

卫生投入对中国健康人力资本及经济增长影响的结构分析

陈 浩

【摘 要】文章通过分析 1993~2008 年中国 30 省份卫生结构演变特征显示,卫生投入结构的失衡是当前中国医疗卫生发展中所暴露出的突出问题之一,表现为个人比例过高,而公共比例偏低,而借助省份面板协整模型实证研究结果进一步表明,其不仅短期内直接降低了民众健康福利水平,构成了对区域经济增长的负效应,且地区间的卫生结构差距将显著影响到区域健康人力资本长期发展能力,进而对长期经济增长能力和增长方式转型也构成深远影响。文章认为,新医改内涵要立足于将改善民生健康福利与实施人力资本发展战略相结合,以理顺和完善卫生投入主体结构为切入点,促进整个医疗卫生领域的结构优化和长效发展。

【关键词】卫生投入结构 健康人力资本 经济增长 面板协整

【作 者】陈 浩 江苏大学工商管理学院,副教授。

一、研究背景

改革开放以来,中国卫生事业发展总体取得了长足的进步,卫生投入有了显著增长,但与发达国家相比,一方面,投入规模仍显不足;另一方面,伴随着投入主体的多元化演变,卫生投入结构问题日益突出。近年来,少数地区出现医疗领域个人负担过重,民众看病难、看病贵的问题突出;在一些公共卫生领域,暴露出诸如投入主体虚位和投入不足,公共基础卫生发展水平低下,面对诸如非典、禽流感等公共卫生危机事件,其保障能力显著不强等问题。

随着近年来人口健康与医疗卫生等民生领域日益得到重视,国内理论界对此也形成了一些研究成果。陈洪海(2005)运用协整模型验证了中国卫生费用与 GDP 增长之间存在紧密关系,王俊(2007)分析了政府卫生支出规模不足问题及其对策;而蒋萍等(2008)研究发现,人口健康与中国长期经济增长之间存在相互促进的关系;王弟海等(2008)则利用中国跨省数据对健康投资、健康人力资本与经济增长关系进行了实证检验。此外,张车伟(2003)魏众(2004)等则从微观视角对健康与个人(家庭)工资收入增长、产出效率关系等方面进行

了实证探讨。

上述研究分别对卫生投入与健康发展及经济增长之间进行了有价值的探索,但尚存在一些不足:现有文献大都集中在卫生投入数量指标,而很少涉及结构指标,因而难以深层次解释其内在关系;此外,在研究方法上,多数研究还停留在一般时间序列数据的 OLS 模型分析,因而无法回避诸如“伪回归”问题,也导致分析结果准确性受到一定影响。基于此,本文从结构角度,对 1993~2008 年中国省份区域(下简称省)卫生投入结构的演变特征进行考察,进而构筑卫生投入结构因素对区域健康人力资本发展与经济增长影响关系的面板协整模型,并运用省份数据进行实证分析。

二、中国区域卫生投入发展的结构分析

(一) 卫生投入结构体系的构成

中国区域卫生投入结构类型大致包括 3 种形态:(1)个人卫生投入(GR)。以统计年鉴中各省城乡居民年度实际人均医疗保健支出的均值为衡量指标。(2)政府卫生投入(CZ)。以财政卫生费用支出指标值的人均值表示。其中,1997~2008 年数据可直接从《中国统计年鉴》中获得,而 1993~1996 年的《中国统计年鉴》中没有上述指标数值,但有财政科教文卫支出指标。这里借鉴张宁、胡鞍钢(2006)的做法,统一设各省财政支出中,卫生费用占科教文卫支出比例为 1/4,这样可间接获得所需指标数据。(3)社会卫生投入(SH)。主要以各省人均社会医疗保险基金支出指标来衡量^①。由于中国医疗保险体系发展起步较晚,且推进不均衡^②,因此,直到 2001 年,《中国统计年鉴》才开始有相应省份的年度数据,故社会卫生投入指标初值定为 2001 年,取人均值,得社会卫生投入实际值。

