医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响

王新军，郑　超
（山东大学 经济学院，山东济南 250100）

摘　要：文章根据中国老年人健康影响因素跟踪调查（*CLHLS*）2008—2011 年两期面板数据，利用 *Heckman* 模型、两部模型、面板 *Logit* 模型和排序模型等方法，在系统控制老年人医疗支出的内生性和样本选择偏误的基础上，实证检验了我国医疗保险对老年人医疗服务需求与健康的影响。研究发现：(1)医疗保险促进了老年人的医疗服务利用，增加了老年人的医疗费用总支出，提高了老年人的及时就医概率；(2)医疗保险虽然显著改善了老年人的医疗服务利用和健康状况，但是医疗保险对老年人的医疗服务利用尚存在显著的城乡和地区差异；(3)医疗保险对老年人的健康状况有明显的促进作用；(4)医疗保险显著降低了老年人的家庭医疗负担。

关键词：医疗保险；医疗支出；老年人健康；医疗服务利用

中图分类号：F840.612；F810　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2014)12-0065-11

一、引　言

2012 年，我国老年人口数量已达到 1.94 亿，老龄化水平已达到 14.3%。[①] 现阶段，我国老龄人口比例的不断上升是不可逆转的趋势，特别是我国高龄人群比例不断上升。在我国人口老龄化和高龄化严峻的情况下，易受疾病困扰的老年人群体的医疗服务需求较大，老年人医疗支出占我国总医疗支出的比例不断上升，老年人家庭“因病致贫”和“因病返贫”的现象频现。医疗保险制度作为我国公共卫生医疗和社会保障的重要组成部分，对老年人群的医疗支出和健康的影响已经成为社会关注的热点。因此，研究我国基本医疗保险对老年人群的医疗支出、医疗服务利用状况、家庭医疗负担和健康状况的影响，能够为设计更加健全有效的医疗保险制度提供决策参考。

作为影响健康的重要因素，医疗保险设计的目标是促进人民健康、提高医疗卫生服务的可及性和增加医疗服务的公平性。医疗保险在一定程度上降低了医疗卫生服务的相对价格，进而释放了老年人的医疗卫生服务需求，从而增加医疗卫生支出。但是这种医疗支出的增加是否缘于合理的医疗服务需求的增加，是否促进了老年人的健康水平和减轻了其家庭的医疗负担，目前尚无定论。医疗保险让老年人在使用医疗卫生服务时面临一个较低的边际成本，增加了卫生医疗服务利用；但是医疗卫生服务的增加可能是由道德风险引起的，从而导致我国医疗资源的浪费。因此，医疗保险是否能够有效促进健康成为衡量医疗保险目标的重要指标。

收稿日期：2014-10-11

基金项目：教育部人文社科规划基金项目(13YJAZH091)

作者简介：王新军(1957－)，男，山东郓城人，山东大学经济学院教授，博士生导师；
郑　超(1989－)，男，山东临沂人，山东大学经济学院硕士研究生。

①数据来源于《中国老龄事业发展报告(2013)》。

本文从影响老年人健康和医疗消费行为的因素出发，在 Grossman(1972)医疗需求的理论基础上，使用“中国老年人健康影响因素跟踪调查”(*CLHLS*)2008－2011 年两期面板数据，运用样本选择模型和两部模型，在控制老年人医疗支出中存在的内生性和样本选择偏误的情况下，评估了医疗保险对我国老年人的医疗支出和家庭医疗费用自付比重的影响，同时利用排序模型评估了医疗保险对老年人健康水平的影响。研究发现：医疗保险显著促进了老年人的医疗服务利用水平，与无医疗保险老年人相比，有医疗保险的老年人的医疗费用总支出增加了 40.3%，即享有医疗保险的老年人的医疗总支出增加了1 160元。具体来说，医疗保险使城镇和农村具有医疗保险的老年人的医疗支出分别增加了1 480元和 806 元；医疗保险显著提高了老年人的及时就医概率，但是城镇老年人及时就医率明显高于农村老年人；医疗保险对老年人医疗服务利用的影响存在显著的城乡和地区差异，存在医疗服务利用的不平等性；由于有医疗保险的老年人能够获得更加充分的医疗服务，医疗保险对老年人的健康状况有明显的促进作用，医疗支出的增加显著改善了参保老年人的健康状况；医疗保险也显著降低了老年人的家庭医疗负担，家庭自负比重降低了 33.3%，且医疗保险对城镇家庭医疗负担降低率显著高于农村家庭。

二、文献回顾

国外许多学者就医疗保险与医疗费用和健康状况的因果关系展开了大量研究。有证据表明医疗保险能够减少个人和家庭的医疗负担(Miller 等，2009)。Hackman 等(2012)运用工具变量实证分析了医疗保险中存在的逆向选择问题。与此类似，Bolhaar 等(2012)利用面板数据实证分析了医疗保险中存在的逆向选择和道德风险问题。有充足证据表明由于医疗保险会减少自付医疗支出，从而促使消费者的医疗服务需求增加(Marquis 和 Phelps，1987；McCall 等，1991；Card 等，2007；Finkelstein 等，2012)。Finkelstein 和 McKnight(2008)对美国 65 岁以上老年人群医疗服务的研究表明，医疗保险(Medicare)覆盖率的增长引起更多的医疗服务利用、更好的自评健康水平和较低的医疗自付支出，但是对降低死亡率却没有显著影响。但也有研究表明医疗保险并没有显著降低老年人家庭自付医疗费用开支比例和因医疗费用开支返贫的概率(Wagstaff 等，2009；Sun 等，2010)。在医疗保险影响健康的研究中，大量研究表明医疗保险能够提高就医的财务可及性，并对健康产生重要影响。对医疗保险与医疗服务利用以及医疗服务利用与健康水平之间的关系，*RAND* 医疗保险实验的研究表明，医疗保险明显提高了参保人群的服务利用(Manning 等，1987)。

