

# 农村成年子女外出务工对留守父母健康的影响\*

陈璐 谢文婷

**内容提要：**本文采用倾向值匹配方法评估农村成年子女外出务工对留守父母健康的影响。研究发现成年子女外出务工后，留守父母过去四周患病概率增加 2.7 个百分点。同时，这种负面影响也显著体现在留守父母的心理健康。文章进一步从性别差异角度分析，发现子女外出对父亲的健康影响更大；和女儿相比，儿子外出对父母健康的负面影响更大。

**关键词：**老龄化 人口流动 健康 倾向匹配方法

## 引言

2017 年 10 月 18 日，习近平总书记在十九大报告中指出实施健康中国战略，提出“人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志”。按照联合国的标准，我国在 1999 年就进入了老龄化社会，目前已成为世界上人口老龄化进程最快的国家。来自国家统计局的数据显示，截至 2017 年，我国 60 周岁及以上人口为 2.4 亿，占总人口的 17.3%。作为“健康中国”战略目标的重要一环，如何实现“健康老龄化”成为老龄社会迫在眉睫的问题。与此同时，随着城市化和工业化的推进，农村地区大量劳动力外流，《中国流动人口发展报告 2017》数据显示，截至 2016 年年底，我国流动人口数达 2.45 亿，占总人口的 17.7%，其中农民工人口数量庞大，接近 1.6 亿人。成年子女离开家乡外出务工，由此也形成了数量庞大的留守在农村的老年人群体。在我国农村地区，由于社区照护机构和专门老年护理机构发展滞后，老年父母的赡养和生活照料依然是由家庭来承担，主要是由成年子女向父母提供经济支持、生活照料和情感支持。而一旦子女选择外出务工，留守在家的父母所获得的各种照料和支持必将受到不同程度的影响，与此同时还可能增加留守父母照料孙辈的负担，从而对其健康状况产生影响。留守父母的健康状况是实现“健康中国”战略中必须面对的问题，成为政府部门和全社会关注的焦点。因此，本文旨在科学和系统

---

\* 本文是国家社会科学基金项目“家庭老年照料的隐性成本”（项目号 16BRK019）的阶段性研究成果。

地评估成年子女外出务工对留守父母健康的影响，为今后我国相关老龄政策的制定提供经验研究和决策依据。

本文采用“中国健康与营养调查”（China Health and Nutrition Survey, CHNS）1997—2015 年的数据，采用倾向性匹配分析方法对农村成年子女的外出务工对留守父母健康的影响进行评估。在此基础上，考虑到在中国农村地区，“孝道”对不同性别的子女而言是不同的，因此我们进一步从性别差异角度，检验对于留守父亲或母亲，以及不同性别子女外出务工产生影响的异质性。

## 一、文献综述

对于成年子女外出务工对留守父母健康状况的影响，虽然国内外学者进行了相关研究，但结论并不一致。绝大部分研究发现子女外出务工对留守父母无论是身体健康状况还是心理健康状况都有负面影响。Antman（2010）使用墨西哥 2001 年的截面数据，研究发现子女移民增大了父母身体和心理健康恶化的可能性。Falkingham et al.（2017）使用印度 2011 年的截面数据，研究发现有外出务工子女的老人高血压、糖尿病和心脏病等发病率更高。Adhikari et al.（2011）使用泰国 2007 年的截面数据，研究发现有外出务工子女的老人更容易呈现较差的心理健康。连玉君等（2015）采用 CHNS 数据，研究发现子女外出务工使得父母自评健康和生活满意度双双下降。杜鹏等（2004）利用中国人民大学老年学研究所 2004 年的调查数据，研究发现村子女外出务工后留守老人孤独感加重。温兴祥（2016）采用中国健康与养老追踪调查 2011 年的数据，研究发现留守父母的主观健康与客观健康均受到不利影响。宋月萍（2014）采用中国人民大学人口与发展研究中心 2009 年的调查数据研究发现留守老人对于来自子女的精神支持的反应十分敏感。但是也有少部分研究发现子女外出务工对父母健康有积极影响。Kuhn et al.（2011）使用来自摩尔多瓦 2011 年的家庭调查数据，研究发现子女外出带来的收入提高能为留守父母提供更好的饮食和更闲适的时间分配，这些积极作用能补偿老年人与子女社会联系减少造成的负面影响。Böhme et al.（2015）使用来自印度尼西亚 1997 至 2000 年的家庭生活调查数据，研究发现子女外出后家庭经济收入的提高给父母健康带来的积极影响超过了消极影响。

