第 34 卷 第 10 期　　　　财经研究　　　　Vol. 34 No. 10
2008 年 10 月　　Journal of Finance and Economics　　Oct. 2008

城镇居民健康差异与医疗支出行为

罗楚亮

(北京师范大学 经济与工商管理学院 收入分配与贫困研究中心,北京 100875)

摘　要:文章在 CHIP2002 城镇住户调查的基础上,讨论了影响我国城镇居民健康和医疗支出行为的经济原因以及医疗费用及医疗补贴向高收入者集中的问题。健康状况是影响医疗支出行为的重要因素,收入对医疗费用有显著作用,收入差距程度、医疗费用高低也构成医疗支出行为的影响因素。

关键词:健康;医疗支出;经验分析

中图分类号:F063.2;F290　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2008)10-0063-13

一、引　言

对于社会公众来说,我国医疗体制改革所留下的最为深刻的印象可能就是医疗费用的快速上涨。这种上升一方面引起了人们对其背后原因机理的思考,同时也使人们更加关注健康的经济价值以及影响健康的经济因素。作为人力资本形式之一的健康,不仅影响着宏观意义上的经济增长过程,更在微观意义上制约着劳动参与、收入决定(张车伟,2003;魏众,2004;高梦滔、姚洋,2005)。同时,关于健康以及医疗的不平等状况也受到人们的广泛关注。王丽敏等(2003)以儿童死亡率与儿童发病率为考察指标讨论了我国农村健康不平等状况,发现政策干预降低了健康与收入之间的正向关联;王曲、刘民权(2005)对收入及医疗供给如何影响健康作了系统的梳理与研究。

以经济学视角来讨论健康问题,需要关注健康状况与可观测的经济变量之间的关联性以及决定健康支出的经济因素。人们通常关注医疗费用的上涨可能对农村居民健康造成的损害,以及可能形成的贫困与疾病之间的恶性循环。这也导致了较多的文献关注农村居民的健康需求与医疗服务利用。以农村为背景的相关研究已比较多,但针对城镇居民的研究则相对较少。就医疗费用分摊机制的变化而言,作用于城镇居民的医疗保障体制变化在最近若干年的变化更为明显,一些被原公费医疗等保障体制覆盖的群体由于企业改革

收稿日期:2008-06-26

作者简介:罗楚亮(1976—),男,湖南邵东人,北京师范大学经济与工商管理学院收入分配与贫困研究中心副教授。

等的影响而成为没有医疗保障的群体。医疗保障体制的改变将导致健康与医疗支出行为的变化。

本文根据中国居民收入分配课题组 2002 年城镇住户调查数据(CHIP2002),讨论两个问题:城镇居民的健康状况与可观测的经济变量之间的联系以及决定医疗支出行为的经济因素。CHIP2002 数据包括了收入等社会经济状况的详细信息;也包括了一些基本的健康信息,如健康自我评价以及对一些症状特征的自我评估。Macon 等(2004)、王红领(2001)分别利用 CHIP1988 与 CHIP1995 进行过相关研究。CHIP2002 城镇住户调查包括 12 个省份:北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南和甘肃,全部样本包括 6 835 户住户共 20 632 个个人。

二、健康度量

常用的健康度量指标包括:健康的自我评价、健康调整的生命年(HALY)、质量调整的生命年(QALY)、伤残调整的生命年(DALY)、身体密度(BMI)等。赵忠、侯振刚(2005)与赵忠(2006)分别使用了生活质量指标(QWB,Quality of Well-being Scale)和健康自评等级作为健康状况的测度变量,齐良书(2006)使用的是健康的自我评价,樊明(2002)、魏众(2004)、高梦滔(2004)以多个从不同方面反映健康状况的调查问题中提取公共因子的办法来测度健康状况。

在 CHIP2002 中包含了健康状况自我评价,询问方式为:"您认为您的身体和您的同龄人相比",回答选项包括"1. 很好;2. 较好;3. 一般,差不多;4. 较差;5. 很差"。这与研究中通常所使用的健康自评变量并无差异。此外还从残疾或身体虚弱方面设计了 8 个问题,具体可见表 1 第一列;回答选项均为:"1. 没有;2. 症状轻微、无须他人帮助;3. 症状严重或需要别人帮助"。这 8 个方面的问题在一定程度上描述了行为能力的客观限制程度。表 1 给出了各问题回答选项的分布。绝大多数回答者都没有因健康缺陷而受到行动限制。利用主因子(principal factors)方法提取健康状况的公共因子,只有第一个因子对应的特征根大于 1,为 1.7742,其余各特征根都小于 1;第一个因子对应的 KMO 指数(Kaiser-Meyer-Olkin measure)为 0.7307。这两个特征意味着提取第一个健康因子可以对这 8 个方面的指标有较好的综合性反映。

根据各问题回答选项的赋值规则可以看出,健康因子值越大,健康状况越差。表 2 给出了所提取的健康因子与健康自评之间的分布关系。健康自评等级越高,即主观自我评价的健康状况越差,健康因子均值越大。如果健康自评为"很好"或"较好",健康因子值小于 0;健康自评为"较差"或"很差"时,健康因子值大于 0;健康自评为"一般、差不多"时,健康因子趋向于 0。但任意健康自评等级中,健康因子的标准差都比较高,这意味同一健康自评等级内部仍存