(二) 区域间卫生投入结构的演变特征

为了清晰地反映区域卫生投入结构演变,这里设计了个人卫生负担系数指标(ϑ),有 $\vartheta_i = \frac{GR_i}{GR_i + CZ_i + SH_i}$,考虑到 SH 数据从 2001 年才开始,因此,将 ϑ 分为两种情形分别计算:(1)以剔除 SH 的个人卫生负担系数反映 ϑ' 整个样本期(1993~2008 年)各省卫生投入结构;(2)以包含 SH 的 ϑ'' 反映 2001~2008 年卫生投入结构。

通过计算不同时期个人负担系数 ϑ' 和 ϑ'' 值的变化,可发现存在以下演变特征:

1. 系数值总体呈现递增特征。大多数省份 1993~2008 年 ϑ' 经历了 20 世纪 90 年代初期的短暂下降后,1995~2000 年急剧上升,甚至达到最高值,之后,虽然增长放缓,部分地区也

^① 衡量社会医疗保险发展指标有保险基金汇集规模和支出规模。由于本文侧重从支出流角度研究卫生费用结构,因此宜选择基金支出指标,其可以很好地反映社会卫生产效。

^② 目前中国社会医疗保险体系大致包括:城镇职工医保、城镇居民医保和农村“新农合”,而这三块并不是同步的,其中城镇职工医保改革起步最早,从“两江”(镇江、九江)率先试点(1994 年),逐步扩大试点地区,到全国全面推广(1998 年),而全国城镇居民医保全面启动(2002 年)、新农合施行(2005 年)。

有所下降,但总体维持相对高水平。而 ϑ'' 值上,各地区2001年以来,都经历了个人负担系数的逐步降低过程,在部分社会医疗保险水平较高的地区(如上海、北京), ϑ'' 下降幅度更大。

2.系数均值总体偏高。计算发现,各省 ϑ' 的均值范围为0.626~0.879,而 ϑ'' 的均值范围为0.25~0.81,但主要集中区为0.6以上,说明总体上中国卫生投入结构中的个人比重要远超过公共比重;而 $\vartheta'' < \vartheta'$,反映了社会医疗保险一定程度减轻了个人医疗负担,但由于各地医疗保险实施程度和保障水平差异,导致这种分担能力也存在极大差异(各省 ϑ'' 值差距拉大)。

3.进一步按照省份均值水平排序,发现 ϑ' 与 ϑ'' 存在某种同向关联,特别是在极值两端尤为明显。计算 ϑ' 值最大的前两个省是:河南(0.879)和河北(0.871),而 ϑ'' 值最大的也是河南(0.81)和河北(0.793); ϑ' 最小的6个省依次是北京(0.626)、上海(0.651)、青海(0.717)、新疆(0.724)、天津(0.748)和海南(0.759),而 ϑ'' 最小的则依次是上海(0.25)、北京(0.334)、新疆(0.49)、天津(0.516)、青海(0.542)和海南(0.575),省份排位基本一致,只是个别细微变化;而位于中间的其他省份,虽然排序有所差异,但上下系数值比较接近,总体差异不大。

(三) 基于卫生结构水平差异的区域分类

基于以上分析,我们忽略 ϑ' 与 ϑ'' 之间差异,统一选择以 ϑ 均值水平衡量区域卫生结构差异,这样将全部样本省划分为两类区域:相对低负担地区A($\vartheta' \in (0.62, 0.799)$)相对高负担地区B($\vartheta \in (0.8, 0.876)$),经过计算,其中地区A包括的省份有北京、上海、天津、福建、海南、青海、新疆、宁夏、内蒙古、山西、贵州、云南,其余为B地区。构成地区A的有两类:一类是经济发达、城镇化水平较高的东部沿海省份,这类地区一方面地方政府财力强,另一方面城镇地区相比农村地区社会保险比例较高^①,因而个人卫生负担系数较低;另一类则是西部少数民族聚集省份,其系数低主要受惠于国家民族扶持和西部大开发政策。

三、实证研究设计

(一) 模型与变量的确定

基于Lucas(1988)内生增长模型,不考虑其他人力资本形态,将经济增长中的人力资本因素仅限定为健康,其主要由卫生投入决定,这样,形成卫生投入结构与健康人力资本及经济增长之间的分析模型,并以社会卫生投入(SH)变量为界,分别形成以下模型。

1.不考虑SH因素的健康人力资本模型和增长模型(取值区间为1993~2008年)

$$H_{i,t} = b_i + \gamma_1 CZ_{i,t} + \gamma_2 GR_{i,t} + \psi_{i,t} \quad (1)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 K_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 CZ_{i,t} + \beta_4 GR_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (2)$$

