

# 基于性别差异的老年日常健康照料成本研究<sup>※</sup>

## The Elderly's Payment For Health Care: Gender Differences

薛伟玲 陆杰华

XUE Wei-ling LU Jie-hua

(北京大学社会学系 北京 100871)

**[摘要]** 在“全国老年人口健康状况调查”2008年数据集基础上,建立稳健回归模型,探讨老年人口日常健康照料成本的性别差异问题。结果表明:尽管在控制了其他变量后,性别变量对老年人日常健康照料的直接成本和间接成本的作用都变得不显著,但是仍然可以发现由于女性老人的“多重弱势”地位增加了其对日常健康照料的需求,同时也由于其支付能力较低而压抑了其日常健康照料需求的满足。伴随着老龄化进程深化,当前和今后一段时间增加女性老人的日常健康照料支付能力成为亟待解决的问题。

**[关键词]** 老年人 性别 日常健康照料成本

[中图分类号] F126.2 [文献标识码] A [文章编号] 1000-1549(2012)04-0091-06

### 一、引言

众所周知,性别差异存在于许多领域。那么它是否也存在于老年人日常健康照料领域呢?关于这个议题,许多研究从不同视角讨论了健康照料服务利用的问题。有关研究发现健康照料服务的利用随着年龄的增长呈上升之势,同时慢性病、日常生活自理能力受限等也不断推高老年人健康照料成本<sup>[1]</sup>。此外,也有研究发现性别、年龄以及慢性病共同对于昂贵健康照料服务的利用产生作用<sup>[2][3]</sup>。Freeman and Corey的研究发现社会经济地位的差异改变着人们对于健康照料服务的利用<sup>[4]</sup>。除此之外,也有学者从城乡分布视角出发,发现健康照料服务的利用存在城乡差异<sup>[5]</sup>。当然,也有一些研究将注意力放在了老年人健康照料服务利用的性别差异上。有人研究发现相比于男性老人而言,女性老人更少去看医生,而且也更少接受住院服务<sup>[6]</sup>。相似地,另外一项研究发现由于更加长寿,所以女性老人得到的非正式健康照料更少<sup>[7]</sup>。然而,对此也有相反的观点。有人研究认为女性比男性更加关注自己的健康,拥有更多的健康知识,并且也更加频繁地使用健康照料服务,女性是健康照料服务的主要消费者<sup>[8]</sup>。也有学者发现女性受教育程度的不断增加以及女性更多地进入劳动力市场,增加了健康照料服务的利用<sup>[9]</sup>。还有人发现性别和种族的交互作用对老年健康照料服务的利用非常显著,而且医疗保险在女性和少数民族人群中对于健康照料服务利用起到了显著的作用<sup>[10]</sup>。除此之外,还有人研究发现医疗保险身份是老年人健康照料利用以及自付健康照料费用的关键解释变量<sup>[11]</sup>。Hurd and McGarry的研究也发现医疗保险身份的不同是老年人在健康照料服务利用中差异的重要原因<sup>[12]</sup>。

一方面,尽管学者和实际工作者从不同视角探讨了老年人健康照料服务的利用,也有学者从性别视角对此议题展开了讨论,但是却鲜有研究讨论老年人日常健康照料成本的性别差异,而且围绕该议题,对中国老人开展的研究更是少见。另一方面,随着老龄化程度的步步深化,对女性老人这个弱势群体的研究,无论从理论角度,还是实际工作角度而言,对推动老年社会建设都具有重要的作用。其中,老年

收稿日期:2012-02-18

作者简介:薛伟玲,女,河南长葛人,北京大学社会学系博士研究生,研究方向:人口经济学;陆杰华,男,天津人,北京大学社会学系教授,博士生导师,研究方向:人口经济学。

※ 基金项目:本文系国家自然科学基金项目“健康老龄发展趋势和影响因素研究”(71110107025)之阶段性成果。

本文所用数据来自“全国老年人口健康状况调查”2008年数据集,在此给予感谢!

