

城镇职工基本医疗保险下的 医疗支出研究^{*}

——不可忽视的持续性特征

许玲丽¹, 龚 关², 王红梅³

(1. 上海大学 经济学院, 上海 200444; 2. 上海财经大学 经济学院,
上海 200433; 3. 美国内布拉斯加州立大学医学中心 公共卫生学院,
内布拉斯加州 奥马哈 68198-4350)

摘 要:文章利用2005—2007年江苏省昆山市城镇职工医疗保险数据,通过四部分模型研究基本医疗保险下的居民医疗支出持续性特征。研究发现,居民医疗支出持续性特征相当明显,如将其忽略会使其他变量存在估计偏误,其中对年龄的影响最大。持续性特征表现为: $t-1$ 期和 $t-2$ 期的医疗支出对 t 期就诊或住院概率表现出不同的信号功能, $t-1$ 期的医疗支出对 t 期门诊或住院医疗支出的持续性效果是 $t-2$ 期的6—7倍。对持续性特征的深入研究将为医疗保险制度改革提供实证依据。

关键词:城镇职工基本医疗保险;医疗支出;持续性

中图分类号:F019.2;F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)05-0025-11

一、引 言

社会医疗保险制度改革一直是社会关注的热点问题。1994年,我国决定在部分地区试行以个人账户和社会统筹为基础的社会医疗保险制度,以解决原有医疗保障制度的缺陷和弊端,^①建立适应社会主义市场经济的城镇职工基本医疗保险制度。截至2007年底,全国已有约1.8亿人参加城镇职工基本医疗保险。^②个人账户和社会统筹相结合的保险模式一个突出的优点是,将个

收稿日期:2011-02-23

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(10YJC790316);上海市哲学社会科学规划青年课题(2010EJB003);上海市曙光计划项目(08SG37)

作者简介:许玲丽(1982—),女,江苏昆山人,上海大学经济学院讲师,经济学博士;

龚 关(1970—),男,湖北仙桃人,上海财经大学经济学院副教授,博士生导师;

王红梅(1977—),女,河南三门峡人,美国内布拉斯加州立大学医学中心公共卫生学院副教授。

人账户引入医疗保险理论上可以有效抑制医疗支出中的道德风险,进而控制医疗费用的快速增长。十余年来,职工基本医疗保险在一定程度上抑制了医疗费用的快速增长,但卫生费用年均增长仍在 26% 以上。^③ 因此,若要有效控制或为居民有效分担医疗费用,除了从制度上进行约束外,掌握医疗支出的相关特征和影响因素至关重要。

大多数研究通过统计分析发现医疗支出具有两个重要的特征:持续性(persistence)和集中性(concentration)。持续性指前期医疗支出是影响当期支出是否发生及其大小的重要因素,该特征实际上是健康因素中持续性因子的外在表现;集中性指医疗支出的大部分由小部分个体产生,其中也蕴含着持续性特征。鉴于此,考察影响医疗支出相关因素时,除了性别、年龄、保险等因素外,医疗支出的特征因素也不容忽视。对中国医疗支出问题的研究,计量分析中关注医疗支出持续性特征或健康持续性特征的文献甚少。本文利用 2005—2007 年江苏省昆山市城镇职工社会医疗保险数据,通过医疗支出四部分模型(Four-Part Model)研究基本医疗保险下的居民医疗支出持续性特征。本文的研究结论将为医疗支出预测分析和风险测算以及政府的医疗支出预算管理和医疗保险政策改革提供参考依据。

本文发现城镇职工基本医疗保险下居民医疗支出的持续性特征相当明显。从前期医疗支出对当期就诊或住院概率的影响看,持续性高度依赖于支出金额, $t-1$ 期的医疗支出具有大小病信号功能,而 $t-2$ 期的医疗支出则在大部分情况下具有治愈信号功能;当已确定就诊或住院时, $t-1$ 期和 $t-2$ 期的医疗支出对 t 期的门诊或住院支出都具有正向持续性影响, $t-1$ 期的医疗支出对 t 期医疗支出(门诊或住院)的持续性效果是 $t-2$ 期的 6—7 倍。

二、文献综述

从研究内容看,大多数文献考察了健康特征的持续性对医疗支出的影响(罗楚亮,2006;French 和 Jones,2004;Feenberg 和 Skinner,1994)。Feenberg 和 Skinner(1994)研究发现,受持续性健康因素影响,医疗支出具有显著的持续性:在美国,65 岁时自负医疗支出受健康因素影响增加 1 美元将使贴现后的未来自负医疗支出增加 2.65 美元。鉴于医疗支出是健康的外在反映,本文把医疗支出滞后项作为健康滞后项的替代变量。

