

# 医疗服务是必需品还是奢侈品？\*

## ——基于中国城镇居民家庭医疗卫生支出弹性的实证研究

张颖熙

**内容提要:**近40年来,国内外学者在探讨医疗支出与经济增长(收入)的长期关系时,产生了一个重要的争论,即医疗服务到底是必需品还是奢侈品?本文在梳理以往相关研究基础上,利用中国省级数据估计了城镇居民医疗支出的收入弹性。总体来看,城镇居民家庭医疗支出的收入弹性小于1,即医疗服务对城镇家庭来说是一种必需品。进一步研究发现,政府医疗保险投入水平对城镇居民医疗支出弹性具有门槛效应,即在人均政府医保支出的中、低水平区间内,城镇居民家庭医疗支出的收入弹性没有明显差异,但进入高水平区间后,居民医疗支出的弹性会明显提高。这说明,提高政府基本医疗保险投入水平有助于释放居民医疗服务需求。

**关键词:** 医疗服务 必需品 奢侈品 收入弹性 门槛效应

### 一、引言

近年来,医疗卫生费用的不断上涨已经成为一个全球关注的热点问题。据世界卫生组织统计,自20世纪90年代以来,大多数国家(除低收入和中低收入国家之外)人均医疗卫生费用都呈现出明显的上涨趋势,尤其是发达国家的人均卫生费用从1995年的1867美元上涨到2013年的4480美元,增长趋势非常迅猛(图1)。医疗卫生费用的不断上涨使其占国内生产总值(GDP)的比例也在不断上升,在发达国家,这一比例从1995年9.3%上涨到2013年的12%,尤其是美国的医疗卫生费用占GDP比重达17%,居全球之首(图2)。

从全球水平来看,中国医疗卫生费用总量和人均卫生费用还不算高,但是卫生总费用的增长速度是非常快的。据统计,1996—2013期间,我国卫生总费用平均增长速度达到12.5%,超过同期GDP平均增长速度近3个百分点。卫生费用占国内生产总值的比重从1996年的3.81%增长到2013年的5.57%。<sup>①</sup>从卫生总费用构成上看<sup>②</sup>,各部分费用占

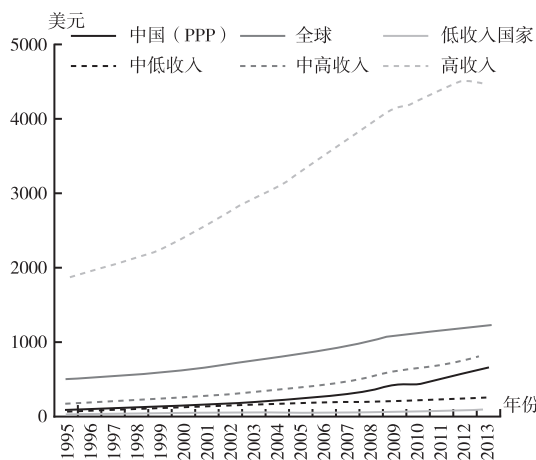


图1 1995—2013年不同发展阶段国家人均医疗卫生费用

注:人均医疗卫生费用用购买力评价(PPP)表示;根据世界卫生组织统计数据库相关数据整理而成。

比的变动趋势明显不同。2003年以来,政府和社会卫生支出占卫生总费用的比例显著上升,而个人现金卫生支出的比重则不断下降(图3)。以城镇居民医疗保健支出为例,人均医疗保健支出占人均可支

\* 张颖熙,中国社会科学院财经战略研究院,邮政编码:100028,电子邮箱:yingxi@126.com。本文受国家社科基金青年项目“新型城镇化背景下扩大服务消费制度联动研究”(13CJL046)资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

配收入的比重从2000年的5.06%下降到2013年的4.1%。<sup>③</sup>换句话说,城镇居民医疗支出的份额并没有随着收入的提高而提高,即收入弹性小于1。按照经济学定义,如果某种商品的需求收入弹性小于1(即是必需品),那么它的消费支出在收入中的占比,会随着收入的增加而下降;反之会随着收入的增加而上升(即是奢侈品)。也就是说,商品消费支出的收入弹性决定了它随消费者收入变化的趋势。尽管学术界对于医疗服务到底是必需品还是奢侈品存在争议,但2003年以来城镇居民个人现金卫生支出的比重不断下降的经验事实,似乎倾向于印证医疗服务对城镇居民是一种必需品的观点。

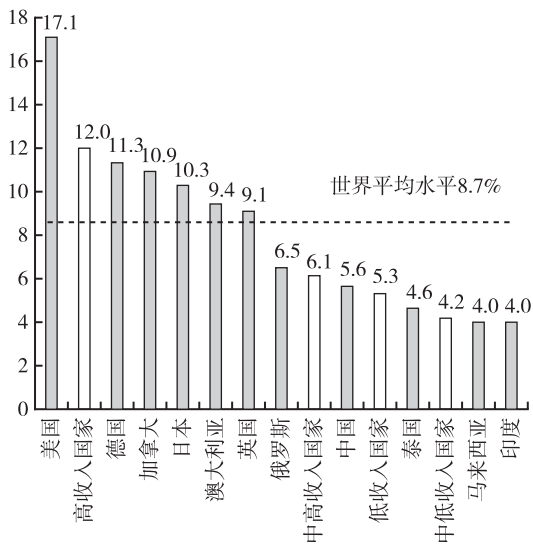


图2 2013年代表性国家全部卫生费用占GDP比重(%)  
注:数据来源同上。

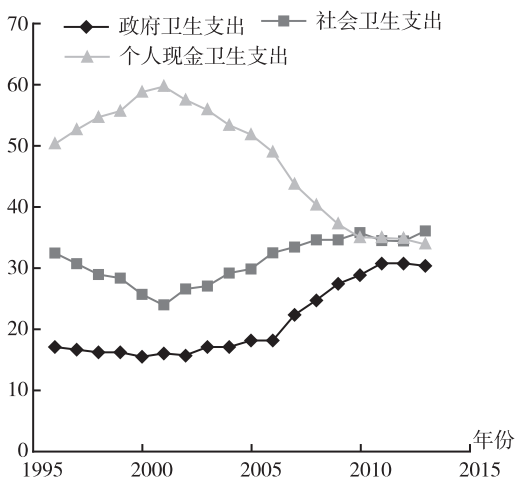


图3 1996-2013年中国卫生总费用筹资构成(%)

