

老年照料对家庭照料者医疗服务利用的影响

——基于中国健康与养老追踪调查数据的经验研究

余央央 邹文玮 李 华*

内容提要 本文利用 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据, 运用固定效应模型和倾向得分匹配法, 考察了老年照料对女性家庭照料者医疗服务利用的影响。结果发现, 总体上女性家庭照料者的门诊利用概率增加了 5.18% ~ 6.95%, 但不同年龄组存在异质性; 低龄老年照料者 (56 ~ 65 岁) 的门诊利用概率增加了 10.79% ~ 12.90%, 其医疗负担有可能增加; 而中年照料者 (45 ~ 55 岁) 的门诊利用概率不变甚至下降, 这主要是由于照料受时间约束而无暇就医, 从而不能及时补偿其健康损耗。上述结论表明, 中国家庭老年照料对医疗服务体系提出了挑战, 本文从照料者的角度提出了增强医疗服务可及性、维护健康的政策建议。

关键词 老年照料 家庭照料者 医疗服务利用

一 引言

尽管随着经济社会发展 (如生育率下降、家庭小型化等), 传统上由家庭提供老年

* 余央央, 上海财经大学公共经济与管理学院, 电子邮箱: yu.yangyang@mail.shufe.edu.cn; 邹文玮, 上海财经大学公共经济与管理学院, 电子邮箱: viola_zouww@126.com; 李华 (通讯作者), 上海财经大学公共经济与管理学院, 电子邮箱: li.hua@mail.shufe.edu.cn。本文得到国家自然科学基金 (批准号: 71303150)、教育部人文社会科学青年基金 (批准号: 13YJC790188)、上海市教委公共管理一级学科博士点培育项目 (批准号: 2014950818) 和上海财经大学国家级项目后续研究项目 (批准号: 2017110432) 的资助。作者感谢董晓媛、封进、田柳、范红梅、卿石松、宗庆庆、张熠等的建设性意见与建议, 感谢第 13 届中国女经济学者会议、上海市社会保障会议、365 货殖会议与会者的讨论与建议, 感谢匿名审稿人的意见, 文责自负。

照料的功能日渐弱化,但这一照料模式仍占有一席之地。2016年,中国79.9%家庭的老年护理照料主要由家庭成员提供(本文称其为家庭照料者);在53%的中国家庭中,由家庭成员提供的照护时间占比大于50%(中国保险行业协会,2016);在其他一些国家和地区(尤其是亚洲)也有类似情况(OECD,2005;Ma & Wen,2016)。与此相应,中国的相关法规条例(如《老年人权益保障法》、《国家人口发展规划(2016-2030年)》等)也鼓励支持家庭老年照料,倡导巩固家庭养老责任,将其作为社会化养老服务的补充^①。我们需要正视家庭老年照料带来的影响,才能在经济社会转型阶段有效维护家庭的养老保障功能,以更好地应对老龄化挑战。

现有国外文献较多关注照料者在就业和健康方面受到的负面影响或产生的隐性成本(Lilly et al.,2007;Do et al.,2015),而较少关注医疗服务领域。目前仅有的三项相关研究发现,家庭照料会增加医疗服务体系的负担,比如德国全职工作的女性家庭照料者会增加抗抑郁药和保健品的使用(Schmitz et al.,2013);美国照料者的照料时间每增加10%,药物使用会增加0.7%(Van Houtven et al.,2005);韩国女性家庭照料者的门诊自费金额比非照料者平均高出47%(Do et al.,2015)。而照料者医疗服务利用增加主要是由于其健康受到负面影响^②,一些照料活动需要付出大量体力劳动,破坏了照料者的日常饮食和锻炼等健康生活习惯,从而引起诸如肌肉、关节损伤等生理健康方面的问题,并且可能引发或加重原有的慢性病(Pinquant & Sørensen,2007);同时,在照料过程中,家庭成员往往会陷入同情或失去至亲的恐惧,倘若经常要平衡家庭与工作之间的矛盾,则更易陷入焦虑状态,从而精神健康受到负面影响(Bauer & Sousa-Poza,2015)^③。因此,家庭照料对照料者健康状况的负面影响可能会使得医疗服务利用相应增加。

国内文献也多聚焦于照料者劳动就业和健康损失方面的问题(陈璐等,2016;陈璐、范红丽,2016;刘岚、陈功,2010),但并没有涉及其对医疗服务领域的影响,本文对这一问题的探讨有助于完善现有文献中关于家庭老年照料对子女影响的研究。同

① 如中共中央政治局在2016年开展的第32次集体学习中强调“不断完善老年人家庭赡养和扶养”、“制定家庭养老支持政策”。

② 这也是由于医疗服务需求源于对健康的引致需求(Grossman,1972)。

③ 在医学、护理学、社会学等其他学科领域,通常采用抑郁症、主观福利、幸福、焦虑等指标来衡量精神健康,结果发现两者具有明显的负相关关系(Bauer & Sousa-Poza,2015),同时也发现照料者的生理健康水平(高血压、日常行为能力、自评健康等)确实比非照料者差(Pinquant & Sørensen,2007),但以上研究并没有从经济学的视角解决照料与健康的内生性问题。

时，考虑到照料是一项耗时（time-consuming）的活动，有全职工作的家庭成员为了平衡工作和照料时间，有可能会挤压看病就医的时间（由于受到时间约束），因而其医疗服务利用并不一定会上升，我们着重检验了不同年龄组照料者是否存在这一异质性。本研究利用2011年和2013年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，采用固定效应（FE）模型和倾向得分匹配法（PSM）解决照料内生性问题，发现总体上照料者的门诊利用会增加，尤其表现在低龄老年照料者（56~65岁）这一群体中；而中年女性照料者（45~55岁）的门诊利用并未受到影响，且随着照料强度增加，其门诊利用反而在下降，主要源于该群体在平衡工作与家庭照料时更易出现“力不从心”的问题，他们在一定程度上忽略了自己的医疗服务和健康需求。

本文余下部分的结构如下：第二部分为分析框架与模型方法；第三部分为数据与描述性统计；第四部分为实证结果及分析；第五部分为结论及政策建议。

二 分析框架与模型方法

（一）分析框架

本文除在总体上考察家庭照料对照料者医疗服务利用的影响外，还区分了不同年龄组样本进行进一步考察，有助于从异质性角度来理解其中的影响机制。具体而言，不同年龄组在时间约束与健康状况方面的差异可能会导致不同的医疗服务利用水平。中年照料者作为劳动力市场的主力军，工作和照料存在时间上的冲突，有可能出现无暇就医的情形，同时考虑到中年人群体的健康状况较好，提供照料对其健康状况不一定会产生负面影响；因此，中年照料者的医疗服务利用可能不会受到照料的影响。相反，低龄老年照料者的时间约束较松，同时其健康状况更易受到照料的影响，因此更有可能出现医疗服务利用上升的结果。综上，提供照料对不同年龄组照料者医疗服务利用的影响要视时间约束与照料者健康状况两方面因素而定。

在实证策略方面，首先，本文直接检验照料对不同年龄组照料者健康状况的影响，从而获知照料者的医疗服务利用是否由健康问题引致。其次，利用照料强度来验证照料者的医疗服务利用是否受时间约束的影响。由于在给定的时间里，照料强度越大，分配于工作、生活的时间越少，越有可能挤压就医时间，即照料者可能受时间约束而影响其医疗服务利用^①。同时，提供照料也可能对照料者的健康状况

^① 在某种程度上可以将照料强度视为时间约束的一个代理变量。

产生负面影响,从而影响到对医疗服务的利用,但如果实证结果发现照料强度越大,对照料者医疗服务利用的影响不显著,但却对其健康状况产生负面影响,则至少可以证明存在照料者受时间约束而无暇就医的可能性。

(二) 模型方法

由于照料是一项自选择行为,可能存在内生性,其主要表现为遗漏变量问题,即家庭成员会视自身的健康禀赋、性格偏好和所在社会的文化传统等因素决定是否提供照料。比如,健康状况较好、医疗服务利用较少的个体更倾向于提供照料;或者传统文化认为提供照料是道德规范(孝道),即使家庭成员健康状况较差,也会选择提供照料。对于内生性问题,现有文献(Schmitz et al., 2013; Van Houtven et al., 2005; Do et al., 2015)通常采用固定效应模型、工具变量法予以解决;同时,一些文献(Schmitz & Westphal, 2015)也利用倾向得分匹配法对照料行为的选择性偏误进行校正。本文主要采用固定效应模型控制不随时间变化的未观测到的遗漏变量,并利用倾向得分匹配法进行稳健性检验。

