

政府卫生支出规模的影响因素研究

——基于中国省级面板数据的实证分析*

肖海翔 刘乐帆

【摘要】扩大政府卫生支出规模已经成为新一轮医疗卫生改革顺利实施的基础。运用中国31个省市2002年~2010年的面板数据建立政府卫生支出影响因素模型,在考虑被解释变量滞后项和部分解释变量内生性的基础上,运用GMM估计方法分析影响中国政府卫生支出规模的主要因素,结果表明:滞后一期和二期政府卫生支出、人均实际GDP、财政分权、环境污染、城镇化率和住院分娩率对政府卫生支出有显著影响。上述实证结果为新一轮医疗卫生改革的推进提供了重要的政策参考信息:扩大政府卫生支出规模要与经济发展相协调;应考虑改进和完善现行财政分权体制;应加强对地方政府医疗卫生服务方面的考核。

【关键词】政府卫生支出规模 医疗卫生改革 医疗保健

【中图分类号】R-1 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1000-2952(2013)02-0044-09

一、引言

2009年中国实施新一轮医疗卫生改革以来,决策者着力于建设一个以政府为主导的有效率的医疗卫生服务体系,旨在提高人民的健康水平,实现“人人享有基本医疗卫生服务”的目标,这其中政府卫生支出规模的扩大被视为“政府主导”的前提和基础。目前决策层和学术界对中国政府卫生支出规模的基本判断是增长很快,但规模仍然不足。那么是什么因素影响了中国政府卫生支出的规模,使得在新医改推进的初期阶段,政府卫生支出规模仍显不足?对这些影响因素的探寻能够帮助我们判断政府卫生支出规模不足的原因,为政府卫生支出合理规模的实现提供帮助。

本文应用动态面板数据模型,利用中国31个省(市)2002年~2010年的面板数据对中国政府卫生支出规模的影响因素进行了实证分析。纳入影响因素分析范畴的有GDP、财政分权等14个变量,以期全面系统地阐明影响政府卫生支出的内在原因。

本文接下来的结构安排如下:第二部分为文献综

述,对以往卫生支出及政府卫生支出的影响因素研究进行回顾、总结和评述;第三部分为计量模型设定、变量选取和数据来源说明;第四部分为实证结果分析;最后一部分为结论与政策建议。

二、文献综述

政府卫生支出影响因素的研究是卫生支出影响因素研究的延伸。从最早的Kleiman(1974)认识到GDP是卫生支出的最主要的影响因素开始,学者们积极探索了其他可能的影响因素,并将研究范围逐渐扩展到政府卫生支出影响因素的研究中,该研究过程的发展伴随着实证研究方法的更新。

(一)卫生支出的影响因素

Newhouse(1977)利用1970年13个发达国家的人

* 基金情况:本文是国家社会科学基金项目(编号:11CJL029)和湖南大学“中央高校基本科研业务费专项资金”项目(编号:38)的成果。

均医疗卫生支出对人均 GDP 做回归,发现这些国家人均医疗卫生支出差异的 90% 可以用人均 GDP 的差异来解释。该结果和 Kleiman (1974) 的研究结论是一致的。^① 在此之后许多学者探讨卫生支出的决定因素,但几乎无一例外认为收入是卫生支出的主要甚至唯一的决定因素 (Newhouse, 1987; Leu, 1986; Parkin et al., 1987; Milne and Molana, 1992; Gerdtham and Jonsson, 1991; Gerdtham et al., 1992; Hitiris and Posnett, 1992)。^{②③④⑤⑥⑦} 除了人均 GDP, 其他正向显著的因素包括了人均外国资助和医院接生率 (Gerdtham and Gbesemete, 1992),^⑧ 卫生支出中政府卫生支出的比例和集权国家卫生体系的存在 (Leu, 1986),^⑨ 以及卫生体制因素和社会人口因素 (Gerdtham, U., J. Sogard, et al., 1992)^⑩ 等。

由于截面数据本身的一些不足,学者们开始利用省或地方的面板数据来研究一国卫生支出的影响因素。^⑪ Dolores and Peter (2005) 使用了工具变量法利用加拿大 10 个省 1979 年~1995 年间的面板数据建立了省级人均卫生支出决定模型。^⑫ 结果显示除了省级人均收入对被解释变量有正向的影响,其他 7 个变量 (包括中央补助地方人均卫生支出、卫生服务分权指标、居民个人人均卫生支出、中央直接人均卫生支出、省级人均政府卫生支出、教育水平和所有婴儿出生低体重率) 对省级人均卫生支出影响并不显著。Chou (2007) 使用中国 1978 年~2004 年的面板数据,考察了真实省际卫生支出的影响因素,结果显示收入因素 GDP、政府预算赤字和老年人口抚养比对中国的卫生支出具有长期显著的影响,而另两个变量 65 岁以上人口比例和卫生支出政府筹资比例对真实省级卫生支出的影响不显著。^⑬ 在 Yee (2001) 对中国 29 个省 (市) 1980 年~1993 年面板数据的研究中,财政分权被认为可以显著提高地方卫生支出。^⑭

