

# 社会医疗保险对老年人 卫生服务利用的影响

——基于倾向得分匹配的反事实估计

胡宏伟 张小燕 赵英丽

**【摘要】**人口老龄化使老年人社会医疗保险和医疗消费成为重要的社会问题,但目前中国仍然缺乏对医疗保险影响老年人卫生服务利用的准确估计。文章基于2011年“中国城乡居家养老服务”调查数据,使用倾向得分匹配方法,估计社会医疗保险对老年人卫生服务利用的影响。结果发现社会医疗保险会显著增加老年人的医疗卫生服务利用,其中,老年人获得医疗保险会平均增加医疗消费约900元/年,城市老年人获得医疗保险后医疗消费约增加1200元/年,男性老年人获得医疗保险后增加医疗支出约1000元/年。在估计结果的基础上,文章分析了医疗保险需要与获得的非匹配性等问题,并提出强化基本医保制度底层福利设计等建议。

**【关键词】**社会医疗保险 卫生服务利用 反事实估计 倾向得分匹配

**【作者】**胡宏伟 华北电力大学人文与社会科学学院,讲师;张小燕 华北电力大学人文与社会科学学院,学生;赵英丽 华北电力大学人文与社会科学学院,学生。

## 一、研究背景

医疗保险作为社会保障体系的重要组成部分,可以平滑老年人医疗支出风险,缓解健康风险对家庭和社会的冲击。因此,各国社会保障政策的重要内容之一就是让老年人获得并积极利用医疗保险,而中国城镇居民医疗保险制度建立的初衷之一也是为了解决城镇中没有任何医疗保险的老年人的保险覆盖问题。但是,当前老年人参加医疗保险的状况并不理想,尤其是在城镇居民医疗保险发展方面,老年人的参保似乎并不比其他群体更积极。社会上针对老年人参加医疗保险后是否能够显著增加卫生服务利用进而改善健康,仍然存在各种争议。有观点认为,受限于医疗保险的具体制度规定,例如参保需要缴费,报销需要满足起付线,并且患者需要承担共付比例,即使老年人参加医疗保险也不会大幅度增加医疗

卫生服务利用,甚至部分穷困老年人会拒绝参加医疗保险。也有观点认为,医疗保险可以显著刺激消费者购买医疗卫生服务。20世纪70年代,美国兰德公司组织开展的医疗保险实验将消费者随机分配到具有不同共付比例和免赔额的医疗保险计划中,结果发现,如果患者需要自己承担较多的医疗服务责任,则会显著减少医疗服务支出(Manning等,1987;Pauly,2005)。而医疗保险能够有效降低医疗服务利用的自付比例和金额,因此,可以刺激消费者购买更多卫生服务(Michael等,1997;McCall等,1991)。Brown等(1998)研究指出,门诊或急诊次数、住院次数、住院时间、预防性医疗的使用频率等是衡量医疗保险对卫生服务利用影响的重要指标。Cheng等(1997)研究比较了台湾地区成人在实施全民保险后门诊或急诊次数和住院情况,发现1995年之前无保险人群的就医概率在实施全民健康保险计划后增加了1倍。刘国恩等(2011)利用2005年中国老年健康长寿调查数据研究发现,医疗保险制度提高了老年人就医程度和及时就医率。此外,黄枫、甘犁(2010)研究发现,在过去1年中享受医保的城镇老年人总医疗支出比无医保的老年人高28%~37%(约合1072~1264元),享受医保的老年人比无医保的老年人死亡风险低19%,平均生存时间多5年。

综上所述,至今对医疗保险和医疗卫生服务因果效应的准确估计仍然较为缺乏。目前针对该研究存在以下问题。第一,医疗保险刺激有多大,即医疗保险在多大程度上促进了老年人利用卫生服务,这需要一个全国性的数据。第二,内生性问题的解决。对于医疗支出而言,医疗保险是一个内生变量,存在自选择问题,如果简单纳入模型进行估计,会造成回归结果有偏且粗糙。但目前研究大多停留在利用简单的对比和回归技术,并没有较好地解决内生性问题。基于上述背景,本研究旨在通过倾向得分匹配的方法,最大限度的控制样本观察值的异质性,进而得到医疗保险对老年人卫生服务利用影响的准确估计,避免陷于内生性而得到有偏估计;并对保险影响老年人医疗卫生服务利用的作用进行人群细分,从而探索这种影响的差异和内在机理。

