

# 医疗服务贸易对中国居民健康的影响研究

李晓嘉<sup>1</sup>，胡涟漪<sup>2</sup>

(1. 对外经济贸易大学 政府管理学院, 北京 100029;

2. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030)

**摘要:** 本文采用2010—2018年“中国家庭追踪调查”数据, 构建符合中国国情的居民健康多维贫困指标, 实证检验医疗服务贸易对中国居民健康的影响效应和传导机制。研究发现, 医疗服务贸易能显著地提高居民的健康水平, 且对社会经济地位较高人群的健康效应更为明显。机制检验发现, 医疗服务贸易通过增加个体对医疗服务利用的质量和强度, 促进居民更加有效地利用医疗服务, 进而改善居民的健康水平。因此, 为充分发挥医疗服务贸易的健康效应, 政府需要加强顶层设计, 进一步提高医疗服务领域的对外开放水平, 实现所有居民公平享有健康的权益, 推动“健康中国”建设。

**关键词:** 医疗服务贸易; 健康多维贫困; 健康中国

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)05-0001-19

## 引言

健康是人类的基本需求, 其不仅是中国经济高质量发展的前提条件, 也是党和政府高度重视的民生问题。2015年, 党的十八届五中全会首次提出建设“健康中国”; 2016年, 中央印发《“健康中国2030”规划纲要》; 2017年, 党的十九大报告强调实施“健康中国”战略, 为人民群众提供全方位全周期的健康服务。2020年, 突发的新冠肺炎疫情使我们清晰地认识到“健康中国”建设不仅是要事, 也是迫在眉睫的急事。2021年, “十四五”规划再次提出全面推进“健康中国”建设, 把保障人民健康放在优先发展的战略位置。

健全的公共卫生体系和完善的医疗服务是影响一个国家居民健康水平的重要因素。随着中国改革开放的不断深入, 逐步形成了全方位、多层次、多元化的开放合

[收稿日期] 2022-06-15

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“多维贫困视阈下财政支出减贫的作用机制和动态效应研究”(19BJY229), 对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(20YQ09; QHZX01)

[作者简介] 李晓嘉(1978—), 女, 辽宁沈阳人, 对外经济贸易大学政府管理学院教授、博士生导师, 博士, 研究方向: 国际贸易; (通讯作者) 胡涟漪(1997—), 女, 湖南郴州人, 上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生, 研究方向: 产业经济

作格局,中国医疗产品和服务的国际贸易规模不断扩大,产业竞争力逐步提升。2019年,中国是医疗产品(不含原料药)第6大贸易国,进口总额全球占比约为6%,出口总额全球占比约为5%。更加开放的医疗贸易市场使得中国居民以更低的价格享受到更多的进口医疗产品和服务,在增加国民收入的同时也对居民身体健康带来了一定的影响。近年来,全球消费市场正发生着深刻的变化,再加上全球疫情的深度蔓延,对外贸易也逐渐开始由货物贸易向服务贸易转变。世界贸易组织公布的《2019年世界贸易报告》指出,2005—2017年全球服务贸易额的年均增长率为5.4%,而货物贸易则为4.6%。医疗服务贸易作为服务贸易的重要组成部分,是服务贸易发展的重点方向。2020年,中国合同研究组织(CRO)的市场规模达到816亿元,同比增长10.1%;医疗卫生领域实际利用外资金额达到2.4亿美元,新设外商投资企业109个。引入国外优质的医疗服务体系、成熟的生物技术和前沿的治疗经验,不仅可以完善中国的医疗卫生服务体系,持续优化医疗资源配置,还可以有效释放居民对医疗服务的需求。

医疗服务贸易是指医疗服务领域的国际交易,用于表示医疗服务领域对外开放的程度。《服务贸易总协定》(General Agreement on Trade in Service, GATS)按照服务提供的方式,将服务贸易分为四种模式,即跨境支付、境外消费、商业存在和自然人流动。近年来,学术界逐渐开始关注医疗服务贸易对健康、教育和社会的影响。目前针对医疗服务贸易与健康关系的研究主要以理论分析为主,大多学者认为医疗服务贸易能够改善东道国居民的健康福利(Belsky等,2004; Chanda, 2011)。医疗服务贸易作为一种医疗资源有效转移的方式,不仅对健康有积极的影响,对经济增长、收入和就业都存在间接影响(Adlung和Carzaniga, 2001)。医疗服务贸易自由化可以改善国家的医疗条件和服务质量,有效地提高居民的健康水平(Kshetri和Dholakia, 2011)。但也有研究认为医疗服务贸易的机遇和风险并存,主要是因为医疗服务贸易会带来健康不平等的问题,由于医疗服务的投资利润回报率较高,来自国外的投资会集中在高收入地区,从而拉大贫富地区的“健康”差距,加剧贫困地区居民的健康问题(Bhat, 2015; Wu和Wu, 2020)。总体来看,关于医疗服务贸易和健康关系的理论分析较为全面,但实证分析较少,更多是从贸易自由化视角出发,研究中国关税降低或外商直接投资对居民健康的影响。一些文献认为贸易自由化能够改善居民的健康水平(Owen和Wu, 2007; Burns等, 2017)。雷权勇等(2021)研究发现,贸易自由化可以通过收入效应和环境效应提高居民的健康水平。陈东和苏雯锦(2021)利用149个国家的调查数据发现,贸易自由化能够提高东道国居民的健康水平,但随着人均GDP的增加而递减。但也有学者认为贸易自由化对居民的负面影响逐渐显现(Chokshi, 2018; Labonté, 2019; Bombardini和Li, 2020)。张明昂(2021)以中国加入WTO作为自然实验,研究发现贸易自由化对当地居民健康存在负面影响。这些文献都为研究服务贸易和健康的关

系提供了有用的思路和经验。已有研究做出了有益的贡献,但还可以做出如下改进:第一,鉴于中国医疗服务贸易起步较晚,其发展在种类和区域上都呈现出

易对居民健康的影响还鲜有研究。目前在经济全球化的大背景下,医疗服务的对外开放已经成为各国的必然选择。此外,新冠肺炎疫情的蔓延和信息通讯技术的进步,都极大地促进了各国医疗服务贸易的快速增长。因此,本文将考察医疗服务贸易对中国居民健康水平的影响效应和传导机制,厘清医疗服务贸易与居民健康的关系,这对于加快推进“健康中国”的建设,实现中国医疗服务贸易高质量发展,扩大服务业对外开放深度和广度,具有重要的意义。第二,既有文献在研究方法上对健康状态的度量普遍单维化,忽视了健康的整体性,容易掩盖生理、心理及认知各维度交互作用下的平衡或叠加效应。因此,本文基于国际通用的健康调查量表SF-36和中国居民健康的实际情况,克服以往研究在健康度量中存在的单维化不足,选取自评健康、身体健康和心理健康3个维度7个指标,构建了衡量居民健康水平的健康多维贫困指数。该指数的数值越大,说明居民健康程度越低,为综合考察“健康绩效”提供了可靠的评估指标。最后,本文在评价中国医疗服务贸易对不同人群的健康效应具有差异的基础上,提出中国医疗服务贸易高质量发展的实施步骤,为充分发挥医疗服务贸易在建设“健康中国”中的作用建言献策。

