

中国农村贫困老年人的潜在医疗需求研究

——基于倾向评分匹配的反事实估计

胡 静 刘亚飞 黄建忠*

摘要: 本文利用中国健康与养老调查 (CHARLS) 2013 年全国追踪数据, 采用反事实的倾向评分匹配方法, 评估中国农村贫困老年人口的潜在医疗需求。研究结果显示, 农村贫困老年人患病后是否选择就医与收入约束没有显著的关系, 即使是最贫困的老年人假设他们的收入模式类似于最富有的老年人, 患病后是否就医也并没有发生显著的改变, 患病后是否就医取决于老年人的年龄和健康状况。但是就医后的医疗支出则显著受到收入的影响。首先被压抑的是门诊需求, 随着匹配对象进入高收入组, 住院需求的压抑也显现出来。并且 50-59 岁的贫困老年群体相对于其他老年群体, 面临着最为严重的医疗需求压抑。

关键词: 反事实; 医疗服务利用的水平公平; 潜在医疗需求

一、研究背景

健康经济学中有一个广泛使用的原则, 即健康的水平公平。其定义为: 同等健康需求应得到同等的医疗保健, 不应该考虑个体的收入、地域和种族等特征 (Morris et al., 2005)。但事实上, 这种公平很难被确保。在大部分国家和地区, 医疗服务利用的不平等都不同程度地存在着, 尤其是穷人和富人之间的医疗服务不平等最为突出。由于低收入、恶劣的生活和工作环境, 穷人与富人相比营养不良、患病的概率更高, 有可能需要更多的医疗服务。但 Xie (2011) 发现, 穷人实际的医疗服务利用与富人相比要少许多, 更为严重的是, 即使是较少的医疗服务利用也许会消耗他们的大部分财富甚至全部财富。而在这些贫困人口中, 老年群体则是更为脆弱的一部分, 特别是中国农村老年人, 他们面临着繁重的体力劳动、进城务工无暇照顾他们的子女、不健全的社保体系以及各种不利因素, 使他们的生活处境更加艰难。大量研究表明, 农村老年贫困的一个重要致因便是健康问题 (乔晓春等, 2006; 王增文, 2010; 杨菊华, 2007)。随着年龄的增长和健康资本的流失, 生理机能的衰退是不可避免的事实, 老

* 胡静, 湖北经济学院经济与资源环境学院, 邮政编码: 430205, 电子信箱: hujing@hbue.edu.cn; 刘亚飞, 湖北经济学院经济与资源环境学院, 邮政编码: 430205, 电子信箱: liuyafei@hbue.edu.cn; 黄建忠, 美国罗格斯大学社会工作学院, 邮政编码: 08901, 电子信箱: huangc@ssw.rutgers.edu。

本研究得到国家社科基金青年项目“老年人口的健康、医疗保险与贫困问题研究”(项目编号: 12CRK002) 的资助, 感谢匿名审稿专家的建议。当然文责自负。

年人会有更多的医疗和照顾需求。但事实上,由于老年人在家庭和社会中的双重弱势地位,这些需求反而被压抑或者被忽视。Kochar(1999)的实证分析结果表明,与用于年轻人身上的医疗费用相比,花在老年人身上的医疗支出并没有随着家庭收入的增加而增加。这也就是老年人更容易陷入因病致贫和因贫致病恶性循环中的重要原因。老年人健康的水平不平等更为严重。因此,本文选取中国农村的贫困老年人为研究对象,评估他们是否存在与收入相关的医疗服务利用压抑。如果放开收入约束,他们潜在的医疗需求是否会发生改变?如何改变?知晓了这些问题,有利于了解贫困老年人真实的医疗需求,有利于明确医疗保障制度的改进方向,特别是为建立老年医疗保障体系提供决策依据。

二、文献综述与理论框架

本文所定义的潜在医疗需求是指个人因为收入约束无法得到满足的那部分医疗需求。它事实上也是与收入相关的健康不平等、医疗利用不平等的一种表现形式,学者们对这类健康不平等、医疗利用不平等展开了大量的研究。Allin 等(2011)利用 1998–2006 年英国家庭追踪数据发现,65 岁以上的老年人在专科治疗和牙医治疗上存在着明显的医疗利用不平等。同等需求下富裕的老年人会比贫困的老年人利用更多的专科治疗和牙医治疗,但是在全科医生的医疗利用上几乎不存在不平等。在一个国际比较研究中,研究者有不同的发现,在丹麦、比利时、西班牙、希腊、澳大利亚和德国,全科医生的医疗利用是亲穷人的,也就是说相同需求情况下,穷人使用了更多的全科医生服务(Doorslaer et al., 2006)。基于这些研究,有学者得出结论,在富裕的国家全科医生的利用和住院治疗的利用是公平的或者是亲穷人的,而专科治疗的利用则存在着亲富人的不平等(Hurley and Grignon, 2006)。

