

医疗保险与城乡反贫困:1989—2006*

解 垚

(山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘 要:文章利用中国健康与营养调查(CHNS)数据,估计了1989—2006年医疗保险对中国城乡家庭的反贫困效应。结果发现:发生灾难性卫生支出的城乡家庭比例较高,最穷的群体其医疗费用超过收入的比例增加,医疗保险对减少收入不平等只起到微弱作用。TIP贫困曲线表明,近几年,医疗保险补偿后,城乡患病家庭的贫困并没有减轻,医疗保险在减少贫困上的作用很小。分析贫困特征的多元回归模型显示,家庭成员数量、教育程度、抚养比率、参保人数等都影响了贫困,而条件多元回归模型则显示,医疗保险对贫困的变动没有影响。

关键词:医疗保险;城乡反贫困;福利;Pen队列;TIP曲线

中图分类号:F126;F840.684 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)12-0068-16

一、引 言

健康是减少贫困的有效载体。贫困个体更易与疾病、健康状况差等相关联,健康程度差的个体又易陷入经济贫困,这种“健康差—经济贫困—健康差—……”的恶性循环,使得亲贫困的医疗保障成为反贫困研究的焦点。

医疗保险在分散不同人群的健康风险和保障健康公平方面有着重要作用。国外关于医疗保险与贫困关系的研究文献,更多集中于医疗保险与灾难性卫生支出的关联研究上,发生灾难性卫生支出的不确定性影响到家庭的消费决策和生活水平,一些家庭可能会进入贫困陷阱。这里存在两种截然不同的观点:一种观点认为医疗保险能减少灾难性卫生支出,如Ranson(2002)对印度的社区性医疗保险在减少家庭灾难性卫生支出的研究表明,该种医疗保险能有效地保护穷人不受因医疗支出的不确定性而产生的影响。Abay(2004)对非洲的社区性医疗保险研究也持同样观点。另一种观点则认为医疗保险增加了灾难性卫生支出,如Wagstaff(2008)对中国的研究表明,由于加入了医疗保险,(医疗保险)加入者更倾向于到高端医疗机构就医,医疗保险增加了灾难性卫生费用的支出。

收稿日期:2008-08-20

作者简介:解 垚(1971—),男,山东临清人,山东大学经济学院博士生。

卫生保健筹资有税收、社会保险、私人保险和直接付费四种形式。以上两种观点的对立其实是医疗保险论和直接付费论之间争论的体现,在医疗费用支付上,医疗保险和直接付费又存在着此消彼长的关系。研究直接付费(OOP)对贫困的影响的结论大致相同。在对一些国家的农村居民直接支付的研究(Ensor, 1996; Pannarunothai, 1997; Skarbinski, 2002; Van Damme, 2004; Gilson, 2005)认为,在医疗服务的现付制下,哪怕是小额的医疗费用也会使弱势群体极易陷入绝对贫困或贫困程度深化的陷阱。Van Doorslaer (2005)在跨国层面比较研究了亚洲 14 个国家(地区)的直接付费制度导致的贫困恶化程度。

国内学者关于医疗保险对反贫困的效应研究视角集中在农村居民,一般采用抽样调查的方法对某一地区的新型农村合作医疗的缓解贫困的效果进行评价。如高建民(2007)比较了陕西互助医疗与新型农村合作医疗缓解“因病致贫”的效果,陈迎春(2005)对湖北新型农村合作医疗减缓因病致贫效果进行了测量。

我国的医疗保险对城乡反贫困有无影响? 其在时点和时段上的影响是否相同? 本文利用中国健康与营养调查(CHNS)1989—2006 年的数据,区分家庭医疗费用支付前后、医疗保险补偿后的人均收入变化,从动态的角度分析医疗保险在城乡反贫困方面的作用。本文的结构安排如下:第二部分简要阐述我国医疗保险的发展;第三部分是贫困的测度及数据说明;第四部分研究医疗负担、收入不平等与贫困;第五部分是医疗保险与贫困的计量分析;第六部分是简单结论。

二、我国医疗保险的发展

在改革开放前期,多元的医疗保险覆盖了绝大多数城乡居民。在城市,行政单位和事业单位的职工以及军人和大学生,可以享受公费医疗;国营和集体企业的职工可以享受劳保医疗的待遇。这两种医疗保险都不同程度地涵盖了职工亲属(实行半费医疗)。公费医疗和劳保医疗覆盖了约 90% 的城市居民(Henderson, 1995)。在农村,依靠集体经济和农民集资举办的农村合作医疗解决了约 85% 的农民的医疗保障问题(World Bank, 1997)。

改革开放后,随着农村家庭联产承包责任制的推行,我国传统农村合作医疗的筹资主体出现缺失,该制度几近瓦解的边缘。1986 年中国仍保持合作医疗制度的行政村的比例仅为 4.8 % (Feng, 1995), 20 世纪 90 年代中国许多地方政府进行了恢复农村合作医疗制度的努力,但直到 2003 年中国 80% 的农民没有任何形式的医疗保险(卫生部网站)。城市的医疗保险覆盖率也呈下降趋势。在 1998 年,将近一半的城市居民没有享受医疗保险。同年,城镇职工基本医疗保险制度开始推行^①。但这项改革措施依然没有阻止医疗保险覆盖

率在 1998—2003 年的下降趋势。如果没有商业健康保险和其他医疗保险的增加,2003 年城市的医疗保险覆盖率将在 40% 以下(Wagstaff, 2008)。

国家卫生服务调查数据刻画了 20 世纪 90 年代以来我国医疗保险制度的发展历程,并反映了贫困群体的医疗保障状况不容乐观的事实(见表 1)。最贫困的城市群体没有任何医疗保障的比例从 1993 年的 49.89% 上升到 2003 年的 76.03%。农村居民无医疗保障人口由于合作医疗覆盖人口比例的增加在 1993—2003 年呈下降趋势,但收入最低群体没有医疗保障的比例仍高达 79.87%。

表 1 1993 年、1998 年和 2003 年不同收入居民的医疗保障状况 (%)

