

农村居民卫生服务需求弹性研究*

周忠良^①, 苏延芳^②, 高建民^①, 周志英^①, 徐玲^③, 张耀光^③

摘要: 文章利用第三次和第四次国家卫生服务入户调查在县级层面的数据, 采用固定效应模型对面板数据进行分析, 测算了县级层面门诊服务和住院服务的自价格弹性、交叉价格弹性和收入弹性。针对如何提高农村居民基本医疗卫生服务利用给出了相应的政策建议。

关键词: 自价格弹性; 交叉价格弹性; 收入弹性

中图分类号: R1-9; R197 文献标识码: A 文章编号: 1003-0743(2011)12-0014-03

Estimates of Elasticity of Rural Residents' Demand for Health Care/ZHOU Zhong-liang, SU Yan-fang, GAO Jian-min, et al./Chinese Health Economics, 2011,30(12):14-16

Abstract: Using the county-level panel data from the third and the fourth National Health Service Surveys, the fixed effect models were employed to calculate the own-price elasticity, cross-price elasticity and the income elasticity of demand for outpatient service and inpatient service. Some political recommendations were made to improve the basic health service utilization in rural areas.

Key words: own-price elasticity; cross-price elasticity; Income elasticity

First-author's address: School of Public Policy and Administration, Xi'an Jiaotong University, Xi'an, 710049, China

Corresponding author: GAO Jian-min, E-mail: gaojm@mail.xjtu.edu.cn; ZHANG Yao-guang, E-mail: zhangyg@moh.gov.cn

我国深化医药卫生体制改革的总体目标提出要“明显提高基本医疗卫生服务可及性”。新型农村合作医疗(以下简称新农合)实施以后, 农村居民门诊服务可及性提高缓慢, 而与此同时, 住院服务可及性迅速增长。门诊和住院服务利用的这种不平衡的增长方式显然与当前的医改目标相悖, 持续下去必然会阻碍医改目标的实现。由于医疗价格和居民收入水平是影响卫生服务利用最重要的因素, 因此, 分析医疗价格和居民收入对门诊和住院服务的需求弹性有助于揭示门诊和住院服务利用不平衡增长的根本原因。卫生服务需求弹性一般分为3个层面^[1]: 个人层面(微观水平)、地区层面(中观水平)和国家层面(宏观水平)。目前, 我国农村地区实施的新农合制度, 无论其筹资、运行还是管理均以县为单位, 因此, 分析县级层面的卫生服务需求弹性对于完善新农合制度, 从而提高基本医疗卫生服务的可及性有重要意义。本文旨在通过对县级层面面板数据的分析, 测算农村居民在县级层面门诊和住院服务的自价格弹性、交叉价格弹性和收入弹性, 针对如何提高农

村居民基本医疗卫生服务利用给出相应的政策建议。

1 需求弹性定义

需求自价格弹性指需求对价格变动的反应程度或敏感程度, 即价格改变一个百分比时需求量变化的百分比^[2]。一般来说, 当某商品的自价格弹性的绝对值大于1时, 需求富有弹性, 反之, 需求缺乏弹性。需求交叉价格弹性指一种商品的需求量变动对另一种商品价格的反应。当交叉价格弹性大于0时说明这两种商品是替代关系, 反之, 两种商品是互补关系^[3]。需求收入弹性指需求对居民收入变动的反应程度或敏感程度, 即收入改变一个百分比时需求量变化的百分比^[4]。

2 数据来源

数据来源于2003年和2008年两次国家卫生服务调查的入户调查数据。2003年和2008年国家卫生服务调查分别选择了67和66个县作为样本县, 本研究选择2008年随访到的65个样本县为研究对象。2003和2008年样本量分别为109 224人和104 271人(15岁及以上居民)。为了采用面板数据模型分析卫生服务需求在县级需求弹性, 采用的数据均为县级层面的数据, 即个人数据在县级层面的平均水平。

3 研究方法

3.1 卫生服务利用

采用门诊概率、门诊就诊次数和住院概率反映卫生服

* 基金项目: 美国中华医学会和卫生部资助项目, 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(08JZD0022)。