也有学者认为,对于全民医保的国家而言,医疗服务利用不平等还有可能来源于低社会经济地位的人群对自身的医疗需求、可获得的医疗服务以及医患关系不恰当的认知。也就是说,高社会经济地位的群体比低社会经济地位的群体更有优势利用医疗系统,他们可以更好地认识他们的需求,确定可用的服务,从他们的全科医生那里获得专科转诊(Dixon et al., 2007)。现有的私人医疗保险会加大医疗服务利用的不平等,那些被私人医疗保险覆盖的人群大都属于高社会经济地位的人群,因为他们可以更容易并且花费更少的等待时间获得专科治疗(King and Mossialos, 2005)。

中国关于医疗服务利用不平等的研究视角和方法与国外类似,但研究的结论略有不同。Wang 等(2012)利用 CHARLS 调查浙江、甘肃两省的数据,采用集中指数(Concentration Index, CI)对两省的医疗服务利用不平等进行评估发现,甘肃省存在着亲富人的医疗服务利用不平等,包括门诊治疗和住院治疗,而相对富裕的浙江省则表现为亲穷人的住院治疗利用和亲富人的门诊治疗利用。Xie(2011)利用中国健康与营养调查数据发现,中国的医疗服务利用不平等主要表现为富人拥有更好的健康水平,同时也利用了更多的医疗服务;并且农村健康不平等程度整体上高于城市,收入对医疗服务利用不平等的贡献在 0.13~0.2 之间。也有学者把中国医疗服务利用不平等的原因归结为中国医疗补贴政策。魏众和古斯塔夫森(2005)发现,中国的医疗补贴不成比例的补贴给富裕人群而不是穷人。与 OECD 国家的本

质区别在于,OECD 国家公共资源倾向于缩小再分配的效应,而私人资源通常有扩大再分配的效应,表现在医疗资源分配上也是如此,公共和基础医疗服务亲穷人,而私人医疗资源亲富人。他们认为中国居民医疗服务利用的不平等性很大程度上缘于地区的差异。首先是农村和城市的差距,然后是中东部地区和西部地区的差距。在目前中国快速人口老龄化的背景下,逐渐有学者开始研究老年人医疗服务利用不平等。刘柏惠等(2012)利用集中指数及其分解衡量了中国老年人在社会照料和医疗服务使用中的不平等性,发现相对于医疗服务,老年社会照料使用中存在明显的非需要类变量引起的亲富人不平等,收入差距和城乡差异是不平等的主要根源。

上述研究大都认为低收入或者较低社会经济地位的人群会倾向于较少利用医疗服务。在发达国家的表现略有不同,即高收入人群更倾向于利用高端的私人医疗服务,贫困人群更倾向于利用低端的公共基础医疗服务。在中国富裕的省份如浙江也表现出分群体的医疗服务利用不平等。这些现象都被称为医疗服务利用的不平等,即同等医疗需求得到不同等的医疗服务。但是同等医疗需求如何去界定和控制,每个个体的健康状况和生理机能都存在着较大的异质性,并且健康与医疗服务利用本身也存在着内生性问题,因此,如何找到具有相同医疗需求的研究对象去比较他们与收入相关的不同医疗服务利用是既有研究没有解决的问题。如果我们直接用简单的回归技术来评估这种影响,可能会导致模型估计有偏。同时模型还可能存在的遗漏变量,如健康理念、良好的心态和生活方式等会同时影响收入和医疗服务利用,这样回归结果可能会被夸大或缩小。我们也需要评估收入的分化影响医疗服务利用的程度,即低收入如果压抑了医疗需求,那么压抑了多少?因此反事实的倾向评分匹配方法可以帮助我们解决这个问题。