地区 年份		城 市					农 村				
		4	5	1 最穷	2	3	4	5	1 最穷	2	3
社会 医疗 保险	1993	36.70	65.70	75.27	78.70	72.10	0.65	0.79	1.29	3.22	10.75
	1998	20.07	38.70	49.58	58.10	63.90	0.35	0.45	0.74	1.68	6.26
	2003	12.27	30.00	44.75	59.03	70.30	1.53	1.98	2.14	2.64	7.10
合作 医疗	1993						2.72	3.53	6.73	11.24	23.19
	1998						3.98	4.86	5.74	6.85	11.37
	2003						12.53	8.25	6.20	6.67	13.20
无医疗 保障	1993	49.89	30.90	21.48	17.56	18.80	87.24	95.20	91.60	83.59	65.35
	1998	71.88	52.70	41.11	30.75	24.60	85.78	91.90	91.00	88.59	79.38
	2003	76.03	55.10	41.07	28.64	19.50	79.87	81.80	82.50	80.90	68.12

资料来源:第三次国家卫生服务调查分析报告。

2003 年以后,农村开始实行新型农村合作医疗制度,2006 年参加新型农村合作医疗的人口约 3.96 亿,占全国农业人口的 44.7%。而大多数大城市则在实行职工基本医疗保险制度,小城市也在完善城镇职工基本医疗保险制度。到 2005 年底,已经有 42.5% 的城镇从业人员和离退休者参加基本医疗(中国信息报网站)。

三、贫困的测度及数据说明

(一)贫困测度方法。我们采用 Foster 等人(1984) 构建的 FGT 指数测度贫困。也即:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{nz^{\alpha}} \sum_{i=1}^q g_i^{\alpha}$$

(1)

其中:n 是按收入水平 y_i 升序排列的家庭总数,z 为贫困线, $g_i = z - y_i$,q 是贫困家庭数量, α 是不平等意愿参数,其数值越大,贫困距的权重就越大。 $\alpha=0$ 时,FGT 是贫困的人头指数的比重,即贫困发生率(P_0); $\alpha=1$ 时,FGT 是成比例贫困距,即贫困深度(P_1); $\alpha=2$ 时,FGT 则成为成比例贫困距的平方(加权贫困距),即贫困强度(P_3),它对贫困人口的收入分配更为敏感。为更准确地反映贫困人口分布特征, P_0 、 P_1 和 P_3 还可以有如下形式(Ravallion, 1994)。

$$P_0 = H; P_1 = HI; P_3 = H[I^2 + (1 - I^2)CV^2]$$

(2)

其中: H 是贫困的人头指数, $H=q/n$; I 是平均贫困缺口, $I=1-(\mu_z/n)$, μ_z 是贫困家庭的平均收入, CV^2 代表贫困家庭收入变异系数的平方。

(二)数据说明。本文利用的数据取自北卡罗林纳大学卡罗林纳人口中心、美国营养和食品研究所、中国疾病控制和防治中心的中国健康和营养调查(CHNS)数据集。该数据集的采集范围覆盖 9 个省(黑龙江、吉林、山东、江苏、河南、湖北、湖南、广西、贵州)的城镇和农村,采集时间为 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年,样本具有较好的代表性。为全面考察医疗保险与城乡贫困的关系,本文把全部调查年份纳入分析范围,需要说明的是在每一调查年份,收入项都是前一年的数据,家庭人均收入的计算是把各个家庭成员的工资、奖金、补贴以及农业收入以家庭为整体的收入求和,最后求出人均收入。为计算医疗保险对城乡居民贫困的影响,本文首先从家庭收入中减去医疗费用,得到医疗费用支付后的人均收入,再把医疗保险补偿额加入家庭收入中,计算出医疗保险补偿后的人均收入。医疗保险补偿额是商业保险、公费医疗、城镇职工医疗保险(含通道模式、板块模式、大病保险)、合作医疗、妇幼健康保险和计免保险等健康保险的支付额。因为商业保险、妇幼健康保险和计免保险的参保的人数极少,所以下文的分析主要以公费医疗、城镇职工医疗保险和合作医疗为分析对象。

尽管各城市为确定城镇居民家庭获得生活困难补助(低保)的资格而设置了各自的贫困线,但是迄今还没有官方的城镇贫困线。所以,城镇贫困线的确定采用了相对线的方法,即把“城镇家庭收入分布中位数的一半”作为贫困线标准。

农村贫困线采用相对线和绝对线两种方法。相对线采用农村家庭收入分布中位数的一半作为贫困线标准,绝对线按照农村国家贫困线标准计算^②。

四、医疗负担、收入不平等与贫困:发生医疗支出家庭的证据

(一)医疗负担。医疗费用占收入的比重在 1% 以下的家庭在所有年份中都居首位(见图 1)。1989 年,59.1% 的城乡家庭医疗费用在 1% 以下,

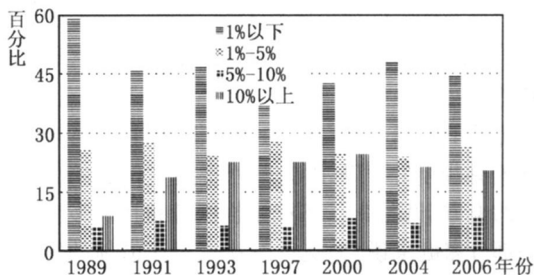


图 1 城乡家庭医疗费用占家庭收入的比重

25.54%的城乡家庭医疗费用在 1%—5%之间,发生灾难性卫生支出^③(在这里定义为医疗费用占家庭收入的 10%)的家庭占家庭总数的 9.18%。2000 年,发生灾难性卫生支出的家庭达到最大值,为 24.35%。2004 年和 2006 年该比重下降,但仍然都超过 20%,在疾病谱没有大的改变的情况下(样本的平均收入也没下降),灾难性卫生支出的比例居高不下可能是医疗价格上升所致。

最贫困的城乡群体由于其收入低下,而医疗价格高企,医疗费用支出甚至超过当年收入(见表 2)。1989 年,城市发生医疗费用支出的 206 户家庭中,最穷的 52 户家庭其医疗费用支出占收入的比重平均为 12.15%;农村发生医疗费用支出的 391 户家庭中,最穷的 99 户家庭其医疗费用支出占收入的比重为 32.34%,2006 年,相应比例分别上升到了 235.94%和 2 252.78%。最富的城乡家庭其医疗费用支出占收入的比重在所有年份中都不高于 8%。1989 年,所有患病的城乡家庭其平均医疗费用支出占收入的比重在 4.9%—10.1%之间,2006 年城乡家庭的该比重则超过 50%,农村的平均医疗费用支出甚至超过当年收入的 4 倍以上,有的家庭可能要通过动用储蓄、借债或变卖家庭财产等手段来平滑当期消费。

