

老年健康与照料需求: 理论和来自随机实验的证据^{*}

宗庆庆 张 熠 陈玉宇

内容提要: 本文分析了中国老年人身体健康对照料需求和照料模式选择的作用。实证上,通过大样本慢阻肺随机干预实验,采用双重差分估计的结果表明:(1)在慢阻肺干预实验后,实验组老年人身体健康显著改善。照料需求大幅度减少,健康改善带来老年照料利用概率减少了35.5%;(2)实验组照料需求的减少主要发生在社会照料需求方面,健康改善带来社会照料利用概率减少了67.8%,而家庭照料基本保持不变;(3)异质性检验表明,潜在家庭照料资源越少的家庭,社会照料需求的下降越明显。从理论的角度,上述实证结果支持家庭在老年人照料模式选择中存在“啄序偏好”:家庭首先动用所有内部照料资源,然后再使用社会照料,从而导致社会照料对健康的敏感度更高。本文的政策含义是,事前的预防性健康干预政策能够显著减轻家庭在照料特别是社会照料方面的负担。对于内部非正式照料资源较少的家庭,预防性健康干预政策的减负效果尤为显著。

关键词: 老年健康 照料需求 照料模式 慢阻肺 随机实验

一、引 言

中国人口结构在迅速老龄化,同时伴随着严重的高龄化趋势。高龄人群是失能失智的高发人群。根据联合国的预测,中国80岁以上高龄老人将从2010年的2000万增长至2050年的1亿(U. N. 2011),由此将带来庞大的照料需求。曾毅等(2012)的研究表明,我国21世纪上半叶生活自理能力残障老人增速明显高于整体老年人口,残障老人家庭照料成本总额占GDP的百分比增速很快。在影响照料需求的所有因素中,老年人的健康状况毫无疑问是最关键的因素之一。健康与养老二者关系究竟如何?健康以及相关的健康干预政策如何影响老年照料需求?健康和健康政策对家庭非正式照料和社会正式照料各有什么影响?上述问题无疑具有重大理论价值和现实意义。

然而,科学地回答这些问题绝非易事。由于健康和照料之间存在着显著的双向因果关系,导致很难找到恰当且有力的识别策略。已有研究有探讨健康影响照料需求方面的(Zunzunegui et al., 2001),也有大量探讨照料在健康生产函数中的作用的(陈卫和杜夏 2002; Stabile et al. 2006)。以老年心理健康为例,Unützer et al. (1997)、Vasiliadis et al. (2013)等探讨了抑郁和焦虑等精神健康因素对老年照料成本的影响,而Barnay & Juin(2016)则探讨了家庭照料对老年人精神健康状况的影响。此外,还有因素可能同时影响健康和照料需求,如家庭收入、居住安排、子女数量以及一些不可观测变量,容易导致遗漏变量偏误。

本文采用了完全随机对照实验设计,通过一项大样本的针对慢性阻塞性肺疾病(简称慢阻肺)患者的干预实验,随机选择实验对象并注射疫苗(流感疫苗或/和肺炎疫苗),外生影响老年人健康

^{*} 宗庆庆、张熠,上海财经大学公共经济与管理学院,邮政编码:200433,电子信箱:zong.qingqing@mail.shufe.edu.cn, zhang.yi@mail.shufe.edu.cn; 陈玉宇(通讯作者),北京大学光华管理学院、北京大学经济政策研究所,邮政编码:100871,电子信箱:chenyuyu@gsm.pku.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金(71804104,71503154)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

状况,然后观察相对于对照组,实验组家庭中老年照料需求的反应。慢性阻塞性肺疾病(chronic obstructive pulmonary disease, COPD)是一种具有气流阻塞特征的慢性支气管炎和(或)肺气肿,可进一步发展为肺心病和呼吸衰竭的常见慢性疾病,在中国老年人中有很广泛的分布^①,也是导致失能的主要疾病之一。数据显示,2012年我国40岁及以上人群慢阻肺患病率高达9.9%,^②慢性呼吸系统疾病死亡率为68/10万。^③据笔者了解,本文是第一篇通过大样本随机对照实验探讨老年健康对照料作用的研究。随机对照实验方法是一种强有力的识别因果关系的工具,能够在很大程度上克服样本选择偏误、遗漏变量、双向因果等内生性带来的估计偏误,有助于精确识别健康对照料需求的因果效应(causal effect)。

除了分析老年健康和照料之间的关系,本文还进一步探讨了家庭在照料模式方面的选择。当老年人需要照料时,可以选择家庭非正式照料或正式社会照料,前者的成本是家庭成员的时间成本,后者的成本则是正式照料的价格。中国在老年服务提供方面提出了“9073”目标,即90%老年人居家养老,7%社区养老,3%机构养老。照料资源是稀缺的,不同照料资源的整合互动非常重要(Mommaerts, 2018)。不同照料模式在照料提供效率上有什么差异?有限的财政资金如何最大可能地激发各种照料资源,减轻老年人及其家庭的负担呢?回答上述问题离不开对老年家庭照料模式选择行为的研究。国内外关于家庭照料模式选择的研究已有较长历史(Freedman, 1996; Charles & Sevak, 2005; Yamada et al., 2006; Boaz & Muller, 1994; Byrne et al., 2009; 余央央和封进, 2018; Mommaerts, 2018),研究范围涉及到家庭照料与各种社会照料之间的互补或替代,不同养老模式选择的决定因素等方面。与既往文献不同的是,本文分析了家庭不同照料模式选择对健康冲击的反应,对于探讨健康干预政策的效果以及照料资源的整合发展至关重要。

通过双重差分法(difference-in-difference, DID)估计,本文发现,在随机干预实验后,相对于对照组,实验组老年人的慢阻肺自我评估测试(COPD assessment test, CAT)得分显著下降,整体患病症状以及咳嗽、胸闷、气喘、活动、外出、精力等6项指标均显著改善。健康改善使得实验组老年患者所在家庭的总照料需求大幅度减少,健康干预政策有效减轻了老年家庭的照料负担。本文还发现,照料需求下降主要发生在社会照料需求下降方面,而家庭照料需求并没有显著变化。稳健性检验显示,上述实证结果具有高度稳健性。

通过构建家庭照料选择的理论模型,我们认为,这些现象支持中国老年人照料模式选择中存在“啄序偏好”(pecking order):家庭首先会动用所有内部照料资源,然后再使用社会照料。这种情况下,社会照料对健康的敏感性更高。当健康状况改善后,家庭优先大幅度减少社会照料需求。对于照料资源较少或者受限的家庭,如子女数量较少、子女中女性成员较少以及不与子女同住,健康改善后社会照料需求下降幅度应当更大。随机干预实验数据的回归结果支持上述理论预测。从政策角度来说,意味着有效的事前健康预防性干预政策,可以减少家庭花费在高成本的社会照料方面的负担。特别是对于内部非正式照料资源较少的家庭,预防性健康干预政策的减负效果更为显著。

本文余下的安排如下:第二节,通过一个家庭照料选择模型,分析在健康冲击下,家庭总的照料需求以及家庭照料、社会照料的反应;第三节介绍本文随机实验的设计和数据的描述性统计;第四节进行实证分析;第五节对研究结果和政策启示予以总结。

① 据《中国慢性病防治工作规划(2012—2015年)》统计,目前中国有2.6亿人被确诊患有慢性疾病,随着中国社会老龄化程度的加深,未来慢性病患者人数会快速增长。呼吸系统疾病是中国慢性病主要病症之一,尤以慢阻肺为重。