## 二、方法、数据与变量选取

### (一)反事实与倾向得分匹配方法(PSM)

当评估一项经济社会政策的效果时,通常关心的是一项政策冲击影响的净效应,但当简单地对单一对象进行分析时,就无法控制这个对象本身的趋势和特征,其中,特别是时间效应(时间效应中混杂的其他政策的影响和冲击)将可能使这种评估所得出的结论被放大或者缩小。对于一项政策冲击而言,我们关心的是政策冲击对象的平均处理效应(ATT),其中, $ATT = E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1)$ , $T=1$ 表示受处理状态, $Y_1$ 表示受到政策影响的结果, $Y_0$ 表示没有受到政策影响的结果。ATT估计的难点在于,对于没有受到政策影响的控制组,无法观测其受到政策冲击时的结果,这实际上是一种“反事实”估计。此时,如果使用简单的回归技术,粗略的将控制组的观测值认定为受到政策冲击后的观测结果,即假定 $E(Y_0 | T=0) = E(Y_0 | T=1)$ ,那么,必然会导致估计结果有偏。为了解决这一问题,有学者采用倾向得分匹

配方法来模拟一种自然实验的状态,进而得到一致的估计结果。

倾向得分匹配方法适用于非随机数据,该方法由 Roseenbaum 等(1985)首次应用于生物统计领域,20 世纪 90 年代后,该方法开始被应用于卫生经济和其他社会科学领域。Roseenbaum 等(1985)的模拟实验表明,在一系列假定条件下计算 ATT 可以得到无偏的估计结果,从而得到一种自然实验的效果。假设 1:在给定协变量  $X$  的条件下,  $(Y_0, Y_1)$  与  $T$  相互独立;假设 2:在给定协变量  $X$  的条件下,  $T$  等于 1 或 0 的概率为零。这两个假设分别被称为强可忽略假设和共同支撑假设(刘凤芹等,2009)。同时,模拟研究证明,在控制足够协变量并满足相应假定的情况下,特别是在处理组、控制组协变量均值无差异的状态下,倾向得分匹配方法是能够得到 ATT 的,可以得到一个“干净的”政策处理效应。

倾向得分匹配方法能够将两个比较对象的多维标准,通过计算倾向得分的方式,降维成一维,同时,通过不同匹配方法,找到那些在倾向得分方面最为接近的个案进行匹配。匹配方法包括最近邻匹配、半径匹配、分层匹配、核匹配、局部线性回归匹配等方法。在非随机试验条件下,倾向得分匹配方法可以最大限度地消除非随机试验的样本选择性偏倚和混杂偏倚(D' Agostino R.B., 1998)。这种偏倚和影响很可能会夸大或者减小政策冲击的效应,而利用倾向得分匹配方法可以最大程度上消除这种偏倚。当然,能够完全消除这种偏倚需要匹配时能够控制所有可能对选择和结果产生影响的协变量,所以,这也往往要求在进行匹配的时候尽量控制足够多的变量(Brookhart 等,2006)。

## (二)数据来源与变量选取

本研究所用数据来自华北电力大学社会调查研究中心 2011 年“中国城乡居家养老服务”实地调查。该调查问卷涵盖老年人养老服务工作比较突出的 26 个省份,共回收有效问卷 1 956 份。调查遵循多水平、随机群体样本程序,采取多段随机抽样的方法,内容包括有关户内常住 60 岁及以上老年人、主要赡养人及配偶的基本信息、老年人的收入和支出状况、老人的居住、健康、家庭及社会支持和老年人的需求等具体信息。

