

医院声誉、空间距离与患者就医选择

——基于病案首页数据的分析

詹佳佳 傅虹桥*

摘要 利用广州市髌、膝关节置换手术患者的病案首页和复旦医院排行榜等数据,本文使用离散选择模型探究了医院声誉和空间距离对患者就医选择的影响,并估算了患者愿意为医院声誉所付出的距离(WTT)和医院声誉的经济效应。本文发现:第一,患者偏好更高声誉和更短距离的医院。相比综合实力声誉,患者更加看重专科声誉,其WTT分别为5.54千米和6.98千米。第二,医院声誉、距离等因素对就医选择的影响在不同人群中存在异质性。第三,医院声誉提高能够显著增加患者数量,同时会降低竞争对手医院的患者数量,降低幅度随医院间距离增加而降低。以上结果对完善卫生供给侧改革具有启示意义。

关键词 医院声誉,患者就医选择,空间距离

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.01.17

一、引言

研究患者就医选择行为对完善卫生政策、优化卫生服务体系具有重要意义(Brekke *et al.*, 2014)。近年来,由于许多发达国家都试图通过赋予患者更大的就医选择权以促进医疗机构竞争,学术界十分关注医疗质量、声誉、等候时间等供方因素对患者就医选择的影响,并对这些因素的影响机制进行了深入的研究(Avdic *et al.*, 2019; Gutacker *et al.*, 2016; Pope, 2009; Santos *et al.*, 2017; Sivey, 2012; Varkevisser *et al.*, 2012)。研究结果表明,距离、等待时间、质量和声誉都是影响患者就医选择的重要因素。这些结果为进一步扩大患者就医选择权以及优化医疗质量信息披露方式提供了参考(Fasolo *et al.*, 2010)。

相比之下,关于我国患者就医选择的研究还比较有限。目前,国内文献主

* 詹佳佳,北京大学国家发展研究院;傅虹桥,北京大学公共卫生学院卫生政策与管理系。通信作者及地址:傅虹桥,北京市海淀区学院路38号北京大学医学部,100191;E-mail: hofu90@hsc.pku.edu.cn。感谢雷晓燕、李玲、封进、黄炜的有益评论,感谢简伟研在疾病和操作编码方面给予的帮助。当然,文责自负。

要从收入、疾病严重程度、教育程度、报销政策等需方因素角度讨论其对患者就医选择的影响(孙梦洁和韩华为, 2013; 王翌秋和张兵, 2009; 赵绍阳等, 2014; Yip *et al.*, 1998), 对供方因素的研究还相对较少。已有的研究普遍采用入户调查数据, 样本量相对较小, 对医疗质量、距离等特征的测量相对粗糙, 并且只是让受访者在假想的条件下做出选择, 因此无法准确量化医疗质量、声誉、距离和其他医院特征对患者选择的影响程度(Qian *et al.*, 2009; Liu *et al.*, 2019a; Liu *et al.*, 2019b)。在我国卫生资源消耗呈现出“倒三角”的背景下(Yip *et al.*, 2019), 有必要深入研究医院特征对患者就医选择的影响, 为深化卫生体系供给侧改革提供政策参考。

利用广州市2017—2018年8 737名髌、膝关节置换手术患者的病案首页数据, 本文使用离散选择模型探究了医院声誉、空间距离和其他医院特征对患者就医选择的影响, 并估算了患者愿意为医院声誉所付出的距离成本(willingness to travel, WTT)以及医院声誉的经济效应。选择髌、膝关节置换手术患者作为研究对象是因为这类手术患者多数为非急症、可等待时间较长以及患者具有较大的自主选择权(Beckert *et al.*, 2012; Gutacker *et al.*, 2016)。本文使用复旦大学医院排行榜来度量医院声誉。自2010年开始, 复旦大学医院管理研究所对中国医院的专科声誉和学术影响力进行评价, 并每年推出“中国医院排行榜”和“中国医院专科声誉排行榜”。目前, 复旦大学医院排行榜已经成为中国最具影响力的医院排行榜, 成为患者就医选择、医院管理以及学科发展的重要参考(王佳佳, 2016)。特别是在没有官方医疗质量信息来源的情况下, 由于复旦大学医院排行榜的核心评价内容是学科建设、临床技术水平和科研成果, 其在一定程度上发挥着医疗质量信息披露的功能(董四平, 2015)。

本文的主要研究结果如下。第一, 患者偏好更高的医院声誉和更短的距离, 且上榜“骨科声誉榜单”对患者就医选择的影响更为显著。患者愿意为在“综合实力榜单”和“骨科声誉榜单”中上榜的医院付出的额外距离成本(WTT)分别为5.54千米和6.98千米。即使在使用急诊患者样本作为对照组以后, WTT的下界也分别达到3.42千米和4.16千米, 相当于患者住址到就诊医院的平均距离的25.58%和31.11%。第二, 在不同特征的患者中, 医院声誉和距离对患者就医选择的影响存在明显的异质性。第三, 医院声誉提高会对医院自身的就诊人数产生显著的正向影响, 同时也会对其他医院的就诊人数带来负向影响。对自身患者规模而言, 医院若在“综合实力榜单”上榜, 平均而言会使得患者人数增加104(增加幅度为78.52%); 若一家医院在“骨科声誉榜单”上榜, 平均而言会使得患者数增加131(增加幅度为98.82%)。对其他医院而言, 一家医院若在“综合实力榜单”上榜, 会使得其他每家医院患者数平均减少1.6(减少幅度为1.21%); 若在“骨科

声誉榜单”上榜，平均而言可使其他每家医院的患者数减少2.0（减少幅度为1.52%）。此外，医院声誉提高对其他医院的负向影响随着医院间距离增加而快速降低。

本文有以下三个方面的贡献。第一，本文使用实际发生的住院病案首页数据探究了医院声誉、距离等因素对患者就医选择的影响。本研究不仅探究了患者在选择医院过程中是否对医院声誉、距离有所反应，也探究了反应程度在不同人群中的异质性，并估算了反应程度大小。这些定量结果对理解我国患者就医选择行为具有重要参考意义。第二，本文通过使用急诊手术患者作为对照组消除了可能存在的不可观测的医院特征带来的影响，得到患者对医院声誉反应程度的下界，使得估计结果更加精确。第三，本文还估算了医院声誉提高对自身和其他医院患者规模的影响，并探究了影响程度与医院间距离的关系。结果对促进医院竞争、优化医疗资源布局具有启示意义。

二、数据来源与描述性统计

（一）数据来源

1. 住院病案首页数据

本文主要使用广州市住院病案首页数据来分析患者的就医选择行为。住院病案首页数据记录了患者的基本个人情况、医院名称、入院途径、诊断治疗和医疗费用等信息。患者的基本个人信息包括性别、年龄、婚姻状态、保险类型、详细住址等，诊断治疗信息包括患者的疾病诊断（ICD-10）和手术操作（ICD-9-CM-3）。

本文的主要分析对象是2017—2018年在广州市医院进行髌、膝关节非急诊置换手术的本地患者。样本的选择过程如下：首先，选择主要疾病诊断为膝关节病、髌关节病、股骨骨折、骨坏死¹的样本，以保证样本中患者疾病类型的同质性，在此基础上选择手术操作中含有髌关节或膝关节置换术²的样本；其次，选择入院途径为非急诊的样本；再次，由于外地患者与本地患者在疾病特征、人口学特征等方面可能存在较大的差异，本研究只保留住址为本地的样本；最后，本文还剔除了手术所在医院平均每年少于5例髌、膝关节置换手术的样本，以避免那些进行非常规手术的医院可能带来的偏差。本文最终得到一个包含8 737个患者、66家医院的分析样本。