在较大的健康因子差异。

表 1 用以提取健康因子的变量描述及因子分析结果

变 量	变量描述(%)			因子分析结果		
	1.没有	2.症状轻微、无须他人帮助	3.症状严重或需要别人帮助	因子载荷	得分系数	KMO
肢体残疾或偏瘫	98.01	1.45	0.54	0.4285	0.15018	0.8034
视力障碍	87.18	12.49	0.33	0.3109	0.10150	0.8102
听说障碍	97.65	2.12	0.23	0.4493	0.15771	0.8388
精神类疾病	99.46	0.40	0.14	0.4349	0.16796	0.6652
智力障碍	99.32	0.49	0.19	0.5137	0.21982	0.6824
体弱多病	93.23	5.99	0.77	0.6185	0.28610	0.7060
慢性病	87.19	11.94	0.87	0.5153	0.20469	0.6829
其他残障	99.18	0.60	0.22	0.4369	0.15470	0.8129
合计	—	—	—	—	—	0.7307

表 2 健康因子与健康自评的关系

健康自评	均值	标准差	样本数	百分比
很好(1)	−0.2226	0.3034	5283	25.85
较好(2)	−0.1549	0.4346	8274	40.49
一般、差不多(3)	0.0890	0.7146	5697	27.88
较差(4)	1.24256	1.4866	1020	4.99
很差(5)	4.1935	3.6894	163	0.80
合计	−1.03e−8	0.8383	20437	100

三、健康差异的经济特征

Grossman(1972)从理论上说明了年龄、教育以及收入(工资)等变量与健康(需求)之间的关系,这也构成随后研究健康(需求)或医疗服务决定因素研究的经典模型。赵忠(2005、2006)、赵忠与侯振刚(2005)介绍了 Grossman 模型及其在我国农村与城镇居民健康需求中的应用研究。尽管 Grossman 的工作架起了健康需求的理论与经验研究之间联系的桥梁,但总体上说,关于健康需求以及健康支出的研究仍是经验导向的。作为人力资本的形式之一,健康增量取决于两个部分,一定时期中对健康的总投资及健康的损耗(depreciation),而这两者受到各种社会经济因素以及人口特征等的共同制约。在对我国居民健康需求的讨论中,赵忠(2006)、赵忠与侯振刚(2005)遵循了 Grossman 的分析框架;齐良书(2006)对健康状况影响因素的讨论则强调收入分布不均等性以及社会经济地位特征;高梦滔(2004)发现失业不仅降低了本人的健康水平,也将恶化家庭中其他人的健康状况。

为了讨论健康状况的影响因素,我们选取相关变量对健康状况进行回归解释。为了检验结果的稳健性,被解释变量分别为健康因子与健康自评等级。由于健康因子只反映健康状况相对于一般水平的恶化程度,可能具有左截取(left censored)特征,因此以健康因子为被解释变量的分析同时给出了 OLS 和 Tobit 模型的结果;对健康自评等级以排序 Probit 模型来估计。样本范围分别以全部

样本与 16－60 岁人群为对象，后一年龄段与我国劳动力的年龄界定基本一致。在劳动年龄人群的健康方程中，所选解释变量还包括工作单位特征。

(1)年龄。根据通常的年龄变量设定方式，各估计方程同时考虑了年龄的一次项与平方项。表 3 中，年龄变量的估计系数都为显著，但年龄效应的非线性趋势并不明显。在劳动年龄人口样本中，尽管年龄的一次项与二次项估计系数符号相反，但达到最低值所对应的年龄都在 20 岁左右，也即过了这一年龄点后，健康随着年龄的增长而表现出下降的倾向，随着年龄增长，健康损耗在加速。

(2)收入。收入效应通过两类变量来描述，一是家庭人均收入水平，二是以城市为单位度量的人均收入变异系数。收入对数的一次项与二次项估计系数都显著；变异系数对健康的影响不显著，这与齐良书(2006)的发现并不一致，可能是因为本文数据只包括城镇样本，而齐的研究同时包括了城乡样本，这就意味着在其度量的收入不均等程度中，城乡差距可能是最为主要的，而城乡之间医疗资源的配置显然是存在着明显的不均等性(张晓波，2003)，由此可能导致城乡健康水平的差异性。

(3)受教育程度。如果控制了其他因素，教育程度与健康之间的影响关系不稳健。以健康因子为被解释变量的 OLS 估计中，受教育程度对健康的正向影响仍然存在，且显著；这一效应在对全部样本的健康自评等级的排序概率模型中仍然存在；但在 Tobit 模型以及劳动年龄样本的排序 Probit 模型中，教育的效应不显著。

(4)性别。以女性为参照，则不难发现男性的估计系数都显著为正，即控制其他因素时，女性一般比男性健康。尽管这一结果与以往的一些研究结果不相一致，但这一结果应具有合理性。一般说来女性预期寿命高于男性，如根据 2000 年我国第五次人口普查资料，男性与女性的预期寿命分别为 69.63 岁与 73.33 岁，男性比女性低 3.7 岁。因此预期寿命所体现的性别健康差异与本文的结果具有一致性。

(5)婚姻状况。婚姻状况以是否“有配偶”这一变量来体现。在以健康因子为被解释变量的估计结果中，这一变量的估计系数显著为负，也就是说，“有配偶”显著改善了健康；但这一变量在对健康自评等级的估计结果中则不显著，因此婚姻状况并没有显著地影响健康状态的自我评价。