注:1996-2012年数据来自《中国卫生总费用研究报告2013》,2013年数据来自“2013年我国卫生和计划生育事业发展统计公报”。

毫无疑问,医疗服务对个人来说是必需品还是奢侈品,是影响个人医疗支出和医疗卫生总费用的重要影响因素,这不论对个人消费决策还是政府产业政策等方面都有着深远的影响。

## 二、相关文献评述

近40年来,国外学者在考察医疗卫生支出与经济增长的长期关系基础上,对于医疗服务是必需品还是奢侈品这一问题做了大量的实证研究。早期的研究,如Newhouse(1977)、Leu(1986)、Parkin et al(1987)和Gerdtham et al(1992)采用OECD跨国截面数据研究发现,医疗卫生支出的弹性都大于1,进而认为医疗服务是奢侈品。20世纪90年代以来,随着研究样本的丰富和研究方法的改进,学界开始采用面板数据考察OECD国家的医疗支出弹性,但在结论上存在一定分歧。如Blomqvist & Carter(1997)、Gerdtham et al(1998)利用1960-1990年的跨国数据,Sen(2005)、Baltagi(2010)利用1970年以来的跨国数据研究发现,医疗支出弹性小于1,是必需品。而Clemente et al(2004)、Atella(2006)和Narayan(2011)的研究发现,医疗支出弹性大于1,因而是奢侈品。由此可见,有关医疗服务是奢侈品还是必需品的讨论虽然丰富,但并没有形成一致的结论。尽管Getzen(2000)提出了健康服务既是必需品也是奢侈品的论断,但他本人并未从实证角度证明这一结论,并且后续的很多实证研究(Giannoni & Hitiris, 2000; Freeman, 2003; Moscone et al, 2010; Sulku, 2011)发现,政府的医疗支出弹性也是小于1的。

综合以往相关研究,作者试图在庞杂的研究中梳理出一些清晰的线索和特征:

第一,早期的研究都是基于截面数据分析,样本较小,无法考察到时间效应和国家个体效应,而且研究中仅限于“支出与增长”两个变量,因而其估计的系数可信度不高。20世纪90年代以来,由于可获得的样本数据日益完善和估计方法不断改进,特别是在解释变量中除了收入因素外,还考虑了人口结构、城镇化、医疗技术进步和医疗体制差异等因素,使得医疗卫生支出的收入弹性值有所下降,甚至表现为一种必需品。

第二,在 OECD 跨国研究中很难形成一致的结论,作者认为原因在于,跨国研究中存在因各国经济发展水平的差异、医疗卫生体制不同、医疗服务价格难以统一以及劳动力市场的分割等因素,从而导致其估计误差较大。而对于某个国家各地区的相关面板研究来说,基本不存在上述问题,因而其结论会相对稳定。

第三,以往相当多的研究都是集中在全部健康支出这一变量,而没有考虑到它的具体组成(如政府医疗卫生支出和个人医疗卫生支出)。这样笼统的研究必然会忽略政府和个人医疗支出行为的差异。例如 Clemente(2004)、Atella(2006)的研究中就已经注意到了这一问题,并将政府和个人医疗支出区分开来讨论。国内学者对这一问题的讨论主要是依据微观样本数据,考察城乡居民的医疗支出弹性(封进、秦蓓,2006;林相森、舒元,2007;叶春辉等,2008;谭涛等,2014),并一致认为其收入弹性明显小于 1,即医疗服务对城乡居民来说是一种必需品。

本文的研究对象主要是针对中国城镇居民家庭医疗支出行为,侧重从实证层面,依据省级面板数据,构建中国城镇居民医疗支出收入弹性的经验分析框架。在此基础上,作者引入了政府医疗保障支出变量,通过构建面板门限模型,进一步考察政府基本医疗保险投入对城镇居民医疗支出弹性的非线性影响。

### 三、实证分析

#### (一)数据来源与变量描述统计

本文样本包括 31 个省、自治区和直辖市,样本时间涵盖 1996 年至 2013 年。<sup>④</sup>有关各省政府医疗卫生支出数据来自《中国财政年鉴》(1995—2013)《中国卫生总费用研究报告》(2006—2013),城镇基本医疗保险支出数据来自《中国劳动统计年鉴》(2000—2014),其他数据来自《中国统计年鉴》(1995—2014)。除了人口结构和城镇化率外,其他变量指标均用 GDP 平减指数、CPI 指数和医疗保健价格指数进行相应调整。

#### (二)估计策略

作者依次采用 3 种计量识别策略估计中国城镇居民医疗卫生支出的收入弹性。第一种方法为传统的 OLS 估计方法,估计方程如下:

$$LNPHE_{it} = \alpha + \beta LNINCOME_{it} + \gamma X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $LNPHE_{it}$  为城镇居民家庭人均医疗保健支出,解释变量  $LNINCOME_{it}$  为城镇居民家庭人均可支配收入, $\beta$  是重点考察的医疗支出收入弹性,若  $\beta > 1$ ,对城镇家庭来说,医疗服务就是一种奢侈品;反之,若  $\beta < 1$ ,医疗服务就是一种必需品。 $i$  表示省份, $t$  表示年份。 $X_{it}$  是一组影响城镇居民医疗卫生支出的控制变量,具体包括:

