

老年人社会照料和医疗服务使用的不均等性分析*

刘柏惠 俞卫 寇恩惠

【摘要】文章利用集中指数(CI)及其分解方法衡量了中国老年人在社会照料和医疗服务使用中的不均等性,以及各因素对不均等的贡献率。结果表明,相对于医疗服务,老年社会照料使用中存在明显的由非需要类变量引起的亲富人不均等,各因素对二者不均等性的影响方向基本一致,其中收入和城乡分布是不均等的主要根源,社区服务和保险等因素也都表现出了不同的影响和变化趋势。作者建议按照老年人的实际需要分配照料服务资源,并将老年服务纳入城乡和地区均衡发展战略。

【关键词】老年社会照料 老年医疗服务 均等性 集中指数 分解

【作者】刘柏惠 上海财经大学公共经济与管理学院,博士生;俞卫 上海财经大学公共经济与管理学院,教授;寇恩惠 清华大学中国财政税收研究所,博士后。

人口快速老龄化过程中表现出的特殊性,使中国传统的家庭老年照料越来越难以维持。大量失能老人被推向社会,社会照料服务和医疗服务直接影响到老年人的生活质量。国际上已有很多关于健康和医疗服务使用不均等性的研究,大多是建立在集中指数(CI)方法基础上的。受数据可得性的限制,国内这方面的研究相对较少,刘宝、胡善联(2003)用CI指数衡量了上海四区县的健康不平等程度,胡琳琳(2005)、刘广彬(2008)将范围扩大到全国,发现中国存在较为严重的与收入有关的健康不平等,并且不平等程度在城乡和地区间差别较大。解垚(2009)发现中国存在亲富人的健康和医疗服务利用不均等。老年人身体处于逐渐衰弱的阶段,需要更多的照料和医疗服务,但目前关注老年社会照料服务使用不均等性和医疗服务使用不均等性的文献还不多见。Allin等(2011)分析了老年人在医疗服务使用中的公平性,顾和军等(2011)用CI指数线性分解方法对老年健康进行了分析,发现中国老年人中存在明显亲富人的健康不均等。

基于上述背景,本文试图通过CI指数的非线性和线性分解方法,分别对中国老年人在

* 本文是教育部社科规划基金项目(10YJAZH109)“老年护理模式选择及需求量分析——基于独生子女政策和城乡人口流动的研究”阶段性成果。

社会照料和医疗服务使用中的不均等性进行测量和分解,找出造成不均等的主要因素,以及各因素的影响程度和变化趋势,以期制定更为有效的老龄政策提供参考。

一、方法、数据与变量

(一) 计量方法

20世纪90年代以来,由Wagstaff等(1991)提出的CI指数成为卫生领域衡量不均等性的标准方法,即:

$$CI = \frac{2}{n\mu} \sum_{i=1}^n y_i r_i - 1 \quad (1)$$

其中, y_i 为健康状况; μ 为其平均数; $r_i = \sum_{j=0}^{i-1} w_j + \frac{w_i}{2}$ 是样本*i*在社会经济变量中的相对百分比排序,表示到每个人权重中点的累积比例; w_i 为样本权重。这种方法要求目标变量与收入测量尺度一致,但受数据限制,我们衡量老年照料使用时用二分变量,传统的CI指数会出现一些问题。在此使用Wagstaff(2005)对CI指数修正^①后的W指数来衡量不均等性。

$$W(y) = \frac{2(b_y - a_y)}{n^2(b_y - \mu_y)(\mu_y - a_y)} \sum_{i=1}^n z_i y_i \quad (2)$$

其中, b_y 和 a_y 分别为目标变量*y*的上下界, $0 \leq a_y \leq y_i \leq b_y < +\infty$, $\sum_{i=1}^n z_i y_i$ 是目标变量的加权,权重 $z_i = \frac{n+1}{2} - \lambda_i$ 由社会经济变量值的排序 λ_i (1为最富, n 为最穷)决定,反映了由排序决定的性质。