¹ 进行髌（膝）关节置换手术的疾病ICD-10前三位为M17、M16、M87、S72。

² ICD-9-CM-3前四位为81.54、81.51、81.52、00.85、00.86、00.87、00.74、00.75、00.76、00.77。

2. 复旦大学医院排行榜数据

本文使用来自复旦大学医院管理研究所每年定期发布的“中国医院综合排行榜”和“中国医院专科声誉排行榜”(以下简称“复旦医院排行榜”)来度量本文的核心解释变量——医院声誉。基于以下三个原因,本文选择医院声誉而非医疗质量作为本文的研究对象。第一,相比于英国、德国、荷兰等发达国家,我国政府并没有公开发布各级医疗机构的质量信息,患者的就医选择更多依赖于医院长期积累的声誉和患者口碑。第二,国外的研究也表明,相比于复杂的各类医疗质量指标,患者对相对容易理解的医院质量排名有更强的反应(Zhao, 2016)。第三,复旦医院排行榜是基于学科建设、临床技术和科研水平三方面因素,具有较高的专业性和权威性,并且与医疗质量高度相关,具有较为重要的政策参考价值。

从2015年开始,除了发布全国排名榜单外,复旦医院排行榜还会发布区域性排行榜。由于广州市地处华南地区,因此本研究主要使用“华南区医院综合实力排行榜”与“华南区医院骨科声誉排行榜”作为衡量医院综合实力声誉和骨科专科声誉的指标。附表1³展示了2016—2018年广州地区医院在复旦医院排行榜的上榜情况。其中,上榜的医院主要是广州地区的大型三甲医院,以省级医院和高校附属医院为主。无论是综合实力榜单还是骨科声誉榜单,各年度医院的排名比较稳定。

3. 医患距离信息和医院其他特征信息

本文通过卫生机构报表数据获取了样本中66家医院的经济类型、级别、床位数、医生数量、护士数量以及地址等信息。医院和患者之间的距离信息是通过百度地图开放平台计算获得。得益于病案首页数据中详细的患者住址信息和医院地址信息,本文通过百度地图开放平台的地理编码API接口将地址信息解析为经纬度,再调用平台的路线规划API接口获取每一个患者住址到每一家医院的驾车距离和时间。相比于直线距离,驾车距离和时间更能反映患者到医院的实际距离成本和时间成本。因此,本文在主回归中使用驾车距离作为距离变量,在稳健性检验中使用驾车时间和直线距离。

(二) 变量与描述性统计

本研究的变量主要来自两个方面:一是医院层面的变量,二是患者层面的变量。医院层面的核心解释变量是医院声誉,本文用“华南区医院综合实力排行榜”上榜作为医院综合实力声誉的衡量,用“华南区医院骨科声誉排行榜”上榜⁴作为医院骨科声誉的衡量。为了解决可能存在的反向因果问题,

³ 本文所有附表可参见 <https://www.doc88.com/p-07287173812161.html>。

⁴ 由于复旦医院排行榜的区域专科声誉榜单只公布排名前五的医院,且华南区骨科声誉榜单中广州医院只有3家。为了增大骨科声誉变量的差异度,本文将骨科声誉榜单中获提名的医院也考虑进来。因此本文中的“华南区医院骨科声誉排行榜”上榜实际包括了排名前五的医院和获提名的医院。

本文选择滞后期 2016 年的医院声誉变量作为主要变量。医院层面的其他特征包括是否为三级医院、是否为民营医院、每 100 张床的执业医师数、每 100 张床的注册护士数等。此外，为了控制医院的价格因素对患者选择的影响，本文还使用 2016 年的病案首页数据计算了广州市各医院经年龄、保险水平、性别和合并症等需方因素调整后的髌、膝关节手术患者均次费用作为价格的代理变量。患者层面的变量包括年龄、是否为男性、是否为非已婚、是否为高保险水平、查尔森合并症指数是否大于 0 以及患者住址到医院的距离等变量。表 1 展示了描述性统计结果。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差
医院特征：			
2016 年华南区医院骨科声誉上榜 (=1)	66	0.14	0.35
2016 年华南区医院综合实力上榜 (=1)	66	0.15	0.36
三级医院 (=1)	66	0.56	0.50
民营医院 (=1)	66	0.08	0.27
执业医师数 (每 100 张床)	66	44.59	13.41
注册护士数 (每 100 张床)	66	67.71	16.44
2016 年经调整的均次总费用 (元)	66	54 674.68	13 421.72
患者特征：			
男性 (=1)	8 737	0.24	0.43
年龄	8 737	70.30	10.77
非已婚 (=1)	8 737	0.08	0.27
高保险水平 (=1)	8 737	0.08	0.27
查尔森合并症指数大于 0 (=1)	8 737	0.41	0.49
患者住址到就诊医院的驾车距离 (千米)	8 737	13.37	16.27
患者住址到最近医院的驾车距离 (千米)	8 737	4.01	5.56
患者住址到选择集医院的平均驾车距离 (千米)	8 737	31.19	15.12

注：2016 年经调整的均次总费用是调整了年龄、保险水平、性别、合并症情况等需方因素以后的各医院髌、膝关节手术患者平均医疗总费用；高保险水平指的是保险类型为公费医疗或商业保险；查尔森合并症指数通过对患者的合并症进行加权求和，用以反映患者病情严重程度和预测死亡风险 (Charlson *et al.*, 1987)。

通过绘制广州市髌、膝关节非急诊手术患者就诊医院与最近医院距离之差的分布，可以发现，住在郊区的患者所选择的就诊医院与其最近医院的距离之差更大。可能的解释是：郊区的医院与城区的医院在医院级别、医院声誉以及医疗技术水平上存在较大的差异，为了更好的疗效，郊区的患者

倾向选择更远的城区医院就诊。图1进一步展示了广州市髌、膝关节非急诊手术患者选择离家住址第 N 近医院住院的比例分布。从中可以发现,只有不到15%的患者选择到离住址最近的医院住院,选择到离住址第2近医院就诊的患者比例也只有10%左右。尽管如此,随着离医院的距离越来越远,选择到更远医院就诊的患者比例快速减少。这说明,与医院的距离依然是患者选择医院时的重要考虑因素。

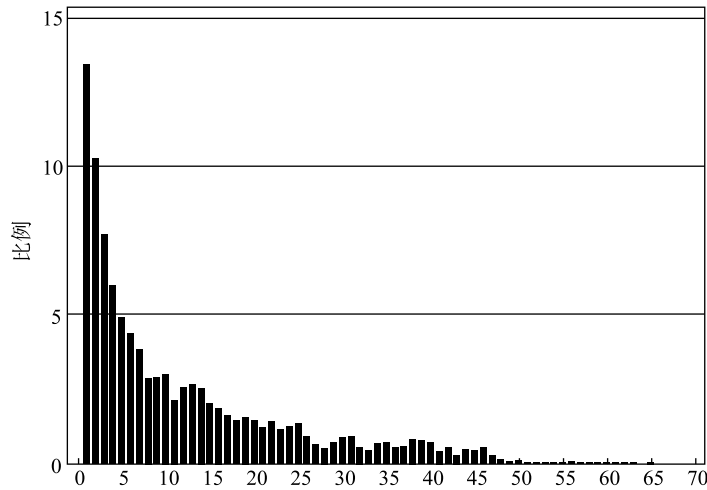


图1 广州地区髌、膝关节非急诊手术患者去离住址第 N 近医院住院的比例分布

注:“1”表示患者去最近的医院就诊,“2”表示去第2近的医院就诊,“66”表示是去最远的医院就诊。

三、研究方法

(一) 模型设定

本文使用离散选择模型(discrete choice model)来研究患者的就医选择问题(McFadden, 1974)。患者 i 选择某一医院 j 的随机效用可以表示为:

$$U_{ij} = V_{ij} + \tau_{ij} = D'_{ij}\beta_d + D^2_{ij}\beta_{d^2} + D^3_{ij}\beta_{d^3} + Q'_j\beta_q + Z'_j\beta_z + \tau_{ij}, \quad (1)$$