三、数据与研究设计

(一)数据来源

本文使用的数据为中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS)2013 年全国追访调查的截面数据。中国健康与养老追踪调查于 2011 年开展基线调查,是针对全国 45 岁以上的中老年家庭和个人的一项调查,覆盖了全国 150 个县、区的 450 个村、社区的 10 257 户家庭的 17 708 个人。该数据每两年追踪一次,本研究使用的是 2013 年的截面数据。CHARLS 调查内容包涵了个人、家庭、社区和宏观政策四个层面,数据包括个人的健康、医疗、就业、社会保障、收入支出和社会交往;家庭的养老资源、子女父母经济往来;社区的环境、养老健康设施和社会经济指标;宏观的养老、医疗和贫困救助政策等,完全满足人口老龄化问题的研究。CHARLS 的具体抽样方法和调查问卷详见 Zhao 等(2012)。

我们的研究关注收入对农村老年人医疗服务利用的影响,所以收入是一个非常重要的变量,其离群值会对估计结果产生严重的影响,因此我们用 stata 计算出全样本收入的离群值。具体方法如下:计算出所有样本的人均家庭收入的四分位间距等于第 3 分位数值减去第 1 分位数值,然后根据四分位间距计算上界($\text{upper adjacent} = P75 + 1.5 \times \text{ipr}$)和下界(lower

adjacent = $P25 - 1.5 \times iqr$), 我们把人均收入的数值大于上界值或小于下界值时认定为离群值。删除了收入临界值以外以及关键变量缺失的样本以后, 最终得到一个 9 573 人的研究样本, 包括 70 岁及以上的老年人 1 370 人, 60-69 岁的老年人 2 738 人, 45-59 的中老年人 5 465 人。男性 4 428 人, 女性 5 145 人。

(二) 研究设计

由于收入与医疗服务利用的双向因果关系, 以及存在我们无法观测的同时影响收入与健康的第三方因素, 使得采用 OLS 估计收入的影响效应会存在偏误。如何解决内生性问题, 估算收入对医疗服务利用的单向影响变得非常重要。为了解决这一问题, 我们采用 Rosenbaum 和 Rubin 在 1983 年提出的倾向得分匹配方法 (PSM) 用来评估收入对医疗服务利用和健康的影响。这一方法的基本思想在于, 寻找除了收入以外其他影响医疗服务利用和健康的因素都相似的处理组和控制组, 就可以有效降低 OLS 估计带来的偏误。在寻找控制组的过程中, 利用概率模型将多维的因素变成一维的倾向值, 如健康作为影响医疗服务利用的重要变量有多重指标, 身体机能、心理健康、认知能力、疾病程度等, 为此, 倾向评分匹配 (PSM) 将健康的多重指标浓缩成一个健康倾向得分值, 从而使单一匹配成为多元匹配。

我们将农村老年人的人均家庭收入等额分成 5 等份, 最低收入组的老年人是我们的控制组, 其他收入组的老年人则是处理组。我们想知道, 最贫困的那组老年人如果有着其他收入分组的老年人的收入结构, 他们的医疗需求是否会发生改变以及如何改变。因此我们将最贫困的老年人和其他收入组群的老年人进行匹配, 倾向得分将两个比较对象的多维标准, 降维成一维, 这里的多维标准是指影响收入分层的各种变量, 包括人口学特征, 社会经济地位特征和健康特征等。本研究中的倾向得分值是指, 在给定样本特征 X 的情况下, 农村老年人进入到较高收入组的概率, 即:

$$P(X_i) = \Pr[D = 1 | X_i] = E[D | X_i] \quad (1)$$

(1) 式中: 若老年人处于最低收入组, 则 $D=0$; 若老年人处于其他收入组, 则 $D=1$ 。对第 i 个老年人而言, 通过 logit 模型得到倾向得分值 $P(X_i)$ 后, 公式 (2) 可以得出其收入对医疗服务利用的平均处理效果 ATT。

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] = E\{E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, P(X_i)]\} \\ &= E\{E[Y_{1i} | D_i = 1, P(X_i)] - E[Y_{0i} | D_i = 0, P(X_i)] | D_i = 1\} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中: Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别表示同一个老年人在较高收入组和最低收入组两种情况下的医疗服务利用。

(三) 变量说明

首先, 我们将收入进行 5 等份分组, 最低收入组作为控制组, 其余四组作为处理组依次构建了 4 个 logit 模型, 若老年人处于最低收入组, 则 $D=0$; 若老年人处于其他收入组, 则 $D=1$ 。为了了解处于不同收入分层老年人的医疗卫生服务利用状况, 我们将所有的样本老年人的收入进行排序, 然后从低到高进行 5 等份分组。第一组为低收入组, 第二组为中等偏低收