根据研究需要,本研究选取医疗支出作为医疗卫生服务利用的代理变量;选取是否有医疗保险(包括城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、新型农村合作医疗)作为老年人社会医疗保险(简称医保)获取的变量;选取性别、年龄、婚姻、受教育程度来控制老年人自身基本情况;考虑到分析保险对医疗卫生服务利用的影响中个人健康的重要性,选取自评健康状况和是否患有大病(包括慢性病)来控制老年人自身的健康状况;选择子女收入、老年人收入、城乡分布、居住状况来控制老年人家庭等社会经济状况。

## 三、实证分析

### (一)描述分析

#### 1. 变量基本描述

表 1 给出了本研究主要选取的变量和相应的取值分布状况,其中健康状况为从 1~5

的定序变量,表示健康状况从好到差,从表1中可以看出,老年人身体健康状况为比较差、非常差的约占11%;约有40%的老年人有大病(包括慢性病);子女收入是从1~5的序列变量,表示经济状况从高到低,1表示有非常高的经济收入,5表示经济收入非常差,从表1可

表1 变量的选取及基本描述性统计

变 量	分布	观测值	分布	观测值
医疗保健支出		1367	3=一般	0.27
0~300 元	0.11		4=比较差	0.09
300~1000 元	0.31		5=非常差	0.02
1000~3000 元	0.32	大病		1476
3000~5000 元	0.14	0=没有	0.60	
5000 元以上	0.12	1=有	0.40	
性别		1508	子女收入(元)	1488
1=男性	0.68		1=非常高	0.03
2=女性	0.32		2=比较高	0.26
年龄		1499	3=一般	0.63
60~80 岁	0.86		4=比较低	0.07
80 岁以上	0.14		5=非常低	0.01
婚姻状况		1491	居住状况	1505
1=已婚同居	0.69		0=独居	0.53
2=已婚但分居	0.01		1=与子女同住	0.47
3=离异	0.01		老人收入(元)	996
4=未婚	0.01		0~3000	0.37
5=丧偶	0.28		3000~5000	0.24
受教育年限(年)		1391	5000~10000	0.24
0	0.15		10000 元以上	0.16
1~6	0.44		城乡分布	1507
7~9	0.20		1=城镇	0.55
10~12	0.14		0=农村	0.45
12 年以上	0.07		医疗保险	1521
健康状况		1500	0=没有	0.44
1=非常好	0.19		1=有	0.56
2=比较好	0.42			

见,超过六成的老年人其子女经济收入一般;超过半数的老年人(53%)居住状态为独居;老年人年平均收入约为8000元;样本中城市老年人约占55%;老年人中有医疗保险的占56%。

2. 分类别老年人医疗保健支出影响比较

分组比较老年人医疗保健支出后发现,有医保的老年人在医疗保健支出方面要高于没有医保的老年人,二者均值相差超过了800元/年。另外,与无医保的老年人相比,有医保老年人的保健支出分布离散程度更小(见表2)。表明相对于没有医保的老年人,参加社会医疗保险的老年人卫生服务利用和医疗保健支出较高。

(二)模型可能存在的内生性

需要说明的是,有医保的老年人医疗保健支出大幅高于没有医保的老年人,这一均值比较结果并不具有因果关系,更不能推论医保促进了老年人卫生服务利用和老年人医疗保健支出,因为这

表2 老年人医疗保健支出分组比较 元

	均值	标准差	p25	p50	p75	峰度	偏度
无医疗保险	2442.62	2663.81	1000	2000	3000	16.07	2.93
有医疗保险	3286.97	3903.47	1000	2000	5000	8.93	2.26
合 计	2912.05	3433.71	1000	2000	4000	11.42	2.58

