



中国公共医疗服务边际受益归宿研究

报告人：李永友

2902013164@qq.com

2016.9.23



报告内容

- 现象与问题
- 识别方法
- 典型事实
- 归宿结果
- 分配效应
- 结论与启发



1. 现象与问题

- 收入分配差距比较大
 - 0.50左右，财富分配差距更大97.5%-21.5%。
- 减少收入分配差距方法：税收与支出
 - 税收限高但不能托底，支出能托底但不能限高。
- 经验证据的启示：
 - Emma Seery（2014），Rolf Aaberge,et al.（2010）—15%



- 医疗卫生支出增加

- 2009-2014年均24.8%，同期总支出和科教文支出分别仅为16.9%和19.2%。

- 医疗服务扩张：

- 门诊服务从2008年到2014增长近70%



- 两个现象放到一起，自然出现一个问题：

中国医疗卫生支出增加引致的医疗服务扩张是否有助于缩小现金收入分配差距。

回答这个问题并不容易，需要测度医疗服务边际受益归宿



• 已有研究：

- 利用中观和宏观数据研究支出的收入分配效应较多，例如刘穷志（2007）等；
- 通过区分不同发达水平地区研究，例如赵海利（2014）等；
- 利用入户调查数据的研究，例如Qin,et al.(2014),王奕秋（2012），李永友和郑春荣（2016）。

• 我们需要关注的：

- 支出政策调整是否让穷人受益更多，这需要通过边际受益归宿识别；
- 受益必须基于服务使用者的自我评价。



- 本文想要做的工作：

- 将个人从公共医疗服务中所获收益评价建立在个人需求函数估计基础上，通过识别个人愿意支付水平测度公共医疗服务受益归宿对现金收入分配影响。
- 在估计需求函数时，使用了面板数据而非截面数据，以有效控制固定效应影响。



2. 识别方法

- 两种识别方法：Younger（2003）
 - 一种是Lanjouw and Ravallion（1999）提出，经Ajwad and Wodon（2001，2002，2003，2007）等改进的分组回归法；
 - 一种是由Small and Rosen（1981）等提出，被Gertler,et al.（1987）,Younger（1999）,Sahn,et al.（2003）等运用的补偿变化法。



- 分组回归法

$$p_{ikq} = \alpha_q + \beta_q p_k^q + \varepsilon_q$$

- 问题:

- 内生性问题
- 遗漏变量问题



- 除此之外，这种方法问题：
 - 成本核算法；
 - 没有真正考虑个体的行为反应。



- 补偿变化法

$$V_i = f(y_i - c_i) + g(X, Z_i) + v_i$$

个人间接效用采用的是可加可分的函数形式，其中 f 为其他消费给个人带来的效用， g 为选择就医改善健康状况给个人带来的效用，其中 y_i 和 c_i 为个人收入和就医选择发生的各种支出， X 和 Z_i 为个人选择就医服务的质量与影响健康的所有个人特征变量。 v_i 为其他因素对个人效用带来的冲击，满足均值为 0 的条件。☐



• 本文怎么用这种方法

考虑到本文所依据的数据限制，针对个人间接效用函数所做出的假定是，个人只消费一单位的医疗服务，所以 c_i 实际上就等于医疗服务价格和就医机会成本，后者取决于个人特征和接受医疗服务花费的时间。

函数 g 中，非常重要的变量是个人选择医疗服务的质量，但在本文中，由于仅区别就医和不就医，所以接受的医疗服务质量 X 仅取决于个人所在的区位，后者包括居住的省市、城市还是农村。之所以以区位表示接受医疗服务的质量，因为在中国，Chou and Wang 等大量研究指出，公共医疗资源的配置存在明显区域差异



为了使间接效用函数设定中，收入满足边际效用递减条件，净收入 $y_i - c_i$ 采用对数形式。同时，在 Younger 等研究中，收入 y_i 和就医成本 c_i 被假定对个人间接效用有相同边际影响。这种假定是将发生的支出视同减少的收入，所以有相同的边际影响是可以理解的。但实际上，由于用途上的差异， y_i 和 c_i 对个人间接效用可能有不同边际影响，所以本文赋予了 y_i 和 c_i 不同系数。