人的健康照料成本是一个关键议题,它是直接关系到女性老人最基本的生存权利能不能得到充分满足的问题。为此,本文围绕该问题展开讨论。

## 二、数据和方法

### (一) 数据来源

本文所使用数据来自“全国老年人口健康状况调查”2008年数据集,该数据集包括了16954位受访者,其中有3731位日常生活自理能力受限老年人样本。而且该数据集提供了包括老年人的人口变量、社会经济地位变量、健康状况变量、健康照料成本变量等在内的丰富信息,为本研究的开展提供了基础保障。结合研究需要和数据特征,本研究仅对3732位日常生活自理能力受限老人的健康照料成本进行讨论。其中,日常生活自理能力受限被界定为:吃饭、洗澡、穿衣、如厕、室内活动、控制大小便六项活动中任何一项受限就被认为日常生活自理能力受限,相反地,只有六项完全不受限才被认为日常生活自理能力完好。

### (二) 被解释变量

“全国老年人口健康状况调查”2008年数据集提供了老年人口健康照料成本的相关测量。本文主要根据这些测量,将老年人日常健康照料成本界定为由于日常自理能力受限而带来的对老年人进行健康照料的花费,包括直接成本和间接成本。直接成本用一周所支付的日常照料费用,包括人工、物品等的直接费用来度量;间接成本被度量为一周内亲属提供给老人的日常照料总时间。

### (三) 解释变量

本文将老年人的性别变量作为主要的解释变量,同时也控制了包括老年人年龄、婚姻等在内的人口变量,城乡分布、地区分布在内的区位变量,全年家庭总收入、自评经济状况、是否有养老保险、是否享受公费医疗、是否享受合作医疗、是否享受基本医疗保险等在内的社会经济地位变量,认知功能完好与否、慢性病个数在内健康变量以及存活子女数变量。在3732位日常自理能力受限老人中共有1104(29.58%)位男性老人,其平均年龄为93.02岁,有2628(70.42%)位女性老人,其平均年龄为97.22岁。由于本研究所关注的是生活不能自理老人的日常健康照料成本,此样本中绝大多数样本来自年龄大于80岁的高龄老人,所以,出现平均年龄严重偏高的情况。而且,也正是由于这个特征,高龄老人丧偶比例非常高,所以本文将老年人婚姻状况划分为:丧偶和未丧偶两类。城乡身份变量被分为:城镇和乡村两类;地区身份变量被分为:东部、中西部两类。受教育程度变量被界定为受教育年限。全年家庭总收入变量指过去的一年内全家的全年总收入,自评经济状况变量被界定为三类:差、中、好。认知功能的测量根据简易精神健康量表(MMSE, Mini-Mental State Examination)将各个项目得分加总,分数大于或者等于24分的被界定为认知功能完好,否则,界定为存在认知功能障碍。

### (四) 分析方法

由于特异值的存在违反了传统基于最小二乘估计的线性回归模型的基本假定,使估计误差增大。为此,结合本文所使用数据特征和研究需要,应用稳健回归方法对生活自理能力受限老人的日常健康照料成本进行估计。

## 三、结果

表1展示了包括解释变量和被解释变量在内的各变量描述统计结果,表2展示了对老年人日常健康照料成本的稳健估计结果。通过表1可知,所有老人平均日常健康照料周直接成本为145.60元,其中,男性为167.54元,远高于女性老人136.35元的数额。所有老人日常健康照料周间接成本为54.18小时,其中男性为51.94小时,略低于女性55.11小时的时数。通过表1对主要解释变量——性别以及其他控制变量的观察,可以发现,在全部老人中女性老人的比例高于男性老人。而且老人丧偶比例很高,有3257人丧偶,占全部老人的87.27%;也可以发现女性老人丧偶的比例更高,为全部女性老人的94.37%,而男性老人中丧偶的比例为70.38%。从年龄来看,被调查老人中女性的平均年龄高于男性。通过对老年人地区分布的观察可以发现,半数以上被调查老人来自东部,占全部被调查老人的54.80%,