1. 固定效应模型

式(1)中, Y_{it} 为个体*i*在*t*时期的医疗服务利用(是否有门诊利用、门诊次数), $care_{it}$ 为个体*i*在*t*时期是否提供照料、照料强度,其中,照料强度用照料老人的个数、照料时间表示。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 care_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_t + \delta_s + \mu_i + \eta_{it} \quad (1)$$

X_{it} 为个体*i*在*t*时期的个人特征、家庭特征和父母特征, λ_t 、 δ_s 分别为年份哑变量和地区哑变量, μ_i 为个体*i*不随时间变化的个体固定效应, η_{it} 为时变(time-varying)误差。照料与医疗服务利用之间的关系主要通过 α_1 来验证,如果 $\alpha_1 > 0$,则表明提供照料(或照料强度提高)增加了对医疗服务的利用;如果 $\alpha_1 < 0$,则相反。同时,本文也分不同年龄组样本进行了考察。

2. 倾向得分匹配法

由于照料者(即处理组, $T=1$)不提供照料的结果($E(Y_0 | T=1)$)无法被直接观测到,而可以被观测到的是非照料者(即控制组, $T=0$)不提供照料的结果,倾向得分匹配法的关键是在非照料者中“寻找”最有可能成为照料者的样本,以提高处理组与控制组的相似度,进而通过差分获得的处理组的平均处理效应(ATT)(具体见式(2))就是最终的估计结果^①。实践中比较常用的处理方法是回归法,将自变量(X)

^① 其中, Y_1 和 Y_0 分别表示提供和不提供照料时的医疗服务利用。

中的多维变量转变为一维变量，获得倾向分数值（Rubin, 1979），再将倾向分数相同（或接近）的样本进行匹配。相应地，式（2）转变为式（3）。

$$\begin{aligned} \text{ATT} &= E(Y_1 | T = 1) - E(Y_0 | T = 1) = E(Y_1 | T = 1) - E(Y_0 | T = 0) \\ &= E(Y_1 | T = 1, X) - E(Y_0 | T = 0, X) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\text{ATT} = E(Y_1 | T = 1, p(X)) - E(Y_0 | T = 0, p(X)) \quad (3)$$

需要强调的是，不可观测的遗漏变量（如个性、偏好等）会影响匹配的准确性（有悖于条件独立假设），这可以通过控制前一期的照料状态来解决，即通过分析在前一期照料状态相同的个体以减少不可观测变量的影响（Lechner, 2009）^①。再比如健康状况较差、频繁去看门诊的个体更倾向于选择不提供照料，从而照料与医疗服务利用之间呈反向关系，并出现低估照料真实效应的可能性。遵循已有文献（Schmitz & Westphal, 2015），控制前一期的健康、医疗服务利用情况，有助于排除控制组中由健康状况较差、医疗服务利用较为频繁个体所导致的自选择性。

在匹配方法上，由于最近邻匹配易忽视控制组与处理组之间的具体距离信息，因而采用在确定的尺度半径（通常为 1/4 的倾向值标准差）内进行近邻匹配更有效（Caliendo & Kopeinig, 2008），即卡尺（半径）内最近邻匹配方法（nearest-neighbor matching with caliper）。同时，本文通过变量平衡（covariate balance）假设来检验匹配的质量。另外，考虑到控制组和处理组倾向值的密度分布有所不同，尤其当控制组的数量相对较少时，也就意味着仅有少量的控制组能“反事实”估计处理组的情况，有可能使得 ATT 结果非常敏感。因此，我们将控制组与处理组在倾向值分布最为密集的部分重新选取出来进行稳健性检验，即在厚度支撑（thick support）范围内重新估算 ATT（Black & Smith, 2004）。

需要强调的是，半径内近邻匹配仍可能存在未观测到的遗漏变量，为此我们采用界限方法（bounding approach）进行敏感性分析（Ichino et al., 2008；Rosenbaum, 2002）^②。即考察当存在遗漏变量时，原先的 ATT 结果是否会改变，或者 ATT 结果对隐藏偏差（遗漏变量）有多大程度的敏感性。由于本文的被解释变量是二值变量，因此采用 Mantel-Haenszel（MH）检验方法（Becker & Caliendo, 2007）。用 Γ 表示人为嵌入的未观测到因素的影响程度，主要衡量在相同的可观测因素下，由于未观测到因素的

① 也可以理解为条件独立假设（CIA）更有可能在前一期照料状态相同的个体中实现。

② 尽管我们控制前一期变量（健康状况、医疗服务利用和照料状态），但是仍旧不能排除存在未观测到的遗漏变量。

影响导致两个个体照料发生比率 (odds ratio) 的差异^①。通常, $\Gamma = 1$ 意味着两个个体提供照料的发生比率相同, 未受到遗漏变量的影响, 此时对 ATT 的估计只有唯一值以及对应的置信区间; $\Gamma > 1$ 意味着两个个体提供照料的发生比率因为遗漏变量而出现差异, 相应地, ATT 的估计就会出现上、下界以及各自的显著性水平; 如果在 $\Gamma = 1$ 时原有的结论变得不显著, 那么表明原有的结论对遗漏变量非常敏感; 如果在 Γ 取值较大时原有结论才变得不显著, 则至少可以认为遗漏变量对 ATT 影响并不大^②。

此外, 本文还采用另一种匹配方法——核 (kernel) 匹配法进行稳健性检验。该方法主要采用非参数的方式, 对不同远近距离的观测值赋予不同权重 (设置不同函数值), 从而构造相匹配的样本 (对更接近处理组的样本给予较高的权重, 而对于距离较远的样本给予较低的权重)。核匹配的一个重要优势在于可以利用样本更多的特征和信息, 且匹配后控制组与处理组的差异较小 (Caliendo & Kopeinig, 2008)。

三 数据与描述性统计

中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 是针对中国 45 岁及以上中老年家庭和个人开展的一项入户调查, 覆盖全国 28 个省区的 150 个县级单位、450 个村级单位, 采集了丰富的家庭和个人信息。本文利用 2011 年和 2013 年的追踪数据, 选取 45 ~ 65 岁的女性 (其父母公婆至少有一人在世) 作为研究对象, 两年内被连续追踪的总样本数为 6240 个。

我们主要根据“过去一年, 您自己大约花几周, 每周花多少时间来分别照看您的父母和岳父母 (公婆)”来定义照料。如果受访者回答花费 0 周 (或小时), 则视为未提供照料, 赋值为 0; 否则, 视为提供照料, 赋值为 1。约有 20% 的样本提供了照料

① 假设存在一个遗漏变量 u_i , 且个体提供照料的概率由以下方程表示, $P_i = P(x_i, u_i) = P(D_i = 1 | x_i, u_i) = \Phi(x_i, u_i)$, 其中 $\Phi(\cdot)$ 为 logistic 分布, 则对于观测值 a 和 b (构成匹配), 提供照料的发生比率可以由 $\frac{P_a}{1-P_a} / \frac{P_b}{1-P_b}$ 表示。如果两者接受干预 (即提供照料) 的发生

比率没有受到 u 的影响, 则 $\Gamma = 1$; 但如果受到影响, 则发生比率的界限为 $\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{P_a}{1-P_a} / \frac{P_b}{1-P_b} \leq \Gamma$ (Rosenbaum, 2002)。

② 目前并没有统一的结论来判定 Γ 值的临界点。一些文献认为, 若 $\Gamma > 2$ 时才出现统计不显著, 则可以认为遗漏变量对原有结论的影响不大 (DiPrete & Gangl, 2004)。