② 资料来源《中国居民营养与慢性病状况报告(2015年)》,国家卫计委于2015年6月30日发布。

③ Lin et al. (2008)指出,由于吸烟、使用固体燃料等原因,2003—2033年间中国预计将会有6500万人死于慢阻肺。

二、家庭照料选择模型

考虑一个代表性家庭的照料选择模型, 家庭成员中包含两类成员: 需要接受照料的老年人以及可以提供家庭照料的其他成员。假设家庭的效用函数如下:

$$U = U(X, H) \quad U'_X > 0 \quad U'_H > 0 \quad U''_{HH} < 0$$

其中 X 代表家庭使用的消费和服务, H 代表老年人的身体健康状况。假设效用函数为常见的拟线性函数, 家庭面临的决策问题是:

$$\begin{aligned} \max_{X, F, J} U(X, H) &= X + u(H) \\ \text{s. t. } H &= H(h(\chi), Q) = H(h(\chi), [\alpha F^\rho + (1 - \alpha)(nI)^\rho]^{1/\rho}) \quad \chi \in \{0, 1\} \\ X + pF + w(nI) &\leq M + wnT \quad I \leq T \end{aligned} \quad (1)$$

如(1)式第二行所示, 健康生产函数由与照料无关的健康因素 $h(\chi)$ 以及总照料服务 Q 决定, 总照料服务与健康生产函数正相关。 χ 是标示函数, 处理组为 1, 而对照组为 0。当慢阻肺干预实验有效时 $h(1) > h(0)$ 。总照料生产函数 Q 为 CES 生产函数形式, 取决于家庭非正式照料投入 nI 以及正式社会照料投入 F , n 为家庭中提供照料的潜在劳动力, 取决于子女数量、女儿数量、同住子女数量等因素, I 代表单个家庭成员提供的平均的非正式家庭照料服务。公式(1)第三行为家庭面临的预算约束, 其中 X 代表家庭除健康以外的各种消费和服务, 以这些消费和服务为等价物, 即价格标准化为 1。 p 为正式社会照料的价格, w 为家庭照料的机会成本, 如照料者的收入。 M 为家庭非劳动性收入, T 为家庭成员全部可用于照料老年人的时间, nT 就代表了家庭全部可以动用的照料资源。潜在劳动力越多, 家庭照料资源越丰富。

公式(1)的拉格朗日函数为:

$$L = X + u(H(h(\chi), Q)) + \lambda_1 [M + nw(T - I) - X - pF] + \lambda_2 (T - I)$$

求解一阶条件得:

$$X: U'_X = \lambda_1 > 0 \quad (2)$$

$$F: U'_H \cdot H'_Q \cdot [\alpha F^\rho + (1 - \alpha)(nI)^\rho]^{1/\rho-1} \alpha F^{\rho-1} - \lambda_1 p = 0 \quad (3)$$

$$I: U'_H \cdot H'_Q \cdot [\alpha F^\rho + (1 - \alpha)(nI)^\rho]^{1/\rho-1} (1 - \alpha)(nI)^{\rho-1} n - \lambda_1 nw - \lambda_2 = 0 \quad (4)$$

$$\lambda_1: \lambda_1 [M + nw(T - I) - X - pF] = 0 \quad (5)$$

$$\lambda_2: \lambda_2 (T - I) = 0 \quad (6)$$

公式(5) — (6) 是互补松弛条件。在拟线性假设下, 家庭预算线必然束紧。注意在上述问题中, 健康状况改善并不必然意味着照料需求的下降。上述最优化问题可以分步描述为两个问题: 第一, 家庭选择最优的照料数量 Q 实现效用最大化, 这类似于厂商通过选择产量最大化利润; 第二, 选择最优的家庭内部照料和社会照料投入, 这类似于厂商的成本最小化问题。通过分步描述问题, 发现最优照料需求应满足如下条件:

$$C'(q) \equiv u'_H(H(h(\chi), q)) \cdot H'_Q(h(\chi), q) \quad (7)$$

(7) 式左端为照料的边际成本 $C'(q)$, 边际成本递增, 即 $dC'(q)/dq > 0$ 。右端为照料的边际收益, 取决于健康状况和健康的边际效用。照料的边际效用递减, 即 $u''_{HH} < 0$ 。在慢阻肺健康干预后 $h(\chi)$ 上升。事实上, 只有当老年人的健康改善后, 照料的边际效用下降, 健康的需求得到满足, 照料需求才会下降, 即存在如下引理:

引理 1: 考虑公式(1)中的家庭照料决策, 当且仅当 $u''_{HH} H'_h + u'_H H''_{qh} < 0$ 或者 $-\sigma_H(H'_h/H) + H''_{qh} < 0$ 时, 健康改善导致照料需求减少。

σ_H 表示效用函数 $u(H)$ 的曲率, 衡量了健康改善带来的边际效应递减幅度, 曲率越大则健康改善带来的边际效用衰减越快。 H'_h/H 衡量了疫苗干预带来的健康改善程度。引理 1 的条件和 H''_{qh} 有

关,表示健康生产函数中疫苗干预与照料服务之间的替代关系,如果 $H''_{qh} < 0$,即健康改善降低了照料对健康的边际生产率,那么引理1的条件自然满足。反之,则需要比较健康改善的正面效应和负面效应的具体规模。尽管从现实角度,健康改善导致照料减少似乎更符合直觉,但理论上并不能保证这一点,健康与照料需求之间的关系仍然需要实验数据来回答。

如果 $\lambda_2 > 0$,则 $T = I$,即家庭使用了全部照料资源,家庭照料决策模型取角点解。反之,如果 $\lambda_2 = 0$ 则取到内点解。根据公式(3) — (4)可得 $F = nI [(1 - \alpha)p / (\alpha w)]^{1/(\rho - 1)}$,即存在如下定理:

定理1:当 $\lambda_2 = 0$ 时,社会照料 F 与家庭照料 I 的比例固定,与健康冲击 χ 无关。

定理1意味着,如果模型取内点解,在随机干预实验后,社会照料 F 与家庭照料 I 将发生平衡变动,不应该出现一种照料类型使用概率剧烈变化,而另一种不发生变化的情况;如果模型取角点解,即公式(6)的互补松弛条件束紧时,健康会对家庭照料和社会照料产生不平衡的影响。

定理2:考虑 $u'''_{HH}H_h + u''_{HI}H''_{qh} < 0$,当 $\lambda_2 > 0$ 时, $I = T$,即家庭使用了全部内部照料资源, $U'_I = u'_{II} \cdot H'_Q \cdot Q'_I > w$,即家庭照料带来的边际效用 U_I 超过边际成本 w 。此时, $dI/dh = 0$, $dF/dh < 0$,即家庭非正式照料对健康冲击没有反应,社会正式照料的边际影响下降。而且 $dC(F, nT)/dq > dC(F, nI)/dq$,即内部照料资源受限的家庭,预防性健康干预政策在减少照料负担方面的效果更明显。

由公式(3) — (4)和公式(6)可得,当 $(Q'_F - Q'_I)U_{II}H'_Q/\lambda_1 - (p - nw) < 0$,会出现“啄序偏好”。由这一条件可知,老年照料模式选择出现“啄序偏好”的原因在于:(1)社会照料与家庭照料的相对价格差 $(p - nw)$ 。相对价格越高,老年人越倾向于优先使用家庭照料;(2)社会照料与家庭照料对健康的边际影响之差 $(Q'_F - Q'_I)$ 。社会照料对健康的边际影响越低,老年人越倾向于优先使用家庭照料。需要说明的是,照料对健康的边际影响不仅包含照料的边际产量,更包含照料质量和带给老年人的主观感受。前文中,我们并没有对照料数量、质量、主观感受进行严格区分。因此社会照料对健康的边际影响小,应该包含三种可能:一是社会照料的边际产出低,如家人照料会更加“努力”;二是社会照料质量偏低,而家庭照料可能更加“用心”;三是社会照料带给老年人的主观感受不如家庭照料,即家庭照料让老人更加“舒心”。此外,老年人对健康和价格的相对偏好 $U_{II}H'_Q/\lambda_1$ 也会有所影响,它刻画了老年人更在意健康还是更在意照料服务的价格,这一比例越小,老年人对照料价格越敏感。如果社会正式照料市场欠发达,护理机构和护理人员专业程度不足,提供的服务质量低,并且即便社会照料人员提供的照料服务与家庭内部人员提供的照料相同,但由于文化背景和生活习惯等因素导致家庭照料给被照料者带来的主观感受往往好于社会照料。此外,由于老年人收入不高,对价格比较敏感,如果社会照料比较昂贵,老人会优先使用全部家庭内部照料资源,然后才会使用社会照料,即产生“啄序偏好”,从而导致社会照料对健康的敏感度更高。当健康状况改善时,会优先撤回社会照料。