要从不均等程度进一步得到由社会经济因素带来的不公平程度,要对造成不均等的合理影响因素加以控制,即标准化,现在一般使用的是Wagstaff(2000)提出的间接标准化方法。对于医疗服务使用,可以使用普通的OLS标准化方法,但对于二分变量表示的社会照料服务,正如Van Doorslaer等(2000)提出的,OLS方法缺乏稳健性和准确性,需要使用非线性标准化方法。将是否使用照料服务表示为:

$$y_i = G\left(\alpha + \sum_j \beta_j x_{ij} + \sum_k \gamma_k z_{ki}\right) + \varepsilon_i \quad (3)$$

对于 $G(\cdot)$,这里借鉴Van Doorslaer等(2001)的做法,采用Probit模型。 x_j 是需要标准化

^① Wagstaff(2005)和Erreygers(2009)分别对CI指数进行了修正,Erreygers修正后的计算方法为 $E(y) =$

$\frac{8}{n^2(b_y - a_y)} \sum_{i=1}^n z_i y_i$,它与文中所用方法的区别在于 $E(y)$ 测量绝对不平等,而 $W(y)$ 测量相对不平等。

另外,在二分变量中,对二者的选择还取决于潜在变量临界值的选定标准。综合来看,本文选取 $W(y)$ 更为合适。

的“需要”类变量(年龄、性别等,即合理的影响因素), z_j 是“非需要”类变量(不合理的影响因素)。在这类模型中,需要类变量的作用不能像线性模型那样通过用均值或其他常数代替来完全消除,在此借鉴已有做法,采用实际值减需要期望值,并用预测的平均值代替样本的平均值,标准化后的结果为:

$$\hat{y}_i^{NS} = y_i - G(\hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j x_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{z}_k) + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n G(\hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j x_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{z}_k) \quad (4)$$

不公平程度是总体不均等减去合理因素导致的不均等后的余量,即:

$$HI = CI - \sum_j (\beta_j \bar{x}_j / \mu) CI_j \quad (5)$$

通过数据的标准化可以得到不公平程度,但却不能对造成不公平的因素进行分解。使用 Wagstaff 等(2003)的方法可以实现对集中指数的分解,即:

$$CI = \sum_j (\beta_j \bar{x}_j / \mu) CI_j + \sum_k (\gamma_k \bar{z}_k / \mu) CI_k + GCI_\varepsilon / \mu \quad (6)$$

其中 μ 为目标变量 y 的均值, \bar{x}_j 是 x_{ij} 的均值, CI_j 是 x_j 的集中指数; \bar{z}_k 是 z_{ik} 的均值, CI_k 是 z_k 的集中指数; $GCI_\varepsilon = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i R_i$ 是 ε_i 的广义集中指数,与广义洛伦兹曲线的基尼系数对应。

即集中指数由三部分构成,一为合理因素带来的确定性分量,是 j 个回归变量集中指数的加权和;二为不合理因素带来的确定性分量,是 k 个回归变量集中指数的加权和;三是残余的分量,是不能被解释的不均等。这样,集中指数测量出的不均等就能分解到各个解释变量。

对于非线性模型, Van Doorslear 等(2004)将式(3)改写为:

$$y_i = \alpha^m + \sum_j \beta_j^m x_{ji} + \sum_k \gamma_k^m z_{ki} + \mu_i \quad (7)$$

β_j^m 和 γ_k^m 是变量取平均值时的偏效应,这样对集中指数分解的结果就可表示为:

$$CI = \sum_j (\beta_j^m \bar{x}_j / \mu) CI_j + \sum_k (\gamma_k^m \bar{z}_k / \mu) CI_k + GCI_\mu / \mu \quad (8)$$

