

# 我国居民医疗消费不公平问题：存在性及表现形式<sup>①</sup>

林相森，方齐云，艾春荣

**摘要：**随着我国经济发展阶段的逐步深入，公平问题越来越受到社会的重视，医疗卫生领域的公平问题已经成为当今社会的焦点之一。虽然已经有些学者对我国居民的医疗消费不公平问题进行过研究，但尚没有正式和严谨的检验：究竟是否存在医疗消费不公平性问题？存在哪种形式的不公平？本文依据医疗消费公平性的内涵，提出了一种医疗消费（不）公平性的判断方法，并利用中国健康与营养调查 2006 年的微观数据，借助 CLAD 方法对医疗消费的归并模型进行了估计。结果显示：我国居民的医疗消费主要由个人的医疗需要决定，同时也受收入水平的影响，但与是城市还是农村居民的关系不够显著。这说明现时期我国确实存在医疗消费不公平问题，其表现形式是不同收入阶层之间的不公平，不存在城乡居民之间的不公平。本文比较稳健的实证分析结果对我国医疗改革的战略调整 and 具体政策措施的制定都有重要的参考价值。

**关键词：**医疗消费；不公平；CLAD；收入；城乡

**中图分类号：**F126

**文献标识码：**A

## 引言

综观当今世界，公平和效率是绝大多数国家的医疗卫生政策中并重的两个目标。但改革开放以来，我国的医疗制度过分强调效率目标，忽视了公平目标。早在 1995 年，哈佛大学的 William Hsiao 教授就在他的文章中指出了我国医疗服务领域中存在两种严重的不公平现象：医疗消费的城乡居民之间的不公平和贫富阶层之间的不公平（Hsiao, 1995）。世界银行 1997 年的报告也指出了同一问题（World Bank, 1997）。2000 年，世界卫生组织对各国医疗卫生服务业进行了评估，中国在卫生资源提供的公平性上排在第 188 位，在所有国家中位列倒数第 4（WHO, 2000）。这些分析和评价提示我们，我国医疗卫生领域可能存在着严重的不公平问题。它们对我国医疗体制改革战略方向的调整有重要参考价值。

对于我国医疗服务领域严重的不公平现象，学者们或国际机构比较一致地认为其根本原因在于我国的医疗体制，他们提出的建议都是要改革和完善我国的医疗体制，例如：Hsiao (1995)、World Bank (1997)、Liu et al.(1999)、Gao et al.(2001)、顾昕(2005)等。最近几年我国政府对医疗卫生领域的公平问题的日益重视，与包括上述学者或国际机构在内的国内外学者和机构的认识和呼吁有一定关系。

但是，上面提到的文献基本上都是依据不同人群之间（按居住地类型或收入等划分）在实际利用医疗服务数量上的差别得出的结论。这种比较方法本质上与公平的含义是不一致的。因此，它们对我国医疗卫生领域的不公平的度量或评判都是有缺陷的，相关结论和建议需要进一步寻找经验依据。

<sup>①</sup>林相森：华中科技大学经济学院；方齐云：华中科技大学经济学院；艾春荣：美国佛罗里达大学经济系，上海财经大学统计学系。

作者感谢美国北卡罗来那大学人口研究中心 CHNS 项目主任杜树发博士在数据使用中给予的帮助，感谢 CHNS 项目提供了调查数据。本文受到国家社科基金重大项目（编号：08&ZD037）、上海财经大学 211 工程三期和上海市重点学科建设项目（项目号:B803）资助。

本文拟以讨论医疗消费公平性的内涵为基础，实证研究我国医疗消费中的不公平问题，目的在于回答两个问题：第一，在我国，是否存在着医疗消费的不公平现象？第二，如果存在着不公平现象，其表现形式如何？例如，是城乡居民之间的不公平，还是各种收入阶层之间不公平？还是两者皆有？

本文接下来的内容安排如下：第一部分，讨论医疗消费公平性的内涵，指出现有对我国医疗消费公平性的分析由于对其内涵重视不够而具有缺陷，所得结论值得商榷，并提出新的判断方法；第二部分，建立计量经济模型并说明其估计方法；第三部分，介绍拟采用的中国健康与营养调查（China Health & Nutrition Survey，简称为 CHNS）2006 年的数据，总结所使用的变量的统计特征；第四部分，报告回归结果，分析医疗消费不公平的存在性和具体表现形式；第四部分是小结和讨论。

## 一、医疗消费公平性的内涵及判断

何为医疗服务中的公平呢？1996 年 WHO 和 SIDA 在《健康与卫生服务的公平性》中强调，医疗服务的公平性是指每一个社会成员都能有相同的机会获得卫生服务，并不因其所拥有的社会特权不同而出现差别（Braveman et. al,1996）。依此定义，陈家应等(2000)与胡琳琳、胡鞍钢(2003)把医疗服务的公平性分为健康公平、医疗服务的可及性公平、实际利用公平和筹资公平 4 个方面<sup>①</sup>。而每个方面都可以分为横向公平和纵向公平两个角度：所谓横向公平性是指对具有相同医疗需要的人群，应提供相同的医疗服务；而纵向公平性则是指对所处状态不同的每一个体，应给予不同的处理。Wagstaff & van Doorslaer(2000)、Culyer(2003)和赵郁馨等(2005)专门定义了医疗卫生消费的公平性，认为它实质上就是“按需(要)分配”，他们还指出：垂直公平是指有不同的卫生服务需要的人获得不同的卫生服务；水平公平是指有相同的卫生服务需要的人获得相同的卫生服务。

以上对医疗服务公平性的解释使得其含义清晰化和准确化，它们实际上区分了“公平”与“平均”的不同，公平并不意味着平均，因为不同的人可能有不同的需要。从这点可以看出现有对我国医疗消费（不）公平程度的评价所依据的定量分析是不完善的。它们主要的依据是不同群体（城/乡居民或不同收入阶层）之间在实际医疗服务消费量方面的差异。其错误根源在于它们忽略了医疗需要在衡量公平程度中的角色(Wagstaff et. al.,1991)，或者是武断地假设了所有人的医疗需要都是相等的。