由于子女外出务工的选择不是随机发生的，可能会受到可观测和不可观测诸多因素的影响，具有一定的自主性，因此在研究方法上必须克服这一问题带来的影响，才能得到无偏的回归结果。在现有文献中，有的作者采用截面数据的 Logit 回归方法（Evandrou et al., 2017）或对数线性模型方法（罗芳、彭代彦，2007）；有的学者采用工具变量方法（Ao et al., 2016；连玉君等，2015）解决可能的内生性问题；也有的学者采用面板固定效应模型（Huang et al., 2016）和截面数据的倾向性匹配方法（舒玢玢、同钰莹，2017；温兴祥等，2016）解决自选择问题。虽然以上研究在一定程度上考虑到外出务工的自主选择性，但是如果选择外出务工的子女在不

可观测因素方面存在显著差异，而且这种差异随时间变化的趋势不同，那么固定效应模型并无法解决这种自选择效应带来的影响。此外，Gibson et al. (2011) 在对普通最小二乘法 (Ordinary Least Square, OLS) 方法、倾向值匹配分析方法 (Propensity Score Matching, PSM) 方法以及工具变量方法的比较研究中，发现 PSM 方法对内生性问题的处理效果优于其他两种方法。

在以往的研究基础上，本文可能的边际贡献体现在三个方面：第一，本文使用了 CHNS 七次纵向调查数据，从 1997 年问卷第一次调查家庭外出务工人员情况，到 2015 年最新数据，数据跨度 19 年，使研究结果更具说服力和代表性；第二，本文使用倾向匹配得分方法来控制自选择效应可能带来的影响，由此得到的回归结果也更加科学可靠；第三，本文进一步基于性别角度，分别对不同性别的留守父母以及不同性别的外出务工子女分别进行回归分析，使研究更加深入。

## 二、数据和变量

### (一) 数据

本文使用 CHNS 数据，该项调查具有全国性、大规模、多层次和开放性的特点。调查涵盖全国 12 个省份（辽宁，黑龙江，江苏，山东，河南，湖北，湖南，广西，贵州，北京，上海和重庆）约 7200 个家庭，共约 3 万人。因此，作为一项以家庭为基础的纵向调查，CHNS 数据具有全国代表性 (Chen et al., 2015)。本文使用跨度 19 年的七轮调查数据（1997，2000，2004，2006，2009，2011 和 2015 年），将样本限定为农村地区，在剔除了未养育子女的个体和缺失值后，有效样本量为 23830 个，其中 7817 个样本为有子女外出务工的父母，占总样本的 33%。

### (二) 变量

本文关注的被解释变量是个体的健康水平，如何科学地度量健康自然成为关键问题。健康是个体的体格、精神与社会适应的健康状态，是一个包含生理和心理状态的多维度概念 (WHO, 2015)。因此，本文选择三个不同维度来测度留守父母的健康状况。“过去四周是否患病”衡量个体短期身体健康，该变量来自问卷中受访者对过去四周生理健康状态的客观判断；“工具性日常生活活动 (Instrumental Activities of Daily Living, IADL)”衡量长期身体健康状况，由于对于 IADL 的调查仅针对 55 岁及以上人群，所以对于该变量的研究我们仅使用 55 岁以上受访者样本；“生活满意度”衡量父母的心理健康状况，由于 CHNS 对于生活满意度的调查是从 2006 开始，因此对于该变量的研究我们仅使用 2006、2009 和 2011 年的数据。

本文重点关注的解释变量是“是否为留守父母”，CHNS 问卷通过“该家庭成员是否住在家中？”询问了每一个家庭成员的居住状况，我们把选择回答“外出打工”定义为至少有一个同户成年子女外出务工的农村父母，即“留守父母”；而“非留守父母”则定义为没有同户子女外出务工的农村父母。在本研究中，留守父母占总样本的 33%。

