

中国居民健康生产效率的动态演进及其影响因素^{*}

俞佳立 杨上广 刘举胜

【摘要】文章综合运用 DEA-Malmquist 模型、可分解的泰尔指数和空间(传统)计量模型研究 2002~2017 年中国居民健康生产效率的动态演进及其影响因素。研究表明,2002~2017 年中国居民健康生产综合效率、纯技术效率和规模效率均值分别为 0.696、0.849 和 0.807,全要素生产率年均下降 0.5%;八大综合经济区居民健康生产效率表现出空间非均衡性,区域间差异是造成居民健康生产综合效率差距的主要原因,全要素生产率变动差异由区域内差异主导;人口密度和居民受教育程度提升对居民健康生产综合效率有正向影响,医疗保险参保比例对居民健康生产效率有负向影响;城市化率对居民健康生产率变动有正向作用,医疗保险参保人员比例对居民健康生产率变动有负向影响。

【关键词】健康 生产效率 动态演进 影响因素 八大综合经济区

【作者】俞佳立 华东理工大学商学院,博士研究生;杨上广 华东理工大学商学院,教授;刘举胜 上海财经大学信息管理与工程学院,博士研究生。

一、引言

改革开放 40 年,中国居民人均预期寿命由 1981 年的 67.9 岁提升至 2017 年的 76.7 岁;婴儿死亡率、孕产妇死亡率和传染病发病率等指标显著降低。然而,中国居民健康生产效率不高、医疗资源配置不均衡等问题突出。因此,探究居民健康生产效率的动态演进及其影响因素,有利于在有限资源约束下,促进健康产出。

居民健康生产效率的度量方法包括非参数法和参数法两类。非参数法以数据包络分析法(DEA)为代表(Retzlaff-Roberts 等,2004;Mitropoulos 等,2016;张宁等,2006),参数法以随机前沿分析法(SFA)为代表(Greene,2010;姚树洁、刘貽佳,2012)。部分学者将数据包络分析法与随机前沿分析法相结合,研究居民健康生产效率(Varabyova 等,2016;

^{*} 本文为国家自然科学基金项目“特大城市老年人口医疗需求、行为与治理响应研究”(编号:71874054)的阶段性成果。

李向前等,2014)。考虑到 DEA 模型受凸性假设的约束,且对异常值及测量误差比较敏感,SFA 模型因依赖函数形式及随机误差的分布,测算结果可能存在偏误,卜胜娟等(2020)运用局部前沿法测度中国地区健康产出效率,并分析其空间效应。从影响因素看,以往研究发现,人口密度增加能够在有限的财政预算下提供更多的医疗卫生服务(Cochrane 等,1978)。城镇化对健康有多方面积极作用(Liu 等,2003;王俊、昌忠泽,2007)。更多的教育会提高居民健康水平(Seo 等,2011;胡安宁,2014)。Kwack 等(2004)、Bate 等(2010)、常雪等(2018)研究发现,医疗保险普及对居民健康产出有正向影响,而 Yilma 等(2012)、傅虹桥等(2017)研究发现,医疗保险存在道德风险。Arrow(1962)认为,政府的财政支持能够有效调节卫生资源的配置,对健康产出有促进作用。

然而,上述研究存在以下不足:(1)多数文献运用数据包络分析法和随机前沿分析法考察居民健康生产的静态效率,未深入分析全要素生产率的变动及其原因。(2)多数文献沿用传统的三大经济地带的划分,未能精细化健康生产效率的区域差异。基于此,本文运用 DEA-Malmquist 模型研究中国居民健康生产效率的演变特征及规律,使用八大综合经济区的划分研究中国居民健康生产效率的区域差异及其影响因素。

二、研究方法

(一) 效率演进的研究方法

1. 数据包络分析(DEA)

本文采用 DEA 的 BCC 模型。规模报酬可变的 BCC 模型具有将规模报酬不变的 CCR 模型中的综合技术效率(TE)进行分解的特点,有利于分析 DEA 无效的原因。具体模型为:

$$Min\rho=\frac{1-\frac{1}{m}\sum_{i=1}^mS_i^-/x_{i0}}{1+\frac{1}{k}\sum_{j=1}^kS_j^+/y_{j0}} \tag{1}$$

其中, ρ 为决策单元 DMU 的效率指数, X 和 Y 为 DMU 的投入和产出矩阵, x_0,y_0 为待评价单元的投入与产出向量, x_{i0},y_{j0} 分别为 x_0,y_0 的元素; m,k 为投入、产出类别, λ 为列向量。 $S^-、S^+$ 分别是松弛投入量和松弛产出量, S_i^- 为松弛投入 S^- 的元素, S_j^+ 为松弛产出 S^+ 的元素。此外,本文基于 DEA 的 Malmquist 指数模型测度全要素生产率的变动情况。

2. 泰尔指数

泰尔指数可用来对经济发展等均衡状况定量化分析。本文对中国八大综合经济区^①的居民健康生产效率差距进行测算,为探究区域内和区域间差异的贡献率,将总体泰尔

① 东北地区(辽宁、吉林、黑龙江);北部沿海(北京、天津、河北、山东);东部沿海(上海、江苏、浙江);南部沿海(福建、广东、海南);黄河中游(陕西、山西、河南、内蒙古);长江中游(湖北、湖南、江西、安徽);西南地区(云南、贵州、四川、重庆、广西);西北地区(甘肃、青海、宁夏、西藏、新疆)。