2.包括SH指标的健康人力资本模型和增长模型(取值区间2001~2008年)

$$H_{i,t} = b_i + \gamma_1 CZ_{i,t} + \gamma_2 GR_{i,t} + \gamma_3 SH_{i,t} + \psi_{i,t} \quad (3)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 K_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 CZ_{i,t} + \beta_4 GR_{i,t} + \beta_5 SH_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (4)$$

① 这也折射出当前中国卫生投入结构的另一层面问题——城乡结构,对此将另文探究。

以上模型中, i 为地区; t 为时间; a_i, b_i 为各自模型截距; γ, ψ, ξ 为随机扰动项。模型中除了卫生投入结构变量外,其他变量含义为:(1)人均实际GDP产出(Y);(2)各省人均固定资产投资(K),采取永续盘存法,折旧率设为5.6%;(3)人均劳动参与度(L),公式为: l_i/p_i ,其中 l_i 为省实际劳动力数, p_i 为省人口数;(4)健康(H),目前健康存量核算并无统一方法^①,基于数据可连续获得和易于计量分析的考虑,这里选择以省份年人口死亡率指标来衡量,其属于一种负向指标,即数值越高,反映区域健康水平越低,反之则越高。各变量实际数据来源于《中国统计年鉴》1993~2008年的30个省份数据(不含西藏和港澳台地区),且均以各种指标调整到1992年基期水平,所有模型变量均取实际变量的自然对数形式。

(二) 基本研究思路

结合本文研究目的和变量特征,选择基于E-G两步法检验基础上的面板协整和面板误差修正模型(PVECM)方法进行实证研究^②,具体步骤为:(1)分别采用LLC检验、IPS检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验对各变量及差分项进行单元根检验,其中重点考察LLC检验和Fisher-ADF检验,判断变量序列是否平稳,以满足E-G协整检验的同阶单整要求。(2)基于E-G两步法检验基础上的Kao检验(1999)协整检验。对面板数据模型进行OLS回归估计,方程形式设定为固定变截距形式,进一步对回归残差序列进行单元根检验,如果平稳,说明面板模型各变量之间协整关系存在。(3)在确定面板协整关系存在的基础上,建立相应的面板误差修正模型得到误差修正项 ECM_t 的系数,通过判断系数是否显著不为零,进一步验证面板误差修正模型是否可靠,进而分析变量间短期关系。(4)在此基础上,建立一种相对于同阶单整时间序列且具有长期趋势的静态协整方程,以分析检验模型中变量的长期关系。

四、实证结果与分析

首先分别对模型一至模型四及相应区域比较模型中的变量面板数据水平值和一阶差分进行单元根检验,检验结果显示,各变量的水平值均不能通过检验,而各变量的一阶差分值的单元根检验结果均能在1%显著水平上拒绝原假设,这一结果初步表明各模型变量之间具有同阶单整的性质,因此可以进一步进行面板协整检验。

通过对模型一至模型四进行OLS回归,获得相应的残差序列,进一步对残差序列的面板单元根进行检验,以判断模型协整关系是否存在。

表1显示,在健康方面,模型一中全国样本通过了协整检验。表明总体上中国政府卫生投入CZ和个人卫生投入与健康人力资本积累之间存在长期紧密的关系。而A地区基本通过检验,但B地区未能通过检验,显示了个人卫生负担越高,越不利于区域健康人力资本的

① 健康核算指标可分为两类:一类是基于健康产出角度,如预期寿命、死亡率、特定疾病发生率等;另一类是基于健康投入角度,如医疗卫生资源投入、健康费用支出等。由于本文将健康视为卫生投入的产出,故宜采用产出角度指标。