注:最小值为0,最大值为20000。



一相关性可能是由于内生性导致的。由于模型可能存在遗漏变量,这个变量(如医疗保健意识、就医偏好等)很可能同时影响老年人参加社会医疗保险和老年人的卫生服务利用。如真实方程为  $Y=\alpha+\beta\times insurance+\gamma X+\delta\times Z+\varepsilon$ , 其中  $Y$  是因变量,  $insurance$  (医保) 为考察变量,  $X$  和  $Z$  为其他控制变量, 但  $Z$  被遗漏(由于无法观测等原因), 估计方程变为  $Y=\alpha+\beta\times insurance+\gamma X+\nu$ , 其中,  $\nu=(\delta\times Z+\varepsilon)$ 。这样由于  $Z$  和  $insurance$  显著相关, 医保对卫生服务利用的影响可能被夸大或缩小, 我们最终观测到的影响结果是“不干净”的, 是医疗保险变量、其他控制变量和遗漏变量共同作用的结果, 在这种情况下, 简单地使用回归方法, 虽然可以控制部分变量, 但由于方程存在与医保相关的遗漏变量, 依然无法得到医保对老年人卫生服务利用“干净”的结果<sup>①</sup>。一般而言, 如果  $Z$  对  $insurance$  有正的影响, 那么,  $\beta$  会被高估, 如果  $Z$  对  $insurance$  有负的影响, 那么,  $\beta$  会被低估。通常解决 OLS 估计结果有偏的方法包括工具变量、匹配等方法, 本研究将使用 PSM 方法以尽量消除模型的内生性, 进而得到无偏结果。

(三) 匹配检验

最近邻匹配方法对老年人进行匹配的结果显示, Logit 回归结果拟合较好 ( $LR\chi^2(12)=132.38, P=0.000, Pseudo R^2=0.1265$ ), 通过了 ROC 检验。同时 Hosmer-Lemeshow 拟合优度检验结果显示, 卡方值为 841.64,  $p=0.2758$ , 说明模型拟合效果非常好。进一步对匹配前后主要变量误差消减结果进行比较(见表 3、图 1), 可以看出, 匹配后所有变量在处理组和控制组之间的均值偏误都不同程度的减少, 处理组与控制组的样本均值更加接近, 处理组与控制组的个体特征差异得以部分消除。从图 1 可以看出, 匹配后处理组和控制组之间的差异大幅降低, 密度分布呈显著趋近趋势。同时, 倾向得分匹配图也显示匹配效果比较好<sup>②</sup>。

(四) 反事实估计结果比较

为了检验匹配结果的稳健性, 本研究分别使用最近邻匹配、半径匹配和核匹配方法对控制组和处理组进行匹配, 同时, 也分群体(分城乡、分性别)对研究结论进行检验(估计结果如表 4 所示)。从表 4 可以看出, 在匹配消除了控制组和处理组样本误差后, 医保对老年人医疗卫生服务利用是显著促进的, 对老年人医疗保健支出水平具有显著正向促进作用, 实验组平均处理效应 ATT 约为 900 元/年。

医保对老年人卫生服务利用的促进作用主要体现在城市, 这种促进效应在农村变得不显著。城镇老年人获得医疗保险后, 其医疗支出增加水平会超过 1 200 元/年, 而且结果非常稳健。男性老年人获得医保后会显著增加卫生服务利用, 男性老年人获得医保后会增加医疗支出约 1 000 元/年, 而女性老年人获得医保后并不会显著增加对医疗保健服务的利

① 很可能是正向相关影响, 如一个具有良好医疗保健和就医意识的人, 会更倾向于参加医疗保险, 也更倾向于多利用卫生服务, 以保持自身健康。  
② 此处呈现的是利用最近邻匹配得到的密度分布图, 本研究还做了利用核匹配、半径匹配方法的前后密度图, 限于篇幅, 不再一一给出。