其中, V_{ij} 表示可观测的医院特征所带来的效用,其取决于患者与医院的距离 D_{ij} ,医院的声誉 Q_j 以及医院的其他特征 Z_j 。为了控制患者与医院的距离对患者效用的非线性影响,本文还加入了距离的二次项和三次项。误差项 τ_{ij} 包括了不可观测的医院特征与随机效用项。假设误差项 τ_{ij} 为独立同分布且服从I型极值分布,那么该模型就是Conditional Logit模型(Train, 2009)。在该模型下,患者 i 选择医院 j 的概率⁵为:

⁵ 基于式(2)就可以写出样本的极大似然函数,然后通过MLE的方法估计出各个系数的大小。

$$\begin{aligned}
 p_{ij} &= \Pr(U_{ij} > U_{ij'}, \forall j' \neq j) = \Pr(\tau_{ij'} < \tau_{ij} + V_{ij} - V_{ij'}, \forall j' \neq j) \\
 &= \frac{\exp(V_{ij})}{\sum_{j'=1}^J \exp(V_{ij'})}, j = 1, 2, \dots, J.
 \end{aligned} \tag{2}$$

在模型 (1) 的基础上, 本文还允许医院特征对患者就医选择的影响存在异质性。以医院声誉为例, 对患者 i 来说, 医院声誉带来的边际效用为:

$$\beta_{q,i} = \beta_q + X_i' \delta_q, \tag{3}$$

其中, X_i 表示患者可观测的个人特征, 如性别、年龄、保险状态等。值得注意的是, 若 X_i 为连续变量, 在回归时会进行“去均值”处理; 若 X_i 为离散变量, 在回归时会设定基准组。因此, 在允许异质性效应的设定下, β_d 、 β_{d^2} 、 β_{d^3} 、 β_q 、 β_z 表示医院特征给基准患者带来的边际效用, 相应的 δ_d 、 δ_{d^2} 、 δ_{d^3} 、 δ_q 、 δ_z 则为患者可观测的个人特征与医院特征的交互项系数, 表示医院特征对患者就医选择影响的异质性。与此同时, 考虑到相近的患者存在可能的相关性, 本文采用聚类在离患者距离最近医院的稳健标准误。

此外, 若患者不可观测的特征对医院的选择也存在异质性效应, 那么需要使用 Mixed Logit 模型估计。由于 Mixed Logit 模型需要使用模拟极大似然值方法进行参数估计, 计算量极大。因此, 参考文献的通行做法, 本文以 Conditional Logit 模型估计为主, 同时也随机抽样 10% 样本进行 Mixed Logit 模型估计作为稳健性检验。

(二) 内生性问题处理

在以下几种情况下, 本文对医院声誉变量系数 β_q 的估计可能存在偏误。

第一, 拥有更多患者的医院可能会使得医院拥有更高的声誉, 即所谓的反向因果问题。这一问题可以通过使用滞后期的医院声誉变量来缓解 (Gutacker *et al.*, 2016)。因此本文使用 2016 年的医院声誉变量来缓解可能存在的反向因果问题。

第二, 病情更重的患者可能会选择质量更高的医院从而影响到医院的质量指标, 进而可能影响对医院声誉边际效用的估计。这种问题在公开披露的质量指标没有根据病例组合进行调整的情况下尤其突出 (Varkevisser *et al.*, 2012)。但在本文中, 复旦医院排行榜的评比主要是基于学科建设、临床技术和科研水平三个方面, 与患者的病例组合并没有直接关系⁶, 因此可以排除患者自选择问题带来的估计偏差。

第三, 如果式 (1) 中的误差项 τ_{ij} 包括了不可观测的医院特征 μ_j , 且在

⁶ 附表 8 所示, 滞后期、当期以及下一期的榜单与患者的查尔森合并症指数的相关系数均很小。

控制了医院可观测特征 Z_j 之后与医院声誉相关, 这将造成遗漏变量问题。针对这一问题, 常用的一种解决方法是使用面板数据, 通过加入医院固定效应来消除不可观测的医院特征 μ_j 带来的影响, 利用榜单的变化来估计声誉或者质量对患者就医选择的影响 (Ho, 2006; Sivey, 2012; Avdic *et al.*, 2019)。这种方法要求医院榜单在年份上具有足够的变动程度。然而, 复旦医院排行榜在短期内变动程度不大, 此时加入医院的固定效应会使得估计系数十分不准确 (Avdic *et al.*, 2019; Gutacker *et al.*, 2016)。另一种方法是通过使用髋、膝关节置换急诊手术患者作为非急诊手术患者的对照组来消除不可观测的医院特征带来的影响 (Pope, 2009; Gutacker *et al.*, 2016), 其核心假设是: (1) 急诊手术患者对医院声誉完全不敏感; (2) 未观测到的医院特征 μ_j 对急诊手术患者和非急诊手术患者的影响程度相同。在假设 (1) 和 (2) 都成立的情况下, 急诊手术患者的效用可以表示为:

$$U_{ij}^{emer} = D'_{ij}\beta_{d,i}^{emer} + D_{ij}^{2'}\beta_{d^2,i}^{emer} + D_{ij}^{3'}\beta_{d^3,i}^{emer} + Z'_{ij}\beta_{z,i}^{emer} + \tau_{ij}. \quad (4)$$

在上述假设下, 本文先使用模型 (1) 对急诊手术患者样本进行估计。若发现基于急诊手术患者样本估计的医院声誉变量系数 $\hat{\beta}_q^{emer} = 0$, 则说明不存在遗漏变量问题 (即 $\text{cov}(Q_j, \mu_j) = 0$); 若 $\hat{\beta}_q^{emer} \neq 0$, 则说明存在遗漏变量问题 (即 $\text{cov}(Q_j, \mu_j) \neq 0$), 遗漏变量所产生的偏误可以通过二者关于医院声誉的系数之差来消除, 即 $\beta_q^\Delta = \beta_q^{elect} - \beta_q^{emer}$ 。换句话说, β_q^Δ 就是声誉对患者就医选择的无偏估计。由于不同 Conditional Logit 模型估计的系数不能直接比较大小, 因此本文在模型 (1) 的基础上加上了“是否为急诊患者”与所有变量的交互项, 交互项的系数即为 $\beta_k^\Delta, k \in [d, d^2, d^3, q, z]$ 。

必须承认的是, 两个假设特别是假设 (1) 可能无法成立。若急诊手术患者对医院声誉并非完全不敏感, 或者对与医院声誉相关的急诊服务质量敏感, 又或未观测到的医院特征 μ_j 对非急诊手术患者和急诊手术患者的影响不同, 那么 β_q^Δ 将不再是医院声誉对非急诊手术患者边际效用的无偏估计。在假设 (1) 不成立的情况下, 如果假设 (2) 满足, 那么 β_q^Δ 可以看作是医院声誉对非急诊手术患者就医选择影响的下界。在后文中, 本文将用完全匹配方法来保证假设 (2) 尽可能成立。