入组,第三组为中等收入组,第四组为中等偏高收入组,第五组为高收入组。我们所定义的贫困人口是处于收入最低组的相对贫困人口。其中老年人的收入是指,与老年人共同生活的收支共担的所有家庭成员包括老年人自身在内的人均家庭可支配收入。之所以选择人均家庭可支配收入而不是老年人自己的收入,是因为在中国,个人医疗资源的分配大多以家庭为单位。特别是在农村,老年人与成年子女居住在一起,收入共享,支出共担,因此老年人的医疗服务不仅受自身收入的影响,更大程度上会受到家庭共同收入的影响。

其次,用来计算倾向评分值的 logit 模型同时也是解释老年人收入分组的概率模型,模型的被解释变量为农村老年人收入五分组,解释变量则包括老年人的人口学特征变量、家庭特征变量、健康的系列代理变量、区位变量等。变量名称及描述见表 1。

表 1 logit 倾向值模型的自变量及描述

变量名	均值	S.D.
受教育程度[%]		
文盲	31.67	-
能读写	20.83	-
小学	23.04	-
高中及以上	24.46	-
已婚[%]	88.09	-
男性[%]	46.08	-
年龄	58.51	9.54
工作年限	15.69	4.23
工作年限的平方	260.34	39.16
有医疗保险[%]	94.48	-
自评健康 [1-5]	3.99	0.89
自评儿童时期健康 [1-5]	2.80	1.09
有残疾[%]	18.57	-
有慢性疾病[%]	67.81	-
有传染病[%]	6.05	-
日常生活能力(ADL) [%]	46.74	-
操作性日常生活能力(IADL) [%]	14.68	-
抑郁指数	20.02	5.14
身高体重比(BMI)	23.47	11.68
所属区域[%]		
东部地区	23.33	-
中部地区	54.67	-
西部地区	21.99	-

最后,老年人医疗服务利用变量本文从三个层次选取相关变量。第一是预防医疗行为,包括两个变量:患有高血压是否得到确诊和最近两年是否参加过体检;第二是及时就医行为,包括两个变量,过去四周内生病后是否看过门诊或接受过上门医疗服务和过去一年内是否有医生说应该住院而没有住院的情况;第三是就医的程度,用患病后就医所发生的医疗费用衡量,包括四个变量,住院治疗费用、自付的住院治疗费用、门诊治疗费用和自付的门诊治

疗费用。

四、实证结果分析

(一) 收入对老年人医疗服务需求影响的描述性分析

为了比较不同收入群体的农村老年人医疗服务利用和医疗支出情况,我们按家庭人均收入将样本老年人按 5 等份进行分组。如表 2 所示,我们可以看到低收入群组(第一组)的人均家庭收入 603.18 元,中等偏下收入组(第二组)2 281.77 元,中等收入组(第三组)5 058.63元,中等偏上收入组(第四组)9 213.46 元,高收入组(第五组)20 285.39 元。农村老年人的家庭人均收入无论是在哪个收入分组中都明显低于相对应的社会整体人均收入。

用过去一年内医生诊断应住院是否住院以及过去一个月内生病是否就医两个指标来衡量老年人的患病后的就诊率。结果表明,在不同的收入组群中,这两个指标并没有太大的差距,中等偏高收入组和高收入组的老年人就诊率略高(如表 3 所示)。体检和高血压确诊率也是类似的结果。但是医疗支出的分析结果却有一个明显的趋势,就是随着收入的增加,门诊支出和住院支出都相应增加。第一组最贫困的老年人的门诊治疗支出和门诊治疗自付支出低于其他任何群组的老年人,而住院治疗支出最低的则是中等收入组和最低收入组的老年人(如表 2)。

表 2 平均医疗费用和平均家庭人均收入 (单位:元)					
	住院治疗费用	住院治疗自付费用	门诊治疗费用	门诊治疗自付费用	家庭人均收入
最低收入组	196.78	156.4	32.52	28.66	603.18
	(3190.74)	(3047.48)	(236.59)	(219.64)	(344.47)
中等偏低收入组	207.74	143.77	62.56	51.24	2281.77
	(1922.14)	(1467.14)	(686)	(482.80)	(639.37)
中等收入组	130.42	106.32	49.60 *	40.13 *	5058.63
	(1427.12)	(1304.90)	(347.05)	(255.45)	(947.94)
中等偏高收入组	200.48 **	119.61	38.43	33.74	9213.46
	(2543.50)	(1451.40)	(369.56)	(304.61)	(1564.88)
最高收入组	305.92 ***	208.63	49.26 *	41.04 **	20285.39
	(4656.18)	(3857.55)	(421.18)	(359.28)	(11014.27)
汇总	213.75	150.05	46.36	38.86	6101.31
	(2985.90)	(2420.53)	(442.32)	(336.12)	(7425.26)