② 限于篇幅,该模型的理论从略,可参考高铁梅的《计量经济分析方法与建模》(第二版),清华大学出版社,2009年,第340~357页。

表1 残差单元根检验结果

ρ' 值区间内地区	单元根检验项	模型一	模型二	模型三	模型四
全国: 0.626~0.879	LLC	-2.585 ^{**} (0.005)	-2.4645 ^{**} (0.007)	-6.519 ^{***} (0.000)	-7.1323 [*] (0.000)
	IPS	-1.701 [*] (0.045)	-1.1834 ^{**} (0.0183)	-2.485 ^{**} (0.0065)	-1.6253(0.0525)
	ADF-F	83.187 ^{**} (0.026)	71.7355 [*] (0.0427)	99.83 ^{**} (0.0011)	86.9313(0.0576)
	PP-F	1081.439 ^{***} (0.000)	92.769 ^{***} (0.0239)	142.902 ^{***} (0.000)	64.988(0.41)
地区 A: 0.626~0.799	LLC	-1.222 ^{**} (0.0118)	-1.7218 ^{***} (0.000)	-3.4808 ^{***} (0.000)	-4.8819 [*] (0.000)
	IPS	-1.336(0.0908)	-0.8505 ^{**} (0.019)	-1.499(0.0667)	-1.7468(0.5635)
	ADF-F	43.824 ^{***} (0.0008)	26.1735 ^{**} (0.034)	42.2043 ^{**} (0.0122)	40.512(0.8816)
	PP-F	73.78 ^{***} (0.000)	23.1957 ^{**} (0.0248)	68.88 ^{***} (0.000)	45.196(0.4252)
地区 B: 0.8~0.879	LLC	-1.078(0.1405)	-2.326 ^{***} (0.01)	-4.6418 ^{***} (0.000)	-8.8036 [*] (0.0632)
	IPS	-0.4233(0.3379)	-2.141 ^{**} (0.016)	0.1158(0.546)	-1.788(0.3885)
	ADF-F	39.94(0.299)	59.663 ^{***} (0.0078)	41.116 [*] (0.0256)	57.315(0.2597)
	PP-F	40.894(0.2642)	65.0715 ^{**} (0.002)	39.339 ^{***} (0.0028)	40.788(0.268)

注:括号内为 p 值; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性检验。

长期发展;模型三结果显示,各样本区域变量均能通过协整关系检验。其中,全国能通过1%显著性检验,而 A 地区显著水平比 B 地区高,表明从长远角度看,实施医疗保险制度能不同程度地促进各区域健康人力资本的发展,且对于降低个人卫生负担水平也具有积极意义。

经济增长方面,模型二中的全国、地区 A 和地区 B 均通过了检验,各变量间存在协整关系;而模型四中各样本区均未通过检验,表明 2001 年以来,社会卫生投入(医疗保险支出)未能构成对经济增长的有效影响机制,这既反映了中国医疗保险起步较晚,其对长期经济增长影响的显现还存在一个较长的滞后期,同时也不可否认中国医疗保险制度自身还存在诸如总体覆盖面窄、保障水平低和发展不均衡等问题,导致其在经济发展中的总体影响力还不强,亟待进一步发展完善。

剔除不构成协整关系的模型二中的 B 地区和模型四中所有区域,对其余各模型构筑面板向量误差修正模型(PVECM)和协整模型,以进一步分析各变量之间短期和长期影响关系。

(一) 卫生投入结构与健康发展

1. 短期影响关系

基于上述分析,针对模型一、模型三不同地区,建立起 PVECM 模型,其中,模型一的地地区 B 因未通过协整检验而被剔除,根据变量协整检验,进行回归残差的自相关性分析,确定滞后项 m 为 1,形成结果如表 2 所示。

表 2 中所有模型的误差修正项 ECM 回归系数 λ 均为显著不为零的负值,表明该 ECM 模型可靠。但不同模型的 $|\lambda|$ 值相差较大,反映了短期内中国地区健康人力资本发展的波动性大,影响因素较为复杂。

从模型中影响变量系数符号发现,在没有医疗保险情况下,模型一显示了短期中国地区健康人力资本发展受先期存量水平影响较大(ΔH_{t-1} 系数为负),反映了短期内地区健康