□

$$V_i = \delta y_i - \lambda c_i + \eta X_i + \varphi Z_i + \omega_i$$



$$V = d y_i - l c_i + h X_i + j Z_i + w_i = d(y_i - CV) - l c_i + h X_i + j Z_i + w$$

$$CV = y_i - e^{\frac{-V}{d}} \left(y_i - \frac{l}{d} c_i \right)$$

$$p = \frac{e^V}{1 + e^V}$$

$$e_{c_i} = -l c_i (1 - p)$$



3. 典型事实：一些初步结论

总体情况

从数据上看，中国政府卫生支出从 2009 年的确有了很大提高，从 2007 年的 2581.58 亿元增加到 2014 年的 10579.23 亿元，年均增长接近 2005 年全年政府卫生支出。^②

从 2008 年到 2014 年，医院数量增加 6148 所，其中二级以上医院增长就达 832 所，床位数增加 207.83 万张，每千人医疗技术人员增长约 1.4 人，医院万元以上设备增长超过 2.2 倍，卫生院万元以上设备增长也近 1.7 倍。^②

从 2008 年到 2014 年，医疗机构诊疗人次增长了近 70%^②

新医改后，医疗服务供给水平的扩张主要表现为数量上的扩张，医疗服务供给质量却在这轮医改中**没有**明显改变。同样从 2008 年到 2014 年，无论是医院还是卫生院，高级卫生技术人员占比都明显下降，其中医院下降近 7 个百分点，卫生院下降 0.6 个百分点。医疗服务满意度从 2008 年 3.5 下降到 2014 年 3.2。^②



新医改带来的医疗服务扩张通过两种方式影响收入分配，一是通过改善不同收入群体健康状况影响收入获取能力，二是使不同收入群体从医疗服务扩张中受益不同，前者是间接的，并具有很大的不确定性，后者是直接的。☐

为了考察中国 2008 年之后医疗服务扩张直接受益在不同收入群体间归宿特征，本文利用了中国社会科学调查中心的 CFPS 数据，从医疗服务扩张的不同维度进行识别。☐

数据说明

在 CFPS 数据中，涉及到医疗服务的信息主要有五个方面：到最近医疗点的距离和时间，反映医疗服务可及性；过去 2 周是否看过医生；过去 1 年是否住院以及住院天数；家庭医疗费支出与医疗费中家庭自付水平；是否有医疗保险。然而，在每次调查中，中国社会科学调查中心的调查信息并不是始终如一，比如住院天数在 2014 年的调查中就取消了，所以本文对医疗服务扩张受益归宿分析仅是针对历次调查中都出现的门诊服务。不仅如此，在总共五轮的调查中，调查范围也发生很大变化，从 2008 年上海、北京和广东扩大了 2010 年 25 个省市自治区，所以本文还不能充分利用中国社会科学调查中心发布的五轮调查数据。同时为了构造面板数据服务于后续需求函数估计，本文只选择 CFPS 数据中的 2010 年、2012 年和 2014 年三年调查数据，并且从三年调查数据中整理出三次调查都存在的样本。☐



表1

过去2周门诊服务使用

单位：%

地区	2010		2012		2014	
城市	0.62 (0.011)	0.15 (0.004)	0.61 (0.009)	0.17 (0.004)	0.53 (0.007)	0.18 (0.004)
农村	0.73 (0.008)	0.20 (0.004)	0.68 (0.007)	0.18 (0.003)	0.55 (0.009)	0.21 (0.003)
差异显著性	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Poorest	0.74 (0.012)	0.23 (0.007)	0.67 (0.012)	0.23 (0.006)	0.60 (0.013)	0.24 (0.006)
richest	0.63 (0.016)	0.14 (0.006)	0.60 (0.013)	0.16 (0.005)	0.53 (0.012)	0.17 (0.005)
差异显著性	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
中学以下	0.72 (0.008)	0.22 (0.004)	0.68 (0.007)	0.23 (0.004)	0.59 (0.007)	0.26 (0.004)
中学	0.65 (0.011)	0.15 (0.004)	0.61 (0.010)	0.14 (0.003)	0.52 (0.008)	0.17 (0.003)
高中以上	0.51 (0.029)	0.11 (0.008)	0.51 (0.024)	0.12 (0.008)	0.31 (0.017)	0.10 (0.007)
obs	5105	19317	6947	25276	8899	24085

