



数量经济技术经济研究

*Journal of Quantitative & Technological Economics*

ISSN 1000-3894, CN 11-1087/F

## 《数量经济技术经济研究》网络首发论文

题目： 医保报销待遇与患者异地就医选择——基于空间距离、医院等级和医保待遇的分析

作者： 陈昕欣，封进

DOI： 10.13653/j.cnki.jqte.20240226.001

网络首发日期： 2024-02-26

引用格式： 陈昕欣，封进. 医保报销待遇与患者异地就医选择——基于空间距离、医院等级和医保待遇的分析[J/OL]. 数量经济技术经济研究. <https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.20240226.001>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

# 医保报销待遇与患者异地就医选择

## ——基于空间距离、医院等级和医保待遇的分析

陈昕欣 封进\*

**摘要:** 在优质医疗资源区域分布失衡与医疗保险属地化管理的背景下, 异地就医可更好地满足患者需求, 但也可能带来欠发达地区医保基金收支不平衡问题。本文考察医保待遇、就医距离和医院等级对患者选择的影响, 并重点探讨异地就医医保报销待遇和患者距离支付意愿之间的关系。利用某医疗资源匮乏地区肿瘤患者的医疗保险报销数据发现, 相对于本地医院, 重症患者更愿意前往省会城市三级医院就医, 他们愿意付出更高的额外距离成本, 轻症患者的距离支付意愿较低。随着医保待遇的提升, 患者的预期自付比例下降, 重症患者对异地就医的距离支付意愿显著上升, 但轻症患者的距离支付意愿变动不大。相较于城市患者, 农村重症患者的距离支付意愿较低, 但对医保报销待遇的变化更敏感。本文结果表明, 异地就医报销待遇应考虑疾病差异和城乡差距, 以提升基金使用效率和公平性。

**关键词:** 异地就医 医保报销待遇 离散选择模型

中图分类号: F840.6 文献标识码: A

### 一、引言

我国已经建成了世界上最大的医疗保障网, 覆盖了 13.6 亿参保公民, 对降低患者医疗负担、促进医疗服务利用、改善居民健康起到了重要作用。与此同时, 我国医疗资源的数量在不断增长, 但区域分布不均衡的问题仍然严峻 (Li 等, 2023)。截至 2021 年底, 我国医疗卫生机构总数已达到 103.1 万家, 三级医院也有 3275 家, 但东部地区三级医院有 1405 所, 而中部和西部地区分别只有 874 所和 996 所。

我国基本医疗保险实行属地化管理, 以县(市)为单位统筹, 且筹资待遇水平与当地经济发展相适应。医保“属地化管理”的基本原则与优质医疗资源区域分布不均衡的现状, 使得医疗资源欠发达地区的患者有较多异地就医的需求。异地就医一方面使得患者可以从优质医疗资源中获益, 增进患者福利, 另一方面也会导致医保基金从欠发达地区流向发达地区, 加剧了欠发达地区的医保基金收支不平衡问题 (Brekke 等, 2014、2016)。尤其在我国的异地就医直接结算政策逐步推行的趋势下, 参保居民的异地就医行为不断增多, 医保基金紧张问题会更加严重 (钟玉英等, 2020)。此外, 异地就医的选择还会受到欠发达地区参保患者收入水平的制约, 加剧人群间的基金使用不平等。为此需要调整和完善异地就医的医保待遇, 将有限的医疗资源用于缓解参保居民的大病和重病负担。

现有文献发现差异化的报销比例有助于减少患者县外就医 (高秋明和王天宇, 2018), 但尚未综合考虑空间距离、医院等级和医保报销待遇对异地就医选择的影响。本文试图弥补这一空白, 利用离散选择模型, 测算了患者对距离的支付意愿, 并进一步探讨医保报销待遇对不同疾病类型、不同收入水平的患者异地就医选择的影响。这一框架可用于分析患者在空间距离、医保报销待遇和医院等级间的综合决策过程。

利用某医疗资源匮乏地区的医保报销数据, 我们发现, 相较于本地医院, 重症患者(恶性肿瘤患者)更为偏好省会城市的三级医院, 其次是非省会城市的三级医院。而轻症患者(良性肿瘤患者)则更愿意前往非省会城市的三级医院就医。为前往省会城市的三级医院就医, 重症患者愿意付出的额外距离成本(即 Willingness to Travel, WTT)为 176.3 公里, 而轻症患者的距离支付意愿较低。其次, 随着异地就医医保待遇的提升, 患者自付比例下降, 重症患者对异地就医距离的支付意愿随之上升, 而轻症患者对异地就医距离的支付意愿变动不大。再次, 相较于城市患者, 农村重症患者对异地就医距离的支付意愿更低, 且随着医保待遇的提升, 支付意愿上升的幅度更大。这意味着, 提高重症疾病异地就医的医疗保障, 同时降低轻症疾病异地就医的保障水平, 有助于提高医保基金配置的效率和城乡公平性。

\* 陈昕欣, 博士研究生, 复旦大学经济学院, 电子邮箱: [xxchen19@fudan.edu.cn](mailto:xxchen19@fudan.edu.cn); 封进 (通讯作者), 教授, 复旦大学经济学院, 电子邮箱: [jfeng@fudan.edu.cn](mailto:jfeng@fudan.edu.cn)。本文获得国家自然科学基金重点项目(72334002)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 文责自负。

相较于既有文献，本文的边际贡献主要体现在以下几个方面：

首先，本文利用离散选择模型，考察了患者异地就医过程中对不同医疗机构的选择，拓展了患者就医选择的相关文献（詹佳佳和傅虹桥, 2022; Balia 等, 2020）。既有文献在确定患者的选择集时，常规做法是剔除患者所在市场之外的医院，仅保留方圆 10 英里或 60 分钟车程可达的医疗机构（Chandra 等, 2016）。然而，当优质医疗资源的分布存在区域差距时，病情严重的患者不得不跨越统筹区前往异地就医。2022 年，我国普通门急诊、门诊慢特病及住院异地就医费用已经达到了 5271 亿元，占全国参保人员医疗总费用的 15.98%<sup>①</sup>，这表明前往异地就医也是患者就医选择中不可被忽视的一环。

其次，本文考虑了预期自付比例作为患者就医选择的重要因素，这在已有利用离散选择模型探索患者就医选择的文献中关注不多（Moscelli 等, 2016; Santos 等, 2017）<sup>②</sup>。近年来，尽管我国医疗保险的覆盖面不断扩大，但居民在就医时仍然需要支付 40% 的医疗费用<sup>③</sup>，异地就医时要自付的费用和比例更高。

第三，本文考察了患者异地就医选择中的疾病严重程度和城乡差异，拓展了医疗服务利用不平等这支文献（Moscelli 等, 2018）。已有文献注意到，中国居民的医疗服务利用存在较大的城乡差距（封进等 b, 2022），本文则发现重症患者在异地优质医疗资源可及性上也会存在明显的城乡差异，农村患者愿意支付的距离成本要低于城市患者，但对医保报销待遇的变化更为敏感。从实践意义上，异地就医在便利患者的同时，也会造成本地医保基金流失，挤出了用于发展本地医疗资源的资金来源。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分回顾了相关文献，并介绍了我国异地就医的现状和制度背景；第三部分介绍了本文的数据来源和变量设定；第四部分为研究设计；第五部分汇报了基准回归结果、异质性分析和稳健性检验；第五部分总结并提出相应的政策建议。

## 二、制度背景与文献综述

### （一）制度背景

#### 1. 异地就医

所谓异地就医，是指参保人在统筹地区外的医疗机构发生的就医行为。图 1 绘制了自 2018 年国家医疗保障局成立以来，异地就医人次及费用的增长趋势。从中可以看出，我国异地就医的就诊人次整体上不断增加。职工医保的异地就医以门诊为主，门诊就诊占异地就医就诊人次的 85% 以上，居民医保参保者异地门诊与异地住院的人次数差别不大。异地就医费用大部分是花在异地住院上，2021 年居民医保异地住院 1627 万人次，占当年住院总人次的 10.63%，异地住院费用 2845 亿元，占当年住院总费用的 23.2%，这表明异地的次均住院费用远高于本地住院，约为后者的 2.2 倍。

① 数据来源：《2022 年全国医疗保障事业发展统计公报》。

② 既有文献常常会忽略患者就医时的自付费用，这是因为这些国家往往实施免费医疗，患者就医时无需缴纳医疗费用，而是由医疗保险部门与医疗机构统一结算，如意大利（Lippi Bruni 等, 2021）、英国（Ho 和 Pakes, 2014; Santos 等, 2017）等。但在患者需要承担部分医疗费用的国家，也有学者探讨了患者自付费用在就医选择中的作用（Gowrisankaran 等, 2015; McCarthy 和 Raval, 2023）。其中，Li 和 Chen (2023) 基于 CHNS 数据，采用离散选择模型同时探讨了医疗质量、预期自付费用和就医距离之间的权衡取舍。但他们的主要关注点在于城乡之间的医疗服务利用不平等，而非异地就医问题。