(三) 医院声誉的经济效应估计

患者在选择医院时势必要在距离、医院声誉和医院的其他特征中做出权衡以最大化自己的效用。衡量患者在选择医院过程中对医院声誉的看重程度, 可以计算医院声誉对距离的边际替代率。具体而言, 患者对医院声誉所愿意付出的距离大小 (WTT) 为:

$$WTT = \frac{\partial D_{ij}}{\partial Q_j} = - \frac{\frac{\partial U_{ij}(C(D_{ij}), Q_j)}{\partial Q_j}}{\frac{\partial U_{ij}(C(D_{ij}), Q_j)}{\partial D_{ij}}} = - \frac{\beta_q}{\beta_d + 2\beta_{d2}\bar{D} + 3\beta_{d3}\bar{D}^2}, \quad (5)$$

其中, \bar{D} 表示髌、膝关节置换非急诊手术患者家庭住址到就诊医院的平均距离。因此, 式 (5) 中计算的 WTT 表示家庭住址离医院为平均距离的基准患者对医院声誉所愿意付出的额外距离。为了让不同模型设定下所计算的 WTT 具有可比性, 本文均使用髌、膝关节置换非急诊手术患者家庭住址到就诊医院的平均距离作为 \bar{D} 。此外, 本文使用增量法 (delta method) 来估计 WTT 的标准误 (Hole, 2007)。

WTT 是从患者层面看待医院声誉的影响, 本文也同样关心在医院层面医院声誉提高所带来的需求变动。对医院 j 来说, 期望需求可表示为每个患者选择该医院的概率之和:

$$Y_j = \sum_i p_{ij}. \quad (6)$$

那么医院声誉提高对自身期望需求绝对量的边际影响为:

$$\frac{\partial Y_j}{\partial Q_j} = \sum_i \frac{\partial p_{ij}}{\partial Q_j} = \sum_i \beta_q p_{ij} (1 - p_{ij}). \quad (7)$$

由于本文中的医院声誉是一个虚拟变量, 无法计算声誉-需求弹性, 因此本文只计算医院声誉提高对自身需求相对量的边际影响:

$$\frac{\frac{\partial Y_j}{\partial Q_j}}{Y_j} = \frac{\sum_i \frac{\partial p_{ij}}{\partial Q_j}}{\sum_i p_{ij}} = \frac{\sum_i \beta_q p_{ij} (1 - p_{ij})}{\sum_i p_{ij}}. \quad (8)$$

同理, 提高医院声誉也可能会对竞争对手医院的需求产生影响 (交叉需求变动), 其绝对影响和相对影响可分别表示为:

$$\frac{\partial Y_j}{\partial Q_{j'}} = \sum_i \frac{\partial p_{ij}}{\partial Q_{j'}} = \sum_i \beta_q p_{ij} p_{ij'}, \quad (9)$$

$$\frac{\frac{\partial Y_j}{\partial Q_{j'}}}{Y_j} = \frac{\sum_i \frac{\partial p_{ij}}{\partial Q_{j'}}}{\sum_i p_{ij}} = \frac{\sum_i \beta_q p_{ij} p_{ij'}}{\sum_i p_{ij}}. \quad (10)$$

四、主要估计结果

(一) 基本结果

在未加入医院特征与患者特征交互项的情况下, 患者就医选择的 Condi-

tional Logit 模型估计结果如表 2 所示。在不同的回归中,我们都放入了距离、距离平方和距离的三次方项,且全部控制了医院可观测的特征。表 2 的第(1)列和第(2)列分别放入了“2016 年华南区医院综合实力上榜”和“2016 年华南区医院骨科声誉上榜”虚拟变量,以观察医院声誉对患者就医选择的影响。可以发现,患者对“综合实力上榜”和“骨科声誉上榜”的边际效用均显著为正。这表明,相比于普通医院,患者更偏好在“综合实力排行榜”和“骨科声誉排行榜”上榜的医院。

表 2 第(3)列和第(4)列将综合实力声誉和骨科声誉同时放入回归方程中分析。考虑到综合实力榜单和骨科声誉榜单存在一定程度的重合,为了避免共线性问题,我们在第(3)列将上榜医院分为两组:一组是只在综合实力榜单上榜但在骨科声誉榜单没有上榜的医院,另一组是在骨科声誉榜单上榜的医院。第(3)列结果显示,相比于普通医院,虽然综合实力榜单上榜和骨科声誉上榜都能给患者带来正的效用,但是患者对骨科声誉的偏好大于对综合实力声誉的偏好。在第(3)列基础上,第(4)列进一步将在骨科声誉榜单上榜的医院分为两组:一组是只在骨科声誉榜单上榜,另一组是同时在骨科声誉榜单和综合实力榜单上榜。比较第(4)列前两个变量的系数大小可以发现,相比“综合实力上榜”,患者更加看重“骨科声誉上榜”。进一步比较第二个和第三个变量的系数大小可以看出,一旦医院上榜骨科声誉榜单,其是否上榜综合实力榜单并不会给患者带来额外的效用。这说明患者在选择医院过程中对医院声誉的偏好具有针对性,也间接反映了患者在就医选择时的理性。表 2 的结果还显示,患者更偏好离住址更近的医院,但随着离医院距离增加,距离给患者带来的边际负效用逐渐降低。此外,患者更偏好三级医院,不喜欢民营医院。同时,医院的费用水平给患者带来的边际效用也显著为负。这说明在其他条件一样的情况下,患者对花费还是较为敏感的。

表 2 患者选择医院的 Conditional Logit 模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
华南区医院综合实力上榜 (=1)	0.854*** (0.090)			
华南区医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)			0.852*** (0.165)	0.852*** (0.165)
华南区医院骨科声誉上榜 (=1)		0.946*** (0.064)	1.126*** (0.083)	

(续表)				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
华南区医院综合实力不上榜 & 骨科声誉上榜 (=1)				1.105*** (0.106)
华南区医院综合实力上榜 & 骨科声誉上榜 (=1)				1.136*** (0.090)
距离 (km)	-0.253*** (0.027)	-0.263*** (0.029)	-0.259*** (0.028)	-0.258*** (0.028)
距离平方	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
距离三次方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
三级医院 (=1)	2.361*** (0.197)	2.364*** (0.209)	2.291*** (0.215)	2.291*** (0.215)
民营医院 (=1)	-2.309*** (0.514)	-2.438*** (0.535)	-2.225*** (0.538)	-2.234*** (0.539)
执业医师数 (每 100 张床)	0.018*** (0.005)	0.009 (0.006)	0.014** (0.007)	0.014** (0.007)
注册护士数 (每 100 张床)	-0.029*** (0.004)	-0.026*** (0.004)	-0.027*** (0.004)	-0.028*** (0.004)
ln (2016 年经调整的均次总费用)	-1.525*** (0.262)	-1.720*** (0.362)	-1.836*** (0.306)	-1.840*** (0.308)
观测值数量	576 642	576 642	576 642	576 642
患者数量	8 737	8 737	8 737	8 737
选择集医院数量	66	66	66	66

注：***、**、* 分别对应 1%、5% 和 10% 的置信水平；括号内汇报的是聚类在离患者距离最近医院的标准误；本表中与表 3、表 4 中的距离均指驾车距离 (km)。

以表 2 第 (3) 列的回归设定为基准，本文进一步加入了患者可观测的个人特征与医院特征变量的交互项。其中，对性别、保险水平、婚姻状态和查尔森合并症指数等离散变量，基准组分别为女性、低保险水平、已婚和查尔森合并症指数为 0（这部分特征的患者人数也更多）。因此，非交互项的估计系数代表了各类医院特征给基准患者带来的边际效用。回归结果如表 3 所示。基准患者对“综合实力上榜”与“骨科声誉上榜”两类医院声誉的边际效用