此外, 本文控制了留守父母的个体特征和家庭特征。个体特征主要包括年龄、性别、教育程度、是否参加劳动、是否拥有医疗保险(社会基本医疗保险和商业医疗保险)等。家庭人口构成包括家庭中是否有多个成年子女以及是否照料6岁及以下的儿童。家庭经济状况包括家庭资产指标<sup>①</sup>(是否有摩托车、拖拉机、汽车等)。研究变量的具体描述见表1。

### 三、计量方法

研究外出务工对留守父母健康产生的影响, 一定要解决外出务工的自我选择对于回归结果可能产生的偏误。本文采用倾向值匹配分析方法(Propensity Score Matching, PSM), 基本思想是从未有子女外出务工的控制组中根据倾向得分选取某些个体, 与有子女外出务工的处理组进行匹配, 进而可以求得配对个体间的结果变量的差异, 以实现对于干预效应的无偏估计(Rosenbaum、Rubin, 1983; Rubin, 2007)。

表1 变量说明与描述性统计

变量名	变量说明	均值	标准差
四周患病	1=有; 0=无;	0.140	0.347
IADL	1=不能完成所有; 0=能完成所有	0.767	0.422
生活满意度	1=很好, 2=好, 3=中, 4=差或很差	2.449	0.834
留守父母	1=是; 0=否	0.328	0.470
年龄	连续变量	54.616	11.043
性别	1=男; 0=女	0.472	0.499
未接受教育	1=未接受教育或小学未毕业; 0=其他	0.307	0.461
小学	1=小学毕业; 0=其他	0.261	0.439
初中及高中	1=初中、高中或技术学校毕业; 0=其他	0.413	0.492
大专及以上	1=大专及以上; 0=其他	0.018	0.134
从事劳动	1=是; 0=否	0.644	0.479
成年子女个数	1=两个及以上; 0=仅一个	0.550	0.497
照料6岁及以下儿童	1=是; 0=否	0.163	0.370
医疗保险	1=有; 0=没有	0.604	0.489
家庭资产	含17项基本家用电器等的数量	7.879	4.438
东部地区	1=东部地区; 0=其他	0.327	0.469
西部地区	1=西部地区; 0=其他	0.254	0.435

以  $Treatment = 1$  表示有子女外出务工, 即处理组;  $Treatment = 0$  表示没有子女外出务工, 即控制组。则平均处理效应可以表示为:

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | Treatment = 1), \quad (1)$$

其中,  $Y_1$  和  $Y_0$  分别表示处理组和控制组的健康变量。

为了选取与处理组个体在可观测的基本特征上一致的控制组个体, 本文利

<sup>①</sup> CHNS 问卷中调查了家庭中某些耐用品的拥有情况, 我们使用这些数据构建代表家庭财富的综合指数, 该指数基于家庭对普通耐用品的拥有状况, 拥有这些耐用品代表着相对现代和舒适的生活。

用 Logit 模型获得倾向得分，即 Logit 模型的预测值，模型如式 (2)：

$$\Pr\{Treatment = 1 | X\} = F(h(\beta_1 Ind + \beta_2 HS + \beta_3 HE + \mu)) \quad (2)$$

其中，*Ind* 表示留守父母的个体特征，包括受访者年龄、性别、教育程度、是否参加劳动及是否有医疗保险等；*HS* 表示家庭的人口构成，包括家庭内是否有多个成年子女以及是否照料 6 岁及以下的儿童；*HE* 表示家庭的经济状况。

## 四、实证分析结果

### (一) 样本匹配质量

表 2 呈现了可观测变量匹配前和匹配后在处理组和控制组之间差异的 t 检验结果。从中我们可以看出，匹配后，控制组中根据倾向得分选取的样本组与处理组在可观测变量方面差异均有所减小，说明选取的控制组样本与处理组能够保持一致性，具有较好的匹配质量。匹配后的核密度函数见图 1，两组变量的特征在匹配后是相似的。表 3 我们进一步呈现了匹配后的数据整体平衡条件的检验结果。