(二) 政府卫生支出的影响因素研究

作为卫生支出的重要组成部分,政府卫生支出受到越来越多的关注。对于政府卫生支出影响因素的研究多使用面板数据。Di Matteo L. and Di Matteo R. (1998) 使用 1965 年~1991 年加拿大各省面板数据,分析得出省际人均收入、65 岁以上人口比例和真实省际人均联邦转移税收对真实省级人均政府卫生支出有显著的正向影响,而政策虚拟变量对其中两个省的人均政府卫生支出具有显著的负向影响。^⑮ 陈共、王俊 (2007) 认为人口因素、经济因素以及政策因素是影响财政公共卫生支出规模和增长的主要因素,科技进步、城市化发展等其他因素对其也有影响。^⑯ 潘杰、李晨赵 (2009) 认为人均财政收入、人均中央补助、15 岁以下人口比例、SARS

- ① Kleiman E., The Determinants of National Outlay On Health, The Economics of Health and Medical Care, New York: John Wiley & Sons, 1974.
- ② Newhouse J. P., Cross National Differences in Health Spending, What do They Mean?, Journal of Health Economics, 1987, 6 (2): 159-162.
- ③ Leu R., The Public-Private Mix and International Health Care Costs, Culyer A., Jonsson B., Public and Private Health Services, Oxford: Basil Blackwell, 1986.
- ④ Milne R. G., Molana H., On the Effect of Income and Relative Price on the Demand for Health Care: EC Evidence Reply, Applied Economics, 1992, 24 (11): 1254.
- ⑤ Gerdtham U., Jonsson B., Conversion Factor Instability in International Comparisons of Health Care Expenditure, Journal of Health Economics, 1991, 10 (2): 227-234.
- ⑥ Gerdtham U., Sogaard J. and Ersson F., et al., An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the Oecd Countries, Journal of Health Economics, 1992, 11 (1): 63-84.
- ⑦ Hitiris T., Posnett J., The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries, Journal of Health Economics, 1992, 11 (2): 173-181.
- ⑧ Gbesemete, K. P. and U. G. Gerdtham, Determinants of Health Care Expenditure in Africa: A Cross-sectional Study, World Development, 1992, 20 (2): 303-308.
- ⑨ Leu R., The Public-Private Mix and International Health Care Costs, Culyer A., Jonsson B., Public and Private Health Services, Oxford: Basil Blackwell, 1986.
- ⑩ Gerdtham U., Sogaard J. and Ersson F., et al., An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries, Journal of Health Economics, 1992, 11 (1): 63-84.
- ⑪ 一方面,卫生支出的构成并不具有国际标准,组建汇率换算系数有一定的困难,这为同一口径下卫生支出的比较带来了不便,而且卫生投入价格与国民收入可能相关,那么较高的收入弹性可能有偏于真实值;另一方面,截面数据样本数量过少,这也可能造成系数估计的不一致。
- ⑫ Dolores J., Peter C. S., Decentralisation of Health Care and Its Impact on Health Outcomes, Discussion Papers from Department of Economics, 2005 (19): 1-51.
- ⑬ Chou W. L., Explaining China's Regional Health Expenditures Using LM-Type Unit Root Tests, Journal of Health Economics, 2007, 26 (4): 682-698.
- ⑭ Yee E., The Effects of Fiscal Decentralisation on Health Care in China, University Avenue Undergraduate: Princeton University, 2001: 182-203.
- ⑮ Di Matteo L., Di Matteo R., Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures: 1965-1991, Journal of Health Economics, 1998, 17 (2): 211-228.
- ⑯ 陈共、王俊:《论财政与公共卫生》,中国人民大学出版社 2007 年版。

事件和时间对人均政府卫生支出影响为正,而城镇医务人员覆盖率和城镇化比例对人均政府卫生支出影响为负。^①宋志华(2010)发现人均GDP、财政支出占GDP的比例、人口出生率等对人均政府卫生支出规模的影响较为显著。^②其他被发现对政府卫生支出有显著影响的指标还包括了财政分权(傅勇、张晏,2007;何长江,2011)^{③④}、空气污染指标(Lang Hoch,2010)^⑤、人口规模、人口结构、城市化程度、政府机构及人员的膨胀程度(何长江,2011)^⑥等。