表1 日常生活自理能力受限老人描述统计表

变量	全部样本	男	女
被解释变量			
直接成本	145.60 (5.74)	167.54 (11.69)	136.35 (6.49)
间接成本	54.18 (.98)	51.94 (1.80)	55.11 (1.16)
解释变量			
性别			
男	1104 (29.58)		
女	2628 (70.42)		
年龄	95.98 (0.13)	93.02 (0.25)	97.22 (0.15)
婚姻状况			
丧偶	3257 (87.27)	777 (70.38)	2480 (94.37)
非丧偶	475 (12.73)	327 (29.62)	148 (5.63)
地区类型			
东部	2045 (54.80)	606 (54.89)	1439 (54.76)
中西部	1687 (45.20)	498 (45.11)	1189 (45.24)
城乡身份			
乡村	2005 (53.72)	524 (47.46)	1487 (56.35)
城镇	1727 (46.28)	580 (52.54)	1147 (43.65)
受教育年限	1.67 (0.11)	3.51 (0.23)	.90 (0.12)
自评经济状况			
差	765 (20.62)	193 (17.63)	572 (21.87)
中	2455 (66.17)	730 (66.67)	1725 (65.97)
好	490 (13.21)	172 (15.71)	318 (12.16)
全家总收入	18205.13 (286.77)	20538.04 (588.10)	17247.53 (322.57)
养老保险			
有	313 (8.39)	108 (9.78)	173 (7.80)
无	3419 (91.61)	996 (90.22)	2423 (92.20)
基本医疗保险			
有	596 (15.97)	242 (21.92)	354 (13.47%)
无	3136 (84.03)	862 (78.08)	2274 (86.53)
公费医疗			
有	222 (5.95)	150 (13.59)	72 (2.74)
无	3510 (94.05)	954 (86.41)	2556 (97.26)
合作医疗			
有	1705 (45.69)	438 (39.67)	1267 (48.21)
无	2027 (54.31)	666 (60.33)	1361 (51.79)
慢性病个数	1.27 (0.23)	1.53 (0.48)	1.16 (0.03)
认知功能			
完好	671 (18.28)	316 (29.10)	355 (13.74)
障碍	2999 (81.72)	770 (70.90)	2229 (86.26)
存活子女数	3.37 (0.03)	3.65 (0.07)	3.25 (0.04)

备注：对于定距变量而言，括号内为标准误；对于定类变量而言，括号内为百分比。

不同性别之间的地区分布差异并不很大。超过半数以上的被调查者来自农村，占全部被调查老人的53.72%，而且男性老人来自城镇的比例要高于女性老人来自城镇的比例。也可以发现被调查女性老人的平均受教育年限要远远低于男性老人。女性老人的经济状况也明显差于男性老人。表1显示，不仅被调查女性老人中将自己的经济状况评价为不好的比例要高于男性老人，而且男性老年人的年平均家庭总

收入也要远远高于女性老年人,其中男性老人年平均家庭总收入为20538.04元,而女性老人年平均家庭总收入仅为17247.53元。除此之外,尽管覆盖率都很低,但是仍然可以发现相对于男性老人而言,女性老人被养老保险、基本医疗保险和公费医疗覆盖的比例低于男性老人。然而,相比于其他社会保障形式而言,得益于近些年来新型农村合作医疗的大力推广,合作医疗保险的覆盖面相对较高,女性老人被该项保险覆盖的比例要高于男性老人被覆盖的比例,这在很大程度上与更高比例的女性老人来自农村有很大关系。从老年人健康变量来看,被调查老人平均患慢性病个数为1.27个,其中男性老人平均患慢性病1.53个,高于女性老人患病个数。尽管如此,就认知功能方面而言,男性老人的健康状况则要明显好于女性老人。而且,通过表1也可以发现,被调查老人平均存活子女数也存在性别差异。所有被调查老人平均子女数为3.37人,其中男性老人平均子女数为3.65人,而女性老人平均子女数为3.25人。