综上,本文运用2010—2018年“中国家庭追踪调查”(CFPS)的微观数据,构建了符合中国实际的居民健康多维贫困的指标,并在此基础上实证分析了医疗服务贸易对中国居民健康的影响效应和传导机制,为在双循环新发展格局下实现中国医疗服务高质量发展,提高居民健康水平,推进“健康中国”建设提供政策建议。

## 一、理论分析与研究假说

现有文献对医疗服务贸易的理论分析和贸易健康效应的实证检验,为本文研究医疗服务贸易的健康效应提供了检验思路和研究方法。基于对已有文献的梳理,本文提出3个假说以检验医疗服务贸易对居民健康的影响效应、异质性和传导机制。

第一,根据Grossman健康需求模型,医疗卫生服务是生产健康的主要投入品,对健康的需求可以引致对医疗卫生服务的需求,如果卫生服务的价格降低,会导致人们对健康的需求增加,从而提高个人的健康水平,因此居民的健康水平和医疗卫生水平之间存在密切的关系(Grossman, 1972)。相关文献认为,医疗服务贸易可以从技术溢出和供给增加两方面影响进口国的医疗卫生水平。一方面,出口国的医疗服务贸易通过技术转移而产生外溢效应,进口国可以获得国外前沿的医疗技术和治疗经验,不仅有利于在服务方面的创新与规范,而且有利于提高医疗服务效率(Mathur, 2004; Chanda, 2017)。另一方面,随着各国医疗服务市场的开放,跨国公司可以在东道国投资建设医院或其他医疗场所,使得医疗服务供给的多样性增加,不仅使得东道国消费者可以用更低的价格享受更多的医疗服务,还有助于提高东道国的医疗服务质量,增加医疗设备的规模和卫生人员的数量,从而增加医疗产品和服务的供给(Smith等, 2009; Sunitha和Ajil Babu, 2013; Santos等, 2019)。基于以上论述,本文提出以下假说:

假说1 医疗服务贸易能够提高居民的健康水平。

第二,已有研究表明人们的健康状况和社会经济地位之间存在显著的相关关系,这种关系被称为“健康梯度”(Bhattacharya等,2013)。即相较于社会经济地位较低的群体,社会经济地位较高的人群拥有更高的健康水平和更长的预期寿命(Currie和Stabile,2003;Poulain等,2019)。“健康梯度”效应越大,说明个人的健康状况越依赖其社会经济地位的高低。这种“健康梯度”的形成可以用“预算约束放松”和“效率提升”两个原因解释:其一,社会经济地位较高的居民一般拥有较高的收入水平,能够放松健康投入的预算约束,为其改善自身健康水平提供良好的物质条件(解垚,2009;Linden和Ray,2017)。另一方面,社会经济地位较高的居民一般具有较高的受教育程度,会更加重视自身的健康人力资本,拥有较强的健康意识和健康需求,懂得如何优化医疗服务和健康产品的组合,更加有效率地改善自身的健康状况(Cutler和Lleras-Muney,2010;程令国等,2015)。因此,社会地位较高的居民拥有更好的营养条件和更高的健康认知,有利于居民增加对健康领域的投入,优化对健康资源的配置,从而提高居民的健康水平。基于以上论述,本文提出以下假说:

假说2 医疗服务贸易对居民健康水平的影响因其社会经济地位的不同而具有异质性。

第三,随着中国医疗服务贸易的开放深化,中国可以跟各国的医疗资源互通有无,消费者可以享受到更优质和多元化的医疗服务,从而对中国居民的健康水平起到积极作用。那么,医疗服务贸易通过何种渠道对居民的健康水平产生影响?本文认为医疗服务贸易可以通过提升居民利用医疗服务的质量和强度两个传导机制影响居民的健康水平。一方面,医疗服务贸易可以快速提高中国医疗卫生服务的供给质量。国内的医疗机构不仅可以通过引入国外先进的医疗体制、前沿的生物技术、完善的服务理念和丰富的管理经验,改善国内的医疗专业水平和管理能力,而且还可以将现代化的信息技术和通讯手段运用到医疗服务中,在不用出国的情况下就可以获得国外专家的诊断建议,从而提高中国的医疗服务效率(Kshetri和Dholakia,2011;Gillson和Muramatsu,2020)。例如,以合同研究组织(CRO)为代表的医疗服务外包在中国市场迅速发展,能够利用医药企业的专业优势,集中资源发挥规模效应,提高新药研发和上市的效率。另一方面,医疗服务贸易可以增加中国居民对医疗服务的需求强度。随着人民生活的日益改善,中国居民对健康的需求逐渐提高,开始选择先进的治疗方式和高端体检等医疗服务满足自身需求。随着健康需求的上升,在供给方面,引进不同国家的医疗服务体系可以满足中国居民对医疗服务的多元化需求,增加消费者的选择机会,提高就医服务可及性,进而增加居民对医疗服务的利用,释放快速增长的医疗服务需求,对居民的健康水平产生积极的影响(Lahiri和Banerjee,2013;Banik,2020)。基于以上论述,本文提出以下假说:

假说3 医疗服务贸易通过提升居民利用医疗服务的质量和强度来改善居民的健康水平。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定

本文采用省份和时间层面的双向固定效应模型，回归方程构建如下：

$$Y_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 trade_{kt} + \beta_2 X + \lambda_t + \gamma_k + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

式(1)中，下标的*i*、*k*和*t*分别代表个人、省份和时间；被解释变量 $Y_{ikt}$ 为*t*年*k*省*i*个体的健康多维贫困，用于表示居民的健康贫困水平，该变量为负向指标，数值越大，代表居民健康水平越低；核心解释变量 $trade_{kt}$ 为*t*年*k*省的医疗服务贸易，用于表示医疗服务贸易开放的程度； $X$ 表示个体、家庭和省份层面的控制变量； $\lambda_t$ 和 $\gamma_k$ 分别为时间固定效应和省份固定效应； $\varepsilon_{ikt}$ 为随机误差项。根据假说1， $\beta_1$ 的估计值应当显著为负，即医疗服务贸易进口有利于居民脱离健康多维贫困。