一些研究通过统计分析发现医疗支出具有较强的持续性(Lin 等,2009;Shenkman 等,2007)。例如,Shenkman 等(2007)对美国医疗救助项目(Medicaid)中的儿童医疗支出进行研究发现,在连续 3 年时间内,发生高额医疗支出的儿童其医疗支出表现出较强的持续性;2003 年医疗支出最多的 10% 的儿童,2004 年和 2005 年分别仍有 34% 和 23% 属于支出最多的 10% 群体。

由于对数据的要求相对严格,只有少数文献通过计量分析研究医疗支出

的持续性特征(Rettenmaier 等,2006;Eichner 等,1998),这些研究都认为医疗支出的持续性特征是研究中不可忽视的。Rettenmaier 等(2006)发现,前一期医疗支出增加 1 美元,当期医疗总支出会增加 0.19 美元;Eichner 等(1998)发现,在前两期没有发生医疗支出的情况下,当期对数医疗支出比前两期发生医疗支出的情况少约 0.75 美元。

从研究方法看,对医疗支出的探讨大多采用两部分模型(罗楚亮,2008;叶春辉等,2008;Eichner 等,1998),即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。为了区分门诊和住院医疗支出的不同特征,Duan 等(1983,1984)和 Manning 等(1987)提出了四部分模型方法,即将医疗支出行为分解为是否就医、就医后是否住院、门诊病人费用决定以及住院病人费用决定四个过程。采用四部分模型对中国居民医疗费用进行回归分析的代表性文章有饶克勤(2000)。

对中国医疗支出问题的研究无论采用两部分模型还是四部分模型,很少考虑持续性特征(包括健康持续性和医疗支出持续性)。鉴于持续性特征相当显著,计量分析中遗漏该特征变量会使估计结果存在偏误,本文则充分考虑了医疗支出的持续性特征。

三、数据和医疗支出持续性特征分析

(一)数据。本文数据来源于江苏省昆山市人力资源和社会保障局。作为医改示范城市,昆山市从 1997 年开始实行职工基本医疗保险,2000 年推广到全市范围,目前该市医疗保险(包括职工医疗保险、居民医疗保险以及农村合作医疗保险)已实现全覆盖,成为全国首个全体居民参加医保的县级城市。昆山市职工基本医疗保险采用的是“通道式”的改良模式——“分道式”。^④

我们从职工医保系统中根据社会医保号随机抽取了 7 000 个人,剔除 2005—2007 年死亡、迁移离开或信息不全的 645 个人,最终得到 6 355 个人连续三年的医疗费用发生情况、每年由医保机构记入个人账户的资金情况以及其他一些相关信息。由于职工基本医疗保险的覆盖人群都已参加工作,样本中不包括未成年人。表 1 给出了主要变量的均值。除性别和年龄外,其他变量均以 2005 年为基准剔除了通货膨胀的影响。从表中可以得到,样本平均年龄约为 42 岁(2005 年);

医疗支出年均值约为 1 580 元,门诊医疗支出均值约为 640 元,住院医疗支出均值约为 940 元;记入个人账户资金逐年递增,年均增长率约为 1%。

表 1 主要变量的均值

变量	2005 年	2006 年	2007 年
性别(1=男性)	0.56	0.56	0.56
年龄(岁)	41.68	42.68	43.68
医疗支出(元)	1 521.43	1 597.2	1 615.15
门诊医疗支出(元)	626.03	644.58	651.9
住院医疗支出(元)	895.4	952.62	963.25
记入个人账户资金(元)	497.43	503.38	511.59

(二)医疗支出持续性特征分析。医疗支出跨期转移率能够反映持续性特征。表2给出了最小和最大年龄组中,医疗支出从2005到2006年的转移率和到2007年的转移率(括号内数值),其中医疗支出划分为5个区间。以16—29岁年龄组医疗支出在300—1 000元群体为例,73.3%的个体在2006年仍发生了医疗费用,而且绝大多数个体(54.66%)的医疗费用仍发生在相同区间,2007年的数据有所下降但仍很显著。60岁及以上群体具有类似特征。我们还发现年龄越大,高额医疗支出的持续性越强。