在研究医疗消费公平问题时，我们还要辨析另外一对容易混淆的概念：需要和需求。“需要”（need）的含义不同于经济学意义上的“需求”（demand），前者有明显的客观性，根本上讲，它只由是否患病以及所患疾病的性质等医学条件决定（对“需要”的深入讨论参见 Wagstaff & van Doorslaer: 2000），而需求的强弱还受到个人预算约束和意识水平等主观因素的影响。即使是患病情况相似从而对医疗服务有相同的需要的两个人，他们的医疗需求可能都会不同，因为经济状况和对健康的个人评价等主观因素的差别会使他们对医疗服务的需求不同程度地偏离客观的需要。

如果我们混淆了需求和需要两个概念，用医疗需求的满足程度来衡量医疗服务在整个社会配置的公平程度，就会得出没有意义的结论。其道理不难理解：在研究微观个体时，我们可以认为其实际消费的医疗服务数量就等于其医疗需求，因为一般来说假定单个消费者面对一条水平的供给曲线是没问题的；这样，如果我们评价医疗需求被满足的程度，就会发现所有人的医疗需求被完全满足了——从这个角度看，医疗消费的公平问题根本就不存在。

---

<sup>①</sup>本文研究的是医疗消费公平，也就是实际利用公平，属于一种“过程公平”。可及性公平是一种“机会公平”，对实际利用构成限制、约束。

根据前面对医疗服务公平性含义的讨论,实现医疗消费或利用的公平性就是要使个人医疗需要被满足的程度均等化。具体来讲,在一个医疗服务得到公平分配的社会中,每个人实际消费或利用的医疗服务与其医疗需要之间的比例都是一样的。在这种理想状况下,该社会中任何一个人的医疗消费可以表示为:

$$M_i^* = \lambda N_i \quad i=1,2,\dots,n$$

其中,  $M_i^*$  表示第  $i$  个人实际消费医疗服务的数量,  $N_i$  表示此人因为患病产生的医疗需要, 参数  $\lambda$  是这个公平社会中每个人医疗需要被满足的程度。对每个微观个体来讲,  $\lambda$  是由宏观因素(比如社会制度、经济发展水平、政府财政状况等)决定的, 不受他本人的收入、年龄、性别、工作岗位等微观因素的影响, 因而, 它可以被看作是外生的。显然,  $\lambda$  可以随着时间推移而发生变化。但是, 如果我们进行微观层次上的横截面分析, 即将所研究的微观对象固定在某个时点或较短时期内的话,  $\lambda$  可视为一个常数。

在现实中, 个人实际的医疗消费数量可能会偏离社会理想值, 即:

$$M_i^* = \lambda N_i + \Delta_i \quad i=1,2,\dots,n$$

如果这种偏离完全是随机的, 即  $\Delta_i$  等价于一个随机干扰  $v_i$ , 那么我们仍然可以认为医疗服务在整个社会中是公平分配的。但如果这种偏离不是完全随机的, 而是受到个人的特征及其环境特征的影响, 也就是说个人医疗消费随着这些特征的不同而有不同幅度的偏离, 这个社会的医疗消费分配就是不公平的。此时, 个人医疗消费数量可以表示为:

$$M_i^* = \lambda N_i + \beta' X_i + \mu_i \quad i=1,2,\dots,n \quad (1)$$

其中的  $\mu_i$  代表随机干扰项, 向量  $X_i$  表示能够影响个人的医疗消费的一系列个人特征或所处环境特征变量。

至此, 我们找到了一个与医疗消费公平性的涵义有内在一致性的评判医疗消费(不公平性的新方法或工具: 对方程(1)进行回归分析, 观察  $X_i$  系数的显著性和大小。如果  $X_i$  的系数都不显著, 个人特征及其所处环境的特征对医疗消费就没有影响, 就说明医疗服务得到了公平的分配, 否则就证明存在着医疗消费的不公平问题。  $X_i$  中显著的变量所对应的个人特征或环境特征可以揭示医疗消费不公平的具体表现形式, 比如, 若表示居住地类型(城市或农村)的变量是显著的, 就说明存在着城乡居民之间的医疗消费不公平。此外, 在  $X_i$  的度量单位保持不变时, 有显著影响的自变量的系数绝对值越大就说明对应形式的医疗消费不公平程度越严重。

## 二、计量经济模型

为了实证研究我国是否存在医疗消费不公平问题及其可能存在的具体形式, 我们需要根据方程(1)建立计量经济学模型进行估计和统计推断。

方程(1)的因变量是医疗消费的数量, 现有文献中衡量医疗服务消费数量的具体指标可以归纳为两类: 第一类, 一定时间内利用医疗服务的频率(如: 去医院看病的次数、住院天数); 第二类, 一定时间内实际发生的医疗费用(如: 门诊费用、住院费用、总费用)。相对来讲, 第二类指标比第一类指标包含了更为丰富和准确的医疗消费数量方面的信息。因此, 本文拟将医疗消费的金额作为因变量来表示个人消费的医疗服务的数量。

我国第二次卫生服务调查(1998年)和的第三次卫生服务调查(2003年)均发现较多有病不治的现象(卫生部统计信息中心, 1999; 卫生部统计信息中心, 2005), 此现象在调查数据中的对应表现就是有相当比例的人在患病以后消费医疗产品或服务的数量为0, 本文所使用的数据就亦有此特点(详见第三部分)。数据的这个特点对于如何选择计量经济学模