(6)医疗保障。在市场化改革过程中，城镇居民的医疗保障覆盖面也在下降。本文所使用的样本中，被公费医疗或大病统筹所覆盖者为 46.5%[①]，只有 2%的个人被商业医疗保险所覆盖。全部样本中，公费医疗/大病统筹覆盖显著地影响健康因子，但对健康自评影响不显著，而商业医疗保险则对这两者的效应都不显著；劳动年龄人口样本中，只有商业医疗保险对健康自评有显著影响。医疗保障对健康的影响可能与医疗支出的分摊机制有关，若医疗保障体制能有效

地化解居民所面临的医疗支付风险，则其对健康将无疑具有重要的效应。

(7)医疗费用。本文所使用的数据没有直接调查医疗价格。为了体现医疗的一般价格水平对健康的影响，我们根据有医疗费用支出的个人在城市层面上进行加总再求得均值，以此来度量影响健康的医疗价格效应。健康与医疗价格水平之间存在着显著的负向关系，即医疗价格水平与健康水平、健康需求呈反向变动关系。

(8)生活状态变化。个人在社会中的相对位置可能影响到健康，不过在横截面数据中，对于给定的群体来说，其相对位置同样是由其绝对水平来决定的。本文根据个人所在家庭生活状态的变化来衡量其相对位置的改变，通过“生活改善”与“生活恶化”这两个变量来体现，由家庭在 1995 年与 2002 年在当地城市生活水平的相对位置变化来确定，如果相对位置上升则定义为“生活改善”；如果下降则定义为“生活恶化”。这两个变量的估计结果显示，生活状态改善，即相对位置上升并不一定改善健康，但生活状态恶化，即相对位置下降则会显著地恶化健康状况。

表 3　健康的影响因素

健康/影响因素	健康因子－OLS		健康因子－TOBIT		健康自评－OPROBIT	
	全部	16－60 岁	全部	16－60 岁	全部	16－60 岁
年龄	－0.003	－0.0131**	0.0400***	－0.0422**	0.0211***	0.0243**
年龄平方/100	0.0276***	0.0291***	0.0281***	0.1084***	0.0030	0.0014
男性	0.0557***	0.0422***	0.2207***	0.2150***	0.1238***	0.1433***
有配偶	－0.2195***	－0.0581***	－0.5742***	－0.1671**	0.0246	0.0189
大学及以上	－0.0625**	－0.0895**	0.2396***	0.0736	－0.2873***	－0.06
大专	－0.0995***	－0.1298***	－0.0102	－0.1294	－0.2639***	－0.0674
中专	－0.1124***	－0.1232***	－0.0589	－0.1655	－0.1671***	0.023
高中	－0.0877***	－0.1196***	－0.0781	－0.2403***	－0.2000***	－0.0132
初中	－0.0772***	－0.0996***	－0.0446	－0.2005**	－0.1598***	0.0011
公费医疗/大病统筹	－0.0262**	0.0041	－0.0998**	－0.0094	－0.0070	－0.0005
商业医疗保险	－0.0291	－0.0121	0.0375	－0.0815	－0.0559	－0.1516**
家庭人均收入对数	－0.4658***	－0.6752***	－1.3621**	－1.6618***	－0.9500***	－1.1295***
家庭人均收入对数平方	0.0238**	0.0371***	0.0722**	0.0890***	0.0510***	0.0621**
城市收入变异系数	0.0295	0.1142*	0.3469	0.6007***	－0.0694	0.1336
家庭人口规模	－0.0073	－0.0179**	－0.1090***	－0.1187***	－0.0432***	－0.0529***
城市人均医疗费用对数	0.0290**	0.0231*	0.1511***	0.0870*	0.1161***	0.1071***
家庭居住面积	－0.0319**	－0.0373***	－0.1684***	－0.1938***	－0.1077***	－0.0954***
市中心	－0.0561***	－0.0445**	－0.1607**	－0.1145*	－0.0098	0.0047
城区	－0.0551***	－0.0571***	－0.1539**	－0.1359**	0.0169	－0.0038
生活改善	－0.0077	0.0037	0.0070	0.0497	－0.0546***	－0.0210
生活恶化	0.0362**	0.0436***	0.1702***	0.1518***	0.1013***	0.0887***
失业下岗		0.0511**		0.1569*		0.0504
盈利企业		－0.0392**		－0.2000***		－0.0570*
亏损企业		－0.0209		－0.0677		0.1013***
国有部门		0.0056		0.0019		－0.0295
城镇集体部门		0.0404*		0.1109		0.0185
私有个体		0.0171		－0.0225		－0.0364
外资		0.0256		0.2305		0.0609
私营业主		－0.0373		－0.1438		－0.1028*
专业技术人员		0.0228		0.1197*		0.0428
部门负责人		－0.0483**		－0.1822**		－0.0755*
办事人员		－0.0166		－0.1002		－0.0257
技术工人		0.0133		0.0136		0.0286
行业变量		是		是		是
省份变量	是	是	是	是	是	是
常数项	2.0341***	3.1479***	2.689	6.4362**		
F 值/ LR Chi2	107.06	12.54	3389.96	1001.05	3783.92	1474.29
R－sq/pseudo R－sq	0.1438	0.0510	0.0974	0.0514	0.0743	0.0472
N	20212	12674	20212	12674	20212	12674