(见附表 1)，且平均照料时间为 23.36 小时/周。在实证分析部分，我们将照料时间按年份 - 农村、年份 - 城镇两个维度平均分为三等分，作为照料强度的衡量。考虑到照料是一项多任务 (multi-tasks) 活动，若存在同时照料两个及以上老人的情况，即使照料时间一样，但花费的精力有所不同，因此，我们将照料的老人人数也视作照料强度的一个衡量，其均值为 1.64 人。通常而言，住院会中断照料的提供，而门诊更多地由小病引起，照料中断的可能性较小，因此本文重点分析后者，包括过去一个月内是否有门诊 (“有” 赋值为 1；否则赋值为 0) 以及就诊次数^①。

控制变量主要包含个体、父母和家庭三个层面。个体层面的控制变量包括：年龄、受教育程度、婚姻状况、就业状况 (包括自我雇佣、受雇工作、无工作)^②、户籍和是否有医疗保险等变量，用来衡量个体提供照料的意愿 (Schmitz & Westphal, 2015)；前一期的健康状况、门诊利用情况，用来表示个体提供照料的能力；前一期是否提供照料，用来控制可能存在的个体层面的遗漏变量。健康状况主要采用生理健康状况和精神健康状况两个维度的指标来衡量，前者用自评健康状况、日常行为能力来衡量，后者采用抑郁情绪分值来衡量。问卷中两次询问受访者 “您觉得您的健康状况怎么样?”，答案分为 “极好、很好、好、一般、不好和很不好” 六个等级，将回答 “极好、很好、好” 的受访者视为自评健康状况良好，赋值为 0；将回答 “一般、不好、很不好” 的受访者视为自评健康状况差，赋值为 1；精神健康状况则根据标准抑郁指标 (CEDDS) 的 10 个问题赋予抑郁分值 (区间为 0 ~ 30)，分值越高说明抑郁程度越严重^③。日常行为能力指标主要包括日常生活活动 (Activities of Daily Living, 简称 ADL)、工具性日常生活活动 (Instrumental Activities of Daily Living, 简称 IADL)。由于问卷中 ADL 的缺失值较多，因此主要采用 IADL 指标。该指标包括做家务、做饭、购物、管理钱物、吃药等 5 个项目；对于每一个项目，若受访者完成起来没有困难，则将该项目赋值为 0，否则赋值为 1；因此，IADL 指标的取值范围为 0 ~ 5。

-
- ① 数据中有 9% 的样本有门诊费用，相较于 20% 的样本有门诊行为，表明至少 50% 样本的门诊费用缺失。基于此，我们不具体对门诊费用进行分析，但这并不妨碍我们从医疗服务利用的角度间接了解医疗费用的情况。
- ② 自我雇佣是指从事农业生产活动或个体、私营经济活动；受雇工作指处于被雇佣 (包括休假、培训) 的状态；其他情况 (如家务劳动、义务的志愿劳动等) 都属于无工作。
- ③ 标准抑郁指标的 10 个问题包括：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。答案包括：很少/根本没有、不太多、有时/有一半的时间、大多数时间，分别为赋值 0、1、2 和 3。

父母特征,尤其父母的健康状况会直接影响照料提供和照料强度,在问卷中仅有一个问题涉及,即“您觉得您父母的健康状况怎么样?”,答案包括“很好、好、一般、不好、很不好”五个等级。本文将回答“很好”、“好”视为健康状况良好,赋值为0;否则,视为健康状况差,赋值为1。选取父母公婆四人中自评健康状况最差的等级来代表父母辈的健康水平。在家庭层面上,考虑到个体除了照料老人,有可能也需要照料(孙)子女,两者可能存在竞争关系,因此控制了子女和孙子女人数变量。由于兄弟姐妹会分担照料责任,因此也控制了兄弟姐妹人数的变量。同时,本文将人均家庭收入按年份-农村、年份-城镇维度划分为5个等级,即最低、较低、中等、较高和最高,并将收入缺失值列为第六个等级。另外,将各省按照行政区域划分为华北、东北、华东、华中、西南和西北六个地区^①。

表1 2013年照料者与非照料者的描述统计

| 变量 | 总体样本 | | 非照料者 | | 照料者 | | t 值 |
|----------------|-------|------|-------|------|-------|------|-----|
| | 均值 | 方差 | 均值 | 方差 | 均值 | 方差 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 个人特征 | | | | | | | |
| 门诊利用(有=1) | 0.22 | 0.42 | 0.21 | 0.41 | 0.27 | 0.45 | *** |
| 门诊次数(次/月) | 2.25 | 2.35 | 2.19 | 2.17 | 2.47 | 2.92 | — |
| 前一期抑郁分值(分) | 10.58 | 5.01 | 10.65 | 5.03 | 10.27 | 4.89 | — |
| 前一期自评健康状况(差=1) | 0.77 | 0.42 | 0.78 | 0.41 | 0.72 | 0.45 | *** |
| 前一期 IADL 分值(分) | 0.33 | 0.88 | 0.35 | 0.90 | 0.25 | 0.76 | *** |
| 前一期门诊利用(有=1) | 0.20 | 0.40 | 0.20 | 0.40 | 0.20 | 0.40 | — |
| 前一期是否提供照料(是=1) | 0.21 | 0.41 | 0.18 | 0.39 | 0.34 | 0.48 | *** |
| 年龄(岁) | 54.39 | 5.25 | 54.73 | 5.29 | 52.83 | 4.75 | *** |
| 受教育程度 | | | | | | | |
| 未上过学 | 0.30 | 0.46 | 0.32 | 0.47 | 0.21 | 0.41 | *** |
| 小学 | 0.36 | 0.48 | 0.38 | 0.48 | 0.29 | 0.45 | *** |
| 中学及以上 | 0.34 | 0.47 | 0.30 | 0.46 | 0.50 | 0.50 | *** |
| 婚姻状况(有配偶=1) | 0.87 | 0.34 | 0.85 | 0.35 | 0.94 | 0.24 | *** |
| 就业状况 | | | | | | | |
| 自我雇佣 | 0.56 | 0.50 | 0.57 | 0.49 | 0.50 | 0.50 | *** |

① 华北地区包括北京、天津、河北、内蒙古、山西,东北地区包括黑龙江、辽宁、吉林,华东地区包括上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东,华中地区包括河南、湖北、湖南、广东、广西,西南地区包括重庆、四川、贵州、云南,西北地区包括陕西、甘肃、青海、新疆。

续表

| 变量 | 总体样本 | | 非照料者 | | 照料者 | | t 值 |
|----------------|---------|----------|---------|----------|----------|----------|-----|
| | 均值 | 方差 | 均值 | 方差 | 均值 | 方差 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 受雇工作 | 0.16 | 0.36 | 0.14 | 0.35 | 0.23 | 0.42 | *** |
| 户籍(农业户口=1) | 0.80 | 0.40 | 0.82 | 0.39 | 0.69 | 0.46 | *** |
| 是否有医疗保险(是=1) | 0.96 | 0.18 | 0.96 | 0.19 | 0.97 | 0.17 | — |
| 父母特征 | | | | | | | |
| 父母公婆自评健康状况好 | 0.53 | 0.50 | 0.53 | 0.50 | 0.53 | 0.50 | — |
| 父母公婆自评健康状况差 | 0.39 | 0.49 | 0.37 | 0.48 | 0.47 | 0.50 | *** |
| 父母公婆自评健康状况缺失 | 0.08 | 0.27 | 0.10 | 0.30 | 0.00 | 0.00 | *** |
| 家庭特征 | | | | | | | |
| 人均家庭收入(元) | 9332.26 | 13107.12 | 8676.19 | 12641.33 | 12336.06 | 14699.89 | *** |
| 子女人数(人) | 2.34 | 1.10 | 2.41 | 1.11 | 1.99 | 0.95 | *** |
| 孙子女人数(人) | 2.34 | 2.48 | 2.51 | 2.56 | 1.57 | 1.91 | *** |
| 孙子女人数是否缺失(是=1) | 0.17 | 0.37 | 0.14 | 0.35 | 0.29 | 0.45 | *** |
| 兄弟姐妹人数(人) | 3.69 | 1.80 | 3.70 | 1.84 | 3.66 | 1.62 | — |
| 观测值 | 3093 | | 2541 | | 552 | | — |