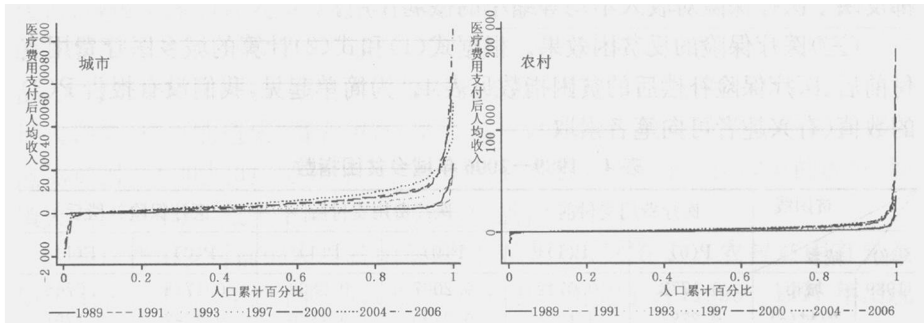
表 2 城乡不同收入家庭医疗费用支出占收入的比重(%)

年 份	城乡	1(最穷)	2	3	4	全体
1989	城市	12.15(52)	2.26(52)	4.54(52)	0.74(52)	4.90(208)
	农村	32.34(99)	3.94(97)	2.93(98)	0.80(97)	10.10(391)
1991	城市	10.03(53)	12.47(52)	9.90(52)	5.40(52)	9.46(209)
	农村	118.01(111)	11.22(108)	7.83(110)	7.55(110)	36.45(439)
1993	城市	62.10(24)	2.20(24)	9.33(25)	1.64(24)	18.72(97)
	农村	1607.00(54)	24.56(60)	4.56(58)	2.42(59)	383.80(231)
1997	城市	22.05(47)	11.82(47)	10.49(47)	5.42(44)	12.50(185)
	农村	118.94(59)	9.20(55)	5.85(56)	2.21(57)	35.14(227)
2000	城市	298.67(48)	41.71(44)	15.08(46)	5.16(49)	91.50(187)
	农村	47.11(85)	11.98(82)	5.45(79)	3.18(80)	17.40(326)
2004	城市	178.31(88)	12.81(88)	7.00(90)	7.00(89)	50.98(355)
	农村	82.23(156)	7.91(160)	6.03(163)	2.73(161)	24.24(640)
2006	城市	235.94(64)	28.41(64)	6.55(64)	4.42(64)	68.17(256)
	农村	2252.78(157)	16.32(156)	8.44(156)	1.72(156)	583.22(625)

注:括号内为样本数。

一阶福利占优的 Pen 队列图(Pen,1972)也表明,2006 年城乡居民医疗费用支付后的福利比有些年份下降,因为医疗费用支付后的人均收入 Pen 曲线并不在每一年份的上方(见图 2)。不确定性医疗费用的发生会影响到家庭的福利水平。对一部分家庭来说,为支付医疗费用而借债的家庭更可能陷入贫困陷阱,为支付债务他们在短期内可能削减必需的生活品,在长期可能影响到家庭资本积累和储蓄,通过人力资本投资摆脱贫困的机会减少,从而陷入更深

的贫困。花费家庭的大部分收入用于治疗疾病,还是以健康损失为代价不去就医,成为一些家庭必须做出的艰难选择。



注:横坐标为人口累计百分比,纵坐标为医疗费用支付后的人均收入单位(元)。

图 2 城乡家庭医疗费用支付后的人均收入 Pen 队列图

(二)医疗保险减少收入不均等的效应。我们关心收入不平等主要是因为过度的收入不平等意味着相对贫困的增加,收入不平等还可能导致获得医疗服务的不平等,这又会使那些排除在医疗保险之外的人陷入长期贫困,甚至造成贫困的代际传递。表 3 汇总了 1989 年和 2006 年城市和农村家庭医疗费用支付前后和医疗保险补偿后的人均收入基尼系数、泰尔指数、P90/P10、Kakwani 指数、阿特金森指数等各种不平等指数。

表 3 医疗保险与城乡居民收入不均等指数

年份	项 目	城乡	基尼系数	泰尔指数	P90/P10	Kakwani 指数	阿特金森指数
1989	医疗费用发生前	城市	0.5415	0.7213	6.911	0.2548	0.4298
		农村	0.6467	0.7689	24.128	0.3388	0.5821
	医疗费用支付后	城市	0.5536	0.7484	7.437	0.2641	0.4433
		农村	0.6541	0.9795	23.352	0.3456	0.5787
	医疗保险补偿后	城市	0.5429	0.7249	6.911	0.2559	0.4311
		农村	0.6471	0.9563	24.128	0.3392	0.5824
2006	医疗费用发生前	城市	0.5977	0.7106	42.690	0.2923	0.576
		农村	0.5943	0.7417	20.862	0.2885	0.523
	医疗费用支付后	城市	0.6816	0.8468	23.020	0.3948	0.3116
		农村	0.6714	0.8587	23.020	0.3937	0.5358
	医疗保险补偿后	城市	0.6721	0.8292	30.429	0.3847	0.5704
		农村	0.6664	0.8512	22.988	0.3859	0.5339

注:阿特金森指数中的不公平厌恶系数为 1。

从表 3 中可以看出医疗费用支付以后,城市和农村居民的收入不平等扩大,医疗保险补偿后使收入不平等缩小,但缩小的幅度有限。以 1989 年为例,农村的基尼系数在医疗费用支付前为 0.6467,医疗费用支付后,基尼系数增加了 0.74%,医疗保险补偿后,使基尼系数减少了 0.70%;城市医疗保险缩小收入差距的作用略大,基尼系数减少了 1.07%。2006 年,医疗保险减少收入

不平等的作用进一步减弱,比如城乡居民的基尼系数只分别降低了 0.95%和 0.5%。其他收入不平等指数在医疗费用支付前后、医疗保险补偿后的变化也都反映了医疗保险对收入不均等缩小的微弱作用。