型和估计方法有很关键的影响，合适的模型和方法应与数据以及相应的数据生成过程相匹配。

Tobin (1958) 最早提出了一种处理受限因变量的办法，他建立 Tobit 模型（亦称归并模型，censored model）并用最大似然法进行估计，研究了消费者购买汽车的行为。该模型的主要应用之一就是用来分析因变量只能取非负值且总是存在取值为 0 的情况的数据。因此，我们可以考虑用 Tobit 模型来研究医疗消费数量。相对于用 OLS 估计的线性回归模型，采用最大似然法估计的 Tobit 模型有很大优势：在前一种方法下，无论是只用因变量值为正的样本进行回归，还是把因变量取 0 当成平常的变量值直接放到回归中，都会得出既有偏又不一致的系数估计值；而在残差项服从正态分布和同方差等假定之下，由 Tobit 模型可以得到一致的系数估计值，其分布也是渐进正态的 (Amemiya, 1984)。由于 Tobit 模型的这个优势，它在实证研究中得到了广泛应用。不过，它也有一个重要的不足：高度依赖于残差的正态性和同方差假定。Arabmazar & Schmidt (1981, 1982) Vijverberg (1987) 提供的经验证据表明，当残差的分布完全未知或只是不知道其异方差的具体形式时，用最大似然法估计 Tobit 模型的估计量也是不一致的，可能会导致比较大的偏误。Honoré (1992) 从理论上证明了在分析有归并现象的面板数据时，即使残差的条件分布能够被正确设定，从固定效应模型得出的估计值也是不一致的。总的来看，当我们很确定 Tobit 模型中的残差满足正态性和同方差假设时，采用该模型研究归并数据是一个合适的选择；但是，如果我们对这些假设没有把握，应用 Tobit 模型则是一种不恰当的作法。

鉴于 Tobit 模型的不足，Powell(1994)提出了一种用半参数方法估计归并模型的方法——归并模型的最小绝对偏离估计方法 (Censored Least Absolute Deviations Estimation Method, 简称 CLAD)。这种方法的重大优势是它给出的估计量是渐进一致且服从正态分布，而且它不需要假设残差服从正态分布，也不需要假设同方差（对此方法的讨论详见 Powell: 1984; Chay & Powell: 2001; Sullivan et al.: 2008）。所以，如果我们没有充足的理由假设残差的正态性和同方差假设成立，就应该用 CLAD 方法研究归并数据，以得到相对可靠的结果。

目前已有的从微观层面研究我国居民医疗消费文献<sup>①</sup>，都没有考虑到医疗消费数据的归并性质，所使用的实证分析方法都有缺陷。例如，Mocan et al.(2004)用中国 10 个省（市）中的 6407 个城市家庭的调查数据，分别建立了两部分模型 (two-part model) 和离散因素模型 (discrete factor model)，估计了收入等多种因素对家庭医疗支出的影响。高梦滔、姚洋 (2004) 使用我国农业部的 8 省农户调查数据，采用了两种处理样本选择问题的计量分析方法，研究了农村人口两周内患病和医疗支出的影响因素。Wagstaff & Lindelow (2005) 利用 CHNS 的 1991、1993、1997、2000 四年的数据，采用面板数据的固定效应模型考察了被调查家庭的户主的保险状况与医疗消费和劳动时间等之间的关系。封进和秦蓓 (2006) 采用 CHNS 调查数据，分别建立了医疗决策模型和医疗支出模型，利用工具变量估计加豪斯曼检验的方法估计了中国农村医疗消费和收入水平之间的关系。林相森、舒元 (2007) 以不同的方式使用了两部分模型方法，利用 CHNS2000 年的调查数据，研究了影响我国居民医疗消费的各种因素。王俊等 (2008) 利用我国三省调查数据分别采用 NML 模型和 OLS 回归研究了居民就诊医院选择和医疗支出金额的决定因素，他们将所有样本分为城市和农村样本两个部分，得出了城市和农村居民在医疗需求行为方面有较大差别的结论。以上研究在计量经济分析方法方面各有不同，但都没有注意到医疗消费数据的归并特点，未考虑到此特

<sup>①</sup>在包括卫生经济学在内的多个研究领域中，从微观调查数据得出的分析结论与从宏观数据得出的结论一般有不小的差别。最典型的例子是医疗需求的收入弹性，从微观数据中得出的医疗需求的收入弹性一般都比 1 小很多，而从宏观数据中得出医疗需求（或支出）的收入弹性一般都在 1 左右。Getzen (2000)和 Freeman (2003)等都注意到了这个现象并给出了一些解释。利用两种类型的数据进行的研究因而不适于直接比较，得出的分析结果也可能有不同的现实意义和政策含义。故此，本文未提及从宏观层次研究的文献。

点对估计方法的特殊要求及对估计结果可能造成的严重影响。

本文拟用 CLAD 方法估计方程 (1)。由于因变量的归并性质，我们实际估计的方程是：

$$M_i = \max(0, \lambda N_i + \beta' X_i + \mu_i) \quad i=1,2,\dots,n \quad (2)$$

这里的因变量  $M_i$  代表实际观察到的医疗消费金额，它的取值为非负值。括号内第二项所包括的变量和参数即是方程 (1) 中的对应变量和参数。一般来讲，患病程度越重，患病的人对医疗服务的需要就越强烈，换言之，从医学角度来看，他应该得到更多数量的单位质量的医疗服务，因此，本文主要以患病程度来衡量医疗需要，即方程 (1) 和 (2) 中的  $N_i$ 。自变量  $X_i$  表示可能影响医疗消费的一组变量。在现有文献中，受到普遍关注的、对个人医疗消费有潜在重要影响的因素以表示个人经济社会地位和人口学特征的因素为主，它们反映了个人特征和所处环境特征的主要方面，包括收入或收入阶层、教育、性别、年龄、婚姻状态、家庭特征、医疗保险、居住地等。一些实证研究表明影响我国居民医疗消费的还有一个特殊的因素—居住地类型（城市或农村），于是，我们把城/乡虚拟变量作为自变量放在回归中考察。各变量的具体描述和统计特征详见下文。

在上面提到的自变量中，我们重点考察的是收入变量和居住地类型（城/乡）虚拟变量，因为在不同收入水平之间和城乡居民之间的不公平是我国居民医疗消费公平性问题中最受关注且被认为问题最严重的两个方面。在回归方程 (2) 中，如果收入或（和）居住地类型的系数是显著的，它意味着在控制了医疗需要的影响之后，收入或（和）居住地类型也对个人医疗消费有影响，我们就可以断定存在着医疗消费在不同收入群之间或（和）城乡居民之间的不公平。