说明：括号内为聚类标准误。从第二栏开始，表中左边数据都是以过去2周是否感觉身体不舒服群体为样本，即表中最后一栏obs对应每年中左手边数字，而对应的右边数据则为整个调查样本。由于存在缺失值，各年被统计的样本量有所不同。第一栏中的差异显著性分别对应城乡差异和最穷组与最富组差异，表中为相应的p值。数据仅包括CFPS数据中成人调查问卷和家庭调查问卷信息。



表2

医疗保险覆盖率与医疗费个人自付比例

单位：%

地区	2010		2012		2014	
	医保覆盖	个人自付	医保覆盖	个人自付	医保覆盖	个人自付
城市	0.74 (0.005)	0.66 (0.015)	0.82 (0.004)	0.61 (0.012)	0.89 (0.003)	0.79 (0.004)
农村	0.84 (0.003)	0.76 (0.010)	0.91 (0.002)	0.72 (0.010)	0.92 (0.002)	0.87 (0.003)
差异显著性	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00
Poorest	0.80 (0.006)	0.76 (0.017)	0.90 (0.004)	0.73 (0.015)	0.91 (0.004)	0.86 (0.005)
richest	0.80 (0.006)	0.60 (0.023)	0.85 (0.005)	0.59 (0.018)	0.91 (0.004)	0.72 (0.006)
差异显著性	0.91	0.00	0.01	0.00	0.87	0.00
中学以下	0.85 (0.004)	0.75 (0.011)	0.89 (0.003)	0.70 (0.010)	0.92 (0.003)	0.85 (0.003)
中学高中	0.75 (0.005)	0.70 (0.017)	0.86 (0.003)	0.65 (0.013)	0.90 (0.003)	0.83 (0.004)
高中以上	0.72 (0.012)	0.54 (0.046)	0.82 (0.009)	0.56 (0.037)	0.86 (0.007)	0.76 (0.0104)
obs	20436		26032		26032	

说明：表中括号内为聚类标准误。其中医保覆盖率为各组中享有医保样本比例，在CFPS数据中，有些样本享有的医保类型有2种以上，在所有样本中，这个比例大约接近7%。个人自付为过去一年医疗费中个人自付所占比例，表中为相应组别内样本个人自付比例均值。表中2012年的个人自付仅为住院费用中个人自付比例。其它说明同表1

为了更加全面呈现医疗服务扩张过程中，不同收入群体医疗服务利用或享有情况，表 3 利用世界银行开发的 DASP 软件计算了相关医疗服务利用或享有集中指数。^②

表3 医疗服务利用或享有集中指数

	2周门诊服务使用	医疗机构可及性	医疗保险覆盖	医疗费家庭自付
2010	-0.017 (0.0072)	-0.152 (0.0086)	0.011 (0.0027)	-0.040 (0.0091)
2012	-0.016 (0.0071)	-0.143 (0.0056)	-0.012 (0.0019)	-0.043 (0.0088)
2014	-0.028 (0.0059)	—	-0.002 (0.0016)	-0.019 (0.0024)
城市	-0.006 (0.0048)	-0.098 (0.0057)	0.005 (0.0014)	-0.033 (0.0400)
农村	-0.022 (0.0064)	-0.043 (0.0060)	0.010 (0.0020)	0.002 (0.0029)