表 2 匹配质量的 t 检验结果 (四周患病率)

变量	匹配前				匹配后				% 偏误减小
	处理组	控制组	t	P> t	处理组	控制组	t	P> t	
年龄	53.892	54.97	-7.08	0.000	53.892	54.015	-0.78	0.434	88.6
未受教育	0.314	0.303	1.71	0.088	0.314	0.317	-0.35	0.725	75.9
小学	0.286	0.249	6.03	0.000	0.286	0.285	0.19	0.847	96.2
初中和高中	0.393	0.423	-4.39	0.000	0.393	0.393	0.08	0.937	96.9
大专及以上	0.006	0.024	-9.55	0.000	0.006	0.005	0.49	0.627	96.6
参加劳动	0.717	0.609	16.54	0.000	0.717	0.723	-0.77	0.441	94.9
多个成年子女	0.717	0.469	37.23	0.000	0.717	0.711	0.89	0.375	97.4
照料 6 岁以下儿童	0.192	0.149	8.26	0.000	0.192	0.182	1.46	0.145	78.4
医疗保险	0.613	0.600	1.85	0.064	0.613	0.600	1.64	0.100	-2.8
家庭资产指标	7.78	7.927	-2.41	0.016	7.78	7.702	1.10	0.272	46.9
东部地区	0.259	0.361	-15.76	0.000	0.259	0.264	-0.73	0.465	94.9
西部地区	0.306	0.229	12.95	0.000	0.306	0.297	1.23	0.217	88.3

说明：本表仅呈现四周患病变量的匹配质量检验。IADL 和生活满意度匹配质量检验见附表 1 和 2。

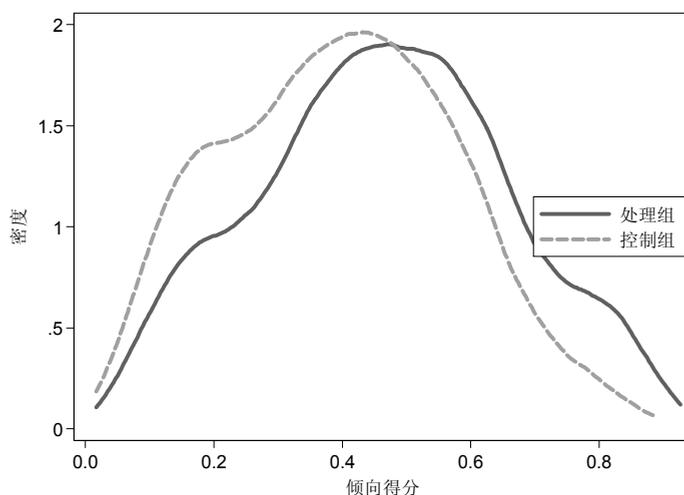


图 1 匹配后核密度函数图

表 3 匹配质量的整体检验结果

	伪 $R^2$	$LR\chi^2$	$P > \chi^2$	均值偏差	中位数偏差
匹配前	0.064	1942.98	0.000	14.4	10.7
匹配后	0.000	10.71	0.468	1.3	1.2

说明：本表仅呈现四周患病变量的匹配质量整体检验结果。IADL 和生活满意度匹配质量整体检验结果见附表 3 和 4。

## （二）回归结果

表 4 呈现了基于 PSM 方法的平均处理效应 ATT 估计结果。我们采用近邻匹配（Nearest-Neighbor Matching）方法下的 1 对 2 匹配作为主要结果进行呈现（见表 4 第 1 列），此外将近邻匹配中 1 对 1 匹配、1 对 4 匹配以及半径匹配（Radius Matching）和核匹配（Kernel Matching）作为稳健性检验（见表 4 第 2-5 列）。结果显示在使用不同的匹配方法下，估计结果的显著性和符号与主要结果保持一致。此外表 4 还呈现了每种匹配方法下不满足假设的样本数目，即不满足共同支撑要求的观测值，这些观测值相比样本总体数量非常小，可以认为共同支撑要求未对样本总体产生较大影响。