这样得出的不公平程度将与间接标准化后的结果不同,正如 O'Donnell 等(2008)指出,这是利用偏效应对二分变量进行分解导致的,是使用特定值所付出的代价。

(二)数据和变量

本文基于“中国老年健康长寿影响因素调查”(CLHLS)2005和2008年的数据展开实证分析。这一调查始于1998年,分别于2000、2002、2005、2008年进行追访调查,其中前两次仅包括80岁以上的高龄老人,从2002年开始扩展到所有老年人群。调查采取多阶段分层抽样方法选取样本,2008年已覆盖了23个省份,调查内容包括健康状况的自我评价、日常活动能力、经济状况、生活照料、就医情况等多方面的问题。本文涉及的主要变量如下。

1. 因变量。对于老年社会照料服务,我们主要考察老人是否能使用社会提供的服务,包括社会正式照料和保姆照料。其他的照料方式包括老人的配偶、子女及其配偶、孙子女

及配偶、其他亲属、朋友邻里等提供的服务,还有极少数老人无人照料。对社会服务赋值为 1,其他为 0。对于医疗服务的使用,学者们一般采用一定时期内就医次数、住院天数、就医支出等指标来测量(解垚,2009;Van Doorslaer,2000)。鉴于问卷的问题设置,这里采用过去 1 年内老人实际花费的医疗费用来衡量。

2. 需要类变量。考察到的需要类因素包括年龄、性别、自评健康、自理状态和疾病四类。已有研究在判断自理状态时通常采用不能独自完成的 ADL 项目数量为标准(刘宏等,2011)。本文在这一指标基础上,参考上海市社区养老服务供给所依据的《上海市养老服务需求评估表》^①和 SF-36 健康状况调查问卷等量表的问题设置,加入认知能力、情绪行为、视觉能力 3 项,得到 13 个二级指标和 18 个三级指标,对各项指标加权后得到加权和,划分为正常、轻中度不能自理和重度不能自理 3 个等级(见表 1)。疾病界定为因患病影响到身体功能^②,或多或少有影响和严重影响均为 1,无影响为 0。

表 1 老年人自理状态评定指标体系

指 标	权重	指 标	权重
日常活动能力		情绪行为	
进食	0.032	情绪	
洗澡	0.045	遇事想不开	0.006
穿衣	0.032	年龄带来的挫败感	0.006
如厕	0.064	与年轻时比快乐感	0.006
室内活动	0.064	害怕、紧张	0.009
排泄	0.064	孤独	0.009
认知能力		睡眠质量	0.006
近期记忆	0.041	沟通能力	0.009
程序记忆	0.041	视觉能力	
定向能力	0.041	视力障碍	0.500
语言理解能力	0.028		

3. 非需要类变量。非需要类因素包括人均年收入、保险、教育、健在子女数量、婚姻状况、所在社区是否有照料服务、地区、城乡分布。用人均年收入来衡量收入(用来进行排序的变量),表示为家庭年收入与同住人数的比值。将退休金、社会养老保险、公费医疗、合作医疗、基本医疗保险纳入社会保险的考虑范畴,另外,由调查对象自填的其他保障项中多为地方政府以货币形式给予补助,也划归在社会保险中,有社会保险为 1,其他为 0。婚姻状况主要反映老人得到配偶照顾的情况,将已婚并与老伴同住划归为一类,其他已婚不与老伴同住、离婚、丧偶、从未结过婚 4 种情况划归为一类。考察的社区服务包括起居照料、上门看病送药、精神慰藉、聊天解闷、日常购物、提供保健知识六类。

① 21 世纪初,上海市对不能自理老人提供基于社区的居家养老服务,包括上门服务和日托服务两种形式,前者由经过专业训练的服务人员上门为老年人提供照料服务,日托则是老人白天到社区创办的老年人日间服务中心接受照料。根据评估表所列标准打分确定老人的不能自理等级,给予不同类型的服务。

② 考察的疾病包括高血压、糖尿病、心脏病、脑血管疾病(中风)、慢性肺部疾患(支气管炎、肺气肿、哮喘、肺炎)、肺结核、白内障、青光眼、癌症、前列腺癌、胃和十二指肠溃疡、帕金森病、褥疮、关节炎、痴呆、癫痫、胆囊炎、胆石症、血液疾病、慢性肾炎、乳腺疾病、子宫肿瘤、肝炎和其他疾病。

