

高技术服务业集聚对区域创新效率影响的门槛效应

王飞航,王钰森

(兰州理工大学 经济管理学院,兰州 730050)

摘要:文章利用两阶段网络SBM模型对我国30个省份的创新效率进行测算,同时从Marshall集聚的视角构建高技术服务业集聚与创新效率的门槛回归模型。结果发现:我国整体创新效率偏低,其中创新研发效率明显高于创新转化效率,且有向“两极分化”方向发展的趋势;高技术服务业集聚对创新效率的影响呈现出非线性的“U”型关系,低、中度集聚模式下对创新效率有不同程度的正向影响,而在高度集聚模式下反而有所下降;低、中度经济发展水平下该产业集聚表现为对创新效率不同程度的抑制作用,高经济发展水平下则表现为对创新效率的正向促进作用。

关键词:创新效率;高技术服务业;产业集聚;门槛回归

中图分类号:F127 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2021)04-0091-04

0 引言

“高技术服务业”一词源于我国政府出台的文件,王瑞丹(2006)^[1]认为高技术服务业是一种以网络技术以及信息技术等高新技术为支撑,以服务为表现形式,手段更先进,具有高科技含量和高附加值的新型现代服务业,是高新技术产业向传统服务业的渗透,并兼具两者的优势;后续学者对高技术服务业的定义与之类似,认为该产业是以先进的科学技术为社会、企业等提供优质服务的知识密集型产业^[2-3]。

高技术服务业作为新兴行业,目前国内主要从以下四个角度进行研究:一是从影响该产业发展的因素方面,研究发现经济环境、政策支持、对外开放水平等是促进高技术服务业发展的主要原因^[4-5];二是从该产业自身集聚的角度,认为共享基础设施和劳动力、知识溢出、相关投入以及其他关联产业的带动互补效应是促使该产业集聚的主要因素^[6,7];三是针对该产业目前的发展状况作出评价,相关研究指明该产业的发展在各地区间存在较大的差异^[8,9];四是将高技术服务业与其他关联产业的协同发展问题作为关注和研究的热点,研究表明高技术服务业对推动诸如高技术产业、制造业等需要高知识投入的产业的发展具有促进作用,多表现在提高其他产业创新能力、产出以及两者协同发展等方面^[10,11]。

本文选取我国2008—2017年的面板数据,从Marshall集聚的视角探讨高技术服务业集聚对区域创新效率的影响。

1 模型与指标选取

1.1 两阶段网络SBM模型

本文基于前人的研究^[12,13],采用非径向的两阶段网络DEA模型。

1.2 投入产出指标选取

对于整个创新的投入产出过程,本文将其分为两个子阶段:第一阶段是创新的基础研发阶段,主要是指各区域的高校、科研机构等部门对于理论科研创新的投入和产出;第二阶段是创新的商业转化阶段,即通过将第一阶段的理论创新成果投入市场从而带来收益的过程,因此可以得到整体创新效率值、创新研发效率值和创新转化效率值。

关于创新的原始投入指标,大多数学者将其设定为人员投入以及经费投入,其认可程度相对较高,本文将各省R&D经费支出和R&D全时当量人员作为创新研发阶段的投入,然而近些年来一些学者关注到研发资本在积累过程中对于创新的影响,本文参考董登珍等^{[2018][14]}的做法,取2000年后的折旧率为15%,其计算公式为: $C_{(t)} = I_{(t-1)} + (1 - \sigma)C_{(t-1)}$ 。其中, $C_{(t)}$ 为当期的资本存量, $I_{(t-1)}$ 为上期的资本投入, σ 为折旧率, $C_{(t-1)}$ 为上期资本存量;初始的研发资本存量公式为:

$$C_{(0)} = \frac{I_{(0)}}{g + \sigma}$$

其中, $C_{(0)}$ 为初始存量值, $I_{(0)}$ 为首期资本投入, g 为研发资本的增长率。以此得出各年的研发资本存量并将其纳入该阶段的指标体系中。