国内文献关于医疗保险对居民健康和医疗支出影响的研究有限。黄枫和吴纯杰(2009)利用中国老年人健康长寿影响因素调查的面板数据，借助工具变量法解决了模型的内生性问题，研究发现，与无医疗保险老人相比，享有医疗保险的老人三年间隔的死亡概率降低了 25.3%。黄枫和甘犁(2010)研究了医疗保险对城镇老人健康死亡率的影响，研究显示，医疗保险促进了居民的健康水平。Chou 等(2011)、Keng 和 Sheu(2013) 的研究发现，台湾的医疗保险制度降低了婴儿死亡率，但是并没有显著降低老年人的死亡率。白重恩等(2012)使用差分的方法(*DID*) 和固定效应模型(*FE*)分析医疗保险对消费的影响，认为随着我国医疗保险覆盖率的提高，医疗服务的利用率也明显提高，医疗保险对消费的正向影响在收入较低或健康状况较差的家庭中更强。封进和余央央(2007)利用中国健康营养调查数据(*CHNS*)1997 年和 2000 年农村的面板数据研究发现，拥有医疗保险会显著改善农村居民的健康状况。然而，胡宏伟和刘国恩(2012)利用倾向匹配和双重差分相结合的方法对城镇

居民基本医疗保险的作用进行评估，发现城镇居民医疗保险没有显著促进城镇居民的健康，但是显著促进了老年人和低收入人群的卫生服务利用。解垩（2009）利用中国健康与营养调查（*CHNS*）数据，检验了中国医疗卫生领域的公平目标的偏离程度，研究发现高收入人群的健康状况更好，利用了更多的医疗服务，医疗保险扩大了医疗服务利用的不平等。臧文斌等（2012）利用城镇居民基本医疗保险试点评估调查 2007 年和 2008 年的面板数据，实证分析了我国城镇居民和职工基本医疗保险中的逆向选择问题，实证结果表明了逆向选择的存在，即在未被城镇职工基本医疗保险覆盖的城镇人群中，健康状况较差的个体更倾向于参加城镇居民基本医疗。

由上文献可见，不同的研究采用不同的方法评估了各种医疗保险对医疗支出和健康的影响。针对我国日益严峻的老龄化趋势，老年人群已成为一个不可忽视的群体，老年人群体的医疗开支和医疗服务需求必然不断上升，因此加强对我国老年人群的健康和医疗需求的研究具有重要的现实意义；但是，多数研究属于定性分析，而缺乏实证研究。关于医疗保险对家庭医疗支出和负担影响的研究中，现有文献调查研究的样本较少，不能全面反映医疗保险对我国家庭医疗支出和医疗负担的影响，其中医疗保险对老年人医疗支出和健康影响的研究更少；并且，研究结果没有得到统一的结论。目前我国基本医疗保险对各个年龄段人群影响研究的文献有限，特别是医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响研究更是几乎处于空白状态。本文利用“中国老年健康影响因素跟踪调查”（*CLHLS*）2008－2011 年两期的面板数据研究医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响。本文重点回答以下三个问题：第一，目前我国的基本医疗保险制度对老年人群体医疗支出和医疗服务利用的影响如何；第二，我国基本医疗保险对老年人家庭医疗负担的影响怎样；第三，我国基本医疗保险制度在促进医疗支出的同时是否促进了老年人的健康状况。

三、模型与数据

（一）模型选取。

1. 两部模型。两部模型在 *RAND* 实验中被用来研究医疗服务和医疗支出之后被大量用于研究老年医疗服务研究（Duan 等，1984）。由于 *CLHLS* 样本中存在大量的零医疗费用支出，这样就破坏了随机扰动项的假设，从而产生有偏估计；因此本文在分析老年人家庭医疗费用支出时，依据 Duan 等（1983）提出的两部模型进行研究。在给定外生协变量 x 的情况下，两部模型为：

$$E(\log y|x)=Pr(y>0|x)E(\log y|y>0,x)$$

首先，对第一部分 $Pr(y>0)$ 使用 *probit* 模型或者 *Logit* 模型估计老年人是否有医疗支出，第二部分 $E(y|y>0,x)$ 使用线性回归模型进行非零医疗支出估计。

2. 样本选择模型。由于被解释变量医疗费用支出与医疗服务价格、就医便利程度等变量相关，这些因素可能使老年人的医疗费用总支出为 0。老年人根据自身的经济状况、就医便利程度和医疗价格而选择在发生医疗需求时并不就医，即“自我选择”（self selection）问题。这种样本选择问题将导致“选择性偏差”（selection bias），模型的内生性无法控制。对于这种类型的数据，Heckman（1979）提出样本选择模型来处理这种选择性偏差。我们把老年人的总医疗支出行为分为两个连续的过程：一是老年人在发生医疗需求时是否选择就医治疗，二是老年人决定进行就医治疗后发生的医疗费用支出。因此，我们将得到两个方程：选择方程刻画了老年人在有医疗需求时是否选择就医治疗；支出方程在选择方程的基础上