表 1 变量及其统计特征

| 变量       | 平均值   | 标准差   | 最小值   | 最大值    | 变量定义及计算方法                                      |
|----------|-------|-------|-------|--------|--|
| PHE      | 5.757 | 0.567 | 4.276 | 7.160  | 城镇居民家庭人均实际医疗保健支出自然对数值                          |
| INCO     | 9.051 | 0.464 | 8.118 | 10.294 | 城镇居民家庭人均实际可支配收入自然对数值                           |
| GHE      | 4.248 | 0.830 | 2.540 | 6.547  | 省级政府人均实际医疗卫生支出自然对数值                            |
| BMI      | 5.959 | 0.563 | 3.486 | 7.770  | 城镇基本医疗保险人均支出,包括城镇居民基本医疗保险(城居保)和城镇职工基本医疗保险(城职保) |
| POP14    | 0.284 | 0.091 | 0.096 | 0.578  | 少年抚养比,即 0—14 岁人口占总人口比重                         |
| POP65    | 0.112 | 0.027 | 0.043 | 0.219  | 老年抚养比,即 65 岁以上人口占总人口比重                         |
| URB      | 0.425 | 0.167 | 0.138 | 0.893  | 城镇化率,城镇人口占总人口比重                                |
| IV1:IMEX | 0.300 | 0.356 | 0.027 | 1.668  | 各省进出口总额占本省生产总值的比重                              |
| IV2:FMA  | 1.981 | 3.521 | 0.050 | 23.877 | 各省省会城市到海岸线距离的倒数再乘以 100 作为海外市场接近度               |

$GHE$  表示人均政府医疗卫生投入水平。考虑到中国卫生筹资费用统计口径存在低估政府医疗卫生投入的问题<sup>⑤</sup>,本文参考国际分类方法中“广义政府卫生支出”口径<sup>⑥</sup>。但由于历年各省广义政府卫

生支出数据很难获取,所以本文将“政府预算卫生支出<sup>⑦</sup>、城镇基本医疗保险基金支出(主要是城镇职工基本医疗保险和城镇居民基本医疗保险)和新农合基金支出”三部分,近似作为“广义政府卫生支出”。

人口结构通常被认为是影响医疗支出的重要变量(Denton & Spencer, 1975; Maxwell, 1981)。对个体来说,医疗保健支出在整个生命周期中的分布是不均衡的,通常在婴幼儿期和老年期的支出相对较大。近年来,国内外学者对人口老龄化与医疗卫生支出之间关系的研究越来越多,其中相当一部分实证研究结果发现人口老龄化是导致医疗卫生开支上涨的重要因素(Grossman, 1972; 何平平, 2006; 余央央, 2011)。为此,本文采用  $POP_{14}$  (少儿抚养比) 和  $POP_{65}$  (老年抚养比) 表示人口结构的特征。

$URB$  表示城镇化率。社会因素中,最重要的是城镇化因素。以往研究发现,城镇化水平对医疗服务的需求有着重要影响(Kleiman, 1974; Gerdtham et al, 1992; Crivelli et al, 2006)。

第二种方法为双向固定效应模型。利用省级数据构建城镇居民医疗支出的面板模型:

$$LNPHE_{it} = \alpha + \beta LNINCOME_{it} + \gamma X_{it} + \rho_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $\rho_i$  用来控制省份固定效应,  $\lambda_t$  用来控制时间固定效应。双向固定效应模型可以避免所有由不随时间变化或者不随省份变化因素所导致的遗漏变量偏误问题。举例而言,沿海开放省份居民的医疗保健支出水平整体上好于内陆省份,控制省份固定效应,可以剔除这种地区差别。另外,医疗体制改革和社会保障制度的完善对居民医疗保健支出水平也有重要影响,但在同一时期,所有省份的居民面临的医疗政策和制度环境是相同的,因此可以由时间固定效应加以控制。需要指出,固定效应回归无法解决随时间和地区变化因素所引起的遗漏变量问题,因而可能导致估计系数偏高或偏低。

第三种方法为两阶段最小二乘估计(TSLS)。OLS估计的有效性依赖于很强的假设,即在加入有限的控制变量后,解释变量  $LNINCOME_{it}$  和误差干扰项不相关。这就要求必须控制所有可能影响城镇居民家庭医疗保健支出并与居民家庭可支配收入相关的变量。任何变量的遗漏都会导致估计结果有偏误。但是,遗漏变量是不可避免的。另外,一个不可忽视的关键问题就是模型本身存在的内生性问题,即医疗支出与收入之间可能存在着反向因果关系。以往研究文献显示,医疗卫生支出(医疗和健康支出)增加有助于经济增长和收入水平的提高,即健

康的收入效应。健康的收入效应主要通过健康人力资本投资实现。Grossman(1972)指出,健康既是一种消费品,它可以使消费者感觉良好,同时又是一种投资品,因为健康状态将决定消费者可利用的用于工作和闲暇的时间的多少,生病天数减少的货币价值就是健康投资的回报。当健康作为一种投资品时,健康投入的多少就决定了人们可以获得的人力资本的多少。也就是说,如果人们将收入中的一部分用于医疗保健支出从而使自己保持健康状态,那么人们就可以通过增加用于工作的时间、提高工作效率、获得新的工作机会等方式增加自身的人力资本积累,这种投资的收益即是疾病损失的避免、收入的增加和个人福利的改进。这一观点后来也被 Strauss & Thomas(1998)、Zon & Muysken(2001, 2003)、Jamison et al(2003)、Liu et al(2003)和 Laxminarayan(2004)的研究进一步证实。

为克服内生性问题,在 Acemoglu et al(2009)的研究中,用石油价格与美国次区域石油储备的交叉项作为外生工具变量,用于估计收入对健康支出的影响。考虑中国的实际情况,本文采用各省的对外贸易开放度指标(IMEX)作为外生的工具变量。一般来讲,对外贸易越开放的地区,经济发展水平就越高,并且当地居民的收入水平也会更高,而它和一个地区城镇居民医疗保健支出水平并没有明显的相关性。因此,二阶段最小二乘(TSLS)回归模型为:

$$LNPHE_{it} = \alpha + \beta LNINCOME_{it} + \gamma X_{it} + \rho_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$LNINCOME_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IMEX_{it} + \alpha_2 X_{it} + \rho_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,(3)式为二阶段回归,各变量定义同(1)式。(4)式为一阶段回归,  $IMEX_{it}$  为各省进出口总额占地区生产总值的比重。