### (二) 变量说明

#### 1. 被解释变量

“健康多维贫困”(health deficiency)是一个国际公共健康政策的重要概念，主要用于描述和衡量个体在生理和心理等维度的病残状况。本文参考用A-F双界线法来构造个体在健康维度上的多维贫困指数(Alkire等, 2017)的做法，具体步骤如下：健康多维贫困由*D*个指标组成，令单个指标*j*的识别函数为 $g_{ij}$ ， $w_j$ 和*k*分别表示指标*j*的权重和健康多维贫困临界值<sup>①</sup>，且有 $\sum_{j=1}^D w_j = 1$ 。当个体*i*在指标*j*上的取值小于该指标的被剥夺临界值时，识别函数 $g_{ij}$ 为“1”，表示个体*i*在指标*j*上贫困，反之则为“0”。接着，计算个体*i*在所有指标上的剥夺份额 $c_i = \sum_{j=1}^D w_j g_{ij}$ ，从而可以得到个体*i*的健康多维贫困状况和深度。当 $c_i \geq k$ 时，个体*i*为健康多维贫困，健康贫困状况为“1”，健康贫困深度为 $c_i$ ；否则健康贫困状况和深度均为“0”，从而识别出样本的多维贫困状态。式(1)中的被解释变量包括了健康多维贫困状况和深度两个变量，若被解释变量为前者，则式(1)运用Logit回归模型，若被解释变量为后者时，则式(1)运用OLS回归模型。

本文基于国际通用的健康调查量表SF-36<sup>②</sup>和学术界对健康指标的选取(李华和俞卫, 2013; 周坚等, 2019)，构建了衡量中国居民健康状况的健康多维贫困指数，如表1所示。该指数由自评健康、身体健康和心理健康3个维度7项指标构成，各指标的权重由主成分分析法(PCA)来确定<sup>③</sup>。该指数能够很好地克服以往

<sup>①</sup>本文参考张全红等(2017)的做法选取 $k = 0.3$ 。

<sup>②</sup>SF-36是美国波士顿英格兰医学中心健康研究所的标准版健康调查量表，是全球应用最广泛的生命质量测评工具，包括生理功能、生理职能、躯体疼痛、总体健康、活力、社会功能、情感职能和精神健康8个维度。

<sup>③</sup>利用主成分分析法计算可得，前5个主成分的累计方差贡献率为85.25%，所以对指标在提取的前5个主成分线性组合中的系数做加权平均，得到7个指标的权重系数。

研究在健康度量中存在的单维化不足,为综合考察“健康绩效”提供了更可靠的评估指标。

表1 健康多维贫困指数维度、指标、临界值及权重

维度	指标	指标解释及临界值	权重 (%)
自评健康	健康状况	观测值 (非常健康 = 1, 很健康 = 2, 比较健康 = 3, 一般 = 4, 不健康 = 5), 大于 3 判定为贫困	17.00
身体健康	疾病状况	半年内患有一般严重、非常严重急性病或慢性病判定为贫困	13.37
	生理功能	无法独立完成户外活动、进餐、厨房活动、使用公共交通、购物、清洁卫生和洗衣判定为贫困	31.81
	营养指数	身高质量指数值 (BMI), 小于 18.5kg/m <sup>2</sup> 或大于 24.99 kg/m <sup>2</sup> 判定为贫困	12.02
心理健康	精神健康	情绪经常或大多数时间感到低落、不能振奋判定为贫困	17.91
	生活满意度	观测值 (1-5 为很满意至很不满意), 大于 3 判定为贫困	3.82
	未来信心度	观测值 (1-5 为很有信心至很没信心), 大于 3 判定为贫困	4.08

## 2. 核心解释变量

医疗服务贸易是指医疗服务领域的国际交易,用于表示医疗服务领域对外开放的程度。《服务贸易总协定》根据服务提供的方式,将服务贸易分为四种模式:跨境交付、境外消费、商业存在和自然人流动。由于本文主要考察医疗服务贸易对中国居民健康的影响,同时考虑到数据的可得性,本文核心解释变量采用当年省级层面“跨境支付”和“商业存在”两种服务模式金额的加总,即包括跨境交付进口金额和医疗外商对中国直接投资金额,单位为万美元。为了消除通货膨胀的影响,本文把医疗服务贸易进口额以当年平均汇价折算成人民币,以2010年不变价格计算,并做了对数化处理。

## 3. 控制变量

为了避免遗漏变量对估计结果造成的影响,本文从个人层面、家庭层面和省份层面对重要变量进行控制。个人层面变量包括受访者的年龄、性别、受教育年限、婚姻(已婚=1)、户口性质(非农户口=1)、民族(汉族=1)、吸烟(是=1)、喝酒(是=1)和锻炼(是=1);家庭层面变量包括家庭人均收入对数、家庭规模、家庭劳动力比例和家庭抚养比;省份层面变量包括地区生产总值、第二产业增加值、第三产业增加值和财政医疗支出,单位为亿元,均以2010年不变价格计算,并做了对数化处理。

### (三) 数据来源

本文选取了2010—2018年的“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据库中的微观数据。CFPS数据更新时间快,内容包含个人层面的基本特征、健康状况和就业信息等方面,样本覆盖25个省区市。考虑到样本人群的身体发育应已完成,本文剔除了16岁以下年龄段的样本,并对相关指标上有缺失和异常的样本采取了直接删

除的方法，获取了共 55 234 个非平衡数据。医疗服务贸易数据来自于历年《中国商务年鉴》并经作者计算而得，其他宏观数据主要来自于历年《中国统计年鉴》等。本文所用的变量描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量分类	变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
个人特征变量	健康多维贫困状况	55 234	0. 289	0. 453	0	1
	健康多维贫困深度	55 234	0. 166	0. 272	0	1
	年龄	55 234	47. 486	17. 021	16	102
	性别	55 234	0. 489	0. 500	0	1
	受教育年限	55 234	7. 910	4. 808	0	22
	已婚	55 234	0. 864	0. 343	0	1
	非农户口	55 234	0. 370	0. 483	0	1
	汉族	55 234	0. 815	0. 389	0	1
	吸烟	55 234	0. 281	0. 449	0	1
	喝酒	55 234	0. 159	0. 366	0	1
	锻炼	55 234	0. 448	0. 497	0	1
家庭特征变量	家庭人均收入对数	55 234	9. 462	1. 147	-1. 099	15. 243
	家庭规模	55 234	4. 000	1. 959	1	26
	家庭劳动力比例	55 234	0. 638	0. 304	0	1
	家庭抚养比	55 234	0. 557	1. 384	0	5
省份特征变量	医疗服务贸易额对数	55 234	8. 092	1. 865	4. 091	11. 278
	地区生产总值	55 234	10. 450	0. 542	7. 826	11. 355
	第二产业增加值	55 234	9. 732	0. 607	6. 896	10. 640
	第三产业增加值	55 234	9. 636	0. 558	6. 856	10. 634
	财政医疗支出	55 234	5. 897	0. 610	4. 005	7. 018