对于创新研发阶段的产出,专利数量一直是一项被众多学者所采纳的指标,虽然该指标自身也存在某些问题,如有学者指出专利数量衡量创新可能会存在高估现象^[15],但基于数据的可获得性,目前仍无更优的替代指标,且其中发明专利的创造性价值更大,实用性更强,更能反映出

基金项目:甘肃省软科学研究项目(150ZKCA022-2)

作者简介:王飞航(1978—),男,陕西西安人,硕士,副教授,研究方向:技术创新管理。

王钰森(1994—),男,河南新乡人,硕士研究生,研究方向:技术创新管理。

区域创新研发产出水平,因此本文将各省的专利申请数量、发明专利授权数量纳入该阶段指标;而科技论文数量可以反映区域的基础研究和理论研究的产出情况,本文将各省发表的三大索引(SCI、EI、ISTP)论文数量纳入指标体系中。

最终创新商业化的产出,本文选取各省的技术市场成交合同金额、新产品销售额以及规模以上工业企业的新产品出口额作为该阶段的产出指标,同时为满足数据指标需要,本文利用SPSS软件对上述9项指标做了皮尔逊相关性分析,均通过显著性检验。另外考虑到投入产出的时滞性问题,本文设定子阶段的时滞期限为1年,整个创新过程时滞期为2年,例如创新研发投入指标的日期为2015年,则中间产出的日期设定为2016年,最终产出的日期为2017年,本文测算的日期范围为2008—2017年,以此得出共10年的创新效率值。

1.3 门槛模型设定

门槛回归最早由国外学者 Hansen(1999)^[16]为研究数据结构的突变性问题及变量间非线性关系而提出。固定效应下的单一面板门槛模型表达式如下:

$$y_{it} = \mu_i + \theta_1 x_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma)} + \theta_2 x_{it} I_{(q_{it} > \gamma)} + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots; t = 1, 2, \dots)$$

其中, μ_i 为个体效应, θ_1 和 θ_2 为待估参数值, x_{it} 为解释变量, q_{it} 为门槛变量, γ 为门槛值, ε_{it} 为随机扰动项, I 为示性函数,若可满足门槛条件,则取值为1,否则取值为0。在此基础上双重门槛模型表达式为:

$$y_{it} = \mu_i + \theta_1 x_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma_1)} + \theta_2 x_{it} I_{(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2)} + \theta_3 x_{it} I_{(q_{it} > \gamma_2)} + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots; t = 1, 2, \dots)$$

1.4 变量选取

被解释变量。本文选取经过DEA模型测算后的整体创新效率值作为被解释变量。

核心解释变量。区位熵值向来被大多数学者用来衡量 Mashell 集聚的强弱,其数据易于获取且可靠程度相对较高,本文选取各省高技术服务业区位熵作为核心解释变量,具体参考张可(2019)^[17]的做法,计算公式为: $LQ_{ij} = (S_{ij}/S_j)/(S_i/S)$,其中 LQ_{ij} 表示区位熵值, S_{ij} 表示第 j 个省份的 i 产业的就业人数, S_j 表示 j 省份所有产业的就业人数, S_i 表示全国 i 产业的就业人数, S 表示全国所有产业的就业人数。

门槛变量。本文选取高技术服务业区位熵值以及各省人均GDP作为门槛变量,以具体探讨该产业在不同程度的集聚模式及经济水平下对创新效率的影响。

控制变量。本文主要从五个不同方面考虑控制变量:(1)对外开放水平。该变量通常从两个方面考虑,一是从各区域进出口贸易的角度,二是从外商对本区域投资的角度,基于数据的易得性,本文选取各省外商直接投资额占GDP的比重来衡量区域的对外开放水平。(2)市场化水平。本文选用各省国有工业企业的主营业务收入占规模以上工业企业的主营业务收入的比例来衡量各省的市场