① 西安交通大学公共政策与管理学院 西安 710049

② 美国哈佛大学公共卫生学院 波士顿 02115

③ 卫生部卫生统计信息中心 北京 100044

作者简介: 周忠良(1981-), 男, 讲师, 博士学位; 研究方向: 卫生经济与医疗保障制度; E-mail: zzliang1981@163.com。

通讯作者: 高建民, E-mail: gaojm@mail.xjtu.edu.cn; 张耀光, E-mail: zhangyg@moh.gov.cn。

务利用。在县级层面上，门诊概率指该县过去两周内门诊就诊人数占总人数的比例；门诊就诊次数指该县两周内就诊居民的平均就诊次数；住院概率指过去一年住院人数占总人数的比例。

3.2 固定效应模型

采用两年度的面板数据，利用固定效应模型对非观测变量加以控制^[5]。假设变量 at 为观测不到的、在时间上恒定的因素（假设从 2003 年到 2008 年影响卫生服务利用的非观测因素不变），那么对于每个县 i ，有：

$$y_{it} = \beta_1 P_{i1} + \beta_2 P_{i2} + \beta_3 i_{it} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + \mu_{it}, \quad t=2003, 2008 \quad \text{式 1}$$

其中， y_{it} 为卫生服务利用， P_{i1} 和 P_{i2} 分别为门诊和住院价格， i_{it} 为收入， x_{itk} 为其他自变量， a_i 为非观测效应，又称固定效应， μ_{it} 为残差项。

现在对每个 i 求方程在时间上的平均，便得到：

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{P}_{i1} + \beta_2 \bar{P}_{i2} + \beta_3 \bar{i}_i + \dots + \beta_k \bar{x}_{ik} + a_i + \bar{\mu}_i \quad \text{式 2}$$

如果对每个 i ，将式（1）减去式（2），我们便得到：

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1 (P_{i1} - \bar{P}_{i1}) + \beta_2 (P_{i2} - \bar{P}_{i2}) + \beta_3 (i_{it} - \bar{i}_i) + \dots + \beta_k (x_{itk} - \bar{x}_{ik}) + \mu_{it} - \bar{\mu}_i \quad \text{式 3}$$

在式 3 中 a_i 消失，这提示我们可以用混合 OLS 模型估计式 3。基于时间均值变量的混合 OLS 估计量被称为固定效应估计量。

3.3 需求弹性估计

在利用 OLS 估计模型时，如果模型的因变量和自变量中价格和收入变量均取自然对数，那么价格和收入变量系数的估计值就为其弹性^[5]。本文将采用此方法分别估计门诊和住院服务利用的自价格弹性、交叉价格弹性和收入弹性。

3.4 变量说明

门诊和住院价格：将各县门诊病人医疗费用的中位数作为其门诊价格，将新农合补偿后各县住院病人自付医疗费用的中位数作为其住院价格水平。

收入：用个人消费性支出表示居民收入，此外，2003 年和 2008 年的收入为根据价格指数调整后相同购买力下的收入。

因变量及其他自变量见表 1，除新农合参保率及地区变量外，其他变量在模型中均取其自然对数。

4 研究结果

4.1 模型估计结果

由表 2 可以看出，对门诊概率有显著影响的变量是门诊价格、教育水平和慢性病患者情况，对门诊次数有显著影响的变量是门诊价格、住院价格、年龄和离最近医疗点距离，对住院概率有显著影响的变量是门诊价格、住院价格、居民收入、慢性病患者以及西部地区。

4.2 自价格弹性

由表 3 可知，门诊概率、门诊次数和住院概率的自价格弹性分别为 -0.330、-0.126 和 -0.335，且均有统计学意义。说明当门诊价格降低一半时，利用门诊服务的人数会