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基础回归结果

表 3 第 (1) 列至第 (3) 列和第 (4) 列至第 (6) 列分别汇报了医疗服务贸易额对数对健康多维贫困状况 (贫困=1, 不贫困=0) 和健康多维贫困深度的基准影响。其中, 第 (1) 列和第 (4) 列仅控制时间和省份固定效应, 第 (2) 列和第 (5) 列在此基础上加入个人层面的控制变量, 第 (3) 列和第 (6) 列进一步加入家庭和省份层面的控制变量。回归结果显示, 在逐步增加控制变量的过程中, 核心解释变量医疗服务贸易额对数的系数均在 1% 的水平上显著为负, 说明医疗服务贸易显著提高了中国居民的健康水平, 对居民健康的福利效应显著, 从而证明了本文的假说 1。可能的原因是随着中国医疗服务贸易的稳步发展, 居民获取先进医疗服务的可及性得到了改善, 更好地满足了中国居民的高质量医疗服务需求。此外, 控制变量回归结果表明男性、劳动力受教育程度、良好的生活习惯、家庭人均

收入和政府的财政医疗支出等对健康具有积极的影响,而劳动力年龄、家庭规模、家庭抚养比和第二产业增加值等则对健康具有不利的影响,基本符合预期。

表3 医疗服务贸易对健康多维贫困的影响

变量	健康多维贫困状况			健康多维贫困深度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
医疗服务贸易额对数	-0.033*** (0.012)	-0.036*** (0.014)	-0.042*** (0.016)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
年龄	—	0.057*** (0.001)	0.061*** (0.001)	—	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)
性别	—	-0.280*** (0.030)	-0.283*** (0.030)	—	-0.027*** (0.002)	-0.027*** (0.002)
受教育年限	—	-0.050*** (0.003)	-0.045*** (0.003)	—	-0.005*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
已婚	—	0.340*** (0.046)	0.393*** (0.048)	—	0.052*** (0.003)	0.053*** (0.003)
非农户口	—	-0.021 (0.029)	-0.079*** (0.030)	—	-0.001 (0.002)	-0.006*** (0.002)
汉族	—	-0.003 (0.034)	-0.003 (0.034)	—	-0.007*** (0.003)	-0.007*** (0.003)
吸烟	—	0.097*** (0.033)	0.112*** (0.033)	—	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)
喝酒	—	0.286*** (0.036)	0.282*** (0.036)	—	0.031*** (0.003)	0.031*** (0.003)
锻炼	—	-0.153*** (0.025)	-0.142*** (0.025)	—	-0.019*** (0.002)	-0.018*** (0.002)
家庭人均收入对数	—	—	-0.113*** (0.012)	—	—	-0.012*** (0.001)
家庭规模	—	—	0.024*** (0.007)	—	—	0.003*** (0.001)
家庭劳动力比例	—	—	-0.082* (0.046)	—	—	-0.011** (0.005)
家庭抚养比	—	—	0.086*** (0.015)	—	—	0.005*** (0.001)
地区生产总值对数	—	—	-7.305* (4.159)	—	—	-0.534** (0.232)
第二产业增加值对数	—	—	2.254** (1.075)	—	—	0.222*** (0.064)
第三产业增加值对数	—	—	-3.016** (1.515)	—	—	-0.198** (0.092)
财政医疗支出对数	—	—	-0.348* (0.208)	—	—	-0.002* (0.001)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	55 234	55 234	55 234	55 234	55 234	55 234
Pseudo R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.171	0.296	0.299	0.205	0.333	0.336

注:括号内数据为稳健标准误; \*、\*\*和\*\*\*分别表示估计数值在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。



## (二) 稳健性检验

### 1. 关于健康各维度贫困的检验

为了在健康多维贫困的框架下清晰地刻画医疗服务贸易的健康效应, 本文用健康贫困各维度下的指标与医疗服务贸易额对数分别进行 Logit 回归。表 4 结果表明, 在控制其他变量不变的情况下, 医疗服务贸易对健康状况、疾病状况、营养指数和精神健康都有显著的负向影响。其中, 医疗服务贸易对疾病状况和营养指数的影响最大, 说明当前中国医疗服务贸易主要的作用是改善了中国居民的疾病和营养状况, 其次是改善了自评健康状况和精神健康状态, 进一步验证了结果的稳健性。目前看来, 医疗服务贸易对生理功能、生活满意度和未来信心度的影响为负但不显著, 说明医疗服务贸易针对居民生理功能和心理健康维度的业务较为有限, 是下一步需要扩大开放的重点领域。

表 4 医疗服务贸易对健康各维度贫困的影响

变量	健康状况	疾病状况	生理功能	营养指数	精神健康	生活满意度	未来信心度
医疗服务贸易额对数	-0.056 <sup>***</sup> (0.013)	-0.066 <sup>***</sup> (0.014)	-0.008 (0.011)	-0.065 <sup>**</sup> (0.026)	-0.025 <sup>**</sup> (0.010)	-0.018 (0.017)	-0.005 (0.019)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	55 234	55 234	55 234	55 234	55 234	55 234	55 234
Pseudo R <sup>2</sup>	0.073	0.164	0.009	0.537	0.043	0.085	0.100

### 2. 关于健康多维贫困深度的检验

健康多维贫困深度是用来衡量健康贫困剥夺份额的重要指标, 可以有效地衡量居民健康不平等的程度, 但是该变量的构造存在三大潜在问题: 一是不同权重的设定方法可能会影响指标的大小; 二是可能存在极端贫困者, 从而影响回归的结果; 三是当样本不存在健康多维贫困问题时, 其贫困深度取值为 0, 因此所使用数据存在左删失问题, 线性回归模型不能得到一致估计。因此, 本文进一步解决了健康多维贫困深度的权重设定、抽样误差和模型设定的问题, 具体回归结果如表 5 所示。第 (1) 列和第 (2) 列分别采用了等权法和熵权法构造健康多维贫困深度<sup>①</sup>; 第 (3) 列删除了贫困深度值在 90 分位数以上的样本; 第 (4) 列采用处理删失数据的 Tobit 模型重新估计。结果显示, 医疗服务贸易额对数的系数显著性和符号没有产生明显的变化, 可以证明本文基准回归结果的稳健性。

<sup>①</sup>等权法下, 健康状况、疾病状况、生理功能、营养指数、精神健康、生活满意度和未来信心度的权重分别为 1/3、1/9、1/9、1/9、1/9、1/9 和 1/9; 熵权法下, 其权重分别为 11.42%、9.82%、8.47%、13.48%、17.55%、18.96% 和 20.29%。