产权结构。(3)产学研合作强度。省内企业与高校、研发机构合作的强弱可能也会对创新效率产生一定影响,本文采用秦青(2018)^[18]的做法,利用企业R&D经费外部支出中高校和研发机构的金额占企业R&D经费内部支出的比重来衡量。(4)政府支持程度。本文利用各省科学技术支出金额占总财政支出的比重来说明该指标。(5)受教育水平。本文用各省平均受教育年限来衡量该变量,具体参考刘明等(2018)的做法,设定小学为6年、初中为9年、普通高中及中职为12年、大专以上为16年,则平均受教育年限=小学人口/6岁以上人口*6+初中人口/6岁以上人口*9+普通高中及中职人口/6岁以上人口*12+大专以上人口/6岁以上人口*16。

2 研究对象及数据来源

2.1 研究对象选择

高技术服务业在我国尚属新兴产业,我国学者和政府部门对其的定义划分不尽相同,本文所指的高技术服务业主要参考国家统计局的划定标准,将信息传输、软件和信息技术服务业、科学研究和技术服务业界定为研究对象,由于知识产权服务的数据难以获取且所占份额较小,在本文的研究中暂时不考虑该产业。

2.2 数据来源

数据来源于《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》以及各省有关统计年鉴。整理得出的我国30个省份(不含西藏和港澳台)2008—2017年的面板数据,数据描述性统计如表1所示。

表1 各变量描述性统计

变量	均值	标准差	最大值	最小值
整体创新效率 <i>eff</i>	0.560	0.258	1.000	0.113
区位熵值 <i>qws</i>	1.008	0.603	4.096	0.476
对外开放水平 <i>open</i>	0.358	0.446	4.466	0.047
市场化水平 <i>mar</i>	0.363	0.179	0.836	0.095
产学研合作强度 <i>coop</i>	0.064	0.052	0.403	0.010
政府支持程度 <i>gov</i>	0.019	0.014	0.072	0.004
平均受教育年限 <i>edu</i> (年)	8.918	0.944	12.502	6.764
人均GDP(元)	44604.110	23736.650	128994.000	9855.000

3 实证分析

3.1 我国各省份创新效率评价

通过软件MaxDEA 7.11测算,本文以整体创新效率是否为1以及是否达到当年全国平均水平可得大致的区域分布情况如下页表2所示,并根据各年全国的效率均值走势绘制下页图1。

从图1可以看出,我国区域整体创新效率水平不容乐观,整体创新效率均值较好时在0.6附近波动,最差时低于0.5,其中近些年持续处于整体效率有效的省份主要包括北京、广东、上海等,但从时间维度上看仍有所提高,2016年其均值达到最高点,到2017年略有下滑;而从各年是否

表2 整体创新效率区域分布

年份	效率为1	效率大于均值
2008	北京、上海、广东	天津、江苏、浙江、福建、海南、湖南、广西、山东、重庆
2010	北京、上海、广东	天津、吉林、江苏、浙江、福建、山东、湖南、广西、海南、重庆
2012	北京、上海、广东、江苏	天津、江苏、浙江、福建、湖南、广西、山东、重庆、安徽
2015	北京、江苏、浙江、广东	上海、安徽、山东、福建、湖北、湖南、重庆
2017	北京、上海、广东	吉林、浙江、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、海南、广西