注:括号内为方差。*表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$ 。

表 3 按收入分组的医疗服务使用率(%)				
收入分组	门诊治疗	住院治疗	体检	高血压确诊
最低收入组	62.0	72.0	42.8	55.1
中等偏低收入组	63.3	71.5	43.1	57.3
中等收入组	59.5	72.8	43.6	56.3
中等偏高收入组	72.2	74.5	43.0	56.1
高收入组	74.8	75.0	47.2	57.3
总样本	65.1	73.0	43.4	56.7

注:T 检验各组均值没有差异。

如果我们进一步将样本分性别、分年龄和分城乡进行统计分析,发现与全样本类似,老年人的患病就诊率在任何收入分组中没有太大的差距,只是医疗支出会随着收入分层进入高收入而增加。

需要说明的是,我们以上所有的均值比较结果并不具有因果关系,更不能推论较高收入促进了医疗使用和支出。因为第三方因素会同时影响到医疗使用与支出、收入变量,并且还有大量的不可观测因素,而我们以下的 PSM 估计能够尽量消除模型的内生性,进而得到无偏的结果。

(二) 老年人医疗需求模型及其结果分析

1. 农村贫困老年人的潜在医疗需求

在对控制组和处理组进行匹配时,为了得到稳健的结果,我们分别使用半径匹配、最近邻匹配和核匹配方法,发现回归结果类似,因此本文只报告了最近邻匹配的结果。同时,也分群体(分性别和分年龄组)对研究结论进行了进一步分析。如表 4 所示,在匹配消除了控制组和处理组样本误差后,从总体样本来看,最低收入组的老年人如果拥有和其他收入组的老年人相同的收入模式,患病后是否就医并没有显著的差别,即使是最低收入组的老年人拥有最高收入组的老年人的收入模式,对患病后是否就医没有产生显著影响。这与我们前面描述的数据的结论是一致的。当我们进一步用 logit 模型来判断老年人医疗服务的影响因素时,发现年龄和老年人自身的健康状况才是显著影响老年人是否选择就医的主要因素。^①

表 4 贫困老年人的医疗服务利用的反事实估计

医疗服务利用的变量		处理组	控制组(最低收入组)	平均效应 ATT	T 值
中等偏低收入组	住院治疗	0.61	0.65	-0.04	-0.49
	门诊治疗	0.74	0.73	-0.01	0.34
	高血压确诊	0.59	0.60	-0.01	-0.24
	体检	0.46	0.42	0.04	1.26
中等收入组	住院治疗	0.68	0.64	0.04	0.53
	门诊治疗	0.69	0.73	-0.04	-0.66
	高血压确诊	0.52	0.55	-0.03	-0.48
	体检	0.42	0.45	-0.03	-0.87
中等偏高收入组	住院治疗	0.738	0.743	-0.005	-0.06
	门诊治疗	0.737	0.699	0.037	0.6
	高血压确诊	0.57	0.59	-0.02	-0.35
	体检	0.456	0.459	-0.003	-0.09
高收入组	住院治疗	0.72	0.74	-0.02	-0.15
	门诊治疗	0.79	0.75	0.04	0.46
	高血压确诊	0.55	0.56	-0.01	-0.15
	体检	0.49	0.43	0.06	1.41