均显著为正,但基准患者更加看重“骨科声誉上榜”的专科声誉。对于“综合实力上榜”声誉,基准患者愿意为之付出的额外距离成本(WTT)为5.54千米,相当于患者住址到就诊医院的平均距离的41.44%;对于“骨科声誉上榜”声誉,基准患者愿意为之付出的额外距离成本(WTT)为6.98千米,相当于患者住址到就诊医院的平均距离的52.21%。

表3中的交互项系数显示,医院特征给不同患者带来的边际效用存在明显的异质性。年龄更大的患者更不喜欢距离,对医院声誉的边际效用也更低。男性相比女性更不在意距离,对医院声誉特别是“骨科声誉”的敏感性更低。具有公费医疗或者商业保险的高保险水平患者对距离的偏好程度相比低保险水平患者没有显著差异,但对医院声誉尤其是“骨科声誉上榜”这一专科声誉更加在意。非婚患者相比已婚患者更不喜欢距离,但却更看重医院声誉。相比查尔森合并症指数等于0的患者,查尔森合并症指数大于0的患者更不在意距离,但两者的程度差别不大;两类患者对医院声誉的在意程度没有明显区别。

表3 患者选择医院的 Conditional Logit 模型估计结果:异质性分析

变量	估计系数	标准误
华南医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)	0.885***	0.186
华南医院骨科声誉上榜 (=1)	1.114***	0.092
距离(km)	-0.281***	0.026
距离平方	0.005***	0.001
距离三次方	-0.000***	0.000
三级医院 (=1)	1.902***	0.166
民营医院 (=1)	-2.510***	0.504
执业医师数(每100张床)	-0.005	0.006
注册护士数(每100张床)	-0.022***	0.004
ln(2016年经调整的均次总费用)	-1.573***	0.294
×年龄	-0.033***	0.004
华南区医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)		
×男性 (=1)	-0.124	0.121
×高保险水平 (=1)	0.243	0.179
×非已婚 (=1)	0.222	0.159
×查尔森合并症指数大于0 (=1)	-0.063	0.097

			(续表)
变量		估计系数	标准误
华南区医院 骨科声誉上 榜 (=1)	× 年龄	-0.041***	0.003
	× 男性 (=1)	-0.123*	0.072
	× 高保险水平 (=1)	0.369**	0.152
	× 非已婚 (=1)	0.243**	0.119
	× 查尔森合并症指数大于 0 (=1)	0.084	0.077
距离 (km)	× 年龄	-0.004***	0.001
	× 男性 (=1)	0.023*	0.013
	× 高保险水平 (=1)	-0.013	0.027
	× 非已婚 (=1)	-0.103***	0.028
	× 查尔森合并症指数大于 0 (=1)	0.024*	0.014
患者对医院声誉所愿意付出的距离 (WTT):			
	2016 年华南医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)	5.544***	1.411
	2016 年华南区医院骨科声誉上榜 (=1)	6.977***	0.930
	观测值数量	576 642	
	患者数量	8 737	
	选择集医院数量	66	

注：为了节约空间，本表只报告了年龄、性别、保险水平等人口学变量与医院声誉、距离变量（线性）的交互项回归结果，没有报告医院其他特征、距离平方、距离三次方与人口学变量的交互项估计结果；***、**、* 分别对应 1%、5% 和 10% 的置信水平。

（二）稳健性检验

为了检验上述结果的可靠性，本文进行了一系列稳健性检验，其结果如附表 2 所示。第一，为了缓解可能存在的反向因果问题，本文在主回归均使用了滞后的医院声誉变量。作为稳健性检验，本文考察了当期的医院声誉变量对患者选择的影响，结果与基准回归结果基本保持一致。第二，本文使用滞后的医院声誉对 2017 年和 2018 年的样本进行分别回归，其结果也与基准回归结果一致，说明基准回归结果并不是由某一年份的特殊情况驱动。第三，为了控制等待时间对患者就医选择的影响，本文在回归方程中加入医院的床位使用率以及床位使用率的平方项。不同于西方发达国家，我国尚没有公布对患者等待时间的相关数据。因此，本文加入床位使用率作为替代指标，估计结果并不受影响。第四，考虑到公费医疗的患者可能只有唯一的定点医院，并没有“选择”医院的过程。作为稳健性检验，本文将保险类型为公费医疗

的样本剔除,其回归结果保持不变。

除此之外,本文还使用了患者家庭住址与医院的直线距离以及驾车时间作为距离变量进行稳健性检验,本文的主要结论不受影响(见附表3)。本文还使用其他科室的声誉榜单来作为安慰剂检验,结果显示其他科室的声誉变量系数并不显著或者为负数(见附表4),说明本文结果并非随机产生。最后,基于Mixed Logit模型的估计结果(附表5)与基于Conditional Logit模型的估计系数大体一致,所得到的WTT十分相似。以上结果都说明了主要估计结果的稳健性。

(三) 内生性问题的讨论

表4比较了使用非急诊手术患者样本和急诊手术患者样本的回归结果。首先,表4的列(1)、(2)和列(3)、(4)展示了分别使用非急诊手术患者样本和急诊手术患者样本进行估计的结果。可以发现,急诊手术患者对医院综合实力声誉的边际效用系数并不显著,但对医院骨科声誉的边际效用系数显著为正。根据前面方法部分的讨论,这一结果说明遗漏变量问题是存在的,同时急诊手术患者对医院声誉完全不敏感的假设无法成立。因此, β_q^d 可以看作是医院声誉对非急诊手术患者就医选择影响的估计下界。

由于不同Conditional Logit模型估计的系数(代表边际效用)不能直接比较大小,因此本文将非急诊手术患者样本与急诊手术患者样本混合并在原模型加入“是否为急诊手术患者”变量与所有变量的交互项,交互项系数的相反数则表示医院特征对非急诊手术患者与急诊手术患者影响的差异。这一差异可以看作是医院声誉对非急诊手术患者就医选择影响的估计下界。结果如表4列(5)、(6)所示。根据该结果估算患者对综合实力声誉和骨科专科声誉的WTT下界分别为3.42千米和4.16千米,相当于患者住址到就诊医院的平均距离的25.58%和31.11%。与表3中的WTT相比,WTT下界结果是基准WTT的61.73%和59.60%。在消除了不可观测的医院特征的影响之后,虽然影响程度有所下降,医院声誉依然是就医选择的关键影响因素。

值得注意的是,考虑到急诊患者和非急诊患者样本在人口学特征上存在一定的差异(见附表6),急诊手术患者对未观测到的医院特征 μ_j 的反应程度与非急诊手术患者相同的假设可能不被满足。因此,我们使用非急诊手术患者和急诊手术患者在年龄、性别、婚姻状态、保险水平、查尔森合并症指数以及入院年份等变量进行完全匹配后的样本进行估计,其结果(见附表7)与表4大体类似。这说明,上述使用急诊手术患者作为对照组来去掉医院不可观测因素带来的偏误而得到的估计下界较为可靠。