③ 根据《2019 年全国医疗保障事业发展统计公报》，城乡居民住院的实际报销比例约为 59.70%。

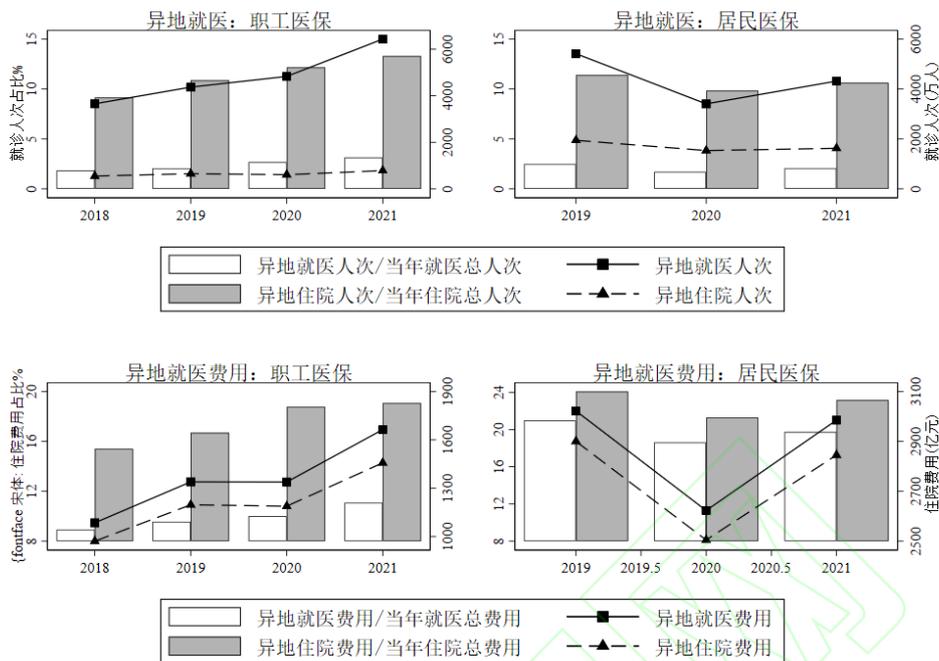


图1 中国异地就医就诊人次及费用变化：2018~2021

注：城乡居民基本医疗保险2018年及以前的数据中并未统计当年为整合的新农合，故这里并未包括2018年居民医保参保人的异地就医情况。

资料来源：历年《全国医疗保障事业发展统计公报》。

根据患者的生活状态，异地就医人员可划分为四类人群：异地安置退休人员、常驻异地工作人员、异地转诊人员和其他就医人员<sup>①</sup>。近年来，随着居民医疗服务需求的不断提升，异地转诊人员正逐步取代异地安置人员成为异地就医的主要人群。2017年，基本医保异地就医中转诊人员为49.1%，这意味着近一半的异地就医人员是异地转诊人员<sup>②</sup>。这也是本文主要关注的人群。

中国基本医疗保险制度从建立之初就确立了“属地化管理”的基本原则，以县（市）为单位统筹，且筹资和待遇水平与当地经济发展水平相适应。由于各个统筹地区经济发展水平、医疗资源丰富程度、疾病谱和基金运行情况等存在较大差异，各地基本医保目录并不统一，筹资水平、起付线、封顶线以及报销比例等规则也有所差异。当参保人在其所属统筹地区定点医疗机构就医时，只需向医疗机构支付个人自费的部分，属于医保统筹基金支付的部分由当地医保经办机构与医院定期结算。而当患者离开参保地前往其他地区就医时，参保人往往需要先行垫付所有医疗费用，再回到参保地报销。在这期间，患者面临着巨大的资金垫付压力，报销手续繁琐且报销周期长，异地就医结算难的问题愈加凸显。为解决这一问题，我国从2009年开始探索异地就医直接结算制度，覆盖范围不断扩大，经历了“从省内到省外，住院到门诊”的发展历程。

中国同时还存在着医疗资源在区域之间分配失衡的问题。近年来，我国医疗资源的供给数量不断增加，但医疗资源，特别是优质医疗资源，区域分配不均衡的问题仍然十分严峻（董艳玲和李华，2022）。截至2021年，东部地区三级医院数量为1405所，中部和西部地区仅分别为874所和996所；从人均医疗资源的分布来看，东部地区每千人执业（助理）医师319.34人，中部地区和西部地区仅为295.9人和288.3人。根据2018年第六次全国卫生服务调查的数据，西部农村地区居民到最近医疗点距离5公里以上的比例高达8.9%，同时期的东部农村地区仅有3.7%，二者相差2.4倍。当医疗资源匮乏地区参保人的医疗服务需求无法满足时，患者会选择到医疗资源更为集中、更优质的区域寻求治疗。2019年，我国流出患

① 指因出差、学习、旅游、探亲等临时在统筹区外就医的参保人。

② 数据来源：<http://finance.people.com.cn/n1/2017/0926/c1004-29559887.html>。

者最多的省份为安徽、河北、江苏、浙江和河南，流出患者占比最多的省份为西藏、安徽、内蒙古、河北和甘肃；住院患者流入最多的省份为上海、北京、江苏、浙江和广东，占全国异地就医患者的 52.7%。跨省异地就医住院患者的流向呈现出从周边省份向北京、上海、广东等优质医疗资源相对集中的地区流入的趋势（王雪莹等, 2023）。

异地就医的结算规则是“就医地目录，参保地政策”。就医地目录是指，支付范围按照就医地三个目录（基本医疗保险的药品目录、诊疗设施目录以及医疗服务设施目录）执行；参保地政策是指，起付线、报销比例和封顶线等报销规则执行参保地基本医疗保险的相关政策。实际运行中，异地就医的实际报销比例通常会低于本地就医，患者往往要承担更高的自付费用。在本文样本中，恶性肿瘤患者本地就医的平均自付比例约为 31%，异地就医的自付比例为 54.3%，远高于本地就医。2022 年 6 月，《关于进一步做好基本医疗保险跨省异地就医直接结算工作的通知》（医保发〔2022〕22 号）发布，明确规定，“跨省临时外出就医人员可低于参保地相同级别医疗机构的报销水平”。以本文样本城市为例，报销规则规定，市域外（不含省外）住院治疗，起付线是同等级市内医疗机构的 1 倍，报销比例会降低 5 个百分点，跨省住院的报销更低。但不同疾病异地就医的报销水平并没有显著差异。

## 2. 样本城市

样本所在城市下辖 1 个城区、2 个县级市与 4 个县，当地常住人口为 250 万人，城镇人口占比 60.82%，2021 年人均可支配收入略微超过 2 万元，人均地区生产总值 73548 元，略低于全国平均水平。

鉴于样本城市在医疗资源及其地理位置方面的特殊性，该城市特别适合检验患者的异地就医行为。首先，在医疗资源方面，该市本地的医疗资源并不发达。截至 2021 年底，全市共有医院 59 家，医院床位数 12000 余张，仅为全国平均水平的一半。人均医疗资源也同样缺乏，平均每千人口医疗卫生机构床位数 6.4 张，低于全国平均水平 6.7 张；平均每千人口执业医师 2.7 人，注册护士 3.3 人，分别低于全国平均水平 3.0 人与 3.6 人。此外，样本城市的优质医疗资源也较为稀缺，2021 年末，仅有一家三级甲等医院与三家三级综合医院，且无国家特色重点学科。

其次，样本城市地理位置独特，位于安徽省、浙江省和江苏省三省交界处，与医疗资源发达的南京市、杭州市毗邻，距上海的驾车距离约为 280km。因此，该市居民异地就医现象较为普遍，2019 年城乡居民异地住院的比例达到了 17%，而全国平均仅有 11.4%，是全国异地就医比例排在前三的地级市。

### （二）文献综述

与本文关系密切的有以下两支文献。第一支文献探讨影响患者就医选择的关键因素；另一类则是关于异地就医的相关研究。

#### 1. 患者就医选择

##### （1）距离和质量

既有文献大多利用离散选择模型研究了影响患者就医选择的各种因素。其中，距离和医院质量被认为是最关键的两个因素。他们大多选取某一具体的病种或手术进行分析，如分娩（Avdic 等,2019）、髋关节替换手术（Beckert 等,2012）、血管成形术（Varkevisser 等,2012）、CABG（Lippi Bruni 等,2021）等，在自付价格给定的前提下，探讨患者在距离和医疗质量之间的权衡取舍。基于死亡率和再住院率等临床质量的指标，Chandra 等(2016)发现，医疗质量每提高 1 个百分点，急性心肌梗死(AMI)患者愿意多付出 1.1-1.8 英里的距离(Tay,2003)。

质量是多维度的，患者满意度、自评健康的改善等主观质量也在患者就医选择中扮演着重要作用（Gutacker 等,2016）。Avdic 等(2019)即以德国孕产妇为例，发现她们对主观和客观的治疗指标均有所反应。部分研究以医院排行榜的排名和标识来测度医院质量。例如，Pope(2009)指出，医院在“全美最佳医院排行榜”上的排名每提升一位，患者数量和医院收入均会有所增长。詹佳佳和傅虹桥(2022)则以是否上榜复旦医院排行榜作为医院声誉的度量指标，发现患者更加看重专科声誉，其 WTT 为 6.98 公里。

##### （2）价格和等待时间

自付价格在患者就医选择中扮演的作用也值得关注。Gowrisankaran 等(2015)指出，由于较高的报销比例，患者对标价(list price)并不敏感，自价格弹性仅为-0.098~-0.153。为此，

保险公司采用了分层定价(tiered cost sharing)<sup>①</sup>的策略, Ackley (2022)的研究表明, 分层定价保险计划的参保人对自付价格的变动更为敏感, 弹性为-0.39; 相反, 若保险计划的成本分担方法为免赔额或共付(coinsurance)形式时, 参保患者对价格几乎没有反应。这一现象与行为经济学中的凸显理论相吻合, 即只有当自付价格相当简单和明确的情况下, 患者才会价格变化有所反馈 (Prager,2020)。