注：限于篇幅，没有给出 t 统计量；*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。

(9)家庭特征。其他度量家庭特征的变量包括家庭的人口规模、居住面积以及居住地点。人口规模较大家庭的健康因子与健康自评等级都显著较高,这可能源自大家庭更有利于(健康)风险分散;家庭居住面积增加、居住条件的改善也显著地改善健康因子与健康自评等级。家庭的居住地点体现的是医疗资源的供给特征,相对于郊区等而言,市中心或城区显然具有更好的医疗供给条件,而居住在此类地区者健康因子相对较高,但这一因素对健康自评没有显著影响。

劳动年龄样本(16—60岁)中,还包括就业特征相关的解释变量。失业下岗显著地影响健康因子,但对健康自评的影响不显著;工作单位的所有制性质对健康的影响总体上并不显著;职业类型中,部门负责人的健康状态相对较好,而私营业主的健康自评等级也相对较高;企业盈利能力良好也会显著改善居民的健康状态,企业亏损将导致健康自评等级相对较低。当然健康与就业特征的关系比较复杂。我们对就业特征与健康关系的考察主要是基于不同就业特征者的医疗费用分摊方式、健康损耗等都可能存在差异性。但也不能排除另一个方向的作用机制,即健康状况可能影响到居民的就业选择。事实上,健康对于人们在劳动力市场上的表现,包括劳动参与、劳动时间供应以及生产效率从而对收入水平等方面可能产生的影响也是大量经济学家感兴趣的主题。但这两种效应在本文数据中也难以分离。

四、医疗支出行为:医疗支出分布的公平性

对我国医疗卫生体制提出质疑的主要原因在于医疗资源配置的公平性(魏众、古斯塔夫森,2005)以及由于医疗费用过高而对其形成机制合理性的否定。由于医疗费用度量了医疗资源的利用,因此对医疗支出分布公平性的讨论也可认为是对医疗资源分布或医疗服务利用分布公平性的讨论。由于在不同人群中享有的医疗保障体制有差异,即使在城镇居民中,公费医疗等传统医疗保障体制在不同人群中的分布特征也有较大的变化,因此在讨论医疗资源配置的公平性时,应注意到医疗费用分摊机制差异造成的医疗费用补偿的不均等性。在这里所讨论的是医疗支出的水平公平,即具有相同医疗需求(或健康特征)的个人,无论其包括收入在内的社会经济状况是否存在差异,都应当获得相同的医疗服务。因此公平的医疗支出,意味着疾病或健康构成医疗支出决定的唯一因素。

图1描述了医疗费用相对于收入排序的集中率,从中可以看出,报销费用曲线一直都在医疗费用的自我支付部分以及总医疗支出的下方,即报销医疗费用的分布特征要比自我承担部分更为不均等。由于这一集中趋势是根据收入排序做出的,因此高收入者的医疗费用更高,医疗费用报销也向高收入者集中。图2至图4从不同侧面描述了导致医疗费用与医疗补贴集中趋势的形成原因。就医疗保障的覆盖特征而言,高收入者获取医疗补贴的机会要高得多,

因为“公费医疗与大病统筹”这两种医疗保障的覆盖率随着收入等级的上升而递增(图 2),即高收入者更有可能被这两种医疗保障所覆盖。但从不同收入组的健康状况来看(图 3 与图 4),却并不能断定高收入人群的健康状况更差,也就不能断定由健康水平诱致的医疗支出越高。因此图 2 至图 4 表明,居民医疗支出以及医疗补贴分布的不均等性并不完全是由健康因素造成,其他社会经济特征也具有重要的解释作用。