注：门诊次数限于有门诊的样本；***表示1%的显著性水平。

资料来源：根据2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

由表1可知，2013年照料者群体（处理组）的门诊利用率比非照料者群体（控制组）的门诊利用率高6%，且在1%的水平上存在显著差异。在门诊次数上，相较于照料者群体的2.47次/月，非照料者群体略低（2.19次/月），但两者并不存在显著差异。与非照料者群体相比，照料者群体更为年轻、受教育程度更高，且有配偶的比例更大。在健康状况方面，照料者群体前一期健康状况的各项指标均好于非照料者群体，且前一期是照料者的个体更倾向于在当期继续提供照料。这实际上也符合常理，即自评健康状况好、日常行为能力较好、抑郁情况较少的个体更有能力提供照料，且照料往往具有延续性。同时，也可以发现照料者群体的父母辈自评健康状况更差。照料者群体的子女及孙子女人数更少，但兄弟姐妹人数在两个群体间并没有显著差异。

另外，由图1和图2可知，中年人与低龄老人在健康状况及工作状态上存在明显异质性。以2013年为例，中年人的健康状况优于低龄老人，前者自评健康状况差的比例（77%）、IADL分值（0.24）和抑郁分值（8.6）均低于后者（分别为81%、0.41和8.87）（见图1）。同时，中年人自我雇佣、受雇的比例分别为57%和21%，高于低龄老人的54%和8%，某种程度上可以认为中年人的时间约束强于低龄老人（见图2）。

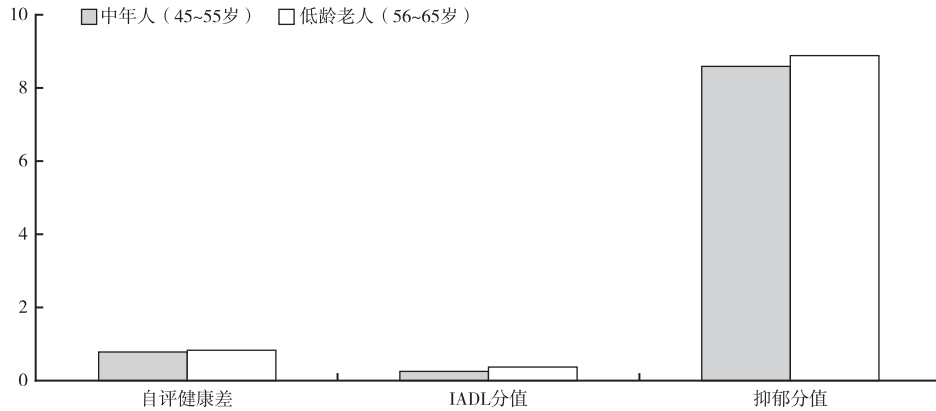


图1 2013年不同年龄组的健康状况

资料来源：根据2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

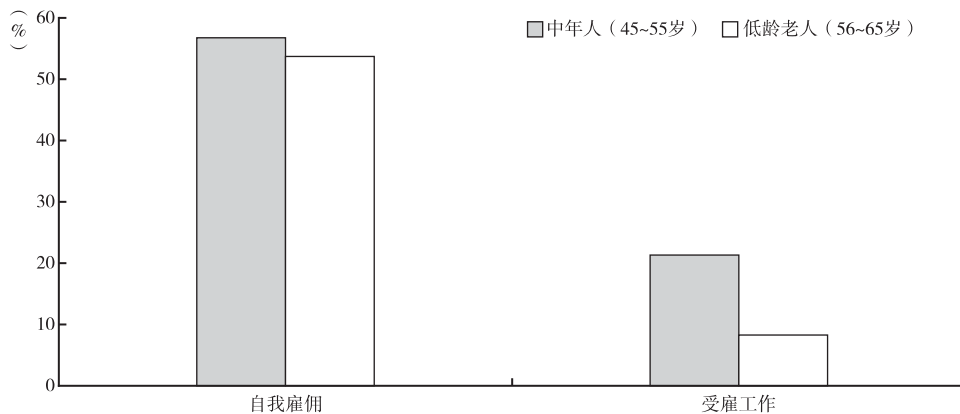


图2 2013年不同年龄组的工作状况

资料来源：根据2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

四 实证结果及分析

(一) 基本回归结果

由表2的固定效应模型回归结果可发现,在其他条件相同的情况下,总体上提供照料会使得女性家庭成员的门诊利用概率提高5.18%,且在1%的水平上显著;提供照料会使得女性低龄老人(56~65岁)的门诊利用概率增加13.3%,且在1%的水平上显著;而提供照料对中年女性的门诊利用概率无显著影响。这表明,提供照料对不同

年龄组照料者门诊利用的影响存在异质性，中年照料者更有可能忽略自身的医疗服务需求；同时，低龄老年照料者虽然大多已经退出劳动力市场，因提供照料而产生的就业损失和成本可能并不太大，但其医疗服务利用的上升却不容小觑。如考虑到农村老年女性经济收入较低，以及新型农村合作医疗的保障水平有限，可以预见提供照料会加重该群体的医疗成本和经济负担，或者出现有病不就医的情况。

表 2 提供照料对女性家庭成员门诊利用的影响：固定效应模型

| 变量 | 总体 | 中年人(45~55岁) | 低龄老人(56~65岁) |
|------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 是否提供照料(是=1) | 0.0518 *** (0.0191) | 0.0279 (0.0241) | 0.1330 *** (0.0351) |
| 是否自我雇佣(是=1) | -0.0064 (0.0259) | 0.0274 (0.0376) | -0.0343 (0.0408) |
| 是否受雇工作(是=1) | -0.0307 (0.0275) | 0.0058 (0.0373) | -0.1380 *** (0.0451) |
| 父母公婆自评健康状况(差=1) | 0.0057 (0.0191) | 0.0076 (0.0243) | -0.0127 (0.0372) |
| 父母公婆自评健康状况(缺失=1) | 0.0179 (0.0201) | 0.0280 (0.0282) | -0.0041 (0.0340) |
| 兄弟姐妹人数的对数 | 0.0069 (0.0054) | 0.0129 (0.0082) | 0.0036 (0.0068) |
| 子女人数的对数 | -0.0102 (0.0105) | 0.0028 (0.0126) | -0.0337 (0.0259) |
| 孙子女人数的对数 | -0.0030 (0.0047) | -0.0052 (0.0052) | 0.0098 (0.0193) |
| 孙子女人数是否缺失(是=1) | -0.0341 (0.0335) | -0.0336 (0.0364) | -0.0444 (0.1510) |
| 年份固定效应 | 0.0169 ** (0.0075) | 0.0262 *** (0.0090) | -0.0001 (0.0113) |
| 观测值 | 6240 | 3950 | 2290 |
| R ² | 0.0120 | 0.0150 | 0.0330 |

注：其他控制变量包括年龄、性别、是否有配偶、户籍和人均家庭收入等级；括号内为家庭层面的聚类标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据2011年和2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

进一步利用倾向得分匹配方法，通过probit模型估计出每个样本参与照料的概率后，再采用半径为0.027（1/4倾向值的标准差）的最近邻匹配（1:1）选取控制组^①。

① 限于篇幅，probit回归结果未在文中列出。

控制组和处理组均在倾向值 0.03 ~ 0.53 之间完成匹配,符合共同支撑假设(见附图 1);同时,对各个变量的平衡假设检验结果表明,匹配后的控制组和处理组不存在显著差异,对总体的平衡性检验也是如此(见附表 2)。由表 3 板块 1 可知,倾向得分匹配法的结果与固定效应模型的结果基本一致,仅系数大小有所上升,即相比于非照料者群体,照料者群体的门诊利用概率提高了 6.29%。由于控制组和处理组倾向得分匹配的均值存在一定差异,分别为 0.19 和 0.26,且从附图 1 可以发现共同支撑范围内不同倾向值的密度分布也存在一定差异,因此我们选取 [0.1, 0.4] 区域内的倾向值作为厚度支撑的范围(控制组与处理组密度较大的部分)进行重新估算,发现处理组的平均处理效应(ATT)为 0.0695,且在 1% 的水平上显著,与总体估计结果差别不大。同时,分中年人样本、低龄老人样本的估计结果也与固定效应模型的估计结果基本一致。