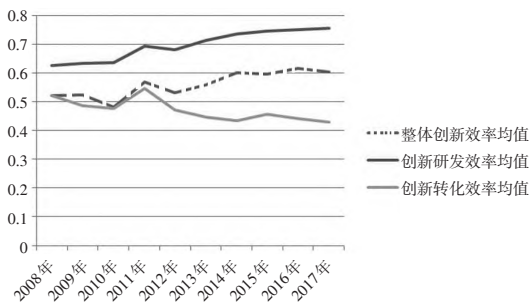


图1 我国创新效率均值走势图

达到创新效率平均水平情况来看,整体变化不大,基本每年约有9个省份效率水平高于全国效率均值,而2015年较少,只有7个省份,且创新效率较高的大多位于经济发达地区,我国西部等经济落后地区创新效率较差,大多处于平均水平以下,这点与前人的研究相吻合;从走势图中可以看出,两个子阶段的效率均值表现出向“两级分化”方向发展的态势,创新研发效率均值从2008年的0.626上升至2017年的0.756,而创新转化效率均值从2011年起有较大幅度的下滑,在10年的时间内反而从0.522下降至0.429,这表明我国整体基础科研创新效率水平较高,而在科研成果向商业收益转化方面有所欠缺,因创新转化效率较低而导致整体效率低下;这种高研发、低转化的态势也反映出我国基础研发的能力与经济转化能力不相匹配,科研的创新产出不能及时转化为收益从而带动当地经济发展,这可能是由市场化机制的缺失和融资环境的影响而导致,但某些省份如陕西的创新研发效率远远高于其转化效率,这或许与当地高校数量较多,承担着巨大的科研任务的同时其市场化程度和经济发展水平又较低有关。

3.2 产业集聚程度的门槛模型回归结果

以整体创新效率为被解释变量,以高技术服务业区位熵值为解释变量及门槛变量,和其余控制变量一起纳入模型,经Stata 11.0运行后可从表3可以看出门槛模型的显著性情况,临界值分别为1%、5%、10%,结果显示单一门槛模型在1%水平下通过显著性检验,双重门槛模型在5%水平下通过显著性检验,而三重门槛模型未通过显著性检验。

表3 产业集聚程度门槛效应检验结果

门槛模型	门槛值	F值	P值	BS	临界值		
					1%	5%	10%
单一门槛	0.587	25.327***	0.002	500	16.801	11.102	7.845
双重门槛	0.587, 1.341	12.286**	0.018	500	13.394	7.999	5.783
三重门槛	0.587, 1.341, 1.843	0.137	0.72	500	12.998	7.207	4.361

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平下显著,下表同。

门槛值分别为0.587和1.341的似然比检验如图2所示,其中LR为0时的对应点为门槛值,LR < 7.5的对应区

间为95%水平下的置信区间。

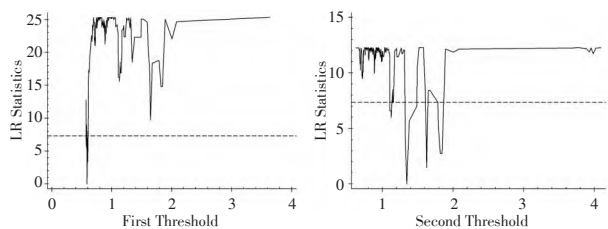


图2 门槛值为0.587和1.341的似然比检验图

该结果表明高技术服务业在不同的集聚水平下对区域创新效率的影响不同,因三重门槛模型未能通过显著性检验,以双重门槛模型为例对结果进行分析,根据门槛值可将高技术服务业集聚程度分为低度集聚模式($qws \leq 0.587$),中度集聚模式($0.587 < qws \leq 1.341$),高度集聚模式($qws > 1.341$),门槛回归结果如表4所示。

表4 产业集聚程度门槛模型回归结果

	系数值	t值	P值
<i>fdi</i>	0.097**	2.49	0.013
<i>mar</i>	-0.217	-1.46	0.146
<i>coop</i>	0.439***	3.26	0.001
<i>gov</i>	-4.850***	-4.47	0.000
<i>edu</i>	0.130***	5.32	0.000
$qws(qws \leq 0.587)$	0.443***	4.06	0.000
$qws(0.587 < qws \leq 1.341)$	0.119**	2.47	0.015
$qws(qws > 1.341)$	-0.019**	-1.98	0.049
常数项	0.161***	3.57	0.000