表5 医疗服务贸易对健康多维贫困深度的影响

变量	健康多维贫困深度			
	等权法	熵权法	抽样误差	Tobit 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
医疗服务贸易额对数	-0.006 <sup>***</sup> (0.001)	-0.005 <sup>***</sup> (0.001)	-0.004 <sup>***</sup> (0.001)	-0.003 <sup>***</sup> (0.001)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	55 234	55 234	53 811	55 234
R <sup>2</sup>	0.250	0.289	0.321	—

### 3. 替换核心解释变量

为了进一步验证回归结果的稳健性, 本文将核心解释变量分别用“医疗服务贸易额增长率”和“医疗服务贸易企业个数”替代医疗服务贸易额的对数。医疗服务贸易的增长率利用本期对数值减去上一期对数值得到, 能够反映医疗服务贸易的相对增长情况, 也是衡量医疗服务贸易的重要指标。医疗服务贸易企业个数是指当年医疗服务领域的外商投资企业数量, 也可作为衡量医疗服务贸易发展的指标。表6的第(1)列和第(2)列将医疗服务贸易的增长率作为核心解释变量, 第(3)列和第(4)列将医疗服务贸易企业个数作为核心解释变量, 分别对模型再次进行回归, 结果显示医疗服务贸易的增长率和企业个数都能提高居民的健康水平, 与基准回归得到的结论保持一致。

表6 医疗服务贸易的增长率和企业个数对健康多维贫困的影响

变量	贫困状况	贫困深度	贫困状况	贫困深度
	(1)	(2)	(3)	(4)
医疗服务贸易额增长率	-0.042 <sup>***</sup> (0.011)	-0.004 <sup>***</sup> (0.001)	—	—
医疗服务贸易企业个数	—	—	-0.016 <sup>***</sup> (0.006)	-0.002 <sup>*</sup> (0.001)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	36 717	36 717	55 234	55 234
Pseudo R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.287	0.341	0.299	0.335

#### 4. 排除个人迁移和环境污染的影响

居民的健康水平还会受到个体迁移行为和地区环境污染程度的影响，所以为了提高基准结果的稳健性，接下来将排除这两类遗漏变量对基准结果的影响，回归结果如表7所示。首先，由于中国存在大量的人口流动，且主要是农村向城市、中西部向东部沿海地区的流动，因此受访者的健康状况很可能会受到其迁移行为的影响，因此第（1）列和第（2）列剔除户口不在本县/县级市/区的人口，对剩余的本地人口重新进行回归。其次，受访者的健康状况还会受到省内环境因素的影响。为了避免遗漏变量对估计结果造成的影响，第（3）列和第（4）列在基准回归结果的基础上，进一步控制各省各年的二氧化硫排放量和工业固体废物产生量。实证结果显示，在排除个人迁移和环境污染的影响后，医疗服务贸易额对数的系数依然显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

表7 医疗服务贸易对健康多维贫困的影响（排除迁移和环境的影响）

变量	贫困状况	贫困深度	贫困状况	贫困深度
	(1)	(2)	(3)	(4)
医疗服务贸易额对数	-0.089*** (0.031)	-0.011*** (0.002)	-0.055*** (0.020)	-0.005*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
控制环境污染	否	否	是	是
样本量	28 731	28 737	55 234	55 234
Pseudo R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.315	0.359	0.299	0.336

### （三）异质性分析

#### 1. 对不同收入群体的影响

为了考察医疗服务贸易对不同人群健康效应的异质性影响，本部分将依次考察医疗服务贸易对不同收入阶层和不同受教育程度居民健康的差异性影响。首先，将样本按照人均收入进行了统计意义上的三等分分组，划分为低收入、中收入和高收入三个组，评估医疗服务贸易对不同收入阶层健康的影响。表8的各列回归结果显示，医疗服务贸易额对数的系数均显著为负，其中，高收入居民样本的医疗服务贸易系数绝对值最大，说明医疗服务贸易的健康效应在高收入阶层最大，而中等收入居民次之，低收入居民系数绝对值最小。由此可见，虽然医疗服务贸易对不同收入阶层的居民健康均有显著的促进作用，但其改善作用在低收入阶层效果较小，说明医疗服务贸易对居民健康水平的影响因其收入水平的不同而具有异质性，从而验证了假说2。

表8 医疗服务贸易对不同收入群体健康多维贫困的影响

变量	健康多维贫困状况			健康多维贫困深度		
	低收入	中收入	高收入	低收入	中收入	高收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
医疗服务贸易额对数	-0.016 <sup>*</sup> (0.009)	-0.032 <sup>***</sup> (0.012)	-0.079 <sup>***</sup> (0.029)	-0.002 <sup>*</sup> (0.001)	-0.003 <sup>**</sup> (0.002)	-0.006 <sup>**</sup> (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	18 367	18 391	18 452	18 367	18 391	18 452
Pseudo R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.282	0.299	0.312	0.331	0.327	0.338

## 2. 对不同受教育程度群体的影响

根据“健康梯度”假说，医疗服务贸易对不同受教育程度居民的健康效应也存在异质性。本部分将样本的受教育程度划分为小学及以下、中学和大专及以上三组，以检验上述的异质性效应。表9的回归结果显示，大专及以上居民的医疗服务贸易系数绝对值最大，说明医疗服务贸易对居民健康改善的福利效应，大专及以上居民从中受益最多，中学居民次之，小学及以下的居民受益相对较少。已有研究表明，受教育程度较高的群体具有更高的健康素养，且有能力购买更高水平的医疗服务，因此医疗服务贸易对大专及以上居民的健康效应最大。这说明医疗服务贸易对居民健康水平的影响因其教育水平的不同而具有异质性，从而验证了假说2。

表9 医疗服务贸易对不同受教育程度群体健康多维贫困的影响

变量	健康多维贫困状况			健康多维贫困深度		
	小学及以下	中学	大专及以上	小学及以下	中学	大专及以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
医疗服务贸易额对数	-0.032 <sup>***</sup> (0.012)	-0.099 <sup>***</sup> (0.027)	-0.100 <sup>***</sup> (0.035)	-0.004 <sup>*</sup> (0.002)	-0.006 <sup>***</sup> (0.001)	-0.007 <sup>***</sup> (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	21 498	26 660	7 052	21 499	26 667	7 068
Pseudo R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.244	0.294	0.342	0.312	0.310	0.332