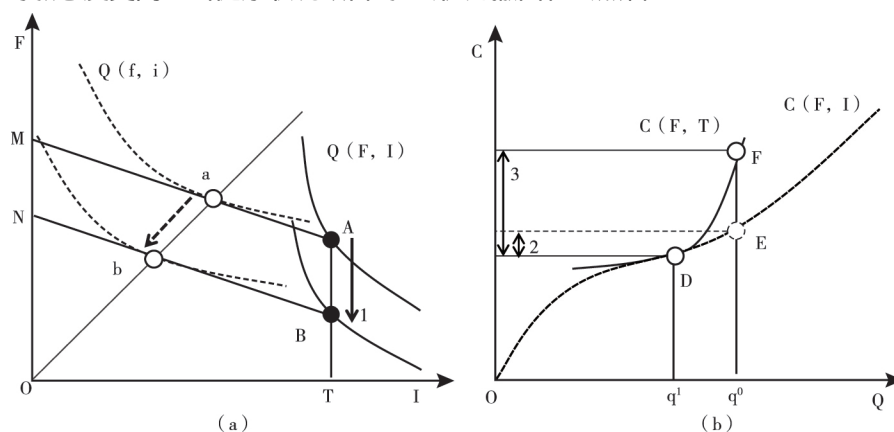


图1 最优照料模式选择

定理 1 和定理 2 的含义如图 1。图 1(a) 中横轴 I 为家庭非正式照料投入, 非正式照料存在资源约束, 不能超过 T 。纵轴为社会正式照料投入, Q 为总照料等产量线。如果照料选择模式取定理 1 中的内点解, 总照料等产量线的表现类似于图 1 中 $Q(f, i)$ 曲线, 在照料需求减少时, 家庭会同时减少非正式照料和正式照料, 如图 1(a) 中最优照料模式从 a 点变为 b 点。此时, 健康冲击对照料需求的影响表现为照料需求平衡性变动。而定理 2 则意味着, 如果家庭存在“啄序偏好”, 即家庭优先使用全部家庭内部照料资源, 然后再使用社会照料。当健康状况改善后, 对照料的需求下降, 图 1 中的等产量曲线下移, 最优照料模式选择从 A 点变为 B 点, 如图中箭头 1 所示, 此时健康改善导致家庭内部照料和社会正式照料产生了极端非平衡的变动, 家庭大幅度减少了社会正式照料的使用, 而家庭内部非正式照料没有明显变化, 即社会照料对健康的敏感度远高于家庭照料。

图 1(b) 解释了定理 2 的后半部分。图中横轴为总照料需求, 纵轴为照料成本。如果家庭同时使用两种照料, 照料成本曲线为 $C(F, I)$ 。如果家庭照料资源受限, 则照料成本曲线为 $C(F, T)$ 。显然, 受限制的成本曲线不会位于非受限的成本曲线之上, 后者实际上是前者的下包络。^① 此时, 如果健康状况恶化, 例如, 照料需求从 q^1 上升为 q^0 , 对于可以同时调整正式照料和非正式照料的家庭来说, 照料成本上升如图中箭头 2 所示, 上升幅度较小。而对于内部非正式照料资源受限的家庭, 只能被动大幅提高社会照料的使用, 如图中箭头 3 所示, 家庭会因此背负更沉重的负担。反之, 当健康状况改善时, 例如照料需求从 q^0 下降为 q^1 , 照料成本的下降幅度在照料资源受限的家庭中更大。预防性健康干预政策对内部照料较少的家庭具有更强的政策效果。

如果健康改善后社会正式照料下降得更多, 这种下降在不同家庭之间有差异吗? 每个家庭的照料资源禀赋不同, 预防性健康干预政策对不同家庭的影响会呈现出什么异质性呢? 这种下降与家庭非正式照料和社会正式照料之间的技术互补性有什么关系? 可以证明如下的定理:

定理 3: 考虑 (1) 中的照料决策问题, 当 $\lambda_2 > 0$ 时 $I = T$, 则: 社会正式照料对健康冲击的弹性 $\varepsilon(F, h)$ 满足 $d\varepsilon(F, h)/dn = d^2 \log F / (d \log h \cdot dn) < 0$, 即内部照料资源越少的家庭, 社会照料下降的幅度越大; $d\varepsilon(F, h)/d\rho = d^2 \log F / (d \log h \cdot d\rho) > 0$, 即社会正式照料和非正式家庭照料之间的技术互补性越弱 (ρ 越大), 则在预防性健康干预后, 社会照料下降的幅度越大。

定理 3 中 $\varepsilon(F, h)$ 为社会照料对非照料健康因素的弹性, 表达式为:

$$\varepsilon(F, h) = (1 - \sigma_H) / [(1 - \rho)(1 - R_F)] < 0, R_F = \alpha F^\rho / [\alpha F^\rho + (1 - \alpha)(nT)^\rho] \quad (8)$$

如公式 (8) 所示, 如果家庭中照料资源 n 越少, 社会照料使用率 R_F 越高, 那么健康改善后, $\varepsilon(F, h)$ 较大, 社会照料下降的幅度也更大。社会照料的下降幅度取决于正式照料和非正式照料之间的替代弹性。如果 ρ 比较大, 意味着社会正式照料专业化程度偏低, 可以被非正式照料很好地替代。此时 $\varepsilon(F, h)$ 也较大, 在预防性健康干预后, 社会正式照料下降的幅度更大。

总结公式 (1) 中的照料决策模型的求解结果, 有以下基本结论: 其一, 慢阻肺带来的健康状况的改善并不必然导致照料需求的下降。只有当健康效用 $u(H)$ 曲率 σ_H 较大, 即健康的边际效用衰减较快时, 或者照料的健康边际生产率降低时, 健康状况改善才会带来照料需求下降。其二, 如果家庭照料和社会照料选择取内点解, 则家庭同时使用两种照料, 健康改善同时减少家庭照料和社会照料使用量。第三, 如果家庭照料选择取角点解, 则家庭表现出“啄序偏好”, 首先使用内部非正式

^① 这类似于厂商短期成本和长期成本的关系, 短期内厂商只能调整可变成本而不能调整固定成本, 导致短期成本位于长期成本线之上, 后者成为前者的下包络。

照料资源,在内部照料资源全部动用后,再寻求社会照料。相比于家庭照料,社会照料对健康的敏感性更高。第四,社会照料的下降在家庭照料资源较少而使用社会照料较多的家庭中更明显,且当社会照料专业化程度不高,与家庭照料缺乏技术互补性时,更容易被家庭照料替代。第五,疫苗带来的健康改善,对于内部照料资源较少的家庭来说更重要,减负效果也更明显。

实证结果究竟是否支持健康改善降低照料需求?如果照料需求下降,家庭是采用平衡性的还是非平衡性的方法来调整家庭照料和社会照料?是否有许多家庭由于内部照料资源受限,从而更需要健康干预政策?接下来基于慢阻肺干预的随机实验数据来回答上述问题。

三、数据描述与模型设定

(一) 数据来源与实验设计

本文的数据主要来自北京大学经济政策研究所和国家疾病预防控制中心合作项目“慢性阻塞性肺疾病预防性干预的社会经济效益评估”2013年10月—2014年10月在宁波和重庆进行的大样本微观随机实验调查。该项目主要目的是通过随机实验办法科学评估疫苗接种的成本收益(宗庆庆,2015)。慢阻肺虽然在我国发病率高,但是尚缺乏系统的管理,因此在人群中排查识别慢阻肺患者十分困难。而宁波疾病预防控制中心和重庆疾病预防控制中心是全国慢病管理工作,特别是慢病患者信息电子化管理工作的示范单位,因而选择宁波与重庆两个城市作为研究地点。