表2 老人日常健康照料成本稳健回归结果

	直接成本			间接成本		
	Coef.	t	SE	Coef.	t	SE
女(男)	-2.83	-0.68	4.18	0.21	0.11	1.88
年龄	0.55	2.21	0.25*	0.62	5.56	0.11***
丧偶(非丧偶)	11.69	2.01	5.81*	-1.88	-0.72	2.61
东部(中西部)	-16.22	-4.61	3.52***	1.59	2.56	2.56*
乡村(城镇)	-18.24	-4.59	3.97***	1.19	0.67	1.79
受教育年限	0.15	0.59	0.26	0.04	0.32	0.12
全年家庭总收入	0.11	8.89	0.00***	0.01	3.15	0.00**
经济状况自评为好(一般)	1.77	0.34	5.24	0.07	0.03	2.36
经济状况自评为差(一般)	1.42	0.33	4.36	4.89	2.49	1.96*
有养老保险(无)	-9.88	-1.47	6.71	2.80	0.93	3.02
有公费医疗(无)	29.73	3.45	8.61***	-7.38	-1.90	3.87
有合作医疗保险(无)	-12.12	-3.12	3.88**	-6.88	-3.94	1.75***
有基本医疗保险(无)	2.20	0.40	5.53	-8.23	-3.31	2.49***
慢性病个数	6.64	5.19	1.28***	3.58	6.21	0.58***
认知功能差(好)	6.93	1.47	4.71	10.66	5.02	2.12***
存活子女数	-1.13	-1.29	0.88	0.20	0.50	0.40

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在0.05、0.01和0.001的显著性水平上统计显著。

为了更进一步认识老年人日常健康照料成本之间的性别差异情况,笔者在描述统计分析的基础上,建立稳健回归模型,结果如表2所示。表2分别展示了日常自理能力受限老人日常照料直接成本和间接成本稳健回归结果。通过表2可知在控制了其他变量的情况下,性别变量对于直接成本变量和间接成本变量的作用统计上都不显著。尽管如此,我们并不能据此肯定老年人日常健康照料成本不存在性别差异,因为统计不显著可能由诸如样本规模、共线性等多种问题产生。实际上,从表1描述统计结果中,我们可以明显看出多个控制变量的性别差异,所以性别变量对于老年人日常健康照料成本的作用有可能会被控制变量分解掉。而且通过表2也可以发现年龄无论对于直接成本还是间接成本都起到了显著的正向作用,也就是说生活自理能力受限老人的日常照料成本随年龄的增加而不断升高。这与以前学者的研究不谋而合。从表1的描述统计中,我们可以发现在被调查老人中,女性老人的平均年龄要明显高于男性老人。除了性别和年龄变量外,笔者考察了另一项人口变量——婚姻状况和地理位置对于直接成本和间接成本的作用。通过表2可知,丧偶能够显著增加老年人日常健康照料直接成本。来自东部地区的老人的直接照料成本更低;相反地,来自东部地区老年人的间接成本却更高。乡村老人的日常照料直接成本要显著低于城镇老人,但是城乡变量在间接成本变量上的差异却并不显著。表1显示女性老人中来自乡村的比例更高。