表2 医疗支出跨期转移率(按年龄和支出分组,%)

2005		2006(2007)				
年龄	医疗支出(元)	0	0—300	300—1 000	1 000—4 000	4 000—
16—29	0	54.89(48.44)	9.67(14.87)	21.00 (21.41)	14.03(13.83)	0.42(1.46)
	0—300	32.22(24.16)	31.54(30.20)	24.83(17.45)	4.03(16.78)	7.38(11.41)
	300—1 000	26.70(21.92)	5.44(12.54)	54.66(33.05)	9.91(19.92)	3.29(12.57)
	1 000—4 000	19.38(19.38)	5.43(8.53)	20.16(18.61)	41.09(37.21)	13.95(16.28)
	4 000—	17.76(17.76)	13.08(14.02)	14.02 (13.08)	24.30(38.32)	30.84(16.82)
60—	0	35.14(30.63)	16.22(8.11)	30.63(21.62)	8.11(29.73)	9.91(9.91)
	0—300	40.26(22.08)	23.38(23.38)	9.09(9.09)	15.58(27.27)	11.69(18.18)
	300—1 000	20.13(10.74)	14.09(7.38)	36.24(46.31)	16.78(16.78)	12.75(18.79)
	1 000—4 000	19.88(14.46)	7.83(5.42)	12.65(29.52)	40.36(30.72)	19.28(19.88)
	4 000—	14.67(14.67)	17.33(17.33)	17.33(17.33)	14.67(34.67)	36.00(16.00)

医疗支出的持续性特征可以概括如下:(1)2005年没有发生医疗支出的个体在2006年和2007年仍有较大比例没有发生医疗支出,2005年发生医疗支出的个体在2006年和2007年仅有较小比例没有发生医疗支出;(2)无论从两年还是三年的转移率看,医疗费用一般集中在相同区间;(3)相隔一年的医疗支出持续性较相邻年份的持续性有所下降。

四、模型和实证结果

(一)医疗支出持续性特征的理论基础。居民医疗支出是个人健康状况的反映,但不是完全反映。令 hc_{it} 表示个体 i 在时刻 t 的医疗支出情况,则:

$$hc_{it} = g(\Psi_{it}, \mu_i, X_{it}) \quad (1)$$

其中, Ψ_{it} 表示个体 i 在时刻 t 的健康状况, μ_i 代表一些难以观测但不随时间变动的个体 i 的特征, X_{it} 表示可观测的一些变量如性别、年龄等。假设 $E(\Psi_{it}) = 0$, $E(\mu_i) = 0$, $E(X_{it}) = \bar{X}$ 。将(1)式在各变量均值处一阶泰勒展开,则有:

$$hc_{it} \approx [g(0, 0, \bar{X}) + g_3(X_{it} - \bar{X})] + [g_1 \bar{\Psi}_i + g_2 \mu_i] + [g_1(\Psi_{it} - \bar{\Psi}_i)] \quad (2)$$

其中, $g_j(j=1, 2, 3)$ 表示 g 对第 j 个分项的一阶导数, $\bar{\Psi}_i$ 表示个体 i 的持久性健康状况如由基因决定的固有身体素质。由(2)式可以看到医疗支出由三部分决定:第一部分是可观测的个体特征 X_{it} ;第二部分是由不可观测的个体持久性特征(包括不随时间变动的健康特征和偏好特征等)差异构成的随机项即

固定效应(fixed effect),用 f_i 表示;第三部分是健康状况的时间变化,用 φ_{it} 表示。理论上, φ_{it} 包括持续性因子(a_{it} , persistent component)和暂时性因子(u_{it} , transitory component)。持续性因子表示具有传递性的一些健康因子,理论上是一个 L 阶自回归过程(AR(L));暂时性因子是导致健康状况波动的一些瞬时、意外冲击。^⑤由此,(2)式可以表示为:

$$hc_{it} = X'_{it}\beta + f_i + \varphi_{it} \quad (3)$$

$$\varphi_{it} = a_{it} + u_{it} \quad (4)$$

$$a_{it} = \sum_{l=1}^L \rho_l a_{it-l} + \epsilon_{it} (L > 0) \quad (5)$$

由(3)式—(5)式可知,对数医疗支出方程的残差项可以表示为 $R_{it} = f_i + \sum_{l=1}^L \rho_l a_{it-l} + \epsilon_{it} + u_{it}$ 。估计中如不能控制 f_i 、 a_{it} 和 u_{it} ,尤其是 a_{it} ,将使 β 的估计值存在较大偏误。从前面持续性特征分析来看,医疗支出的持续性特征十分明显,这是健康持续性因子的外在反映,也说明健康因素中持续性因子的影响占优。因此,本文将医疗支出滞后项作为持续性因子滞后项的替代变量,这样至少能够校正部分估计偏误。