### 三、数据和变量描述

本文所使用的微观数据来自于中国健康与营养调查（CHNS），是北卡罗来那大学人口研究中心和中国疾病控制与预防中心的合作项目。CHNS 数据目前是与我国医疗问题相关的质量最高的数据之一。它覆盖范围较广，包括广西、贵州、黑龙江、河南、湖南、湖北、江苏、辽宁和山东 9 省（区），这 9 个省（区）在地理位置、经济水平、公共资源和健康指标等方面都有差异；调查问卷由经验丰富的多学科专家组设计；调查方案细致、全面，并按照一套比较严格的标准执行；调查在家庭和社区两个层次开展，并对一些重要变量从两个层次进行对比验证；对家庭和个人收入的统计详细，包括了住房补贴等各种非货币收入的市场价值。到目前为止，CHNS 已经完成七轮，分别在 1989、1991、1993、1997、2000、2004 和 2006 年完成。本文以最新一轮调查（2006 年）的调查对象为研究对象进行分析。

本文所使用的样本是在被调查之前的 4 周内不同程度患病经历的成年人，反映他们社会经济地位和人口学特征的变量统计描述见表 1。从年龄来看，最大的 85 岁，最小的 18 岁，平均年龄接近 50 岁。其中一半左右是女性。从婚姻状况来看，85% 的样本处于在婚状态，其余的 15% 没有配偶。他们所处的家庭人口数从 1 到 10 不等，平均家庭规模约为 3.7 人。样本中 55% 的人居住在农村地区，45% 的人居住在城镇中。他们之中有 59% 的人拥有医疗保险。他们所在的家庭的年人均可支配收入最高达 100850 元，最低为 -545 元，平均值为 8555.24 元。依据 CHNS 中所有被调查家庭人均可支配收入的高低顺序，我们把所有居民分为三个收入阶层：第一个是低收入组，占调查对象总体的 20%；第二个是中等收入组，占 60%；第三个是高收入组，占 20%。本文使用的样本有 109 人属于低收入组，他们的可支配收入均值为 587.63 元；169 人属于高收入阶层，他们的可支配收入均值为 17153.93 元；386 人属于中等收入组，他们的可支配收入均值为 4397.29 元。最后，从教育程度来看，样本的最高学历相对集中于小学和初中，二者的比例分别约为 33% 和 39%，高中和大学（包括本科和专科）比较接近，各占 10% 左右。

表 1 样本的社会经济特征和人口学特征

变 量	样本数	均 值	标准差	最小值	最大值
年龄	664	49.67	14.75	18	85
女性	664	0.49	0.50	0	1
在婚	664	0.85	0.35	0	1
家庭规模	664	3.67	1.56	1	10
农村	664	0.55	0.50	0	1
医疗保险	664	0.59	0.49	0	1
家庭人均收入(元)	664	7009.40	8555.24	-545	100850
低收入	109	587.63	370.11	-545	1210
中等收入	386	4381.29	2247.22	1280	9126.67
高收入	169	17153.93	11447.12	9149.13	100850
变 量	样本数	比 例	变 量	样本数	比 例
小学	219	32.98%	中专	41	6.17%
初中	260	39.16%	大学	67	10.09%
高中	76	11.45%	硕士以上	1	0.15%

下面,我们大致了解一下本文所研究的患病样本的患病及其医疗消费情况。从病症来看,人数比较多的从高到低依次是呼吸系统(42.51%)、其它慢性病(25.42%)神经系统和骨骼肌肉(各占21.18%)消化系统(14.22%)、心血管(9.08%)和传染病(8.93%)。从患病程度来看,病情较轻的占38.4%,中等的占48.8%,病情较重的比例相对小得多。最后来看看为了治疗疾病所消费的医疗服务(包括药品)价值。第一个明显的特点是,有高达12.5%的人患了病但没有任何医疗消费支出。第二,大多数人的医疗消费金额并不大,在100元以下的约占60%,在500元以下的约占82%,只有4.22%的人花费的医疗费用高于3000元。第三,从三种患病程度人群的医疗消费金额的均值和最大值可以看出,病情的轻重与医疗消费金额有明显的正向关系;第四,中度患病和轻度患病的人群的平均医疗消费金额都小于所有患病样本医疗消费的平均值,这说明随着病情的逐渐加重医疗消费上升的速度加快;第五,无论病情的轻重程度如何,总有一些患病的人不消费任何医疗服务。

表 2 个人患病情况及医疗消费金额

变 量		样本数	比 例	变 量		样本数	比 例
病症	呼吸系统	281	42.51%	患病程度	轻度	255	38.40%
	消化系统	94	14.22%		中度	324	48.80%
	神经系统	140	21.18%		重度	85	12.80%

	骨骼肌肉	140	21.18%	医疗消费 (元)	0	83	12.50%
	皮肤	18	2.72%		1-10	84	12.65%
	五官	29	4.39%		11-100	238	35.84%
	心血管	60	9.08%		101-500	147	22.14%
	传染病	59	8.93%		501-3000	84	12.65%
	其它慢性病	168	25.42%		3001-80900	28	4.22%
变 量	样本数	均 值	标准差		最小值	最大值	
医疗消费(元)	664	892.97	4698.06	0	80900		
轻度患病	255	165.4078	480.3611	0	4000		
中度患病	324	637.3241	2095.74	0	20000		
重度患病	85	4050.094	12028.21	0	80900		

本文回归中的主要解释变量包括：年龄、年龄的平方项、家庭规模、“女性”（0：男性，1：女性）、“在婚”（0：未婚，1：在婚）、“医疗保险”（0：无医疗保险，1：有医疗保险）、“农村”（0：居住在城市，1：居住在农村）、“患病程度”（0：轻度，1：中度，2：重度）、表示最高学历的虚拟变量和表示收入阶层的虚拟变量。其中，表示最高学历的虚拟变量有“小学”、“初中”、“高中”、“中专”“大学及以上”。由于本文所使用的患病样本中有硕士以上学历者只有1人，如果将其单独作为一个类别，回归结果会非常不可靠，于是将最高学历的为大学（专科、本科）和硕士以上两个类别合并为“大学及以上”。我们在回归中不使用收入的绝对值作为解释变量，基于两方面的考虑：第一，相对收入水平是比绝对收入更好衡量一个人在整个社会中经济地位的指标，一个人利用社会所提供的医疗服务，特别是优质医疗服务的能力与他在社会中的相对经济地位关系更大。第二，如果采用绝对收入作为解释变量，就不可避免地做出一些偏强的限制性假定，相反，用表示收入阶层的虚拟变量作为解释变量是一种灵活的作法，它不强求收入对医疗消费的线性或恒定弹性影响等人为的假设成立，但它又容许这些特殊情形。