回归分析老年人的总医疗费用支出。假设老年人医疗支出的回归模型为$\log y_i = x_i'\beta + \varepsilon_i$，其中医疗支出$y_i$是否能够被观测到取决于二值变量$z_i$。当$z_i=1$时，医疗支出$y_i$被观测到，否则$y_i$不能被观测到，即选择方程决定了生病老年人是否选择就医，如果就医则可以观测到老年人的总医疗支出，否则老年人的医疗支出为0。决定二值变量z_i的回归方程为$z_i^* = w'_i\gamma + \mu_i$，其中$z_i^*$为不可观测的潜变量。当$z_i^*>0$时，$z_i=1$；当$z_i^*\leqslant 0$时，$z_i=0$。$\mu_i$服从正态分布，则$z_i$为*Probit*模型。具体形式为：

$$Prob(z_i=1|w_i)=\Phi(w_i'\gamma)$$

其中，w_i表示相关的解释变量，即影响老年人决定是否有医疗支出的因素。

可观测样本的条件期望为：

$$E(\log y_i|z_i^*>0)=E(x_i'\beta+\varepsilon_i|w_i'\gamma+\mu_i>0)=x_i'\beta+\rho\sigma_\varepsilon\lambda(-w_i'\gamma)$$

其中，随机扰动项ε_i和μ_i服从二维正态分布，并且$E(\varepsilon_i)=E(\mu_i)=0$，*Probit*扰动项$\sigma_\mu$标准化为1，相关系数为$\rho$，$\lambda(\cdot)$为反米尔斯比率（*IMR*）函数。由于在*Heckman*的两步法估计中，第一步选择方程中的误差被代入第二步医疗支出方程中，因此本文选择最大似然法（*MLE*）进行估计，并且*MLE*可以使用似然比检验是否存在样本选择偏差。

3. 排序模型（*ordered probit*）。健康的度量常用的指标有自评健康。① 自我健康评价是一个精确、客观的健康测量方法，在社会科学领域中被广泛使用，可以给出可靠的生理健康评价指标，据相关文献（Mellor 和 Milyo，2002；赵绍阳等，2013）把该指标分为5个等级，从1到5分别表示非常好、好、一般、差和非常差。由于自评健康为离散有序指标，因此本文使用*ordered probit*计量模型进行估计。

考虑到我国各个地区和省内经济水平的差异性，对东、中、西部地区之间差异进行了比较分析。另外，我国的基本医疗保险制度存在明显的城乡差异性，因此本文也对老年人的医疗服务利用进行了城乡差异分析。

（二）数据来源与变量定义。中国老年健康影响因素跟踪调查（Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey，*CLHLS*），这是一项关于人口研究的长期微观面板数据调查项目，在全国范围内23个省（市、自治区）分别进行了追踪调查。该项目采用多阶段分层抽样方法，随机抽取了一半的县、市或地区进行入户问卷调查。调研内容比较丰富，主要包括老年人的健康状况与生活质量状况的自我评价、认知和行动能力、居住模式、经济来源、医疗保障、健康行为、家庭结构以及人口社会经济学特征等指标。因此，*CLHLS*是针对目标群体为我国老年人群的代表性调查数据，能够充分反映我国老年人的医疗状况和健康状况。

本文使用了最新的中国老年健康影响因素跟踪调查（*CLHLS*）2008－2011年两期的面板数据，数据包含12 821个样本，在调查期间去世和失去联系的老人分别有4 190人（占样本总量的32.68%）和2 376人（占样本总量的18.53%），其中，存活到2011－2012调查年度被跟踪调查的个体为6 255人。排除无法识别保险状态的203个观测个体和医疗支出信息缺失的672个观测个体，本研究最终使用的样本包括5 380个受访老年人。

本文的被解释变量包括老年人的医疗总支出、家庭自付医疗支出、自付比重、患病后能否及时就医和自评健康。表1给出了相关变量的定义和描述性统计结果。由于老年人的医疗支出总费用和自付医疗支出呈现偏态分布，因此对医疗总支出和家庭自付医疗支出进行对数处理，并且对收入也进行了对数变换。老年人医疗总支出和家庭自付医疗支出均值分

①这一指标是基于*CLHLS*问卷调查中“您觉得现在您的身体健康状况怎么样”的回答。

别为2 878元和1 671元;并且,城镇老年人的医疗总支出显著高于农村老年人。此外,从数据中我们可以观测到,随着年龄的增长,老年人的自评健康状况越来越差。

本文的重要解释变量为“医疗保险”,该变量为哑变量。老年人具有某种社会医疗保险(城镇职工基本医疗保险、合作医疗保险或城镇居民基本医疗保险),即医疗费用主要由社会医疗保险支付赋值为 1,而老年人医疗费用主要由自己、配偶或子女等支付赋值为 0。在进行计量模型估计时,我们尽可能控制了其他变量,包括:人口学特征(性别、年龄、教育年限、婚姻状况、患有慢性病数和民族等)、家庭结构(子女数目)和社会经济条件(家庭人均收入)等,但是模型中仍可能存在遗漏变量导致的内生性问题,使得估计结果有偏。因此,本文使用面板数据结构控制不可观测的个人特征的影响,选取 *Heckman* 样本选择模型和两部模型,该模型既考虑了被解释变量医疗支出的特点,同时也考虑了个体不可观测异质性的影响;从而有效地控制模型的内生性或者遗漏变量问题。

在 *CLHLS* 调查询问中,调查了老年人日常生活自理活动(activities of daily living,*ADLs*)指标,用来表示老年人的客观健康状况,其中包括按国际通用量表,询问老人在吃饭、穿衣、洗澡、室内活动、自己去厕所和随后自我清洗以及控制大小便等 6 项日常生活自理能力状况。本文参照国际通行定义,如果老人在上述 6 项日常生活自理活动中,有一项或更多项需要他人帮助,则被认为是生活自理能力残障,即存在日常生活能力限制(*ADL*),并赋值为 1,6 项日常生活自理都不需要帮助则赋值为 0。从表 1 可知,样本中老年人存在日常生活自理能力限制的比例为 53.3%。