表 4 第 1 列中，匹配之后四周患病率与生活满意度均在 1% 的显著性水平上不等于 0，且相对于非留守父母，留守父母会因为子女外出务工导致过去四周患病的概率增加 2.7 个百分点，并且显著降低对于生活满意度的评价。回归结果表明，成年子女外出务工会对留守父母在短期身体健康和心理健康造成负面影响。我们分析可能的原因是由于与父母共同居住的子女外出务工时，家庭的照料方式遭到破坏，

而缺少子女照料后产生的孤独、焦虑以及压力 (Adhikari et al., 2011; Song, 2016) 造成身体和心理健康的负面影响。此外子女外出务工显著减少了留守父母得到的实质性支持, 增加了父母在农活和家务上花费的时间 (Chang et al., 2011; 左冬梅、李树苗, 2011)。

表 4 子女外出务工对留守父母健康的影响

变量	主要结果		稳健性检验		
	近邻匹配	近邻匹配	近邻匹配	半径匹配	核匹配
	1: 2	1: 1	1: 4		
四周患病率 (1=是)	0.027 <sup>***</sup> (4.28)	0.023 <sup>***</sup> (3.08)	0.030 <sup>***</sup> (5.26)	0.023 <sup>***</sup> (3.07)	0.027 <sup>***</sup> (5.19)
观测值	7817	7817	7817	7815	7817
不满足假设	0	0	0	2	0
IADL (1=无法完成)	-0.010 (-0.43)	0.011 (0.55)	0.008 (0.48)	-0.010 (-0.43)	0.002 (0.11)
观测值	1227	1227	1227	1224	1227
不满足假设	0	0	0	3	0
生活满意度 (1=很好)	0.116 <sup>***</sup> (5.18)	0.096 <sup>***</sup> (3.67)	0.107 <sup>***</sup> (5.23)	0.096 <sup>***</sup> (3.65)	0.109 <sup>***</sup> (5.93)
观测值	3609	3609	3609	3592	3609
不满足假设	0	0	0	17	0

注: \*\*\*, \*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

我们的研究结果与国内外文献是一致的。Ao et al. (2016) 发现子女移民打工增加了父母健康恶化的可能性。Huang et al. (2016) 研究发现子女移民对父母健康有显著的负面影响。Antman (2010) 研究发现子女移民增大了父母身体和心理健康恶化的可能性。国内相关研究中, 舒玢玢、同钰莹 (2017) 研究发现成年子女外出务工会对农村老年人健康产生不利的影响, 并且长期两地分离而导致家庭照顾支持和情感支持的减少是老年人健康状况变差的主要原因。连玉君等 (2015) 研究发现子女外出务工使得父母自评健康和生活满意度双双下降。

在表 4 中, 我们发现 IADL 指标在匹配后的 ATT 值并不显著。那么这是否说明子女外出务工对于父母长期健康因素不产生影响吗? 我们进一步考察不同年龄分组的留守父母数据匹配后的平均处理效应。在表 5 中, 对于 65 岁及以上的老年父母, 匹配后的 ATT 值均显著不为 0, 相比非留守父母, 留守父母会因为子女外出务工而增加不能完成日常生活活动概率 6.1 个百分点。这表明子女外出务工对于 65 岁及以上的老年留守父母的长期身体健康状况有一定的消极影响。我们分析这可能是因为相比较年轻的留守父母, 老年的留守父母对子女照料的依赖程度更高, 从而受到子女外出务工这一行为的影响也越显著。这一结果与国际研究的发现是一致的, Ao et al. (2016) 发现子女移民务工对 60 岁及以下的留守父母的自评健康状况没有显著的影响, 但会增加 60 岁以上的留守父母有较差自评健康概率 17.8 个百分点。