我们用“医疗消费”这一变量表示方程（2）中的医疗消费数量，把它作为回归方程的被解释变量。与我国的最近两次国家卫生服务调查数据一致，本文使用的CHNS数据也揭示出了一些患病个人不利用医疗服务的现象，它在数据上的表现就是不小比例的患者医疗消费金额为0。这种现象对我们的建立计量经济模型提出了特殊的要求，能否处理好数据的归并性质对结果的可靠性有关键性影响。根据本文第二部分的讨论，建立归并模型并利用CLAD方法估计该模型是恰当的选择。

#### 四、回归分析

下面我们应用CLAD方法估计归并模型，即方程（2），并实施一些稳健性检验。

表3的第I部分报告了用CLAD方法估计的结果。为避免共线性问题，表示最高学历为小学变量“小学”、表示轻度患病的变量“轻度”和表示低收入组的变量“低收入”没有放入回归方程。

从统计显著性来看，只有收入和患病程度对医疗消费有显著性影响，而且均在 1%水平上显著。在控制了这两类变量之后，其它变量对医疗消费都没有显著影响。

从经济显著性来看，对个人医疗消费影响的程度从高到低依次是患病程度、收入、婚姻状态、教育水平、性别、居住在农村、有医疗保险、家庭规模和年龄。由于 CLAD 方法估计的是条件中位值 (conditional median) 而不是条件均值 (conditional mean)，我们在解释各变量的边际影响时是针对中位值而言的。虚拟变量的边际影响就等于其系数估计值，于是，我们可以作如下解释：相对于轻度患病情况而言，一个人得了中等程度的疾病后其医疗消费会增加 78.66 元，如果患病程度变为重度，他的医疗消费金额会陡增 395.82 元；当保持其它情况不变时，一个人从低收入组上升到中等收入组，其医疗消费金额会增加 72.38 元，若从低收入组上升到高收入组，其医疗消费金额则会增加 78.54 元；在其他条件相同的情况下，处于在婚状态的人比没有配偶在一起生活的人消费更多的医疗服务，消费金额之差为 22.13 元；相对于只有小学文凭的人而言，更高教育水平的人会消费更多的医疗服务，但并不是学历越高对医疗服务的消费增加的越多，其中，有中专文凭的人医疗消费增加的最多，比只有小学文凭的人多 23.26 元的医疗消费；女性比男性的医疗消费金额高出 16.96 元；其他条件相同时，农村居民比城市居民的医疗消费少，有医疗保险的人比没有医疗保险人医疗消费低，但两个变量的边际影响绝对值都非常小。连续变量家庭规模的边际影响可以解释为家庭人数每增加一个人，就会使个人的医疗消费减少 0.86 元，其影响程度也非常小。年龄对医疗消费的影响不但与系数估计值有关，也与年龄的大小有关，其边际影响为： $-2.3752+2 \times 0.0276 \times \text{年龄}$ 。也就是说，当年龄从 18 岁上升到 19 岁时，个人的医疗消费会减少 1.38 元，年龄从 35 岁上升到 36 岁时，个人医疗消费会减少 0.44 元，年龄从 50 岁上升到 51 岁时，个人医疗消费会增加 0.38 元，年龄从 65 岁上升到 66 岁时，个人医疗消费会增加 1.21 元。可见，在控制了其它变量以后，年龄对医疗消费的影响也是非常小的。

总之，无论从统计显著性和经济显著性来看，患病程度和收入对医疗消费都有重要影响，居住在城市或农村等因素并没有显著影响。根据本文第一部分的讨论，这一回归结果的含义是：一，在我国存在着居民医疗消费不公平现象；二、这种不公平的具体表现是不同收入阶层之间的不公平；三，目前并不存在城乡居民之间的医疗消费不公平问题。

表 3 的第 II 部分是 Tobit 模型估计的结果。将其与 CLAD 方法估计的归并模型对比，很容易发现二者的回归结果存在很大差别。从过分依赖正态性和同方差假设的 Tobit 模型得出的结论是不可靠的。

**表 3 回归结果**

	I (n=664)			II (n=664)		
	CLAD 估计			Tobit 模型		
	系数	标准差	P 值	系数	标准差	P 值
女性	16.9566	11.2175	0.131	-498.2020	394.3353	0.207
年龄	-2.3752	2.4966	0.342	-22.9788	86.0446	0.790
年龄平方	0.0276	0.0246	0.261	0.0251	0.8518	0.977
家庭规模	-0.8649	3.9332	0.826	7.7208	136.5420	0.955
在婚	22.1327	18.9200	0.243	916.1056	643.1118	0.155
初中	15.4143	13.7363	0.262	-96.3583	476.5742	0.840

高中	10.3129	20.2722	0.611	299.8728	698.4923	0.668
中专	23.2647	24.8535	0.350	-30.2400	923.8348	0.974
大学及以上	7.0583	22.1790	0.750	-799.8976	805.4929	0.321
医疗保险	-4.2088	11.9797	0.725	537.0162	419.6142	0.201
中度	78.6565***	12.7015	0.000	517.8399	426.0042	0.225
重度	395.8191***	18.4940	0.000	4195.7730***	638.7467	0.000
农村	-8.3287	12.3613	0.501	-170.5067	438.3255	0.697
中等收入	72.3772***	18.9553	0.000	590.9802	548.4100	0.282
高收入	78.5443***	22.9273	0.001	651.8374	716.0458	0.363
常数项	-15.7242	65.6181	0.811	-340.3554	2223.5670	0.878
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0.0202			0.0045		