表 1　变量的定义和统计分析

变量	变量标识	定义	平均值(标准差)
Log*Tmedi*	医疗总支出(对数)	医疗费用总支出的对数	5.314(3.139)
Log*Fmedi*	家庭自付医疗支出(对数)	家庭自付医疗费用支出的对数	4.825(3.153)
Adoct	是否及时就医	患病时能够及时就医=1,患病时不能及时就医=0	0.941(0.236)
Rates	自付比重	家庭自付医疗支出与医疗总支出的比值	0.848(0.294)
Insu	医疗保险	医疗保险=1(表示老人具有某种社会医疗保险,医疗费用主要由社会医疗保险支付),医疗保险=0(表示老人医疗费用主要由自己、配偶或子女等支付)	0.246(0.430)
Age	年龄	老年人的年龄	83.639(11.258)
Gender	性别	男性为 *male*=1,女性为 *female*=0	0.456(0.498)
Marital	婚姻状况	有配偶=1, 无配偶(未婚、离婚或丧偶)=0	0.427(0.505)
Edu	教育	老年人接受教育的年限	2.452(3.648)
Lnincome	年人均收入(对数)	家庭人均收入的对数	9.44 (1.289)
Disease	慢性病数目	老年人易患的慢性疾病数目(包括高血压、糖尿病、心脏病、中风、哮喘病、肺病和癌症)	0.628(0.870)
Rmodel	居住模式	与家人一起居住=1,独居=0	0.832(0.374)
Sah	自评健康	非常好=1,较好=2,一般=3,比较差=4,最差=5	2.547(0.916)
Child	子女数	老人现在存活的子女数目	4.256(2.073)
Urban	城镇农村	城镇=1,农村=0	0.453(0.498)
Region	地域	东部地区=0,中部地区=1,西部地区=2	1.349(0.503)
Sdise	近两年是否患有重大疾病	患有重大疾病=1,没患有重大疾病=0	0.190(0.393)
ADL	日常活动能力限制	有障碍=1,无障碍=0	0.533(1.348)
Smoke	吸烟	吸烟=1,不吸烟=0	0.195(0.397)
Drink	喝酒	喝酒=1,不喝酒=0	0.184(0.387)
Exercise	锻炼身体	锻炼=1,不锻炼=0	0.329(0.470)
Ethic	民族	汉族=1,其他民族=0	0.956(0.204)

注:根据 2008 年、2011—2012 年 *CLHLS* 中的数据整理而来。

四、实证结果与分析

表2中第2列和第3列为没有加入自评健康指标的 *Heckman* 模型1的估计结果，第4列和第5列是加入自评健康(*Sah*)指标的 *Heckman* 模型2的估计结果。从第5列支出方程的回归结果可见，与自评健康状况最差的老年人群相比，自评健康状况为非常好的老年人群医疗花费总支出显著降低52.1%，自评健康状况好的下降48.5%，自评健康状况为一般的下降34.6%，自评健康差的下降7.3%。这说明老年人的健康状况显著影响老年人的医疗支出。在第2列和第4列选择方程中，老年人的居住模式作为反映老年人医疗服务可及性的解释变量；与独居的老年人相比较，与家庭成员一起居住的老年人在发生医疗服务需求时更可能受到及时照料，外出进行就医也更方便。在 *Heckman* 模型中，似然比检验显示老年人医疗支出估计模型应该使用样本选择模型。可以看出，有日常生活自理能力限制(*ADL*)的老年人比没有日常生活能力限制的老年人的医疗花费总支出显著提高11.4%；年龄(*Age*)的影响系数在支出方程中显著为正，并且年龄平方项的系数显著为负，表明年龄与老年人医疗费用总支出的关系是倒 *U* 形关系，即随着老年人年龄的增长，医疗费用总支出呈现出先增长后下降的趋势；老年人患有慢性病数目的增加显著提高了老年人的医疗费用总支出；近两年患有重大疾病(*Sdise*)的老年人医疗费用总支出显著高于未患有重大疾病的老年人；教育水平与老人医疗费用支出呈显著的正相关关系，可能是由于随着教育水平的提高，老年人的医疗健康需求意识更强，因此老年人受教育年限的增加导致更高的医疗支出；随着老年人家庭人均收入的不断增加，医疗支出也显著增加。从表2的支出方程中可以看出，老年人的医疗花费总支出存在明显的城乡差异，城镇老年人的医疗花费支出比农村老年人的显著高出21.4%，并且老年人的医疗花费总支出在东、中、西部也存在明显的地区差异，相对于我国东部省份，中部和西部的老年人总医疗支出分别降低了36.4%和50.5%，两者均在1%水平上显著；而性别对老年人医疗支出的影响不存在显著的差异。表2第5列显示，与无医疗保险的老人相比，有医疗保险的老年人医疗费用总支出在1%水平上显著提高了40.3%。按照 *CLHLS* 数据中老年人医疗花费总支出的平均值2 878元进行推算，享有医疗保险的老年人医疗总支出提高了1 160元；其中城镇和农村的老年人医疗支出分别提高了1 480元和806元。因此，我国城乡医疗保险保障水平存在显著的城乡差异。

表2第6列和第7列给出了两部模型的估计结果，两部模型的估计结果和 *Heckman* 模型2的估计结果近似，由第二部分的估计结果可见，与无医疗保险的老年人相比，有医疗保险的老年人医疗费用总支出在1%水平上显著提高了36.4%。