表3 变量误差消减状况

变 量	样本	均 值		标准偏误 (%)	误差消减 (%)	t-test	
		处理组	控制组			t	p>t
性别	匹配前	0.713	0.686	5.8	16.5	0.82	0.411
	匹配后	0.716	0.694	4.9		0.71	0.475
年龄	匹配前	70.963	70.318	9.2	12.1	1.30	0.195
	匹配后	70.998	70.431	8.1		1.18	0.236
已婚但分居	匹配前	0.016	0.003	14	-2.7	1.92	0.055
	匹配后	0.016	0.002	14.4		2.12	0.035
离异	匹配前	0.009	0.011	-1.5	75.3	-0.22	0.828
	匹配后	0.009	0.010	-0.4		-0.06	0.954
未婚	匹配前	0.005	0.003	3.2	-119.7	0.45	0.655
	匹配后	0.005	0.000	7		1.24	0.216
丧偶	匹配前	0.284	0.277	1.6	25.1	0.23	0.822
	匹配后	0.281	0.276	1.2		0.18	0.860
城乡分布	匹配前	0.594	0.533	12.5	-7.4	1.76	0.079
	匹配后	0.593	0.526	13.4		1.96	0.051
受教育年限	匹配前	6.727	6.644	1.9	51.8	0.27	0.789
	匹配后	6.759	6.799	-0.9		-0.13	0.893
健康状况	匹配前	2.443	2.209	25.2	-3.1	3.54	0.000
	匹配后	2.447	2.206	25.9		3.78	0.000
大病	匹配前	0.529	0.272	54.4	2.6	7.62	0.000
	匹配后	0.529	0.279	52.9		7.71	0.000
老人收入对数	匹配前	8.544	8.541	0.2	-378.4	0.03	0.973
	匹配后	8.539	8.528	1.1		0.17	0.866
子女收入	匹配前	2.734	2.739	-0.8	-188.5	-0.11	0.913
	匹配后	2.735	2.749	-2.2		-0.33	0.742
居住状况	匹配前	0.396	0.489	-18.8	2.9	-2.64	0.008
	匹配后	0.396	0.486	-18.2		-2.66	0.008

用,其医疗支出也不会显著增长。这一结果非常稳健。全样本和分群体的估计结果均显示,OLS 和 Tobit 回归会显著低估医保对老年人卫生服务利用的促进作用,同时低估老年人医疗支出的增加水平。如匹配后的结果发现,在全体老年人中参加医保会使老年人增加约 900 元/年的医疗支出,而 OLS 和 Tobit 的估计结果仅为 400 多元。在分样本分析中,城市老年人和男性老年人的回归结果也存在低估。可见,OLS 和 Tobit 回归严重低估了医保对老年人卫生服务利用医疗支出的影响。

### (五) 机制解释与进一步分析

前面已经证明医保明显促进了老年人卫生

表4 ATT 估计结果

	全样本	城 市	农 村	男 性	女 性
最近邻匹配	915.49*** (270.44)	1251.82*** (411.37)	234.00 (286.67)	1011.57** (338.25)	448.02 (463.00)
半径匹配	908.43*** (244.77)	1237.46*** (369.37)	175.86 (221.30)	955.29** (05.89)	721.10* (376.81)
核匹配	894.29*** (245.71)	1200.80*** (64.31)	145.15 (248.15)	958.55** (307.27)	579.02 (426.90)
OLS	449.22* (232.09)	803.41** (384.73)	-200.95 (215.80)	417.34 (301.12)	417.78 (356.64)
Tobit	442.88* (233.52)	764.06** (386.70)	-186.59 (213.39)	404.51 (302.24)	438.10 (350.98)

注:(1) 括号内数字为标准误;(2)\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ;(3)ATT 标准误计算使用了Bootstrap 抽样,次数为 1 000 次。

服务利用。但是,为什么医疗保险对老年人卫生服务利用的影响存在城乡、男女之间的差异呢?为了回答这一问题,下面将进一步分析城乡、男女老年人在参保比例、富裕程度、患病方面的状况,试图从中寻找产生这种差异的原因。