表 5 区分年龄段考察子女外出务工对于留守父母 IADL 指标的影响

A. 大于等于 65 岁	主要结果	稳健性检验			
	近邻匹配 1: 2	近邻匹配 1: 1	近邻匹配 1: 4	半径匹配	核匹配
IADL	0.061 <sup>***</sup>	0.057 <sup>**</sup>	0.038 <sup>*</sup>	0.058 <sup>**</sup>	0.026 <sup>*</sup>
(1=无法完成)	(2.73)	(2.04)	(1.95)	(2.10)	(1.65)
观测值	368	368	368	359	368
不满足假设	0	0	0	9	0
B. 小于 65 岁	主要结果	稳健性检验			
	近邻匹配 1: 2	近邻匹配 1: 1	近邻匹配 1: 4	半径匹配	核匹配
IADL	-0.015	-0.024	-0.002	-0.024	-0.006
(1=无法完成)	(-0.57)	(-0.79)	(-0.09)	(-0.79)	(-0.30)
观测值	859	859	859	858	859
不满足假设	0	0	0	1	0

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

### (三) 基于自评健康变量的稳健性检验

在主要回归结果的基础上，我们进一步使用自评健康这一综合性指标来进行稳健性检验。在卫生经济研究中，自评健康被认为是一项较为稳定的度量健康状况的指标 (Farmer、Ferraro, 1997)。由于自评健康变量仅在 1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年的调查问卷中进行询问，因此本部分稳健性检验采用 1997—2006 年的数据。表 6 显示，在以自评健康作为关键被解释变量时，匹配后的平均处理效应显著不为 0，相比非留守父母，留守父母会因为子女外出务工而增加自评健康较差的概率 6.4 个百分点。表明子女外出务工对留守父母的自评健康具有显著的负面影响，这与我们之前的研究结论保持一致，验证了回归结果的稳健性。

表 6 子女外出务工对留守父母自评健康的影响

变量	主要结果	稳健性检验			
	近邻匹配 1: 2	近邻匹配 1: 1	近邻匹配 1: 4	半径匹配	核匹配
自评健康	-0.064 <sup>***</sup>	-0.039 <sup>**</sup>	-0.063 <sup>***</sup>	-0.039 <sup>**</sup>	-0.055 <sup>***</sup>
(1=健康)	(-4.72)	(-2.32)	(-5.34)	(-2.33)	(-5.34)
观测值	3827	3827	3827	3826	3827
不满足假设	0	0	0	1	0

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

### (四) 子样本的回归结果

为了进一步从性别差异角度检验子女外出务工对留守父母健康状况影响的异质性，我们分别对两类子样本进行了匹配回归。

表 7 中 Panel A 是对留守父亲和母亲进行分组，并呈现了匹配后的 ATT 值。我们发现留守父亲会因为子女外出务工增加患病概率 3.6 个百分点，而留守母亲则会增加患病概率 2.3 个百分点。生活满意度的回归结果也显示留守父亲受到的消极影响略大于留守母亲受到的消极影响。表 7 中 Panel B 是对外出务工的儿子和女儿进行分组，回归结果显示，相比较非留守父母，留守父母会因为儿子外出务工而增加患病概率 3.7 个百分点，因为女儿外出务工而增加患病概率 2.9 个百分点。生活满意度的回归结果也显示儿子外出比女儿外出带来的冲击更大。针对这一结果，我们分析可能有以下原因。中国农村地区是父权制体系，农村儿女所承担照顾老人的角色不同（左冬梅、李树苗，2011）。儿子在经济和日常照料上承担主要责任（Cong、Silverstein，2011），而女儿的照料责任通常出于亲情而非社会期望（Xu，2002）。根据一项对“安徽农村老年人福利状况”的研究（左冬梅、李树苗，2011），与外出女儿相比，外出儿子为父母提供的生活照料在外出前后的降低效果更明显。因此，儿子的外出更有可能破坏家庭原有的模式，并对父母健康造成影响。

表 7 子样本的回归结果

变量	Panel A		Panel B	
	留守父亲	留守母亲	儿子外出	女儿外出
四周患病率	0.036***	0.023**	0.037***	0.029***
(1=是)	(4.32)	(2.66)	(5.01)	(2.84)
观测值	3693	4124	4863	1731
不满足假设	0	0	0	0
IADL	0.012	-0.017	0.009	-0.046
(1=无法完成)	(0.41)	(-0.74)	(0.43)	(-0.92)
观测值	602	625	902	153
不满足假设	0	0	0	0
生活满意度	0.127***	0.094***	0.124***	0.118***
(1=很好)	(3.95)	(3.15)	(4.95)	(2.70)
观测值	1678	1931	2446	574
不满足假设	0	0	0	0