在中国情境下, 既有研究多基于双重差分、断点回归等准自然实验的设计, 探讨医保报销规则的变动对患者就诊的影响。其中, 赵绍阳等(2014)关注的是住院患者, 认为医保补偿偏向于基层医疗机构的设定, 会使得更多患者前往基层机构, 但是由于基层医疗机构与大医院之间存在的较大质量差距, 这一偏向性的报销比例并不足以改变大多数患者对大医院的偏好。而 Shen 等(2020)和 Wang 等(2023)则聚焦于参保患者的门诊就诊, 所不同的是, Shen 等(2020)关注的是报销比例的变动, 发现基层医疗机构的政策内报销比例提高 5%, 基层就诊的次数会增加 24%; 而 Wang 等(2023)则关注取消挂号费、注册费, 转向医事服务费的改革, 其结果表明医事服务费在不同等级医疗机构的差异化设置, 会引导患者更多前往基层就诊。

在医疗服务的价格受到管制的国家, 等待时间常被视为另一种形式的价格, 起着引导消费者需求的作用(Richards-Shubik 等,2022; Sivey,2018)。Moscelli 等(2016)考察了等待时间、距离和医疗质量之间的权衡取舍, 结果发现再住院率和等待时间的医院需求弹性分别为-0.2和-0.04。Lippi Bruni 等(2021)认为, 为减少 1 周的等待时间, 患者愿意多走 1.4 公里。

此外, 还有文献从家乡偏好(Raval 和 Rosenbaum,2021)、医疗资源共享(Baker 等,2016)、医院广告(Kim 和 Singh,2019)等多种维度探讨其对患者就医选择的影响。在以中国为研究背景的文献中, 封进等(2022a)的研究表明, 以医疗联合体建设为代表的医疗资源整合与共享, 能够引导患者更多前往二级医院就医, 从而实现了分级诊疗的效果。这主要是因为医疗质量和医院声誉的提高, 以及轻症患者的下沉。

但上述文献鲜少考虑到患者的异地就医问题, 在确定患者就医的选择集时, 文献常见的做法是剔除掉患者所在市场之外的医院(Chandra 等,2016)。与本文最相关的一篇文章是 Balia 等(2020), 他们探讨了意大利患有消化系统癌症的病人远距离就医的行为, 发现相比于本地就医, 患者在异地就医时更为关注医疗质量, 其 WTT 也更高。

## 2. 异地就医

异地就医行为在欧美等发达国家已经相当普遍, 由于医疗制度的差异, 国外异地就医行为通常指的是“跨境医疗”。基于理论模型, 学者们探讨跨境就医对患者福利和医疗卫生服务体系的影响(Andritsos 和 Tang,2013), 发现异地就医会使患者享受到更高质量的医疗资源, 缩短了等待时间, 增进患者福利, 但流出地的医疗质量也会降低(Andritsos 和 Tang,2014; Brekke 等,2014、2016)。而对于流入地而言, 一方面, 患者的自由选择会强化医院间的竞争, 为吸引更多患者, 医疗机构有动机提高质量、改善效率(Balia 等,2018); 另一方面, 异地患者的涌入可能会使本国居民的医疗权利无法保障, 甚至出现公立医院医生大量涌入私营国际医院的现象, 进一步加剧了医疗不平等(Bell 等,2015)。

而在推行分权医疗体制的国家(如意大利、西班牙等国), 学者们还会探讨一国内部跨统筹地区的就医行为, 这一点跟中国很相似(Balia 等,2018; Ciarrapico 等,2023)。寻求优质的医疗服务和缩短等待时间往往是患者跨地区就医的主要原因(Cantarero,2006; Fattore 等,2014)。特别地, Ding 等(2023)基于中国 4 百万条肾病患者就医数据, 利用可解释性的 AI 模型发现, 距离和医疗质量是患者就医选择的两个关键因素。

医疗保险政策也会对患者的异地就医选择产生影响, 如 Beraldo 等(2023)发现意大利总额控费越强的统筹区, 其患者流出的比例越高。近期国内文献开始关注异地就医直接结算的政策效果。他们发现, 这一政策降低了患者的医疗费用负担, 释放了医疗服务需求, 促进了参保居民前往异地三级医院的就医(钟玉英等, 2020), 并改善了患者的健康, 有助于健康公平(高娜娜等, 2023); 但与此同时, 异地就医直接结算也导致参保地医保基金支出增加, 加剧欠发达地区的医保基金收支不平衡的问题。

---

① 为引导患者前往低成本医院就医, 保险商依据医院成本将统筹地区内的医院划分为多个层次, 各层次内部的医院成本分担与报销比例相同。

但以上文献鲜少研究医疗保险报销比例,对患者异地就医选择的影响,除了高秋明和王天宇(2018)。后者认为差异化的报销比例,能够引导住院患者更多地选择县内就医,减少前往县外三级医院住院的概率。但他们只关注了患者是否选择异地就医,没有考察患者在异地就医过程中会选择哪种类型的医院,也没有考虑患者在就医选择过程中对空间距离、医院等级和医保报销待遇三者之间的权衡。

本文利用离散选择模型,综合探讨了空间距离、医院等级和医保报销待遇等因素对患者异地就医选择的影响,重点考察医保报销比例这一制度因素对患者的距离支付意愿的影响。此外,本文还对疾病严重程度不同、收入水平不同的患者进行异质性分析,这有助于我们理解医疗资源和医保基金在不同人群和不同地区之间的配置现状,并为政策制定提供建议。

### 三、数据与变量

#### (一) 数据来源

##### 1. 医保报销数据

样本城市为安徽省某地级市,数据为基本医疗保险报销记录,包括患者的基本个人信息和每一笔就诊的医院名称、疾病诊断代码、医疗费用等信息。患者基本个人信息包括性别、年龄、保险类型、详细家庭住址等。本文选取 2018-2020 年间接受肿瘤切除手术的患者病例作为研究样本。恶性肿瘤是我国患者异地转诊就医的首要疾病,而这里选取的癌症均是安徽省发病率和死亡率较高的病种(戴丹等,2021),且手术治疗和放化疗的医疗费用相差较大<sup>①</sup>。为进行对比分析,我们还纳入了患有良性肿瘤的患者<sup>②</sup>。在剔除就诊医院名称、费用等关键变量缺失的样本,以及一直在异地就诊的患者后,我们共计得到了恶性肿瘤记录 5828 条,良性肿瘤记录 9710 条<sup>③</sup>。

##### 2. 医院其他特征信息

通过国家卫健委的官方平台和各家医院的官方网站,本文手动搜集了样本中医院的经济类型、类别以及地址等信息。得益于医保报销数据中详实的患者地址信息和医院地址信息,本文运用高德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,进一步可计算出两个经纬度之间的直线距离<sup>④</sup>。

##### 3. 选择集(Choice Set)的确定

以恶性肿瘤为例,本文样本中的医院共有 265 家,其中 65 家位于安徽(其中市内医院 27 家),47 家位于浙江,59 家地处上海,54 家位于江苏。这 225 家医院占样本医院总数的 85%,但承担了超过 99%的就诊记录。因此,我们仅选取这 225 家医院作为我们的选择集,剔除不在长三角“三省一市”的其他医院<sup>⑤</sup>。

在这剩下的 225 家医院中,有 79 家仅有一次就诊记录,37 家医院有两次。遵循文献的常见做法,我们剔除三年内就诊次数少于三次的医院(Balia 等,2020; Moscelli 等,2016),最终得到恶性肿瘤患者的选择集医院为 109 家(观测数 5398 条),良性肿瘤患者的选择集医院为 76 家(观测数 8709 条)。

样本中就诊次数最多的本地医院是当地的人民医院和中心医院,三年内癌症患者的就诊次数分别达到了 614 次和 434 次,分别占癌症患者总就诊次数的 10.64%和 7.51%;良性肿

① 针对恶性肿瘤,我们筛选出消化科恶性肿瘤(胃癌,ICD-10 编码为 C16;食管癌 C15;结直肠癌 C18-C20)、妇科恶性肿瘤(乳腺癌 C43;宫颈癌 C53;子宫内膜癌 C54;卵巢癌 C56)、泌尿科恶性肿瘤(肾癌 C64-C65;膀胱癌 C67)的患者。

② 考虑到疾病发病率的因素,我们只选取了患有子宫平滑肌瘤(D25)、乳腺良性肿瘤(D24)和卵巢良性肿瘤(D26)的患者。

③ 一直在异地就诊的患者更可能是常驻异地工作人员和异地安置退休人员,故进行剔除。

④ 詹佳佳和傅虹桥(2022)一文中采用驾车距离和时间来反映患者到医院之间的实际距离成本,但本文重点关注的是异地就医问题,相比于汽车,患者跨统筹地区就医,更可能会选择高铁或火车等交通工具,其所耗费的时间与驾车并不在一个数量级。本文在主回归中使用直线距离作为距离指标,在稳健性检验中使用驾车时间和驾车距离。

⑤ 这一做法也得到了人文地理学领域的文献佐证。Ding 等(2023)探讨肾病患者的异地就医问题,基于社群检测算法(Community Detection Algorithm),分析了城市间患者流动网络的特征。研究结果显示,城市往往与同一省份的其他城市形成一个聚类,因为它们具有相似的政策和文化习俗;而某些城市与其他省份的联系更为紧密,打破了行政边界。安徽省 X 市恰恰属于后者,且作者分别利用 Modularity optimization 和 Infomap 算法探索患者流动网络的结构,均将长三角三省一市划归为一个聚类。