说明：括号内为聚类标准误。表中医疗服务可及性指的是住户到达最近医疗机构的时间，2014年调查问卷中没有这项信息。



两点直观发现

门诊服务使用分配相对于收入分配，的确更偏向低收入群体，并且不仅累进，而且正义。^②

从医疗机构可及性和医疗费个人自付情况看，整体上都不利于低收入群体。其中，医疗机构可及性和个人自付，城市不利于低收入群体情况较农村更为严重。^③



4. 受益归宿识别

三点说明

第一,需求函数估计依据的是三年调查数据构造了一个三年非平行面板数据,这一点与 Younger, Sahn,et al.以及 Gaddah,et al.等不同,后者利用的都是截面数据。使用面板数据的好处就是可以有效控制地区和时间固定效应。②

第二,间接效用函数手边的 y_i 在上述几篇文献中都是使用住户综合支出,即不仅包括住户消费性支出,而且包括住户自产的和耐用品消费。但在本文所使用的 CFPS 数据中,并没有关于支出的充分信息,所以本文使用了 CFPS 数据中提供的个人收入。为了消除通胀影响,采用了 CFPS 数据中提供的 2010 年可比家庭人均纯收入的信息对 2012 年和 2014 年个人收入进行通胀消除,获得以 2010 年为基期的可比收入。相比较住户支出,本文使用收入代理 y_i 相对更合理,因为这和本文使用个人作为样本估计个人医疗服务需求是对应的。②

第三,间接效用函数中的 c_i , 本文遵循上述文献方法,考虑了两方面医疗服务使用成本,即医疗服务价格和就医机会成本。然而,在 CFPS 数据中,并没有这两方面的调查信息。为了解决这个问题,本文结合中国地区间差异这一现实,选择各地区每人每次门诊费作为样本所在地区医疗服务平均价格,其中城市样本的医疗服务平均价格选择医院每人每次门诊费,农村样本的医疗服务评价价格选择卫生院每人每次门诊费。至于就医机会成本,选择工资作为代理,即采用各地区平均工资作为基准,根据个人学历程度对平均工资进行调整,以体现学历对工资水平的影响。在此基础上,用计算得到的个人年平均工资除以 365 天获得个人一天的工资收入,② 以此作为医疗服务使用机会成本。②



• 因变量的刻画：医疗服务需求

刻画个人医疗服务需求的方法并不完全相同，有些文献采用过去12个月住院天数、过去12个月拜访医生次数或者过去四周住院天数，例如van Doorslaer and Masseria（2004），解垚（2009）等；也有文献使用过去2周或4周或者12个月是否拜访过医生，例如Younger（2003），Sahn,et al.（2003），Devaux and Looper（2012），Dong（2016）

本文根据CFPS数据报告的个人就医信息，选择过去2周是否拜访过医生，采用已有文献通用的0-1度量法。



- 估计模型还考虑如下问题：

为了考察政府医疗服务投入增加对个人医疗服务需求影响，我们借鉴了Kruse,et al.方法，在个人医疗服务需求函数右手增加了政府医疗服务补助支出。考虑到中国医疗资源城乡间配置不公平现实，根据城乡间每千人技术人员数量和床位数差异，对各地区政府医疗服务补助支出做了调整，从而获得城市中政府医疗服务补助支出和农村中政府医疗服务补助支出。然而，加入政府医疗服务补助后，这个变量可能具有**内生性**。**因为政府医疗服务补助变化可能受到医疗服务需求影响**。为了克服内生性，本文采用滞后一年政府医疗补助估计作为解释变量



为了能够区别其它公共政策因素对个人医疗服务需求影响，在公式（3）右手还加入了医疗保险和到达最近医疗机构时间，因为后两者都会改变个人医疗服务选择的私人支付和机会成本，所以理论上预测，有医疗保险，以及到达最近医疗机构时间越短，都会增加个人医疗服务需求概率。

为了刻画公式（3）中的 x ，本文根据CFPS数据中能够利用的信息，选择个人对医疗服务环境和医疗服务水平的评价。直觉上，个人对医疗服务条件和水平评价越低，就医意愿就越低。