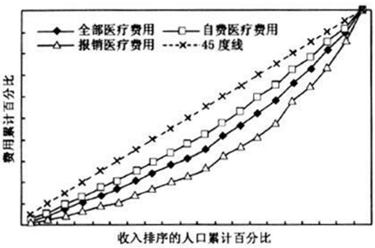

图 1　医疗费用相对于收入等级的分布特征

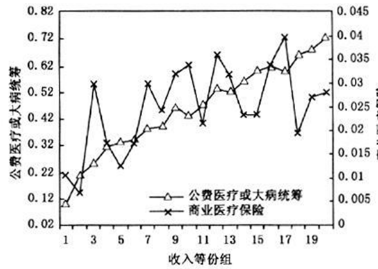

图 2　不同收入等级的医疗保障覆盖

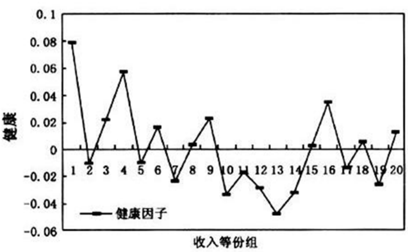

图 3　不同收入等级的健康因子

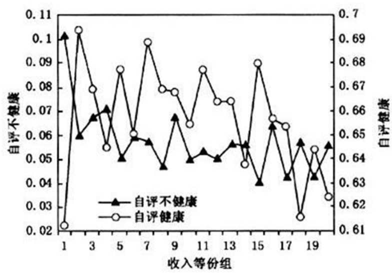

图 4　不同收入等级的健康自评

为了度量医疗支出分布的公平性,表 4 计算了根据收入排序的医疗支出集中率,并对医疗需求按两种方式进行调整(Wagstaff、Van Doorslaer,2000)。由于集中率可表示为:$CI=2\mathrm{cov}(M_i,R_i)/\mu$,其中 M_i、R_i 和 μ 分别为个人 i 的医疗支出、收入排序的相对位置以及医疗支出均值,集中率也可通过估计 $2\sigma_R^2 M_i/\mu=\alpha+\beta R_i+\varepsilon_i$ 得到,其中 σ_R^2 为 R_i 的方差,$\hat{\beta}$ 即为集中率。但这里的医疗支出集中率根据实际发生医疗支出计算,没有根据健康状况调整。WVP(Wagstaff、Van Doorslaer 与 Paci,1991)及 WV(Wagstaff、Van Doorslaer,2000)分别给出了不同的调整方法。WVP 的思路是将医疗支出根据健康需求进行直接标准化,对于每一收入组 g,根据医疗支出 m_i 与健康需求特征 x_i 的关系 $m_i=\alpha_g+\beta_g x_i$,得到收入组 g 医疗支出估计值的均值为 m_g^+,则根据方程 $2\sigma_{Rg}^2(m_g^+/m^+)\sqrt{N_g}=\gamma_1\sqrt{N_g}+\delta_1 R_g\sqrt{N_g}+u_g$,其中 m^+ 为 m_g^+

的均值，N_g 为组 g 所对应的样本量，R_g 为组 g 的相对排序，所得 $\hat{\delta}_1$ 即为对健康状况进行直接调整后所得到的 C_m。WV 对由健康状况诱致的医疗支出估计值根据全部样本计算得到，即对全部样本估计 $m_i=\alpha+\beta x_i$，得到个人在给定健康状况下的医疗支出水平，即 $E[m_i|x_i]=\alpha+\beta x_i=m_i^*$，再估计 $2\sigma_R^2(m_i/m_i^*/m^*)=\gamma_2+\delta_2 R_i+u_i$，其中 m 与 m^* 分别为 m_i、m_i^* 的均值。所得 $\hat{\delta}_2$ 为对健康状况进行间接调整后所得到的 C_M-C_N。从计算方法上可以看出，WVP 是对各收入组健康状况差异进行调整，而 WV 强调不同个人健康状况具有相同的边际医疗支出。为了排除人口特征以及相关社会经济特征对医疗支出的影响，本文计算预测医疗支出费用时，只使用了健康状况（健康因子或健康自评）作为自变量，对健康状况进行直接调整时将整个样本根据收入水平划分成 100 个等份组。从表 4 中可以看出，如果对健康状况进行调整，则医疗费用分布的不均等程度更为严重，各类医疗费用的集中率指数进一步上升，尤其是报销费用的集中率指数在调整后上升了 1.5 个百分点。

表 4 健康状况调整与医疗支出集中率

指标/参数	因子	参数	全部费用	自费费用	报销费用
医疗费用的描述性统计量		均值	746.35	450.12	296.23
		标准差	[3 386.32]	[1 876.66]	[2 322.44]
未对健康状况进行调整（C_M）		系数	0.2529	0.1692	0.3792
		标准差	[0.0182]	[0.0168]	[0.0316]
对健康状况进行直接调整（C_m）	健康因子	系数	0.2554	0.1709	0.3836
		标准差	[0.0193]	[0.0197]	[0.0337]
	健康自评价	系数	0.2558	0.1498	0.3832
		标准差	[0.0193]	[0.0192]	[0.0335]
对健康状况进行间接调整（C_M-C_N）	健康因子	系数	0.2616	0.1749	0.3874
		标准差	[0.0181]	[0.0165]	[0.0313]
	健康自评价	系数	0.2659	0.1801	0.3942
		标准差	[0.0178]	[0.0164]	[0.0312]

五、医疗支出行为：两步骤（two-part）模型

医疗支出并不完全由健康状态所决定，与收入直接或间接相关的社会经济特征将影响到居民的医疗支出行为。在对医疗支出行为的分析中，所能观测到的医疗支出数量通常具有选择性，而对这种选择行为的不同理解构成了估计医疗支出行为方法选择的基础（Jones，2000）。在对我国居民医疗支出行为的研究中，两步骤模型得到了广泛运用，如封进、秦蓓（2006）、封进、余央央、秦蓓（2006）讨论了农村居民的医疗支出行为。王红领（2001）发现，年龄、性别、工作单位性质以及收入水平等都构成城镇住户医疗支出的重要因素。Mocan 等（2004）讨论了中国城镇住户的医疗支出行为。本文以两步骤模型为基础，将医疗支出行为分解为是否就医和就医后的医疗费用决定两个过程。

全部医疗费用分解为两个部分，自我支付与报销，就医后的医疗费用决定包括自付费用与报销费用两个方程。对就医参与的识别则建立在全部医疗费

用的基础上,即当全部医疗费用大于0时,则认为该个人就医。但我们不讨论报销费用与自付费用的关系,也不考虑在医疗费用发生的情况下,是否报销(或自付)的决定。在费用决定方程中,被解释变量为自付费用或报销费用加1的对数,以保证支出为0的样本不会因取对数而被删除。表5、表6分别给出全部样本与就业样本的估计结果,所选解释变量与表3相同。参与就医决策以Probit模型估计,费用方程以OLS估计。