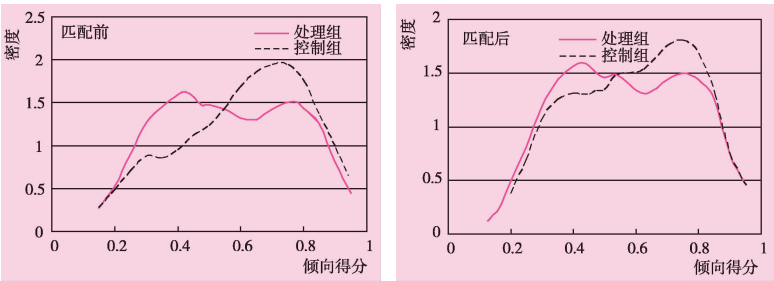


图 1 匹配前、后密度比较

1. 医保对老年人卫生服务利用的促进存在城乡差异

(1)城乡老年人参保率差异。调查数据显示,农村老年人平均参保率为 51.56%,而城市老年人相应的参保率为 60.31%。鉴于医保对居民卫生服务利用的释放作用,可以认为,城市老年人拥有医保比例较高,这为其利用更多的卫生服务奠定了基础(见表 5)。

表 5 城乡不同参保状态老年人收入和患大病情况

	收入(元)						患大病情况				
	均值	标准差	最小值	最大值	样本量		均值	标准差	最小值	最大值	样本量
农村						未参保					
未参保	5820.8	7402.4	1000	50000	234	农村	0.318	0.466	0	1	318
参保	6440.1	8092.7	1000	50000	217	城市	0.259	0.439	0	1	321
城市						参保					
未参保	10442.7	11620.6	1000	70000	234	农村	0.448	0.498	0	1	339
参保	9377.2	10247.5	1000	54000	303	城市	0.520	0.500	0	1	487

(2)城乡参保和未参保老人结构差异。调查数据显示(见表 5),城市未参保老年人的收入普遍高于参保老年人,而农村参保老年人收入显著高于未参保老年人。也就是说,在城市,低收入的老年人更多被纳入到医保覆盖中,而在农村,只有收入相对较高的老年人才有可能获得医保。另外,没有参加医保的农村老年人患大病的概率为 0.318,显著高于没有参加医保的城市老年人的患大病率(0.259);参加医保的农村老年人患大病率为 0.448,也远低于城市参保的老年人患大病率(0.520)。这表明,在城市,有大病风险的老年人大部分已参加了医保,而在农村患大病风险的人参加医保的可能性则要低得多,很多有大病的农村老年人没有参加医保。也就是说,在城市,收入低、患大病可能性高的老年人参加的医保的概率相对更高,这些人有了医保后,由于医疗卫生服务的相对价格下降,使城市老年人更多地利用卫生服务;而在农村,贫困、患大病风险高的老年人参加医保的概率相对较低,使其无法利用医保获得更多医疗卫生服务,而参加医疗保险的更可能是相对较为富裕且患大病风险相对较低的农村老年人,这也是最终造成城市老年人群体回归结果显著,而农村老年人

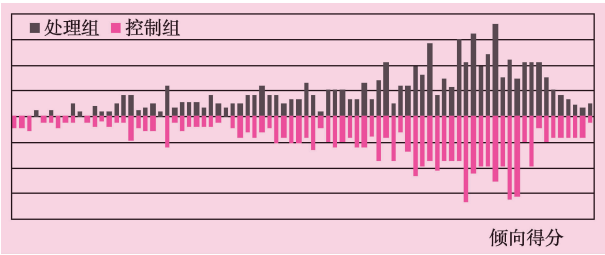


图 2 倾向得分匹配

略高于女性（55.90%）。参加医保概率的差别也是造成男女老年人卫生服务利用差别的重要原因。

表 6 男女不同参保状态老年人收入和患大病情况

	收入(元)					患大病情况				
	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
女性	参保									
未参保	8515.0	9815.6	1000	70000	147	女性 0.484	0.501	0	1	256
参保	7699.4	9346.7	1000	50000	163	男性 0.492	0.500	0	1	571
男性	未参保									
未参保	7987.3	10137.7	1000	60000	318	女性 0.332	0.472	0	1	208
参保	8366.4	9587.9	1000	54000	357	男性 0.266	0.442	0	1	429