二、实证结果分析

(一)对老年社会照料和医疗服务使用分布的分析

对老年人口按年均收入从低到高排序,得到2005和2008年各分位组对社会照料和医疗服务的实际使用量和间接标准化后的使用量,以及相应的集中指数和水平不公平指数(见表2)。从表2可以看出,老年人对社会照料的总体使用比例较低,2005年使用率约为2%,2008年为3%。不同收入组使用情况差别明显,总体看收入越高使用越多,2005年使用最多的组为使用最少组的33.75倍,2008年下降为8.45倍。这种差距变化也可以通过W指数的年度间对比表现出来,2005年W指数为0.5365,2008年为0.4399,明显降低,较大的T值表明这种不均等是非常显著的。Probit标准化后2005年组间最大差距扩大到42.31倍,反映公平性的HI指数为0.5527,明显大于W指数,但2008年减少到8.17倍,HI指数为0.4397,与当年W指数之间的差距明显缩小。这表明,社会照料使用中存在明显的亲富人的不均等性和不公平性,2005~2008年,不均等性和不公平性都有明显降低。在这种变化过程中,需要类变量由亲穷人转变为亲富人,说明总体不均等程度的降低完全是非需要类变量亲富人程度降低引起的。

表2 各收入分位组的社会照料和医疗服务使用分布

	2005年				2008年			
	社会照料服务使用		医疗服务使用		社会照料服务使用		医疗服务使用	
	未标 准化	间接标准化 (Probit)	未标 准化	间接标准化 (OLS)	未标 准化	间接标准化 (Probit)	未标 准化	间接标准化 (OLS)
收入位组								
1	0.0037	0.0028	5.8209	5.7749	0.0168	0.0165	6.1450	6.0863
2	0.0016	0.0013	5.9184	5.9338	0.0098	0.0101	6.1288	6.1491
3	0.0083	0.0081	6.1046	6.1167	0.0119	0.0122	6.3699	6.4120
4	0.0279	0.0282	6.5319	6.5389	0.0276	0.0277	6.7584	6.7891
5	0.0540	0.0550	7.1524	7.1360	0.0828	0.0825	7.4869	7.4611
总计	0.0190	0.0190	6.2994	6.2935	0.0297	0.0297	6.5692	6.5692
标准 CI/HI	-	-	0.0431	0.0438	-	-	0.0420	0.0431
标准差	0.0249	0.0249	0.0016	0.0015	0.0278	0.0277	0.0014	0.0014
T值	21.1086	21.8024	26.9798	28.7250	15.377	15.3998	29.2869	31.0790
W/HI	0.5365	0.5527	-	-	0.4399	0.4397	-	-

老年人对于医疗服务的使用量随收入的提高而增大,但使用水平的组间差别不大。这可以通过两个年度的CI指数表现出来,2005年这一指标为0.0431,2008年为0.042,数值均较小,且2008年略有降低。OLS标准化后HI指数值均大于CI指数,且这种差距在2008年得到了加强,说明需要类变量亲穷人的程度增大了。这表明,老年人对医疗服务的使用基本保持在轻微亲富人状态,且这种不均等性也有逐渐减小的趋势,这是需要类变量亲富人