## 四、进一步的研究

### (一) 基于内生性问题的进一步检验

尽管本文控制了省份、家庭和个人层面的变量,但仍可能存在遗漏变量和反向因果的内生性问题,导致估计结果有偏。一方面,基准模型会遗漏一些不可观测的变量,并且医疗服务贸易可能具有时滞效应,即基准结果可能存在遗漏变量问题。另一方面,各省整体的居民健康水平可能会影响该地区的医疗服务贸易,即基准结果可能存在反向因果关系。为解决潜在的内生性问题,本文采用动态面板模型和工具变量法重新进行估计。

#### 1. 遗漏变量检验

虽然静态固定效应模型可以有效地控制省份和时间效应,但仍可能因遗漏一些不可观察的变量而带来内生性问题,导致估计结果有偏。另外,医疗服务贸易的健康效应可能具有时滞效应,当期居民的健康水平可能受前期医疗服务贸易的影响。基于此,本文在原有模型式(1)的基础上,引入被解释变量医疗服务贸易的滞后项作为解释变量,采用动态面板模型,以避免潜在的内生性问题。具体构建如下动态面板模型:

$$Y_{ikt} = \beta_0 + \beta'_1 trade_{kt-1} + \beta_2 X + \lambda_t + \gamma_k + \varepsilon_{ikt} \quad (2)$$

式(2)中, $\beta'_1$ 为滞后项的估计系数。差分GMM估计和系统GMM估计是动态面板模型常用的两种方法。相比于差分GMM,系统GMM估计使用了水平方程的矩条件,将滞后变量的一阶差分作为水平方程的工具变量,既可以解决弱工具变量问题,也可以避免有限样本偏误问题(Blundell和Bond,2000)。因此,在估计方法上,本文采用两步系统GMM方法重新进行估计,以内生变量的两阶滞后项作为工具变量,同时利用差分GMM估计作为稳健性检验;在数据和变量上,将医疗服务贸易额对数分别滞后一期和两期,对于数值缺失的样本采用直接删除的方法,最终滞后医疗服务贸易一期后得到45912个样本观察值,滞后两期后得到29367个样本观察值。

表10汇报了动态面板模型再估计的结果,第(1)列和第(2)列采用了系统GMM估计,第(3)列和第(4)列采用了差分GMM估计。AR(1)检验结果显示拒绝原假设,AR(2)检验结果显示不能拒绝原假设,说明回归方程不存在二阶序列相关的假设,并且Hansen过度识别的检验结果显示,不能拒绝工具变量有效性的零假设,因此模型的设定是合理的,且工具变量是有效的。结果表明,滞后一期的医疗服务贸易会显著地提高居民的健康水平,主要解释变量的显著性及回归系数的符号没有产生明显的变化,证明了本文回归结果的稳健性。

#### 2. 反向因果检验

有效识别医疗服务贸易和居民健康之间因果关系的关键在于确保医疗服务贸易的外生性,然而各省整体的居民健康水平可能会影响该地区的医疗服务贸易,即基准结果可能存在反向因果关系。为了解决潜在的内生性问题,本文选取基于人口加

权的相邻省份医疗服务贸易额作为内生变量的工具变量，并采用两阶段最小二乘法进行估计。一方面，相邻省份服务贸易的增加会对本省份产生溢出效应。相比于货物贸易，服务贸易中所内嵌的技术和知识含量更高（陈启斐和张为付，2017），各省份可以通过对相邻省份的学习效应同样引入国外的医疗技术和服务理念等，从而满足工具变量的相关性假设。另一方面，相邻省份的医疗服务贸易并不直接影响居民整体的健康水平，从而满足工具变量的排他性假设。

表 10 内生性检验：时滞效应检验

变量	系统 GMM		差分 GMM	
	贫困状况	贫困深度	贫困状况	贫困深度
	(1)	(2)	(3)	(4)
医疗服务贸易额对数 (滞后一期)	-0.022*** (0.005)	-0.012*** (0.003)	-0.019*** (0.007)	-0.010*** (0.004)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	29 367	29 367	29 367	29 367
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.845	0.827	0.725	0.682
Hansen	0.559	0.756	0.426	0.639

注：AR (1) 是一阶序列相关检验的 p 值；AR (2) 是二阶序列相关检验的 p 值；Hansen 是过度识别检验的 p 值。

加入工具变量后对基准回归重新进行检验，结果如表 11 所示。第 (1) 列和第 (2) 列是第一阶段回归结果，F 检验值远大于 10，说明显著地排除了“弱工具变量”问题。第 (3) 列和第 (4) 列的第二阶段回归结果表明，医疗服务贸易对居民多维健康贫困状况和深度的影响在方向上和显著性上都与表 3 的基准回归相似，进一步证明了医疗服务贸易可以提高居民的健康水平。但从系数绝对值来看，相比较于表 3 第 (6) 列的 OLS 结果，表 11 第 (4) 列中医疗服务贸易的系数绝对值更大，说明潜在的内生性问题会导致对医疗服务贸易健康效应的低估。

## (二) 传导机制检验

前文结果表明，医疗服务贸易有益于改善中国居民健康水平，那么医疗服务贸易通过何种渠道来实现这一影响？与已有研究不同，本文尝试从医疗服务贸易对中国医疗服务的供给和需求两方面的作用渠道出发，全方位考察医疗服务贸易对居民健康影响的传导机制。医疗服务贸易一方面可以改善当地的医疗服务水平，提高居民利用医疗服务的质量；另一方面也可以释放居民的医疗服务需求，增加居民医疗服务利用的强度，进而有效地提高居民的健康水平。据此构建如下 OLS 模型对假设 3 进行实证检验：

$$Z_{kt} = \alpha_0 + \alpha_1 trade_{kt} + \alpha_2 X_{kt} + \lambda_t + \varepsilon_{kt} \quad (3)$$

式(3)中,  $Z_{kt}$  代表  $t$  年  $k$  省的医疗服务供给质量或居民健康需求强度,  $trade_{kt}$  表示  $t$  年  $k$  省的医疗服务贸易,  $X_{kt}$  表示省份层面的控制变量,  $\lambda_t$  为时间固定效应,  $\varepsilon_{kt}$  为随机误差项。

表 11 内生性检验: 反向因果关系检验

变量	第一阶段		第二阶段	
	医疗服务贸易	医疗服务贸易	贫困状况	贫困深度
	(1)	(2)	(3)	(4)
相邻省份的医疗服务贸易	0.325*** (0.008)	0.202*** (0.005)	—	—
医疗服务贸易	—	—	-0.017*** (0.008)	-0.010*** (0.005)
控制变量	否	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	42 819	42 819	42 819	42 819
F 值	130.99	141.90	—	—
R <sup>2</sup>	0.092	0.646	0.314	0.332