瘤患者的就诊次数则分别达到了 1691 次和 1602 次，分别占 19.42%和 18.39%。恶性肿瘤患者就诊次数最多的市外医院是邻近城市的一家三级医院，达到了 710 次，占全部就诊样本的 12.3%。该医院地处安徽省非省会城市，是医学院附属医院，也是安徽的省属医院。这家医院也是良性肿瘤患者就诊次数最多的异地医院，三年内就诊了 202 次，仅占 2.32%。

## (二) 变量与描述性统计

### 1. 医院等级

根据医院的综合水平，我国将医院分为三级十等。等级评定是在对声誉进行投资，会向市场传递医疗服务质量的相关信号，从而吸引更多患者（赵绍阳和臧文斌, 2020）。鉴于我国的医疗资源分布不均衡，不同地区的医院即使为同一等级，其隐含的医疗质量和声誉也会存在巨大差异。因此，这里通过医院所在地级市的行政级别与医院等级的交互项来度量，具体包括异地就医的二级医院、非省会城市的三级医院、省会城市的三级医院三个虚拟变量。

出于以下原因，本文选择医院等级而非医疗质量作为主要研究对象。首先，与英国、美国、德国等欧美发达国家相比，我国政府并未公开发布各级医疗机构的质量信息。患者的就医选择除了依赖于长期积累的口碑和声誉（詹佳佳和傅虹桥, 2022），还有公开发布的医院等级。患者可通过直接访问医院官网、翻阅宣传资料等途径，轻松获知医院的等级信息。其次，医院等级，是我国卫生健康委员会根据医院规模、科研能力、人才技术力量、硬件设备和医疗质量等指标对医院资质进行评定，与医疗质量密切相关。此外，医院等级作为卫健委与医保局制定相关政策的重要分类依据，具有重要的政策参考价值。最后，医院等级这一指标相对外生，与病例组合的相关性较小，可在一定程度上规避由于医疗质量测量误差导致的内生性问题。

### 2. 预期自付比例和总医药费。

我们关注的是要接受肿瘤切除手术的患者，在进行就医选择时，根据当前已知的信息预期的自付比例和总医药费。但实际上，我们仅能观测到实际就诊样本的总医药费和实际自付比例，而无法获知到选择集内未就诊医院的医疗费用信息。参考 Aron-Dine 等 (2015) 的做法，我们首先基于患者年龄、性别、病种、是否异地就医以及就诊机构所在省份，定义相似患者组(cell)。我们尽可能精确地划分组别，并确保每一组别有足够的样本量。随后，我们将每位患者分配到相对应的组别，假设组内患者拥有相似的医疗支出分布，可使用每组患者的实际自付比例和总医药费中位数，代理该组患者的预期自付比例和总医药费。这一估算患者自付费用的方法已在健康经济学和离散选择模型中得到广泛应用（Abaluck 和 Gruber, 2011; Ho 和 Pakes, 2014）。总费用分为医保报销和自付两部分，因而自付比例较高，相应的医保报销比例就较低。

表 1 描述性统计结果

变量	恶性肿瘤			妇科良性肿瘤		
	样本量	均值	标准差	观测值	均值	标准差
<b>医院特征</b>						
本地医院	109	0.174	0.381	76	0.382	0.489
三级医院	109	0.789	0.410	76	0.553	0.501
非省会城市 x 三级医院	109	0.165	0.373	76	0.184	0.390
省会城市 x 三级医院	109	0.606	0.491	76	0.342	0.478
异地就医 x 二级医院	109	0.055	0.229	76	0.0921	0.291
民营医院	109	0.037	0.189	76	0.671	0.473
综合医院	109	0.743	0.439	76	0.066	0.250
<b>个人特征</b>						
男性	5,398	0.439	0.496			
妇科恶性肿瘤	5,398	0.348	0.476			
消化科恶性肿瘤	5,398	0.524	0.499			
年龄	5,398	60.164	11.811	8,709	44.474	9.227
居住在农村	5,398	0.697	0.460	8,709	0.688	0.464
到就诊医院的距离(km)	5,398	80.478	81.378	8,709	24.490	32.067
到选择集内医院的平均距离(km)	5,398	162.200	28.346	8,709	98.499	27.632

到选择集内本地医院的平均距离(km)	5,398	26.887	11.829	8,709	34.589	9.375
到选择集内省会城市三级医院的平均距离	5,398	194.446	28.839	8,709	167.699	38.361
到选择集内非省会三级医院的平均距离	5,398	102.101	14.751	8,709	87.435	15.763
就诊医院的总医药费(对数)	5,398	10.191	0.520	8,709	8.697	0.428
到选择集内医院的平均医疗费用(对数)	5,398	10.469	0.383	8,709	8.893	0.365
就诊医院的预期自付比例	5,398	0.425	0.133	8,709	0.375	0.074
到选择集内医院的平均预期自付比例	5,398	0.538	0.031	8,709	0.496	0.033

### 3. 其他变量

本文的其他变量主要可分为两大部分：一是就诊医院的特征，包括是否为三级医院、是否为综合医院、是否为民营医院等。恶性肿瘤患者的选择集医院共有 109 家，其中三级医院占比高达 79%，60.6%的医院为省会城市三级医院，16.5%的为非省会城市三级医院<sup>①</sup>。而在良性肿瘤患者的选择集医院中，仅有 55.3%的医院为三级医院，省会城市三级医院和非省会城市三级医院的占比分别为 18.4%和 34.2%（表 1）。二是患者层面的变量，包括年龄、性别、是否居住在农村，以及患者的预期自付比例和总医药费、患者住址到医院的距离等变量。表 1 根据肿瘤类型，展示了描述性统计结果。可以看出，相较于良性肿瘤患者，恶性肿瘤患者到就诊医院的距离更远，医疗费用支出更高，但二者的平均自付比例差别不大。

## 四、研究方法

本文使用离散选择模型来研究患者的就医选择（McFadden,1974）。患者*i*选择某一异地医院*h*的随机效用可表示为：

$$U_{ih} = V_{ih} + \epsilon_{ih} = \beta'_d D_{ih} + OOPC'_{ih} \beta_p + Q'_h \beta_q + Z_h \beta + \epsilon_{ih} \quad (1)$$

其中， $V_{ih}$ 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之间的距离 $D_{ih}$ ，医院等级 $Q_h$ ，患者的预期自付比例 $OOPC_{ih}$ 以及其他可被观测到的医院特征 $Z_h$ 。为控制患者与医院距离 $D_{ih}$ 对患者效用的非线性影响，参考 Avdic 等（2019）、Santos 等（2017）的做法，这里加入了距离的二次项和三次项。误差项 $\epsilon_{ih}$ 捕捉了影响患者就医选择的不可观测因素，若假设误差项 $\epsilon_{ih}$ 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*h*的概率为：

$$p_{ih} = Pr(U_{ih} > U_{ih'}, \forall h \neq h') = \frac{\exp(V_{ih})}{\sum_{h' \in H} \exp(V_{ih'})}, \quad h = 1, 2, \dots, H.$$

医院特征的估计系数就表示边际效用。由于效用函数经过了线性变换，因此估计系数只能表明医院特征对患者就医选择的作用方向。但边际效用替代率(MRS)不受效用函数线性变换的影响，提供了关于患者偏好的定量信息。具体而言，患者对某一医院等级所愿意付出的额外距离 (WTT)为公式（2），本文称之为患者就医的距离支付意愿。

$$WTT = \frac{\partial D_{ij}}{\partial Q_j} = - \frac{U_{ij}(Q_j = 1) - U_{ij}(Q_j = 0)}{\partial U_{ij} / \partial D_{ij}} = - \frac{\beta_q}{\beta_d + 2\beta_{d2}\bar{D} + 3\beta_{d3}\bar{D}^2} \quad (2)$$

其中， $\bar{D}$ 表示癌症患者家庭住址到就诊医院的平均距离，利用 Delta 方法估计标准差。

此外，本文进一步评估患者异地就医过程中 WTT 是否会受到预期自付比例的影响。我们对模型(1)进行扩展，加入距离与预期自付比例的交互项，如下式所示：

$$U_{ih} = V_{ih} + \epsilon_{ih} = \beta'_d D_{ih} + \beta'_{pd} D_{ih} \times OOPC_{ih} + Q'_h \beta_q + Z_h \beta + \epsilon_{ih} \quad (3)$$

此时，患者对某一医院等级所愿意付出的距离大小(WTT)为：

$$WTT = \frac{\partial D_{ij}}{\partial Q_j} = - \frac{U_{ij}(Q_j = 1) - U_{ij}(Q_j = 0)}{\partial U_{ij} / \partial D_{ij}} = - \frac{\beta_q}{\beta_d + 2\beta_{d2}\bar{D} + 3\beta_{d3}\bar{D}^2 + \beta_{pd} OOPC}$$

考虑到同一镇街的患者在就医选择上可能存在相关性，故这里将标准差聚类在镇街层面。

## 五、估计结果

### （一）基准结果

表 2 汇报了条件 Logit（Conditional Logit）模型估计式(1)的结果。我们加入了距离、距

<sup>①</sup> 还有 1.8%（2 家）是本地的三级医院，当地的人民医院和中心医院。

离平方和距离的三次方项，患者的预期自付比例和总医药费，以及医院等级、医院属性等医院方面的特征。所有系数均可理解为边际效用。结果表明，相较于本地医院，恶性肿瘤患者更为偏好省会城市的三级医院，其次是非省会城市的三级医院。在医疗费用和预期自付比例相同的情况下，为前往省会城市的三级医院就医，重症患者愿意付出的额外距离成本为 176.3 公里，而对非省会城市三级医院的距离支付意愿只有 31.3 公里，前者约为后者的 5.6 倍。这与预期一致，省会城市的三级医院代表着更高的技术水平和质量，患者也愿意为此付出更多的成本。此外，表 2 显示，恶性肿瘤患者更倾向于前往综合医院就医，而并不愿意前往民营医院和费用昂贵、自付比例较高的医院就诊。