(三)医疗保险的反贫困效果。根据式(1)和式(2)计算的城乡医疗费用支付前后、医疗保险补偿后的贫困指数见表 4。为简单起见,我们没有报告 P(3)的数值(有兴趣者可向笔者索取)。

表 4 1989—2006 年城乡贫困指数

年份	城乡	贫困线		医疗费用支付前		医疗费用支付后		医疗保险补偿后	
				P(0)	P(1)	P(0)	P(1)	P(0)	P(1)
1989	城市			0.1778	0.0742	0.2067	0.0863	0.1778	0.0745
	农村(a)			0.2787	0.1291	0.2890	0.1479	0.2787	0.1291
	农村(b)			0.2941	0.1343	0.3017	0.1528	0.2941	0.1344
1991	城市			0.2153	0.0832	0.2727	0.1413	0.2440	0.1013
	农村(a)			0.2449	0.1215	0.2870	0.2611	0.2779	0.2004
	农村(b)			0.2358	0.1207	0.2824	0.2610	0.2733	0.1999
1993	城市			0.2755	0.1570	0.2886	0.2060	0.2783	0.1844
	农村(a)			0.2923	0.1531	0.3203	0.2352	0.3160	0.2040
	农村(b)			0.1224	0.0792	0.1752	0.1736	0.1546	0.1352
1997	城市			0.2246	0.1057	0.2810	0.1651	0.2540	0.1418
	农村(a)			0.2314	0.1278	0.2731	0.1772	0.2731	0.1768
	农村(b)			0.1659	0.0859	0.1938	0.1516	0.1938	0.1510
2000	城市			0.2238	0.1143	0.2887	0.3012	0.2727	0.2245
	农村(a)			0.2697	0.1308	0.3128	0.1931	0.3098	0.1880
	农村(b)			0.1554	0.0738	0.2085	0.1437	0.2055	0.1374
2004	城市			0.2569	0.1361	0.3098	0.2629	0.2873	0.2188
	农村(a)			0.2881	0.1425	0.3218	0.2137	0.3171	0.2096
	农村(b)			0.1372	0.0625	0.1656	0.1779	0.1656	0.1716
2006	城市			0.3359	0.2101	0.3647	0.3637	0.3607	0.3497
	农村(a)			0.3009	0.1420	0.3264	0.3073	0.3248	0.2972
	农村(b)			0.2101	0.0932	0.2432	0.3162	0.2432	0.3023

注:城市贫困线为城市居民收入分布中位数的一半;农村(a)代表农村居民收入分布中位数的一半,农村(b)为国家贫困线。

为城乡对比起见,贫困线均采用相对标准,以 P(0)为例分析贫困的变化。医疗费用支付前的城市贫困在 1989 年为最低点,城市贫困率为 17.78%^④,随后在 1993 年,城市贫困率上升到 27.55%,经过短暂下降以后,城市贫困又开始急剧上升(见图 2)。这种城市贫困的变化与我国经济转型是密切相连的。在 20 世纪 90 年代之前,当时城镇地区的贫困问题主要涉及面只是人口中很小的一部分,主要是通常所说的“三无”人员,即无劳动能力、无经济来源、无法定赡养人(或抚养人和扶养人)的个人或家庭。1993 年政府彻底取消了粮票制度,对城市贫困家庭而言,粮食是他们的主要消费品,因此,粮食价格改革对贫困家庭的打击沉重。受 20 世纪 90 年代下半期住房政策、教育、医疗制

度改革的影响,城镇居民承担了一定的改革成本,对有些家庭而言贫困可能由此加剧。这些增支因素促成了城镇贫困的上升。在收入方面,20世纪90年代初,城镇个体的收入还没有因行业、职业等的差异出现较大差别。随着改革的不断深入,分配制度的多元化结果使得一些低技术、缺少资本的个体受到冲击,人力资本回报率、其他资本回报率的差异开始显现,城镇内部收入差距呈扩大趋势,这可能造成“富者越富、贫者越贫”的后果,从而使得一些贫困个体愈加贫困。与此同时,受20世纪90年代下半期国有企业下岗政策的影响,城镇失业人口增加,收入下降,一些城镇家庭陷入贫困。

医疗费用支付前的农村贫困呈现出W形状(见图2)。农村贫困首先经历了1989—1991年的下降期,1991—1993年又开始上升,1993—1997年出现第二阶段的下降期,1997—2006年则是平稳上升期。农村的这种贫困变化趋势与国家的扶贫战略、经济波动相关联。在1986—1993年,政府把扶贫工作的重点由单纯救济转向经济开发,通过有计划的、有针对性的扶贫开发政策来缓解农村贫困,对农村反贫困起到了巨大作用,促成了20世纪90年代初期农村贫困的下降。1994年后政府通过针对性的项目开发等方式来缓解农村贫困,因农村制度引发的贫困人口逐渐减少,但由于受自身条件和环境因素的限制,比如身有残疾或重病、地处偏远、环境恶劣等,脱贫的难度与过去相比越来越大,有些家庭很难通过开发式扶贫实现脱贫。宏观经济中的价格波动也直接影响了农民的收入。1996年以来农产品价格连续四年大幅度下跌,农民承受了“价格冲击”的市场风险。以1996年为基数,到2000年全国农产品收购价格水平累积下降了25.6%。农民成为“通货紧缩”的最大受害者。当然,我国农村剩余劳动力的非农就业压力沉重、失地农民日益增多等因素也促成1997—2006年农村贫困的反弹。在粮食价格上升和农村税费改革时期,农村贫困并没有下降,可能的原因在于农业生产资料价格上升较快。

城乡贫困在近几年都出现上升趋势的共同原因还在于城乡社会保障体系的不健全。如社会医疗保险的低覆盖,往往使得一些患病家庭陷入贫困或贫困加深的陷阱。

我们虽然用医疗费用支付前的患病样本描述了1989—2006年的城乡贫困变化趋势,但这足以反映我国城乡贫困在此阶段上的整个图景。

在医疗费用支付后,因病返贫、因病致贫的家庭增多,城乡居民医疗费用支付后的贫困指数都比医疗费用支付前大。

医疗保险补偿后城乡的贫困有所减轻,但减贫作用有限,并且城乡减轻幅度呈现较大差异,医疗保险对城市的减贫数值大于对农村的数值。1989年,医疗费用支付后城市居民的 $P(0)$ 值为20.67%,医疗保险补偿后城市居民的 $P(0)$ 值下降到17.78%,医疗保险对城市居民的减贫效果为2.89%,其后各年医疗保险的减贫效果基本上维持在1%—3%之间,2006年,医疗保险对城市