滞后阶数 L 通过计算残差项相关系数得到。为了得到较准确的阶数 L 和突破数据局限,我们以半年为单位分别计算残差估计值 $\hat{R}_{it}(t=1,2,\dots,6)$,得到六个残差项的相关系数。我们发现,2005 年上半年残差项与 2005 年下半年到 2007 年下半年残差项的相关性逐渐递减;2005 年上半年残差项与 2006 年下半年残差项的相关系数为 0.18,与 2007 年上半年残差项的相关系数则小于 0.1(不显著);2005 年下半年残差项与未来三个半年残差项的相关系数均大于 0.1,而与未来第四个半年残差项的相关系数则也小于 0.1。本文认为 $t-2$ 年医疗支出与 t 年医疗支出的相关性由 $t-2$ 年下半年发生的医疗支出所致,则以年为单位, $L=2$ 。

(二)医疗支出四部分模型。与大多经验研究相同,本文数据主要有两个特点:(1)相当比例个体的医疗支出为零;(2)非零医疗支出特别是住院支出并不服从对数正态分布及其他分布。因此,本文采用 Manning 等(1987)和 Du-an 等(1983,1984)提出的四部分模型,模型如下:

$$\Pr(MED_i > 0) = \Phi(x_{1i}\gamma_1) \quad (6)$$

$$\Pr(INP_i > 0 | MED_i > 0) = \Phi(x_{2i}\gamma_2) \quad (7)$$

$$\log(OUTP_i | MED_i > 0) = x_{1i}\gamma_3 + v_i \quad (8)$$

$$\log(INP_i | INP_i > 0) = x_{2i}\gamma_4 + w_i \quad (9)$$

其中, MED_i 、 $OUTP_i$ 和 INP_i 分别表示个体 i 的总医疗支出、门诊医疗支出和住院医疗支出, x_1 和 x_2 为解释变量向量, γ_1 、 γ_2 、 γ_3 和 γ_4 为待估参数, Φ 表示标准正态分布函数, v 和 w 服从均值为 0、方差分别为 σ_v^2 和 σ_w^2 的连续分布。

(6)式是反映是否发生医疗支出即是否就医的 Probit 模型, $\Phi(x_{1i}\gamma_1)$ 为个

体 i 医疗支出大于零的概率; (7) 式是当医疗支出大于零时, 刻画住院医疗支出发生概率的 Probit 模型; (8) 式描述了医疗支出大于零时的门诊医疗支出情况; (9) 式描述了住院医疗支出大于零时的住院医疗支出情况。由于发生医疗支出的个体必定发生门诊费用, (8) 式包括了医疗支出大于零的所有个体的门诊医疗支出。本文使用 OLS 方法估计 (8) 式和 (9) 式。

变量 x_1 和 x_2 主要分为两类: 一类是影响医疗支出的个体特征变量, 包括年龄、性别、记入医保个人账户资金等; 另一类是医疗支出的滞后项, 用来考察医疗支出的持续性特征, 本文选择滞后两年。

(三) 四部分模型估计结果与分析。为了说明忽略持续性特征可能导致其他参数存在估计偏误, 本文对考虑持续性特征和不考虑持续性特征两种情况分别进行估计。表 3 给出了 (6) 式和 (8) 式的估计结果, 表 4 给出了 (7) 式和 (9) 式的估计结果。表 3 和表 4 中 Probit 估计分别给出了系数和边际效应估计值。我们发现无论从理论上还是从实证上看, 持续性特征对医疗支出的影响都非常显著。从估计系数差异来看, 忽略持续性特征对年龄的系数估计值影响最大, 可见, 持续性特征变量即持续性健康因子与年龄的相关性最强。此外, 忽略持续性特征对性别和收入 (即存入个人账户资金) 的系数估计值也造成了一定的估计偏误, 如增加了门诊医疗支出的收入弹性, 但降低了住院医疗支出的收入弹性。