- 估计模型与方法

$$p(d_{it}) = a_1 y_{it} + a_2 c_{it} + \underset{j}{\hat{a}} b_j z_{itj} + \underset{m}{\hat{a}} d_m w_{itm} + \underset{n}{\hat{a}} j_n h_{itm} + hmed_subsidy_{itm} + \underset{l}{\hat{a}} q_l k_{itl} + e_{it}$$

选择probit回归



表4 医疗服务需求函数probit估计结果：边际效应

	模型1	模型2	模型3	模型4
个人省体特征与社会特征变量	包括	包括	包括	包括
ln(income)	0.001 (0.0017)	0.001 (0.0018)	0.002 (0.0018)	0.021 (0.0203)
insurance	0.012* (0.0064)	0.012* (0.0063)	0.011* (0.0062)	0.015** (0.0063)
ln(L.fiscal_subsidy)	0.026** 0.0116	0.027** (0.0118)	0.029* (0.0147)	0.056** (0.0125)
hos_time	-0.000* (0.0001)	-0.000* (0.0001)	-0.000** (0.0001)	-0.008** (0.0031)
ln(med_price)	-0.033*** (0.0111)	-0.038*** (0.0112)	-0.035*** (0.0118)	-0.049*** (0.0129)
ln(chance_cost)	-0.036*** (0.0063)	-0.035*** (0.0065)	-0.035*** (0.0064)	-0.021*** (0.0032)
med_condition(最好=1, 最差=5)	-0.000 (0.0035)	-0.000 (0.0035)	-0.001 (0.0035)	-0.000 (0.0034)
med_level(最好=1, 最差=5)	-0.009** (0.0033)	-0.010** (0.0033)	-0.009** (0.0033)	-0.004** (0.0017)
时间地区效应	no	only time effects	yes	yes
Wald test (p)	0.00	0.00	0.00	0.00
Durbin-Wu-Hausman test (p)	0.37	0.45	0.46	0.68
Correctly predicted %	80.6	80.8	81.3	83.9

说明：表中括号内为稳健标准误。在面板probit回归中，由于在比较随机效应模型和人口平均模型，发现随机效应模型的预测结果多数个人医疗服务使用概率不在0-1区间内，而人口平均模型的预测结果却很好反映大部分个人现实医疗服务需求行为，且所有个人医疗服务使用概率预测结果都位于0-1区间，所以上述模型1-模型3选择了人口平均模型。模型4采用的是混合回归。



发现

从医疗服务供给相关变量看，医疗保险会提高个人医疗服务需求，而医疗服务可及性越低，个人医疗服务需求也会相应越低。就医疗服务私人支付的影响而言，无论是医疗服务价格，还是就医机会成本，价格越高，机会成本越高，个人医疗服务需求就会越低。同样从医疗服务供给质量看，较低医疗服务供给质量会显著降低个人医疗服务需求。



有了需求函数估计结果，就可以在其基础上计算不同收入分组医疗服务需求的平均价格弹性、平均机会成本弹性、平均收入弹性、以及平均医疗保障弹性和平均医疗服务可及性弹性。

表5 医疗服务需求弹性估计

	hos_time	insurance	fiscal_subsidy	med_price	hance_cost
Poorest	-0.029	0.044	0.239	-0.321	-0.103
2	-0.026	0.044	0.184	-0.161	-0.131
3	-0.024	0.045	0.185	-0.217	-0.212
4	-0.021	0.045	0.124	-0.223	-0.233
richest	-0.021	0.047	-0.077	-0.072	-0.356
城乡区位					
城市	-0.019	0.045	0.158	-0.162	-0.246
农村	-0.028	0.045	0.147	-0.214	-0.109

说明：表中第一行各变量定义同表4。



行为反应特征

面对医疗服务可及性和政府医疗服务补助，以及医疗服务价格变化，最低收入分组需求弹性绝对值都最大，说明，如果仅看医疗服务使用，在这轮医疗服务扩张中，医疗服务可及性提高和政府医疗服务补助增加，最低收入群体受益将会最大。但不断上升的医疗服务价格，也使最低收入群体受伤害最大，医疗服务价格上升，显著抑制了低收入群体医疗服务需求。