表2 医疗保险对医疗花费总支出影响的 *Heckman* 模型与两部模型

变量	*Heckman* 模型1		*Heckman* 模型2		*Two-part* 模型	
	选择方程	支出方程	选择方程	支出方程	第一部分	第二部分
Insu	−0.181***	0.390***	−0.176***	0.403***	−0.172***	0.364***
	(0.0361)	(0.0399)	(0.0364)	(0.0397)	(0.0363)	(0.0382)
Disease	0.297***	0.328***	0.270***	0.297***	0.266***	0.345***
	(0.0224)	(0.0206)	(0.0226)	(0.0199)	(0.0226)	(0.0182)
Sdise	0.694***	1.275***	0.664***	1.226***	0.638***	1.340***
	(0.0493)	(0.0464)	(0.0504)	(0.0446)	(0.0494)	(0.0395)
Edu	−0.00161	0.0351***	−0.00007	0.0358***	0.000296	0.0358***
	(0.00470)	(0.00516)	(0.00466)	(0.00511)	(0.00474)	(0.00505)
Marital	−0.0381	0.187***	−0.0338	0.179***	−0.0434	0.182***
	(0.0382)	(0.0383)	(0.0383)	(0.0379)	(0.0381)	(0.0372)

续表2　医疗保险对医疗花费总支出影响的*Heckman*模型与两部模型

变量	*Heckman* 模型 1		*Heckman* 模型 2		*Two-part* 模型	
	选择方程	支出方程	选择方程	支出方程	第一部分	第二部分
Age	0.0406** (0.0196)	0.0904*** (0.0223)	0.0342* (0.0197)	0.0813*** (0.0221)	0.0313 (0.0198)	0.0881*** (0.0216)
Age^2	−0.00025** (0.00012)	−0.00052*** (0.00013)	−0.000207* (0.00012)	−0.000461*** (0.00013)	−0.00019* (0.00011)	−0.0005*** (0.00013)
Gender	−0.0747** (0.0328)	−0.0658* (0.0360)	−0.0624* (0.0328)	−0.0524 (0.0357)	−0.0624* (0.0331)	−0.0667* (0.0351)
Lnincome	−0.0424*** (0.0124)	0.157*** (0.0132)	−0.0316** (0.0125)	0.168*** (0.0131)	−0.0326*** (0.0125)	0.164*** (0.0129)
Child	0.0124* (0.00745)	−0.00826 (0.00774)	0.0137* (0.00750)	−0.00790 (0.00772)	0.0144* (0.00745)	−0.00481 (0.00759)
Urban	0.00712 (0.0312)	0.208*** (0.0334)	0.0170 (0.0313)	0.214*** (0.0332)	0.0139 (0.0313)	0.215*** (0.0325)
Ethic	0.161** (0.0666)	0.220*** (0.0773)	0.162** (0.0665)	0.223*** (0.0780)	0.160** (0.0666)	0.260*** (0.0766)
Region＝2	0.0759 (0.133)	−0.334** (0.140)	0.0379 (0.132)	−0.364*** (0.138)	0.0329 (0.134)	−0.360*** (0.136)
Region＝3	0.180 (0.134)	−0.462*** (0.142)	0.130 (0.134)	−0.505*** (0.140)	0.130 (0.135)	−0.475*** (0.137)
ADL	0.0358*** (0.0131)	0.137*** (0.0128)	0.0157 (0.0134)	0.114*** (0.0130)	0.0121 (0.0131)	0.117*** (0.0128)
Sah＝1			−0.457** (0.189)	−0.521*** (0.140)	−0.438** (0.182)	−0.616*** (0.137)
Sah ＝2			−0.370** (0.187)	−0.485*** (0.133)	−0.348* (0.180)	−0.554*** (0.131)
Sah ＝3		−0.202 (0.186)	−0.346*** (0.133)	−0.180 (0.180)	−0.372*** (0.131)	
Sah ＝4			0.0434 (0.192)	−0.0727 (0.134)	0.0571 (0.186)	−0.0637 (0.132)
Rmodel	0.168*** (0.0434)		0.164*** (0.0435)		0.183*** (0.0439)	
最大似然比		−18 756.96		−188 77.90		−18 764.89
样本数	5 372		5 372		5 372	

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著水平,圆括号中的数字为稳健的标准误差。以下均同。

表 3 是老年人家庭自付医疗支出两部模型的回归结果。其中的两部模型 2 是在两部模型 1 的基础上加入了自评健康指标。从第 5 列的回归结果可以看出,老年人的健康状况显著减少老年人家庭医疗负担,老年人家庭自付医疗支出随着健康状况的提高而降低,其中,健康状况非常好(*Sah*＝1)、好(*Sah*＝2)和一般(*Sah*＝3)的老年人比健康状况最差(*Sah*＝5)的老年人分别显著降低了 72.6%、64.1%和 44.0%;医疗保险(*Insu*)显著减少了老年人的家庭自付医疗支出,按照 2008－2011 年 *CLHLS* 家庭医疗支出的平均值1 671元可以推算出,医疗保险可以使家庭医疗负担减少 131 元。

从表 3 两部模型的回归结果可知,老年人家庭人均收入的提高促进了老年人家庭自负医疗支出,并且通过了 1%的显著性水平检验。第 5 列的回归结果显示,老年人的个人特征(年龄、性别、婚姻、教育和患有慢性病数目)均在 1%水平上显著影响老年人家庭自负医疗支出。其中,随着老年人年龄的增长,家庭自付医疗费用不断增加,但是 89 岁以后家庭自付医疗支出开始减少;男性比女性支出减少 7.15%;老年人患有慢性病数目增加提高了老年人的家庭自付医疗支出;与没有行为能力限制(*ADL*＝0)的老年人相比,日常行为能力有限制

($ADL=1$)的老年人的家庭自付医疗支出显著提高了 10.3%。从第二部分的回归结果可知,家庭医疗自付支出存在明显的城乡差异,城镇老年人支出比农村高 18%;同时,老年人家庭自付医疗支出存在明显的东、中、西部地区差异,且均在 1%水平上显著,具体来说,西部和中部分别低于东部 42.1%和 51.1%。可能是由于我国各省区经济发展水平的不均衡,从而导致老年人医疗服务利用存在明显的地区差异。