指数分解为区域内差异和区域间差异。

（二）效率影响因素的研究方法

空间面板数据模型包括空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型三类,空间杜宾模型在前两类模型的基础上添加了解释变量的空间滞后项,是对空间滞后模型和空间误差模型的优化。空间滞后模型主要用于测定变量在区域内是否存在溢出效应,即:

$$Y=\rho W \cdot Y+\beta X+\varepsilon \quad (2)$$

其中, Y 为被解释变量; W 为空间权重矩阵(两地区相邻, W_{ij} 为 1,否则为 0); ρ 为空间滞后自回归系数,测度邻近地区被解释变量的空间溢出效应; X 为解释变量,包括城市化率、人口密度、居民受教育年限等; β 为回归系数, ε 为随机扰动项。

如果空间相关性由模型以外的因素造成,那么空间误差模型可用来反映被解释变量受其他地区相互依赖的随机因素的冲击,模型设定为:

$$Y=\beta X+\lambda W \varepsilon+\mu \quad (3)$$

其中, $\lambda W \varepsilon$ 为随机误差项的空间相关性, λ 为空间误差项自回归系数,测度样本观察值的误差项对被解释变量的影响程度。空间杜宾模型同时包含了自变量和因变量的空间依赖效应,即: $Y=\rho W \cdot Y+\beta X+\tau W \cdot X+\varepsilon$ 。各符号含义与式(2)和式(3)类似。

三、数据说明及来源

（一）投入指标

投入指标一般涉及人、财、物。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,未选用卫生费用和医疗卫生机构数等指标。主要是基于以下考虑:(1)卫生费用较大程度上用于医疗卫生基础设施的建设,包括医疗卫生机构的建立、设备的采购、卫生技术人员引进等(李向前等,2014),卫生费用与卫生技术人员数和卫生机构床位数存在一定的信息重叠;(2)考虑到不同地区医疗卫生机构规模的差异,如果选用医疗卫生机构数作为投入指标,而忽视卫生机构规模的影响,显然不够科学。

（二）产出指标

在产出指标方面,已有文献主要集中在人均预期寿命和死亡率等(张宁等,2006)。考虑到居民健康产出是一项综合指标,本文选用围产儿死亡率、孕产妇死亡率和传染病发病率 3 项指标。围产儿死亡率、孕产妇死亡率和传染病发病率从不同角度刻画了居民健康的产出状况,且面板数据易得。数据来自《中国卫生统计年鉴》。DEA 模型进行效率测算时,产出变量不能是负向指标,因此,本文对 3 项产出指标进行正向化(取倒数)处理。

（三）影响因素指标

参照张宁等(2006)、李向前等(2013)的做法,本文选取城镇化率、人口密度、居民受教育程度、医疗保险参保比例和政府重视程度 5 个影响因素指标。城镇化率用各地区年

末城镇人口占总人口的比重衡量；人口密度用各地区常住人口与地理面积之比衡量；居民受教育程度用居民平均受教育年限衡量；2007 年中国针对城镇非就业人口建立了城镇居民基本医疗保险制度，因此，2007 年（含）之后的医疗保险覆盖率中包含城镇职工基本医疗保险和城镇居民基本医疗保险，2002～2006 年的医疗保险覆盖率仅包含城镇职工基本医疗保险；政府重视程度用各地区医疗卫生与计划生育支出占地方一般公共预算支出比重衡量。

四、居民健康生产效率的动态演进

（一）静态效率

1. 全国层面整体效率特征

从图 1 可以看出，中国居民健康生产综合效率总体呈小幅波动趋势，大致可分为两个阶段：第一阶段为 2003～2009 年，综合效率呈下降走势，前中期微弱下跌，2008～2009 年综合效率的下降幅度略大；第二阶段为 2009～2017 年，综合效率呈“螺旋式”上升趋势。效率变动的主要原因是：2003 年“非典”疫情造成内地报告病例超过 5 000 例，给中国经济增长造成严重影响，居民健康生产效率连续数年下降。2008 年受全球金融危机的冲击，一大批外向型中小企业停工或破产，引发城镇职工和农民工隐性失业，造成贫困百姓无力支付高额医疗费用，影响居民健康产出。2009 年中国居民健康生产综合效率“触底”，此后数年小幅上升，这与中国新一轮医药卫生体制改革有关，各级政府充分认识到深化医药卫生体制改革的必要性和重要性，不断提升卫生资源供给的数量和质量，卫生资源配置不合理、药品生产流通秩序不规范、医疗卫生机构管理体制和运行机制不完善等症结逐步改善，居民健康生产效率出现正增长。从居民健康生产综合效率的分解结果看，纯技术效率呈逐年递增趋势，表明医疗资源的管理能力和技术水平整体出现提升；规模效率前期出现下降，中后期表现稳定，表明医疗资源配置水平不高，距离最优生产规模有一定距离。2002～2006 年规模效率高于纯技术效率，2007～2017 年纯技术效率高于规模效率，意味着未来改革的重点是提升医疗资源的配置水平，实现健康生产的规模效应。

2. 八大综合经济区效率特征

图 2 显示了中国八大综合经济区居民健康生产综合效率的变迁特征。（1）2002 年综合效率依次呈现东部沿海 > 长江中游 > 西南地区 > 南部

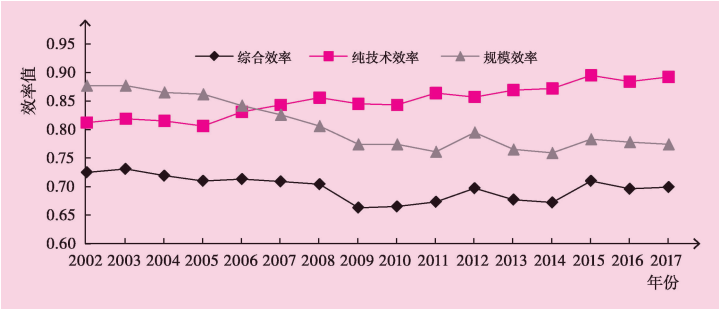


图 1 2002～2017 年中国居民健康生产效率的变迁

沿海>北部沿海>东北地区>黄河中游>西北地区的格局;2017年八大综合经济区综合效率排名发生变化,呈现北部沿海>东部沿海>长江中游>东北地区>南部沿海>黄河中游>西南地区>西北地区的格局。(2)整个考察期内,西北地区居民健康生产综合效率均位居末尾;东部沿海除2017年被北部沿海反超外,其余年份一直位居首位。(3)东北地区、北部沿海、黄河中游和西北地区综合效率总体呈波动上升态势,其余四大区域效率出现小幅下降。