表 2 卫生投入结构与健康的短期关系

变量	模型一		模型三		
	全国	地区 A	全国	地区 A	地区 B
ΔH_{t-1}	-0.0638***(-2.808)	-0.1938***(-2.846)	-0.1285(-1.598)	-0.2113(-1.743)	-0.1419(-1.299)
ΔCZ_t	0.01(0.9181)	-0.032(-1.7296)	0.0312(1.275)	0.0417(1.184)	0.0199(0.5757)
ΔCZ_{t-1}	-0.00003(-0.025)	-0.0079(-0.4073)	0.0378(1.5998)	0.0102(0.3122)	0.0479(1.4835)
ΔGR_t	0.0045(0.2817)	0.0025(0.1165)	0.04898(1.3967)	0.0301(0.7402)	0.02538(0.4377)
ΔGR_{t-1}	0.0201(1.3905)	0.00038(0.0189)	-0.0088(-0.267)	0.0173(0.4253)	-0.0124(-0.2368)
ΔSH_t	—	—	0.0738*** (2.346)	0.0378(1.5616)	0.1415*** (3.693)
ΔSH_{t-1}	—	—	-0.0121(-1.613)	-0.0028(-0.3806)	-0.0396***(-2.261)
ECM_{t-1}	-0.3754***(-8.0873)	-0.3423***(-5.251)	-0.694***(-5.707)	-0.7545***(-3.996)	-0.672***(-4.111)
R ²	0.2222	0.308	0.4606	0.5656	0.4611
DW	1.9407	1.9067	2.0791	2.234	2.11

注：同表 1。

水平差距不断扩大；而医疗保险虽不足以彻底扭转这种趋势，但可逐步消缓其程度（模型三中各地区 ΔH_{t-1} 系数显著水平呈现下降）。

进一步分析卫生投入结构对短期地区健康人力资本的影响，模型一和模型三中变量 CZ 和 GR 均不能通过检验，表明短期内中国各地区政府卫生投入和个人卫生投入与民众健康水平之间均不构成显著相关关系，但笔者认为，其原因却各不相同，政府投入的低效应可能与其某种结构偏差有关，长期以来，中国政府卫生投入结构偏重于补供方（比如卫生事业费投入比例很高），而直接用于补需方（患者）的比例较小，导致政府投入对个人健康的实际贡献率较小；而个人投入的低效应则可能源于近年来中国医疗领域过度市场化，导致医疗服务价格上涨过快，加之少数医疗机构的“败德”行为^①，造成民众看病贵，使得个人卫生投入的实际健康产出水平大幅下降；而相比之下，短期内医疗保险对健康的促进影响却有所提高（模型三中的 SH 系数显著性提高）。这是因为一方面个人账户和统筹账户相结合的制度设计，其针对性更强，另一方面，由于有第三方（医保机构）的介入和监督，一定程度也有利于减少医疗道德风险。

2. 长期影响关系

表 3 为各地区不同时期卫生投入与健康人力资本长期关系的协整方程估计结果，在消除了变量自相关因素后，各模型回归系数 R² 值较大，说明总体拟合效果较好。分析各模型变量系数，模型一中无论是全国还是地区 A，GR 系数为显著负值，而 CZ 系数检验不显著，考虑到本文所选择的健康人力资本衡量指标（年均死亡率）是负向指标，这表明 1993~2008

① 一段时期，少数地区医疗机构和人员存在片面的利益导向，在医疗服务中存在违法医疗道德的不正行为，比如广为社会所诟病的蓄意小病大治、贵治，开大处方，药品回扣，等等。这些对自费患者尤为突出。

表3 卫生投入结构与健康的长期关系

变量	模型一		模型三		
	全国	地区 A	全国	地区 A	地区 B
CZ _t	0.014(1.466)	-0.0185(-1.14)	0.0529*** (2.63)	0.0054(0.193)	0.089*** (3.268)
GR _t	-0.0495*** (-6.215)	-0.0636*** (-5.635)	-0.045(-1.308)	-0.046(-1.22)	-0.0175(-0.318)
SH _t	—	—	-0.0276** (-1.889)	-0.01(-0.606)	-0.074*** (-2.73)
AR(1)	0.5814(14.67)	0.534*** (8.898)	0.378*** (5.442)	0.24*** (2.23)	0.4513*** (6.408)
R ²	0.8397	0.8723	0.8828	0.908	0.8566
DW	2.102	2.187	2.138	2.306	2.23

注:同表1。

年中国民众长期健康人力资本的获得主要依靠个人卫生投入,而政府卫生投入的总体贡献程度并不高;从模型三结果显示,实施有效的社会医疗保险对促进个人长期健康人力资本积累具有一定积极作用(所有地区 SH 系数为负)。