表 4 非急诊手术患者和急诊手术患者的回归结果比较

变量	非急诊手术患者		急诊手术患者		非急诊-急诊的差异	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误	估计系数	标准误
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
华南区医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)	0.885***	0.186	0.340	0.260	0.546*	0.313
华南区医院骨科声誉上榜 (=1)	1.114***	0.092	0.450***	0.165	0.664***	0.154
距离 (km)	-0.281***	0.026	-0.314***	0.035	0.033	0.027
距离平方	0.005***	0.001	0.005***	0.001	-0.000	0.001
距离三次方	-0.000***	0.000	-0.000***	0.000	0.000	0.000
三级医院 (=1)	1.902***	0.166	0.106	0.203	1.796***	0.215
民营医院 (=1)	-2.510***	0.504	-2.777***	0.745	0.266	0.865
执业医师数 (每 100 张床)	-0.005	0.006	0.013*	0.008	-0.017***	0.865
注册护士数 (每 100 张床)	-0.022***	0.004	-0.027***	0.005	0.005	0.138
经调整的均次总费用对数	-1.573***	0.294	-1.434***	0.420	-0.138	0.356
患者对医院声誉所愿意付出的距离 (WTT):						
2016 年华南医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)	5.544***	1.411	1.792	1.344	3.417*	2.061
2016 年华南区医院骨科声誉上榜 (=1)	6.977***	0.930	2.376***	0.852	4.157***	1.100
观测值数量	576 642		142 362		719 004	
患者数量	8 737		2 157		10 894	
选择集医院数量	66		66		66	

注：第 (5)、(6) 列是将非急诊手术患者和急诊收入患者样本合并，并将是否是急诊患者变量与原模型中的所有变量交互，交互项系数的相反数则表示非急诊手术患者与急诊手术患者边际效用的差异；与表 3 类似，本表没有报告交互项估计结果；***、**、* 分别对应 1%、5% 和 10% 的置信水平；汇报的是聚类在离患者距离最近医院的标准误。

五、医院声誉的经济效应

表 5 的第 (1) 列和第 (2) 列展示了医院声誉提高对自身需求绝对量 (自身患者数量) 和相对量影响的平均值；第 (3) 列和第 (4) 列展示了医院声誉提高对交叉需求绝对量 (其他每家医院的患者数量) 和相对量影响的平均值。

表 5 医院声誉对患者需求的影响

	医院声誉效应			
	自身需求 变动	自身需求 变动 (%)	交叉需求 变动	交叉需求 变动 (%)
	(1)	(2)	(3)	(4)
基于基准回归结果：				
华南医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)	103.95 (15.09)	78.52 (1.48)	-1.60 (0.06)	-1.21 (0.04)
华南医院骨科声誉上榜 (=1)	130.81 (18.99)	98.82 (1.87)	-2.01 (0.08)	-1.52 (0.05)
基于急诊手术患者作为对照组的回归结果：				
华南医院综合实力上榜 & 骨科声誉不上榜 (=1)	64.07 (9.30)	48.40 (0.91)	-0.99 (0.04)	-0.74 (0.03)
华南医院骨科声誉上榜 (=1)	77.95 (11.32)	58.88 (1.11)	-1.20 (0.05)	-0.91 (0.03)

注：“自身需求变动”和“自身需求变动 (%)”分别表示医院声誉提高对自身患者绝对数的影响的平均值和相对影响；“交叉需求变动”和“交叉需求变动 (%)”分别表示一家医院声誉提高对其他每家医院患者数量的绝对影响的平均值和相对影响；括号内汇报的是估计参数的标准误。

1. 医院声誉提高的自身需求影响

基于基准回归结果的计算，医院若是获得“综合实力上榜”的声誉，平均而言可使自身的患者需求增加 104 个，增幅达到 78.52%。医院若是获得“骨科声誉上榜”的声誉，平均而言可使医院自身的患者需求增加 131 个，增幅达到 98.82%。⁷ 图 2 展示了医院声誉提高对每家医院自身患者数量绝对影响和相对影响的分布情况。可以发现，医院声誉提高对不同医院的患者数量增加存在较大的差异。

此外，不论是基于基准回归结果还是基于急诊手术患者样本作为对照组的回归结果计算医院声誉效应，“骨科声誉上榜”带来的经济效应都比“综合实力上榜”要大。这些结果说明，通过做好学科建设、提高临床技术水平等方式来提高医院声誉能够帮助医院获取更大的市场份额，获得更多的回报。

2. 医院声誉提高的交叉需求影响

本文还进一步探究了医院声誉提高对竞争对手医院需求的影响。一家医院若是获得“综合实力上榜”的声誉，平均而言使得每家竞争对手医院减少 1.6 (下界为 1.0) 个患者，相对降幅为 1.21% (下界 0.74%)；若是获得“骨科声誉上榜”的声誉，平均而言可使每家竞争对手医院减少 2.0 (下界为 1.2) 个患者，相对降幅为 1.52% (下界 0.91%)。

⁷ 在计算对自身患者数量的相对影响时，本文用每家医院的期望患者数作为权重进行加权平均。

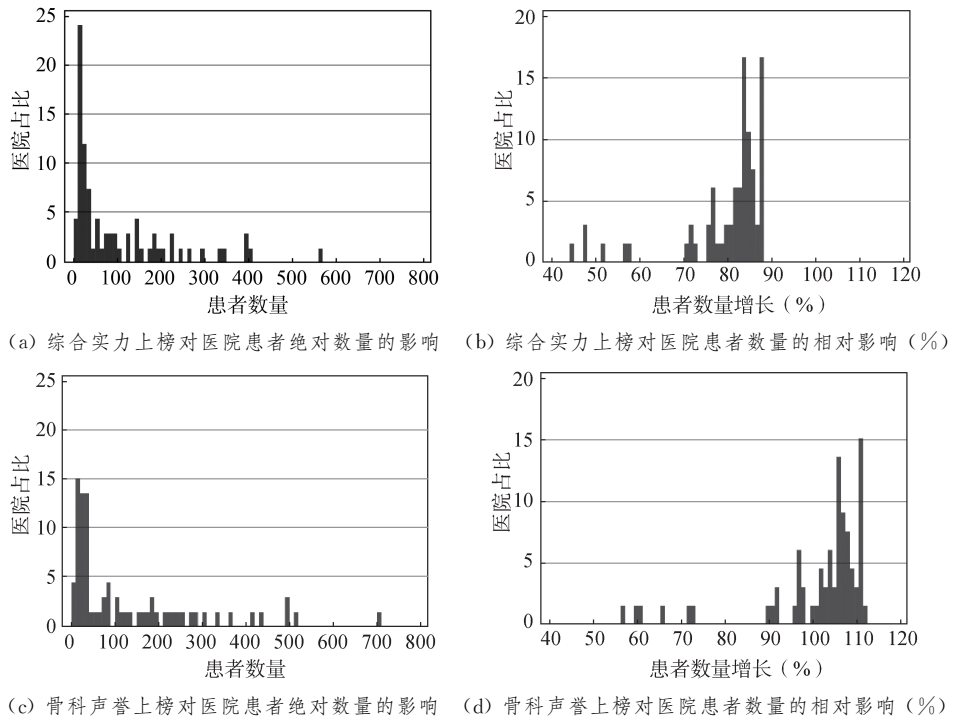


图 2 医院声誉提高对医院自身患者数量的绝对影响和相对影响分布情况

从图 3 可以发现，随着医院间距离的增加，医院声誉提高带来的交叉需求相对变动急剧下降。当医院之间的距离在 20 千米以内时，“综合实力上榜”和“骨科声誉上榜”带来的交叉需求的相对变动分别为 -1.98% 和 -2.49%，而当医院之间的距离在 20 千米之外时，交叉需求的相对变动平均而言就分别降至 -0.41% 和 -0.52%。这一结果说明：即使在一个交通便利的城市内，医院之间的竞争程度也会随着距离而快速衰减。