从上述特征可以看出:(1)中国居民健康生产综合效率与经济发展格局大致吻合,东部沿海地区资金雄厚、人才优势突出、基础设施完善、科技创新能力较强,居民健康的产出较高;西北地区经济发展较为落后,健康产出效率也相应较低。(2)党中央、国务院高度重视区域协调发展^①,在一系列政策支持下,中西部区域各项短板得到改善,东北地区、西北地区等地居民健康生产

效率有所提高。(3)东部沿海、南部沿海等地区的人才、科技等领域的优势有所弱化,制约健康生产效率进一步提升。

图3显示了中国八大综合经济区居民健康生产纯技术效率的变迁特征。(1)2002年纯技术效率区域差异较大,呈现东部沿海>长江中游>西南地区>南部沿海>北部沿海>黄河中游>东北地区的格局;2017年纯技术效率区域差异逐步缩小。(2)中国整体居民健康生产纯技术效率的提升主要由西北地区、东

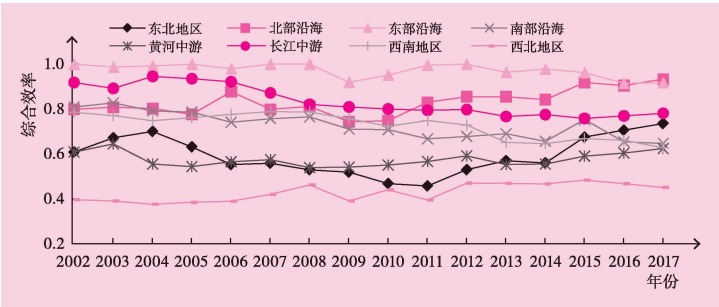


图2 2002~2017年中国八大综合经济区居民健康生产综合效率的变迁

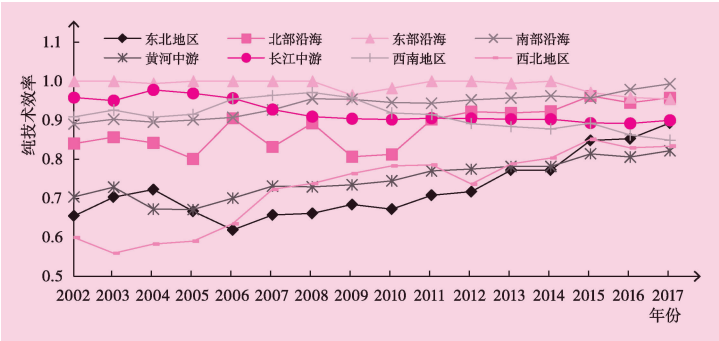


图3 2002~2017年中国八大综合经济区居民健康生产纯技术效率的变迁

① 2017年国家发改委和商务部发布《中西部地区外商投资优势产业目录》,将依托“一带一路”建设,承接国际和沿海地区外资产业转移,提升中西部地区产业发展;2017年教育部发布“对口支援西部地区高等学校计划”,决定增加部分高校对口支援西部高校;2019年公布的《关于进一步弘扬科学家精神加强作风和学风建设的意见》指出,全力支持中西部地区稳定人才队伍,着力解决欠发达地区人才短缺、创新能力不强等问题。

北地区、黄河中游、北部沿海和南部沿海五大区域贡献,长江中游地区相对稳定,东部沿海和西南地区纯技术效率略有下降。

图 4 结果显示:(1)西北地区规模效率值始终最低,最高效率前中期均被东部沿海地区所垄断,2016、2017 年

被北部沿海反超,表明西北地区距离最优生产规模较远,东部沿海和北部沿海则逼近最优生产规模,因此西北各省份要重视医疗资源的投入规模,避免卫生投入要素的冗余或不足。(2)居民健康生产规模效率整体呈波动下降态势,从八大综合经济区下跌幅度看,南部沿海>西北地区>西南地区>东北地区>黄河中游>长江中游>东部沿海,仅北部沿海地区规模效率出现正增长。主要原因是随着医疗需求的变化,大部分综合经济区先期的医疗资源配置水平无法满足人民日益增长的健康需求。(3)2002 年居民健康生产规模效率差距不大,除西北地区以外,总体维持在 0.850~1.000,2017 年差距拉大,表明居民健康生产规模效率地区失衡现象逐步凸显。

(二) 动态全要素生产率

1. 全国整体层面生产率特征

表 1 结果显示:(1)北京等 15 个省份全要素生产率有不同程度的提升,山西等 16 个省份全要素生产率出现衰退,整体指数均值为 0.995,表明中国居民健康生产全要素生产率平均下降 0.5%。(2)将指数值划分为 4 档,其中,0.900~0.950 代表低生产率,0.950~1.000 代表中低生产率,1.000~1.050 为中高生产率,1.050~1.100 为高生产率。其中,湖南和山东属于低生产率区域;山西等 14 个省份属于中低生产率区域;天津等 14 个省份属于中高生产率区域;北京属于高生产率区域。

全要素生产率指数可分解为技术效率变化指数和技术进步变化指数,技术效率变化指数又可进一步分解为纯技术效率变化指数和规模效率变化指数。结果显示,河北等 18 个省技术进步变化指数小于 1,占半数以上;山西等 14 个省技术效率变化指数小于 1。其中,山西、黑龙江、安徽、山东、湖南、广西、贵州和新疆 8 个省份技术效率变化指数和技术进步变化指数均小于 1,两者共同作用造成居民健康生产全要素生产率下降。因此,各省要结合自身特点,针对本区域薄弱环节制定相应举措以促进全要素生产率提升,山西等 8 省份不仅要注重技术效率的提升,也要重视技术进步的提升。