面对医疗服务机会成本上升，虽然低收入群体也受影响，但相对而言，最富裕群体受到的影响更大。这一情况与CFPS数据中不选择立即就医原因的调查结果是一致的，富人立即就医比例仅约20%，不就医原因是没有时间占比超过50%。

从城乡情况看，面对相同幅度的政府医疗服务补助和机会成本变化，城市居民医疗服务需求反应都较农村居民强，相反，面对相同幅度的医疗服务价格和医疗服务可及率变化，农村居民医疗服务需求反应都较城市居民强。

由于需求弹性只是反映个人医疗服务需求对政策变化敏感性，所以获得这轮公共政策变化给不同收入群体带来的收益，还需要进一步计算政策变化中，各收入群体边际受益。

表6 医疗政策变化的边际受益归宿

组别	平均受益变化	hos_time	insurance	fiscal_subsidy	med_price	hance_cost
Poorest	0.0014	0.0012	0.0013	0.0608	-0.0290	-0.0160
2	0.0347	0.0005	0.0010	0.0460	-0.0113	-0.0145
3	0.0121	0.0000	0.0014	0.0299	-0.0131	-0.0233
4	0.0185	-0.0002	0.0010	0.0131	-0.0100	-0.0185
richest	0.0274	-0.0003	0.0009	-0.0077	-0.0028	-0.0260
城乡区位						
城市	0.0316	-0.000	0.0014	0.0127	-0.0074	-0.0198
农村	0.0143	0.0005	0.0009	0.0281	-0.0157	-0.0142

说明：表中第一行变量定义同表4。



表中第二列为从2010年到2014年，不同收入群体医疗服务使用率变化均值，按照标准BIA，这就是利用两个时点平均受益获得的受益变化。然而Younger指出，这不是政策变化的受益归宿。从第三列到第七列则是基于需求弹性获得相关变量变化形成的受益归宿。从表中看，2010年到2014年，最低收入群体受益增加最多的，主要是医疗服务可及性提高和政府医疗服务补助增加，而因医疗服务价格上升和就医机会成本上升遭受的损失也是最大。

基于表6，可以看出，尽管在平均受益归宿变化上，最低收入群体受益最低，仅有0.0014，但在边际受益归宿上，最低收入群体从大部分政策变量的变化中所获边际受益都显著高于最高收入群体。



5. 医疗服务扩张的收入分配效应（直接效应）

政府对医疗服务补助，让使用医疗服务的个人变相获得了一笔虚拟收入，如果医疗服务使用按照现金收入分配格局在不同收入群体间分配，那么在居民现金收入中加入从政府公共医疗服务中获得的虚拟收入，也不会改变全社会收入分配差距。不过，前述边际受益归宿分析看出，就医疗服务需求而言，由于不同收入群体面对政府公共医疗服务变化反应不同，所以医疗服务扩张增加的医疗服务需求不再按照现有收入分配格局在不同收入群体间分配。这意味着，如果在现金收入基础上加上医疗服务使用获得的虚拟收入，全社会收入分配差距就可能发生变化。



基于需求函数，利用第二部分公式计算个人愿意为医疗服务使用支付的价值，即补偿变化CV。其次将其加入个人现金收入。最后利用 DASP软件计算出基尼系数。

表8 考虑公共医疗服务前后的收入分配基尼系数

	2010	2012	2014
初始收入	0.497 (0.0077)	0.484 (0.0051)	0.481 (0.0040)
初始收入-个人自付 (1)	0.540 (0.0086)	0.531 (0.0068)	0.529 (0.0074)
(1) + 受益 (成本核算法)	0.524 (0.0086)	0.518 (0.0067)	0.514 (0.0072)
(1) + 补偿变化CV	0.517 (0.0195)	0.511 (0.0073)	0.507 (0.0084)