表5 医疗支出决定:全部样本

变量/支出决定	参与就医	自付费用	报销费用	参与就医	自付费用	报销费用
健康因子	0.1545***	0.3277***	0.2362***			
自评健康				−0.2091***	−0.4635***	−0.1343***
自评不健康				0.4493***	1.0422***	0.5781***
年龄	−0.0212***	−0.0052	−0.0491***	−0.023***	−0.012**	−0.0522***
年龄平方/100	0.0334***	0.0129**	0.0738***	0.0351***	0.0198***	0.0793***
男性	0.1235***	0.271***	−0.1465***	0.1175***	0.2491***	−0.1506***
有配偶	0.4185***	0.2419***	0.2543***	0.3983***	0.1957***	0.2204***
大学及以上	−0.1018*	−0.3186***	0.608***	−0.0743	−0.2242***	0.6404***
大专	−0.0093	−0.1737***	0.4482***	0.0132	−0.0923	0.4734***
中专	0.0009	−0.2198***	0.4209***	0.015	−0.1744***	0.4309***
高中	−0.0495	−0.2094***	0.3385***	−0.037	−0.1593***	0.3511***
初中	−0.0725*	−0.2216***	0.2602***	−0.0606	−0.171***	0.2757***
公费医疗/大病统筹	0.0371	−0.4098***	2.6465***	0.0377	−0.4079***	2.6461***
商业医疗保险	0.0711	0.2859***	0.5627***	0.0754	0.2948***	0.564
家庭人均收入对数	−0.2694	1.2131***	−2.8169***	−0.1705	1.4591***	−2.7377***
家庭人均收入对数平方	0.0237	−0.0573**	0.1791***	0.0186	−0.07***	0.1748***
城市收入变异系数	−0.8527***	0.4508***	−1.3794***	−0.8385***	0.4784***	−1.3594***
家庭人口规模	−0.0996***	−0.0735***	0.0059	−0.0977***	−0.07***	0.005
城市人均医疗费用对数	−0.4903***	0.2725***	0.5879***	−0.5017***	0.2498***	0.5828***
家庭居住面积对数	−0.016	0.0029	−0.038	−0.0081	0.0104	−0.0405
市中心	0.045	0.0794*	0.0681	0.0413	0.0708	0.057
城区	0.0817**	0.0112	0.1215**	0.0779**	−0.0043	0.1087*
生活改善	0.0369	0.0307	0.1126**	0.0428	0.0451	0.1183***
生活恶化	−0.0189	0.1151***	−0.0455	−0.0244	0.0948***	−0.0492
省份变量	是	是	是	是	是	是
常数项	5.2549***	−2.5595	7.7529***	4.972***	−3.2783*	7.5133***
样本量	20212	15655	15655	20212	15655	15655
F值/ LR Chi2	2101.79	51.76	273.32	2194.07	62.43	264.04
R−sq/pseudo R−sq	0.097	0.0986	0.3660	0.1017	0.1196	0.3650

注:限于篇幅,没有给出t统计量;*、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

从参与就医决策来看,健康状况显然是重要的解释因素。健康状况较差者具有更高的就医可能性。健康状况同时也是影响费用支出的因素,无论对自付费用还是报销费用,都有非常显著的影响。

在全部样本中,年龄与就医参与的关系是非线性的,就医概率首先随着年龄增长而下降,然后呈反方向变化。劳动年龄样本中,年龄与就医概率之间表现出线性递增的关系,即年龄越大者就医概率越高;但年龄对医疗费用的影响不显著。

就医参与及医疗自付医疗费用中存在显著的性别差异。男性就医参与概率要高于女性,这与男性健康状况比女性差有关。另一方面,在全部样本的自

付费用决定中,男性变量的系数显著为正,但报销费用决定中男性变量显著为负,即男性所获得的医疗费用补偿要低于女性,这或许表明家庭医疗资源配置中男性处于强势地位。不过对于劳动年龄样本,自付费用中男性仍具有显著的正效应,但报销费用中的性别差异不显著。这是因为一般说来,医疗费用的补偿原则并不依赖于诸如性别等自然特征,因此医疗保障制度对于降低医疗资源配置的性别差异具有显著的效应。

有配偶者的就医概率要显著高于无配偶者。就全部样本来说,有配偶者医疗费用,无论是自付部分还是报销部分,都要显著高于无配偶者。但劳动年龄样本中,两者之间的差异并不显著。

受教育程度对医疗支出的影响突出表现在报销费用的决定。报销费用的估计结果中,各教育程度估计系数都是显著的,系数值也随受教育程度上升而增大,受教育程度越高者所获得的报销费用也越高。但自付医疗费用的估计结果中,教育的效应要么不显著,要么表现出相反的变化趋势,即受教育程度越高者自我支付的医疗费用有可能更低。在就医参与方程中,教育程度的效应也没有明显的趋势性特征。这些特征可能与我国的医疗保障体制有关。在公费医疗或大病统筹体制下,医疗保障并不仅仅是一种针对疾病风险的保障形式,更是一种福利待遇,而这种待遇是与身份等级相关联的,教育程度也是这种身份等级的决定因素之一。

医疗保障形式对医疗支出的影响也很有意义。首先看就医参与。全部样本中,医疗保障对就医参与决策的影响并不显著。这可能表明,就总体而言,城镇居民的就医参与主要取决于健康状况,因医疗保障而造成的费用降低对就医参与并没有显著效应。劳动年龄样本中,“公费医疗/大病统筹”可能降低就医参与概率,这一结果与封进、秦蓓(2006)的结论类似。

两类医疗保障都会增加报销费用,但对自付费用的效应则相反。“公费医疗/大病统筹”对降低自付医疗费用具有显著效应,而商业医疗保险与自付费用之间则存在着显著的正相关关系。这一现象与两类补偿的决定机制相关。在商业医疗保险中,费用补偿一般并不建立在疾病的基础上,因为对保险机构来说,疾病与健康是不可观测的,因此保险费用补偿通常是建立在所发生的医疗费用的基础上。