考虑城市间样本均衡,宁波和重庆每地抽取936个样本,分别占当地建档管理的COPD患者总数的87%和69%。具体抽样过程分为以下几个步骤:

1. 在两个城市各选取3个国家卫生与计划生育委员会(2018年3月后更名为国家卫生健康委员会)备案的国家级慢病示范管理区。重庆为丰都县、沙坪坝区和北碚区;宁波为江东区、海曙区和鄞州区。

2. 确定每个示范区抽取的样本数。根据慢病示范区相关电子记录,由重庆疾控中心和宁波疾控中心工作人员调取每个慢病示范区所有符合入组标准并经过排除标准筛查的患者的基本信息(姓名、年龄和联系方式等)随后根据区县符合抽样标准的患者人数占整个城市符合抽样标准的患者人数的比值计算每个区县的抽样数。其中样本的入组标准是:50岁以上且为慢阻肺稳定病例。COPD发病期一般可分为稳定期和急性加重期,其中稳定期指患者咳嗽、咳痰、气短等症状稳定或症状轻微,而急性加重期则指患者短期内咳嗽、咳痰、气短加重,发热等伴随炎症明显加重。按照国家疾控中心医学专家组的建议,选择的实验对象都是处于稳定期的COPD患者。排除标准是:(1)除COPD外,有其他呼吸系统疾病;(2)对流感疫苗或肺炎疫苗成分(包括疫苗的活性成份和辅料)过敏的人群;(3)COPD急性加重期:入选前4周内出现呼吸道症状超过日常变异范围的持续恶化,并需改变药物治疗方案,咳嗽、咳痰、气短和(或)喘息加重,痰量增多,脓性或黏液脓性痰,或伴有发热等炎症明显加重的表现;(4)正在接受激素治疗的患者(比如癌症和肿瘤患者);(5)近5年内接种过肺炎疫苗;(6)疑似或确诊肺炎球菌感染者。

3. 选择样本小区并进行随机分组。在上述示范区中分别随机选出4个居民小区(社区/街道/乡镇),共计24个符合选择标准的样本。特别需要注意的是,实验没有在患者个体层面上进行随机分组,因为同一小区内部不同居民的随机分组极易造成信息的组间外溢。具体而言,在同一小区内,接种疫苗的老人或其家庭成员很可能会将疫苗相关信息(疫苗效果、副反应等)传递给控制组中的邻居。这样极易造成控制组中的样本在研究开展期间自行接种疫苗,从而造成研究设计上的混乱。我们采取整群抽样方法,随机将样本小区分为四组,其中前三组为实验组(treatment group),分别接受流行性感冒病毒裂解疫苗(流感疫苗)注射、23价肺炎球菌多糖疫苗(肺炎疫苗)注射和

联合疫苗^①注射的干预;最后一组为控制组(control group)不接受任何疫苗注射干预。

此外,应该尽量确保不同组样本间的可比性。通常需要对样本之间的社会经济特征进行细致分析。但由于相关统计数据的缺乏,无法在研究开展前获得小区居民的相关信息,因此平衡分组小区的可比性主要参考两个维度:首先,在电子地图上确定每个小区的地理位置,尽量选取地理位置不邻近的小区进行随机分组;其次,根据“搜房网”的小区房价信息作为居民收入的代理变量,尽量做到同一组别内高、中、低房价(收入)小区呈均匀分布。

随机实验通过北京大学医学部伦理委员会批准,研究对象完全知情同意。在每个小区内选择具有疫苗接种等相关资质的社区医院完成疫苗接种干预和问卷调查工作。社区医生在2013年10月完成了实验组对象的疫苗接种和全部样本的基线调查工作,并分别在2014年1月、3月、5月和10月前两周完成四次跟踪问卷调查工作。由于这套数据跨越了疫苗接种干预实验的前后两个时期,产生了外生的健康冲击,符合本文的研究要求。

(二) 数据、变量和统计描述

由于数据涉及基线调查和四轮随访调查,时间跨度较长、调查样本量较大、随访次数较多,我们通过“身份证号码”和“姓名”等关键信息识别个体并进行数据匹配。经过匹配,有效样本观测值共1781个。其中实验组样本观测值1334个,控制组样本观测值447个。

被解释变量主要有三个哑变量。第一是患者在COPD急性发作期间,是否有子女在旁照料,即是否有家庭照料。若有,记为1,否则取值0。第二是患者在COPD急性发作期间,是否雇佣非家庭成员照料,即是否有社会照料。若有,则取值为1,否则取值0。第三是患者在COPD急性发作期间,是否有照料,只要有家庭照料或社会照料的一种,则取值1,否则记为0。

COPD自我评估测试得分(CAT)可以反映样本患者的COPD症状。2013年中国修订的《COPD诊治指南》建议选择改良版英国医学研究委员会呼吸问卷(breathlessness measurement using the modified British Medical Research Council mMRC)或COPD自我评估测试评分作为症状评估方法。mMRC仅评价呼吸困难严重程度,但COPD除累及肺脏外,还会引起心血管疾病、骨质疏松、抑郁等全身症状,故本文通过收集CAT评分全面评估COPD患者的症状(中华医学会呼吸病学分会慢性阻塞性肺疾病学组,2013;温莹等,2018)。测试具体包括八项指标:咳嗽、咳痰、胸闷、睡眠、精力、情绪、运动耐力以及日常运动影响。社区医生依据患者对这八个问题的回答对每个指标项目做出评分(0—5分),得分越高,表明COPD病情越严重。总分为0—40分。

此外,为了控制其他的可能影响老年人照料需求的因素,我们还选取了可观测的个体特征作为控制变量,包括:年龄、性别(1代表男性,0表示女性)、婚姻状况(1代表已婚,0表示未婚、离异或丧偶)、是否城镇户口、受教育年限、子女总数量、是否与子女住在一起、是否退休以及个人月收入(如果退休,则为月退休金)。

表1给出实验前一年主要变量的描述性统计。由于COPD急性发作,32.3%的老年患者需要照料。家庭照料的使用比重大约为24.1%,约占全样本的1/4,而社会照料的使用比重相对较低,约有11.8%;COPD自我评估测试平均得分为21.64,标准差为6.7,表明样本患者COPD病情比较严重;^②约60%的

① 这两类疫苗接种作为慢病管理的有效措施,已在国际临床指南中得到明确规定,其中流感疫苗的作用期为1年,肺炎疫苗的作用期为5年。慢性阻塞性肺疾病全球倡议指出,这两类疫苗是预防稳定期COPD患者病情急性加重的有效手段,对COPD患者的症状减轻及生活质量改善起着重要作用(GOLD,2016)。国内医学研究也表明这两种疫苗对中国COPD患者整体症状以及咳嗽、胸闷、气喘、活动、外出、精力等多项指标症状均有显著的改善作用(温莹等,2018)。

② 根据中华医学会呼吸病学分会慢性阻塞性肺疾病学组(2013)和GlaxoSmithKline Group of Companies(2016),患者的CAT得分超过20,表明COPD对其影响程度较高(0—10代表影响轻微;11—20代表影响中等;21—30代表影响程度较高;31—40代表影响程度很高),即COPD导致了患者无法做大多数他们想做的事情。

样本为男性,这与“我国男性患 COPD 的概率比女性高”的事实基本一致。84.3% 的 COPD 患者已婚。约一半的样本住在城市。样本的平均受教育年限大约是 6.6 年,相当于小学毕业水平。样本家庭的平均子女数量为 2.369,且大约 30% 的样本与子女住在一起。96% 的样本患者已退休,考虑到样本患者的年龄均在 50 岁以上,这一结果与中国的养老制度安排基本一致。个人月均收入为 1880 元,由于 96% 的样本已退休,这代表了样本的平均月养老金,这一数值与国家统计局公布的 2013 年全国平均月养老金 1845 元非常接近,相差在 2% 以内,表明本文抽取的老年样本在收入方面具有很强代表性。