(2)男女参保和未参保老人结构差异。女性老年人中,参保者的平均收入显著低于未参保者;而在男性老年人中,参保者的平均收入要显著高于未参保者。也就是说,在女性老年人中,贫困女性老年人更多地参加医疗保险,而高收入女性老年人没有参加保险的比例相对高于男性;男性老年人中,富裕男性老年人更多地参加医疗保险。此外,从表 6 可以看出,在参保者中,男性患大病的概率(0.492)略高于女性(0.484),而在未参保者中,女性老年人患大病的概率(0.332)则明显高于男性(0.226)。收入高的男性更可能参加了医保,而这些参加医保的男性患大病的概率相对要高于女性;收入高的女性倾向于不参加医保,而这些不参加医保的女性患大病概率却高于男性。由于女性老年人参加医保的大都相对收入低,对卫生服务利用能力相对较差,且患大病风险较高的女性更可能没有参加医保,无法报销,这就无法从更大程度上释放这部分人的医疗需求,这也是造成男性老年人群体回归结果显著而女性老年人群体回归结果不显著的原因。

四、结论与若干思考

本研究的主要结论是:(1)医保会显著促进老年人的卫生服务利用和增加医疗支出;获得医保后,老年人医疗支出相应增加约 900 元/年。(2)医保对老年人卫生利用的影响存在城乡差异,医保对城市老年人卫生服务利用促进作用明显,城市老年人获得医疗保险后会



相应增加医疗支出约 1 200 元 / 年, 但对农村老年人卫生服务利用的促进作用不显著。(3) 医疗保险对老年人卫生利用的影响存在性别差异, 医保对男性老年人卫生服务利用促进作用明显, 男性老年人获得医保后会相应增加医疗支出额度约 1 000 元 / 年, 但对女性老年人卫生服务利用的促进作用不显著。(4) 与匹配分析得到的净处理组平均处理效应相比, 使用 OLS 和 Tobit 回归方法会显著低估医保对老年人卫生服务利用的促进作用, 大约低估 400~500 元 / 年。基于此, 我们建议强化基本医保制度底层福利设计。

目前中国医保制度设计存在一些缺陷:(1) 医保需要与实际获得的不匹配与非均衡。本研究显示, 男性和女性老年人在医保影响卫生服务利用方面差异显著, 表明医保的作用是具有群体选择性的, 即在男性和城市老年人群体中显著释放医疗消费需求, 但在女性和农村老年人群体中则没有显著促进卫生服务利用。在农村, 经济条件相对较差、患大病概率相对更高的老年人反而拥有医保的概率更低, 同时, 女性老年人参保率低, 而未参保的女性老年人却往往有相对更高的患大病率。可见医疗卫生服务需要与实际获得之间的不匹配和非均衡。(2) 选择性与非均衡获得。中国当前三大基本医疗保险中, 新型农村合作医疗和城镇居民医疗保险的制度覆盖人数最广, 这两大保险制度设计具有相对较高的自选择性, 即是否参保往往是由居民个人决定的, 而居民做出决定往往需要统筹考虑自身需要和支付能力。由于两个保险往往需要参保者缴纳一定的保费, 在一定程度上限制了部分城乡居民参保; 与此同时, 由于医疗服务报销需要一定的自付比例, 也一定程度上抑制了部分低收入群体对医疗卫生服务的利用。一些低收入者往往会陷入“健康差、医疗卫生服务需要高→人力资本低→收入水平低→参保能力低→实际获得医疗保险概率低→医疗卫生服务需求无法得到满足……”的恶性循环。可见, 当前覆盖城乡的自选择式的医疗保险制度设计, 实际上对低健康、低收入人群的保障相对不足, 虽然医保制度对贫困户和残疾家庭等特殊家庭实施了民政部门出资促其参保的做法, 但由于中国贫困标准相对较低, 仍有大部分较为贫困家庭无法参加或无法长期参加基本医疗保险。