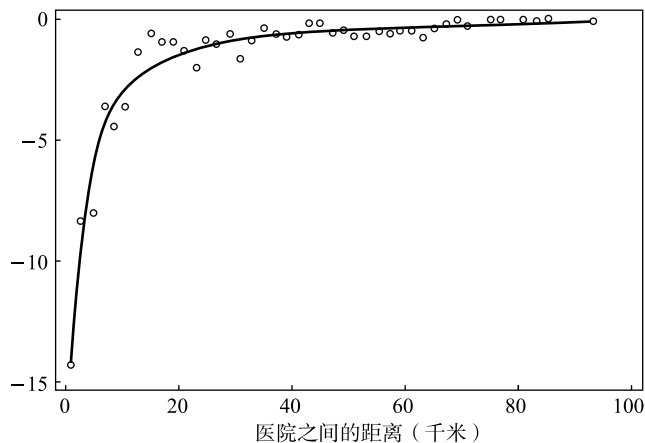
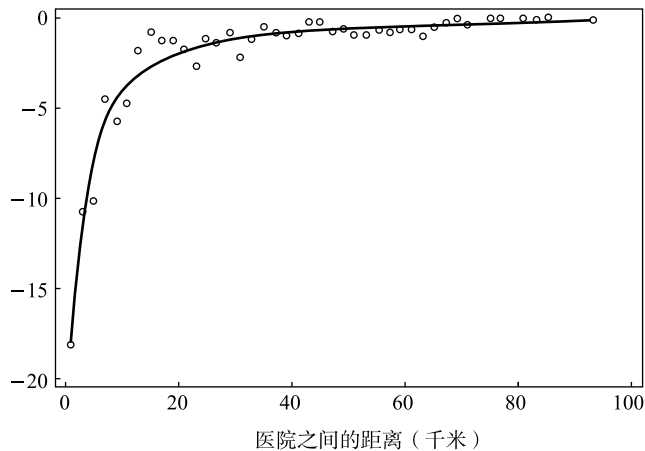


图 3 医院声誉带来的交叉需求变动与医院间距离之间的关系



(b) 上榜骨科声誉榜单对竞争医院患者数量的相对影响

图3 医院声誉带来的交叉需求变动与医院间距离之间的关系(续)

注:横轴是医院间的距离(km),纵轴是医院声誉带来的交叉需求相对变动(%),图中曲线是医院间距离和交叉需求相对变动的拟合曲线。为了清晰展示,本文将医院间距离以2km为单位分割,在每一段内计算所有交叉需求相对变动的加权平均数。

六、结论与讨论

利用广州市病案首页数据、复旦医院年度排行榜和医疗卫生机构年度报表数据,本文使用离散选择模型探究了医院声誉、空间距离对髌、膝关节置换手术患者就医选择的影响程度以及影响的异质性,并计算了患者愿意为医院声誉所付出的额外距离大小。在此基础上,本文估计了医院声誉提高对医院自身患者数量和竞争医院患者数量的影响。

本文的主要研究结果如下。第一,患者在选择医院时对医院声誉有较强的反应。相比“综合实力上榜”,患者更加看重“骨科声誉上榜”的医院声誉。患者愿意为“综合实力上榜”声誉和“骨科声誉上榜”声誉付出的距离(WTT)分别为5.54千米和6.98千米,分别占患者平均就诊距离的41.44%和52.21%。即使在使用急诊患者样本作为对照组消除不可观测医院特征的影响之后,医院声誉依然对患者就医选择具有显著的影响。第二,即使在交通便利的广州,距离依然是患者就医的重要影响因素。患者偏好离家更近的医院,但随着距离增加,距离给患者带来的边际负效用逐渐降低。第三,在不同人群中,医院声誉、距离等因素对就医选择的影响存在明显的异质性效应。第四,提高医院声誉能够显著提高自身患者数量。平均而言,获得“综合实力上榜”声誉以及“骨科声誉上榜”声誉会分别使得自身患者数量增加78.52%和98.82%。与此同时,自身医院声誉提高会降低竞争对手医院的需求,并且医院声誉提高对竞争医院的负向影响随着医院间距离的增大而快速降低。

为了更加直观地反映患者对医院声誉和距离的偏好程度，本文进一步使用医院声誉和距离对医疗总费用的边际替代率来度量医院声誉和距离对患者就医选择的影响程度。⁸结果显示，基准患者对“综合实力上榜”和“骨科声誉上榜”医院声誉愿意付出的额外医疗总费用分别为 3.08 万元和 3.87 万元（下界分别是 1.90 万元和 2.31 万元），占广州地区髌、膝关节置换手术病人平均费用的 60% 左右。考虑到广州市居民住院的平均自付比例为 20% 左右（杳钰淇等，2020），患者对“综合实力上榜”和“骨科声誉上榜”医院声誉的直接支付意愿大约为 6 160 元和 7 740 元（下界分别是 3 800 元和 4 620 元）。此外，患者对减少 1 千米就诊距离愿意付出的总费用为 0.56 万元，直接支付意愿大约为 1 110 元。从以上直接支付意愿的数量级来看，医院声誉和距离的确是患者就医选择中的重要影响因素。

本文的研究结果具有一定的政策启示意义。第一，本文发现，患者对以学科建设和临床水平为核心评价内容的医院声誉较为敏感，并且患者在选择医院过程中更加看重相关的专科声誉。这些结果说明，患者的就医选择并不是完全非理性的。由于医院声誉指标与医疗质量指标存在高度相关性，本文推测赋予患者更大的就医选择权来促进医疗机构间质量竞争的政策前提是成立的。同时，本文的结果也间接表明，竞争程度将直接影响医院提高声誉和质量的动机。例如，周边医院数量更多的医院有更强的激励通过做好学科建设等方式来提高声誉。第二，本文的结果表明，患者对优质医疗服务具有较强的需求。即使在医疗资源非常丰富的广州，为了能够在更高水平的医院就诊，患者依然愿意付出较大的距离成本到知名医院就诊。因此，政府通过促进优质医疗资源均衡分布，提高基层医疗机构以及县区医院服务能力可以提高患者福利。第三，从医院自身发展来看，在信息越来越丰富且互联网医疗信息普及的情况下，专注学科建设、提高专科能力可能比单纯“做大”医院规模更优。

当然，本文的研究也存在一定的局限性。第一，由于数据限制，本文无法确定患者是否因为选择声誉更高的医院而获得更好的治疗效果。病案首页数据中只有院内死亡率和手术部位感染率两个指标可以用来衡量患者客观的

⁸ 患者对医院声誉所愿意付出的总费用 $WTP_q = \frac{\partial p_j}{\partial Q_j} = -\frac{\frac{\partial U_{ij}(p_j, Q_j)}{\partial Q_j}}{\frac{\partial U_{ij}(p_j, Q_j)}{\partial p_j}} = -\frac{\beta_q \cdot \bar{P}}{\beta_p}$ ；患者对距离所愿

意付出的总费用 $WTP_d = \frac{\partial p_j}{\partial D_{ij}} = -\frac{\frac{\partial U_{ij}(C(D_{ij}), p_j)}{\partial D_{ij}}}{\frac{\partial U_{ij}(C(D_{ij}), p_j)}{\partial p_j}} = -\frac{(\beta_d + 2\beta_{d2}\bar{D} + 3\beta_{d3}\bar{D}^2) \cdot \bar{P}}{\beta_p}$ ；其中， \bar{P} 表