表 2 患者就医选择的 Conditional Logit 模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	恶性肿瘤	妇科恶性肿瘤	消化恶性肿瘤	泌尿恶性肿瘤	妇科良性肿瘤
距离	-0.035*** (0.002)	-0.036*** (0.003)	-0.037*** (0.002)	-0.019*** (0.006)	-0.098*** (0.015)
距离的平方	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)
距离的立方	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
预期自付比例	-2.330*** (0.250)	-1.708*** (0.579)	-2.736*** (0.350)	-5.112*** (1.295)	-3.539*** (0.826)
异地就医 X 二级医院	-0.676*** (0.225)	-1.137** (0.547)	-0.548** (0.260)	0.323 (0.726)	-0.353 (0.491)
非省会城市 X 三级医院	0.520*** (0.096)	0.960*** (0.224)	0.372*** (0.112)	0.528 (0.411)	1.540** (0.611)
省会城市 X 三级医院	0.775*** (0.132)	1.170*** (0.272)	0.643*** (0.148)	0.966* (0.579)	0.604 (0.383)
综合医院	0.549*** (0.052)	0.279*** (0.071)	0.728*** (0.067)	0.820*** (0.136)	1.017*** (0.144)
民营医院	-1.124*** (0.096)	-1.262*** (0.165)	-1.016*** (0.115)	-1.566*** (0.280)	-0.983*** (0.137)
总医药费对数	-0.239*** (0.092)	-0.290 (0.434)	-0.181 (0.144)	-0.341* (0.182)	-0.157 (0.253)
样本量	228,485	80,800	132,675	15,010	287,636
似然值	-16213.206	-6003.707	-8617.163	-1501.054	-19572.178
选择集医院数量	109	95	99	64	76
WTT:	176.324	240.246	160.356	182.802	-149.584
省会城市三级医院	(27.964)	(61.657)	(37.335)	(102.694)	(193.59)
WTT:	31.336	54.102	22.6	36.787	49.066
非省会城市三级医院	(5.28)	(11.863)	(6.58)	(26.522)	(18.688)

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著。标准误聚类在镇街层面。

在基准回归中，我们选取了妇科恶性肿瘤、消化科恶性肿瘤和泌尿科恶性肿瘤这三大系统的癌症患者。为检验不同系统恶性肿瘤的患者在异地就医选择方面的差异，我们进行了分样本回归，结果如表 2 第 (2)-(4)列所示。可以发现，不同类别的恶性肿瘤患者，对省会城市三级医院的距离支付意愿，都远远高于非省会城市三级医院，约是后者的 5~7 倍，这也证实了我们结果的稳健性。

表 2 第(5)列是以妇科良性肿瘤患者为样本的估计结果。结果表明，相较于本地医院，患者更愿意前往非省会城市的三级医院就医，其距离支付意愿也比较低，为 49.1 公里。而且她们并不愿意为费用高、等待时间长的省会城市的三级医院支付距离成本，虽然后者可能具有更高的医疗质量，从患者选择上也反映出良性肿瘤的切除对医疗技术水平要求，不如恶性肿瘤高。

政府为引导参保人员有序就医，通常会对本地就医和异地就医设置不同的报销水平，异

地就医的实际报销比例低于本地就医。这里我们进一步探讨预期自付比例的变动如何影响患者对异地就医距离的支付意愿(WTT)。表3汇报了利用 Conditional Logit 模型估计式(2)的结果<sup>①</sup>。从(1)-(2)列可以看出,距离与预期自付比例的交互项显著为负,这表明对于恶性肿瘤患者而言,随着预期自付比例的提高,就医距离带来的负效用越大。而妇科良性肿瘤患者的这一交互项则不显著,如第(3)列所示,表明医保待遇对这类患者的异地就医选择影响不大。

图2展示了恶性肿瘤预期自付比例与患者的距离支付意愿之间的关系。当预期自付比例从80%下降到40%时,恶性肿瘤患者为前往省会城市三级医院就医,对距离的支付意愿从76.8 km 提高到184.5km;为前往非省会城市三级医院就医,对距离的支付意愿从19.3 km 仅提高到23.7km。妇科恶性肿瘤患者的分样本回归,也得到了类似的结果。

表3 患者就医选择的 Conditional Logit 模型估计结果: 预期自付比例变动的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	恶性肿瘤	妇科恶性肿瘤	妇科良性肿瘤	农村患者	城市患者
距离	-0.033*** (0.002)	-0.033*** (0.003)	-0.110*** (0.012)	-0.034*** (0.003)	-0.043*** (0.003)
距离的平方	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
距离的立方	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
距离 X 预期自付比例	-0.009*** (0.001)	-0.010*** (0.003)	0.049 (0.030)	-0.010*** (0.002)	-0.005** (0.002)
异地就医 X 二级医院	-0.968*** (0.220)	-1.235** (0.550)	-1.625*** (0.592)	-1.299*** (0.275)	0.026 (0.365)
非省会城市 X 三级医院	0.364*** (0.092)	0.858*** (0.237)	0.086 (0.718)	0.164 (0.105)	1.152*** (0.177)
省会城市 X 三级医院	0.459*** (0.120)	0.961*** (0.294)	-0.601 (0.491)	0.259* (0.140)	1.227*** (0.219)
综合医院	0.548*** (0.052)	0.276*** (0.070)	1.015*** (0.145)	0.641*** (0.061)	0.385*** (0.094)
民营医院	-1.127*** (0.096)	-1.271*** (0.164)	-0.984*** (0.137)	-1.098*** (0.110)	-1.293*** (0.194)
总医药费对数	-0.468*** (0.089)	-0.438 (0.389)	-0.100 (0.256)	-0.389*** (0.104)	-0.626*** (0.171)
样本量	228,485	80,800	287,636	164,026	64,459
似然值	-16236.859	-6003.939	-19559.665	-11168.33	-4997.791
选择集医院数量	109	95	76	109	109

注: 同表2。

上述结果表明,在患有恶性肿瘤等重症患者中,异地就医的需求受报销比例的影响较大。若本地无法提供相对应的治疗服务,为满足此类患者的需求,应将异地就医的报销比例维持在一定水平上。另一方面,良性肿瘤患者的异地就医需求受报销比例的影响较小,而且本地的医疗服务也能够满足他们的需求,大部分患者并没有很强的意愿前往异地的高质量医院就诊。因而针对这类疾病,异地报销比例可相对较低,以将更多医保资金分配给本地难以治疗的重症疾病。

<sup>①</sup> 这里旨在评估疾病严重程度不同的患者,预期自付比例是如何影响患者的WTT的。为保证病种之间的可比性,表3只汇报了妇科恶性肿瘤和妇科良性肿瘤的结果。

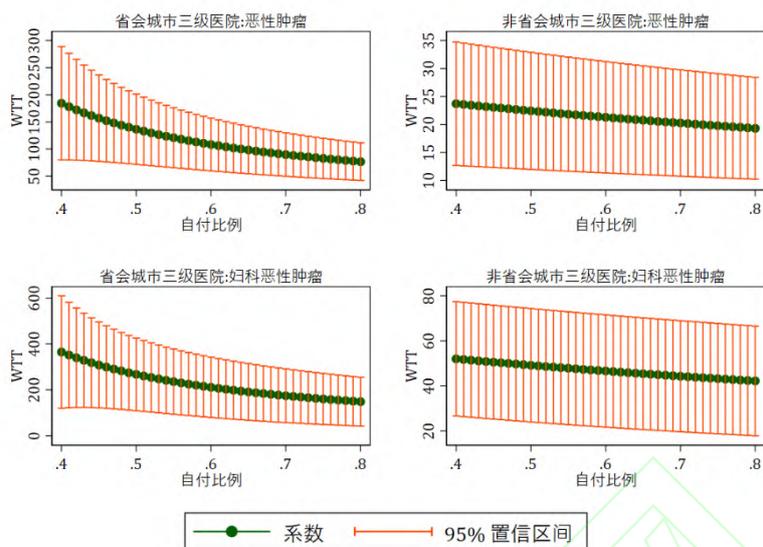


图2 预期自付比例与恶性肿瘤患者对距离的支付意愿

### (二) 城乡差异

我国居民的医疗服务利用面临着显著的城乡差距，城镇患者收入水平较高，对医疗消费支付能力高于农村患者（封进等，2015），这在很大程度上决定了农村和城市患者对异地就医距离的支付意愿也有所差异。

我们利用患者的家庭住址来区分农村患者和城市患者，进行分样本回归，结果如表3第(4)-(5)列所示。可以发现，无论城市或农村恶性肿瘤患者，都更为偏好医疗质量更高的省会城市三级医院，其次是非省会城市的三级医院。从农村患者和城市患者对距离支付意愿随自付比例变动的示意图（图3）中可以发现，相较于城市居民，农村患者对异地就医距离的支付意愿较低。以预期自付比例60%为例，农村患者为前往省会城市三级医院就医，对距离的支付意愿为72.1km，而城市患者对距离的支付意愿为331.6km，是前者的4.6倍；为前往非省会城市的三级医院就医，农村患者对距离的支付意愿为9.3km，而城市患者为68.9km，是前者的7.4倍。这与Ding等(2023)的发现相吻合，他们发现，在中低收入城市，大多数患者愿意前往本省的高等级医院就医，而高收入城市的患者则更有可能跨省就医。而本文用农村患者来代理低收入人群，也发现了同样的现象。这一结果体现了农村患者和城市患者在优质医疗资源可及性上的不平等，农村患者由于收入水平和支付能力较低，不愿意进行医疗旅行，在异地高质量医疗资源的可及性上存在不平等。