但是当我们比较不同收入组的老年人的医疗支出时,就明显发现了其中的差异,如表 5

^①由于老年人患病后是否就医的影响因素并不是本文关注的主要研究内容,因此未将模型放入文章中,有需要的读者可以向作者索取。

所示。最低收入组的农村老年人如果拥有和其他收入组的老年人相同的收入模式,医疗支出发生了显著的变化。首先我们将最低收入组(第一组)的老年人与中等偏低收入组(第二组)的老年人匹配发现,老年人在一个月内的门诊总费用和一个月的门诊自付费用均显著增加,其中一个月内的门诊总费用平均增加了 33.26 元,并且在 5%水平下显著,一个月内的门诊自付费用平均增加了 35.86 元,同样在 5%水平下显著,但是一年内的住院总费用和住院自付费用并没有发生显著的变化。将低收入组的老年人与中等收入(第三组)的老年人匹配后的结论与第二组的结论类似,依然是门诊费用和自付门诊费用显著增加。随着匹配的收入组成为高收入组,老年人的住院总费用和门诊总费用以及自付费用都开始显著增加,与最高收入组(第五组)匹配后,农村贫困老年人的各项医疗支出均显著增加,我们发现住院总费用增加了 460.02 元,自付的住院费用增加了 432.23 元,门诊总费用增加了 43.52 元,自付的门诊费用增加了 36.87 元,这些变化均在 10%水平下显著。也就是说,如果我们将农村贫困老年人的收入约束依次放开,门诊支出会首先发生显著的增加,住院支出只有当收入放开到最高收入组的水平时,才会显著增加。因此我们认为农村贫困老年人的潜在医疗需求主要是门诊需求,并且门诊潜在需求无论收入提高多少,均在 30 至 50 元之间,也就意味着对农村贫困老年人的每月门诊补贴实际并不需要太多就可以满足贫困老年人的基本需求。而住院需求则相对比较稳定,住院需求在四个收入组中没有显著的差异,差异表现在与最高收入组的老年人的对比上。

表 5 贫困老年人的医疗消费的反事实估计

变量		处理组	控制组(最低收入组)	平均效应 ATT	标准差 S.E.	T 值
中等偏低收入组	住院治疗费用	332.60	85.56	247.04	197.50	1.23
	住院治疗自付费用	234.56	56.4	178.16	165.40	1.24
	门诊费用	49.45	16.19	33.26 **	13.60	2.32
	门诊自付费用	48.44	12.58	35.86 **	14.90	2.42
中等收入组	住院治疗费用	94.78	154.33	-59.55	142.90	-0.44
	住院治疗自付费用	88.79	76.54	12.25	100.45	-0.01
	门诊费用	47.89	25.65	22.24 **	12.80	1.75
	门诊自付费用	43.56	21.89	21.67 *	13.87	1.82
中等偏高收入组	住院治疗费用	78.56	123.78	-45.22	120.90	-0.90
	住院治疗自付费用	45.66	76.43	-30.77	46.78	-0.94
	门诊费用	24.09	17.78	6.31	7.65	0.76
	门诊自付费用	23.78	13.45	10.33	7.89	1.21
高收入组	住院治疗费用	476.80	16.78	460.02 *	234.70	1.81
	住院治疗自付费用	447.90	15.67	432.23 *	218.40	1.76
	门诊费用	64.30	20.78	43.52 *	17.89	1.89
	门诊自付费用	54.32	17.45	36.87 *	16.45	1.85

注: * 表示 $p<0.1$, ** 表示 $p<0.05$, *** 表示 $p<0.01$ 。

2.收入分层对不同年龄农村老年人潜在医疗需求影响的差异

一般认为影响老年人健康和医疗服务利用的主要因素是年龄。于是我们想知道在不同年龄组和收入组的农村老年人,如果放松收入约束,他们的医疗费用会产生怎样的变化。在

将不同收入组的老年人按个体健康等特征进行匹配,消除了控制组和处理组的样本误差后,我们发现最低收入组的老年人和高收入组的老年人相比,50-59 岁的农村贫困老年人医疗消费压抑最为明显,和每一个收入组的老年人匹配都表现出医疗花费的压抑;60-69 岁的农村贫困老年人只有在和最高收入组的老年人进行匹配时门诊治疗的费用才表现为压抑;而 70 岁及以上的农村贫困老年人只有在和中等偏低收入组(第二组)的老年人匹配时住院治疗的花费才表现为压抑(见表 6)。这与我们最初的假设有所不同,我们在研究设计时假设高龄老年人会表现出更为明显的医疗花费的压抑。但是目前从我们的数据结果来看,50-59 岁的老年人的医疗花费压抑更为明显,他们的潜在医疗消费更多。为了解释这一现象,我们分年龄将老年人与子女的经济往来做了一个初步的比较分析发现,50-59 岁的老年人子女多处于读书、结婚和生子的人生大事件中,家庭资源更多流向子女来解决这些“大事件”,老年人自身的健康状况无暇顾及,而 70 岁及以上的老年人家庭中的经济往来则更多表现为子女对老年人的反哺,这种家庭资源流向模式也使得农村 50-59 岁的老年人潜在的医疗需求更多于其他高龄老人。