表 1 主要变量的描述性统计(实验前)

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
总照料	1781	0.323	0.468	0	1
家庭照料	1781	0.241	0.428	0	1
社会照料	1781	0.118	0.323	0	1
COPD 症状测试得分	1777	21.64	6.699	8	40
年龄	1781	68.01	5	50	92
是否男性	1781	0.583	0.493	0	1
是否已婚	1780	0.843	0.364	0	1
是否城镇户口	1777	0.523	0.500	0	1
受教育年限	1775	6.559	3.760	0	14
子女数量	1738	2.369	1.228	0	15
与子女同住	1770	0.298	0.458	0	1
是否退休	1780	0.958	0.201	0	1
月收入(元)	1729	1880	2652	0	72000

(三) 实证模型与估计方法

本文先设定双重差分模型(DID)估计健康改善带来的照料变化。公式为:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i + \alpha_2 After_t + \alpha_3 Treat_i \times After_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中 y_{it} 代表个体 i 在 $t(t=1, 2)$ 期^①研究者感兴趣的变量, $Treat_i$ 是实验组哑变量,如果个体受到疫苗接种干预取值 1,否则取值为 0。 $After_t$ 是时间哑变量,1 表示实验后,0 表示实验前。 ε_{it} 表示随机扰动项。通过普通最小二乘估计(OLS)估计上式,系数 α_3 就代表了本文感兴趣的因果效应。

DID 模型的关键假设是“平行趋势假设”(parallel trend assumption)。要求实验组的“反事实”,即假定实验组未受干预时,实验前后的变化量要与控制组实验前后的变化量保持一致。小区层面的随机抽样虽然可以部分地保证这一点,^②但仍显不够。后文的分析中采用多种办法进行矫正,以提高结论的可靠性。

首先,使用扩展的 DID 模型,在(9)式中引入基线调查时搜集的个体特征,主要包括个体初始的 CAT 得分、年龄、性别、婚姻状况、是否城镇户口、受教育年限、子女数量、是否与子女住在一起、

① 由于基期调查询问的是过去一年(2012.10—2013.10)的照料情况,为了前后可比,需要将后面四次随访的相关数据整合成跨期一年(2013.10—2014.10)的照料情况。计量回归涉及的是“两期(干预前一期,干预后一期)”数据。

② 我们检验了主要变量在实验组和控制组间的差异是否统计显著,结果表明收入、受教育程度、是否已婚、是否与子女同住等变量的差异统计不显著。年龄和是否男性在实验组和控制组间的差异边际显著,但事实上数值相差无几,可以认为经济学意义上差异不明显。唯一差异比较显著的变量是是否城镇户口,这是由于我们是在小区层面进行随机抽样,而每个样本小区的 COPD 总数是不均匀的,因此无法在抽样过程中完全做到实验组和控制组城乡分布均衡。限于篇幅,具体结果略去,感兴趣的读者可向作者索取。

是否退休以及个人月收入。除了这些个体特征, 本文还控制区县哑变量以捕捉不可观测的区县异质性。此外, 后文回归中进一步容许不可观测的个体异质性, 以矫正可能的遗漏变量带来的估计偏误。

其次, 使用倾向得分匹配-双重差分法矫正可能存在的选择性偏差(Heckman et al., 1998)。基本逻辑是在进行 DID 回归前先使用倾向得分匹配实验组和控制组样本, 以消除两组样本在干预实验前的差异(Rosenbaum & Rubin, 1983)。通过参数化(比如 probit 或 logit 模型)或非参数方法估计实验前个体的倾向得分, 即给定协变量个体被干预的概率。我们将在后文中具体论述。

四、实证结果分析

借助慢阻肺干预的随机试验数据, 首先检验老年健康对照料总需求的作用, 随后分别评估老年健康对照料模式选择的影响, 最后考察老年健康对照料模式影响的异质性。

(一) 老年健康与照料总需求

在考察老年健康对照料总需求的影响之前, 首先检验慢阻肺干预是否改善了患者的健康水平。表 2 汇报了疫苗接种干预对老年健康的因果效应。其中第(1)列表示不加任何控制变量(即只有实验组哑变量、实验后哑变量以及交叉项)的双重差分回归结果, 第(2)列控制了区县哑变量以及个体特征变量, 主要包括年龄、性别、是否已婚、是否城镇户口、受教育年限、子女数量、是否与子女住在一起、是否退休以及个人月收入。为了避免收入极值的影响, 对收入取了对数。考虑到对数函数的定义, 对于收入为 0 的个体, 将其收入变为 1 再取对数。第(3)列控制了不可观测的个体异质性, 使用面板数据模型的固定效应(fixed-effects)估计框架, 实验组哑变量由于不随时间变化会被个体固定效应吸收。回归结果表明, 随机干预确实产生了正向的外生健康冲击, 显著改善了老年健康, 因果效应为 CAT 得分^①减少 1.879 分(第(2)列)。

表 2 慢阻肺预防性干预对老年健康的因果效应

解释变量	被解释变量: CAT 得分		
	(1)	(2)	(3)
实验组	-2.171 *** (0.359)	-1.645 *** (0.360)	
实验后	-0.801 * (0.439)	-0.919 ** (0.428)	-0.786 ** (0.359)
实验组*实验后	-2.093 *** (0.507)	-1.879 *** (0.497)	-1.916 *** (0.418)
个体特征变量	NO	YES	YES
区县固定效应	NO	YES	YES
个体固定效应	NO	NO	YES
观测值	3558	3285	3285
R ²	0.077	0.162	0.092

注: 表中括号内是标准差。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著水平。常数项略去。

① 我们对 CAT 得分的八个指标分别进行 DID 回归, 结果表明患者的咳嗽、胸闷、气喘、活动、外出、精力等 6 项指标均显著改善。此外, 实验组样本和控制组在实验前后的 COPD 病情指数密度图显示, 实验组患者的 CAT 得分有明显下降(即 COPD 病情有明显改善), 特别是原本病情比较严重的人(CAT 得分大于 20), 而观察控制组对象的 COPD 病情变化没有发现这一趋势。限于篇幅, 结果略去。

接下来观测样本患者老年总照料比例在实验前后的变化。统计数据表明,控制组患者老年照料比例在实验前后分别为 35.1% 和 33.3%, 变化幅度很小。在实验前,实验组中有 31.3% 的老人存在照料需求,实验后一年这一数值大幅降为 18.9%。结果表明,预防性干预实验带来的健康改善明显减少了老年照料需求。

表 3 老年健康对总照料的作用: DID 估计

解释变量	被解释变量: 是否有家庭照料或社会照料		
	(1)	(2)	(3)
实验组	-0.0379 (0.0241)	-0.0136 (0.0250)	
实验后	-0.0179 (0.0295)	-0.0137 (0.0297)	-0.0140 (0.0212)
实验组* 实验后	-0.107*** (0.0341)	-0.111*** (0.0345)	-0.111*** (0.0246)
个体特征变量	NO	YES	YES
区县固定效应	NO	YES	YES
个体固定效应	NO	NO	YES
观测值	3562	3282	3282
R ²	0.023	0.056	0.057

注: 个体特征变量包括初始 CAT 得分、年龄、性别、是否已婚、是否城镇户口、受教育年限、子女数量、是否与子女住在一起、是否退休以及个人月收入(对数)。限于篇幅,结果略去。其他说明同表 2。以下各表同。

表 3 是双重差分回归结果,采用 OLS 估计。^① 回归(1)是根据模型(9)的 DID 回归,结果表明健康改善带来老年总照料利用概率降低了 0.107 且在 1% 水平上统计显著。回归(2)控制了区县哑变量和个体特征变量。值得注意的是,除了人口统计学特征和收入变量外,我们还纳入了初始 CAT 得分以控制初始病情差异可能的估计偏误,结果显示交叉项的系数几乎没有改变,随机干预带来的健康改善使得老年照料利用概率降低了 0.111 且统计显著。考虑到实验组实验前的老年照料利用概率为 0.313,这意味着健康改善带来老年照料利用概率减少了 35.5% (0.111/0.313)。控制个体固定效应的结果(回归(3))显示,因果效应的数值比回归(2)没有变化,表明不可观测的个体异质性几乎不会对主要结论产生影响。