从面板门槛模型的回归结果来看,高技术服务业集聚在其自身的门槛效应下与创新效率之间大致呈现“倒U”型的非线性关系,在低度集聚模式下,其影响系数为0.443,在1%水平下通过显著性检验;中度集聚模式下,其影响系数为0.119,高度集聚模式下,影响系数为-0.019,均在5%水平下通过显著性检验。从整体来看,高技术服务业在较低的集聚水平下对创新效率的正向影响是最大的,分析其原因可能是在高技术服务业集聚的初期,各种资源正处于快速整合的阶段,该产业的发展需要大量知识型人才的汇集,高技术服务业作为新兴产业又同时具有极大的诱惑力,因此会在短期内吸引众多创新资源,而该产业又具备着推动其他产业协同发展的优势,从而可在此阶段大幅推动区域创新水平的提升,集聚模式下地理位置上的邻近也有利于知识信息的扩散,其为技术创新提供了有利条件;但在集聚水平不断加大的过程中,对创新效率的正向影响逐渐趋于平缓,中度集聚水平下已经下降为0.119,在高度集聚水平下对创新效率反而有一定的抑制作用,分析其原因可能是随着集聚程度的提高,行业市场内的竞争日渐激烈,其集聚状态下的资源优势变得不那么明显,行业规模变得庞大以及技术日趋成熟的过程中也伴随着大量的员工跳槽和流动,其创新成果极易被竞争对手抄袭和模仿,会在一定程度上挫伤企业的原创动力,也产生了一定的拥挤效应,因此对创新效率产生了不利影响。控制变量方面,对外开放水平、受教育水平以及产学研合作都对创新效率有显著的正向影响,市场化水平未通过显著性检验,但政府的支持力度对创新效率的影

响显著为负,这可能是因为政府对科技财政上的支持会造成当地企业本身R&D经费的冗余,产生挤出效应,不利于创新效率的提升。

3.3 经济发展水平的门槛模型回归结果

将人均GDP作为门槛变量,整体创新效率和区位熵分别作为被解释变量和解释变量,进一步探讨不同经济发展水平下高技术服务业集聚对创新效率的影响,门槛检验结果如表5所示。

表5 经济发展水平门槛效应检验结果

门槛模型	门槛值	F值	P值	BS	临界值		
					1%	5%	10%
单一门槛	25000	25.956***	0.004	500	18.733	10.556	8.591
双重门槛	25000,40000	13.403**	0.022	500	16.179	9.992	6.322
三重门槛	25000,40000,73000	4.595	0.196	500	16.876	10.552	8.133

可以看出单一门槛模型在1%水平下通过显著性检验,双重门槛模型在5%水平下通过检验,三重门槛模型未通过检验,此外还需对门槛值的真实性进行检验,其似然比检验如图3所示:

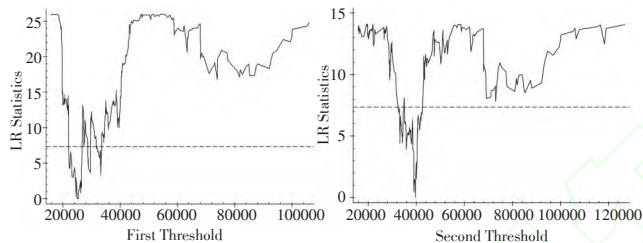


图3 门槛值为25000和40000的似然比检验图

该检验结果证实不同经济发展水平下,高技术服务业集聚对创新效率的影响不同,突变效应明显,因三重门槛模型未通过显著性检验,同样以双重门槛值将其划分为低经济发展水平($GDP \leq 25000$)、中等经济发展水平($25000 < GDP \leq 40000$)和高经济发展水平($GDP > 40000$),门槛回归结果如表6所示。

表6 经济发展水平门槛回归模型结果

	系数值	t值	P值
<i>fdi</i>	0.167***	2.70	0.007
<i>mar</i>	-0.224	-1.26	0.208
<i>coop</i>	0.551***	3.60	0.000
<i>gov</i>	-5.410***	-4.29	0.000
<i>edu</i>	0.090*	1.89	0.060
<i>qus</i> ($GDP \leq 25000$)	-0.143***	-3.61	0.000
<i>qus</i> ($20000 < GDP \leq 40000$)	-0.040**	-2.55	0.011
<i>qus</i> ($GDP > 40000$)	0.030**	2.14	0.033
常数项	0.513***	2.70	0.007