### (三)实证结果分析

表2报告了上述三种识别策略的实证结果。就OLS估计来看,在只考虑核心解释变量的情况下,城镇居民家庭医疗支出的收入弹性为0.98。加入政府医疗卫生投入、人口结构和城镇化等控制变量后,其收入弹性降为0.48。两种估计下的核心解释变量系数都很显著且都小于1,这说明医疗保健对城镇居民家庭来说是一种必需品。同时,居民的医疗支出很大程度上也受很多非收入因素的影响。在控制变量中

影响最为显著的是少年抚养比 POP14,其系数为-1.65,说明少年抚养比的下降会促进家庭医疗保健支出的增加。对于这一点,可以理解为,随着独生子女步入育龄期,他们所经历的成长环境的差异会带来育儿观念、儿童保健服务需求的变化。由传统的抚养模式转变为培养模式,关注的不仅仅是身体的健康,更重要的是疾病的预防、生长发育过程中的实时监测、记忆心理健康方面的干预和咨询,从而导致医疗保健支出的增加。除此之外,城镇化和政府医疗卫生

投入对城镇家庭医疗支出也有显著积极的影响。

从固定效应模型估计结果来看,无论是只包含核心解释变量的估计,还是加入控制变量后的估计,城镇居民医疗支出的收入弹性都显著大于1,分别是1.81和1.24,和上述 OLS 估计结果差异很大;从其他控制变量看,政府卫生支出的解释力有所上升,但人口抚养比 POP14、人口老龄化 POP65 和城镇化 URB 的系数都不显著。考虑到遗漏变量、内生性等问题,固定效应模型的估计结果有待进一步检验。

表 2 城镇居民家庭医疗卫生支出收入弹性估计结果

|                         | OLS 估计          |                | FE 估计            |                 | TSLs 估计         |
|-------------------------|-----------------|----------------|------------------|-----------------|-----------------|
|                         | LNINCOME        | 0.98*** (0.03) | 0.48*** (0.08)   | 1.81*** (0.41)  | 1.24*** (0.17)  |
| LNGHE                   |                 | 0.10*** (0.03) |                  | 0.55*** (0.09)  | 0.13*** (0.03)  |
| POP14                   |                 | 1.65*** (0.22) |                  | -0.37 (0.58)    | -1.57*** (0.25) |
| POP65                   |                 | 0.33 (0.66)    |                  | 0.61 (0.96)     | 0.34 (0.59)     |
| URB                     |                 | 0.49*** (0.14) |                  | 0.35 (0.44)     | 0.62** (0.14)   |
| cons                    | -3.08*** (0.26) | 1.30** (0.55)  | -10.44*** (3.45) | -7.17*** (1.38) | 2.36*** (0.53)  |
| Adj-R <sup>2</sup>      | 0.64            | 0.73           | 0.83             | 0.89            | 0.71            |
| DWH 检验                  |                 |                |                  |                 | 13.83***        |
| 过度识别检验<br>(Hansen J)    |                 |                |                  |                 | 0.19            |
| 弱工具变量检验<br>(Aderson LR) |                 |                |                  |                 | 19.93           |
| 样本数                     | 527             | 527            | 527              | 527             | 527             |

注:括号内为稳健型标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著。DWH 统计量用于检验模型的设定中是否存在内生性偏误;Hansen J 统计量和 Aderson LR 统计量分别用于检验模型的估计是否存在过度识别(overidentification)和识别不足(underidentification)问题。

本文采用 Durbin-Wu-Hausman 检验 (DWH test)来检验(3)式的设定中是否存在内生性,即解释变量是否与干扰项相关。从表 2 中列示的 DWH 统计量来看,原假设(LNINCOME 与干扰项不相关)被拒绝了,即模型存在内生性问题。为了确保工具变量的合理性,本文继续做了两方面的检验。一是过度约束检验,即检验工具变量是否合理,结果显示 Score chi(1)=0.19, p=0.6613,接受原假设,也就是说,工具变量贸易开放度 IMEX 与干扰项不相关,工具变量的设定合理;二是弱工具变量检验,即工具变量与内生解释变量是否存在较强的相关性,结果显示在 10%水平下 Wald 检验为 19.93,而最小特征值为 992,明显大于 19.93,从而拒绝弱工具变量的原假设。从 TSLs 模型估计结果来看,在控制内生性问题后,城镇居民医疗支出的收入弹性为 0.33,且非常显著。其他控制变量估计结果和 OLS

估计比较一致,除了人口老龄化,其他几个因素对居民家庭医疗保健支出都有显著影响。

#### (四)稳健性检验

考虑到上述 OLS 估计、TSLs 估计与双向固定效应模型估计结果的差异较大,在稳健性检验部分,本文进一步引入广义矩估计(GMM)方法控制模型的内生性偏误。同时,考虑贸易开放度指标并不是严格意义上的外生变量,因为一个国家或地区的进出口贸易通常会受到国内、国际宏观经济形势的影响。因此,作者拟采用海外市场接近度 FMA 作为地区经济对外开放的指标。从外生性角度看,海外市场接近度是由自然地理因素决定的,它不随时间的变化而变化。本文借鉴黄玖立、李坤望(2006)的做法,取各省省会城市到海岸线距离的倒数再乘以 100 作为海外市场接近度。表 3 后两列报告了采用两类工具变量和两种估计方法的实证结果。总体上

看,收入对医疗支出的影响都非常显著,且弹性系数在0.33~0.46之间,进一步验证了医疗服务的必需品特征。控制变量中除人口老龄化一直都不显著外,其他变量对城镇居民医疗支出都有明显的影响。相对于收入、人口结构和城镇化变量,政府医疗卫生投入变量GHE对城镇家庭医疗支出的影响明显较