综上,预防性干预政策带来的健康改善导致老年照料总需求减少了约 35.5%。前文的引理 1 成立,且后续定理的前提假设成立。随着健康水平的提高,照料带来的边际收益递减幅度较大,家庭对健康的需求得到满足,因此照料总需求会下降。

(二) 老年健康与照料模式选择

上节验证了预防性干预政策的健康改善对减少老年照料总需求的作用。本节进一步验证定理 1 或定理 2,即预防性健康干预政策对家庭非正式和社会正式照料需求的影响是否平衡,老年家庭是否同比例减少了非正式照料和社会正式照料。最直接的检验办法是观察实验前同时使用两种照料的家庭在实验后如何选择照料模式。统计分析发现,控制组患者实验前同时使用两种照料的家庭,实验后仅有 15% 撤回了社会照料。与之相比,实验组患者实验前同时使用两种照料的家庭,实验后高达 43.48% 撤回了社会照料而保留了家庭照料,只有 4.35% 的家庭选择使用社会照料而取消了家庭照料。这一发现启示我们,家庭在老年人照料模式选择中可能存在定理 2 所表明的“啄序偏好”。

^① probit 和 logit 模型估计不改变本文的基本结论。限于篇幅,估计结果略去。

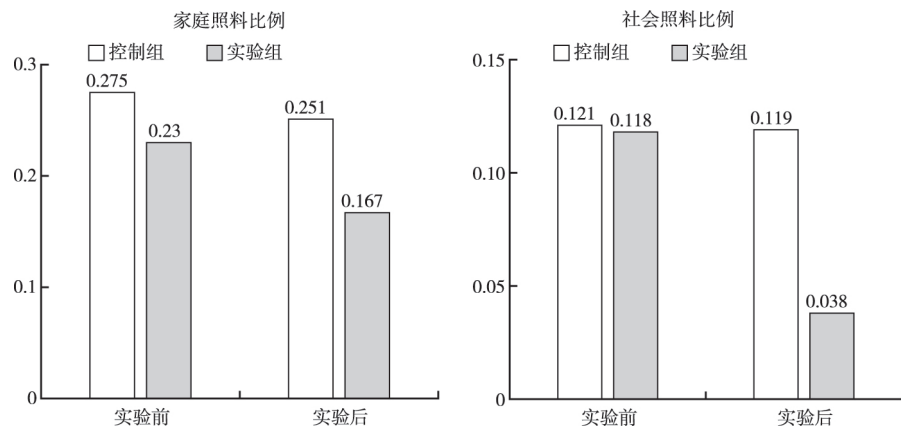


图2 不同类型照料比例实验前后变化: 家庭照料与社会照料

为了验证这一点,图2给出了老年COPD患者不同类型照料比例实验前后的变化情况,其中左图代表家庭照料比例实验前后的变化,右图反映了社会照料比例实验前后的差异。按照实验组和控制组进行分组。结果显示,第一,家庭照料方面,控制组的照料比例从0.275下降为0.251,幅度非常小;而实验组的照料比例则从0.23降为0.167,略高于控制组的下降幅度。第二,社会照料方面,控制组的照料比例实验前后同样变化不大,分别是0.121和0.119,有趣的是,实验组的照料比例则从0.118骤降至0.038,降了8个百分点,明显大于实验组的下降幅度。

表4通过DID回归检验老年健康对不同照料模式的影响。回归(1)~(3)显示了家庭照料的结果,首先汇报不加任何控制变量的回归,随后添加个体特征变量和区县哑变量,最后控制了个体固定效应。结果显示,实验组对象的家庭照料比例多下降0.4左右,但这一作用在统计上并不显著。回归(4)~(6)则汇报了社会照料的估计结果,表明健康改善导致社会照料利用概率下降了约0.08且在1%水平上统计显著。考虑到实验组实验前的老年社会照料利用概率为0.118,这意味着健康改善带来老年照料利用概率减少了67.8%(0.008/0.118)。这表明,实验组老年照料的减少主要发生在社会照料使用方面,而家庭照料并没有显著变化。支持了前文理论模型的定理2,即家庭在老年人照料模式选择中存在“啄序偏好”。^①老人会优先选择全部家庭内部照料资源,然后才会使用社会照料。当健康状况改善时,也会优先撤回社会照料,导致社会照料对健康的敏感度更高。

表4 老年健康对照料模式选择的作用: DID估计

解释变量	家庭照料			社会照料		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
实验组	-0.045** (0.022)	-0.031 (0.023)		-0.0031 (0.015)	0.0097 (0.016)	
实验后	-0.025 (0.027)	-0.023 (0.028)	-0.023 (0.019)	-0.0022 (0.019)	-0.00083 (0.019)	-0.0001 (0.015)
实验组* 实验后	-0.038 (0.032)	-0.040 (0.032)	-0.040 (0.022)	-0.077*** (0.022)	-0.080*** (0.022)	-0.080*** (0.017)
个体特征变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES

^① 家庭照料与社会照料在干预后非平衡的下降也可能是由生产函数的非位似性造成的,但是非位似性还不足以生成家庭照料几乎不发生改变的现象,因而理论模型部分使用了CES生产函数。感谢匿名审稿人指出这一点。

续表 4

解释变量	家庭照料			社会照料		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
区县固定效应	NO	YES	YES	NO	YES	YES
个体固定效应	NO	NO	YES	NO	NO	YES
观测值	3562	3282	3282	3562	3282	3282
R ²	0.009	0.037	0.019	0.019	0.045	0.049

(三) 稳健性检验

首先,在回归中控制了诸多个体特征变量,比如人口统计学特征和收入变量;其次,控制了区县哑变量来捕捉不随时间变化的区县因素对照料需求的作用;再次,还控制了不可观测的个体异质性来矫正可能的偏误。表3和表4表明,这些均不改变基本结论。

为了进一步矫正选择性偏差,即实验组和控制组样本实验前差异带来的偏差,我们使用PSM-DID方法进行回归。结果显示,^①采用最邻近匹配(nearest neighbor matching)、卡尺匹配(radius matching)和核匹配(kernel matching)都没有改变前文基本结论,系数大小和显著性几乎没有变化。综上,检验验证了结论的稳健性。

(四) 进一步分析: 异质性检验

前文论证了老年健康改善会带来家庭照料和社会照料非平衡的下降,由于家庭在照料模式选择上可能存在“啄序偏好”,老人会优先选择全部家庭照料资源,然后才会使用社会照料。因此当健康状况改善时,往往会优先撤回社会照料。本文理论模型还有一个预测,根据定理3,越是照料资源少的家庭,在老年人健康改善后越容易大幅度减少社会照料。从观察统计数据也发现,撤回社会照料的主要是实验前仅使用社会照料的家庭,占全部社会照料下降样本的62.68%。^②基于定理3,可以合理猜测这是因为这部分家庭内部照料资源非常少,因而实验前就仅使用社会照料,实验后健康改善,于是大幅度减少了社会照料使用。

表5 社会照料的影响因素(实验前)

解释变量	被解释变量: 是否使用社会照料				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
子女数量	-0.0261 *** (0.00779)				
女儿数量		-0.0381 *** (0.00829)			-0.0364 *** (0.00819)
与子女同住			-0.0876 *** (0.0175)		-0.0972 *** (0.0175)
是否已婚				-0.120 *** (0.0223)	-0.131 *** (0.0226)
个体特征变量	YES	YES	YES	YES	YES