居民的减贫效果为 0.4%。1989 年农村居民医疗费用支付后的 $P(0)$ 值为 28.9%，医疗保险补偿后城市居民的 $P(0)$ 值下降到 27.87%，医疗保险对农村居民的减贫效果为 1.03%，这也是农村医疗保险减贫效果最大的一年。其后各年的医疗保险对农村的减贫效果微乎其微，医疗费用支付后的 $P(0)$ 值与医疗保险补偿后的 $P(0)$ 值几乎等值(见图 3)，如 2006 年，医疗保险对农村居民的减贫效果只有 0.16%。国家卫生服务调查的数据也从另一个侧面说明了医疗保险对减贫的微弱作用。1993 年，在所有该住院而未住院的人中，因经济能力问题无法住院者城市比例为 39.8%，农村为 58.8%；1998 年，因经济原因未住院的城乡比例分别上升到 60.09% 和 63.69%；2003 年，城市因经济原因未住院的比例有所下降，但仍达到 56.1%，农村因经济原因未住院的比例则上升到 75.4%。城乡居民有病不敢去看，病情严重该住院不敢住院，担心背上沉重的经济负担。如果有完善的医疗保险制度(第三方支付)，发生这种因经济原因未住院的几率就会减少，“贫困—疾病—贫困”的怪圈就会被打破，因病返贫、因病致贫的发生就会随之下降。

我们还分别对 1989—2006 年城乡居民医疗费用支付后和医疗保险补偿后的 $P(0)$ 值进行了均值检验，结果表明，医疗保险并无显著的减贫效果。1989—2006 年，城市居民医疗费用支付后的 $P(0)$ 值均值为 0.2874，医疗保险补偿后的 $P(0)$ 值均值为 0.2678，医疗费用支付后和医疗保险补偿后的 $P(0)$ 值并没有显著区别($t=0.7196, p=0.485$)。农村医疗费用支付后和医疗保险补偿后的 $P(0)$ 值也没有显著区别($t=0.41, p=0.689$)。城乡居民医疗费用支付后和医疗保险补偿后的 $P(1)$ 值、 $P(2)$ 值的均值检验也支持医疗保险并无显著减贫效果的结论。

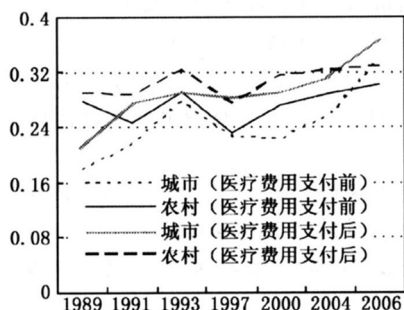


图 2 城乡医疗费用支付前后的 $P(0)$ 值

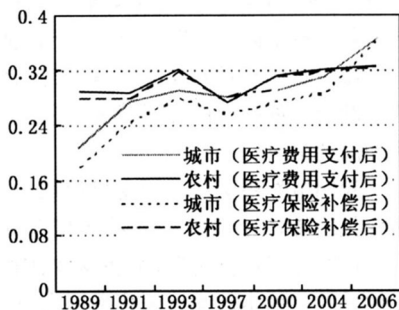
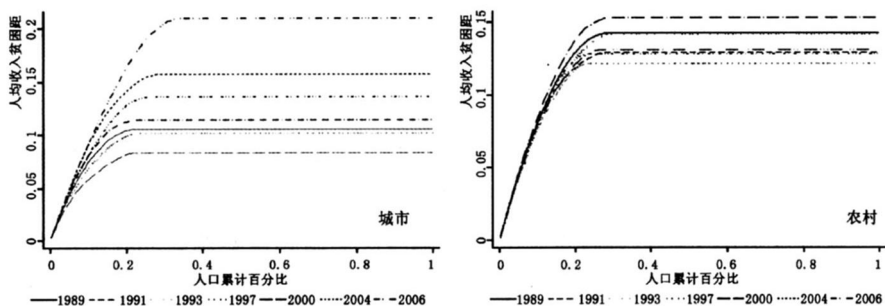


图 3 城乡医疗保险补偿后的 $P(0)$ 值

占优的三“ I ”(Incidence Intensity Inequality)贫困曲线 TIP[®] (Stephen 1997)表明,首先,不论医疗费用支付前还是医疗保险补偿后,2006 年的城镇贫困比任何一年都大,城镇贫困高于农村(见图 4 至图 6)。2006 年城镇的

TIP 曲线在医疗费用支付前和医疗保险补偿后均在其他年份的曲线之上,表现出严格占优于其他年份,如 2006 年医疗费用支付前的城市贫困强度约在 0.2 以上,其他年份的城市贫困强度约在 0.16 以下。医疗费用支付后 2006 年城市的贫困强度约在 0.3 以上,其他年份则都约在 0.25 以下。贫困深度也表现出了同样趋势。2006 年医疗保险补偿后城镇的贫困强度大于农村。城市贫困强度在 0.3 以上,农村则在 0.3 以下。其次,医疗保险补偿后城乡贫困下降不明显。以 2006 年为例,医疗费用支付后,城乡居民的贫困深度和强度都在 0.3 左右,医疗保险补偿后,城乡居民的贫困深度和强度还都维持在 0.3 左右。



注:横坐标为人口累计百分比,纵坐标为人均收入贫困距。贫困深度为 TIP 变为水平时对应的横坐标的值,贫困强度为横坐标为 1 时 TIP 在纵坐标上的对应值,即横坐标为 1 时 TIP 的高度。城乡贫困线均采用相对线方法,以城乡居民收入分布中位数的一半为贫困线。图 5 和图 6 同。