利用核(kernel)匹配进行稳健性检验,在总体样本中分别设置较为常用的 epanechnikov 核函数和 gaussian 核函数,默认带宽值均为 0.06,控制组和处理组均在倾向值 0.03 ~ 0.65 之间完成匹配,由表 3 板块 2 可知,ATT 估计值为 0.0651 和 0.0671^①。进一步将带宽值设为 0.01,可以发现处理组观测值略微有所下降,但 ATT 估计值为 0.0645,与默认带宽值的结果非常接近。同时,我们还利用 bootstrap(100 ~ 200 步)对标准误进行了校准,显著性并没有发生明显变化,因此,可以认为半径内最近邻匹配法的估计结果是可信的。

表 3 提供照料对女性家庭成员门诊利用的影响:倾向得分匹配法

| | ATT | 控制组样本量 | 处理组样本量 |
|--------------------------------|------------------------|--------|--------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 板块 1: 半径内最近邻匹配 | | | |
| 总体 | 0.0629 *** (0.0227) | 2075 | 519 |
| 厚度支撑部分(thick support) | 0.0695 *** (0.0245) | 1622 | 410 |
| 中年人(45 ~ 55 岁) | 0.0493 (0.0282) | 1148 | 358 |
| 低龄老人(56 ~ 65 岁) | 0.1079 *** (0.0392) | 927 | 159 |
| 板块 2: 稳健性检验: 核(kernel)匹配(总体样本) | | | |
| epanechnikov 核函数(带宽 0.06) | 0.0651 *** (0.0226) | 2075 | 519 |

① 对核匹配的变量进行平衡性检验,均符合匹配需要的条件。限于篇幅,未在文中列出。

续表

| | ATT | 控制组样本量 | 处理组样本量 |
|-----------------------|------------------------|--------|--------|
| | (1) | (2) | (3) |
| gaussian 核函数(带宽 0.06) | 0.0671 *** (0.0222) | 2075 | 519 |
| gaussian 核函数(带宽 0.01) | 0.0645 *** (0.0229) | 2075 | 468 |

注：在半径为 0.027 的范围内进行 1:1 最近邻匹配；核匹配中采用 bootstrap (100 ~ 200 步) 校准标准误对最终结果的影响不大；括号内为标准误；***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源：根据 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

由于门诊次数属于计数变量 (count variable)，因此我们采用泊松分布的固定效应模型估计提供照料对照料者门诊次数的影响，发现在不同年龄组中也存在与上文相似的异质性 (见表 4)。在其他条件相同的情况下，提供照料对中年女性照料者的平均门诊次数无显著影响，但对低龄女性老人而言，其平均门诊次数是未提供照料的同龄人的 2.8760 倍。可能的解释在于，低龄老人更有时间遵照医嘱进行后续治疗 (复诊)，但中年人有可能受到时间约束，难以增加门诊次数进行复诊，从而忽略自身的医疗服务需求。

表 4 提供照料对女性家庭成员门诊次数的影响：泊松分布的固定效应模型

| 变量 | 总体 | 中年人(45 ~ 55 岁) | 低龄老人(56 ~ 65 岁) |
|------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 是否提供照料(是 = 1) | 1.4505 *** (0.1780) | 1.1766 (0.1702) | 2.8760 *** (0.7640) |
| 是否自我雇佣(是 = 1) | 0.7652 * (0.1073) | 0.8514 (0.1532) | 0.5615 ** (0.1528) |
| 是否受雇工作(是 = 1) | 0.5544 *** (0.1190) | 0.7079 (0.1705) | 0.2319 *** (0.0933) |
| 父母公婆自评健康(差 = 1) | 0.9539 (0.1320) | 0.9471 (0.1565) | 0.7953 (0.2141) |
| 父母公婆自评健康(缺失 = 1) | 1.1648 (0.1722) | 1.2979 (0.2465) | 0.8666 (0.2310) |
| 兄弟姐妹人数的对数 | 1.0878 *** (0.0351) | 1.1151 ** (0.0545) | 1.0463 (0.0414) |
| 子女人数的对数 | 0.9153 (0.0545) | 0.8627 ** (0.0525) | 1.0137 (0.1530) |
| 孙子女人数的对数 | 0.9598 (0.0321) | 0.9656 (0.0340) | 0.9334 (0.0820) |

续表

| 变量 | 总体 | 中年人(45~55岁) | 低龄老人(56~65岁) |
|----------------|---------------------|----------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 孙子女人数是否缺失(是=1) | 0.6257* (0.1633) | 0.5348** (0.1416) | 0.9569 (0.8731) |
| 年份固定效应 | 1.0537 (0.0597) | 1.1362** (0.0698) | 0.9761 (0.0867) |
| 观测值 | 2146 | 1262 | 658 |
| Prob > chi2 | 0.0001 | 0.0281 | 0.0021 |

注：其他控制变量包括年龄、性别、是否有配偶、户籍和人均家庭收入等级；表中系数为发生率之比 (incidence rate ratio)；括号内为稳健标准误；***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源：根据 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

(二) 稳健性检验

利用 Mantel-Haenszel (MH) 统计检验，从 $\Gamma = 1$ (没有隐藏偏误) 开始，逐步增加到 $\Gamma = 5$ 进行检验。表 5 显示，当 $\Gamma = 1$ 时，MH 统计量出现了很强的统计显著性 (1% 的显著性水平)，表明提供照料会增加门诊利用，支持 ATT 回归结果。随着 Γ 持续增加到 5 (表明由于不可观测因素的影响，提供照料发生比率的差异越来越大)，结果仍然显示存在统计显著性 (在 1% 的显著性水平)，表明 ATT 结果对不可观测因素并不是非常敏感，半径内最近邻匹配法的估计结果是可信的。

表 5 提供照料对女性家庭成员门诊利用的影响：Mantel-Haenszel (MH) 检验

| Γ | Q_mh + | Q_mh - | p_mh + | p_mh - |
|----------|---------|---------|------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 1 | 3.4443 | 3.4443 | 0.0003 | 0.0003 |
| 2 | 2.6316 | 9.9295 | 0.0042 | 0.0000 |
| 3 | 6.3046 | 14.1287 | 1.40E - 10 | 0.0000 |
| 4 | 8.9783 | 17.4089 | 0.0000 | 0.0000 |
| 5 | 11.1041 | 20.1775 | 0.0000 | 0.0000 |

注： Γ 表示由于不可观测因素导致照料的发生比率；Q_mh +、Q_mh - 分别表示高估和低估 ATT 的 MH 统计量的上下限；p_mh +、p_mh - 分别表示 MH 统计量的上下限显著性水平。

资料来源：根据 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

(三) 影响机制的识别

不同年龄照料者门诊利用的差异可能主要源于提供照料对其健康状况的不同影响，但表 6 利用固定效应模型却发现，不同年龄组照料者的健康状况均受到负面影响：中年照料者的抑郁分值提高了 13.6%，低龄老年照料者的 IADL 分值提高了 45.8%。这

—结果表明，相比于低龄老年照料者，中年照料者可能受时间约束而忽视自身医疗服务需求，无法及时弥补其健康损耗。实际上，本文的数据也发现约有 13% 的中年人没有时间去门诊就诊。

表 6 提供照料对女性家庭成员健康状况的影响：固定效应模型

| | 精神健康 | | 生理健康 | |
|----------------------|-------------------|------------------|-------------------|--|
| | 抑郁分值对数 | 自评健康差 | IADL 分值对数 | |
| | (1) | (2) | (3) | |
| 板块 1：中年人(45 ~ 55 岁) | | | | |
| 是否提供照料(是 = 1) | 0.136* (0.079) | 0.003 (0.022) | 0.101 (0.126) | |
| 观测值 | 3577 | 3945 | 3931 | |
| R ² | 0.056 | 0.014 | 0.008 | |
| 板块 2：低龄老人(56 ~ 65 岁) | | | | |
| 是否提供照料(是 = 1) | -0.017 (0.140) | 0.030 (0.036) | 0.458* (0.240) | |
| 观测值 | 2024 | 2286 | 2269 | |
| R ² | 0.072 | 0.014 | 0.018 | |

注：其他控制变量包括年龄、性别、是否有配偶、户籍和人均家庭收入等级；括号内为家庭层面的聚类标准误；***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源：根据 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