表2也显示了社会经济地位对老人日常健康照料成本的作用。老年人对自己经济状况所进行的主观自评对其日常照料直接成本并无显著作用,而相比于将自己经济状况评价为中等的老人而言,将自己经济状况评价为差的老人的日常照料间接成本更高,在某种程度上可以认为主要来自家庭成员的非正式照料和正式照料在当前老人的日常健康照料中互为替代和补充。除此之外,享受公费医疗对老年人日常照料直接成本的正向作用显著,然而,对老年人日常照料间接成本的作用却并不显著。表2对于合作医疗对于老年人日常健康照料直接成本和间接成本的作用的考察,可以发现合作医疗的老年人的日常健康照料成本显著低于没有该项保险的老人,这个看似矛盾的背后显然是与近些年来新型农村合作医疗在广大农村的大力推广是分不开的,而且也和该项保险受到报销额度、范围和报销手续相对麻烦等方面的因素有关<sup>[1]</sup>。同时,基本医疗保险对于老年人日常健康照料直接成本并无显著作用,而对间接成本则具有显著的负向作用。当前各项医疗保险对于生活自理能力受限老人的日常健康照料成本作用的相对复杂关系也从一定程度上验证了当前我国医疗保险领域针对老年人日常健康照料的项目非常匮乏,公费医疗对于直接成本的正向作用更进一步证实了该问题的存在。由于享受医疗保险的形式和程度不同,这方面存在着显著的性别差异。

除此之外,通过表2也可以发现健康状况对其日常健康照料成本的显著作用。慢性病患者个数变量不仅显著正向作用于生活自理能力受限老人的直接成本,而且也显著正向作用于其间接成本。而认知功能障碍对于老人日常健康照料间接成本具有显著正向作用。通过对表1的考察可以发现尽管女性老人患慢性病个数少于男性老人,而女性老人的认知功能状况明显要比男性老人差。

#### 四、结论和讨论

本文主要基于性别视角讨论了生活自理能力受限老人的日常健康照料成本问题。描述统计的结果表明老年人日常健康照料成本存在性别差异。但是,在控制了其他变量的稳健回归模型中,性别变量的作用并不显著。尽管如此,我们仍然可以通过将多元统计的结果综合到描述统计中去考察控制变量的性别差异发现性别差异的存在。而且相对于男性老人而言,女性老人的弱势地位显然更为突出,处于一种“多重弱势”地位。一方面,包括高龄、较差的认知功能、丧偶等不利地位会增加女性老人的日常健康照料需求,进而增加其成本;另一方面,相对较差的社会经济地位却压抑了女性老人的日常健康照料实际支出。以上两个过程恰恰可以起到消解生活自理能力受限老人日常健康照料成本中的性别差异。而这一点进一步验证了女性老人的日常健康照料需求没有被满足的程度更深,社会应该给予生活自理能力受限老人更多的关注。不可忽视的是,日常健康照料间接成本主要来自于家庭成员的非正式照料,如果没有充足的经济资源来支付更多的由正式照料带来的直接成本,就只能用主要来自于家庭成员的非正式照料来代替和补充,如此就会影响到家庭内部劳动年龄人口的就业和劳动报酬收入,并如此恶性循环下去,最终将进一步限制老人日常健康照料需求的满足。而这个过程由于女性老人的“多重弱势地位”而使得其对于女性老人的打击尤为突出。为此,我们有必要对于老年人日常健康照料的性别差异给予更多的关注,继续深化医疗保险改革,强化日常健康照料服务的保险保障,增加老年人的日常健康照料支付能力,打破经济门槛,满足伴随着老龄化进程而来的日益增长的老年人日常健康照料基本需求。

当然,本研究尚存不足之处。首先,由于本研究主要侧重于性别视角进行考察,所以对于模型中出现的矛盾现象并没有进行深入分析。第二,本文并没有找到一种更好的方法以货币衡量老年人日常健康照料的间接成本,从而评估家庭的机会成本。第三,本文仅仅考察了2008年的横截面数据,所以难以对老年人日常健康照料成本的增长规律进行评估。这些问题都有待于今后进行更为深入的研究。

#### 参考文献:

- [1] Liu, K., Wall, S., & Wissoker, D. (1997). Disability and Medicare costs of elderly persons. *Milbank Quarterly*, 75, 461-493
- [2] Garfinkel SA, Riley GF, Iannacchione VG. High-cost users of medical care. *Health Care Financ Rev.* 1988 Summer; 9 (4): 41-52.
- [3] Kuhlthau K, Perrin JM, Ettner SL, et al. High-expenditure children with Supplemental Security Income. *Pediatrics.* 1998 Sep; 102 (3

Pt 1): 610-615.