表 1 变量描述

变量	描述	2003 年	2008 年
因变量			
门诊概率	过去两周门诊就诊概率(%)	7.95	8.53
门诊次数	过去两周居民的人均就诊次数(次)	1.81	1.73
住院概率	过去一年住院概率(%)	3.33	6.18
自变量			
门诊价格	门诊就诊费用中位数(元)	39.00	72.00
住院价格	住院自付费用中位数(元)	1 419.00	1 424.00
收入	个人消费性支出均值(元)	1 785.00	3 064.00
性别	男性比例(%)	50.26	49.59
年龄	65 岁及以上老人比例(%)	10.75	12.68
婚姻状况	结婚率(%)	75.19	75.63
教育水平	文盲率(%)	22.78	18.98
职业	农民所占比例(%)	72.29	63.73
新农合	新农合参保率(%)	0.00	90.11
慢性病患者	慢性病患者率(%)	13.53	18.12
最近医疗点距离	到最近医疗点平均时间(分钟)	14.16	13.73
东部地区	对照变量(%)	32.31	32.31
中部地区	中部地区为 1,其他地区为 0(%)	29.23	29.23
西部地区	西部地区为 1,其他地区为 0(%)	38.46	38.46

表 2 固定效应模型估计结果

项目	门诊概率	标准误	门诊次数	标准误	住院概率	标准误
门诊价格	-0.330***	0.052	-0.126***	0.025	0.116**	0.055
住院价格	0.076	0.086	0.079**	0.031	-0.335***	0.064
收入	0.022	0.133	0.026	0.058	0.167*	0.101
性别	-0.110	0.995	-0.004	0.507	-0.927	0.905
年龄	0.120	0.123	0.130**	0.052	0.058	0.098
婚姻状况	0.037	0.508	-0.227	0.214	0.855	0.537
教育水平	0.186**	0.090	0.025	0.031	-0.002	0.061
职业	0.120	0.095	0.067	0.046	-0.045	0.088
新农合	0.755	0.791	0.043	0.393	-0.226	0.565
慢性病患者	0.443***	0.078	0.019	0.041	0.372***	0.070
最近医疗点距离	-0.119	0.104	-0.083**	0.041	0.015	0.080
中部地区	0.032	0.091	0.005	0.037	0.079	0.071
西部地区	0.179	0.114	0.064	0.045	0.144*	0.075
常数项	-0.748	1.467	0.767	0.731	-2.096	1.426
F 值	11.93		6.96		7.98	
P 值	<0.000 1		<0.000 1		<0.000 1	
R ²	0.291 1		0.361 7		0.450 4	
样本量	130		130		130	

* 代表 10% 显著水平，** 代表 5% 显著水平，*** 代表 1% 显著水平。

增加 33%、门诊病人利用门诊服务的次数会增加 12.6%；当住院价格降低一半时，利用住院服务的人数会增加 33.5%。 t 检验结果显示，门诊概率和住院概率的自价格弹性差异无统计学意义。

4.3 交叉价格弹性

由表 3 可知，门诊概率、门诊次数和住院概率的交叉价格弹性分别为 0.076、0.079 和 0.116，其中后两个交叉弹

表3 门诊和住院服务在县级层面的需求弹性

项 目	门诊概率	95%可信区间	门诊次数	95%可信区间	住院概率	95%可信区间
门诊价格	-0.330	-0.433, -0.227	-0.126	-0.175, -0.077	0.116	0.007, 0.225
住院价格	0.076	-0.094, 0.246	0.079	0.017, 0.141	-0.335	-0.461, -0.208
收入	0.022	-0.241, 0.286	0.026	-0.089, 0.140	0.167	0.032, 0.366

性有统计学意义。由于门诊次数和住院概率的交叉弹性均大于0,说明门诊服务和住院服务为替代关系,具体为门诊服务价格降低一半时,居民对住院服务的需求会降低7.9%;住院服务价格降低一半时,居民对门诊服务的需求会降低11.6%。

4.4 收入弹性

门诊概率和门诊次数的收入弹性分别为0.022和0.026,二者均无统计学意义,说明收入对门诊服务需求没有明显影响。住院概率的收入弹性为0.167,且有统计学意义,说明住院服务为必需品,居民收入增加一倍时,居民对住院服务的需求会增加16.7%。