表 3　医疗保险对老年人家庭自付医疗支出影响的两部模型

变量	*Two-part* 模型 1		*Two-part* 模型 2	
	第一部分	第二部分	第一部分	第二部分
Insu	−0.432*** (0.0335)	−0.0900** (0.0395)	−0.429*** (0.0336)	−0.0786** (0.0394)
Disease	0.220*** (0.0202)	0.319*** (0.0181)	0.197*** (0.0205)	0.281*** (0.0181)
Sdise	0.654*** (0.0438)	1.289*** (0.0383)	0.622*** (0.0443)	1.235*** (0.0384)
Edu	−0.0145*** (0.00454)	0.0256*** (0.00525)	−0.0131*** (0.00454)	0.0269*** (0.00516)
Marital	−0.0725** (0.0360)	0.176*** (0.0385)	−0.0727** (0.0361)	0.167*** (0.0381)
Age	0.0121(0.0191)	0.0700*** (0.0216)	0.00647(0.0192)	0.0599*** (0.0214)
Age^2	−0.00009 (0.00011)	−0.0004*** (0.00013)	−0.00006(0.000113)	−0.00034*** (0.00013)
Gender	−0.0952*** (0.0318)	−0.0868** (0.0353)	−0.0844*** (0.0319)	−0.0715** (0.0350)
Lnincome	−0.0389*** (0.0121)	0.120*** (0.0130)	−0.0298** (0.0122)	0.133*** (0.0129)
Child	0.0218*** (0.00727)	−0.00022(0.00749)	0.0227*** (0.00731)	0.00039(0.00746)
Urban	−0.0646** (0.0299)	0.172*** (0.0323)	−0.0595** (0.0299)	0.180*** (0.0321)
Ethic	0.120* (0.0662)	0.295*** (0.0716)	0.123* (0.0660)	0.299*** (0.0719)
Region=2	0.0941(0.130)	−0.377*** (0.135)	0.0596(0.129)	−0.421*** (0.131)
Region=3	0.183(0.131)	−0.453*** (0.136)	0.138(0.131)	−0.511*** (0.132)
ADL	0.0370*** (0.0120)	0.131*** (0.0127)	0.0201(0.0122)	0.103*** (0.0130)
Sah=1			−0.309** (0.155)	−0.726*** (0.131)
Sah =2			−0.235(0.152)	−0.641*** (0.125)
Sah =3			−0.0880(0.151)	−0.440*** (0.124)
Sah =4			0.105(0.157)	−0.146(0.126)
Rmodel	0.188*** (0.0421)		0.186*** (0.0423)	
$Adj.R^2$		0.2760		0.2906
样本数	5 372		5 372	

考虑到医疗保险对及时就医影响的城乡差异性,本文将总样本分为城镇和农村两个子样本,并使用面板 *Logit* 模型分别进行了回归分析,结果如表 4 所示。从回归结果中可以发现,老年人受教育年限、家庭人均收入和自评健康等显著影响老年人的就医选择行为。从第 2 列总体样本的回归结果可以看出,相对于没有医疗保险的老年人,有医疗保险的老年人及时就医得到显著提高。从子样本回归结果来看,城镇老年人医疗保险对提高老年人及时就医的影响也十分显著,但是对农村老年人而言,医疗保险并没有显著提高其及时就医行为。也就是说,医疗保险对老年人及时就医行为的影响存在较大的城乡差异。这可能是由我国城乡医疗保险保障水平的差异性造成的,城乡医疗服务机构分布不均等,城镇医疗设施更加便利,而农村中医疗服务机构和医疗设施较少。因此,农村老年人未能及时就医的概率显著低于城镇老年人,造成医疗服务利用的不平等。

表 4　医疗保险对老年人及时就医影响的面板 *Logit* 模型

变量	全部样本	*Urban*＝城镇	*Urban*＝农村
Insu	0.389 *** (0.133)	0.593 *** (0.227)	0.168(0.167)
Disease	0.181 *** (0.0637)	0.0228(0.104)	0.255 *** (0.0816)
Sdise	0.299 ** (0.135)	0.458 * (0.243)	0.193(0.164)
Edu	0.0792 *** (0.0210)	0.0443(0.0332)	0.0876 *** (0.0274)
Lnincome	0.445 *** (0.0391)	0.502 *** (0.0766)	0.396 *** (0.0468)
Marital	0.161(0.117)	0.326(0.221)	0.108(0.138)
Child	0.0355(0.0229)	0.0253(0.0407)	0.0476 * (0.0276)
ADL	−0.140 *** (0.0326)	−0.201 *** (0.0532)	−0.0983 ** (0.0436)
Age	0.00472(0.00542)	−0.00257(0.0102)	0.00652(0.00633)
Gender	0.00322(0.111)	0.281(0.209)	−0.0957(0.131)
Ethic	0.691 *** (0.203)	0.510(0.423)	0.714 *** (0.227)
Region＝2	0.807 ** (0.384)	0.533(0.759)	0.857 * (0.443)
Region＝3	0.261(0.383)	0.0416(0.765)	0.338(0.439)
Sah＝1	2.101 *** (0.351)	2.172 *** (0.644)	2.124 *** (0.430)
Sah＝2	1.800 *** (0.307)	1.603 *** (0.543)	1.940 *** (0.382)
Sah＝3	1.109 *** (0.295)	0.886 * (0.512)	1.257 *** (0.369)
Sah＝4	0.407(0.298)	0.232(0.520)	0.560(0.371)
R^2	0.1537	0.1623	0.1413
样本数	5 872	2 436	3 436