图 4 医疗费用支付前城乡 TIP 贫困曲线

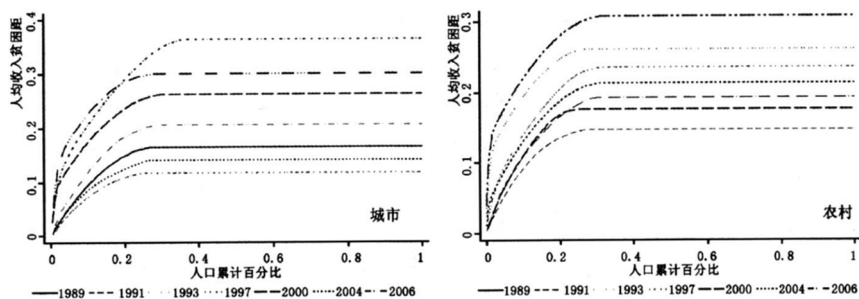


图 5 医疗费用支付后城乡 TIP 贫困曲线

五、医疗保险与贫困状态、贫困变动的回归分析:全部家庭的证据^⑥

(一)医疗保险与贫困状态的回归:时点上的分析。为检验医疗保险在影响城乡家庭贫困中的作用,我们设定了二元应变量(贫困/非贫困)Probit 模型。当因变量为 1 时,代表城乡家庭处于贫困状态;因变量为 0 时,则代表非

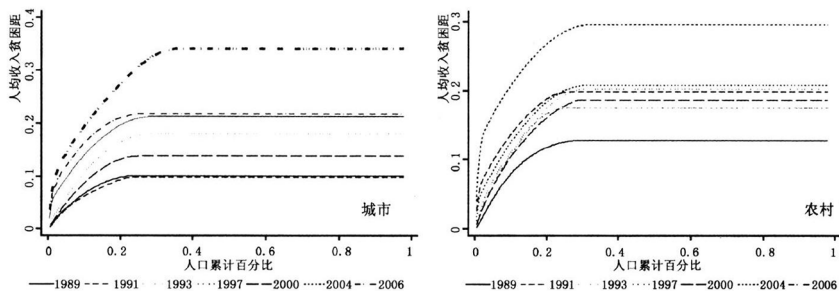


图 6 医疗保险补偿后城乡 TIP 贫困曲线

贫困状态。城乡贫困线以相对方法确定,即低于收入分布中位数的一半为贫困。二元概率模型的设定如下:

$$\text{Prob}(s=1)=F(z-\beta x) \quad (3)$$

其中: F 为累计概率分布函数; z 为贫困线; β 为待估参数; x 为影响家庭贫困的变量,具体包含如下几项。

家庭成员的平均教育程度(edu):中国居民健康和营养调查问卷中对个体的受教育状况有两种形式的统计,一是报告受访者的正规教育年限,二是最高受教育程度,本文采用后者作为教育程度变量。个体教育水平可以反映其收入能力,家庭成员平均教育程度越高,其人力资本的收入回报率也会相应增加,家庭处于贫困的概率较小。另外,在劳动力市场搜寻中,教育程度较高的个体更易在正规部门就业,而正规部分比非正规部门的收入高,这也会使家庭处于贫困的概率减少。教育程度较高者可能更关心家庭健康、卫生状况,而个体健康又与收入正相关,家庭处于贫困的概率就会较小。

家庭规模(hhsize):用家庭总人数表示。家庭规模也会对贫困状态产生影响。家庭规模较大,而家庭中的每个成员都拥有高质量的人力资本,则其对贫困的影响就会是负向的。反之,家庭规模较大,而每个成员的人力资本水平较低,则家庭规模就与贫困正相关。另外,家庭规模越大,如果其没有收入的成员较多,则会对贫困产生负向影响。

家庭平均年龄(age):家庭平均年龄通过生命周期效应以及成员年龄构成而对贫困产生影响,平均年龄很小的家庭抚养儿童的成本可能影响到财富积累和收入水平,平均年龄很大的家庭虽然有一定的财富积累,但生命周期理论表明其收入会下降,支出却不断上升,从而影响到家庭的贫困状态。

抚养比(depen):年龄小于 15 岁和年龄大于 65 岁的家庭成员占比。儿童和老人较多的家庭极易陷入贫困。

医疗服务交易成本(trancost):到医疗机构的单程时间(分钟)。在一些边远地区的农村,就医成本中的交通费会占家庭收入的一定比例,医疗服务可及

性不高可能会影响到贫困。

加入医疗保险的家庭成员人数比(insur):这里的医疗保险包括有商业保险、公费医疗、城镇职工医疗保险(含通道模式、板块模式、大病保险)、合作医疗、妇幼健康保险和计免保险等。当医疗保险的覆盖面有限,直接付费构成卫生筹资的主要来源时,容易使一些家庭的医疗支出超过收入,从而影响到贫困状态。

我们以 2006 年的城乡家庭为例,探求医疗保险等因素在时点上对反贫困的作用。具体测算结果见表 5 所示。

表 5 2006 年城乡贫困的 Probit 分析

解释变量	系数 (城市)	Z 统计量 (城市)	边际效应 (城市)	系数 (农村)	Z 统计量 (农村)	边际效应 (农村)
hhszise	0.1356***	5.32	0.0502	0.1123***	8.07	0.0384
age	0.0378***	12.53	0.0140	0.0191***	11.04	0.0065
edu	-0.1126***	-3.50	-0.0417	-0.1693***	-6.09	-0.0579
trancost	-0.0008	-0.34	-0.0003	0.0025	1.44	0.0008
depen	0.5808***	4.07	0.2151	0.6212***	5.89	0.2127
insur	-0.2803**	-2.40	-0.1038	-0.4299***	-5.28	-0.1472
constant	-2.4544***	-10.90		-1.7035***	-11.89	
Pseudo R ²	0.1994			0.1156		
LR chi2(6)	372.3100			422.3000		
N	1 416.0000			2 946.0000		

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。因为我们估计的是 Probit 模型,所以估计的系数并非相应变量的边际效应。因此,我们在表 5 的第 3 列和第 6 列给出了相应变量的边际效应。