从回归结果来看,不同经济发展水平下该产业集聚与创新效率之间呈现出“U”型的非线性关系,低经济发展水平下高技术服务业集聚对创新效率有显著的抑制作用,影响系数为-0.143,并在1%水平下通过显著性检验,中等经济发展水平下该产业集聚仍表现出对创新效率的负向影响作用,但其影响程度已经不如低经济水平下的明显,系数为-0.04并在5%水平下通过显著性检验;当人均GDP > 40000即处于高经济发展水平下时,高技术服务业集聚已表现为对创新效率的正向促进作用,其系数为0.03并在5%水平下通过显著性检验。该结果表明在较低经济发展

水平下,高技术服务业集聚不利于创新,可能是因为经济环境较差时,不利于各种优势资源和人才的聚集,但经济发展落后的区域通常无法吸引这些优势资源,而该产业对创新的正向影响难以体现;但随着经济发展水平的提高,这种不利的局面将逐步得到改善,当达到高经济发展水平时,该产业集聚将对创新效率发挥正向的促进作用。

4 结论

(1)网络DEA模型的效率测算结果表明,我国整体创新效率处于较低水平,但近些年来有逐步提高的趋势,且经济较发达地区创新效率要高于西部等经济落后地区,从子阶段的创新效率情况来看,我国创新研发阶段效率要明显高于创新转化阶段效率,且两者近些年在向“两极分化”的方向发展。

(2)高技术服务业的区位熵值和各地区人均GDP均通过单一门槛模型和双重门槛模型的显著性检验,且门槛值的真实性也通过了似然比检验,表明高技术服务业集聚对创新效率的影响存在结构突变,两者呈现出明显的非线性关系。

(3)高技术服务业集聚在其自身集聚程度的影响下表现出对创新效率先促进后抑制的“倒U”型关系,在低度和中度集聚模式下对创新效率有正向促进作用,且低度集聚模式下的正向影响最为明显,高度集聚模式下对创新效率有抑制作用。

(4)高技术服务业集聚在不同经济发展水平下对创新效率的影响是先抑制后促进的“正U”型关系,低经济发展水平和中度经济发展水平下该产业集聚均表现出对创新效率的负向影响,且低经济发展水平下的负向影响最明显,高经济发展水平下则有利于创新效率的提高。

(5)从控制变量对创新效率的影响来看,对外开放水平、受教育水平、产学研合作程度均有利于创新效率的提升,但政府的支持程度表现为不利影响。

参考文献:

- [1]王瑞丹.高技术型现代服务业的产生机理与分类研究[J].北京交通大学学报(社会科学版),2006,(1).
- [2]陈华鹏,翁端,孙德江.我国高技术服务业的发展现状及前景展望[J].现代化工,2006,(8).
- [3]王仰东,杨跃承,赵志强.高技术服务业的内涵特征及成因分析[J].科学与科学技术管理,2007,(11).
- [4]吴旭晓.我国高技术服务业效率演化及其影响因素研究[J].管理科学,2015,(2).
- [5]徐硕强,孙正翠,周丽娟.基于主成分分析法的科技服务业集聚化发展影响因素研究[J].科技进步与对策,2016,33(1).
- [6]张继良,胡健.中国高技术服务业的集聚特征与影响因素研究[J].地域研究与开发,2014,33(4).
- [7]周霄.中部六省高技术服务业集聚水平及影响因素研究[D].太原:中北大学学位论文,2015.
- [8]姚正海,刘肖,路婷.我国高技术服务业创新效率评价研究[J].经济问题,2016,(9).