程度降低和非需要类变量亲穷人程度提高共同作用的结果。

从图中可以看出, 2005、2008 年社会照料服务的集中曲线都在均等线下方, 且偏离均等线较远, 2008 年的不均等程度

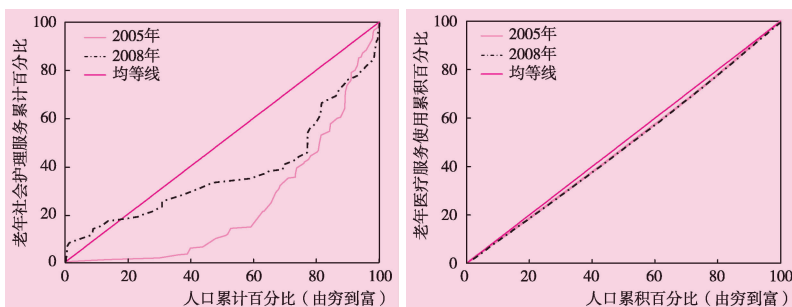


图 2005、2008 年社会照料服务和医疗服务使用集中曲线

明显小于 2005 年, 并且在第一个收入分位组出现了亲穷人的分布。医疗服务使用在两个年份的集中曲线基本呈现重合的状态, 虽然都在均等线下方, 但与均等线偏离不大。综合来看, 老年人社会照料和医疗服务使用都存在亲富人的不均等, 且前者不均等程度远大于后者。

(二) 对老年社会照料使用不均等的分解

根据式(6)和式(8), 每个变量对总体集中指数的作用依赖于 3 个方面: (1) 该变量对因变量的边际效应, 用回归系数 (OLS) 或边际效应 (Probit) 表示; (2) 该变量的集中指数; (3) 该变量的重要性, 用其均值表示。按照这一思路可以对上面集中指数所表示的不均等程度进行分解。表 3 列出了对老年社会照料服务 Probit 回归的边际效应及其标准误差、集中指数、对不均等的贡献值。从边际效应来看, 婚姻状况和存活子女数量在两个年份对社会照料服务使用的影响不显著, 说明家庭非正式照料服务的潜在供给人数不会明显影响老人对社会照料服务的选择。年龄—性别、自理状态、收入、保险情况、城乡分布都对因变量作用显著, 在年龄—性别方面, 百岁以下老人随着年龄增加使用社会照料的可能性增加, 但百岁以上高龄老人对社会服务的使用量明显下降。不能自理程度越重, 使用的社会照料越多, 收入对社会照料的使用有明确的正向作用, 教育和城乡分布的作用显著, 受过教育和居住在城镇的老年人更倾向于使用社会服务。

集中指数反映了各变量在收入人群中的分布, 自评健康和自理状态差的集中指数在 2005 和 2008 年均均为负, 表明低收入人群身体状况相对较差, 但疾病正的集中指数表明患各类慢性病的老年人大多收入较高。类似的, 高收入老人拥有各类社会保险的概率较大, 受过教育的老人收入普遍高于未受过教育的老人, 居住在中西部地区和农村的老人收入偏低, 居住在提供较多照料服务的社区中的一般是收入水平高的老人。

从各变量的贡献看, 贡献值为负减少不均等, 为正增加不均等。需要类变量的总体贡献为负, 表明如果以实际需要作为分配社会照料的标准, 将会降低不均等程度。非需要类变量的总体贡献为正, 表明这类变量的影响扩大了不均等。

从对社会照料使用不均等的贡献率的分解来看, 需要类变量的总体贡献率由 2005 年的 -8.00% 变为 2008 年的 -1.95% , 偏向于穷人的程度降低了, 大部分非需要类变量贡献率为正, 是偏向于富人的, 这进一步证明了上面所得出的结论。