5 讨论和政策建议

研究采用纵列数据的固定效益模型控制了非观测变量对卫生服务利用的影响,增加了门诊和住院服务在县级层面需求弹性测算结果的可信度。研究结果显示,在县级层面,居民对门诊服务和住院服务的需求均缺乏弹性,虽然此结果与陕西实施的社区实验结果并不一致^[6],然而,由于其研究的卫生服务需求弹性仅局限于个人层次,因此与本研究的可比性较差。本文中门诊服务和住院服务对其自身价格的敏感度相当,即门诊服务可以像住院服务一样通过降低其自身价格来提高服务需求。这提示我们,为了增加门诊服务利用,新农合应该通过按一定比例对门诊服务进行补偿的方式降低门诊服务价格。

本研究表明,在县级层面,我国农村居民门诊和住院服务为替代关系。由已有研究可知,门诊和住院服务之间转诊制度存在时,二者为互补关系,反之,为替代关系^[7]。由于我国并不存在转诊制度,因此研究结果与已有研究相一致。门诊服务和住院服务之间的替代关系表明,当采取措施降低住院服务价格而保持门诊服务价格不变时,居民对住院服务需求增加的同时,会降低对门诊服务的需求。这样一来,居民对卫生服务的利用会更多的从基本医疗服务转向住院服务;相反,如果大幅降低门诊服务价格而保持住院服务价格不变或少量降低住院服务价格时,会增加居民对基本医疗服务的利用而降低其对住院服务的利用。这提示我们,为了“明显提高基本医疗卫生服务可及性”,新农合制度不但要对门诊服务进行补偿,而且对门诊服务补偿比例要高于住院服务。

由卫生服务需求的收入弹性结果可知,在县级层面,居民的门诊服务需求对于收入的变化并不敏感,而住院服务需求对收入的变化较敏感(住院服务需求随着收入的增

加而增加)。居民这种偏好住院服务现象产生的原因,一方面是由于我国没有建立门诊和住院服务之间的转诊制度,居民在就医时有自由选择是否利用住院服务的权利;另一方面是病人在医疗服务提供方的诱导下长期以来形成的一种住院服务质量好于门诊服务的认识。目前,我国经济正快速发展,随着居民收入水平和生活水平的提高,居民对住院服务的需求必然越来越强烈,这显然与我国医改目标相悖。为了增加居民对门诊服务的可及性,建议我国建立门诊和住院服务间的转诊制度,同时,在基层医疗机构加大对病人宣传正确的就医理念,逐渐改变居民偏好住院服务的就医行为。

6 结 论

在县级层面上,我国农村居民的门诊服务和住院服务对其价格均缺乏弹性,二者对价格的敏感程度相当;与实施门诊和住院服务转诊制度的国家不同,我国农村居民门诊服务和住院服务为替代关系;农村居民门诊服务需求对于收入的变化不敏感,住院服务需求对收入的变化较敏感,即住院服务需求随着收入的增加而增加。

参 考 文 献

- [1] Getzen T. 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(2): 259-270.
- [2] Png I, Lehman D. *Managerial economics*[M]. Malden, MA: blackwell, 2002.
- [3] Deaton A. Estimation of own-and cross-price elasticities from household survey data[J]. *Journal of Econometrics*, 1987, 36(1-2): 7-30.
- [4] Holmer M. Tax policy and the demand for health insurance[J]. *Health Economics*, 1984, 3(3): 203-221.
- [5] 伍德里奇. 计量经济学导论: 现代观点[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [6] Zhou Z, Gao J, Xue Q, et al. Effects of rural mutual health care on outpatient service utilization in Chinese village medical institutions: Evidence from panel Data[J]. *Health Economics*, 2009, 18(2): 129-136.
- [7] Manning WG, Newhouse JP, Duan N, et al. Health insurance and the demand for medical care: Evidence from a randomized experiment[J]. *Am Econ Rev*, 1987, 77(3): 251-277.

[收稿日期: 2011-10-10] (责任编辑: 杨永萌)