医疗保障制度对农村居民健康影响的实证

鄢洪涛, 杨仕鹏

(湘潭大学 公共管理学院, 湖南 湘潭 411105)

摘要:文章基于中国家庭追踪调查(CFPS)2012年和2018年数据,运用PSM-DID方法考察了医疗保障制度对农村居民健康的影响,并分析了这一影响在不同年龄和不同收入群体中的异质性。结果表明,医疗保障制度未能对农村居民的自评健康和慢性疾患患病率产生显著影响;医疗保障制度显著提高了农村居民的两周身体不适率;医疗保障制度对不同年龄段、不同收入的农村居民健康的影响存在异质性。

关键词:医疗保障制度;农村居民;健康绩效;PSM-DID

中图分类号: F842.6; F323.89 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-6487(2021)04-0095-05

0 引言

农村居民因受经济条件、生活条件等因素的制约,遭受健康冲击的风险较大,抵御健康冲击的能力却相对较弱。因此,保障全民健康的重点和难点就在于有效维护和改善农村居民健康。医疗保障制度的设计初衷在于通过降低医疗费用负担促进对医疗服务的利用,从而改善农村居民的健康状况。然而,学界对于医疗保障制度能否实现这一设计初衷还尚未形成共识。

有的学者认为医疗保障制度有助于提升参保者的健康水平^[1]。如Wang等(2009)^[2]研究发现,农村互助医疗保险(RMHC)显著降低了全年龄段农村居民的自报疼痛和焦虑比例,提高了55岁以上个人的行动和自理能力。黄晓宁和李勇(2016)^[3]研究发现,新农合制度具有显著的健康效益,加入新农合使得农村居民日常活动能力增强,而

且参加新农合后农村居民过去四周生病概率减小。还有的学者认为医疗保障制度并不必然改善参保者健康状况。如Chen和Jin(2012)^[4]研究发现,尽管新农合的覆盖范围广泛,但其对参保儿童健康的影响仍然有限。刘晓婷(2014)^[5]通过交互作用分析探讨“医疗保险”的交互效应时发现,将新农合作为调节变量调节医疗总花费时,将导致农村居民的健康水平下降。邹薇和宣颖超(2016)^[6]研究发现,由于政策落实力度不够,使得新农合对农村居民健康未产生显著影响。

综上所述,学界关于医疗保障制度与农村居民健康之间因果关系的认识存在较大分歧。主要原因在于,现有研究大多未能同时解决参保状态的内生性问题和健康状况的度量问题对估计结果的影响^[7]。为此,本文重新考察医疗保障制度对农村居民健康的影响,以期更加准确、客观地认识医疗保障制度的健康绩效,为进一步深化医疗保障制度改革提供经验依据。

基金项目:国家社会科学基金青年项目(14CZZ031);湖南省教育厅优秀青年项目(19B556)

作者简介:鄢洪涛(1980—),女,湖南长沙人,博士,副教授,研究方向:医疗卫生政策与绩效评估。

(通讯作者)杨仕鹏(1994—),男,湖南邵阳人,硕士研究生,研究方向:社会保障、政府绩效。

[9]王正新,朱洪涛,陈雁南.我国高技术服务业区域发展水平综合评价——基于因子分析与改进聚类分析的实证研究[J].科技管理研究,2016,36(15).

[10]朱月友,韩东林.中国高技术服务业对高技术产业的贡献度测算[J].统计与决策,2017,(6).

[11]李闪闪.我国装备制造业与高技术服务业融合发展研究[D].太原:山西财经大学学位论文,2018.

[12]Färe R, Grosskopf S. Network DEA [J]. Socio-economic Planning Sciences, 2000, 34(1).

[13]Tone K, Tsutsui M. Network DEA: A Slacks-based Measure Approach [J]. European Journal of Operational Research, 2009, 197(1).

[14]董登珍,林晓霞,龚明.湖北省技术创新效率评价——基于研发资

本存量角度[J].科技管理研究,2018,38(16).

[15]Janger J, Schubert T, Andries P, et al. The EU 2020 Innovation Indicator: A Step Forward in Measuring Innovation Outputs and Outcomes? [J]. Research Policy, 2017, 46(1).

[16]Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2).

[17]张可.不同产业集聚对区域创新的影响及其空间溢出效应[J].西安交通大学学报(社会科学版),2019,39(2).

[18]秦青.区域工业企业技术创新效率及影响因素——基于三阶段SBM模型的分析[J].地域研究与开发,2018,37(2).

(责任编辑/易永生)