由于制度设计造成了医保需要和实际获得的不匹配和不均衡, 医保制度需要改进, 而改进的一个重要方向应是进一步完善制度的底层设计, 加强对健康差、低收入等弱势群体的覆盖和保护。目前中国的社会医疗保险体系是分层的, 三大医疗保险属于基本医疗保险范畴, 是最底层和最基本的部分。不论是从保障的首要对象还是主要需求来看, 基本社会医疗保险体系应具有底层福利性, 应当能够保障弱势群体和民众最基本的医疗卫生服务需要。而当前中国的三大基本社会医疗保险的底层福利性均不足, 造成这一问题的主要原因在于制度的自负费用制度设计比例仍不合理, 相对于贫困群体的支付和使用能力而言, 部分标准制定仍然偏高。由于患病实际报销比例不够高, 家庭无力承担自付部分的费用, 一些贫困家庭成员可能患病也不会轻易去医治。很多贫困家庭并不会因为参加了医疗保险就明显增加看小病的次数, 这主要是因为起付线设定相对较高, 而且医疗保险制度设计大部分不会报销小病。

由于目前医保制度存在上述缺陷,因此改善制度的底层福利性应主要从以下几个方面着手。第一,强化基本社会医疗保险的弱势群体倾向性。具体而言,应当减缓医保自缴费标准提高的速度,或者维系缴费标准不变,同时,加大国家的财政补贴力度;在具体制度设计方面,应本着总体降低民众自负担比例的原则,设定更为科学的起付线、共付比例和封顶线。第二,提升基本社会医疗保险的福利性。适当将自选择参保改为强制参保,同时,对无力或者较为困难的参保群体实施补贴,并针对弱势群体设定额外的报销补贴计划。第三,扩大并完善弱势群体的动态甄别标准,为基本社会医疗保险调整提供依据和基础。

本研究虽然尽量通过控制更多体现老年人特征的变量来得到一个更好的匹配结果,但截面数据限制了本研究使用更多的研究方法,如通过面板数据方法、双重差分方法来控制个体中不随时间变动的更多差别,从而得到更为精确的结果。

#### 参考文献:

1. 刘凤芹等(2009):《倾向得分匹配方法的敏感性分析》,《统计与信息论坛》,第10期。
2. 刘国恩等(2011):《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》,第3期。
3. 黄枫等(2010):《过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析》,《经济研究》,第6期。
4. Brookhart MA., Schneeweiss S., Rothman K. J.(2006), Variable Selection for Propensity Score Models. *American Journal of Epidemiology*. Vol.163, No.12, 1149-1156.
5. Brown, M.E., Bindman, A.B. and Lurie, N.(1998), Monitoring the Consequences of Uninsurance: A Review of Methodologies. *Medical Care Research and Review*. Vol.55, No.2, 177-210.
6. Cheng, S. H., and T. L. Chiang (1997), The Effect of Universal Health Insurance on Health Care Utilization in Taiwan, Results from a Nature Experiment. *Journal of the American Medical Association*. Vol.278, No.2, 89-93.
7. D' Agostino R. B.(1998), Propensity Score Methods for Bias Reduction in the Comparison of a Treatment to a Nonrandomized Control Group. *Statistics in Medicine*. Vol.17, No.19, 2265-2281.
8. Michael D.Hurd,Kathleen McGarry(1997), Medical Insurance and the Use of Health Care Services by the Elderly, *Journal of Health Economics*. Vol.16, No.2, 129-154.
9. McCall N., Rice T, Boismier J. and West R.(1991), Private Health Insurance and Medical Care Utilization: Evidence from the Medicare Population. *A Journal of medical Care Organization*. Vol.28, No.3, 276-287.
10. Pauly M. V.(2005), Effects of Insurance Coverage on Use of Care and Health Outcomes for Nonpoor Young Women. *American Economic Review*. Vol.95, No.2, 219-223.
11. Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B.(1985), Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. *American Statistician*. Vol.39, No.1, 33-38.

(责任编辑:朱 犁)