### 1. 医疗服务贸易提高了医疗服务的供给质量

医疗服务贸易对东道国医疗服务供给的影响, 主要是通过引入国外先进的技术和 服务管理经验, 提高东道国医疗服务技术水平和医疗机构管理能力, 进而提升医 疗卫生服务的供给质量, 有效提高东道国居民的健康水平。为此本文采用医疗卫生 服务行业的健康生产效率<sup>①</sup> (张宁等, 2006; 俞佳立等, 2020) 作为医疗卫生服务 供给质量的衡量指标, 并将该指标分解为纯技术效率和规模效率。

表 12 的第 (1) 列至第 (3) 列回归结果显示, 医疗服务贸易能够显著提高 中国医疗卫生行业的健康生产效率, 即医疗服务贸易可以提高中国医疗服务的供给 质量。进一步的分解表明医疗服务贸易显著地提高了纯技术效率, 但对规模效率的 影响并不显著, 说明当前医疗服务贸易可以有效地提高医疗卫生服务行业的技术水 平, 但对改善医疗资源配置的作用相对有限。究其原因, 随着医疗服务贸易的开放, 引进国外先进的医疗技术不仅可以提高中国的医疗卫生技术水平, 还能刺激国内 医疗服务行业的技术创新, 进而提高了中国医疗服务行业的整体供给质量。

### 2. 医疗服务贸易增加了居民的医疗需求强度

除了上述医疗服务贸易可以提高东道国的医疗服务供给质量以外, 医疗服务贸易 还可以通过扩大东道国居民的医疗服务需求, 增加居民医疗服务利用的强度, 从

<sup>①</sup> 本文选用每千人医疗卫生技术人员数和每千人卫生机构床位数作为投入指标, 围产儿死亡率、孕产妇 死亡率和传染病发病率作为产出指标, 基于 DEA 的 SBM 模型测度健康生产的综合技术效率。

而提高其健康水平。为此本文选取各省历年的居民人均医疗保健消费支出作为中国居民对医疗需求强度的衡量指标，居民的医疗需求越能得到更好地满足，居民健康水平就越高。

表12的第(4)列结果显示，医疗服务贸易每增加1%会使得居民人均医疗保健消费支出增加0.097%，说明医疗服务贸易有效地满足和释放了居民对医疗服务的需求。近年来随着中国经济水平的提高，医疗服务贸易在国内的需求增长旺盛，医疗服务逆差快速增长，更多居民开始重视健康的生活理念和方式，特别是高收入群体逐渐选择一些先进的治疗方式和高端体检等高端医疗服务。医疗服务贸易使居民更易获取相对优质的医疗技术和多样化的医疗选择，满足了居民日益增长的对医疗服务的需求，有效地提高了居民的健康水平。上述对传导机制的分析可以证明假说3，即医疗服务贸易通过提高当地的医疗服务水平（质量）和满足居民的医疗服务需求（强度），来提升居民的健康水平。

表12 机制检验

变量	供给质量：健康生产效率			需求强度
	技术效率	纯技术效率	规模效率	医疗保健支出
	(1)	(2)	(3)	(4)
医疗服务贸易额对数	0.065** (0.029)	0.075** (0.029)	0.011 (0.017)	0.097*** (0.026)
省份控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	248	248	248	248
R <sup>2</sup>	0.242	0.119	0.248	0.328

## 五、结论和政策建议

本文运用2010—2018年的“中国家庭追踪调查”(CFPS)微观数据，探讨了医疗服务贸易对中国居民健康多维贫困的影响效应和传导机制。实证结果表明：首先，医疗服务贸易能显著地提高居民的健康水平，在进行改变权重设定、更换估计模型、替换解释变量和控制更多变量等稳健性检验，并采用滞后变量处理内生性之后，基准结果仍然稳健。其次，医疗服务贸易对居民健康水平的影响因其社会经济地位的不同而具有异质性。收入分组回归的结果表明，与中低收入人群相比，医疗服务贸易对高收入阶层群体的健康效应更为明显；受教育年限的分组回归结果表明，与低学历人群相比，医疗服务贸易对高学历人群的健康效应更为明显。最后，传导机制检验发现，医疗服务贸易能够通过提高当地医疗服务的水平以及增加个体使用医疗服务的强度两个途径，来提高居民的健康水平。结合研究结论，本文提出以下政策建议：



第一, 加强医疗服务对外开放战略的顶层设计, 构筑医疗服务开放发展的战略框架。疫情催生了一些医疗细分领域的需求, 医疗服务产业将成为未来产业链重塑的重要领域。应采取有力措施, 进一步向全球开放医疗服务领域, 引入国外优质的服务理念、成熟的生物技术和前沿的健康理念, 加快补齐中国高端医疗服务的短板, 全面提升中国医疗服务的国际竞争力。同时, 积极参与全球健康治理, 推进国际卫生合作, 以构建人类命运共同体理念为指导, 深化医疗服务贸易对外开放, 持续优化服务贸易的进口结构, 更好地满足人民群众日益增长的健康需求和美好生活需要。因此, 要将提高医疗服务贸易的开放水平作为发展服务贸易的重要战略之一, 构建中国医疗服务对外开放的战略规划。

第二, 实现所有居民公平享有健康的权益, 把保障人民健康放在优先发展的战略位置, 提高国民整体健康水平, 推动“健康中国”建设。由于不同社会经济地位居民的资源禀赋不同, 因此健康多维贫困的状况也存在差异。研究表明, 医疗服务贸易对不同人群的健康具有异质性的影响, 其中对于高收入和高学历人群的健康效应较为显著, 但对于低收入和低学历人群的健康效应较差。下一步应推动建立相应的甄别机制, 根据不同人群制定差别化的公共政策和医疗待遇政策, 适当降低门槛、扩大补偿范围和提高报销比例, 照顾医疗弱势群体, 满足弱势群体的医疗需求, 不断地提升医疗服务贸易对于中国居民的健康效应。