分时段居民健康生产全要素生产率指数及其分解结果如表 2 所示。其中,2002~

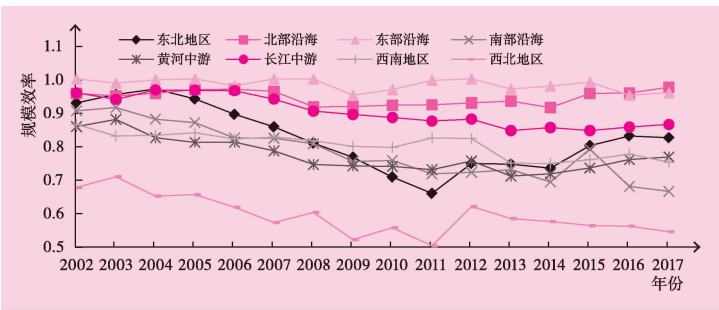


图 4 2002~2017 年中国八大综合经济区居民健康生产规模效率的变迁

表 1 分地区居民健康生产全要素生产率指数及其分解

| 地区 | 技术效率 | 技术进步 | 纯技术效率 | 规模效率 | 全要素生产率指数 | 地区 | 技术效率 | 技术进步 | 纯技术效率 | 规模效率 | 全要素生产率指数 |
|-----|-------|-------|-------|-------|----------|----|-------|-------|-------|-------|----------|
| 北京 | 1.040 | 1.028 | 1.041 | 1.000 | 1.069 | 湖北 | 0.974 | 1.015 | 0.986 | 0.987 | 0.988 |
| 天津 | 1.023 | 1.010 | 1.003 | 1.020 | 1.033 | 湖南 | 0.975 | 0.963 | 0.990 | 0.985 | 0.939 |
| 河北 | 1.015 | 0.990 | 1.014 | 1.002 | 1.005 | 广东 | 0.969 | 1.027 | 1.000 | 0.969 | 0.995 |
| 山西 | 0.994 | 0.965 | 1.020 | 0.975 | 0.960 | 广西 | 0.979 | 0.989 | 1.001 | 0.978 | 0.968 |
| 内蒙古 | 1.007 | 0.977 | 1.015 | 0.992 | 0.983 | 海南 | 0.998 | 1.014 | 1.016 | 0.982 | 1.012 |
| 辽宁 | 1.011 | 0.999 | 1.023 | 0.988 | 1.010 | 重庆 | 0.984 | 1.008 | 0.997 | 0.987 | 0.993 |
| 吉林 | 1.031 | 0.975 | 1.032 | 0.999 | 1.006 | 四川 | 0.992 | 1.006 | 0.993 | 0.999 | 0.998 |
| 黑龙江 | 0.997 | 0.996 | 1.010 | 0.986 | 0.993 | 贵州 | 0.965 | 0.991 | 0.984 | 0.980 | 0.956 |
| 上海 | 1.000 | 1.041 | 1.000 | 1.000 | 1.041 | 云南 | 1.007 | 0.955 | 1.005 | 1.003 | 0.962 |
| 江苏 | 1.000 | 1.021 | 1.000 | 1.000 | 1.021 | 西藏 | 1.001 | 0.952 | 1.026 | 0.976 | 0.953 |
| 浙江 | 0.981 | 1.024 | 0.990 | 0.991 | 1.005 | 陕西 | 1.020 | 0.992 | 1.013 | 1.007 | 1.012 |
| 安徽 | 0.998 | 0.987 | 1.000 | 0.998 | 0.986 | 甘肃 | 1.044 | 0.993 | 1.024 | 1.019 | 1.037 |
| 福建 | 1.000 | 1.009 | 1.013 | 0.987 | 1.009 | 青海 | 1.006 | 0.998 | 1.023 | 0.984 | 1.004 |
| 江西 | 1.017 | 1.010 | 1.011 | 1.006 | 1.027 | 宁夏 | 1.011 | 0.984 | 1.016 | 0.996 | 0.996 |
| 山东 | 0.988 | 0.958 | 0.992 | 0.996 | 0.946 | 新疆 | 0.970 | 0.991 | 1.031 | 0.940 | 0.961 |
| 河南 | 1.001 | 1.005 | 1.004 | 0.998 | 1.007 | 均值 | 1.000 | 0.996 | 1.009 | 0.991 | 0.995 |

2005年,生产率连续出现 3 年下降,这与 2003 年爆发的“SARS”疫情有关,给居民健康产出造成严重冲击;2005~2008 年,生产率有所“回暖”,连续出现 3 年正增长,这与后疫情

表 2 分时段居民健康生产全要素生产率指数及其分解

| 时间(年) | 技术效率 | 技术进步 | 纯技术效率 | 规模效率 | 全要素生产率指数 |
|-----------|-------|-------|-------|-------|----------|
| 2002~2003 | 1.030 | 0.969 | 1.017 | 1.013 | 0.988 |
| 2003~2004 | 0.980 | 0.987 | 0.999 | 0.982 | 0.968 |
| 2004~2005 | 0.991 | 1.006 | 1.001 | 0.990 | 0.997 |
| 2005~2006 | 1.005 | 1.045 | 1.023 | 0.983 | 1.050 |
| 2006~2007 | 0.998 | 1.037 | 1.021 | 0.978 | 1.035 |
| 2007~2008 | 0.949 | 1.014 | 1.017 | 0.971 | 1.002 |
| 2008~2009 | 0.998 | 1.015 | 0.990 | 0.959 | 0.963 |
| 2009~2010 | 0.949 | 1.061 | 1.000 | 0.999 | 1.059 |
| 2010~2011 | 0.998 | 0.987 | 1.026 | 0.973 | 0.986 |
| 2011~2012 | 1.049 | 0.955 | 0.990 | 1.059 | 1.002 |
| 2012~2013 | 0.976 | 0.991 | 1.019 | 0.958 | 0.968 |
| 2013~2014 | 0.995 | 0.966 | 1.004 | 0.991 | 0.961 |
| 2014~2015 | 1.058 | 0.951 | 1.027 | 1.030 | 1.006 |
| 2015~2016 | 0.983 | 1.012 | 0.988 | 0.995 | 0.995 |
| 2016~2017 | 1.002 | 0.947 | 1.009 | 0.993 | 0.949 |