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

## 结论

成年子女的外出务工是由城市化推动的一个独特的人口迁移活动。在仍然以家庭养老为主要养老方式的我国农村地区，子女外出对留守父母健康产生的影响受到广泛的关注。本文研究结果发现，总体而言，有成年外出务工子女的留守父母的身体健康和心理健康状况比没有外出务工子女的父母要差，而且这种负面影响对父亲更大。这个发现与家庭破坏理论模型相一致，强调了父母与担任其照料责任的成年子女异地分离的破坏性影响。此外，我们的研究发现成年儿子的外出对父母健康的负面影响更大。基于以上结论，我们认为为了弥补以家庭支持为主的传统养老模式，

政府部门应当加强对农村地区社区和机构照料的投入，以期弥补由于子女外出，照料缺失给父母带来的健康影响。

## 附录

附表 1 匹配质量的 t 检验结果 ( IADL )

变量	匹配前				匹配后				%偏误减小
	处理组	控制组	t	P> t	处理组	控制组	t	P> t	
年龄	62.163	65.294	-12.11	0.000	62.163	62.231	-0.26	0.794	97.8
参加劳动	0.640	0.428	12.99	0.000	0.640	0.626	0.69	0.488	93.6
多个成年子女	0.660	0.439	13.54	0.000	0.660	0.647	0.71	0.480	93.9
家庭资产指标	5.231	5.583	-2.38	0.017	5.231	5.233	-0.01	0.990	99.4
东部地区	0.215	0.301	-5.75	0.000	0.215	0.208	0.44	0.659	91.5
西部地区	0.416	0.325	5.75	0.000	0.416	0.409	0.34	0.737	92.6

附表 2 匹配质量的 t 检验结果 ( 生活满意度 )

变量	匹配前				匹配后				%偏误减小
	处理组	控制组	t	P> t	处理组	控制组	t	P> t	
年龄	56.382	57.436	-4.39	0.000	56.382	56.604	-0.90	0.366	78.9
未受教育	0.377	0.345	3.16	0.002	0.377	0.379	-0.18	0.861	93.7
小学	0.254	0.223	3.48	0.001	0.254	0.255	-0.16	0.875	94.7
初中和高中	0.363	0.409	-4.54	0.000	0.363	0.359	0.36	0.717	91.1
大专及以上	0.007	0.023	-5.90	0.000	0.007	0.008	-0.24	0.814	97.0
参加劳动	0.683	0.566	11.58	0.000	0.683	0.684	-0.13	0.894	98.8
多个成年子女	0.757	0.535	22.42	0.000	0.757	0.748	0.82	0.410	96.2
照料 6 岁以下儿童	0.294	0.146	7.43	0.000	0.294	0.199	0.56	0.578	90.9
有医疗保险	0.873	0.873	0.10	0.922	0.873	0.874	-0.14	0.890	-60.0
家庭资产指标	9.279	9.350	-0.82	0.414	9.279	9.273	0.05	0.957	92.5
东部地区	0.259	0.360	-10.38	0.000	0.259	0.261	-0.16	0.870	98.3
西部地区	0.306	0.227	8.75	0.000	0.306	0.303	0.29	0.769	96.0

附表 3 匹配质量的整体检验结果 ( IADL )

	伪 $R^2$	$LR\chi^2$	$P > \chi^2$	均值偏差	中位数偏差
匹配前	0.066	354.12	0.000	29.6	31.0
匹配后	0.000	1.34	0.969	1.6	1.5

附表 4 匹配质量的整体检验结果 ( 生活满意度 )

	伪 $R^2$	$LR\chi^2$	$P > \chi^2$	均值偏差	中位数偏差
匹配前	0.064	1942.98	0.000	14.4	10.7
匹配后	0.002	10.35	0.495	2.8	1.6

( 本文作者: 陈璐, 南开大学金融学院教授; 谢文婷, 南开大学金融学院研究生 )