值得关注的是，相较于城市患者，农村患者对异地就医距离的支付意愿受医保报销待遇的影响更大（图3）。当医保的报销待遇提升，预期自付比例从80%下降到40%时，为前往省会城市三级医院就医，农村恶性肿瘤患者对距离的支付意愿从46.6km提高到159km，增幅达到了2.4倍，而城市恶性肿瘤患者仅增长了82%（从257km上升到467km）。这说明，农村患者面临着流动性约束（封进等b,2022），对医疗服务利用的价格变动更为敏感。在本文样本中，恶性肿瘤患者的预期自付比例为53.7%，农村患者对距离的支付意愿只有87km，难以到省会城市就医。因而，提高异地就医的医保报销待遇会使得农村患者和低收入人群获益更多，这有助于缩小医疗服务利用的城乡差距，促进城乡医疗服务利用公平性。

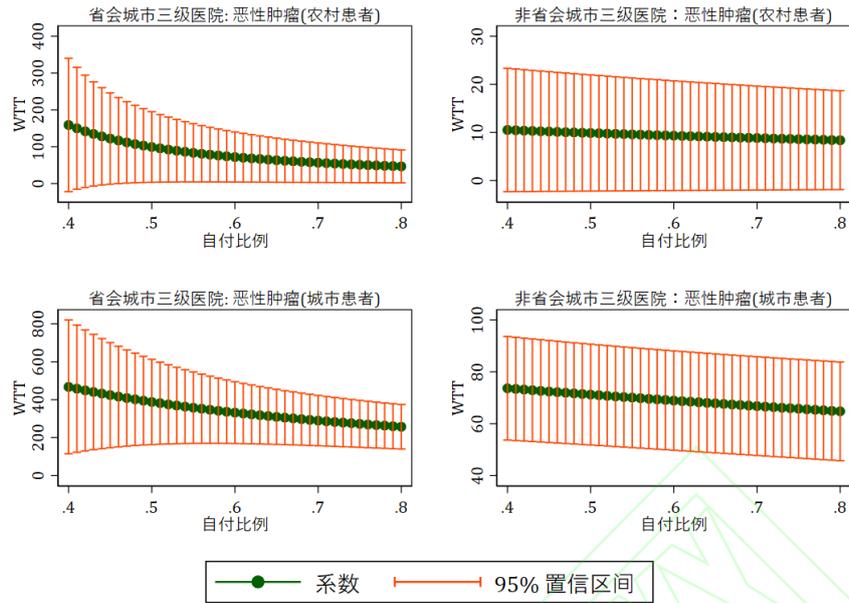


图 3 预期自付比例与恶性肿瘤患者对距离的支付意愿 (WTT) 的城乡差异

(三) 稳健性分析与进一步分析

1. 其他测度指标：预期自付比例和患者总医药费

在基准回归中，我们通过分组的方法来构造每组患者的预期自付比例和总医药费，但这一构造方法也存在缺陷，例如分组不够精细，组内患者的相似度不高等。作为稳健性检验，这里参考 Gowrisankaran 等 (2015) 的做法，利用回归方程重新推算未就诊医疗机构的预期自付比例和总医疗费 (Li 和 Chen, 2023; McCarthy 和 Raval, 2023)。首先，我们利用实际的就医样本，以实际自付比例或总医疗费 (取对数) 作为因变量，对一系列可观测到的患者特征和医疗机构特征进行回归，如下式所示：

$$y_{ij} = \alpha x_{ij} + \epsilon$$

患者特征，包括患者年龄及其平方项、患者所在区县、疾病类型、居住地在农村/城市、性别、疾病严重程度等；医院特征包括医院等级、是否异地就医、医疗机构所在省份等。而估计的系数  $\hat{\alpha}$ ，则被用于构造未就诊样本的预期自付比例或总医药费。这一推算方法，只有当模型的预测能力很强时，才能避免偏差。而本文利用实际就医样本进行回归，其调整  $R^2$  分别达到了 0.7 和 0.83。

我们通过上述方法推算了患者的预期自付比例和总医药费，重新进行回归分析，结果如表 4 第(1)列所示。可以看出，与基准结果类似，恶性肿瘤患者更愿意前往省会城市的三级医院就医，其次是非省会城市的二级医院，并不愿意前往费用昂贵、自付比例较高的医院和其他异地的二级医院就诊。这证实了我们结果的稳健性。

2. 内生性问题

本文采用患者的预期自付比例来度量医保待遇这一指标可能存在内生性问题。例如，式 (1) 的误差项  $\epsilon_{ih}$  可能包括不可观测的医院特征  $\mu_h$  (如医疗质量)，且在控制了医院可观测特征

表 4 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	其他测度	工具变量	选择集	驾车距离	驾车时间	异质性 CLogit
距离	-0.031*** (0.002)	-0.035*** (0.002)	-0.032*** (0.002)	-0.028*** (0.002)	-0.024*** (0.003)	-0.022*** (0.002)
距离的平方	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)
距离的立方	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
预期自付比例	-1.469***	-1.921***	-1.942***	-2.263***	-2.477***	-1.302***

	(0.199)	(0.270)	(0.253)	(0.242)	(0.244)	(0.186)
异地就医	-0.744***	-0.747***	-0.826***	-0.471**	-0.662***	-0.402***
X 二级医院	(0.223)	(0.225)	(0.221)	(0.227)	(0.227)	(0.151)
非省会城市	0.430***	0.487***	0.497***	0.686***	0.513***	0.318***
X 三级医院	(0.084)	(0.096)	(0.096)	(0.101)	(0.097)	(0.062)
省会城市	0.594***	0.687***	0.621***	0.817***	0.604***	0.446***
X 三级医院	(0.108)	(0.131)	(0.137)	(0.130)	(0.128)	(0.087)
综合医院	0.502***	0.549***	0.472***	0.561***	0.542***	0.394***
	(0.051)	(0.052)	(0.050)	(0.0523)	(0.052)	(0.036)
民营医院	-1.069***	-1.127***	-1.020***	-1.144***	-1.135***	-0.660***
	(0.094)	(0.096)	(0.093)	(0.0957)	(0.095)	(0.074)
总医药费对数	-0.701***	-0.268***	-0.151	-0.288***	-0.316***	-0.236***
	(0.022)	(0.095)	(0.098)	(0.0922)	(0.092)	(0.062)
残差项		-2.204***				
		(0.662)				
年龄：50-59 岁						0.074
						(0.050)
年龄：60-69 岁						0.283***
						(0.047)
年龄：70 岁以上						0.557***
						(0.048)
男性						0.016
						(0.035)
妇科恶性肿瘤						-0.003
						(0.057)
消化科恶性肿瘤						0.062
						(0.045)
居住在农村						0.240***
						(0.039)
样本量	228,485	228,485	167,105	228,485	228,485	228,485
似然值	-16011.708	-16206.815	-15106.68	-16198.431	-16238.941	-15993.169
选择集医院数量	109	109	109	109	109	109
WTT: 非省会城市	28.44	29.647	32.316	58.427	27.268	31.641
三级医院	(5.241)	(5.379)	(5.607)	(7.807)	(4.712)	(5.561)
WTT: 省会城市	140.648	159.016	159.228	186.589	65.17	177.846
三级医院	(24.506)	(27.9)	(31.465)	(28.009)	(11.918)	(34.593)

注：同表 2。

$Z_h$  之后仍然与预期自付比例  $OPC_{ih}$  相关，这将导致遗漏变量问题。针对这一问题，常用的解决方案是加入医院固定效应来消除不可观测的医院特征  $\mu_h$  带来的影响（Gaynor 等, 2016; Ho 和 Pakes, 2014）。然而，本文的另一关键变量——医院等级，在时间维度上几乎没有差异，此时若加入医院固定效应，则由于多重共线性，会完全吸收掉对医院等级的估计。

这里为患者的预期自付比例来寻找合适的工具变量。通常来说，影响患者自付比例的因素可概括为两部分，一是政策内的报销规则，二是目录外不可报销费用。在目录外费用相同的情况下，政策内报销比例越高，患者的自付比例越小。基于此，这里用政策内的报销比例作为患者预期自付比例的工具变量<sup>①</sup>。

① 政策内的报销规则通常是非线性的，我们采用如下做法来估计政策内报销比例：

第一步：按照上文的做法，分病种、性别、年龄组、医院所在省份、是否异地就医分组，取每一组的可报销医疗费用中位数作为该组可报销金额；

第二步：根据当地医保部门的政策规定，计算出基本医疗保险的报销金额

第三步：计算出政策内报销比例 = 报销金额/可报销医疗费用

由于就医选择并非内生变量（预期自付比例）的线性函数，标准的 2SLS 估计会造成偏差（Terza 等,2008）。这里转而利用控制函数法，来纠正预期自付比例  $OOPC_{ih}$  与误差项  $(\epsilon_{ih})$  之间的相关性（Petrin 和 Train,2010）。具体操作过程如下：第一阶段，将预期自付比例  $OOPC_{ih}$  对工具变量（政策内报销比例）和医院固定效应做回归，估计得到残差项  $(res)$ ；第二阶段，将残差项  $res$ ，作为独立的控制变量纳入到离散选择模型中。工具变量法的结果如表 4 第(2)列所示，可以看出，核心解释变量的系数变动不大，为前往省会城市的三级医院就医，癌症患者对距离的支付意愿为 159.2km；为前往非省会城市三级医院就医，患者愿意付出 29.65km 的距离成本，与基准结果相差不大。