① 限于篇幅,估计结果略去,感兴趣的读者可向作者索取。

② 另外三类家庭分别是,实验前仅使用社会照料但实验后调整为使用家庭照料的家庭、实验前既使用社会照料又使用家庭照料但实验后仅使用家庭照料的家庭,以及实验前既使用社会照料又使用家庭照料但实验后不使用任何照料的家庭。

续表 5

解释变量	被解释变量: 是否使用社会照料				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1649	1662	1680	1686	1654
R ²	0.024	0.030	0.033	0.035	0.064

为了检验仅使用社会照料的家庭是否因为内部照料资源较少,我们使用基期调查数据进行线性概率模型回归。子女数量以及是否已婚(有老伴照料)是直接衡量家庭资源禀赋的变量。此外,不少研究认为,相对于儿子,女儿更有可能提供非正式家庭照料(Wolf, 1997; Van Houtven & Norton, 2004);居住安排也与照料资源密切相关(Mommaerts, 2018)。表5回归(1)——(4)逐个添加反映家庭内部照料资源和禀赋的变量,结果显示:子女数量更少、女儿数量更少、不与子女同住、未婚、离异或丧偶的老人使用社会照料的概率显著更高。回归(5)控制了全部变量(考虑到子女数量和女儿数量高度相关,为了避免共线性,只控制了其中之一),结果再次表明家庭内部照料禀赋不足的老人更倾向于使用社会照料来改善健康。表5很清晰地揭示基期仅使用社会照料的家庭是由于家庭照料资源非常少而受到限制,只能求助于社会照料,在健康改善后也大幅度减少了社会照料的使用。这与定理3的结论完全吻合。此外,从表5的回归(1)到回归(4)的系数看,是否与子女同住以及是否已婚对社会照料使用概率的影响(绝对值意义上)最大,并且女儿数量的重要性高于子女数量,这与直觉相吻合。

为了更直接验证定理3,我们设计了分组检验,检验健康改善后社会正式照料的下降是否在内部非正式照料资源较少的家庭中更显著。表6使用子女数量、女儿数量和是否与子女同住测量家庭照料资源禀赋的多寡,并分析健康冲击的异质性。首先,构建子女数量是否较多哑变量,如果子女数量超过1个则记为1,如果子女数量为1或者没有子女,则记为0。表6的(1)——(2)列报告了分样本回归结果。结果显示,健康改善在子女少的老人家庭中会导致社会照料下降0.15,在子女较多的家庭会导致社会照料显著降低0.0579。其次,使用有无女儿哑变量。如果女儿数量大于等于1则记为1,如果没有女儿则记为0。表6的(3)——(4)列报告了DID回归结果。结果表明,没有女儿的老人,在健康改善后,社会照料下降0.157且统计显著,而有女儿的家庭,社会照料下降得相对较少,因果效应为0.05。最后,我们还考察是否与子女同住可能存在的异质性。表6的(5)——(6)列的结果表明,与子女同住的老人社会照料显著降低了0.114,而不与子女同住的老人社会照料则没有显著变化。综上,异质性检验结果表明,如果老年人家庭照料资源更少,比如子女数量更少、女儿数量更少、不与子女同住,则社会照料下降得更明显。这一发现与定理3是一致的:内部照料资源较少或者受限的家庭,在实验前社会照料的使用率往往更高,当健康改善后,社会照料下降的幅度也更大。

表6 老年健康对社会照料的作用: 异质性检验

解释变量	子女数量		有无女儿		是否与子女同住	
	少	多	无	有	否	是
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
实验组	0.0424 (0.0406)	-0.00556 (0.0173)	0.0665* (0.0391)	-0.00628 (0.0165)	0.0505** (0.0207)	-0.0941*** (0.0226)
实验后	-0.0105 (0.0481)	-0.000161 (0.0204)	-0.00405 (0.0469)	0.000440 (0.0194)	0.00293 (0.0244)	-0.0117 (0.0270)

续表 6

解释变量	子女数量		有无女儿		是否与子女同住	
	少	多	无	有	否	是
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
实验组* 实验后	-0.15*** (0.0547)	-0.0579** (0.0238)	-0.157*** (0.0539)	-0.0502** (0.0226)	-0.114*** (0.0285)	0.00062 (0.0308)
个体特征变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	740	2542	892	2390	2318	964
R ²	0.115	0.043	0.090	0.049	0.046	0.068

20 世纪 70 年代以来,我国总和生育率大幅下降,导致近年来家庭内部老年照料资源急剧萎缩。如定理 3 后半部分说明,对于内部照料资源受限的家庭,预防性健康干预政策的减负效果更明显。这提示我们在评估预防性健康干预政策的效果时,不仅应看到政策大幅度减少了家庭总体照料需求,也要注意这种影响的结构特征。从定理 3、表 5、表 6 的分析来看,本文中的慢阻肺预防性健康干预政策的效果主要在于,降低了原本内部照料资源较少而被迫使用社会照料的家庭的负担。而这些群体正是社会政策应当关心和瞄准的群体。

五、结论及政策含义

在中国人口快速老龄化、老年照料需求非常庞大以及实施健康中国战略的背景下,探索老年健康如何影响照料需求以及照料模式具有十分重要的理论价值和现实意义。借助北京大学经济政策研究所和中国疾病预防控制中心 2013—2014 年开展的大型慢阻肺对照干预实验数据,本文利用双重差分法的实证分析结果表明:第一,实验组老人的慢阻肺自我评估测试得分显著下降,意味着老年人的健康状况显著改善。健康改善使得实验组老年患者的照料利用概率降低了 35.5%。第二,实验组照料需求的减少主要发生在社会照料需求方面,健康改善带来的社会照料利用概率减少了 67.8%,而健康改善对家庭照料的作用则不显著。PSM-DID 结果表明,上述结论基本稳健。进一步的异质性分析表明,健康改善后,子女数量更少、女儿数量更少、不与子女同住的老人,由于实验前家庭照料资源就极少或者受限,因而社会照料下降得更明显。

通过家庭照料选择的理论模型,我们解释了实证发现的结果。结论表明,老年人在照料模式选择中存在“啄序偏好”:家庭会首先动用所有内部照料资源,然后再使用社会照料。在“啄序偏好”情况下,社会照料对健康敏感性更高,使得当健康状况改善后,社会照料需求迅速下降。

本文潜在的政策含义是,首先,事前的健康预防性干预政策可以有效减轻老年照料,特别是高成本的社会照料负担。其次,理论模型和实证结果表明,越是家庭内部非正式照料资源受限的家庭,预防性干预政策的减负效果越好。这意味着,未来发展社会正式照料时应主要瞄准和解决内部照料资源较少的家庭。从实证结果看,由于很多样本社会照料显著下降但家庭照料没有显著变化,表明潜在的内部照料资源受限的家庭比重可能相当高。最后,如果家庭照料和社会照料具有很强的互补性,那么不应观察到社会照料大幅度下降。从实证结果看,在老年健康改善后,社会照料却出现大幅度下降。这意味着,当前我国老人社会照料的专业水平还有待提升,与家庭非正式照料的技术互补性还不够强。未来应着力提高社会照料与家庭非正式照料的技术互补,协同发展,提高社会照料的质量和效率。

参考文献

- 陈卫、杜夏 2002 《中国高龄老人养老与生活状况的影响因素——对子女数量和性别作用的检验》,《中国人口科学》第 6 期。
温莹、何柳、翟屹、吴静、陈玉宇、王辉、宗庆庆、梁晓峰 2018 《流行性感冒病毒裂解疫苗和 23 价肺炎球菌多糖疫苗改善老年

人慢性阻塞性肺疾病的社区干预试验》,《中华流行病学杂志》第6期。

余央央、封进 2018 《家庭照料对老年人医疗服务利用的影响》,《经济学(季刊)》第3期。

曾毅、陈华帅、王正联 2012 《21 世纪上半叶老年家庭照料需求成本变动趋势分析》,《经济研究》第10期。

中华医学会呼吸病学分会慢性阻塞性肺疾病学组 2013 《慢性阻塞性肺疾病诊治指南(2013 年修订版)》,《中华结核和呼吸杂志》第4期。

宗庆庆 2015 《慢性阻塞性肺疾病预防性干预政策的社会经济效益评估——基于双重差分法的估计》,北京大学博士后工作报告。

Barnay , T. , and S. Juin , 2016 , “Does Home Care for Dependent Elderly People Improve Their Mental Health?” , *Journal of Health Economics* , 45 , 149—160.