(二) 卫生投入结构与经济增长

1. 短期影响关系

同样,考虑模型二各样本区面板协整检验,进行回归残差自相关分析,确定滞后项 m 为 1,相应 PVECM 模型的估计结果为表 4。

结果显示,所有模型 ECM 回归系数 χ 均为显著不为零的负值,表明该模型可靠。而 $|X|$ 接近,且较小,反映了中国各区域考虑卫生投入结构因素下的经济增长短期波动的振幅较小,长期增长较为稳健。

从各模型变量系数看,短期投资对中国各区域短期经济增长具有强烈拉动效应(ΔK_t 系数均为较大正值,且高度显著),但长期投资效率不高(ΔK_{t-1} 为显著负值);总体各区域短

表4 卫生投入结构与经济增长的短期关系(模型二)

变量	全国	地区 A	地区 B
ΔY_{t-1}	0.1719*** (3.475)	0.1179*** (1.4576)	0.1814*** (2.837)
ΔK_t	0.6752*** (14.852)	0.7657*** (6.797)	0.7208*** (13.43)
ΔK_{t-1}	-0.3287*** (-6.38)	-0.4045*** (-4.3197)	-0.3178*** (-4.568)
ΔL_t	0.044(0.622)	0.1857(1.64)	-0.217(-0.2326)
ΔL_{t-1}	0.1703*** (2.4685)	0.1519(1.345)	0.1381(1.54)
ΔCZ_t	0.023*** (1.865)	0.0385** (1.932)	0.015(0.903)
ΔCZ_{t-1}	0.0694*** (4.602)	0.0544*** (2.267)	0.0795*** (4.067)
ΔGR_t	-0.024(-1.344)	-0.00038(-0.172)	-0.0345(-1.305)
ΔGR_{t-1}	-0.022(-1.348)	-0.006(-0.2899)	-0.035(-1.452)
ECM _{t-1}	-0.253*** (-6.559)	-0.3226*** (-4.938)	-0.246*** (-4.818)
R ²	0.5772	0.5258	0.6197
DW	1.965	1.791	2.015

注:同表1。

期劳动力投入(L)对短期经济增长的影响效应较小(ΔL_t 均未通过检验),其中,对比地区 A,地区 B 的劳动效应更微乎其微,回归系数为负,且不显著,其可能性解释是,由于 B 地区个人卫生负担水平较高,导致受个人收入约束而导致健康人力资本水平低下,进而导致有效劳动供给不足。

分析卫生投入结构对经济增长的影响,发现总体上政府卫生投入(CZ)与短期Y具有一定的正相关关系,说明政府加大医疗卫生事业投入,短期内能形成投资效应,促进经济增长;但进一步考察个人卫生投入(GR),我们发现无论是全国还是分地区, ΔGR 回归系数均为负值,且越是高负担地区,系数绝对值越大,其负效应越明显,表明当前中国卫生投入结构不合理状况,逐渐形成对区域经济增长的负面影响,这也进一步验证了本文的理论观点。

2. 长期影响关系

表5为各地区卫生投入与经济增长长期关系的协整方程估计结果,在消除了变量自相关因素后,所有地区变量均通过1%显著性检验,拟合效果良好。分析显示,1993~2008年所有地区资本和劳动对经济增长都正向显著,且劳动贡献大于资本,反映了中国长期经济增长的劳动密集型主导特征。

在卫生投入方面,政府卫生投入也有利于长期经济增长,但个人投入却存在显著的制约效应,这表明当前中国政府卫生投入并未有效转化为民众健康人力资本的积累,其对经济增长促进效应本质属于外生投资型拉动,而非内生人力资本型驱动,这似乎暗示了现有畸形卫生投入结构对推动经济增长方式转型可能也构成某种阻碍;而通过地区比较,发现 ρ' 越低的地区,GR系数绝对值也越小,而同时CZ系数也越大,这昭示了GR与CZ对长期经济增长影响可能与卫生结构 ρ' 存在同向关系,因此,改善卫生投入结构,降低 ρ' ,不仅有利于减少GR对长期经济增长存在的负面效应,还能产生某种乘数效应,进一步提升政府卫生投入对经济增长的促进效应。

表5 卫生投入结构与经济增长的长期关系(模型二)