表 6 分年龄段的贫困老年人医疗消费的反事实估计

变量		50-59 岁		60-69 岁		70 岁及以上	
		平均效应 ATT	T 值	平均效应 ATT	T 值	平均效应 ATT	T 值
中等偏低收入组	住院治疗费用	145.60	1.09	-56.4	-0.98	567.34 **	2.56
	住院治疗自付费用	43.95	1.22	-68.97	-1.02	287.56 *	1.67
	门诊费用	76.4 *	1.83	-15.33	-0.89	-45.78	-1.38
	门诊自付费用	61.23 *	1.69	-3.21	-0.75	-39.78	-1.23
中等收入组	住院治疗费用	140.67	1.01	67.56	0.76	-89.67	-0.42
	住院治疗自付费用	132.45	1.23	53.23	0.89	-46.76	-0.45
	门诊费用	49.87 **	2.23	19.78	1.06	-29.56	-0.45
	门诊自付费用	44.23 **	2.01	14.56	0.98	-37.23	-1.34
中等偏高收入组	住院治疗费用	58.99 *	1.89	-156.40	-1.45	0.00	
	住院治疗自付费用	48.97 *	1.82	-76.54	-0.98	-186.56	-0.7
	门诊费用	5.64	0.65	-3.78	-0.54	-32.56	-1.47
	门诊自付费用	4.56	0.43	-3.56	-0.87	-18.78	-1.14
高收入组	住院治疗费用	432.10 *	1.64	1564.70	1.24	0.00	
	住院治疗自付费用	178.90 *	1.67	1345.70	1.32	0.00	
	门诊费用	20.13 *	1.92	178.90 **	2.34	9.79	0.22
	门诊自付费用	15.67 *	1.97	134.70 **	2.21	1.89	0.45

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

五、结论与政策建议

PSM 通过倾向得分将健康状况、教育程度、年龄等个体特征变量相似但处于不同收入分组的老年人进行匹配。反事实估计假设最贫困的老年人拥有富裕老年人的收入模式时,医疗支出是否会产生改变? 这种改变便是纯粹由收入引起的,是我们得到的收入对老年人卫生服务利用“干净的”结果。如果医疗支出增加了,我们则认为医疗需求被收入压

抑。

以上 PSM 的结果表明,农村贫困老年人患病后是否选择就医与收入约束没有显著的关系。即使是最贫困的老年人假设他们的收入模式类似于最富有的老年人,患病后是否就医也并没有发生显著的改变,患病后是否就医取决于老年人的年龄和健康状况。但是就医后的医疗支出则显著受到收入的影响。也就是说患病后老年人的初次就诊不受收入的影响,但是接受医疗的程度即医疗支出则显著和收入相关。首先被压抑的是门诊需求,随着匹配对象进入高收入组,住院需求的压抑也显现出来。农村贫困老年人门诊需求明显被收入压抑的一个重要原因是,在新型农村合作医疗中,住院治疗的报销比例要比门诊治疗的报销比例高,使得许多人包括老年人在发生普通疾病时选择不治疗。但是由于老年人身体机能的下降,更容易使“小病”转变为“大病”,因此这样的选择可能会造成更大的医疗支出和医疗资源的浪费。分年龄的潜在医疗需求分析表明,在农村,50-59 岁的贫困老年群体相对于其他老年群体,面临着更为严重的医疗需求压抑,他们的潜在医疗需求更多,高过全体样本的值。这个年龄的农村老年人依然是家庭的主要支柱,他们大多仍然从事各种劳动,承担家庭重任,为子女奉献自己的力量,反而对自身的健康状况无暇关注。

相对应的政策问题是这些最为弱勢的群体医疗需求如何保障?即使在新型农村合作医疗覆盖率如此高的今天(本样本新农合的覆盖率为 94.49%),这些贫困老年人的医疗需求依然明显被收入压抑。这些发现让我们不得不对目前中国的医疗保障和救助制度进行反思。

我们认为在中国,随着老龄化的快速到来,整个社会的医疗和照顾需求会出现井喷式的增长,但老年人实际所获得的医疗资源与其需求是不匹配和非均衡的,特别是贫困的农村老年人。当前医疗保险和医疗救助制度依然存在改进的空间,特别是对农村贫困老年人的医疗保障提供制度支持是目前正在进行的城乡医保一体化和精准扶贫的攻坚方向。同时医保的报销范围和自付费用制度有待进一步完善,从门诊需求被收入明显压抑来看,新农合应增加门诊治疗的范围,或者先从极度贫困的老年群体开始,降低门诊治疗的自付比例,增加普通门诊疾病和常见老年疾病的报销范围,设计额外的报销补贴计划,让贫困老年人的潜在医疗需求转化为现实需求。同时针对 50-59 岁现象,新农合可以考虑为刚刚进入老年门槛的贫困群体提供免费的体检,告知并督促这部分群体对自身健康状况的关注。