进一步考察照料强度对照料者门诊利用和健康状况的影响，以验证照料者的医疗服务利用是否受时间约束的影响。结果表明，照料父母人数的增加会显著降低门诊利用概率，即照料父母人数每增加 1 人，门诊利用概率会下降 8.10%，且在 10% 的水平上显著（见表 7）；而自评健康状况差的概率却会上升 8.00%，且在 5% 的水平上显著（见表 8 板块 1）。尽管照料时间对门诊利用概率没有显著影响（见表 7），但相较于照料时间最少的人群，照料时间中等和照料时间最多的人群自评健康状况差的比例分别上升了 16.5% 和 23.0%（见表 8 板块 2）。上述结果均显示，随着照料强度的增加，中年照料者的生理健康状况受到负面影响，但其门诊利用概率并没有显著上升，这表明照料强度的增加对中年照料者健康状况的负面影响程度更大。同时，照料强度增加意味着时间资源更为紧张，但最终门诊利用概率下降表明中年照料者由于受时间约束而忽略了自身健康。即在家庭老年照料中，中年人群体更可能“心有余而力不足”，从而不可避免地以牺牲自身健康为代价。从长远角度来看，如果她们不能及时弥补健康资本的损耗，把小病“拖成”大病，最终将对中国医疗服务体系产生负面影响。

表7 照料强度对中年女性照料者门诊利用的影响：固定效应模型

| 变量 | (1) | (2) |
|------------------|--------------------|--------------------|
| 照料父母人数(人) | -0.081* (0.044) | — |
| 照料时间(中等=1) | — | 0.025 (0.107) |
| 照料时间(最多=1) | — | 0.005 (0.129) |
| 是否自我雇佣(是=1) | 0.121 (0.170) | 0.095 (0.178) |
| 是否受雇工作(是=1) | 0.073 (0.123) | 0.025 (0.125) |
| 父母公婆自评健康状况(差=1) | 0.120 (0.091) | 0.100 (0.094) |
| 父母公婆自评健康状况(缺失=1) | — | — |
| 兄弟姐妹人数的对数 | 0.111** (0.043) | 0.111** (0.048) |
| 子女人数的对数 | -0.560* (0.334) | -0.489 (0.373) |
| 孙子女人数的对数 | -0.002 (0.025) | 0.001 (0.026) |
| 孙子女人数是否缺失(是=1) | 0.094 (0.156) | 0.150 (0.165) |
| 年份固定效应 | 0.022 (0.034) | 0.024 (0.036) |
| 观测值 | 899 | 870 |
| R ² | 0.204 | 0.194 |

注：其他控制变量包括年龄、性别、是否有配偶、户籍和人均家庭收入等级；括号内为家庭层面的聚类标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据2011年和2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

表8 照料强度和照料时间对中年女性照料者健康状况的影响：固定效应模型

| 变量 | 精神健康 | | 生理健康 | |
|----------------|-------------------|--------------------|------------------|--|
| | 抑郁分值对数 | 自评健康状况差 | IADL 分值对数 | |
| | (1) | (2) | (3) | |
| 板块1：照料父母人数(人) | | | | |
| 照料父母人数(人) | -0.032 (0.071) | 0.080** (0.039) | 0.281 (0.217) | |
| 观测值 | 832 | 897 | 894 | |
| R ² | 0.155 | 0.128 | 0.159 | |

续表

| 变量 | 精神健康 | | 生理健康 | |
|----------------|------------------|----------------------|------------------|--|
| | 抑郁分值对数 | | 自评健康状况差 | |
| | IADL 分值对数 | | | |
| | (1) | (2) | (3) | |
| 板块 2: 照料时间 | | | | |
| 照料时间(中等 = 1) | 0.053 (0.134) | 0.165 * (0.089) | 0.377 (0.585) | |
| 照料时间(最多 = 1) | 0.171 (0.189) | 0.230 *** (0.075) | 0.424 (0.640) | |
| 观测值 | 806 | 868 | 865 | |
| R ² | 0.155 | 0.150 | 0.161 | |

注：其他控制变量包括年龄、性别、是否有配偶、户籍和人均家庭收入等级；括号内为家庭层面的聚类标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据2011年和2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

五 结论及政策建议

由家庭提供的老年照料可能会对家庭成员产生影响，与国内现有文献主要关注家庭照料对照料者劳动就业和健康状况的影响不同，本文主要考察了其对医疗服务利用的影响。利用2011年和2013年中国健康与养老追踪调查数据和固定效应模型、倾向得分匹配方法，本文发现：第一，总体上照料者的门诊利用概率上升了5.18%~6.95%，表明家庭老年照料确实会给医疗服务体系带来负担，这与发达国家的结论基本一致，但在中国，其对不同年龄组照料者的影响存在明显异质性。第二，照料并不会使得中年照料者群体提高门诊利用概率，甚至随着照料强度的增加，其门诊利用概率反而下降了8.1%，但同时该群体的精神健康状况和自评健康状况却受到一定负面影响。这在某种程度上反映了中年照料者受时间约束而无暇就医、忽略自身门诊需求的现状，从长远来看，不利于健康人力资本的积累，并有可能在未来会增加其医疗负担。第三，低龄老年照料者虽没有忽略自身门诊需求（门诊利用概率上升了10.79%~13.30%），但照料有可能增加了其额外的医疗负担。

上述结论表明，尽管家庭提供老年照料具有无偿性，但实际上却会增加照料者当前或未来的门诊利用概率；考虑到中国庞大的老年人口基数，家庭照料者自身在很大程度上将会成为老龄化背景下医疗服务体系的一大挑战^①。因此，一方面

^① 当提及老龄化对医疗服务体系的挑战时，大多数研究聚焦于老年人本身（封进等，2015），但本文的结论预示着家庭照料者是医疗服务体系挑战的另一个维度。

有必要大力发展社会化养老服务体系，以缓解家庭老年照料的压力；但另一方面也应考虑到家庭老年照料的一些功能（共情陪伴、精神慰藉等）并不能完全被社会化养老服务替代，且中国社会化养老服务体系尚处于起步阶段（在农村尤其薄弱）。一个可行的对策是借鉴发达国家的经验，在鼓励有意愿的家庭成员提供照料的同时，尽量减少由此导致的负面影响，为此有必要将家庭视角纳入公共政策当中。

本文的结论有两方面的政策启示与建议。第一，提高不同年龄组家庭照料者的医疗服务可及性，以减轻医疗服务体系的负担。一方面，鉴于预期寿命的延长，家庭内部低龄老人（子女）照顾高龄老人（父母）将是一个趋势，而女性低龄老人本身经济状况较差，易出现因医疗负担过重而不就医的情况，这不仅危及家庭养老保障功能的可持续发展，而且有可能导致这一群体快速逆转为“被照料者”，从而进一步增加老龄化背景下医疗服务体系的负担。为此，可以对低龄老人提供的无偿照料活动进行现金补贴、对医保缴费进行补贴、实施优惠的医疗报销制度等。另一方面，对于中年照料者受时间约束而无暇就医的情形，可以鼓励社区卫生服务中心定期对这一群体实施上门预防保健和咨询服务，防患于未然。第二，从维护健康的角度来完善支持照料者的家庭发展政策，最终减少其医疗服务利用和减轻医疗服务体系负担。可以借鉴经济合作与发展组织（OECD）的经验，由政府相关部门提供短期的照料服务，让家庭照料者从长期沉重的照料负担中释放体整（也称喘息服务），并将其作为社会保障系统的一部分（Francesca et al., 2011）^①；提供心理疏导和干预等咨询服务，以更好地缓解照料者的压力和焦虑、维护其精神健康；开展照料技能培训，减少照料过程中的健康损耗。实际上，近年来在中国部分地区（比如浙江杭州、上海等）已经开始探索喘息服务、举办照料技能培训等。未来仍需加强推广和宣传，确保家庭照料支持措施的系统化发展。

附表1 数据描述统计

| 变量 | 总体 | | 2011年 | | 2013年 | |
|-----------|------|------|-------|------|-------|------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 门诊利用(有=1) | 0.21 | 0.41 | 0.20 | 0.40 | 0.22 | 0.42 |
| 门诊次数(次) | 2.25 | 2.42 | 2.24 | 2.53 | 2.25 | 2.35 |