表3 对老年社会照料服务使用W指数的分解

	2005年				2008年			
	dF/dX	集中指数	贡献	贡献率	dF/dX	集中指数	贡献	贡献率
男性								
80~100岁	0.0660***	0.0036	0.0007	0.13	0.0432***	0.0098	0.0009	0.20
100岁以上	0.1226***	-0.0325	-0.0000	0.00	0.0336***	0.1601	0.0000	0.00
女性								
60~79岁	0.0034	0.0029	0.0002	0.04	-0.0100**	-0.0063	0.0009	0.20
80~100岁	0.1321***	-0.0417	-0.0775	-7.77	0.0845***	-0.0102	-0.0028	-0.64
100岁以上	0.0226***	-0.1167	-0.0000	-0.01	0.0257***	-0.0472	-0.0000	0.00
自评								
好	-0.0068	0.0134	-0.0019	-0.35	0.0154*	0.0098	0.0019	0.43
一般	-0.0083*	-0.0150	0.0021	0.39	0.0090	-0.0010	-0.0001	-0.02
差	-0.0051	-0.0852	0.0031	0.58	0.0250**	-0.1030	-0.0124	-2.82
很差	-0.0099**	-0.1883	0.0024	0.45	0.0174**	-0.0924	-0.0018	-0.41
轻中度	0.0059	-0.0590	-0.0065	-1.21	0.0962***	0.0035	0.0100	2.27
重度	0.0133**	-0.0621	-0.0044	-0.82	0.0955***	-0.0251	-0.0067	-1.52
患病	0.0049	0.0212	0.0030	0.56	0.0032	0.0239	0.0014	0.32
小计			-0.0429	-8.00			-0.0086	-1.95
收入	0.0067***	0.1150	0.2819	52.54	0.0048**	0.0834	0.1114	25.32
婚姻状况	0.0133	0.0760	0.0195	3.63	-0.0047	0.0095	-0.0005	-0.11
子女数	0.0003	-0.0291	-0.0017	-0.32	-0.0030***	-0.0343	0.0126	2.86
社会保险	0.0108**	0.2836	0.0592	11.03	-0.0070*	0.0269	-0.0048	-1.09
教育	0.0035	0.1062	0.0077	1.44	0.0275***	0.1479	0.0516	11.73
中部	0.0020	-0.0991	-0.0026	-0.48	-0.0032	-0.1077	0.0033	0.75
西部	0.0014	-0.2380	-0.0052	-0.97	-0.0036	-0.0785	0.0025	0.57
居住地	0.0311***	0.2178	0.1587	29.58	0.0378***	0.2553	0.1281	29.12
社区照料	0.0018	0.2114	0.0066	1.23	0.0149***	0.2092	0.0317	7.21
小计			0.5242	97.71			0.3357	76.31
残余回归误差			0.0552	10.29			0.1128	25.64
不均等(W)			0.5365	100.00			0.4399	100.00
不公平程度(HI)			0.5794				0.4485	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

在各非需要类变量中,城乡分布和收入水平可以解释大部分的不均等。城乡分布的作用在 2008 年更加明显,贡献率为 29.12%,超过收入(25.32%)成为最主要的影响因素。造成这种情况的主要原因可能是老年人仍需自己支付社会照料的大部分成本,支付能力成为限制社会照料使用的一个主要影响因素。另外,城乡二元制度使城市获得了更多的偏向性政策扶持,拉大了城乡间经济社会发展的差距,使城乡分布成为决定老年人待遇的又一关键因素。社会保险对不均等的贡献率方向发生变化(由 11.03%降为 -1.09%),说明社会保险亲

富人倾向降低,出现了亲穷人倾向,这种转变很大程度上得益于社会保险覆盖面的不断扩大。教育对社会服务使用有明确的正向关系,老年人所受的教育对社会服务使用不均等性的贡献率增强(由 1.44% 上升到 11.73%),这可能是老年人群中教育水平本身差距逐渐拉大引起的。社区服务由 1.23% 上升到 7.21%,社区服务建设正在拉大照料服务使用中的不均等性。存活子女数量(分别为 -0.32%、2.86%)和婚姻状况(3.63%、-0.11%)对不均等的贡献率较低,表明家庭提供非正式照料的能力并不是影响社会照料使用不均等性的主要原因。

(三)对医疗服务使用不均等的分解

利用线性方法对与收入有关的医疗服务使用不均等在各个因素间进行分解(见表 4)。从回归系数看,除了年龄—性别外,几乎所有需要和非需要类变量对因变量都有显著影响。总体来看,高收入、与老伴同住、存活子女数量多、有保险、受过教育、东部地区、居住在城镇、社区有服务支持的老人医疗服务的使用量更大,这符合我们基于实地调查的推断。