### 3. 选择集的其他定义

样本城市于 2019 年 7 月进行了城乡居民医疗保险统筹。统筹后，农村居民的就医范围扩大，从县域扩展到市域（封进等 b,2022）。为避免城乡统筹变动对选择集的影响，这里按照区县、病种以及是否进行城乡统筹确定选择集，结果如表 4 第(3)列所示。可以发现，在考虑了城乡统筹因素对选择集的影响后，为前往省会城市的三级医院就医，恶性肿瘤患者对距离的支付意愿为 159.2km；为前往非省会城市的三级医院就医，患者的 WTT 为 32.3km。我们的基准结果并没有受到明显影响。

### 4. 就医距离的其他定义

本文在基准回归中使用了患者家庭住址与就诊医院之间的直线距离。作为稳健性检验，这里分别使用患者家庭住址与医院的驾车距离与驾车时间作为距离变量，回归结果如表 4 第(4)-(5)列所示。我们仍然发现，相较于本地医院，恶性肿瘤患者更为偏好省会城市的三级医院，其次是非省会城市的二级医院，他们并不喜欢前往异地的二级医院就医。这并没有改变我们的基准结果。

### 5. 其他离散选择模型

本文的基准回归采用的是 Conditional Logit 模型，其适用的前提条件是无关选项独立性假设 (Independence of Irrelevant Alternatives, IIA) 成立，即任一两个选项的概率比与其他选项无关，这一假定通常在选择集较大时比较容易满足。为进一步验证结果的稳健性，本文利用无需 IIA 假设的其他离散选择模型进行估计。具体而言，参考 Bech 等 (2011) 的做法，我们估计异质性 Conditional Logit 模型，这一模型允许误差项的方差在个体之间存在差异，完全放松了 IIA 假设。借鉴 Hensher 等 (1998) 和 Hole (2006)，尺度参数 (scale parameter，为误差项方差的倒数) 假定为可观测到的个体特征的函数，包括年龄、性别、肿瘤特征、是否为农村居民等。采用异质性 Conditional Logit 模型的估计结果如表 4 第(6)列所示。可以看出，为前往省会城市的三级医院就医，恶性肿瘤患者对距离的支付意愿为 177.8km；为前往非省会城市的三级医院就医，患者对距离的支付意愿为 32km，这一结果与基准回归没有显著差异，证实了我们结论的稳健性。

## 六、结论与政策建议

医疗资源匮乏地区的异地就医需求较大，异地就医提升了异地就医患者福利，但同时会导致这类地区医保基金外流，从而不利于发展本地医疗资源，也会带来医疗服务利用不平等等问题。本文的结果表明，相较于本地医院，重症患者（如恶性肿瘤患者）和轻症患者的异地就医行为有很大不同，重症患者更为偏好高等级医院，对距离的支付意愿较高，同时距离支付意愿更容易受到医保报销政策的影响。而轻症患者对距离的支付意愿较低，且受报销政策影响较小。对于收入水平较低的农村居民而言，即使是重症患者其对距离的支付意愿也比较低，但提高医保报销待遇，对其选择高质量异地医院就医的影响更大。由此可见，城乡重症患者在优质医疗资源可及性方面存在较为明显的不平等。

本文的研究结果对于提升医保基金配置的效率和公平性具有一定的政策含义。

第一，异地就医医保待遇应与疾病类型相关，改变目前主要依据就医地点设定报销待遇的方式。以住院起付线为例，目前常见的政策设计是针对本地就医、省内就医、省外就医设定不同的起付线，其中，省外住院的起付线最高，有的地区甚至是本地就医的 3 倍，是省内就医的 2 倍。然而，不同疾病的医疗负担和技术需求差异很大，如果不能按疾病类型来划分异地就医报销比例，可能会影响医保基金的配置效率。因此，异地就医的医保支付应主要用于重症患者，以优化医保基金的配置。未来，我们需要对更多病种及其费用负担进行深入研究。

究,进一步细化异地就医的报销政策。自2009年以来,中国开始探索异地就医直接结算,并陆续搭建了省级异地就医结算平台、跨省异地就医结算平台,目前所有参保人员均可备案后享受住院费用跨省直接结算服务。利用结算平台的数据,采用与本文类似的方法,再结合大数据处理技术,依据疾病类型和费用分布细化异地就医报销政策具有可行性。

第二,异地就医医保待遇需考虑城乡差异。相较于城市患者,农村患者收入水平较低,其对异地就医距离的支付意愿,受医保报销待遇的影响更大。较高的医保待遇更可能提升农村患者的距离支付意愿,有助于促进医疗服务利用公平性。农村居民参加的主要是居民医保,因而对居民医保异地就医政策的研究更为重要。居民医保基金收支平衡压力更大,更需要权衡基金在异地就医和本地就医中的分配,而大病保险是基本医疗保障制度的重要内容<sup>①</sup>。在待遇保障方面,部分地区大病保险采用固定的封顶线,很多地区不设封顶线,也有地区按照参保年限确定不同的封顶标准。今后可以考虑提升或取消大病保险基金的封顶线,将政策聚焦于提升对医疗负担较重的患者的保障,避免采用降低起付线的方法。

第三,配合医保支付方式改革,加强对异地就医费用控制,降低预期自付比例。异地就医结算采用就医地目录,在医保统筹层次较低、目录不统一情况下,患者前往医疗质量和成本更高的地区就医带来参保地基金支出快速增长。当前对异地就医没有有效的费用控制,不纳入就医地管理范畴,患者参保地医保部门也鞭长莫及,由此对医保基金监管和控费带来挑战,增加了参保地医保基金的运行风险。2023年国家医保局提出要建立异地就医跨区域监管工作机制,但具体措施还有待落实<sup>②</sup>。为此建议将异地就医病例纳入就医地的医保支付方式改革范畴,采用DRG/DIP(按疾病诊断相关组付费或按病种分值付费)支付方式。

第四,完善异地就医直接结算政策,促进医保基金合理使用,防止小病大治。由于医保基金统筹层次尚不高,异地就医会导致资源匮乏地区医保基金用于本地就医的份额减少,异地就医直接结算在提升一部分人就医质量和福利的同时,另一部分人可获得的医疗资源和医保基金反而可能下降,医保公平性和可持续性面临挑战。为此需通过抽检、大数据监管、严格参保地异地就医转诊条件等手段,加强对异地就医备案的审核工作<sup>③</sup>。

本文研究也存在一定的局限性。第一,由于数据限制,在估计患者所面临的医疗费用及预期自付比例等变量时可能会存在一定程度的测量误差。第二,本文仅分析了良性肿瘤与恶性肿瘤这两类疾病,患有其他病种的患者,在就医选择方面可能会与肿瘤患者有所差异。但我们的方法提供了一个基本的框架,可分析患者异地就医过程中,在空间距离、医保报销待遇和医院等级的综合决策过程。第三,本文仅仅分析了一所异地就医的典型城市,患者对异地就医的选择行为,可能会因病种或城市而有所不同,有待和同行们一起在今后研究中考察更多城市的情况。

#### 参考文献

[1]董艳玲,李华.中国基本公共服务的均等化测度、来源分解与形成机理[J].数量经济技术经济研究,2022,(3):24-43.

[2]封进,余央央,楼平易.医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角[J].中国社会科学,2015,(3):85-103+207.

[3]封进,吕思诺,王贞.医疗资源共享与患者就医选择——对我国医疗联合体建设的政策评估[J].管理世界,2022a,(10):144-157+173+158.

[4]封进,陈昕欣,胡博.效率与公平统一的医疗保险水平——来自城乡居民医疗保险制度整合的证据[J].经济研究,2022b,(6):154-172.

[5]戴丹,许精巧,贺琴,徐伟,贾尚春,查震球,陈叶纪,刘志荣.安徽省2016年肿瘤登记地区恶性肿瘤发病与死亡特征分析[J].安徽预防医学杂志,2021,(4):255-260+329.