表 3 (6) 式和 (8) 式的估计结果

变量	Probit: (6) 式				OLS: (8) 式	
	考虑持续性		不考虑持续性		考虑持续性	不考虑持续性
	系数	边际效应	系数	边际效应	系数	系数
性别 (1=男性)	-0.489 ***	-0.126	-0.470 ***	-0.138	-0.296 ***	-0.690 **
年龄 < 30	-0.785 ***	-0.262	-0.840 ***	-0.303	-0.418 ***	-0.644 ***
30 ≤ 年龄 < 40	-0.853 ***	-0.256	-0.728 ***	-0.239	0.052	-0.321 ***
40 ≤ 年龄 < 50	-0.411 ***	-0.118	-0.286 ***	-0.09	-0.303 ***	-0.724 ***
50 ≤ 年龄 < 60	-0.284 **	-0.081	-0.209 **	-0.066	0.015	-0.441 ***
(年龄 < 30) × 性别	0.096	0.025	0.041	0.012	0.116	0.287 **
(30 ≤ 年龄 < 40) × 性别	0.466 ***	0.107	0.279 **	0.078	-0.174 *	0.024
(40 ≤ 年龄 < 50) × 性别	0.268 *	0.066	-0.086	-0.027	0.222 **	0.417 ***
(50 ≤ 年龄 < 60) × 性别	0.126	0.032	0.041	0.012	-0.139	0.197 *
d1	0.298 *	0.076	—	—	-1.022 ***	—
d2	0.459 ***	0.104	—	—	-0.623 ***	—
d12	0.464 **	0.115	—	—	-2.080 ***	—
d1 × M1	0.184 ***	0.049	—	—	0.220 ***	—
d2 × M2	-0.049 **	-0.013	—	—	0.064 *	—
d12 × M1	0.197 ***	0.053	—	—	0.363 ***	—
d12 × M2	-0.068 ***	-0.018	—	—	0.051 ***	—
存入个人账户资金对数	-0.233 ***	-0.062	-0.204 ***	-0.062	0.192 ***	0.373 ***
R ²	0.219		0.037		0.231	0.073
样本量	6 355		6 355		2 796	2 796

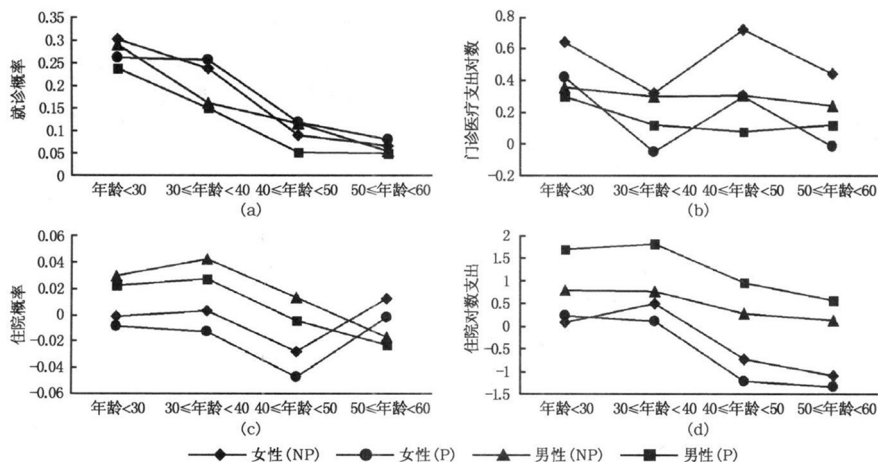
注: ① ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。② d1=1 表示 t-1 期发生医疗支出但 t-2 期没有发生, d2=1 表示 t-2 期发生医疗支出但 t-1 期没有发生, d12=1 表示 t-2 期和 t-1 期都发生医疗支出, M1 表示 t-1 期医疗支出对数, M2 表示 t-2 期医疗支出对数。下表同。