时代政府加大医疗资源供给力度,提升医疗资源管理能力和配置水平,推动健康领域技术创新等有关;2008~2009 年生产率再次出现下降,这与 2008 年席卷全球的金融危机有关,中国经济受此影响,市场低迷,失业率上升,引致贫困百姓无力支付高额医疗费用,造成生产率水平的下降;2009 年以来全要素生产率指数在 1 上下波动,表明新一轮医药卫生体制改革

一定程度上促进了生产率的提升,但健康领域诸多矛盾并未根本解决,重大疾病区域联防联控能力较弱、医患关系紧张、信息不对称等症结依旧突出。

2. 八大综合经济区生产率特征

八大综合经济区全要素生产率指数的变迁特征(见图 5)显示,2002~2017 年生产率指数均值呈现东部沿海>北部沿海>南部沿海>东北地区>西北地区>黄河中游>长江中游>西南地区的格局,各区域生产率分别增长 3%、2.3%、0.9%、0.7%、0%、-0.6%、-1.3%和 -2%。东部沿海、北部沿海和南部沿海地区位居前三,主要原因是沿海地区区位优势明显,经济基础雄厚,创新能力较强,医疗资源配置相对合理,促进生产率的提升;中等及欠发达区域(黄河中游、长江中游、西南地区)由于经济基础薄弱,创新能力不足,医疗资源配置不合理、人才短缺等问题造成生产率出现不同程度的下降。因此,欠发达地区应进一步深化医药卫生体制改革,促进健康领域的技术创新和技术进步、提高医疗资源的管理能力和配置水平等。

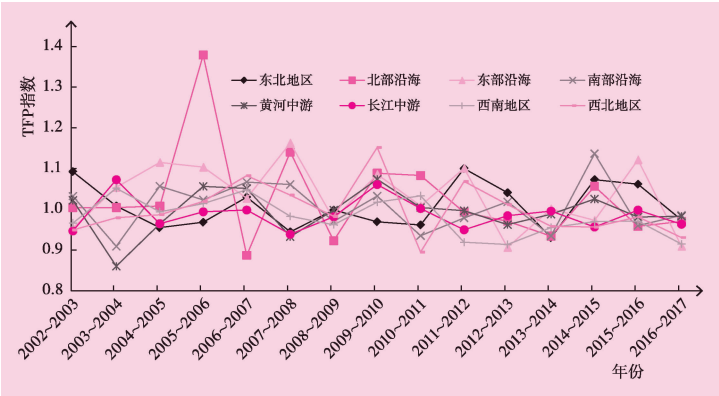


图 5 2002~2017 年中国八大综合经济区居民健康生产全要素生产率指数的变迁

(三) 泰尔指数

1. 全国整体层面泰尔指数

为揭示居民健康生产效率的区域差距和来源,借助可分解的泰尔指数计算 2002~2017 年居民健康生产效率的差距(见表 3)。结果显示:(1)综合效率和纯技术效率的泰尔指数呈波动下降趋势,表明居民健康生产综合效率和纯技术效率区域差距不断缩小,地区间效率逐步趋于均衡;规模效率泰尔指数呈现出与上述两种效率截然相反的变动趋势,表明规模效率的区域差距在不断拉大。因此,控制和缩小规模效率区域差距是促进健康生产效率空间均衡的重要途径。(2)全要素生产率变动的泰尔指数呈波动向下的趋势,表明全要素生产率变动的区域差距有所缩小。因此,制定和完善区域协同发展政策,切实维护全要素生产率的空间均衡,是推动健康可持续发展的重要保障。

2. 八大综合经济区泰尔指数

从图 6 中国八大综合经济区居民健康生产综合效率泰尔指数及其分解结果看。各区域演变特征为:(1)东北地区综合效率泰尔指数前期呈波动下降趋势,2009 年开始综合效率泰尔指数有所回升,表明综合效率由收敛转为发散。(2)北部沿海地区综合效率

表 3 2002~2017 年中国居民健康生产效率的泰尔指数

| 年份 | TE | PTE | SE | TFPC | 年份 | TE | PTE | SE | TFPC |
|------|--------|--------|--------|--------|------|--------|--------|--------|--------|
| 2002 | 0.0498 | 0.0244 | 0.0112 | — | 2010 | 0.0513 | 0.0130 | 0.0244 | 0.0061 |
| 2003 | 0.0475 | 0.0258 | 0.0090 | 0.0043 | 2011 | 0.0626 | 0.0108 | 0.0337 | 0.0053 |
| 2004 | 0.0527 | 0.0262 | 0.0117 | 0.0087 | 2012 | 0.0509 | 0.0122 | 0.0212 | 0.0053 |
| 2005 | 0.0526 | 0.0240 | 0.0128 | 0.0056 | 2013 | 0.0460 | 0.0078 | 0.0247 | 0.0064 |
| 2006 | 0.0491 | 0.0206 | 0.0141 | 0.0156 | 2014 | 0.0458 | 0.0075 | 0.0259 | 0.0020 |
| 2007 | 0.0505 | 0.0175 | 0.0206 | 0.0057 | 2015 | 0.0422 | 0.0057 | 0.0267 | 0.0040 |
| 2008 | 0.0534 | 0.0167 | 0.0212 | 0.0049 | 2016 | 0.0402 | 0.0060 | 0.0256 | 0.0035 |
| 2009 | 0.0493 | 0.0143 | 0.0225 | 0.0089 | 2017 | 0.0426 | 0.0059 | 0.0279 | 0.0026 |