家庭收入水平并不影响到就医参与决策。劳动年龄样本中,自付费用与收入水平之间的关系也并不非常显著;但在全部样本中,家庭收入与自付费用之间表现出先升后降的倒 U 型关系。与自付费用比较而言,收入与报销费用之间的关系无论是从估计系数还是从显著性来看都要密切得多。这一特征再次表明现有医疗保障所可能具备的身份等级效应。以城市收入变异系数度量的收入差异对医疗支出的影响也是显著的。总体来说,收入差距较大则就医参与概率可能会降低,个人承担的医疗费用相对上升,而报销费用的高低则与

收入差距呈反向变动关系,即收入差距越大地区则报销费用会越低。后者或许是由医疗保障制度潜在的再分配效应导致的。

家庭规模对就医参与和自付费用都有显著负效应。这可能有两方面的原因,一是表3表明家庭规模与个人健康状况之间存在着正向关联性,这将降低医疗支出;二是规模较大的家庭中,医疗资源的分配可能存在更强的竞争性。但医疗费用的报销与家庭规模特征无关,家庭规模对报销费用的影响不显著。

表6 医疗支出决定:劳动年龄样本(16—60岁)

变量/支出决定	参与就医	自付费用	报销费用	参与就医	自付费用	报销费用
健康因子	0.3853***	0.4839***	0.3499***			
自评健康				−0.2046***	−0.4316***	−0.1508***
自评不健康				0.5766***	1.161***	0.6695***
年龄	0.0314**	−0.0095	0.0156	0.0252*	−0.0171	0.0106
年龄平方/100	−0.0238	0.0318	0.0092	−0.0157	0.0395*	0.0166
男性	0.2353***	0.3599***	0.001	0.2338***	0.3372***	−0.0043
有配偶	0.2778***	0.0673	0.1166	0.2681***	0.0328	0.0938
大学及以上	0.1417	−0.0936	0.4153**	0.1414	−0.0833	0.4078**
大专	0.1581**	0.0794	0.3429**	0.1506*	0.085	0.3299**
中专	0.2129***	0.0107	0.3033**	0.1972**	−0.0168	0.2764*
高中	0.1099	0.0187	0.3023**	0.0948	−0.0014	0.2768**
初中	0.0867	−0.0256	0.2413*	0.0749	−0.0289	0.2279*
公费医疗/大病统筹	−0.0789**	−0.385***	2.2246***	−0.073**	−0.3747***	2.2299***
商业医疗保险	0.0043	0.2614**	0.4047**	0.0203	0.2953**	0.4177**
家庭人均收入对数	−0.547	0.7936	−2.4876***	−0.5348	0.9026*	−2.4949***
家庭人均收入对数平方	0.0353	−0.0353	0.1481***	0.0348	−0.0406	0.1489***
城市收入变异系数	−0.6968***	0.4963**	−1.4993***	−0.6918***	0.5414***	−1.4548***
家庭人口规模	−0.1059***	−0.0542**	0.0085	−0.1035***	−0.0474*	0.0087
城市人均医疗费用对数	−0.4322***	0.1497***	0.7526***	−0.4394***	0.1312***	0.7493***
家庭居住面积对数	0.0009	0.0006	−0.0471	0.0006	−0.0035	−0.0555
市中心	0.0391	0.1354**	0.1294	0.0254	0.1233**	0.1176
城区	0.0909**	0.025	0.2243***	0.0815*	0.0116	0.2106**
生活改善	0.0439	0.0763*	0.1424**	0.0494	0.0869**	0.1474**
生活恶化	−0.0848**	0.1096**	−0.014	−0.0845**	0.1006**	−0.0125
失业下岗	−0.1582***	0.0654	−0.1221	−0.1513***	0.0454	−0.1297
盈利企业	0.0505	−0.2208***	0.1956**	0.0513	−0.2166***	0.189**
亏损企业	−0.0089	−0.0638	−0.3282***	−0.024	−0.105*	−0.3507***
国有部门	0.0328	0.0183	0.1985**	0.0329	0.0292	0.2059**
城镇集体	0.043	0.0798	−0.0846	0.0427	0.0976	−0.0702
私有个体	0.0119	0.0738	−0.2947**	0.0162	0.0984	−0.2796**
外资	0.0127	0.0643	0.4592**	0.0067	0.0271	0.4491**
私营业主	−0.2102***	−0.04	0.2475	−0.203***	−0.0277	0.2476
专业技术人员	0.0637	0.0423	0.264***	0.07	0.0571	0.2726***
部门负责人	0.2213***	−0.0345	0.3277***	0.226***	0.0015	0.3376***
办事人员	0.0316	0.1031*	0.0326	0.0317	0.1142*	0.0356
技术工人	0.0638	−0.0004	0.1744**	0.0648	0.0087	0.1809**
行业与省份变量	是	是	是	是	是	是
常数项	5.1268**	−0.102	4.5689	5.3061***	−0.1793	4.7559
样本量	12674	9986	9986	12674	9986	9986
F值/ LR Chi2	1321.42	21.14	72.67	1307.44	24.08	70.98
R−sq/pseudo R−sq	0.1009	0.1133	0.3052	0.0998	0.1289	0.3038

城市人均医疗费用度量了医疗服务的价格水平,较高的价格会降低居民的就医参与率。医疗服务价格与医疗费用的变动是同方向的。消费者在医疗市场上并不是价格决定的参与者而是接受者,价格的上涨将迫使其支出水平