表 5　老年人家庭自付比重的回归结果

变量	回归系数	边际效用
Insu	−1.953 *** (0.0485)	−0.333 *** (0.00958)
Disease	−0.150 *** (0.0258)	−0.0186 *** (0.00321)
Sdise	−0.346 *** (0.0551)	−0.0459 *** (0.00777)
Edu	−0.0438 *** (0.00772)	−0.00543 *** (0.00096)
Marital	−0.132 ** (0.0563)	−0.0164 ** (0.00698)
Age	−0.137 *** (0.0349)	−0.0170 *** (0.00433)
Age^2	0.000783 *** (0.00021)	9.71*e*−05 *** (2.57*e*−05)
Gender	−0.117 ** (0.0545)	−0.0146 ** (0.00681)
Lnincome	−0.0887 *** (0.0213)	−0.0110 *** (0.00263)
Child	0.0361 *** (0.0126)	0.00448 *** (0.00156)
Urban	−0.321 *** (0.0511)	−0.0402 *** (0.00652)
Region＝2	0.0442(0.236)	0.00551(0.0295)
Region＝3	0.209(0.238)	0.0254(0.0285)
ADL	−0.0190(0.0188)	−0.00236(0.00234)
最大似然比	−2 744.722	
样本数	5 016	5 016

表 5 是利用广义线性模型对老年人家庭自付医疗负担的回归结果。其中,广义线性模型中因变量选择的分布为二项分布,并且非线性连接函数(*link function*)为 *Logit* 函数。医疗保险使老年人家庭自付医疗费用开支降低 33.3%,且在 1%水平上显著,说明医疗保险显著降低了老年人的家庭医疗负担。子女数目(*child*)在 1%水平上显著提高了家庭自付比重,说明子女给予老人较多的经济医疗支持,这也与实际经验相符。而且,农村老年人家庭医疗支出自付比重高出城镇老年人家庭 4.02%,医疗保险对老年人家庭自付比重的影响存在明显的城乡差异。因此,医疗保险对城镇家庭医疗负担降低程度显著高于农村家庭。

从表 6 可以看出,医疗保险(*Insu*)的系数显著为负,表明有医疗保险的老年人比无保险的老年人的健康状况更好,医疗保险显著促进了老年人的健康状况;老年人患有慢性病数目、教育和年龄等都对老年人的健康状况有显著影响。从老年人健康行为的回归估计中还可以发现,吸烟对健康没有显著的影响但系数为正,表明吸烟不利于健康;而适当喝酒和日常锻炼身体会显著改善老年人健康状况,并且在 1%水平上显著 ;家庭人均收入较高的老年人的健康状况会更好,且在 1%水平上显著,这是因为家庭人均收入较高的人群拥有更多促进健康的医疗资源。

表 6　医疗保险对老年人健康的影响

	自评健康模型
Insu	−0.0643 ** (0.0262)
Disease	0.229 *** (0.0140)
Edu	−0.0111 *** (0.00378)
marital	0.0107(0.0257)
Age	0.0451 *** (0.0149)
Age^2	−0.000291 *** (8.74*e*-05)
Gender	−0.0599 ** (0.0273)
Lnincome	−0.385 *** (0.0976)
$Lnincome^2$	0.0170 *** (0.00529)
Child	−0.00466(0.00557)
Urban	−0.0287(0.0231)
Ethic	−0.00950(0.0560)
Region＝2	0.291 *** (0.0966)
Region＝3	0.398 *** (0.0975)
Smoke	0.0209(0.0305)
Drink	−0.137 *** (0.0299)
Exercise	−0.213 *** (0.0249)
Sdise	0.334 *** (0.0299)
ADL	0.147 *** (0.00854)
*Cut*1	−1.181(0.800)
*Cut*2	−0.0379(0.800)
*Cut*3	1.179(0.799)
*Cut*4	2.492 *** (0.798)
Pseudo R^2	0.05
样本数	5 371

五、基本结论

本文利用中国老年人健康影响因素跟踪调查(*CLHLS*)2008—2011 年两期面板数据,实证分析了医疗保险对老年人医疗花费支出和医疗服务需求的影响。实证结果表明:第一,与无医疗保险的老年人相比,有医疗保险的老年人医疗费用总支出在1%水平上显著增加了 40.3%,其中,对城镇和农村来说,医疗保险分别使老年人的医疗总支出增加

了1 480元和 806 元;而且,这种医疗支出的增加是有效的,并非是由道德风险所引起的支出浪费,是因为医疗保险的存在显著提高了老年人的及时就医概率,是有利于促进老年人的健康状况的。与此同时,*Heckman* 样本选择模型显示,老年人的健康状况又显著影响老年人的医疗支出;因此,不断提高老年人的健康水平有利于减少我国医疗卫生的支出,为此政府应加大健康知识宣传的力度,开展公益性医疗服务活动。第二,医疗保险显著降低了老年人的家庭医疗负担,其中,家庭自付医疗费用的绝对支出仅降低了 7.9%,因此并没有证据表明医疗保险大幅度降低家庭自付医疗支出,可能是由于医疗保险促进了老年人及时就医行为,从而导致家庭自付医疗支出并没有显著降低;而家庭医疗费用自付比重则降低了 33.3%,说明医疗保险显著降低了老年人家庭经济的相对支出负担。第三,医疗支出和及时就医概率都具有显著的城乡差异性,并且东、西和中部地区也有明显的区别;因此,医疗保险制度在完善的过程中需要充分考虑城乡差异和地区差异,减少医疗服务的不公平性。为此,建议我国公共卫生财政要加大对农村医疗保险的支持,提升农村老年人的医疗保障水平,注重医疗服务机构设施建设的公平性,释放农村老年人的医疗服务需求;同时,要不断改进医疗保险保障水平,注重对弱势群体的关注,提高弱势群体的医疗服务利用,从而改善弱势群体的健康水平。