表 5 数据表明,城乡家庭规模越大,家庭贫困的概率越大,城乡家庭每增加一个成员,将使城乡家庭贫困的概率分别增加 5.02%和 3.84%。城乡家庭的平均年龄越大,发生贫困的概率也越大。家庭成员平均受教育程度提高,将会有效降低贫困发生的概率。城乡家庭成员的平均教育程度每提高 1%,将使贫困发生的概率分别降低 4.17%和 5.79%,农村的人力资本在降低贫困方面高于城市。抚养比在贫困发生的概率上最大,城乡家庭抚养比每提高 1%,分别使贫困发生的概率增加 21.51%和 21.27%。城乡家庭成员加入医疗保险的人数越多,发生贫困的概率就越低。

(二)医疗保险与贫困变动的回归:时段上的分析。以上贫困状态的研究只是时点上的分析,随着时间的推移,有些家庭收入增加,将会脱离贫困;相反,有些富裕的家庭可能会陷入贫困。对城乡家庭脱离贫困和陷入贫困的分析,将区分哪些家庭更易陷入贫困,哪些家庭有更多的脱贫的机会,并检验医疗保险在贫困变动中的影响。我们用前述的 Probit 模型检验 1991—2006 年间城乡家庭脱离贫困和陷入贫困的特征。

这里的 Probit 模型是条件概率检验模型。比如我们考察城市家庭在 1991—2006 年间脱离贫困的概率,我们的样本中就只包括 1991 年的贫困家

庭而不包括贫困线(以相对方法确定)以上的家庭,即城市脱离贫困的分析是以 1991 的城市贫困家庭为样本的。同理,陷入贫困的分析则是以 1991 年贫困线以上的城市的家庭为样本的。因变量为二元哑变量,1(0)代表在 1991 年为贫困家庭(非贫困家庭)而在 2006 年为非贫困家庭(贫困家庭),自变量的选择与时点上的选择相同。表 6 显示了城乡家庭在 1991—2006 年间脱离贫困、陷入贫困的 Probit 模型回归结果。

表 6 1991—2006 年城乡家庭贫困变动的 Probit 回归结果

变 量	脱离贫困(城市)		陷入贫困(城市)		脱离贫困(农村)		陷入贫困(农村)	
	DF/DX	标准差	DF/DX	标准差	DF/DX	标准差	DF/DX	标准差
hhsize	-0.0679*	0.0384	0.1007***	0.02	-0.0502***	0.0384	0.0509***	0.0117
age	-0.0136***	0.0046	0.0196***	0.0026	-0.0064***	0.0021	0.0102***	0.0016
edu	-0.0249	0.0887	0.0285	0.0262	0.0836**	0.0415	-0.0411	0.0251
trancost	-0.0021	0.0017	0.0023**	0.0011	-0.0007	0.0011	0.0008	0.0008
depen	-0.0254	0.1963	0.3272***	0.1186	-0.1614*	0.0976	0.1383*	0.0746
insur	0.0431	0.1578	-0.0641	0.0624	0.1145	0.0824	-0.0301	0.0518
Pseudo R ²	0.0660		0.1555		0.0400		0.0500	
LR chi2(6)	12.4100		100.3700		27.9800		70.1800	
N	135.0000		478.0000		540.0000		1 022.0000	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

表 6 表明,在城乡家庭脱离贫困和陷入贫困的边际效应的符号上,二者互为相反符号,那些陷入贫困的正项因素在脱离贫困中变成负项因素。家庭规模越大、家庭成员平均年龄越大者越不容易脱离贫困。值得注意的是,医疗保险在城市家庭贫困变动中没有显著作用,其可能的原因在于:第一,城市职工医疗保险的覆盖面还不广。城镇低收入居民、下岗失业职工及其他脆弱人群还没有全部覆盖。第二,医疗保险基金节余水平高。根据劳动和社会保障部的统计,2005 年底,全国城镇职工医疗保险基金累计结余 1 278 亿元。按国际经验结余率应控制在 10%,长期过高的结余率会降低基金使用效率降低参保人的待遇。农村合作医疗可能由于筹资额不高,补偿有限的原因,出现医疗保险对农村的贫困变动的作用也不显著。而且,医疗保险在我国卫生筹资构成中所占比例一直不高,直接付费在卫生筹资构成中的比例却一直居高不下,1991 年,直接付费占卫生筹资的 37.5%,2006 年,该比例上升到 49.3%。在 2000 年,直接付费比例甚至高达 58.98%(卫生部网站)。医疗保险对城乡贫困变动均没有影响的共同原因可能在于医疗价格高企,较低的医疗保险补偿对降低高额的医疗费用支出只起到杯水车薪的作用。同时,医疗保险对城乡贫困变动没有影响的结果也表明,如果只是单纯地增加医疗保险的可及性,而不对医疗服务市场供应方的道德风险进行约束,“看病难”、“看病贵”情况依然还不会自动消除,因病致贫、因病返贫的现象仍可能发生。

六、结 论

本文侧重于研究医疗保险在城乡反贫困中的作用。根据中国健康与营养调查(CHNS)1989—2006年的数据,我们发现,发生灾难性卫生支出的城乡家庭比例较高,最穷的群体其医疗费用超过收入的比例增加,医疗保险对减少收入不平等只起到微弱作用。TIP 贫困曲线表明,近几年,医疗保险补偿后,城乡患病家庭的贫困并没有减少,医疗保险在减贫上的作用很小。

关于贫困特征的多元回归模型显示,家庭成员较多、教育程度低、抚养比率高、参保人数比率低是贫困的诱因,而条件多元回归模型则显示,医疗保险对贫困的变动没有影响。

亲贫困的医疗保险应覆盖到城乡弱势群体。构筑以城镇职工、居民医疗保险和新型农村合作三大基本医疗保险制度的健康保障安全网,完善贫困人口的社会医疗救助体系,是防止城乡居民“因病致贫”和“因贫返病”现象发生的有效工具。当然,发展社区卫生服务,保障城乡居民基本医疗卫生服务需要;改革药品流通体制,规范医药市场,减轻城乡居民的医疗负担;改革医疗保健付费机制等,也是政府制定城乡反贫困政策时应该考虑的重要方面。

* 本文入选第八届中国经济学年会。

注释:

- ①1994年,国务院在江苏省镇江市和江西省九江市开始进行建立新型职工医疗保障制度试点工作。1997年又开始在全国38个城市进行扩大试点。与此同时,各地还探索了不同形式的社会医疗保障制度,可划分为三种形式:“通道模式”,即个人账户段—自费段—社会统筹段结合在一起管理。“板块模式”,即个人账户和统筹基金分开管理的办法。“大病保险”,即小病自己看,中病企业补、大病社会保的模式。20世纪90年代见证了我国城镇职工医疗保障制度一系列的改革探索。2007年,国务院选择79个城市进行建立以大病统筹为主的城镇居民基本医疗保险制度试点工作。
- ②1988年、1990年、1992年、1996年、1999年、2003年、2005年的农村国家贫困线分别为236元、300元、317元、580元、625元、637元、683元。虽然中国营养与健康调查的收入数据是滞后一年的数据,为与该调查的年份相对应,我们仍把分析年份称为1989年、1990年、……、2006年,这对结果的说明没有影响。
- ③灾难性卫生支出是指在一个特定时期内,当家庭卫生支出超出了原先所界定的阈值,即可认为该家庭发生了灾难性卫生支出。该阈值的确定具有主观性,我们采用国外学者对发展中国家研究界定的阈值(Pradhan, 2002; Ranson, 2002; Wagstaff, 2003),他们以医疗支出占消费支出的10%作为灾难性卫生支出的门槛值。我们这里采用医疗支出占收入的10%作为标准,二者的区别不大。
- ④因为这里不是以全部样本计算,而是以发生医疗支出的家庭为样本,贫困率可能高于见诸报端的全国贫困率,但这并不妨碍我们对城乡贫困的考察,因为在每一年中发生医疗支出的家庭基本上是随机的。当然,患慢性病的家庭不在此随机之列。

⑤ TIP 曲线有多种称谓。在工资歧视中称为“广义反洛伦兹曲线”；在产业集聚文献中称为“绝对集中曲线”；在研究失业期长度中被称为“剥夺曲线”，见 Stephen (1997)。

⑥ 这里我们删除了一些没有任何收入的家庭单位。

参考文献：

- [1] 陈迎春, 徐锡武, 王蓉. 新型农村合作医疗减缓因病致贫效果测量[J]. 中国卫生经济, 2005, (8): 26—28.
- [2] 高建民, 周忠良. 互助医疗与新型农村合作医疗缓解“因病致贫”的效果比较[J]. 中国卫生经济, 2007, (10): 30—33.
- [3] Abay Asfaw, Joachim Von Braun. Can community health insurance schemes shield the poor against the downside health effects of economic reforms? The case of rural ethiopia [J]. Health Policy, 2004, 70: 97—108.
- [4] Ranson K. Reduction of catastrophic health care expenditures by a community-based health insurance scheme in Gujarat, India: Current experiences and challenges [J]. Bulletin of the World Health Organization, 2002, 80: 8.
- [5] Steven Russell, Lucy Gilson. Are health services protecting the livelihoods of the urban poor in Sri Lanka? Findings from two low-income areas of Colombo [J]. Social Science & Medicine, 2006, 63: 1732—1744.
- [6] Wagstaff A, Lindelow M. Can insurance increase financial risk? [J]. Health Economy, 2008, (2): 1—16.
- [7] Gilson L, McIntyre D. Removing user fees for primary care in Africa: The need for careful action [J]. British Medical Journal, 2005, 331: 762—765.
- [8] Ensor T, B S Pham. Access and payment for health care: The poor of Northern Vietnam [J]. International Journal of Health Planning and Management, 1996, (11): 69—83.
- [9] Pannarunothai S, A Mills. The poor pay more: Health-related inequality in Thailand [J]. Social Science Medicine, 1997, 12: 1781—1790.
- [10] Van Damme W. Out-of-pocket health expenditure and debt in poor households: Evidence from Cambodia [J]. Tropical Medicine and International Health, 2004, (2): 273—280.
- [11] Skarbinski J, H K Walker. The burden of out-of-pocket payments for health care in Tbilisi, Republic of Georgia [J]. Journal of American Medical Association, 2002, (8): 1043—1049.
- [12] Van Doorslaer E. Paying out-of-pocket for health care in Asia: Catastrophic and poverty impact [R]. Equitap Project Working Paper, 2005, No. 2, Erasmus University Rotterdam.
- [13] Henderson G, Jin S, Akin J, Li Z, Wang J. Distribution of medical insurance in China [J]. Social Science & Medicine, 1995, (8): 1119—1130.
- [14] World Bank. China 2020: Financing health care [R]. Washington: The World Bank, 1997.
- [15] Feng xueshan, Tang shenglan, Gerald Bloom. Cooperative medical schemes in contem-

- porary rural China[J].Social Science Medical ,1995,(8):1111—1118.
- [16] Ravallion M. Poverty comparisons[M].Harwood Academic Publishers, Chur,1994.
- [17] Pradhan M,N Prescott.Social risk management options for medical care in Indonesia [J].Health Economics, 2002,(1):431—446.
- [18] Wagstaff A,E Van Doorslaer.Catastrophe and impoverishment in paying for health care:With applications to Vietnam 1993—1998[J].Health Economics,2003,(12):921—934.
- [19] Jan Pen.Income distribution[J].The Economic Journal,1972,82:242—244.
- [20] Stephen P Jenkins,Peter J Lambert. Three ‘I’s of poverty curves, with an analysis of UK Poverty Trends[R].Oxford Economic Papers,1997,3:317—327.

Health Insurance and Anti-poverty in Urban and Rural Areas:1989—2006

XIE E

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

Abstract: This paper estimates anti-poverty effects of health insurance on the urban and rural households in China from 1989 to 2006 based on data of China Health and Nutrition Surveys (CHNS). The results indicate that the portion of urban and rural households that have catastrophic health care expenditures is quite high and the percentage of the poorest group whose health expenses exceed income has increased. Health insurance has a weak effect on shortening the income gap. TIP poverty curves show that, in recent years poverty in urban and rural households suffering from illness has not eased off markedly after they have been compensated and health insurance has little impact on alleviating poverty. Regression Models of determination of poverty reveal factors including household size, education, dependency ratio and health insurance affect poverty. Conditional regression model witnesses health insurance has little impact on changing poverty.

Key words: health insurance; anti-poverty in urban and rural areas; welfare; Pen's parade; TIP curve

(责任编辑 许 柏)