弱,这是因为本文采用的人均政府医疗卫生投入变量是一个近似“广义的”口径,它既包括政府对医疗卫生机构的投入(即“补供方”),也包括政府对医保的投入(即“补需方”),尤其是“补需方”部分,对家庭医疗支出的影响是最直接的。因此,有必要将政府医保投入单独拿出来分析。

表3 稳健性检验:TSLs估计和GMM估计结果比较

|                         | TSLs估计          |                | GMM估计           |                 |
|-------------------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|
|                         | IMEX            | FMA            | IMEX            | FMA             |
| LNINCOME                | 0.33*** (0.07)  | 0.41*** (0.08) | 0.37** (0.10)   | 0.46*** (0.03)  |
| LNGHE                   | 0.13*** (0.03)  | 0.11*** (0.01) | 0.16*** (0.04)  | 0.15*** (0.05)  |
| POP14                   | -1.57*** (0.25) | -1.26* (0.67)  | -1.44*** (0.13) | -1.21*** (0.11) |
| POP65                   | 0.34 (0.59)     | 0.42 (0.89)    | 0.36 (0.66)     | 0.49 (0.77)     |
| URB                     | 0.62** (0.14)   | 0.60*** (0.13) | 0.58** (0.11)   | 0.60*** (0.13)  |
| cons                    | 2.36*** (0.53)  | 2.21*** (0.33) | 2.20*** (0.31)  | 2.27** (0.23)   |
| Adj-R <sup>2</sup>      | 0.71            | 0.77           | 0.71            | 0.78            |
| DWH检验                   | 13.83***        | 16.72***       | 13.83***        | 16.72***        |
| 过度识别检验<br>(Hansen J)    | 0.19            | 8.42           | 0.19            | 8.42            |
| 弱工具变量检验<br>(Aderson LR) | 19.93           | 10.14          | 19.93           | 10.14           |
| 样本数                     | 527             | 527            | 527             | 527             |

注:括号内为稳健型标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著。DWH统计量用于检验模型的设定中是否存在内生性偏误;Hansen J统计量和Aderson LR统计量分别用于检验模型的估计是否存在过度识别(overidentification)和识别不足(underidentification)问题。

#### 四、进一步讨论

理论上讲,政府提供医疗保险具有双重作用,一方面,医疗保险降低了医疗服务的有效价格,有助于提高医疗支出水平;另一方面,医疗保险的费用分担机制有效地降低了医疗支出。关于医疗保险对医疗支出的具体影响结果,以往研究中有相当一部分学者认为医疗保险有助于减轻老年人医疗支出的负担,尤其是老年人自付费部分(黄枫、甘犁,2010;刘国恩等,2011;王翌秋、雷晓燕,2011);还有学者认为,医疗保险释放了居民(特别是低收入群体)的医疗需求,刺激了参保者对医疗服务的消费,使得医疗总支出不减反增(高梦滔,2010;赖国毅,2012;程令国、张晔,2012;唐含宇、徐剑,2014)。不管医疗保险究竟是降低了居民自付费负担,还是提高了医疗总支出,必须承认的一点是,医疗保险制度有助于提高医疗服务的可及性。长期来看,随着医疗保险覆盖面的不断扩大,尤其是保障程度的不断提高,居民家

庭(尤其是中低收入群体)在进行医疗服务消费的决策时所面对的预算约束应该是越来越宽松的,医疗保险对家庭医疗消费的释放效应是不断增强的,使得潜在的医疗需求会越来越多地转化成现实的需求,从而带来医疗支出绝对水平和相对水平的不断提高。

基于上述考虑,作者认为,在长期(或者相当长的一段时期内),医疗保险对医疗服务需求的释放可能存在一定的阶段性和差异性。或者说,随着医疗保险保障水平的提高,居民家庭医疗支出的收入弹性可能会发生某种阶段性的变化。为了深入考察医疗保险对家庭医疗支出弹性的影响,本文将通过构建面板门槛模型来做进一步的分析。

##### (一)面板门槛模型设定

根据上述分析,城镇居民的医疗支出与收入之间可能会因为医疗保障程度的不同而呈现出非线性关系,从而表现出区间效应。为此,本文采用Hansen(1999)的面板门槛回归模型思路,构建出中国城

镇居民家庭医疗支出与城镇居民可支配收入的面板门槛回归模型。首先设定单一门槛模型,如下:

$$PHE_{it} = \alpha_i + \theta Z_{it} + \beta_1 INCO_{it} \cdot I(BMI_{it} \leq r) + \beta_2 INCO_{it} \cdot I(BMI_{it} > r) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$PHE_{it}$  和  $INCO_{it}$  分别为被解释变量和核心解释变量。 $Z_{it}$  为一组控制变量,包括人口少年抚养比  $POP14_{it}$ ,人口老年抚养比  $POP65_{it}$  和城镇化率  $URBAN_{it}$ ,  $\theta$  为相应的系数向量。 $BMI_{it}$  为上述门槛模型的门槛变量,  $r$  为特定的门槛值,  $I(\cdot)$  为一指标函数,  $\alpha_i$  反映省份的个体效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机干扰项,服从零均值、同方差、零协方差的正态分布。

为了得到参数估计值,首先需要消除个体效应  $\alpha_i$  的影响,从每一个观测值中减去组内平均值,得到:

$$PHE_{it}^* = \theta Z_{it}^* + \beta_1 INCO_{it}^* I(BMI_{it} \leq r) + \beta_2 INCO_{it}^* I(BMI_{it} > r) + \varepsilon_{it}^* \quad (6)$$

对所有观察值进行累叠,并采用矩阵形式将上式变换为:

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (7)$$

对于任一给定的门槛值  $\gamma$ ,可采用 OLS 方法估计(7)式,得到  $\beta$  的估计值:

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)'X^*(\gamma))^{-1}X^*(\gamma)'Y^* \quad (8)$$

相应的残差平方和  $S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)'\hat{e}^*(\gamma)$ 。进一步地,通过最小化  $S_1(\gamma)$  获得门槛值  $\gamma$  的估计值  $\hat{\gamma} = \text{argmin} S_1(\gamma)$ ,最终可得到  $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ ,残差向量  $\hat{e}^*(\gamma) = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ 。

得到参数估计值后,需要进行两个方面的检验:一是门槛效果是否显著,二是门槛估计值是否等于其真实值。第一个检验的原假设  $H_0$  为  $\beta_1 = \beta_2$ ,备择假设  $H_1$  为  $\beta_1 \neq \beta_2$ ,检验统计量为:  $F_1 =$

$\frac{S_0 - S_1(\gamma)}{\hat{\sigma}^2}$ 。在原假设下,门槛值  $\gamma$  是无法识别的,

因此  $F$  的统计量是非标准的。Hansen 建议采用“自抽样法”(Bootstrap)来获得其渐进分布,进而构造其 P 值。第二个检验的原假设  $H_0$  为  $\hat{\gamma} = \gamma_0$ ,相应的似然比检验统计量为  $LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\gamma')}{\hat{\sigma}^2}$ ,LR 同样不服从标准正态分布。

根据 Hansen(1999)的研究,在显著性水平  $\alpha$  下,当  $LR_1(\gamma_0) \leq c(\alpha)$  时不能拒绝原假设。

以上只是假设存在一个门槛,但从计量角度看,可能会出现多个门槛。下面以双重门槛模型为例做简要说明,模型设定为:

$$PHE_{it} = \alpha_{it} + \theta Z_{it} + \beta_1 INCO_{it} \cdot I(BMI_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 INCO_{it} \cdot I(\gamma_1 < BMI_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 INCO_{it} \cdot I(BMI_{it} > \gamma_3) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

估计方法是先假设单一门槛模型中估计出的  $\hat{\gamma}_1$  已知,再进行  $\gamma_2$  的搜索,最终得到  $\hat{\gamma}_2$ 。Bai(1997)的研究表明  $\hat{\gamma}'_2$  是渐进有效的,但  $\hat{\gamma}_1$  却不是。为此,可以固定  $\hat{\gamma}'_2$  对  $\hat{\gamma}_1$  进行再次搜索,从而得到其优化后的一致估计量  $\hat{\gamma}'_1$ 。

## (二)模型估计结果分析

首先需要确定门槛的个数,以便确定模型的形式。依次在不存在门槛、一个门槛和两个门槛的设定下对模型(9)进行估计,得到 F 统计量和“自抽样法”(Bootstrap)得出的 p 值,见表 4。结果显示,单一门槛和双重门槛效果都非常显著,相应的 p 值分别为 0.000 和 0.054,而三重门槛效果不显著。因此,基于双重门槛模型进行分析。

表 4 门槛效果检验

| 门槛变量<br>lnBMI | 临界值       |       |        |        |        |
|---------------|-----------|-------|--------|--------|--------|
|               | F 值       | P 值   | 1%     | 5%     | 10%    |
| 单一门槛          | 24.855*** | 0.000 | 18.867 | 11.151 | 8.065  |
| 双重门槛          | 19.624**  | 0.054 | 8.585  | 1.652  | -1.049 |
| 三重门槛          | 4.753     | 0.762 | 12.732 | 8.496  | 5.751  |

注:P 值和临界值均为采用“自抽样法”(Bootstrap)反复抽样 1000 次得到的结果;\*\*\*和\*\*分别表示在 1%和 5%的水平下显著。

两个门槛的估计值和相应的 95%置信区间如表 5 所示。借助图 4 绘制的似然比函数图可以清晰地理解门槛值的估计和置信区间的构造过程。根据

门槛值将人均医保支出分成低水平区间(BMI5.802)、中等水平区间(5.802BMI7.071)和高水平区间(BMI7.071)。

表5 门槛值估计结果

|                      | 估计值   | 95%置信区间        |
|----------------------|-------|----------------|
| 门槛值 $\hat{\gamma}_1$ | 5.802 | [5.781, 5.838] |
| 门槛值 $\hat{\gamma}_2$ | 7.071 | [6.803, 7.074] |

面板门槛模型估计结果,如表6。门槛模型中估计出的医疗支出弹性要高于上述静态面板模型中

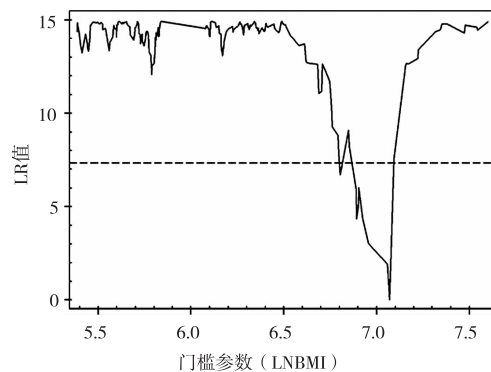
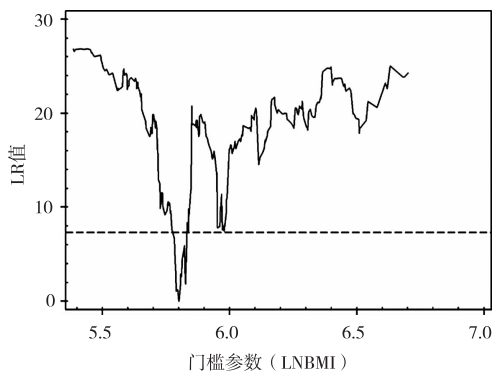