相应地做出向上调整。

家庭居住面积对医疗支出行为没有显著影响,居住地点的影响则有可能显著。居住地点对就医决策的影响可能与医疗机构的分布、医疗服务的供给相关,但对费用的影响则可能间接地体现了家庭经济状况的效应,因为高收入人群可能会更集中于市中心或城区。

生活状态恶化的家庭,个人自付医疗费用显著增加,而生活状态改善的家庭,报销医疗费用在显著增加。但这种关系或许表明的是相反的效应,即医疗费用构成生活状态变化的原因。这种效应还有待于进一步的检验。

劳动年龄样本中,就业单位特征也影响到医疗支出行为。医疗费用的分摊与就业单位之间存在着密切的联系。在就医决策中,失业下岗会降低就医参与,但对医疗费用支出并没有显著影响。“私营业主”和“部门负责人”身份对就医参与决策的影响刚好相反,前者效应为负,即降低就医参与;而后者效应为正,即增加就医参与。企业盈利能力差异将影响到医疗费用的分摊,就业于盈利企业,自付费用显著下降,而报销费用显著上升;就业于亏损企业,则医疗费用中的报销部分会显著下降。不同所有制、不同职业类型之间,报销费用的差异也非常显著。

六、总　结

本文在 CHIP2002 城镇住户数据的基础上,讨论了我国城镇居民的健康状况与经济变量之间的联系以及医疗支出决定的经济因素,除了使用常用的健康自评度量健康状况外,也根据回答者的日常行为能力特征构造了健康因子。但在研究方法上,仍需要进一步考虑如何克服解释变量的内生性等问题。

健康状况不仅要受到收入水平、医疗费用的影响,同时也与年龄、性别、文化程度等社会经济特征相关,相对社会经济地位的变化以及与居住地点相联系的医疗服务供给状况也是构成健康状况的影响因素,健康状况同时也与就业者的就业单位特征相关。城镇医疗费用分摊机制的变化以及医疗费用的上涨导致了城镇居民的健康状况、医疗支出行为与相应的社会经济特征之间的联系更为密切。医疗费用,无论是居民自己承担的部分还是由各类医疗保障报销的部分,都随着收入等级的上升而增加。医疗费用向高收入者集中的这种趋势并不是由疾病因素造成,而是在更大程度上可能是由医疗保障的覆盖特征、医疗费用的补偿机制等因素所引致。在此基础上,进一步利用两步骤模型讨论了医疗支出的决定,特别区分了自付费用与报销费用的不同决定因素。健康状况是影响医疗支出行为的显著因素,而收入水平尽管不影响居民的就医参与选择,但对医疗费用有着显著作用,收入差距程度、医疗费用高低也是构成医疗支出行为的重要影响因素。对报销费用的决定因素分析中进一步发现,除了健康状况与经济条件外,居民的社会身份也将显著影响到报销费用的

高低。因此，如果医疗资源配置公平性的价值判断准则强调医疗服务应建立在健康需求的基础上，即无论社会经济状况差异如何，相同的健康需求应获得相同的医疗服务，则公平的医疗支出是医疗保障体制改革应努力实现的目标。

注释：

①在劳动年龄样本中，覆盖面为60.5％。

参考文献：

[1]樊明．健康经济学——健康对劳动市场表现的影响[M]．北京：社会科学文献出版社，2002.

[2]封进，秦蓓．中国农村医疗消费行为变化及其政策含义[J]．世界经济文汇，2006，(1)：75－88.

[3]高梦滔．失业与下岗对健康的影响分析[J]．中国初级卫生保健，2004，(9)：1－9.

[4]高梦滔，姚洋．健康风险冲击对农户收入的影响[J]．经济研究，2005，(12)：15－25.

[5]齐良书．收入、收入不均与健康：城乡差异和职业地位的影响[J]．经济研究，2006，(11)：16－25.

[6]王丽敏，张晓波、David Coady．健康不平等及其成因——中国全国儿童健康调查实证研究[J]．经济学(季刊)，2003，2(2)：417－434.

[7]魏众．健康对非农就业和工资决定的影响[J]．经济研究，2004，(2)：64－74.

[8]张晓波．中国教育和医疗卫生中的不平等问题[J]．经济学(季刊)，2003，2(2)：405－416.

[9]赵忠．健康卫生需求的理论和经验研究分析方法[J]．世界经济，2005，(4)：33－38.

[10]赵忠．我国农村人口的健康状况及影响因素[J]．管理世界，2006，(3)：78－85.

[11]赵忠，侯振刚．我国城镇居民的健康需求与Grossman模型——来自截面数据的证据[J]．经济研究，2005，(10)：79－90.

[12]Mocan N，E Tekin，J Zax. The demand for medical care in Urban China[J]. World Development，2004，32(2)：289－304.

Urban Citizens' Health Differences and Medical Expenditure Behaviors in China

LUO Chu-liang

(*School of Economics and Business Administration*, *Beijing Normal University*, *Beijing* 100875, *China*)

Abstract: Based on the urban household survey in CHIP2002, the paper discusses the economic reasons affecting urban citizens' health and medical expenditure behaviors. The medical expenditure and subsidies are concentrated towards high-income groups. Health condition is an important factor in determining medical expenditure behaviors. Income has a significant impact on medical expenditure. Income inequality and medical expense also play important roles in medical expenditure behaviors of urban citizens.

Key words: health; medical expenditure; empirical analysis

（责任编辑　许　柏）