对各变量集中指数和贡献的分析与上部分对社会照料服务使用的分析类似,这里予以省略。从对贡献率的分解可以得出影响医疗服务使用不均等的各因素的信息,需要类变量亲穷人的程度在 2008 年增强(由 -1.39% 变化为 -2.62%),非需要类变量解释了绝大部分的不均等。收入是造成不均等的最主要因素,并且其影响在 2008 年增大(由 59.86% 变化为 62.38%),表明老年人在医疗服务费用中的自付部分仍是老年人医疗服务使用的障碍。另外,城乡、地区分布的影响也比较明显,其中城乡的影响有所扩大(由 11.37% 变化为 14.05%),地区分布的影响降低(由 11.60% 变化为 3.33%),这与中国医疗卫生服务发展“重城轻乡”、“东强西弱”的不均衡格局是密切相关的。受医疗保险制度不断完善和覆盖面逐渐扩大的影响,社会保险的贡献率由 2005 年的 10.44% 下降到 2008 年的 0.07%,亲富人的倾向明显降低。

三、结 语

为有效满足老年人的需求,照料服务和医疗服务需要相互配合,共同发挥作用。对二者在人群中分配不均等的对比分析能够为政策调整提供更具体的参考。首先,非需要类变量所造成的亲富人不均等程度远远大于需要类变量带来的亲穷人的不均等程度,并最终导致二者在分配中都形成了偏向于富人的不均等,但社会照料服务使用的不均等程度明显大于医疗服务,促进社会照料服务在老年人群中分布的均等性是目前政策制定的当务之急。其次,收入和城乡分布对老年社会照料和医疗服务使用不均等的贡献率都比较大,是形成不均等的主要原因。这与中国长期以来一直实施的非均衡经济发展战略有关,城市地区得到一系列的政策扶持而快速发展,城乡间在社会经济方面的差距越来越大。我们在统筹城乡发展时要将老年服务考虑在内。第三,社区服务提供的多寡、是否享受社会保险、地区差别、受教育程度对社会照料和医疗服务都有不同程度的影响。这些因素对集中指数的影响方向相同,几乎全部表现出亲富人的倾向,一项合理的公共政策可以同时改善二者使用的不均

表4 对老年医疗服务使用CI指数的分解

	2005年				2008年			
	回归系数	集中指数	贡献	贡献率	回归系数	集中指数	贡献	贡献率
男性								
80~100岁	0.0579	0.0180	0.0000	0.09	0.1141**	0.0279	0.0001	0.24
100岁以上	-0.0194	0.0318	0.0000	0.00	-0.0071	0.1100	0.0000	0.00
女性								
60~79岁	0.1089**	0.0493	0.0001	0.23	0.0992*	0.0052	0.0000	0.02
80~100岁	0.0917	-0.0600	-0.0002	-0.46	0.0891	-0.0212	-0.0001	-0.21
100岁以上	-0.1074	-0.0784	0.0002	0.46	-0.0835	-0.0297	0.0001	0.14
自评								
好	0.1208**	0.0151	0.0001	0.23	-0.0447	0.0391	-0.0001	-0.17
一般	0.4752***	0.0070	0.0002	0.46	0.2825***	0.0115	0.0002	0.48
差	0.9553***	-0.0545	-0.0012	-2.78	0.7007***	-0.1071	-0.0017	-4.05
很差	0.7581***	-0.0897	-0.0011	-2.55	0.4559***	-0.0900	-0.0009	-2.14
轻中度	0.0120	-0.0333	-0.0000	-0.07	0.2059**	0.0042	0.0001	0.21
重度	0.1936***	-0.0374	-0.0003	-0.70	0.4524***	-0.0076	-0.0001	-0.24
患病	0.5488***	0.0305	0.0016	3.71	0.6127***	0.0253	0.0013	3.10
小计			-0.0006	-1.39			-0.0011	-2.62
收入	0.2010***	0.1163	0.0258	59.86	0.2319***	0.0896	0.0262	62.38
婚姻状况	0.1092**	0.0796	0.0005	1.16	0.1933***	-0.0035	0.0000	0.07
子女数	0.0481***	0.0008	0.0000	0.05	0.0145*	-0.0071	-0.0001	-0.14
社会保险	0.3230***	0.2183	0.0045	10.44	0.0370	0.0068	0.0000	0.07
教育	0.1299***	0.1273	0.0011	2.55	0.1340***	0.1270	0.0010	2.38
中部	-0.0075	-0.1139	0.0000	0.07	-0.3488***	-0.1514	0.0021	5.00
西部	-0.5530***	-0.1909	0.0050	11.60	-0.5455***	-0.0619	0.0014	3.33
居住地	0.3234***	0.2108	0.0049	11.37	0.4019***	0.2450	0.0059	14.05
社区照料	0.0260	0.2102	0.0003	0.70	0.0646***	0.2186	0.0007	1.67
小计			0.0421	97.68			0.0372	88.57
残余回归误差			0.0016	3.71			0.0059	14.05
不均等(CI)			0.0431	100.00			0.0420	100.00
不公平程度(HI)			0.0437				0.0431	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