注：TE、PTE、SE、TFPC 分别表示综合技术效率、纯技术效率、规模效率和全要素生产率指数。

泰尔指数总体呈波动下降态势,其收敛性特征较为明显。(3)东部沿海地区综合效率泰尔指数表现一直较为稳定,泰尔指数均值仅为 0.002,在中国八大综合经济区中最小,值得注意的是,2015 年开始指数值有所“翘尾”。(4)南部沿海综合效率泰尔指数总体呈下降态势,表明该区域综合效率收敛特征明显。(5)黄河中游综合效率泰尔指数前期表现出波动上升趋势,于 2011 年达到峰值,2012~2017 年指数值连续出现数年下降,表明黄河中游地区综合效率呈前期发散后期收敛特征。(6)长江中游地区综合效率泰尔指数总体呈“螺旋式”上升趋势,峰值出现在 2016 年;2017 年泰尔指数回落,表明长江中游地区综合效率整体表现为发散。(7)西南地区综合效率泰尔指数在 2004 年“触底”后,出现连续多年的回升,从 2012 年开始,指数值逐步下跌,表明西南地区综合效率中后期有所收敛。(8)西北地区综合效率泰尔指数前期同样呈上升态势,从 2009 年开始指数值呈现“震荡”波动态势,2017 年泰尔指数达 0.077;从整体演变态势看,总体呈发散趋势,说明西北地区综合效率的差距有所扩大。

图 6 还显示:(1)所有考察期内,区域间泰尔指数始终高于区域内泰尔指数,区域间

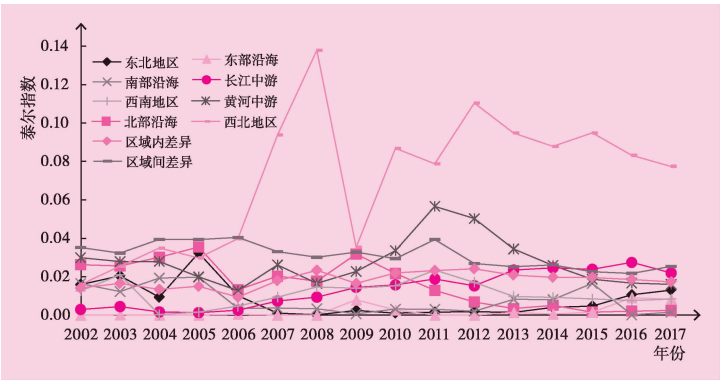


图 6 2002~2017 年八大综合经济区居民健康生产综合效率的泰尔指数及其分解

差异是造成中国居民健康生产综合效率差距过大的主要原因;(2)区域间和区域内泰尔指数的差异呈缩小态势,中后期区域间差异和区域内差异的贡献率逐步趋同。

图 7 显示,2002~2017 年东北地区、北部沿海、东部沿海、南部沿海、黄河中游、长江中游、西南地区 and 西北地

区全要素生产率变动的泰尔指数均值分别为 0.0030、0.0050、0.0055、0.0014、0.0024、0.0021、0.0039 和 0.0084,居民健康生产全要素生产率变动的区域内差距呈现西北地区>东部沿海>北部沿海>西南地区>东北地区>黄河中游>长江中游>南部沿海的格局。从泰尔指数的分解结果看,区域间泰尔指数和区域内泰尔指数均出现下降,表明中国居民健康全要素生产率的波动呈现收敛特征;几乎所有时点上区域内差异均大于区域间差异,表明区域内差异是造成居民健康生产全要素生产率变动差异的主要原因。

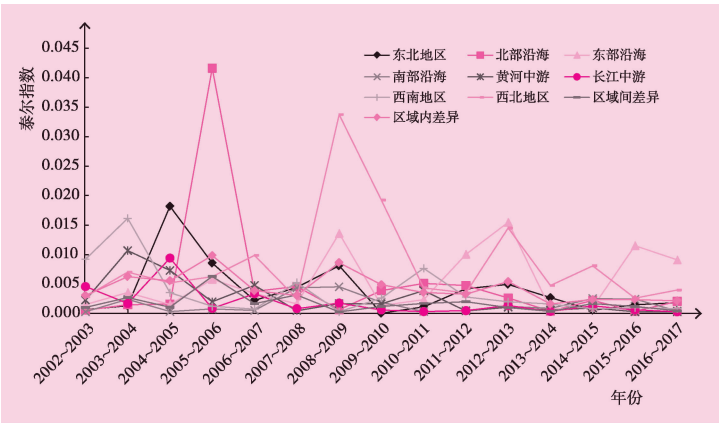


图 7 2002~2017 年八大综合经济区居民健康生产全要素生产率变动的泰尔指数及其分解

五、居民健康生产效率的影响因素

对被解释变量居民健康生产综合效率和全要素生产率指数的 Moran'I 测算结果表明,综合效率呈显著的空间正相关,全要素生产率指数的空间相关性不明显。因此,综合效率的影响因素宜采用空间面板计量模型,全要素生产率变动的影响因素宜采用传统面板计量模型。

(一) 居民健康生产综合效率的影响因素分析

通过模型选择的 LR 检验、Hausman 检验等,本文最终选择地区和时间双向固定效应模型。估计结果如表 4 所示。人口密度和居民受教育程度的回归系数为正;医疗保险参保人员比例的回归系数为负。由于 SDM 模型同时考虑邻近地区的相关变量的影响,系数值不能完全解释变量的实际影响,需要根据直接效应、间接效应和总效应的结果分析。