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著

上述 CLAD 估计中，我们把收入分为低、中、高三组，发现在控制用患病程度表示的医疗需要之后，收入对医疗消费有显著性影响。这一结论是不是与我们对收入的特殊分组方式有关呢？我们还把收入分别分为 4 组和 5 组，进行了稳健性检验。分组的方法与 3 个收入组的划分方法相似，也是把所有 CHNS 的调查对象的收入从低到高分分为 4 组或 5 组，然后找到患病样本所属的收入组并对相应的二元虚拟变量“第  $i$  收入组” ( $i=1, 2, 3, 4$  或  $i=1, 2, 3, 4, 5$ ) 赋值。不同之处是：划分 4 或 5 个收入组时，我们采用的是等分法，即把所有的 CHNS 对象平均分为 4 或 5 个收入组。表 4 的第 I、II 部分分别报告了划分成 4 个和 5 个收入组时 CLAD 估计的结果。可以看出，新的分组方式对主要结论没有什么实质影响，患病程度和收入仍然是非常显著的变量，它们的统计显著性和经济显著性与 3 个收入组下的结果高度一致。其它变量的显著性变化也不明显，唯一的例外是性别变量，在新的分组情况下它至少在 5% 的水平上显著，其边际影响也分别增加了 15 和 5 元。总的来看，回归结果对收入的分组方式并不敏感。

表 4 稳健性检验（一）

	I (n=664)			II (n=664)		
	系数	标准差	P 值	系数	标准差	P 值
女性	32.1061***	12.4716	0.010	22.0521**	9.1286	0.016
年龄	-1.6974	2.7830	0.542	-2.8291	2.0373	0.165
年龄平方	0.0239	0.0275	0.384	0.0328	0.0201	0.103
家庭规模	2.7802	4.3987	0.528	1.5928	3.2099	0.620
在婚	25.7866	21.1763	0.224	29.3404*	15.8315	0.064
初中	26.7188*	15.3127	0.082	28.1956**	11.1937	0.012
高中	41.9197*	22.7539	0.066	31.4728*	16.4930	0.057

中专	39.0112	28.3155	0.169	34.6682*	20.5630	0.092
大学及以上	13.2421	24.7429	0.593	6.2227	18.2334	0.733
医疗保险	-9.6601	13.5381	0.476	-8.2505	9.9078	0.405
中度	79.0807***	14.0910	0.000	64.9499***	10.2169	0.000
重度	395.2123***	20.5093	0.000	416.2644***	15.0320	0.000
农村	4.0122	13.8504	0.772	-0.9205	10.1431	0.928
第 2 收入组	64.7756***	20.4627	0.002	29.0032*	16.8486	0.086
第 3 收入组	65.7162***	22.1496	0.003	50.8718***	16.6362	0.002
第 4 收入组	74.6091***	20.5020	0.000	58.9488***	17.8866	0.001
第 5 收入组				71.8347***	16.2587	0.000
常数项	-75.9555	73.4545	0.302	-16.7483	52.9493	0.752

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著

有人可能会担心用患病程度来表示医疗需要不够准确，因为个人的医疗服务需要与疾病的种类也有很大关系。为了检验这种担心对回归结果的影响，我们将表示疾病种类的 9 个虚拟变量及它们分别与表示患病程度的类别变量（1：轻度，2：中度，3：重度）的交叉项也放入回归方程（2），表 5 的第 I 部分给出了相应的回归结果。有几点值得注意：患病程度对医疗消费的影响仍然是非常显著而且是影响程度最大的；就绝大多数疾病而言，随着患病程度的加重，患者会增加医疗消费，其中，得了传染病、心血管疾病、五官疾病、皮肤病和其他慢性病的人医疗消费的增加幅度相对大很多；相对于低收入组，中等收入和高收入组会消费更多的医疗服务，但只有高收入组的增加是统计上显著的；相对于城市居民，农村居民倾向于消费更多的医疗服务，但这种影响在统计上很不显著；教育对医疗消费的影响有了很大的改变，相对于小学学历而言，初中、高中和大学以上都可以比较大程度地提高个人医疗消费，且三者的影响程度比较接近，边际影响都在 40 元左右。

表 5 的第 II 部分报告了另外一种稳健性检验的结果。考虑到患病程度对医疗需要的影响可能与个人所处的特定的收入阶层或居住地类型有关系，我们把表示患病程度的三个虚拟变量分别与收入阶层的类别变量（1：低收入，2：中等收入，3：高收入）和居住地虚拟变量的交叉项也放入方程（2）中。此时，由于共线性问题，虚拟变量“高收入”被去掉。收入与患病程度的交叉项中，只有轻度患病与收入的交叉项不显著，说明患有轻度疾病的人的医疗消费与他们之间的收入差距没有关系。但中度和重度患病者的医疗消费却受到收入差距的显著影响，对于这两类患病者而言，收入越高的人越会更多地消费医疗服务。这种收入差距造成的医疗消费差异的关系在重度患病者上表现尤其突出，收入上升一个阶层会增加个人医疗消费约达 300 元。居住地虚拟变量与患病程度的交叉项中，重度患病与“农村”的交叉项是在 5%水平上显著的，这意味着在同样是患了重度疾病的情况下，农村居民的医疗消费比城市居民少 72 元左右，这个数值只相当于所有重度患者医疗消费均值 4050 元的 1.78%。