表 4 (7)式和(9)式的估计结果

变量	Probit:(7)式				OLS:(9)式	
	考虑持续性		不考虑持续性		考虑持续性	不考虑持续性
	系数	边际效应	系数	边际效应	系数	系数
性别(1=男性)	0.530 ***	0.041	0.392 ***	0.032	1.175 ***	0.553 ***
年龄<30	0.103	0.009	0.018	0.001	-0.246	-0.082
30≤年龄<40	0.159	0.013	-0.032	-0.003	-0.127	-0.512 **
40≤年龄<50	0.491 ***	0.047	0.302 **	0.028	1.209 ***	0.712 ***
50≤年龄<60	0.022	0.002	-0.156	-0.012	1.337 ***	1.083 ***
(年龄<30)×性别	-0.669 **	-0.031	-0.599 **	-0.031	-1.452 ***	-0.721
(30≤年龄<40)×性别	-0.821 ***	-0.04	-0.701 ***	-0.039	-1.710 ***	-0.266
(40≤年龄<50)×性别	-0.858 ***	-0.042	-0.761 ***	-0.041	-2.176 ***	-0.989 ***
(50≤年龄<60)×性别	0.231	0.021	0.285 *	0.029	-1.914 ***	-1.216 ***
d1	-0.707 ***	-0.051	—	—	2.510 ***	—
d2	-1.080 **	-0.042	—	—	-1.599 ***	—
d12	-1.343 ***	-0.097	—	—	-2.971 ***	—
d1×M1	0.114 ***	0.009	—	—	-0.468 ***	—
d2×M2	0.202 ***	0.016	—	—	0.168 **	—
d12×M1	0.253 ***	0.02	—	—	0.241 ***	—
d12×M2	-0.046 *	-0.004	—	—	0.041	—
门诊医疗支出对数	0.216 ***	0.017	0.305 ***	0.025	0.415 ***	0.537 ***
门诊医疗支出大于 1 500 元	-0.074	-0.006	-0.083	-0.007	-0.538 ***	-0.739 ***
存入个人账户资金对数	0.01	0.001	0.056	0.005	0.911 ***	0.725 ***
R ²	0.127		0.096		0.994	0.989
样本量	2 796		2 796		264	264

图 1 反映了持续性特征对年龄系数估计值的影响。图(a)、(b)、(c)和(d)分别对应(6)式、(8)式、(7)式和(9)式。图(a)和图(c)的纵轴分别表示 60 岁以上人群就诊和住院概率比其他各年龄段人群高出的数值,图(b)和图(d)的纵轴分别表示 60 岁以上人群门诊和住院医疗支出对数比其他各年龄段人群高出的数值。我们发现城镇居民中,就诊概率随年龄增长而增加。忽略持续性特征使就诊概率对女性低估和对男性高估,使住院概率和门诊医疗支出对各年龄段女性和男性都高估,使住院医疗支出对女性高估和对男性低估。图 1 中,不同年龄段的估计偏误大部分保持固定比例,这说明各年龄变量与持续性特征的相关性比较稳定。

考虑持续性特征之后,从对(6)式的估计中可以看到医疗支出具有显著的持续性特征: $t-1$ 期医疗支出越多, t 期就诊概率就越大; $t-2$ 期医疗支出越多, t 期就诊概率就越小。 $t-1$ 期发生与没有发生医疗支出对 t 期就诊概率的影响差距约为 $0.087+0.102M1-0.005M2$,即前期是否发生医疗支出对当期就诊概率的影响还取决于前期医疗支出金额。在 $t-2$ 期没有发生医疗支出的情况下, $t-1$ 期发生医疗支出使 t 期就诊概率比 $t-1$ 期没有发生医疗支出的情况至少多出 9%。 $t-2$ 期发生与没有发生医疗支出对 t 期就诊概率的影响差距约为 $0.143+0.004M1-0.031M2$,在 $t-1$ 期没有发生医疗支出的情况下, $t-2$ 期发生医疗支出使 t 期就诊概率比 $t-2$ 期没有发生医疗支出的情况至多多出 14%。从对(8)式的估计中可以看到,门诊医疗支出也具有显著



注: NP 和 P 分别表示不考虑和考虑持续性特征。

图 1 忽略持续性特征的年龄系数估计偏差

的持续性特征。 $t-1$ 期的医疗支出增加 1%， t 期的门诊医疗支出会显著增加至少 0.22%； $t-2$ 期的医疗支出增加 1%， t 期的门诊医疗支出则会显著增加至少 0.05%。这一结果与 Rettenmaier 等 (2006) 的较一致：他们发现 $t-1$ 期医疗支出增加 1 美元， t 期总医疗支出会增加 0.19 美元。