Boaz , R. F. , and C. Muller , 1994 , “Predicting the Risk of ‘Permanent’ Nursing Home Residence: the Role of Community Help as Indicated by Family Helpers and Prior Living Arrangements” , *Health Services Research* , 29(4) , 391—414.

Byrne , David , M. S. Goeree , B. Hiedemann , and S. Stern , 2009 , “Formal Home Health Care , Informal Care , and Family Decision Making” , *International Economic Review* , 50(4) , 1205—1242.

Charles , K. K. , and P. Sevak , 2005 , “Can Family Caregiving Substitute for Nursing Home Care?” , *Journal of Health Economics* , 24 , 1174—1190.

Freedman , V. , 1996 , “Family Structure and the Risk of Nursing Home Admission” , *Journal of Gerontology* , 51B (2) , 61—69.

GlaxoSmithKline Group of Companies , 2016 , COPD Assessment Test , Healthcare Professional User Guide: Expert Guidance on Frequently Asked Questions.

Global Initiative for Chronic Obstructive Lung Disease (GOLD) , 2016 , “Global Strategy for the Diagnosis , Management and Prevention of Chronic Obstructive Pulmonary Disease” , <http://goldcopd.org/gold-2017-global-strategy-diagnosis-management-prevention-copd/>.

Heckman , J. , H. Ichimura , and P. Todd , 1998 , “Matching as an Econometric Evaluation Estimator” , *Review of Economic Studies* , 65(2) , 261—94.

Lin , H. H. , M. Murray , T. Cohen , C. Colijn , and M. Ezzati , 2008 , “Effects of Smoking and Solid-fuel Use on COPD , Lung Cancer , and Tuberculosis in China: A time-based Multiple Risk Factor Modelling Study” , *Lancet* , 372(9648) , 1473—1483.

Mommaerts , C. , 2018 , “Are co-residence and Nursing Homes Substitutes? Evidence from Medicaid Spend-down Provisions” , *Journal of Health Economics* , 59 , 125—138.

Rogers , R. , 1996 , “The Effects of Family Composition , Health , and Social Support Linkages on Mortality” , *Journal of Health and Social Behavior* , 37(4) , 326—338.

Rosenbaum , P. , and D. Rubin , 1983 , “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects” , *Biometrika* , 70(1) , 41—55

Stabile , M. , L. Audrey , and P. C. Coyte , 2006 , “Household Responses to Public Home Care Programs” , *Journal of Health Economics* , 25 , 674—701.

Unützer , J. , D. L. Patrick , G. Simon , D. Grembowski , E. Walker , C. Rutter , and W. Katon , 1997 , “Depressive Symptoms and the Cost of Health Services in HMO Patients Aged 65 Years and Older. A 4 - year Prospective Study” , *Journal American Medical Association* , 277 (20) , 1618—1623.

Vasiliadis , H. M. , P. A. Dionne , M. Prévile , L. Gentil , D. Berbiche , and E. Latimer , 2013 , “The Excess Healthcare Costs Associated with Depression and Anxiety in Elderly Living in the Community” , *American Journal of Geriatric Psychiatry* , 21(6) , 536—48.

Van Houtven , C. H. , and E. C. Norton , 2004 , “Informal Care and Health Care Use of Older Adults” , *Journal of Health Economics* , 23(6) , 1159—1180

Wolf , D. A. , V. Freedman , and B. J. Soldo , 1997 , “The Division of Family Labor: Care for Elderly Parents” , *Journals of Gerontology* , 52B , 102—109.

Yamada , T. , C. C. Chen , T. Yamada , M. Fahs , and T. Fukawa , 2006 , “Behavioral Analysis of the Choice of Community-based Formal Home Care , Informal Home Care and Nursing Home Care in Japan” , *Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice* , 31 (4) , 600—632.

Zunzunegui , M. V. , F. Béland , and A. Otero , 2001 , “Support from Children , Living Arrangements , Self-rated Health and Depressive Symptoms of Older People in Spain” , *International Journal of Epidemiology* , 30(5) , 1090—1099.

Health Status and Elderly Care: Theory and Evidence from a Randomized Experiment with COPD Patients in China

ZONG Qingqing^a, ZHANG Yi^a and CHEN Yuyu^b

(^a a School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics;

^b Guanghua School of Management, Peking University)

Summary: China's population is rapidly aging, and the elderly have the highest incidence of disability and dementia, creating an enormous demand for elderly care. Health status is one of the critical factors affecting care needs, but how does health status affect the care needs of the elderly? Research on this issue has substantial theoretical and practical significance, but due to the obvious reverse causality bias (Zunzunegui et al., 2001; Stabile et al., 2006; Unützer et al., 1997; Vasiliadis et al., 2013; Barnay & Juin, 2016) and omitted variable bias, it is difficult to identify an appropriate and sufficiently powerful effect-identification strategy.

In this study, we conduct a randomized controlled trial (RCT) to accurately identify the causal effect of an exogenous health care treatment on the health status of an elderly group suffering from chronic obstructive pulmonary disease (COPD). Thus, we randomly select patients from a large sample randomized experiment with elderly COPD patients, and separate them into treatment and control groups. We then vaccinate the treatment group (with influenza and/or pneumonia vaccines), and observe the level of elderly care needs in the treatment group compared with that in the control group. To the best of our knowledge, this is the first economic study to explore the effect of elderly health on care via a large-sample randomized experiment.

In addition, we examine the choice of the family pattern of care, given that the elderly has a choice between informal family care and formal social care. Care resources are scarce, and the integration and interaction of different care resources is very important. How can limited financial resources be deployed to maximize the utilization of care resources and reduce the burden on the elderly and their families? To answer these questions, we need to study the choice of pattern of care for the elderly.

There is a long history of research on this topic (such as Freedman, 1996; Charles & Sevak, 2005; Yamada et al., 2006; Boaz & Muller, 1994; Byrne et al., 2009). These studies examine the complementary or substitution effects of informal care and various types of formal care, and the determinants of different patterns of care. In contrast with the existing literature, in this paper we analyze the choice of pattern of elderly care in response to health shock, which is crucial to understanding the effects of health intervention policy and the integration of care resources.

The difference-in-differences estimation results show that the COPD Assessment Test score of the elderly in the treatment group decreases significantly compared with that of the control group, confirming that the health of the elderly is significantly improved by our treatment. The total amount of elderly care required is greatly reduced (by 35.5%), primarily due to formal care, with a causal effect of approximately 67.8%, and the amount of informal care required remains largely unchanged.

We construct a theoretical model of family care choice, which we use to show that our empirical results support the "pecking order" theory in the choice of the pattern of elderly care in China, i.e., the family will first consume all internal care resources and then turn to formal care. Therefore, formal care is more sensitive to health status, such that when an elderly patient's health status improves, the family can significantly reduce its demand for formal care. In addition, our theoretical model predicts that the decreased demand for formal care after successful treatment is more significant for families with limited internal care resources. This is supported by our empirical results.

The main policy implications of this paper are as follows. First, ex-ante preventive intervention policies can significantly reduce the burden of formal elderly care. Second, the effects of preventive intervention policies are more significant for families with fewer internal care resources. Thus, attention should be focused on such families when the development of formal care is undertaken. Finally, formal care declines significantly after treatment, which may mean that formal care for the elderly in China is not professional enough. Therefore, in the future, efforts should be made to improve the quality and efficiency of formal care and to coordinate formal and informal care.

Keywords: Health Status; Elderly Care; Pattern of Care; COPD; Randomized Experiment

JEL Classification: I11, J14, D13, H55

(责任编辑: 王利娜) (校对: 南山)