图4 第一、二个门槛的估计值和置信区间

表6 面板门槛回归模型估计结果

| 变量                 | 系数估计值           |
|--------------------|-----------------|
| POP14              | -1.04***(-3.59) |
| POP65              | 0.76(1.21)      |
| URB                | 0.29*(2.46)     |
| LNINCOME1          | 0.64*** (13.39) |
| LNINCOME2          | 0.67*** (13.79) |
| LNINCOME3          | 0.83*** (13.42) |
| Cons               | -0.8*(-1.82)    |
| Adj-R <sup>2</sup> | 0.68            |
| 样本数                | 527             |

注:括号内为t值,\*\*\*和\*\*分别表示在1%和5%的水平下显著。

水平区间后,医疗支出的弹性提高到了0.833。这充分证明了医保支出水平对居民医疗支出弹性的影响存在一定的门槛效应。按照门槛值的大小,将不同年份不同省份(直辖市、自治区)的支出同样划分为高、中、低三个区间。以2012年为例,全国仅有北京、上海和西藏<sup>⑤</sup>的人均政府医疗保险支出位于高水平区间,其余省份均处于中等水平区间。这说明,目前我国所有省份的人均政府医保水平已经跨越了低水平阶段,进入了中高水平区间。随着政府医保投入继续加大,特别是当医保投入跨越第二个

的弹性,这说明医疗保险的投入的确释放了居民的医疗需求,有助于提高医疗支出的“收入效应”。<sup>⑥</sup>两个门槛把城镇居民家庭医疗支出的收入弹性分成了三个不同区间。在人均政府医保支出的中、低水平区间内,城镇居民家庭医疗支出的收入弹性都没有明显差异(分别是0.635和0.670),但是进入高

门槛值之后,将会进一步提高居民医疗支出的“收入效应”,使得医疗支出的绝对水平和相对水平都明显提高。

观察其他控制变量对城镇居民家庭医疗支出的影响,可以发现,少年抚养比pop14、城镇化率仍然显著,估计结果和表6的估计差异不大。

## 五、结论与启示

本文根据1996—2013年的省级面板数据估计了城镇居民医疗支出的收入弹性,并进一步考察政府医疗保险投入对居民医疗服务需求和医疗支出水平的阶段性影响。文章结论如下:(1)中国城镇居民医疗支出的收入弹性明显小于1,稳健性检验进一步验证了这一结论,说明医疗服务对城镇家庭来说是一种必需品。(2)除了收入因素之外,政府医疗卫生投入、人口少年抚养比和城镇化率对城镇居民家庭的医疗支出水平也有重要影响,加入这些“非收入”因素后,医疗支出的弹性明显下降。(3)政府医疗保险投入水平对城镇居民医疗支出弹性具有门槛效应,即在人均政府医保支出的中、低水平区间内,城镇居民家庭医疗支出的收入弹性都没有明显差异,但进入高水平区间后,医疗支出的弹性会明显提高。当前,我国所有省份的人均政府医保水平都已



经跨越了低水平阶段,进入了中高水平区间。随着政府医保投入继续加大,特别是当医保投入跨越第二个门槛值之后,将会进一步提高居民医疗支出的“收入效应”,使得医疗支出的绝对水平和相对水平都会明显提高。

在世界范围内,医疗保障体系和医疗服务体系都是公共服务的组成部分。虽然各国的改革存在诸多差异,但一个共同的趋势就是,医疗保障体系走向全民覆盖,其中政府在医疗保障筹资中扮演着积极而有效的角色(顾昕,2010)。中国政府在卫生筹资上的功能强化,主要是通过“补供方”和“补需方”两个途径。据统计,新医改启动以来,国家财政对医疗卫生累计投入达2.2万亿元,其中,中央财政对医疗卫生累计投入6555亿元,医保投入近3000亿元,占一半左右。从国际趋势来看,对医保作为需方的投入应该逐步增加,最终占医疗卫生总投入的大部分。<sup>⑩</sup>因此,未来政府在医疗卫生领域“供需皆补”的前提下,应继续加大对“补需方”的投入力度,着力提高基本医疗保险的保障水平,进一步释放城乡居民的医疗服务需求,扩大实际购买能力,从而改善居民健康状况,提高居民的福利水平和幸福感。

#### 注:

- ①数据来源:《中国卫生总费用研究报告2013》和《2013年中国卫生和计划生育事业发展统计公报》。
- ②我国卫生总费用筹资主要由政府卫生支出、社会卫生支出和个人现金卫生支出三部分组成。
- ③数据来源:《中国卫生总费用研究报告2013》和《中国统计年鉴2014》。
- ④根据统计年鉴公开数据,各省政府预算卫生支出最早可追溯到1996年,最近更新到2013年,因此研究样本基本涵盖1996—2013年的省级数据。
- ⑤根据中国卫生费用筹资分类口径,将“社会基本医疗保险费、行政事业单位医疗卫生支出和农村居民医疗保障费用”这些由政府投入的部分,都划入了社会卫生支出领域。
- ⑥根据世界卫生组织国际分类方法,广义政府卫生支出包括“狭义政府卫生支出、社会保障卫生支出和预算外支出”三部分。其中,狭义政府卫生支出包括卫生事业费、中医事业费、计划生育事业费、食品和药品监督管理费、预算内基本建设经费、医学科研经费、卫生行政与医疗保险管理费、政府其他部门卫生经费;社会保障卫生支出包括行政事业单位医疗经费、企业职工医疗卫生费、社会基本医疗保险费、新型农村合作医疗经费、城乡医疗救助经费、社会其他保险医疗卫生费。

⑦政府预算卫生支出是在狭义政府卫生支出基础上加上基本医疗保险基金补助经费、城乡医疗救助经费和高等医学教育经费。

⑧通常而言,经济因素对医疗消费存在着两种效应:一种是收入效应,随着收入水平的提高,对健康的需求随之增加,因而医疗支出水平提高;另一种是健康效应,通常收入较低的人,健康状况较差,患病的概率更高,相应的患病后的医疗支出也更高,参见E. Van Doorslaer et al(1997)。本文主要考察的是“收入效应”。