参考文献:

1. 刘柏惠、俞卫、寇恩惠,2012:《老年人社会照料和医疗服务使用的不平等性分析》,《中国人口科学》第 3 期。
2. 乔晓春、张恺悌、孙陆军,2006:《中国老年贫困人口特征分析》,《人口学刊》第 4 期。
3. 王增文,2010:《农村老年女性贫困的决定因素分析》,《中国人口科学》第 1 期。
4. 魏众、B. 古斯塔夫森,2005:《中国居民医疗支出不公平性分析》,《经济研究》第 12 期。
5. 杨菊华,2007:《人口转变与老年贫困问题的理论思考》,《中国人口科学》第 5 期。
6. Allin, S., C. Masseria, and E. Mossialos. 2011. "Equity in Health Care Use among Older People in the UK: An

- Analysis of Panel Data.” *Applied Economics* 43(18): 2229–2239.
7. Morris, S., M. Sutton, and H. Gravelle. 2005. “Inequity and Inequality in the Use of Health Care in England: An Empirical Investigation.” *Social Science & Medicine* 60(6): 1251–1266.
 8. Kochar, A. 1999. “Evaluating Familial Support for the Elderly: The Intrahousehold Allocation of Medical Expenditures in Rural Pakistan.” *Economic Development and Cultural Change* 47(3): 621–656.
 9. Doorslaer, E., C. Masseria, and X. Koolman. 2006. “Inequalities in Access to Medical Care by Income in Developed Countries.” *Canadian Medical Association Journal* 174(2): 177–183.
 10. Dixon, A., J. Le Grand, J. Henderson, R. Murray, and E. Poteliakhoff. 2007. “Is the British National Health Service Equitable? The Evidence on Socio-economic Differences in Utilization.” *Journal of the American Statistical Association* 12(2): 104–109.
 11. Hurley, J., and M. Grignon. 2006. “Income and Equity of access to Physician Services.” *Canadian Medical Association Journal* 174(2): 187–188.
 12. King, D., and E. Mossialos. 2005. “The Determinants of Private Medical Insurance Prevalence In England, 1997–2000.” *Health Services Research* 40(1): 195–212.
 13. Wang, Y., J. Wang, E. Maitland, Y. Zhao, S. Nicholas, and M. Lu. 2012. “Growing Old before Growing Rich: Inequality in Health Service Utilization among the Mid-aged and Elderly in Gansu and Zhejiang Provinces, China.” *BMC Health Services Research* 12(1): 1–11.
 14. Xie, E. 2011. “Income-related Inequalities of Health and Health Care Utilization.” *Frontiers of Economics in China* 6(1): 131–156.
 15. Zhao, Y., J. Strauss, G. Yang, J. Giles, P. Hu, Y. Hu, Y. Wang. 2012. “China Health and Retirement Longitudinal Study – 2011 – 2012 National Baseline Users’ Guide.” http://charls.ccer.edu.cn/uploads/document/2011-charls-wave1/application/CHARLS_users_guide_ofnationalbaseline_survey-js-yz-Lei_wang-js_ys-js-ys-zhao_ys_20130407.pdf, 2013–4–7.

Potential Medical Need of the Poor Elderly in Rural China: An Empirical Analysis Based on Propensity Score Matching Method

Hu Jing¹, Liu Yafei¹ and Huang Chienchung²

(1: Hubei University of Economics; 2: Rutgers University, USA)

Abstract: Using the data from the China Health and Retirement Longitudinal Study, we employed counterfactual propensity score matching to examine the potential medical need of the poor elderly in rural China. The results showed that whether the poor elderly in rural China visited a doctor when suffering an illness was not affected by income but depended on the elderly’s age and health conditions. But their expenditures on medical treatment were significantly suppressed by income which we considered as potential medical need. First, the outpatient expenditure of the elderly in the bottom quintile was repressed, when matching the bottom quintile to the higher quintile, the repression of the inpatient expenditure was appeared. And the repression of medical treatment was most evident in the group of 50–59.

Keywords: Counterfactual Propensity Score Matching, Horizontal Equality of Medical Utilization, Potential Medical Need

JEL Classification: I18

(责任编辑: 孙永平、陈永清)