从表 5 回归结果的直接效应部分可以看出,人口密度的回归系数显著为正,表明人口密度提升能够促进本地居民健康生产综合效率的提升。原因是人口密度提升会促使卫生资源覆盖更大的人群,有效避免医疗资源的浪费,使医疗资源得到充分利用,进而促进居民健康产出。居民受教育程度的回归系数同样为正、且在 1%的水平上显著,表明居民受教育程度提升对促进居民健康生产综合效率也有积极作用,居民受教育程度提升,使患者的健康意识增加,卫生人员的专业素质也相应增加,进而提升居民健康生产效率。城市化率和政府重视程度的系数不显著。医疗保险参保人员比例的回归系数值显著为负。医疗保险会带来事前和事后道德风险,“事前道德风险”指医疗保险的覆盖会降

表 4 空间杜宾模型回归结果

| 变量 | 空间杜宾模型(个体和时间双向固定效应) | | | | |
|---------|---------------------|--------|-------|-----------|---------|
| | 系数 | 标准误 | p> z | [95%置信区间] | |
| Urb | 0.1279 | 0.1255 | 0.308 | -0.1180 | 0.3738 |
| Den | 0.0103* | 0.0056 | 0.066 | -0.0007 | 0.0212 |
| lnEdu | 0.3964*** | 0.1420 | 0.005 | 0.1180 | 0.6748 |
| Ins | -0.0970*** | 0.0325 | 0.002 | -0.1633 | -0.0361 |
| Gov | 0.6748 | 0.6475 | 0.297 | -0.5943 | 1.9440 |
| W*Urb | -0.4027 | 0.2943 | 0.171 | -0.9794 | 0.1741 |
| W*Den | 0.4215*** | 0.0137 | 0.002 | 0.0153 | 0.0690 |
| W*lnEdu | -0.3498 | 0.2940 | 0.234 | -0.9260 | 0.2265 |
| W*Ins | -0.2248*** | 0.0693 | 0.001 | -0.3606 | -0.0889 |
| W*Gov | -5.4141*** | 1.1821 | 0.000 | -7.7310 | -3.0972 |
| ρ | 0.1477** | 0.0587 | 0.012 | 0.3264 | 0.2629 |
| 拟合优度 | 0.1718 | | | | |

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 5 空间杜宾模型的直接效应、间接效应和总效应

| 变量 | 直接效应 | | 间接效应 | | 总效应 | |
|-------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | 系数 | P 值 | 系数 | P 值 | 系数 | P 值 |
| Urb | 0.1192 | 0.357 | -0.4220 | 0.206 | -0.3027 | 0.416 |
| Den | 0.0116** | 0.031 | 0.0500*** | 0.002 | 0.0616*** | 0.000 |
| lnEdu | 0.3995*** | 0.003 | -0.3399 | 0.315 | 0.0596 | 0.875 |
| Ins | -0.1081*** | 0.001 | -0.2665*** | 0.001 | -0.3745*** | 0.000 |
| Gov | 0.4945 | 0.426 | -6.0689*** | 0.000 | -5.5744*** | 0.000 |

注：同表 4。

动,推动本地医疗资源充分利用。医疗保险参保人员比例的系数显著为负,说明该变量具有负的空间溢出效应,受劳动力区域流动的影响,引发本地居民医疗保险道德风险的增加,有损健康生产效率。政府重视程度的系数显著为负,表明相邻地区政府重视程度对本地居民健康生产效率有负向影响,由于相邻地区政府重视程度越大,越会促使本地卫生人员为获取优质报酬转向相邻地区,从而降低本地居民健康生产效率。

(二) 全要素生产率变动的影响因素分析

表 6 显示,Hausman 检验 p 值为 0.2451,拒绝采用固定效应模型,故采用随机效应模型。从随机效应模型 2 可以看出,城市化率的回归系数值为 0.2718,且在 1%的水平上显著,城市化率每提升 1 个单位,居民健康生产率的变动将提升 0.2718 个单位,表明中国城市化进程有利于带动居民健康生产率的提升,城市化意味着更高的居民收入、更完善的基础设施、更高质量的医疗服务,能有效提升居民就医水平,带动居民健康生产率的提升。医疗保险覆盖率的回归系数值为 -0.1129,在 1%的水平上显著,表明医保覆

低居民健康意识,个人患病前的健康投入不足,引致患者发病率提升,进而影响居民健康水平,造成健康产出的低效率;“事后道德风险”指患者患病后,由于面临较低的卫生服务成本,会诱发卫生资源的浪费,从而影响产出效率。

间接效应的回归结果显示,人口密度的回归系数显著为正,说明相邻地区人口密度的增加会提升本地居民健康生产效率,相邻地区人口密度增加促进劳动力的跨区域流

盖率每提升 1 个单位,居民健康生产率变动会降低 0.1129 个单位,虽然医疗保险有积极作用,但其消极影响也较明显。医疗保险参保人员比例提升会降低居民对疾病的防范意识,患病后又会增加卫生资源的过度消费,不利于居民健康产出,致使居民健康生产率下降。

表 6 居民健康生产率变动的影响因素回归结果(N=465)

| 变量 | 固定效应(模型 1) | 随机效应(模型 2) |
|---------|-------------------|--------------------|
| Urban | -0.0693(0.741) | 0.2718*** (0.001) |
| Den | -0.0052(0.469) | 0.0001(0.940) |
| lnEdu | -0.1291(0.399) | -0.0753(0.206) |
| Ins | -0.0905** (0.020) | -0.1129*** (0.000) |
| Gov | 1.1872* (0.070) | 0.1761(0.619) |
| Cons | 1.2911*** (0.000) | 1.0514*** (0.000) |
| Hausman | 0.2451 | |