从对 (7) 式和 (9) 式的估计中同样可以看到，住院概率和住院医疗支出也具有一定的持续性。与就诊概率一样，住院概率的持续性也依赖于前期医疗支出金额。在 $t-2$ 期没有发生医疗支出的情况下， t 期生病后住院的概率随 $t-1$ 期医疗支出增多而由负转正； $t-2$ 期医疗支出对 t 期住院概率的作用机制与 $t-1$ 期相同。住院医疗支出的持续性表现为：在前两期都发生医疗支出的情况下， $t-1$ 期的医疗支出增加 1%， t 期住院医疗支出会增加约 0.24%； $t-2$ 期的医疗支出增加 1%， t 期住院医疗支出会增加约 0.04%。此外，当期门诊医疗支出平均来看与住院概率或住院医疗支出是互补的，但当其超过一定金额（如 1 500 元）时则与住院概率或住院医疗支出表现出一定的替代性，门诊医疗支出进一步增加会使住院概率或住院医疗支出减少。

此外，我们还对医疗支出的收入弹性感兴趣。个人账户资金按照个人收入的一定比例记入，所以记入个人账户资金可看作收入的替代变量。从对 (8) 式和 (9) 式的估计中可以看到，门诊医疗支出和住院医疗支出的收入弹性分别为 0.192 和 0.911，二者都缺乏弹性，其中住院医疗支出的收入弹性相对较高。大多数文献计算收入弹性时未区分这两类不同的医疗支出。例如，French 和 Jones (2004) 计算得到的收入弹性为 0.18，Mocan 等 (2004) 得到中国城镇居民医疗支出收入弹性为 0.3 左右，叶春辉等 (2008) 得到农村地区医疗支出收入弹性为 0.19。从这些结果可以推测医疗消费类似于必需品消费。从弹性差异

来看,门诊消费与必需品消费更为接近,而住院消费由于费用相对昂贵,其收入弹性接近单位弹性,如果住院消费价格进一步上涨,其将类似于奢侈品消费。从估计结果中我们还可以看到,个人收入对就诊概率和就诊后发生费用的影响是相反的,这与封进和李珍珍(2009)对农村居民的研究结果一致,可能的解释是,工资收入或养老金较高的个人身体一般较健康,因而生病的概率较小,而一旦生病则愿意花费比别人更多的钱治病,如买更好的药、做更多的检查等。

五、结论和政策含义

本文运用医疗支出四部分模型对江苏省昆山市城镇职工基本医疗保险下的居民医疗支出持续性特征进行研究。结果发现,医疗支出的持续性特征相当明显,如将其忽略会使其他变量存在估计偏误,其中对年龄变量的影响最大。医疗支出的持续性表现为两个方面:一是对就诊或住院概率的影响,二是对门诊或住院医疗支出的影响。前期是否发生医疗支出对当期就诊或住院概率的影响高度依赖于医疗支出金额。 $t-1$ 期的医疗支出具有大小病信号功能,支出越大, t 期大病发生的可能性就越大; $t-2$ 期的医疗支出在大多数情况下则具有治愈信号功能,支出越大, t 期就诊或住院的概率就越小。从前期医疗支出对当期医疗支出的影响看,前期医疗支出增加,当期门诊或住院医疗支出会随之增加。当前两期都发生医疗支出时, $t-1$ 期医疗支出对 t 期医疗支出的持续性效果是 $t-2$ 期的 6—7 倍。

有效的估计结果是进行医疗支出预测分析、风险测算和预算管理以及医疗保险政策改革的重要基础。通常体弱多病者或慢性病(高血压、糖尿病等)患者医疗支出的持续性尤为明显,该人群的医疗费用负担也比其他人重,由于不属于大病,社会统筹基金此时无法发挥作用,于是因病致贫、返贫情况时有发生。一些地方和城市已经开展了慢性病报销,但通常各种慢性病的报销比例没有区别。在本文基础上如果能够利用更全面的数据研究不同慢性病的持续性影响,将为制定相对合理的不同报销比例提供依据。此外,在各方面制度的配合和道德风险可控的前提下,我们还可以根据健康状况制定不同的医保政策。首先根据医疗支出特征划分不同的人群,再根据持续性特征对就诊概率和医疗费用的影响,在当年年末或下年年初为不同人群制定不同的个人账户记入比例、报销比例、起付线和封顶线等,为病人及时提供更多的资金支持,合理的费用分担机制也是控制医疗支出的途径之一。在数据采集全面、动态的基础上,我们还可以制定实施动态的医保政策。

* 本文还受到上海高校选拔培养优秀青年教师科研专项基金和上海大学人文社会科学研究项目的资助。

注释:

- ①原有公费医疗和劳保医疗制度主要存在“多”、“快”、“低”、“窄”四个问题,即国家和单位对职工医疗费用包揽过多、医疗费用增长过快、医疗制度管理和服务的社会化程度低和医疗保障的覆盖面窄,而城镇职工基本医疗保险能够在一定程度上缓解这四个问题。
- ②数据来源于《2007年劳动和社会保障事业发展统计公报》。
- ③根据《中国卫生统计年鉴2008》中相关数据计算得到。
- ④关于昆山市城镇职工基本医疗保险政策的详细介绍可参见《昆山市城镇职工基本医疗保险管理办法(2005.1.1起调整)》。
- ⑤参见 Feenberg 和 Skinner(1994)和 French 和 Jones(2004)。

参考文献:

- [1]封进,李珍珍.中国农村医疗保障制度的补偿模式研究[J].经济研究,2009,(4):103—115.
- [2]罗楚亮.健康风险与贫困人口的消费保险[J].卫生经济研究,2006,(1):36—38.
- [3]罗楚亮.城镇居民健康差异与医疗支出行为[J].财经研究,2008,(10):63—75.
- [4]饶克勤.中国城市居民医疗服务利用影响因素的研究——四步模型法的基本理论及其应用[J].中国卫生统计,2000,(2):70—73.
- [5]叶春辉,封进,王晓润.收入、受教育水平和医疗消费:基于农户微观数据的分析[J].中国农村经济,2008,(8):16—24.
- [6]Duan N, Manning W G, Morris C N, Newhouse J P. A comparison of alternative models for the demand for medical care [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1983, 1 (2): 115—126.
- [7]Duan N, Manning W G, Morris C N, Newhouse J P. Choosing between the sample-selection model and the multi-part model [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1984, 2(3): 283—289.
- [8]Eichner M J, McClellan M B, Wise D A. Insurance or self-insurance? Variation, persistence, and individual health accounts [A]. Wise D A. Inquires in the Economics of Aging [C]. Chicago: University of Chicago Press, 1998.
- [9]Feenberg D R, Skinner J S. The risk and duration of catastrophic health care expenditures [J]. Review of Economics and Statistics, 1994, 76(4): 633—647.
- [10]Feldstein M, Gruber J. A major risk approach to health insurance reform [R]. NBER Working Paper No 4852, 1994.
- [11]French E B, Jones J B. On the distribution and dynamics of health care costs [J]. Journal of Applied Econometrics, 2004, 19(6): 705—721.
- [12]Lin P J, Biddle A K, Ganguly R, Kaufer D I, Maciejewski M L. The concentration and persistence of health care expenditures and prescription drug expenditures in Medicare beneficiaries with Alzheimer disease and related dementias [J]. Medical Care, 2009, 47 (11): 1174—1179.
- [13]Manning W G, Newhouse J P, Duan N, Keeler E B, Leibowitz A, Marquis M S.

- Health insurance and the demand for medical care: Evidence from a randomized experiment [J]. *American Economic Review*, 1987, 77(3): 251—277.
- [14] Mocan N H, Tekin E, Zax J S. The demand for medical care in urban China [J]. *World Development*, 2004, 32(2): 289—304.
- [15] Rettenmaier A J, Wang Z. Persistence in Medicare reimbursements and personal medical accounts [J]. *Journal of Health Economics*, 2006, 25(1): 39—57.
- [16] Shenkman E, Knapp C, Sappington D, Vogel B, Schatz D. Persistence of high health care expenditures among children in Medicaid [J]. *Medical Care Research and Review*, 2007, 64(3): 304—330.

On Medical Expenditure under Basic Medical Insurance System for Urban Employees: Non-negligible Persistence

XU Ling-li¹, GONG Guan², WANG Hong-mei³

(1. *School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China*; 2. *School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*; 3. *College of Public Health, University of Nebraska Medical Center, Omaha NE 68198-4350, USA*)

Abstract: Based on the data of medical insurance for urban employees in Kunshan, Jiangsu province from 2005 to 2007, this paper investigates the persistence of medical expenditure under basic medical insurance system for urban employees. The result shows that the persistence of residents' medical expenditure is quite significant, and its omission will lead to the biased estimation of other variables, especially age. Medical expenditures in t-1 and t-2 periods fulfill different signal function, and the persistence effect of medical expenditure in t-1 period on medical expenditure in t period is six or seven times than the one of medical expenditure in t-2 period on medical expenditure in t period. A deep study on persistence will provide empirical evidence for the reform of basic medical insurance system for urban employees.

Key words: basic medical insurance for urban employees; medical expenditure; persistence

(责任编辑 康 健)