变量	全国	地区 A	地区 B
K_t	0.138*** (3.2402)	0.1415*** (4.1938)	0.127*** (3.421)
L_t	0.4513*** (8.143)	0.4023*** (3.471)	0.513*** (6.545)
CZ_t	0.108*** (3.548)	0.133*** (6.496)	0.092*** (5.674)
GR_t	-0.0564*** (-4.1612)	-0.0441*** (-2.543)	-0.0817*** (-3.361)
AR(1)	0.586*** (21.426)	0.5942*** (11.68)	0.642*** (14.53)
R^2	0.988	0.994	0.976
DW	1.726	1.684	1.81

注:同表1。

五、结论与讨论

长期以来,中国城乡、区域卫生发展所暴露的种种问题,其内在根源是投入主体结构的失衡,表现为,公共投入比例偏低,个人负担比例过重,使得卫生投入效率下降,通过对中国30个省份1993~2008年面板数据协整模型分析表明,这不仅短期内直接降低了民众健康保障能力和福利水平,构成了对区域经济增长的负效应,且地区间的卫生结构差距将显著影响到区域健康人力资本长期发展能力,进而对长期经济增长能力和增长方式转型也构成深远影响。进一步分析表明,社会医疗保险作为一种重要社会卫生投入形态,能发挥调节卫生结构中政府和个人关系的良好作用,对于促进卫生结构优化,降低个人医疗负担和提升健康水平具有重要意义。

中国实施的新医改,不仅是一项旨在改善民众健康福祉的民生工程,也是一项重大人力资本战略工程。新医改方案确定了“建立覆盖城乡居民的基本医疗卫生制度,实现人人享有基本医疗卫生服务”的发展目标,这就要求除了进一步保障卫生投入规模的稳步增长之外,更要重视推动卫生投入结构的改革与优化。

当前,基于改善民生健康福利与实施人力资本发展战略的双重目标要求,新医改应将理顺和完善卫生投入主体结构体系作为切入点和重点,推进卫生发展结构的优化。具体策略包括:(1)要在明确不同卫生产品属性的基础上,合理界定政府、社会和个人的投资责任和范围,优化投入结构,当前特别要重视通过逐步提高政府和社会投入比重,扭转不合理的投入结构,降低个人过重负担;(2)促进社会基本医疗保险体系内不同保险结构的合理化,完善职工保险、全民保险和新农合三者结构关系;(3)实现区域和城乡民众基本健康保障与城乡劳动者有效劳动能力保障相协调;(4)鼓励和支持各类针对社会弱势群体的民间慈善性捐赠和医疗救助活动;(5)将卫生投入与公立医院改革、医疗服务市场完善等结合,深化公立医院体制改革,提高医疗服务效率、降低医疗成本。

参考文献:

1. 陈洪海(2005):《中国卫生费用与经济增长关系研究》,《预测》,第6期。
2. 王俊(2007):《中国政府卫生支出规模研究》,《管理世界》,第2期。
3. 蒋萍等(2008):《人口健康与中国长期经济增长关系的实证研究》,《中国人口科学》,第5期。
4. 王弟海等(2008):《健康人力资本、健康投资和经济增长》,《管理世界》,第3期。
5. 魏众(2004):《健康对非农就业及其工资决定的影响》,《经济研究》,第2期。
6. 张车伟(2003):《营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据》,《经济研究》,第1期。
7. 张宁、胡鞍钢(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。
8. Kao.C.(1999): Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Datas. *Journal of Econometrics*. (90): pp.1-44.
9. Lucas R.E.(1988): On the Mechincs of Economic Development. *Journal of Monetary Economic*. (3): pp.42-51.

(责任编辑:朱犁)

编辑部声明

为适应中国信息化建设的需要,扩大作者学术交流渠道,本刊已被中国知网(CNKI)中国期刊全文数据库、台湾中文电子期刊服务资料库——思博网(CEPS)全文收录。作者投稿文章一经录用,电子版、网络版版权均归本刊所有,作者著作权与本刊稿酬一次性给付。如作者不同意将文章上网,请在来稿时注明,本刊将进行适当处理。欢迎登录<http://www.zgrkx.com>、<http://zkrk.chinajournal.net.cn>、<http://www.ceps.com.tw> 查阅本刊。