说明：括号内为标准误。



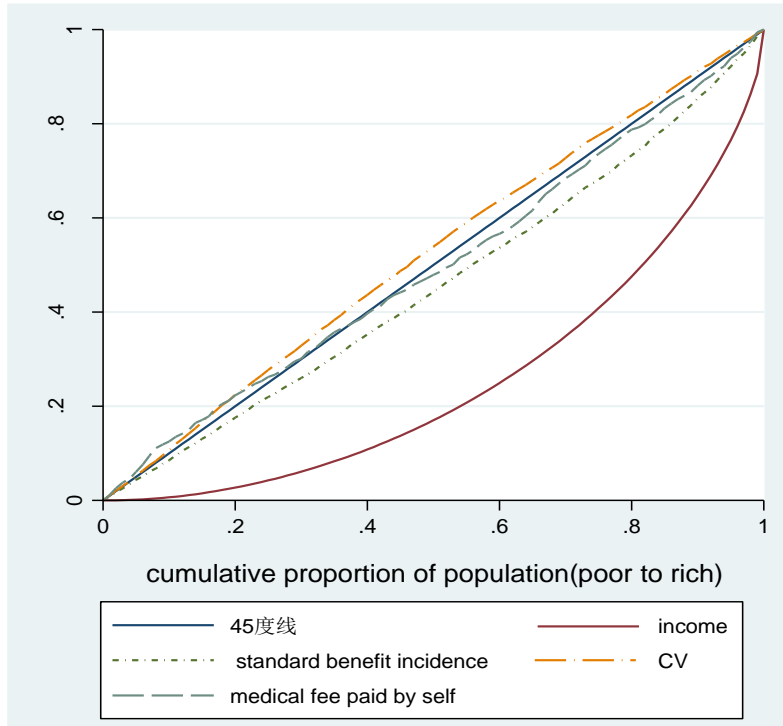
医疗服务个人自付扩大收入分配差距约8.5个百分点，即使基尼系数上升约0.045。

如果在此基础上，将个人从医疗服务使用中获得的虚拟收入计入现金收入，两种核算方法下，都一定程度上降低了社会收入分配差距。

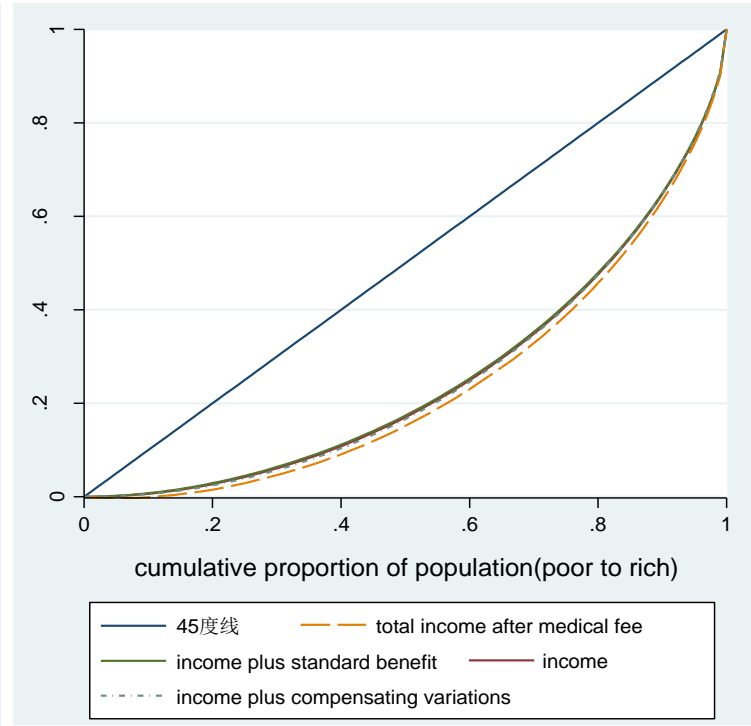
成本核算法下，公共医疗服务使收入分配基尼系数下降约0.015，即使收入分配差距缩小约3个百分点。