⑨西藏的人均政府医保支出与其人口稀少、中央政府转移支付比例较高有直接关系。

⑩参见杜创:“四年医改财政投入逾2万亿,学者称应多补需方”,财新网,2013年3月16日。

#### 参考文献:

- 程令国 张晔,2012:《“新农合”:经济绩效还是健康绩效?》,《经济研究》第1期。
- 封进 秦蓓,2006:《中国农村医疗消费行为变化及其政策含义》,《世界经济文汇》第1期。
- 顾昕,2010:《公共财政转型与政府卫生筹资责任的回归》,《中国社会科学》第2期。
- 高梦滔,2010:《新型农村合作医疗与农户卫生服务利用》,《世界经济》第10期。
- 黄玖立 李坤望,2006:《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第6期。
- 黄枫 甘犁,2010:《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》,《经济研究》第6期。
- 何平平,2006:《中国卫生总费用增长因素研究》,《统计与信息论坛》第1期。
- 林相森 舒元,2007:《我国居民医疗支出影响因素的实证分析》,《南方经济》第6期。
- 刘国恩 蔡春光 李林,2011:《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》第3期。
- 赖国毅,2012:《医疗保障与老年医疗消费的实证分析》,《社会保障研究》第6期。
- 唐含宇 徐剑,2014:《医疗保险对城镇居民消费的影响探析》,《现代管理科学》第8期。
- 谭涛 张燕媛 何军,2014:《中国农村居民家庭医疗消费支出的影响因素及弹性分析》,《上海财经大学学报》第3期。
- 王翌秋 雷晓燕,2011:《中国农村老年人的医疗消费与健康状况:新农合带来的变化》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 叶春辉 封进 王晓润,2008:《收入、受教育水平和医疗消费:基于农户微观数据的分析》,《中国农村经济》第8期。
- 余央央,2011:《老龄化对中国医疗费用的影响——城乡差异的视角》,《世界经济文汇》第5期。

- Acemoglu, D. et al(2009), "Income and health spending: Evidence from oil price shocks", NBER Working Paper No. 14.
- Atella, V. (2006), "Is health care expenditure really a luxury good? Re-assessment and new evidence based on OECD data", Department of Economics University of Rome Tor Vergara, Italy.
- Badi, H. B. & F. Moscone(2010), "Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data", *Economic Modelling* 27(4):804-811.
- Blomqvist, A. G. & R. A. L. Carter(1997), "Is health care really a luxury?", *Journal of Health Economics* 16(2): 207-219.
- Clemente, J. (2004), "On the international stability of health care expenditure functions: Are government and private functions similar?", *Journal of Health Economics* 23(3):589-613.
- Crevelli, L. et al(2006), "Federalism and regional health care expenditures: An empirical analysis for the Swiss cantons", *Health Economics* 15(1):553-541.
- Denton, F. T. & B. G. Spencer(1975), "Health care costs when the population changes", *Canadian Journal of Economics* 8(1):130-135.
- Freeman, D. (2003), "Is health care a necessity or a luxury? Pooled estimates of income elasticity from US state-level data", *Applied Economics* 35(5):495-502.
- Gerdtham, U. -G. & M. Lothgren(1998), "On the stationery and integration of international health expenditure and GDP", Working Paper Series in Economics and Finance, Stockholm School of Economics, No. 232.
- Gerdtham, U. -G. et al(1992), "An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries", *Journal of Health Economics* 11(1): 63-84.
- Getzen, T. E. (2000), "Health care is an individual necessary and national luxury: Applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures", *Journal of Health Economics* 19(2):259-270.
- Giannoni, M. & T. Hitiris(2002), "The regional impact of health care expenditure: The case of Italy", *Applied Economics* 34(2):1829-1836.
- Grossman, M. (1972), "On the concept of health capital and the demand for health", *Journal of Political Economy* 80(2):223-255.
- Hansen, B. E. (1999), "The grid bootstrap and the autoregressive model", *Review of Economics and Statistics* 81(4):594-607.
- Jamison, D. T. et al(2003), "Health's contribution to economic growth in an environment of partially endogenous technical progress", DCPD Working Paper, No. 10.
- Kleiman, E. (1974), "The determinants of national outlay on health", *The Economics of Health and Medical Care*, No. 3.
- Laxminarayan, R. (2004), "Does reducing malaria improve household living standards?", *Tropical Medicine and International Health* 9(1):267-272.
- Leu, R. E. (1986), *The Public-private Mix and International Health Care Costs*, Oxford University Press.
- Liu, G. G. et al(2003), "Income growth in China: On the role of health", Paper presented at the 4th World Congress of the International Health Economics Association (IHEA), San Francisco.
- Maxwell, R. J. (1981), *Health and Wealth*, Lexington Books.
- Moscone, F. & E. Tosetti(2010), "Health expenditure and income in the United States", *Health Economics* 19(12): 1385-1403.
- Narayan, P. K. (2011), "Is health care really a luxury in OECD countries? Evidence from tentative price deflators", *Applied Economics* 43(25):3631-3643.
- Newhouse, J. P. (1977), "Medical care expenditure: A cross-national survey", *Journal of Human Resources* 12(1):115-125.
- Parkin, D et al(1987), "Aggregate health expenditures and national income, Is health care a luxury good?", *Journal of Health Economics* 6(2):109-127.
- Sen, A. (2005), "Is health care a luxury? New evidence from OECD data", *International Journal of Health Care Finance and Economics* 5(2):147-164.
- Strauss, J. & D. Thomas(1998), "Health, nutrition and economic development", *Journal of Economic Literature* 36(2):766-817.
- Sulku, S. N. (2011), "Health care expenditures and gross domestic product: the Turkish case", *European Journal of Health Economics* 12(1):29-38.
- Zon, A. H. & J. Muysken(2001), "Health and endogenous growth", *Journal of Health Economics* 20(2):169-185.
- Zon, A. H. & J. Muysken(2003), "Health as a principal determinant of economic growth", MERIT-Infonomics Research.