## 参考文献

- [1] Antman F M. Adult Child Migration and the Health of Elderly Parents Left Behind in Mexico[J]. *The American Economic Review*, 2010, (100): 205-208.
- [2] Falkingham J, Qin M, Vlachantoni A, et al. Children's migration and lifestyle-related chronic disease among older parents 'left behind' in India[J]. *SSM- Population Health*, 2017, (3): 352-357.
- [3] Adhikari R, Jampaklay A, Chamrathirong A. Impact of children's migration on health and health care-seeking behavior of elderly left behind[J]. *BMC Public Health*, 2011, (11): 143-143.
- [4] 连玉君, 黎文素, 黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究[J]. *经济学(季刊)*, 2015: 185-202.
- [5] 杜鹏, 丁志宏, 李全棉, 等. 农村子女外出务工对留守老人的影响[J]. *人口研究*, 2004: 44-52.
- [6] 温兴祥, 肖书康, 温雪. 子女外出对农村留守父母健康的影响[J]. *人口与经济*, 2016: 64-73.
- [7] 宋月萍. 精神赡养还是经济支持: 外出务工子女养老行为对农村留守老人健康影响探析[J]. *人口与发展*, 2014, (20): 37-44.
- [8] Kuhn R, Everett B, Silvey R. The effects of children's migration on elderly kin's health: a counterfactual approach[J]. *Demography*, 2011, (48): 183-209.
- [9] Böhme M H, Persian R, Stöhr T. Alone but better off? Adult child migration and health of elderly parents in Moldova[J]. *Journal Of Health Economics*, 2015, (39): 211-227.
- [10] Evandrou M, Falkingham J, Qin M, et al. Children's migration and chronic illness among older parents 'left behind' in China[J]. *SSM- Population Health*, 2017, (3): 803-807.
- [11] 罗芳, 彭代彦. 子女外出务工对农村“空巢”家庭养老影响的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2007: 21-27.
- [12] Ao X, Jiang D W, Zhao Z. The impact of rural-urban migration on the health of the left-behind parents[J]. *China Economic Review*, 2016, (37): 126-139.
- [13] Huang B, Lian Y, Li W. How far is Chinese left-behind parents' health left behind? [J]. *China Economic Review* (1043951X), 2016, (37): 15-26.
- [14] Gibson J, McKenzie D, Stillman S. THE IMPACTS OF INTERNATIONAL MIGRATION ON REMAINING HOUSEHOLD MEMBERS: OMNIBUS RESULTS FROM A MIGRATION LOTTERY PROGRAM[J]. *Review of Economics & Statistics*, 2011, (93): 1297-1318.
- [15] Chen F, Liu H, Vikram K, et al. For Better or Worse: The Health Implications of Marriage Separation Due to Migration in Rural China[J]. *Demography*, 2015, (52): 1321-1343.
- [16] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, (70): 41-55.
- [17] Rubin D B. The design versus the analysis of observational studies for causal effects: parallels with the design of randomized trials[J]. *Statistics in medicine*, 2007, (26): 20-36.
- [18] Song Q. Facing "Double Jeopardy"? Depressive Symptoms in Left-Behind Elderly in Rural China[J]. *Journal Of Aging And Health*, 2016: 898264316659964-898264316659964.

[19] Chang H, Dong X-Y, Macphail F.Labor Migration and Time Use Patterns of the Left-behind Children and Elderly in Rural China[J].World Development, 2011, (39): 2199-2210.

[20] 左冬梅, 李树苗.基于社会性别的劳动力迁移与农村留守老人的生活福利——基于劳动力流入地和流出地的调查[J].公共管理学报, 2011: 93-100, 127.

[21] 舒玢玢, 同钰莹.成年子女外出务工对农村老年人健康的影响——再论“父母在, 不远游”[J].人口研究, 2017: 42-56.

[22] Farmer M M, Ferraro K F.Distress and perceived health: mechanisms of health decline[J].Journal Of Health And Social Behavior, 1997, (38): 298-311.

[23] Cong Z, Silverstein M.Intergenerational Exchange between Parents and Migrant and Nonmigrant Sons in Rural China[J].Journal of Marriage and Family, 2011, (73): 93-104.

[24] Xu Y.Family Support for Old People in Rural China[J].Social Policy & Administration, 2002 (35): 307-320.