补偿变化法下，公共医疗服务收入再分配能力相对有所下降，使收入分配基尼系数下降约为0.022，即使收入分配差距缩小约4个百分点。

对比两种方法下的公共医疗服务收入再分配能力，成本法有弱化的嫌疑。



集中曲线



洛伦兹曲线



6. 结论与启发

公共服务扩张产生的收益到底流向了谁，公共服务扩张的受益归宿对全社会收入分配差距产生了怎样影响。这在收入分配差距过大的当下中国，成为了一个非常值得探究的问题。

本文利用中国社会科学调查中心CFPS数据对这轮扩张最快的公共医疗服务受益归宿进行了研究。但由于受数据所限，本文仅选择了公共医疗服务中的门诊服务作为研究对象，考察门诊服务扩张的受益流向及其对收入分配的影响。



结论

通过估计公共门诊服务边际受益归宿发现，在2010年到2014年，虽然最穷收入群体从公共医疗服务中平均受益变化最小，但却从政府公共医疗服务补助增加中受益最大。如果不考虑政策间交叉影响，增加的政府公共医疗服务补助，其受益的50%以上流向了低收入群体。说明医疗服务补助作为政府公共医疗服务一项重要政策，其受益分配呈现出明显的正义性。

除此之外，近些年，不断扩大的医保覆盖面，不断增加的医疗服务可及性，都使低收入群体获得了较高收入群体更多的收益。

然而，伴随着上述各项政策变化，不断上涨的医疗服务价格（以人次门诊费代理）在使所有收入群体医疗服务需求下降同时，对最低收入群体却产生了更大影响，使其平均医疗服务需求下降超过了2.5个百分点。



基于个人间接效用函数的补偿变化估计发现，在2010年到2014年，考虑公共医疗服务产生的虚拟收入，全社会扩展收入分配（**extended income**）差距将会缩小近4个百分点。然而由于医疗服务私人自付分配严重不利于低收入群体，全社会收入分配差距在考虑公共医疗服务后反而被扩大，扩大幅度超过4-5个百分点



启示

基于本文研究发现，可以看出，如果仅看平均受益变化，而不看边际受益变化，将会对新医改之后的公共医疗服务扩张影响做出不适当判断。

从本文研究中，还可看出，要想利用公共医疗服务作为调节现金收入分配的政策工具，通过公共医疗服务扩张，让低收入群体受益更多，政府可以采用继续增加政府对公共医疗服务的补助。此外，还可在增加医疗服务机构同时让医疗服务机构分布更加均匀，以缩短居民使用医疗服务时间。

根据本文对个人医疗服务需求价格弹性估计，如果政府公共医疗服务补助能够直接针对需求方，将会给低收入群体带来更大受益。因为直接针对需求方的补助，等于变相降低了医疗服务价格，后者可以让低收入群体不再受困于看病贵问题困扰，从而提高医疗服务需求。然而，新医改之后，对供给方的补助显然占主导，而且这些补助又不完全流向医疗服务直接提供者，而是流向了医疗设备。医疗硬件的改善本身没有问题，问题就在于提高了医疗服务使用成本。后者反过来又对低收入群体医疗服务需求产生了最大抑制效应，进而弱化了公共医疗服务收入再分配效应。



本文研究缺陷

由于受数据所限，本文的上述发现仅是基于过去2周是否看过医生，即门诊服务，并假定所有个人在接受医疗服务时面对的医疗服务价格相同。

本文没有区别医疗服务提供者差异，认为所有个人在过去2周使用的门诊服务，都以不同方式获得了政府公共医疗补助。

上述两方面局限在一定程度上可能影响本文研究发现。不过，在中国，90%医疗服务由公立医院提供，而公立医院价格又受到政府管制，虽然不同个体使用医疗服务时实际发生的成本可能差异很大，但后者也在很大程度上反映到医疗服务质量上，后者意味着医疗服务受益更大。而本文在假定医疗服务价格对所有使用者相同同时，又假定所有人接受的医疗服务质量相同。



谢谢大家！ 请您批评指正！

QQ:2902013164

Email:liy@zufe.edu.cn

Tel:15024458016