表 5 稳健性检验（二）

	I (n=596)	II (n=664)
--	-----------	------------

	系数	标准差	P 值	系数	标准差	P 值
女性	15.43314*	8.87245	0.082	17.1077*	9.1885*	0.063
年龄	-1.293493	1.916764	0.500	-2.6256	2.0117	0.192
年龄平方	.0127144	.0186874	0.497	0.0306	0.0199	0.125
家庭规模	-1.806853	3.051266	0.554	0.2737	3.2145	0.932
在婚	16.92334	14.4732	0.243	21.2651	15.2924	0.165
初中	40.98112***	10.92058	0.000	18.5189	11.2816	0.101
高中	41.14822***	15.44085	0.008	25.8072	16.4590	0.117
中专	-10.37226	21.32042	0.627	20.5922	20.8407	0.323
大学及以上	32.58387***	17.59455	0.065	3.8878	18.6752	0.835
医疗保险	-3.450538	9.243799	0.709	0.5738	9.7543	0.953
中度	46.19556***	9.842105	0.000	-19.3746	55.2740	0.726
重度	269.5244***	16.07093	0.000	-45.9771	77.8911	0.555
农村	7.220226	9.588914	0.452	-10.5406	16.6969	0.528
中等收入	22.36004	15.94549	0.161	6.2999	9.6288	0.513
高收入 <sup>△</sup>	26.80935**	12.58603	0.034			
轻度*收入				11.5392	12.7071	0.364
中度*收入				25.2923**	11.1015	0.023
重度*收入				302.1559***	21.2860	0.000
中度*农村				31.3852	21.0436	0.136
重度*农村				-72.3355**	30.4372	0.018
呼吸系统*程度	-8.714189***	3.34992	0.010			
消化系统*程度	6.806433	4.387399	0.121			
神经系统*程度	6.62792*	3.889111	0.089			
骨骼肌肉*程度	1.998724	3.785875	0.598			
皮肤*程度	28.23817***	8.548724	0.001			
五官*程度	31.11326***	7.111776	0.000			
心血管*程度	31.80532***	5.130354	0.000			
传染病*程度	148.38***	5.153738	0.000			
其它慢性病*程度	27.7946***	3.681198	0.000			

常数项	-24.01198	51.87861	0.644	29.9798	63.7908	0.639
-----	-----------	----------	-------	---------	---------	-------

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；△：在第 II 部分的回归中，由于有共线性问题“高收入”没有被列为解释变量。

需要说明一点，本文中的患病样本只包括 600 多个观测值，属于小样本（Wilhelm, 2008）。与小样本相联系的有两个常见问题：第一，二元虚拟变量和类别变量的每个类别包含的样本数可能很小，比如前面提到的几个表示病症的虚拟变量以及划分 5 个收入组后产生的收入变量等，在这种情况下，这些变量及含有它们的交叉项的存在会大大降低估计结果的可靠性。也正是基于这样的考虑，我们将表 4 和表 5 对应的回归分析都视为对表 3 第 I 部分回归结果的稳健性检验，而不是主要依据它们归纳出结论。第二，在小样本回归中，如果对条件均值回归（在 Tobit 模型中就是这样），很可能会因为个别异常值（outlier）的干扰导致非常不稳定或没有一般性意义的结果。由于本文所适用的 CLAD 估计方法实际上是一种条件中位值回归，可以比较有效地避免小样本条件下极少数异常值对回归结果的不正常干扰，从而得出可靠和稳健的结果。

总的来看，从本文实证分析得出的结论是比较稳健的：目前的我国居民医疗消费主要是由其医疗需要本身决定的，同时也与收入水平有显著的关系，但与居住在城市或者农村关系不够显著。这说明目前在我国存在不同收入阶层之间的医疗消费不公平问题，但不存在城乡居民之间的医疗消费不公平问题。

## 五、小结和讨论

从发达国家的近现代历史来看，当一国的经济发展到某些阶段，公平的概念在社会价值中的比重会明显上升。经过三十年的经济高速发展，我国正越来越接近此发展阶段，公平问题也越来越受到社会的重视。

本文以我国居民的医疗消费不公平问题的存在性和表现形式为研究目标，提出了一种基于回归分析的检验方法：以医疗消费数量作为被解释变量，以医疗需要和收入、居住地类型（城市或农村）、教育水平等个人经济社会特征和人口学特征变量为解释变量建立回归方程，通过个人特征变量的显著性就可以判断医疗消费不公平问题的存在性和表现形式，如果它们都不显著就说明不存在医疗不公平问题，如果有变量显著，就说明有相应形式的不公平问题。本文的方法与医疗消费公平性的本质含义是一致的，是对现有判断方法一个重要改进。

我们还利用 CHNS2006 的调查数据正式检验了我国医疗消费不公平问题，实证分析结果显示：个人医疗消费的主要影响因素是个人的医疗需要，同时也受到收入的影响，但不受居住地类型的显著影响。其现实含义是：在我国的现阶段确实存在着不同收入阶层之间的医疗消费不公平问题，但不存在城乡居民之间的医疗消费不公平。

本文的实证分析为我国医疗体制改革的探索提供了有参考价值的结论。医疗体制有一个独特之处，就是效率和公平目标在其中处于大致同等重要的地位，这一点在世界上很多国家的医疗体制中都有体现。改革开放以来的三十年，我国在医疗卫生领域的改革和发展不协调地落后很多。整个系统的效率并没有明显的提高，同时，由于公平目标一直处于被忽视状态，存在比较明显的制度缺陷。近两年正在进行的医疗改革将公平作为一个指导原则就是对现实的合理回应。究竟我国是否存在医疗消费不公平问题？如果存在，哪些形式的不公平呢？这两个问题是制定医疗改革框架和具体政策以实现公平的过程中无法回避的问题。

本文的研究表明我国目前的医疗消费不公平性主要还是由于收入差距造成的。因此，若有效提高未来的医疗体系中的社会公平程度，可以考虑把政策重点定位为对低收入人群提供帮助和保障机制，并不一定需要针对城市和农村制定差异化的政策。

实证分析结论的另外一个含义是：旨在缩小居民收入差距的政策会自动地提高医疗消费的公平程度。如果我国政府确实能将收入均等化的政策较好地落实，这意味着我们可以将更多的精力放在提高医疗体系的效率上来，不必过于担忧公平目标；未来农村医疗体系的完善和发展，也应该更多地着眼于效率目标。

最后，有两点值得说明和讨论：第一，我们考察的是给定患病及患病程度情况下，个人医疗消费是否受到收入、居住地类型等因素影响，因而，我们在建立计量经济学模型时将患病程度作为外生给定的变量。这种作法有其道理：在特定的短短 4 周内，疾病（慢性病是例外）的发生和程度的变化都有比较强的随机性。第二，本文提出的判断医疗消费（不）公平性的方法可以用来判断特定时期内医疗消费不公平的存在性和表现形式。同时，它还有一种用途：在保持度量单位不变的情况下，我们可以观察主要解释变量的系数估计值在不同时期的变化，由此判断医疗消费不公平程度的动态变化。这也是一项有意义的研究内容，但由于篇幅所限，我们只能将其作为后续研究项目。