综上所述,我国基本医疗保险显著减轻了老年人和家庭的经济风险,很大程度上降低了"因病返贫"和"因病致贫"的可能性,促进了社会的和谐发展。而且,我国基本医疗保险制度也符合提高人民健康的根本目标,本研究结论支持了医疗保险具有积极作用的推断,但与此同时,政府应该注重医疗服务的公平性,加大对我国农村及西部地区等弱势群体的支持。应该积极发挥商业医疗保险的补充作用,积极鼓励商业保险提供更加全面的医疗服务产品,提高老年人购买商业医疗保险的意愿。

主要参考文献:

[1]白重恩,李宏彬,吴斌珍. 医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2012,(2):41－53.

[2]胡宏伟,刘国恩.城镇居民医疗保险对国民健康的影响效应与机制[J]. 南方经济,2012, (10):186－199.

[3]黄枫,甘犁.过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析[J],经济研究,2010,(6):105－119.

[4]王新军,郑超. 老年人健康与长期护理的实证分析[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版),2014,(3):30－41.

[5]臧文斌,刘国恩,徐菲,等. 中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响[J]. 经济研究,2012, (7):75－85.

[6]臧文斌,赵绍阳,刘国恩.城镇基本医疗保险中逆向选择的检验[J]. 经济学(季刊),2013,(1):47－70.

[7]赵邵阳,臧文斌,傅十和,等. 强制医保制度下无保险人群的健康状况研究[J].经济研究,2013,(7):118－131.

[8]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.

[9]Bolhaar J,Lindeboom M,van der Klaauw B. A dynamic analysis of the demand for health insurance and health care [J]. European Economic Review, 2012, 56(3－4):669－690.

[10]Brown J,R, Finkelstein A. The interaction of public and private insurance: Medicaid and the long-term care insurance market [J]. American Economic Review, 2008, 98(3):1083－1102.

[11]Card D, Dobkin C,Maestas N. The impact of nearly universal insurance coverage on health care utilization: Evidence from medicare[J]. American Economic Review, 2008,98 (5):2242－2258.

[12]Chen Y,Jin G Z. Does health insurance coverage lead to better health and educational outcomes? Evidence from rural China[J]. Journal of Health Economics, 2012,31(1):1－14.

[13]Chou S Y, Grossman M, Liu J T. The impact of national health insurance on birth outcomes: a natural experiment in Taiwan[J].NBER Working Paper No. 16811,2011.

[14]Finkelstein A, McKnight R. What did Medicare do? The initial impact of medicare on mortality and out of pocket medical spending[J]. Journal of Public Economics, 2008, 92(7):1644—1668.

[15]Finkelstein A,Taubman S, Wright B,et al. The Oregon health insurance experiment: Evidence from the first year [J]. The Quarterly Journal of Economics,2012,27(3):1057—1106.

[16]Gruber J. Massachusetts health care reform: The view from one year out [J]. Risk Management and Insurance Review, 2008, 11 (1): 51—63.

[17]Hackmann M B, Jonathan T K, Amanda E K. Health reform, health insurance, and selection: Estimating selection into health insurance using the massachusetts Health Reform [J]. American Economic Review, 2012, 102(3):498—501.

[18]Keng S, Sheu S. The effect of national health insurance on mortality and the SES-health gradient: Evidence from the elderly in Taiwan [J]. Health Economics, 2013, 22(1): 52—72.

[19]Mwalili S M, Lesaffre E, Declerck D. The zero-inflated negative binomial regression model with correction for misclassification:An example in caries research [J]. Statistical Methods in Medical Research, 2008, 17(2):123—139.

[20]Mellor J,Milyo J. Income inequality and health status in the United States: Evidence from the current population survey [J]. Journal of Human Resource, 2002, 37(3):510—539.

[21]Sun X, Jackson S, Carmichael G,et al. Catastrophic medical payment and financial protection in rural China:Evidence from the new cooperative medical scheme In Shandong province [J]. Health Economics, 2009, 18(1):103—119.

[22]Wagstaff A, Lindelow M, Gao J,et al. Extending health insurance to the rural population:An impact evaluation of China's new cooperative medical scheme[J]. Journal of Health Economics, 2009, 28(1):1—19.

[23]Worthington A C. Frontier efficiency measurement in health care:A review of empirical techniques and selected applications[J]. Medical Care Research and Review, 2004, 61(2): 135—170.

The Impact of Health Insurance on Medical Expenditure and Health of the Elderly

WANG Xin-jun,ZHENG Chao

(*School of Economics*, *Shandong University*, *Ji'nan* 250100, *China*)

Abstract: Through the panel data of Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS) from 2008 to 2011, this paper employs Heckman, two-part, panel Logit and order models to make an empirical study of the effect of health insurance on the demand of the elderly for medical services and the elderly health based on the systematic control of endogeneity and sample selection bias of the elderly medical expenditure. It comes to the conclusions as follows: firstly, health insurance promotes the elderly health services utilization and medical expenditure of the elderly; health insurance improves timely hospitalization probability of the elderly; secondly, health insurance significantly improves the elderly medical services utilization and health, but the effect of health insurance on the elderly health service utilization yet varies widely with cities & villages and regions; thirdly, health insurance plays a significantly positive role in the elderly health; fourthly, health insurance for the elderly significantly reduces the elderly family medical burden.

Key words: health insurance; medical expenditure; the elderly health; medical services utilization

(责任编辑 许 柏)