。中国传统养老文化认为，老年人获得子女的物质赡养体现了老年人教子有方，符合“养儿防老”的传统观念以及传统家庭养老的“反馈模式”，老年人的人生价值得到了肯定，在街坊邻居及亲朋好友面前感到有“面子”，其社会交换感和家长角色感得到维护，从而提升老年人的生

活满意度。因此，在中国传统文化中，老年人大多支持、鼓励子女外出发展，子女的兴旺发达最容易让老年人产生幸福感^[12]。

当然，物质赡养能否最终替代精神赡养提高老年人的生活满意度水平，还与老年人看问题的视角有关：如果攀比心理严重，自己获得物质赡养水平越高，则优越感会越强，生活满意度也越高；相反，如果老年人获得物质赡养水平较其他老年人低，则可能会降低其生活满意度；而老年人如果属于乐观者，看到自己获得物质赡养水平低于其他老年人，认为自己很快也会得到子女更多的物质赡养(类似于经济学中的“隧道效应”)，也可能会提高生活满意度。

五、结论及建议

本文利用分别代表中国经济最为发达的浙江省和经济最为落后的甘肃省的调研数据，发现虽然经济与文化各不相同，但“常回家看看”都能提升老年人的生活满意度，为“常回家看看”立法提供了实证依据。但是，对于保障基础薄弱的中国老年人，物质赡养仍具有不可替代的作用，而且能替代“常回家看看”，这一发现对于流动性极强的中国年轻人提供了新的“尽孝”途径。

(一)主要研究结论

1. 精神赡养可以提高老年人的生活满意度。精

神赡养的确可以提高老年人生活满意度,但其影响程度远远低于物质赡养,说明在中国物质赡养仍是影响老年人生活满意度的最重要因素。而且,“常回家看看”对老年人生活满意度的提高不具有统计显著性,子女的电话、书信问候更能提高老年人生活满意度。

2. 物质赡养可以替代精神赡养提高老年人的生活满意度。精神赡养和物质赡养都会提高老年人的生活满意度,而且物质赡养对于精神赡养具有替代作用,缺乏养老保障的中国老年人不存在“幸福悖论”现象。

3. 物质赡养的替代作用存在一定程度的地区、城乡、性别等差异。物质赡养替代子女看望次数方面存在地区和年龄方面的差异,但在替代子女问候次数方面并不存在地区等方面的差异;物质赡养可以替代落后地区老年人、低龄老年人子女“常回家看看”,但物

质赡养一般不能替代子女问候老人的次数。

(二)建议

欧洲福利国家关于“精神赡养”入法的做法未必完全符合中国国情,而完善社会保障的框架对中国政府来说更重要,“常回家看看”入法,只能算是一种提倡,人伦的感情用法律制约不太可取。对于那些在外务工的低收入群体来说,经济问题是最大的障碍,“常回家看看”往往是心有余而力不足,政府应当从政策角度为“常回家看看”创造条件。比如,对在外务工者,可以通过减免税收鼓励其回家尽孝,通过工会监督、法律保障等方式维护劳动者探亲休假权益。同时,考虑到物质赡养的替代作用,政府应当尽可能提高家有老年父母的外出务工者的收入,提高其物质赡养父母的能力,并顾及地区、城乡及家庭经济状况的差异,避免“一刀切”政策。

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).
- [2] 邢占军. 中国居民收入与幸福感关系的研究[J]. 社会学研究,2011(1).
- [3] Shin D C, Johnson D M. Avowed Happiness as an Overall Assessment of the Quality of Life[J]. Social Indicators Research,1978(5).
- [4] 曾毅,顾大男. 老年人生活质量研究的国际动态[J]. 中国人口科学,2004(5).
- [5] 鲁元平,王韬. 主观幸福感影响因素研究评述[J]. 经济学动态,2010(5).
- [6] Graham C. The Economics of Happiness; Insights on Globalization from a Novel Approach[J]. World Economics,2005,6(3).
- [7] Anna Hjälms. Because We Know Our Limits; Elderly Parents' Views on Intergenerational Proximity and Intimacy[J]. Journal of Aging Studies,2012,26(3).
- [8] 左冬梅,李树茁,吴正. 农村老年人家庭代际经济交换的年龄发展轨迹——成年子女角度的研究[J]. 当代经济科学,2012(4).
- [9] Cong Z, Silverstein M. Intergenerational Time-for-money Exchanges in Rural China: Does Reciprocity Reduce Depressive Symptoms of Older Grandparents? [J]. Research in Human Development,2008(5).
- [10] 王尚坤. 多水平面板数据模型估计理论及模拟研究[J]. 统计与信息论坛,2013(9).
- [11] 杨菊华. 数据管理与模型分析:STATA 软件应用[M]. 北京:中国人民大学出版社,2012.
- [12] 张广利,陈俊傲,瞿泉. 藏族农牧民养老问题探析——基于西藏林芝地区的调查[J]. 西北农林科技大学学报:社会科学版,2014,14(2).

Is Often Coming Home Necessary? Empirical Test from the Perspective of Life Satisfaction

LIU Xi-guo^{1,2}

(1. School of Management, University of Jinan, Jinan 250002, China;

2. School of Public Health, Shandong University, Jinan 250012, China)

Abstract: By using CHARLS project team 2008—2012 two phase survey data of Zhejiang and Gansu, this article constructed the composite model by combining the two periods causal model and generalized multiple linear model to overcoming the endogenous between support ways and elderly health caused by two-way causal relationship and ecological fallacy produced by the multi-layer data. This paper found that the material support has certain substitution effect on spiritual support and the substitution effect has regional, urban and rural, age differences.

Key words: material support; spiritual support; life satisfaction; substitute; the elderly

(责任编辑:崔国平)