[4] Freeman, H. E., & Corey, C. R. (1993). Insurance status and access to health services among poor persons. *Health Services Research*, 28, 531-541

[5] Kenny, G. M. (1993). Rural and urban differentials in Medicaid home-health use. *Health Care Financing Review*, 14, 39-57

[6] Wolinsky, F. D., & Johnson, R. J. (1991). The use of health services by older adults. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 46, S345-357

[7] McDonough P, Walters V. Gender and health: Reassessing patterns and explanations. *Soc Sci Med* 2001; 52: 547-559

[8] Verbrugge L. A health profile of older women with comparisons to older men. *Res Aging* 1984; 6: 291-322.

[9] Strobino, D. M., Grason, H., & Minkovitz, C. (2002). Charting a course for the future of women's health in the United States: Concepts, findings and recommendations. *Social Science & Medicine*, 54, 839-848

[10] Dorothy D. Dunlop, Larry M. Manheim, Jing Song, & Rowland W (2002). Chang. Gender and ethnic/racial disparities in health care utilization among older adults. *The Journals of Gerontology*, 57B (4), 221-233

[11] Trevino, F. M., Moyer, M. E., Valdez, R. B., & Stroup-Benham, C. A. (1991). Health insurance coverage and utilization of health services by Mexican Americans, mainland Puerto Ricans, and Cuban Americans. *Journal of the American Medical Association*, 265, 233-237.

[12] Hurd, M. D., & McGarry, K. (1997). Medical insurance and the use of health care services by the elderly. *Journal of Health Economics*, 16, 129-154

[13] 卢新璞, 吴明. 北京市外来农村流动人口家庭医疗支出的影响因素—Tobit 模型方法 [J]. *北京大学学报 (医学版)*, 2010 (5): 565-569.

(责任编辑: 尹贤淑)

(上接第 71 页)

表 2 数据显示,  $L_{nx}$ 、 $L_{np}$  的系数与预期一致, 均显著为正。这意味着制造业和人口集聚, 均会对服务业集聚产生比较显著、稳健的正面促进作用, 体现出生产性服务业与工业之间存在的产业互动效应, 生产性服务业集聚发展特征显著。

综上所述, 政府应从以下两方面支持生产性服务业发展:

其一, 政府要有序推进产业转移。在利用产业转移和劳动力转移缩小地区差距、促进区域协调发展过程中, 政府需充分重视产业配套对产业转移和承接的影响, 要在不损伤转移地完整产业链以及不断完善承接地产业配套能力的前提下, 有序推进产业转移。

其二, 政府应大力推进生产性服务业集聚发展。一方面, 引导工业企业通过管理创新和业务流程再造, 逐步将一些非核心的生产性服务环节剥离为社会化的专业服务; 另一方面, 科学合理地划分生产性服务业不同的功能区域, 以功能区、集聚区建设为载体, 通过规划布局、政策引导和必要的财政支持等形式, 引导和鼓励生产性服务业实现区域性集聚。

## 参考文献

[1] Anselin, L. Spatial externalities. *International Regional Science Review* [J]. 2003a, 26 (2), p147-152.

[2] Badinger, H., W. G. Muller., and G. Tondl. Regional convergence in the European union, 1985-1999: A spatial dynamic panel analysis [J]. *Regional Studies*, 2004, 38 (3), p241-253.

[3] Kapoor, M., H. H. Kelejian., and I. R. Prucha. Panel data models with spatial correlated error components [J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 140 (1): p97-130.

[4] Kelejian, H. H., I. R. Prucha. HAC estimation in a spatial framework [J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 140 (1): p131-154

[5] Lee, L-F. GMM and 2SLS estimation of mixed regressive, spatial autoregressive models [J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 137 (2): 489-514.

[6] Yu, J., R. Jong., and L. F. Lee. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both  $n$  and  $T$  are large [M]. *The Ohio State University*, 2006.

(责任编辑: 韩元)