① 国家六部委于2012年8月共同发布《关于开展城乡居民大病保险工作的指导意见》(发改社会[2012]2605号),明确提出实施城乡居民大病保险,旨在减轻居民大病支出造成的医疗费用负担。

② 国务院办公厅于2023年5月印发《关于加强医疗保障基金使用常态化监管的实施意见》(国办发〔2023〕17号)。

③ 国家医保局、财政部2022年6月发布《关于进一步做好基本医疗保险跨省异地就医直接结算工作的通知》(医保发〔2022〕22号)。

- [6]王雪莹,李希,樊静.2015-2020年三级医院住院患者跨省异地就医现状及趋势分析[J].中国医院, 2023,(4):51-53.
- [7]詹佳佳,傅虹桥.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[J].经济学(季刊), 2022,(1):343+364+344-363.
- [8]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[J].经济评论, 2014,(1):3-11.
- [9]赵绍阳,臧文斌.多任务视角下质量监测对公立医院医疗服务质量的影响[J].经济评论, 2020,(6):109-124.
- [10]钟玉英,王凯然,梁婷.政策促进还是政策摩擦?——医疗保险异地结算与分级诊疗的政策交互作用研究[J].公共行政评论, 2020,(5):120-143+207-208.
- [11]高娜娜,胡宏兵,刘奥龙.医疗保险异地就医直接结算对居民健康的影响研究[J].财经研究, 2023,(6):94-108.
- [12]高秋明,王天宇.差异化报销比例设计能够助推分级诊疗吗?——来自住院赔付数据的证据[J].保险研究, 2018,(7):89-103.
- [13]Abaluck J., Gruber J., 2011, Choice Inconsistencies Among the Elderly: Evidence From Plan Choice in the Medicare Part D Program [J], *American Economic Review*, 101 (4), 1180-1210.
- [14]Ackley C. A., 2022, *Tiered Cost Sharing and Health Care Demand* [J], *Journal of Health Economics*, 85, 102663.
- [15]Andritsos D. A., Tang C. S., 2013, *The Impact of Cross-Border Patient Movement On the Delivery of Healthcare Services* [J], *International Journal of Production Economics*, 145 (2), 702-712.
- [16]Andritsos D. A., Tang C. S., 2014, *Introducing Competition in Healthcare Services: The Role of Private Care and Increased Patient Mobility* [J], *European Journal of Operational Research*, 234 (3), 898-909.
- [17]Aron-Dine A., Einav L., Finkelstein A., Cullen M., 2015, *Moral Hazard in Health Insurance: Do Dynamic Incentives Matter?* [J], *Review of Economics and Statistics*, 97 (4), 725-741.
- [18]Ardic D., Moscelli G., Pilny A., Sriubaite I., 2019, Subjective and Objective Quality and Choice of Hospital: Evidence From Maternal Care Services in Germany [J], *Journal of Health Economics*, 68, 102229.
- [19]Baker L. C., Bundorf M. K., Kessler D. P., 2016, *The Effect of Hospital/Physician Integration On Hospital Choice* [J], *Journal of Health Economics*, 50, 1-8.
- [20]Balía S., Brau R., Marrocu E., 2018, *Interregional Patient Mobility in a Decentralized Healthcare System* [J], *Regional Studies*, 52 (3), 388-402.
- [21]Balía S., Brau R., Moro D., 2020, *Choice of Hospital and Long-Distances: Evidence From Italy* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 81, 103502.
- [22]Bech M., Kjaer T., Lauridsen J., 2011, Does the Number of Choice Sets Matter? Results From a Web Survey Applying a Discrete Choice Experiment [J], *Health Economics*, 20 (3), 273-286.
- [23]Beckert W., Christensen M., Collyer K., 2012, *Choice of Nhs-Funded Hospital Services in England* [J], *Economic Journal*, 122 (560), 400-417.
- [24]Bell D., Holliday R., Ormond M., Mainil T., 2015, *Transnational Healthcare, Cross-Border Perspectives* [J], *Social Science & Medicine*, 124, 284-289.
- [25]Beraldo S., Collaro M., Marino I., 2023, *Patient Migration as a Response to the Regulation of Subnational Healthcare Budgets* [J], *Regional Studies*, 57 (11), 2207-2219.

- [26]Brekke K. R., Levaggi R., Siciliani L., Straume O. R., 2014, *Patient Mobility, Health Care Quality and Welfare* [J], *Journal of Economic Behavior & Organization*, 105, 140-157.
- [27]Brekke K. R., Levaggi R., Siciliani L., Straume O. R., 2016, *Patient Mobility and Health Care Quality When Regions and Patients Differ in Income* [J], *Journal of Health Economics*, 50, 372-387.
- [28]Cantarero D., 2006, *Health Care and Patients' Migration Across Spanish Regions* [J], *European Journal of Health Economics*, 7 (2), 114-116.
- [29]Chandra A., Finkelstein A., Sacarny A., Syverson C., 2016, *Health Care Exceptionalism? Performance and Allocation in the Us Health Care Sector* [J], *American Economic Review*, 106 (8), 2110-2144.
- [30]Ciarrapico A. M., Cosci S., Mirra L., 2023, *Social Capital and Patients' Mobility in Italy* [J], *Regional Studies*, 57 (5), 907-919.
- [31]Ding J., Yang C., Wang Y., Li P., Wang F., Kang Y., Wang H., Liang Z., Zhang J., Han P., Wang Z, Chu E., Li S., Zhang L., 2023, *Influential Factors of Intercity Patient Mobility and its Network Structure in China* [J], *Cities*, 132, 103975.
- [32]Fattore G., Petrarca G., Torbica A., 2014, *Traveling for Care: Inter-Regional Mobility for Aortic Valve Substitution in Italy* [J], *Health Policy*, 117 (1), 90-97.
- [33]Gaynor M., Propper C., Seiler S., 2016, *Free to Choose? Reform, Choice, and Consideration Sets in the English National Health Service* [J], *American Economic Review*, 106 (11), 3521-3557.
- [34]Gowrisankaran G., Nevo A., Town R., 2015, *Mergers When Prices are Negotiated: Evidence From the Hospital Industry* [J], *American Economic Review*, 105 (1), 172-203.
- [35]Gutacker N., Siciliani L., Moscelli G., Gravelle H., 2016, *Choice of Hospital: Which Type of Quality Matters?* [J], *Journal of Health Economics*, 50, 230-246.
- [36]Hensher D., Louviere J., Swait J., 1998, *Combining Sources of Preference Data* [J], *Journal of Econometrics*, 89 (1-2), 197-221.
- [37]Ho K., Pakes A., 2014, *Hospital Choices, Hospital Prices, and Financial Incentives to Physicians* [J], *American Economic Review*, 104 (12), 3841-3884.
- [38]Hole A., 2006, *Small-Sample Properties of Tests for Heteroscedasticity in the Conditional Logit Model* [J], *Economics Bulletin*, 3 (18), 1-14.
- [39]Kim T. T., Singh K. C. D., 2019, *The Impact of Hospital Advertising On Patient Demand and Health Outcomes* [J], *Marketing Science*, 39 (3), 612-635.
- [40]Li K., Qin Y., Wei G., Wu J., 2023, *What Drives Health-Care Spending in China? A Nationwide Decomposition Analysis* [J], *Applied Economics*, 55 (9), 1028-1043.
- [41]Li Y., Chen Z., 2023, *Health-Seeking Behavior and Patient Welfare: Evidence From China* [J], *China Economic Review*, 80, 102015.
- [42]Lippi Bruni M., Ugolini C., Verzulli R., 2021, *Should I Wait Or Should I Go? Travelling Versus Waiting for Better Healthcare* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 89, 103697.
- [43]McCarthy I. M., Raval M. V., 2023, *Price Spillovers and Specialization in Health Care: The Case of Children's Hospitals* [J], *Health Economics*, 32 (10), 2408-2423.
- [44]McFadden D., 1974, *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior* [J], *Frontiers in Econometrics*, 1 (2), 105-142.
- [45]Moscelli G., Siciliani L., Gutacker N., Cookson R., 2018, *Socioeconomic Inequality of Access to*

- Healthcare: Does Choice Explain the Gradient?* [J], *Journal of Health Economics*, 57, 290-314.
- [46]Moscelli G., Siciliani L., Gutacker N., Gravelle H., 2016, *Location, Quality and Choice of Hospital: Evidence From England 2002 - 2013* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 60, 112-124.
- [47]Petrin A., Train K., 2010, *A Control Function Approach to Endogeneity in Consumer Choice Models* [J], *Journal of Marketing Research*, 47 (1), 3-13.
- [48]Pope D. G., 2009, *Reacting to Rankings: Evidence From "America's Best Hospitals"* [J], *Journal of Health Economics*, 28 (6), 1154-1165.
- [49]Prager E., 2020, *Healthcare Demand Under Simple Prices: Evidence From Tiered Hospital Networks* [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, 12 (4), 196-223.
- [50]Raval D., Rosenbaum T., 2021, *Why is Distance Important for Hospital Choice? Separating Home Bias From Transport Costs* [J], *Journal of Industrial Economics*, 69 (2), 338-368.
- [51]Richards-Shubik S., Roberts M. S., Donohue J. M., 2022, *Measuring Quality Effects in Equilibrium* [J], *Journal of Health Economics*, 83, 102616.
- [52]Santos R., Gravelle H., Propper C., 2017, *Does Quality Affect Patients' Choice of Doctor? Evidence From England* [J], *Economic Journal*, 127 (600), 445-494.
- [53]Shen M., He W., Li L., 2020, *Incentives to Use Primary Care and their Impact On Healthcare Utilization: Evidence Using a Public Health Insurance Dataset in China* [J], *Social Science & Medicine*, 255, 112981.
- [54]Sivey P., 2018, *Should I Stay Or Should I Go? Hospital Emergency Department Waiting Times and Demand* [J], *Health Economics*, 27 (3), e30-e42.
- [55]Tay A., 2003, *Assessing Competition in Hospital Care Markets: The Importance of Accounting for Quality Differentiation* [J], *Rand Journal of Economics*, 34 (4), 786-814.
- [56]Terza J. V., Basu A., Rathouz P. J., 2008, *Two-Stage Residual Inclusion Estimation: Addressing Endogeneity in Health Econometric Modeling* [J], *Journal of Health Economics*, 27 (3), 531-543.
- [57]Train K. E., 2009, *Discrete Choice Methods with Simulation* [M], Cambridge: Cambridge University Press.
- [58]Varkevisser M., van der Geest S. A., Schut F. T., 2012, *Do Patients Choose Hospitals with High Quality Ratings? Empirical Evidence From the Market for Angioplasty in the Netherlands* [J], *Journal of Health Economics*, 31 (2), 371-378.
- [59]Wang T., Wen K., Gao Q., Sun R., 2023, *Small Money, Big Change: The Distributional Impact of Differentiated Doctor's Visit Fee On Healthcare Utilization* [J], *Social Science & Medicine*, 339, 116355.