等问题。第四,2005年,社会保险在两种服务的使用中都表现出亲富人的不均等,在2008年贡献率均大幅下降,且在社会照料中出现了轻微亲穷人的倾向。为了使社会保险收入再分配的作用得到充分体现,还应进一步加强它在促进老年服务使用均等化中的作用。最后,相对于2005年,2008年二者的不均等性都有下降,社会照料使用中出现的这种变化是非需要类变量亲富人程度降低引起的,而对于医疗服务则是非需要类变量亲富人程度降低和需要

类变量亲穷人程度增大共同作用的结果。要进一步降低社会照料使用中的不均等性,还要注意按照老年人的实际需要分配照料资源,尽量降低非需要类因素的影响。

参考文献:

1. 顾和军、刘云平(2011):《与收入相关的老人健康不平等及其分解——基于中国城镇和农村的经验研究》,《南方人口》,第4期。
2. 胡琳琳(2005):《我国与收入相关的健康不平等实证研究》,《卫生经济研究》,第12期。
3. 刘宝、胡善联(2003):《收入相关健康不平等实证研究》,《卫生经济研究》,第1期。
4. 刘广彬(2008):《我国居民与收入相关的健康不平等实证研究》,《中国卫生政策研究》,第3期。
5. 刘宏等(2011):《养老模式对健康的影响》,《经济研究》,第4期。
6. 解堃(2009):《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》,《经济研究》,第2期。
7. A. Wagstaff, E. Van Doorslaer and N. Watanabe(2003), On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam. *Journal of Econometrics*. 1: 207–223.
8. A. Wagstaff (2005), The Bounds of the Concentration Index When the Variable of Interest is Binary, with an Application to Immunization Inequality. *Health Economics*. 4: 429–432.
9. A. Wagstaff and E. V. Doorslaer (2000), Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care. *Journal of Human Resources*. 4:716–733.
10. A. Wagstaff, P. Paci and E. Van Doorslaer (1991), On the Measurement of Inequalities in Health. *Social Science & Medicine*. 5: 545–557.
11. E. Van Doorslaer and C. Masseria (2004), Income-Related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries. The OECD Health Project. Towards High-Performing Health Systems Policy Studies: Policy Studies. 109–165.
12. E. Van Doorslaer, etc.(2000), Equity in the Delivery of Health Care in Europe and the US. *Journal of Health Economics*. 5: 553–583.
13. E. Van Doorslaer and A. Wagstaff(2001), Inequity in the Delivery of Health Care: Methods and Results for Jamaica. *Investment in Health: Social and Economic Returns*. 233–244.
14. E. Doorslaer, X. Koolman and A. M. Jones(2004), Explaining Income-related Inequalities in Doctor Utilisation in Europe. *Health Economics*. 7:629–647.
15. O. O'Donnell, E. Van Doorslaer, A. Wagstaff and M. Lindel W (2008), *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation*. World Bank Publications.
16. S. Allin, C. Masseria and E. Mossialos (2011), Equity in Health Care Use among Older People in the United Kingdom: An Analysis of Panel Data. *Applied Economics*. 43:2229–2239.

(责任编辑:朱 犁)