示选择集中 66 家医院的髌、膝关节置换手术经调整均次总费用的平均值， β_p 为本文对医院髌、膝关节置换手术均次总费用对数的估计系数。

治疗效果,但是样本中进行髌、膝关节置换手术的患者只有0.20%的死亡率,手术部位感染率也只有0.03%,各医院之间的差异较小,并不能很好地衡量患者的治疗效果。第二,受限于复旦医院排行榜上榜医院在短期内变化不大的情况,本文无法利用固定效应模型来消除不可观测的医院特征带来的遗漏变量问题。第三,本文的分析只是理解医院排行榜所代表的医院声誉对医疗服务领域产生影响的第一步。事实上,医院排行榜所代表的医院声誉不仅会对需方产生影响,最终也会对供方产生影响。理解供方对医院排行榜所代表的医院声誉的反应也十分必要。以上不足有待在今后研究中解决。

参考文献

- [1] Avdic, D., G. Moscelli, A. Pilny, and I. Sriubaite, "Subjective and Objective Quality and Choice of Hospital: Evidence from Maternal Care Services in Germany", *Journal of Health Economics*, 2019, 68, 1-19.
- [2] Beckett, W., M. Christensen, and K. Collyer, "Choice of NHS-Funded Hospital Services in England", *The Economic Journal*, 2012, 122 (560), 400-417.
- [3] Brekke, K. R., H. Gravelle, L. Siciliani, and O. R. Straume, "Patient Choice, Mobility and Competition Among Health Care Providers", in Levaggi, R., and M. Montefiori (eds.), *Health Care Provision and Patient Mobility*, 12, pp. 1-26. Milano: Springer, 2014.
- [4] Charlson, M. E., P. Pompei, K. L. Ales, and C. R. MacKenzie, "A New Method of Classifying Prognostic Comorbidity in Longitudinal Studies: Development and Validation", *Journal of Chronic Diseases*, 1987, 40 (5), 373-383.
- [5] 董四平、郭淑岩、何柳等, "中国医院排行榜现状分析与对策探讨", 《中国医院管理》, 2015年第3期, 第38—40页。
- [6] Fasolo, B., E. Reutskaja, A. Dixon, and T. Boyce, "Helping Patients Choose: How to Improve the Design of Comparative Scorecards of Hospital Quality", *Patient Education and Counseling*, 2010, 78 (3), 344-349.
- [7] Gutacker, N., L. Siciliani, G. Moscelli, and H. Gravelle, "Choice of Hospital: Which Type of Quality Matters?", *Journal of Health Economics*, 2016, 50, 230-246.
- [8] Ho, K., "The Welfare Effects of Restricted Hospital Choice in the US Medical Care Market", *Journal of Applied Econometrics*, 2006, 21 (7), 1039-1079.
- [9] Hole, A. R., "A Comparison of Approaches to Estimating Confidence Intervals for Willingness to Pay Measures", *Health Economics*, 2007, 16 (8), 827-840.
- [10] Liu, Y., Q. Kong, and E. W. deBekker-Grob, "Public Preferences for Health Care Facilities in Rural China: A Discrete Choice Experiment", *Social Science & Medicine*, 2019a, 237, 1-11.
- [11] Liu, Y., Q. Kong, S. Wang, L. Zhong, and J. Klundert, "The Impact of Hospital Attributes on Patient Choice for First Visit: Evidence from a Discrete Choice Experiment in Shanghai, China", *Health Policy and Planning*, 2019b, 35 (3), 267-278.
- [12] McFadden, D., "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", in Zarembka, P. (ed.), *Frontiers in Economics*, 4, pp. 105-142. New York: Academic Press, 1974.

- [13] Pope, D. G., "Reacting to Rankings: Evidence from 'America's Best Hospitals'", *Journal of Health Economics*, 2009, 28 (6), 1154-1165.
- [14] Qian, D., R. W. Pong, A. Yin, K. V. Nagarajan, and Q. Meng, "Determinants of Health Care Demand in Poor, Rural China: The Case of Gansu Province", *Health Policy and Planning*, 2009, 24 (5), 324-334.
- [15] Santos, R., H. Gravelle, and C. Propper, "Does Quality Affect Patients' Choice of Doctor? Evidence from England", *The Economic Journal*, 2017, 127 (600), 455-494.
- [16] Sivey, P., "The Effect of Waiting Time and Distance on Hospital Choice for English Cataract Patients", *Health Economics*, 2012, 21 (4), 444-456.
- [17] 孙梦洁、韩华为, "中国农村居民的就诊选择研究——来自甘肃、河南、广东三省农户调查的实证分析", 《经济评论》, 2013 年第 2 期, 第 40—50 页。
- [18] 詹钰淇、傅虹桥、李玲, "患者成本分担变动对医疗费用和健康结果的影响: 基于住院病案首页数据的经验分析", 《经济学》(季刊), 2020 年第 19 卷第 4 期, 第 1441—1446 页。
- [19] Train, K. E., *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2009.
- [20] Varkevisser, M., S. A. van der Geest, and F. T. Schut, "Do Patients Choose Hospitals with High Quality Ratings? Empirical Evidence from the Market for Angioplasty in the Netherlands", *Journal of Health Economics*, 2012, 31 (2), 371-378.
- [21] 王佳佳, "复旦排行榜的'高式逻辑'", 《中国医院院长》, 2016 年第 6 期, 第 64—67 页。
- [22] 王翌秋、张兵, "农村居民就诊单位选择影响因素的实证分析", 《中国农村经济》, 2009 年第 2 期, 第 77—85 页。
- [23] Yip, W. C., H. Wang, and Y. Liu, "Determinants of Patient Choice of Medical Provider: A Case Study in Rural China", *Health Policy and Planning*, 1998, 13 (3), 311-322.
- [24] Yip, W., H. Fu, A. T. Chen, T. Zhai, W. Jian, R. Xu, J. Pan, M. Hu, Z. Zhou, Q. Chen, W. Mao, Q. Sun, and W. Chen, "10 Years of Health-Care Reform in China: Progress and Gaps in Universal Health Coverage", *Lancet*, 2019, 394 (10204), 1192-1204.
- [25] 赵绍阳、尹庆双、臧文斌, "医疗保险补偿与患者就诊选择——基于双重差分的实证分析", 《经济评论》, 2014 年第 1 期, 第 3—11 页。
- [26] Zhao, X., "Competition, Information, and Quality: Evidence from Nursing Homes", *Journal of Health Economics*, 2016, 49, 136-152.

Hospital Reputation, Spatial Distance and Patient Choice

—Evidence from Hospital Discharge Data

JIAJIA ZHAN HONGQIAO FU*

(*Peking University*)

Abstract Using hospital discharge data in Guangzhou City and Fudan hospital ranking list primarily, this study applies discrete choice model to examine the impact of hospital reputation and spatial distance on hospital choice by patients undergoing hip or knee replacements. We also calculate the patient's willingness to travel (WTT) for hospital reputation as well as the size effect of hospital reputation. Three findings emerge. First, patients prefer higher hospital reputation and shorter distance. Moreover, they place more emphasis on orthopedic specialty reputation than on general hospital reputation; patients are on average willing to travel additional 5.54 kilometers for general hospital reputation and 6.98 kilometers for orthopedic specialty reputation. Second, preferences over hospital characteristics vary across patients' characteristics. Third, improvement in reputation for a hospital can increase its own demand and concurrently reduce demand for its competitors. The cross-effect declines rapidly as distances between providers increase. These results have implications for health delivery reform in China.

Keywords hospital reputation, patient choice, spatial distance

JEL Classification I11, I18, D83

* Corresponding Author: Hongqiao Fu, School of Public Health, Peking University Health Science Center, No. 38 Xueyuan Road, Haidian District, Beijing 100191, China; E-mail: hofu90@hsc.pku.edu.cn.