① 比如德国社会保险最多会为照料者支付四周喘息服务的费用；卢森堡长期护理保险设立了时长为三周的喘息服务基金。

续表

| 变量 | 总体 | | 2011年 | | 2013年 | |
|----------------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 自评健康状况(差=1) | 0.78 | 0.41 | 0.77 | 0.42 | 0.79 | 0.41 |
| 抑郁分值(分) | 9.66 | 5.11 | 10.56 | 4.98 | 8.71 | 5.08 |
| IADL 分值(分) | 0.32 | 0.88 | 0.33 | 0.88 | 0.31 | 0.84 |
| 是否提供照料(是=1) | 0.20 | 0.40 | 0.21 | 0.41 | 0.18 | 0.38 |
| 照料时间(小时/周) | 23.36 | 38.43 | 19.94 | 33.27 | 27.33 | 43.37 |
| 照料父母人数(人) | 1.64 | 0.86 | 1.54 | 0.78 | 1.75 | 0.95 |
| 年龄(岁) | 53.40 | 5.35 | 52.43 | 5.27 | 54.39 | 5.25 |
| 未上过学 | 0.30 | 0.46 | 0.30 | 0.46 | 0.30 | 0.46 |
| 小学 | 0.36 | 0.48 | 0.36 | 0.48 | 0.36 | 0.48 |
| 中学及以上 | 0.34 | 0.47 | 0.34 | 0.47 | 0.34 | 0.47 |
| 婚姻状况(有配偶=1) | 0.88 | 0.33 | 0.89 | 0.32 | 0.87 | 0.34 |
| 自我雇佣 | 0.58 | 0.49 | 0.59 | 0.49 | 0.56 | 0.50 |
| 受雇工作 | 0.16 | 0.36 | 0.16 | 0.36 | 0.16 | 0.36 |
| 户籍(农业户口=1) | 0.80 | 0.40 | 0.81 | 0.39 | 0.80 | 0.40 |
| 是否有医疗保险(是=1) | 0.95 | 0.21 | 0.94 | 0.24 | 0.96 | 0.18 |
| 父母公婆自评健康状况好 | 0.40 | 0.49 | 0.28 | 0.45 | 0.53 | 0.50 |
| 父母公婆自评健康状况差 | 0.32 | 0.46 | 0.25 | 0.43 | 0.39 | 0.49 |
| 父母公婆自评健康状况缺失 | 0.28 | 0.45 | 0.47 | 0.50 | 0.08 | 0.27 |
| 人均家庭收入(元) | 9073.08 | 12208.49 | 8815.33 | 11240.05 | 9332.26 | 13107.12 |
| 子女人数(人) | 2.28 | 1.08 | 2.23 | 1.06 | 2.34 | 1.10 |
| 孙子女人数(人) | 2.06 | 2.36 | 1.79 | 2.19 | 2.34 | 2.48 |
| 孙子女人数是否缺失(是=1) | 0.22 | 0.41 | 0.27 | 0.45 | 0.17 | 0.37 |
| 兄弟姐妹人数(人) | 3.75 | 1.76 | 3.81 | 1.72 | 3.69 | 1.80 |
| 观测值 | 6240 | | 3120 | | 3120 | |

注：照料时间和照料父母人数来自有照料时间和照料父母的样本。

资料来源：根据2011年和2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

附表2 平衡性检验

| 变量 | 匹配前 | | | | | | | | 标准化偏 误减少程 度(%) |
|----------------|-------|-------|--------|------------|-------|-------|--------|------------|----------------------|
| | 匹配前 | | | | 匹配后 | | | | |
| | 处理组 | 控制组 | p > t | 标准化 偏误% | 处理组 | 控制组 | p > t | 标准化 偏误% | |
| 前一期抑郁分值(分) | 2.147 | 2.156 | 0.846 | -1.0 | 2.147 | 2.160 | 0.822 | -1.3 | -36.0 |
| 前一期自评健康状况差 | 0.719 | 0.774 | 0.008 | -12.7 | 0.719 | 0.726 | 0.801 | -1.6 | 87.3 |
| 前一期 IADL 分值(分) | 0.249 | 0.315 | 0.097 | -8.4 | 0.249 | 0.249 | 0.995 | 0.0 | 99.5 |
| 前一期门诊利用(有=1) | 0.206 | 0.199 | 0.698 | 1.9 | 0.206 | 0.211 | 0.854 | -1.2 | 38.8 |

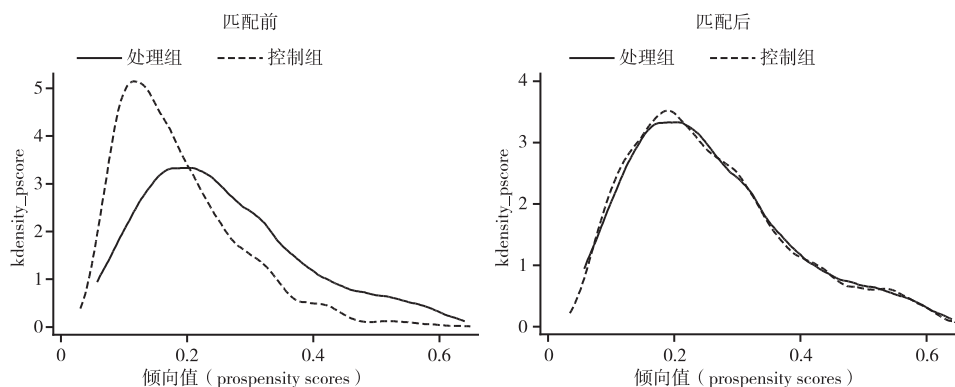
续表

| 板块1: 各个变量的平衡情况 | | | | | | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|------------|--------|--------|--------|------------|----------------------|
| 变量 | 匹配前 | | | | 匹配后 | | | | 标准化偏 误减少程 度(%) |
| | 处理组 | 控制组 | p > t | 标准化 偏误% | 处理组 | 控制组 | p > t | 标准化 偏误% | |
| 前一期是否提供照料(是=1) | 0.355 | 0.201 | 0.000 | 34.9 | 0.355 | 0.361 | 0.816 | -1.6 | 95.5 |
| 45~49岁 | 0.308 | 0.224 | 0.000 | 19.2 | 0.308 | 0.301 | 0.809 | 1.6 | 91.8 |
| 50~54岁 | 0.382 | 0.330 | 0.026 | 10.8 | 0.382 | 0.381 | 0.980 | 0.2 | 98.6 |
| 55~59岁 | 0.189 | 0.263 | 0.000 | -17.7 | 0.189 | 0.191 | 0.923 | -0.6 | 96.8 |
| 60~65岁 | 0.121 | 0.184 | 0.001 | -17.5 | 0.121 | 0.127 | 0.796 | -1.5 | 91.6 |
| 未上过学 | 0.212 | 0.297 | 0.000 | -19.7 | 0.212 | 0.217 | 0.840 | -1.2 | 94.0 |
| 小学 | 0.287 | 0.373 | 0.000 | -18.3 | 0.287 | 0.285 | 0.938 | 0.5 | 97.5 |
| 中学及以上 | 0.501 | 0.330 | 0.000 | 35.3 | 0.501 | 0.498 | 0.924 | 0.6 | 98.3 |
| 有配偶 | 0.938 | 0.939 | 0.969 | -0.2 | 0.938 | 0.935 | 0.823 | 1.4 | -650.9 |
| 自我雇佣 | 0.505 | 0.590 | 0.000 | -17.1 | 0.505 | 0.507 | 0.935 | -0.5 | 97.0 |
| 受雇工作 | 0.231 | 0.141 | 0.000 | 23.4 | 0.231 | 0.222 | 0.716 | 2.4 | 89.6 |
| 户籍(农业户口=1) | 0.692 | 0.816 | 0.000 | -29.1 | 0.692 | 0.697 | 0.859 | -1.2 | 95.9 |
| 是否有医疗保险(是=1) | 0.975 | 0.967 | 0.340 | 4.9 | 0.975 | 0.975 | 0.987 | -0.1 | 98.0 |
| 人均家庭收入最低 | 0.245 | 0.304 | 0.008 | -13.2 | 0.245 | 0.251 | 0.804 | -1.5 | 88.7 |
| 人均家庭收入较低 | 0.173 | 0.156 | 0.323 | 4.8 | 0.173 | 0.167 | 0.767 | 1.9 | 61.0 |
| 人均家庭收入中等 | 0.185 | 0.196 | 0.582 | -2.7 | 0.185 | 0.181 | 0.899 | 0.8 | 71.6 |
| 人均家庭收入较高 | 0.231 | 0.187 | 0.022 | 11.0 | 0.231 | 0.231 | 0.977 | 0.2 | 98.3 |
| 人均家庭收入最高 | 0.160 | 0.153 | 0.687 | 2.0 | 0.160 | 0.162 | 0.931 | -0.5 | 72.3 |
| 人均家庭收入缺失 | 0.006 | 0.006 | 0.999 | 0.0 | 0.006 | 0.008 | 0.688 | -2.7 | -73584.6 |
| 父母公婆自评健康状况好 | 0.532 | 0.587 | 0.024 | -11.0 | 0.532 | 0.529 | 0.924 | 0.6 | 94.6 |
| 父母公婆自评健康状况差 | 0.468 | 0.414 | 0.024 | 11.0 | 0.468 | 0.471 | 0.924 | -0.6 | 94.6 |
| 兄弟姐妹人数的对数 | 1.022 | 0.982 | 0.594 | 2.7 | 1.022 | 1.014 | 0.928 | 0.5 | 80.3 |
| 子女人数的对数 | 0.580 | 0.746 | 0.000 | -36.6 | 0.580 | 0.581 | 0.952 | -0.4 | 99.0 |
| 孙子女人数的对数 | -2.162 | -0.823 | 0.000 | -38.6 | -2.162 | -2.056 | 0.644 | -3.0 | 92.1 |
| 孙子女人数是否缺失(是=1) | 0.283 | 0.156 | 0.000 | 31.0 | 0.283 | 0.278 | 0.853 | 1.3 | 95.9 |
| 华北 | 0.173 | 0.127 | 0.006 | 12.9 | 0.173 | 0.170 | 0.890 | 0.9 | 93.0 |
| 东北 | 0.094 | 0.067 | 0.031 | 10.1 | 0.094 | 0.101 | 0.726 | -2.4 | 76.4 |
| 华东 | 0.318 | 0.318 | 0.995 | 0.0 | 0.318 | 0.318 | 0.995 | 0.0 | -22.2 |
| 华中 | 0.245 | 0.265 | 0.356 | -4.6 | 0.245 | 0.240 | 0.852 | 1.1 | 75.0 |
| 西南 | 0.125 | 0.150 | 0.147 | -7.3 | 0.125 | 0.127 | 0.950 | -0.4 | 94.8 |
| 西北 | 0.044 | 0.073 | 0.020 | -12.1 | 0.044 | 0.045 | 0.985 | -0.1 | 99.1 |