#### [参考文献]

- [1] 陈东, 苏雯锦. 外资流入与居民健康异质性[J]. 国际贸易问题, 2021(11): 73-89.
- [2] 陈启斐, 张为付. 进口服务贸易、知识溢出与后发国家技术追赶——基于中国和印度的比较分析[J]. 上海财经大学学报, 2017, 19(5): 15-26.
- [3] 程令国, 张晔, 沈可. 教育如何影响了人们的健康——来自中国老年人的证据[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(1): 305-330.
- [4] 雷权勇, 祁春节, 孙楚仁. 进口贸易自由化会提高中国居民的健康水平吗——基于2010—2015年CGSS数据的研究[J]. 国际贸易问题, 2021(9): 51-69.
- [5] 李华, 俞卫. 政府卫生支出对中国农村居民健康的影响[J]. 中国社会科学, 2013(10): 41-60+205.
- [6] 解垚. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究[J]. 经济研究, 2009, 44(02): 92-105.
- [7] 俞佳立, 杨上广, 刘举胜. 中国居民健康生产效率的动态演进及其影响因素[J]. 中国人口科学, 2020(5): 66-78+127.
- [8] 张明昂. 贸易自由化如何影响居民健康——基于中国加入WTO的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(3): 819-842.
- [9] 张宁, 胡鞍钢, 郑京海. 应用DEA方法评测中国各地区健康生产效率[J]. 经济研究, 2006(7): 92-105.
- [10] 张全红, 李博, 周强. 中国多维贫困的动态测算、结构分解与精准扶贫[J]. 财经研究, 2017, 43(4): 31-40+81.
- [11] 周坚, 周志凯, 何敏. 基本医疗保险减轻了农村老年人口贫困吗——从新农合到城乡居民医保[J]. 社会保障研究, 2019(3): 33-45.
- [12] ADLUNG R, CARZANIGA A. Health Services under the General Agreement on Trade in Services[J]. Bulletin of the World Health Organization, 2001, 79: 352-364.

- [13] ALKIRE S, APABLAZA M, CHAKRAVARTY S, YALONETZKY G. Measuring Chronic Multidimensional Poverty [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2017, 39(6): 983–1006.
- [14] BANIK A. Trade in Health Services in South Asia[M]. Springer Singapore, 2020.
- [15] BELSKY L, LIE R, MATTOO A, EMANUEL E J, SREENIVASAN G. The General Agreement on Trade in Services: Implications for Health Policymakers[J]. *Health Affairs*, 2004, 23(3): 137–145.
- [16] BHAT T P. International Trade in Health Care Services; Prospects and Challenges for India[J]. *India Quarterly*, 2015, 71(3): 239–254.
- [17] BHATTACHARYA J, HYDE T, TU P. Health Economics[M]. Macmillan International Higher Education, 2013.
- [18] BLUNDELL R, BOND S. GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions [J]. *Econometric Reviews*, 2000, 19(3): 321–340.
- [19] BOMBARDINI M, LI B. Trade, Pollution and Mortality in China[J]. *Journal of International Economics*, 2020, 125: 103321.
- [20] BURNS D K, JONES A P, GORYAKIN Y, SUHRCKE M. Is Foreign Direct Investment Good for Health in Low- and Middle-income Countries? An Instrumental Variable Approach[J]. *Social Science & Medicine*, 2017, 181: 74–82.
- [21] CHANDA R. India-EU Relations in Health Services; Prospects and Challenges[J]. *Globalization and Health*, 2011, 7(1): 1–13.
- [22] CHANDA R. Trade in Health Services and Sustainable Development[R]. ADBI Working Paper, 2017.
- [23] CHOKSHI D A. Income, Poverty, and Health Inequality[J]. *Jama*, 2018, 319(13): 1312–1313.
- [24] CURRIE J, STABILE M. Socioeconomic Status and Child Health: Why Is the Relationship Stronger for Older Children[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(5): 1813–1823.
- [25] CUTLER D, LLERAS-MUNEY A. Understanding Differences in Health Behaviors by Education[J]. *Journal of Health Economics*, 2010, 29: 1–28.
- [26] GILLSON I, MURAMATSU K. Trade and COVID-19 Guidance Note: Health Services Trade and the COVID-19 Pandemic[R]. World Bank, Washington, DC, 2020.
- [27] GROSSMAN M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223–255.
- [28] KSHETRI N, DHOLAKIA N. Offshoring of Healthcare Services; The Case of US-India Trade in Medical Transcription Services[J]. *Journal of Health Organization and Management*, 2011, 25(1): 94–107
- [29] LABONTÉ R. Trade, Investment and Public Health: Compiling the Evidence, Assembling the Arguments[J]. *Globalization and Health*, 2019, 15(1): 1–12.
- [30] LAHIRI K, BANERJEE S. India's Health-Care Sector under GATS: Inquiry into Backward and Forward Linkages [J]. *Foreign Trade Review*, 2013, 48(3): 285–357.
- [31] LINDEN M, RAY D. Aggregation Bias-correcting Approach to the Health-income Relationship: Life Expectancy and GDP Per Capita in 148 Countries, 1970–2010[J]. *Economic Modelling*, 2017, 61: 126–136.
- [32] MATHUR A. Designs of Healthcare Trade: Role of Information Technology[J]. *Economic and Political Weekly*, 2004: 2036–2047.
- [33] OWEN A L, WU S. Is Trade Good for Your Health[J]. *Review of International Economics*, 2007, 15(4): 660–682.
- [34] POULAIN T, VOGEL M, SOBEK C, HILBERT A, KÖRNER A, KIESS W. Associations between Socioeconomic Status and Child Health: Findings of a Large German Cohort Study[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2019, 16(5): 677.

- [35] SANTOS M, FILIPPON J, MENDES Á, KONDILIS E. International Trade and Health Care in Brazil: An Unpredicted Tale Threatening Health Care Entitlement[J]. *International Journal of Health Services*, 2019, 49(2): 343-359.
- [36] SMITH R D, CHANDA R, TANGCHAROENSATHIEN V. Trade in Health-related Services[J]. *The Lancet*, 2009, 373(9663): 593-601.
- [37] SUNITHA L F, AJIL BABU R. Role of FDI in India's Healthcare Sector: Major Issues and Challenges[J]. *International Journal of Humanities and Social Science Invention*, 2013, 2(5): 37-40.
- [38] WU C F, WU C H. *International Trade, Public Health, and Human Rights*[M]. *Foundations of Global Health & Human Rights*, Oxford University Press, 2020.

## The Influence of Trade in Health Services on Residents' Health in China

LI Xiaojia<sup>1</sup>, HU Lianyi<sup>2</sup>

(1. School of Government, University of International Business and Economics, Beijing, 100029;

2. Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai, 200030)

**Abstract:** Trade in services is an important means to promote the high-quality development of China's trade and enhance international competitiveness. Under the establishment of a "dual circulation" development pattern, further expanding the opening-up of China's service industry will not only have economic benefits, but also bring certain social benefits. The paper analyzed the influence and mechanism of trade in health services on residents' health using China Family Panel Studies 2010-2018. The results show that trade in health services can significantly improve the health of residents. Residents with higher socioeconomic status enjoy the larger health effect of trade in health services. The mechanism shows that trade in health services can improve the quality and intensity of health service utilization to improve the residents' health. Therefore, to give further play to the health effect of trade in health services, it is necessary for government to strengthen the top-level design of the opening-up strategy of health services, realize the fair enjoyment of health rights and interests of all residents, and promote to build a "Healthy China".

**Keywords:** Trade in Health Services; Health Multidimensional Poverty; Health China

(责任编辑 武 齐)