### 参考文献

- [1]Amemiya, Takeshi. Tobit Models: A Survey[J]. *Journal of Econometrics*, 1984(24): 3-61
- [2]Arabmazar, Abbas, Peter Schmidt. Further Evidence on the Robustness of the Tobit Estimator to Heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*,1981(17): 253-258
- [3]Arabmazar, Abbas, Peter Schmidt. An Investigation of the Robustness of the Tobit Estimator to Non-Normality[M]. *Econometrica*, 1982(50):1055-1063
- [4]Braveman, P., E. Tarimo, A. Creese, R. Monasch, L. Nelson. *Equity in Health and Health Care: A WHO/SIDA Initiative*[M]. Geneva: WHO , 1996.1
- [5]Chay, Kenneth Y, James L.Powell. Semiparametric Censored Regression Models[J], *Journal of Economic Perspectives*, 2001(15):29-42
- [6]Culyer, Anthony J. Equity of What in Healthcare? Why the Traditional Answers Don' t Help Policy - and What to Do in the Future? [M] *Healthcare Papers*, 2003(special issue):13-26
- [7]Freeman, DG. Is Health Care a Necessity or a Luxury? Pooled Estimates of Income Elasticity from US State-level Data [M]. *Applied Economics*, 2003(35): 495-502
- [8]Getzen, TE. Health Care Is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures[J]. *Journal of Health Economics*, 2000(19):259-270
- [9]Honoré, Bo E, Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects[M], *Econometrica*, 1992(60) :533-565
- [10]Mocan,H. Naci, Erdal Tekin, Jeffrey S. Zax. The Demand for Medical Care in Urban China[M]. *World Development*, 2004(2): 289-304
- [11]Powell, James L., Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model[J], *Journal of Econometrics*, 1984(25): 303-325
- [12]Sullivan,Christopher J., Jean Marie McGloin, Alex R. Piquero. Modeling the Deviant Y in Criminology: An Examination of the Assumptions of Censored Normal Regression and Potential

- Alternatives[J]. *Journal of Quantitative Criminology*, 2008(24): 399 - 421
- [13]Tobin, James. Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables[M], *Econometrica*, 1958(26): 24-36.
- [14]Vijverberg, Wim P. M. Non-normality as Distributional Misspecification in Single-Equation[M]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1987(49): 417-430
- [15]Wagstaff, Adam, Eddy van Doorslaer. Equity in Health Care Finance and Delivery in: A. J. Culyer & J. P. Newhouse (ed.) [M], *Handbook of Health Economics*, 2000:1803-1862
- [16]Wagstaff, Adam, Eddy van Doorslaer, Pierella Paci. On the Measurement of Horizontal Inequity in the Delivery of Health Care[J]. *Journal of Health Economics*, 1991(10) : 169-205
- [17]Wagstaff, Adam, Magnus Lindelow. Can Insurance Increase Financial Risk? The Curious Case of Health Insurance in China[M]. World Bank Policy Research Working Paper 3741, 2005
- [18]WHO, *World Health Report 2000--Health Systems: Improving Performance*[M]. Geneva: World Health Organization, 2000.
- [19]Wilhelm, Mark Ottoni. Practical Considerations for Choosing between Tobit and SCLS or CLAD Estimators for Censored Regression Models with an Application to Charitable Giving[M]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008(70): 559-582
- [20]World Bank. *Financing Health Care: Issues and Options for China*[M]. Washington: World Bank, 1997
- [21]陈家应、龚幼龙、舒宝刚、严非. 卫生服务公平性研究的理论与现实意义[M]. 中国卫生资源, 2000(4): 167-169
- [22]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
- [23]高梦滔, 姚洋. 性别, 生命周期与家庭内部健康投资—中国农户就诊的经验证据[J]. 经济研究, 2004(7):115-125
- [24]胡琳琳、胡鞍钢. 从不公平到更加公平的卫生发展: 中国城乡疾病模式差距分析与建议[J]. 管理世界, 2003(1): 78-87
- [25]顾昕. 全球性医疗体制改革的大趋势[J], 中国社会科学, 2005年第6期
- [26]梁维萍、郑建中、韩颖、覃凯, 贺鹭. 农村居民收入与医疗服务需求及其弹性研究[J]. 中国农村卫生事业管理, 2005(10):15-17
- [27]林相森、舒元. 我国居民医疗支出的影响因素分析[J]. 南方经济, 2007(6):22-30
- [28]王俊、昌忠泽、刘宏. 中国居民卫生医疗需求行为研究[J]. 经济研究, 2008(7):105-117
- [29]卫生部统计信息中心. 第二次国家卫生服务调查主要结果的初步报告[J]. 中国卫生质量管理, 1999(1): 40-48
- [30]卫生部统计信息中心. 第三次国家卫生服务调查分析报告[J]. 中国医院, 2005(1): 3-11
- [31]赵郁馨、张毓辉、唐景霞、王丽、万泉、陶四海. 卫生服务利用公平性案例研究[J]. 中国卫生经济, 2005(7): 5-7

# **Inequity in Medical Care Consumption in China: Existence and Patterns**

Lin Xiang-sen, FANG Qi-yun, AI Chun-rong

**Abstract:** The issue of social equity has been attracting more and more attention in China in recent years. Inequity in medical care distribution becomes one of the most concerned problems. Although inequity in Chinese residents' medical care consumption has been studied by some scholars, there is no formal investigation of a) does this problem really exist, and b) what patterns does it take if it exists. As an attempt to answer both questions, a test that is consistent with the definition of equity in medical care consumption and based upon regression analysis is posed. From a censored model estimated by CLAD using the survey data from China Health & Nutrition Survey in 2006, we find that need for medical care is the main determinant of individual medical care consumption. It turns out that income also significantly affects individual medical care consumption whereas the residence area (urban or rural) does not, implying that there is indeed inequity in medical care consumption in China and it takes the form of inequity between people with different incomes. Robust conclusions from our empirical study make meaningful senses for the on-going reform of healthcare system in China.

**Keywords:** medical care consumption; inequity; CLAD; income; urban/rural residence

收稿日期: 2008-11-29;