注:同表 4。

六、结论及政策建议

本文主要结论为:(1)2002~2017 年中国居民健康生产综合效率、纯技术效率和规模效率均值分别为 0.696、0.849 和 0.807;纯技术效率总体呈“螺旋式”上升,规模效率前期逐年下降,中后期稳定;东部沿海地区居民健康生产综合效率最高,西北地区最低,与经济发

展的格局基本一致;居民健康生产率年均下降 0.5%;东部沿海、北部沿海等综合经济区生产率出现正增长,黄河中游、长江中游等综合经济区生产率出现负增长。(2)中国居民健康生产综合效率和纯技术效率的差异有所缩小,规模效率差异有所扩大,全要素生产率变动的区域差距缩小;居民健康生产综合效率的泰尔指数呈现西北地区最大,东部沿海最小的格局。全要素生产率变动的泰尔指数呈现出西北地区最大,南部沿海最小的格局。区域间差异过大是居民健康生产综合效率差距的主要原因,而区域内差异是造成中国居民健康生产率变动差异的主要原因。(3)人口密度和居民受教育程度的增加能够显著提升居民健康生产综合效率,医疗保险参保比例对居民健康生产综合效率有负向影响,城市化率和政府重视程度的系数不显著;城市化率会显著提升居民健康全要素生产率,医疗保险覆盖率会显著降低居民健康全要素生产率。

为实现中国居民健康生产效率的提升和均衡,本文提出以下政策建议:(1)合理配置医疗资源,在健康生产过程中要重视提升健康投入要素的技术水平和管理能力。一方面要加快调整健康投入要素,医疗资源供给不足的地区要适当增加投入规模,医疗资源供给存在冗余的地区要适当缩减投入规模,实现健康生产的规模效应;另一方面要提升医务人员的专业技能,开展干部培训、定向培养、专题培训、业务培训和国内外研修等项目,同国际接轨,引进国际先进的医疗设备和卫生管理模式,实现医疗资源的有效管理。(2)重视居民健康生产效率的区域差距。当前应积极构建健康领域合作交流平台,推进医药企业、医疗卫生机构、卫生院校的区域交流合作,实现居民健康生产效率的空间均衡。(3)改革和完善影响居民健康生产效率外部环境的相关措施。推动健康产业良性发

展与合理布局;加大财政对健康教育的投入力度,提高健康知识的宣传普及;强化制度建设,防范医保道德风险。

参考文献:

1. 卜胜娟等(2020):《中国地区健康产出效率测度及空间效应分析》,《国土资源科技管理》,第3期。
2. 常雪等(2018):《城乡医保统筹对居民健康的影响》,《中国人口科学》,第6期。
3. 傅虹桥等(2017):《健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据》,《经济学(季刊)》,第2期。
4. 胡安宁(2014):《教育能否让我们更健康——基于2010年中国综合社会调查的城乡比较分析》,《中国社会科学》,第5期。
5. 李向前等(2013):《中国省域国民健康生产效率差异与影响因素研究》,《统计与信息论坛》,第8期。
6. 李向前等(2014):《中国区域健康生产效率及其变化——结合DEA、SFA和Malmquist指数的比较分析》,《数理统计与管理》,第5期。
7. 王俊、昌忠泽(2007):《中国宏观健康生产函数:理论与实证》,《南开经济研究》,第2期。
8. 姚树洁、刘貽佳(2012):《OECD国家卫生保健系统技术效率比较研究》,《当代经济科学》,第3期。
9. 张宁等(2006):《应用DEA方法评测中国各地区健康生产效率》,《经济研究》,第7期。
10. Arrow K.J.(1962), The Economic Implications of Learning by Doing. *The Review of Economic Studies*. 29(3): 155-173.
11. Bate L., Mukherjee K., Santerre R.E.(2010), Medical Insurance Coverage and Health Production Efficiency. *The Journal of Risk and Insurance*. 77(1):211-229.
12. Cochrane A.L., StLeger A.S., Moore F.(1978), Health Service "Input" and Mortality "Output" in Developed Countries. *Journal of Epidemiology & Community Health*. 32(3):200-205.
13. Greene W.(2010), A Stochastic Frontier Model with Correction for Sample Selection. *Journal of Productivity Analysis*. 34(1):15-24.
14. Kwack H., Sklar D., Skipper B., Kaufman A., Fingado E., Hauswald M.(2004), Effect of Managed Care on Emergency Department Use in an Uninsured Population. *Annals of Emergency Medicine*. 43(2):166-173.
15. Liu G.G., Wu X., Peng C., FU A.Z.(2003), Urbanization and Health Care in Rural China. *Contemporary Economic Policy*. 21(1):11-24.
16. Mitropoulos P., Kounetas K., Mitropoulos I.(2016), Factors Affecting Primary Health Care Centers' Economic and Production Efficiency. *Annals of Operations Research*. 247(2):807-822.
17. Retzlaff-Roberts D., Chang C.F., Rubin R.M.(2004), Technical Efficiency in the Use of Health Care Resources: A Comparison of OECD Countries. *Health Policy*. 69(1):55-72.
18. Seo B., Senauer B.(2011), The Effect of Education on Health among US Residents in Relation to Country of Birth. *Health Economics*. 20(1):45-55.
19. Varabyova Y., Muller J.(2016), The Efficiency of Health Care Production in OECD Countries: A Systematic Review and Meta-analysis of Cross-country Comparisons. *Health Policy*. 120(3):252-263.
20. Yilma Z., Van Kempen L., De Hoop T.(2012), A Perverse 'Net' Effect? Health Insurance and Ex-ante Moral Hazard in Ghana. *Social Science & Medicine*. 75(1):138-147.

(责任编辑:李玉柱)