板块2: 总体平衡情况

| | 伪 R ² | LR chi2 | p > chi2 | 偏误均值 | 偏误中位值 |
|-----|------------------|---------|----------|------|-------|
| 匹配前 | 0.069 | 178.77 | 0 | 13.8 | 11.0 |
| 匹配后 | 0.001 | 1.14 | 1 | 1.0 | 0.9 |

资料来源: 根据2011年和2013年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。



附图 1 匹配前与匹配后的样本分布

资料来源：根据 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查数据计算得到。

参考文献：

- 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰 (2016), 《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》, 《经济研究》第 3 期, 第 176 - 189 页。
- 陈璐、范红丽 (2016), 《家庭老年照料对女性照料者健康的影响研究》, 《人口学刊》第 4 期, 第 48 - 59 页。
- 封进、余央央、楼平易 (2015), 《医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角》, 《中国社会科学》第 3 期, 第 85 - 103 页。
- 刘岚、陈功 (2010), 《我国城镇已婚妇女照料父母与自评健康的关系研究》, 《人口与发展》第 5 期, 第 52 - 59 页。
- 中国保险行业协会 (2016), 《2016 年中国长期护理调研报告》, <http://www.iachina.cn/upload/2017/0105/20170105085458249.pdf>。
- Bauer, Michael & Alfonso Sousa-Poza (2015). Impacts of Informal Caregiving on Caregiver Employment, Health, and Family. *Journal of Population Ageing*, 8(3), 113 - 145.
- Becker, Sascha & Marco Caliendo (2007). Mhbounds-sensitivity Analysis for Average Treatment Effects. *IZA Discussion Paper*, No. 2542.
- Black, Dan & Jeffrey Smith (2004). How Robust is the Evidence on the Effects of College

- Quality? Evidence from Matching. *Journal of Econometrics*, 121(1), 99 – 124.
- Caliendo, Marco & Sabine Kopeinig (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31 – 72.
- DiPrete, Thomas & Markus Gangl (2004). Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments. *Sociological Methodology*, 34(1), 271 – 310.
- Do, Kyung, Edward Norton, Sally Stearns & Courtney Van Houtven (2015). Informal Care and Caregiver's Health. *Health Economics*, 24(2), 224 – 237.
- Francesca, Colombo, Llena-Nozal Ana, Mercier Jérôme & Tjadens Frits (2011). *Help Wanted? Providing and Paying for Long-term Care*. Paris: OECD Publishing.
- Grossman, Michael (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223 – 255.
- Ichino, Andrea, Fabrizia Mealli & Tommaso Nannicini (2008). From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What Can We Learn from Matching Estimators and Their Sensitivity? *Journal of Applied Econometrics*, 23(3), 305 – 327.
- Lechner, Michael (2009). Long-run Labour Market and Health Effects of Individual Sports Activities. *Journal of Health Economics*, 28(4), 839 – 854.
- Lilly, Meredith, Audrey Laporte & Peter Coyte (2007). Labor Market Work and Home Care's Unpaid Caregivers: A Systematic Review of Labor Force Participation Rates, Predictors of Labor Market Withdrawal, and Hours of Work. *The Milbank Quarterly*, 85(4), 641 – 690.
- Ma, Sen & Fangqi Wen (2016). Who Coresides with Parents? An Analysis Based on Sibling Comparative Advantage. *Demography*, 53(3), 623 – 647.
- OECD (2005). *Long-term Care for Older People*. Paris: OECD Publishing.
- Pinquart, Martin & Silvia Sörensen (2007). Correlates of Physical Health of Informal Caregivers: A Meta-analysis. *Journals of Gerontology: Series B*, 62(2), 126 – 137.
- Rosenbaum, Paul (2002). *Observational Studies*. New York: Springer.
- Rubin, Donald (1979). Using Multivariate Matched Sampling and Regression Adjustment to Control Bias in Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 318 – 328.
- Schmitz, Hendrik & Magdalena Stroka (2013). Health and the Double Burden of Full-time

Work and Informal Care Provision-Evidence from Administrative Data. *Labour Economics*, 24, 305 – 322.

Schmitz, Hendrik & Matthias Westphal (2015). Short- and Medium-term Effects of Informal Care Provision on Female Caregivers' Health. *Journal of Health Economics*, 42, 174 – 185.

Van Houtven, Courtney Harold, Michele Wilson & Elizabeth Clipp (2005). Informal Care Intensity and Caregiver Drug Utilization. *Review of Economics of the Household*, 3(4), 415 – 433.

Informal Care and Caregivers' Health Care Utilization : An Empirical Research Based on China Health and Retirement Longitudinal Study

Yu Yangyang, Zou Wenwei & Li Hua

(School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: Using data of China Health and Retirement longitudinal study from 2011 and 2013, this paper examines the effect of informal care on female caregivers' health care demand by fixed effect model and propensity score matching method. The results show that the caregivers' probability of outpatient increases by 5.18 percent to 6.95 percent in general, but heterogeneity exists in different age groups. The young-old caregivers' (between 56 and 65 years old) probability of outpatient increases by 10.79 percent to 12.90 percent, which arises their medical burden. In order to balance job and caregiving, the middle-aged caregivers' (between 45 and 55 years old) probability of outpatient doesn't change significantly or even decreases. They tend to neglect their outpatient demand in spite of their bad health shock from informal care. The results suggest that informal care poses challenges for China's health care system, and we make some policy suggestions from the perspective of caregivers, such as improving caregivers' accessibility of medical care and maintaining their health.

Keywords: informal care, caregivers, health care utilization

JEL Classification: I10, I19, J19

(责任编辑：周敏丹)