上述文献为政府卫生支出影响因素的研究打下了坚实基础,但我们发现它们存在至少三点不足:一是已有的绝大部分文献没有考虑政府卫生支出的跨期约束问题,即年度政府卫生支出对上年支出具有很强的依赖性,这时使用OLS估计可能得到不一致的估计系数;二是当模型中的解释变量与被解释变量存在互为因果关系时,即解释变量与模型中的扰动项相关时,使用传统的面板估计方法不能得到一致的估计系数;三是以往对政府卫生支出影响因素的研究大多从需求方因素来考虑,如人口年龄结构、健康、受教育水平这类影响卫生服务需求的因素,少有从供给方因素如卫生机构、公共卫生状况等方面进行分析。

本文尝试解决这些问题,以期为中国政府卫生支出影响因素的研究提供系统的解释。与现有文献相比,本文有以下几点不同:一是在静态模型的基础上,加入了被解释变量政府卫生支出的滞后项,即使用动态面板模型进行估计;二是同时充分考虑了模型中可能存在的解释变量内生的问题,采用了一阶差分GMM法进行估计以避免估计系数不一致的情形;三是结合需求方和供给方因素来分析政府卫生支出的影响因素。通过比较混合模型OLS估计、静态面板数据固定效应模型与动态面板数据GMM估计三种不同模型的实证结果,本文很好地解释了中国政府卫生支出规模的增长受到哪些因素的显著影响。

三、计量模型、变量选取和数据来源

(一) 模型设定与变量选取

本文使用2002年~2010年中国31个省(市)的面板数据分别建立静态模型和动态模型来研究中国政府卫生支出的影响因素。

1. 静态模型的设定

我们将面板数据模型的一般形式设定如下:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + f_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, y_{it} 是省份*i*在时间段*t*内的真实人均政

府卫生支出。 X_{it} 包括了一系列影响省份*i*在时间段*t*内政府卫生支出的因素。 α 是截距项; β 是 X_{it} 的系数向量; f_i 是个体固定效应,描述了个体异质性,包括了一些无法反映在模型内但影响被解释变量的误差项,其下标反映了其随个体变动,但对时间不变的性质; ϵ_{it} 是随机扰动项。

本文从需求方与供给方角度将对政府卫生支出的影响因素 X_{it} 分为三类:共同影响因素,需求方影响因素和供给方影响因素。在共同影响因素中, X_{it} 包括了省级人均实际GDP、环境污染指标、财政分权指标、医疗卫生服务价格;需求方影响因素分为65岁以上人口比例、15岁以下人口比例、出生率、受教育程度、城镇化率;供给方影响因素包括了每千人床位数、每千人卫生人员数、传染病发病率、传染病死亡率、分娩率。

故式(1)可进一步演化为:

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \alpha + \beta_1 RGDP_{it} + \beta_2 POL_{it} + \beta_3 FD_{it} \\ & + \beta_4 HP_{it} + \beta_5 POP65_{it} + \beta_6 POP15_{it} \\ & + \beta_7 BIRTH_{it} + \beta_8 EDU_{it} + \beta_9 UR_{it} \\ & + \beta_{10} BED_{it} + \beta_{11} STAFF_{it} + \beta_{12} PIR_{it} \\ & + \beta_{13} PMR_{it} + \beta_{14} HOSPR_{it} + f_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

从文献可知,收入因素GDP被广泛认为是影响卫生支出的最重要的因素,几乎在所有的文献中都包括了该指标,并证明了更高的收入与更多的卫生支出相关,同样我们也认为它是影响中国政府卫生支出规模的最重要因素。GDP反映了地方的经济发展水平,是居民收入和财政收入的来源。一方面,GDP的增长会带来居民收入的增长从而使居民更愿意也更可能花更多的收入来改善医疗卫生条件,这种健康意识的提高会对医疗卫生服务需求产生正向影响,从而刺激医疗卫生服务供给的增加,在“政府主导”的政策框架下,医疗卫生服务供给的增长会带来政府卫生支出的增长;另一方面,GDP的

- ① 潘杰、李晨赵:《影响我国地方政府卫生支出的主要因素研究——基于省级数据的实证分析》,《中国财经信息资料》2009年第33期。
- ② 宋志华:“中国政府卫生支出的规模、结构与绩效研究”,东北大学2010年博士学位论文。
- ③ 傅勇、张晏:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》2007年第3期。
- ④ 何长江:《政府公共卫生支出行为影响因素的实证分析》,《财经科学》2011年第4期。
- ⑤ Hoch L., The Determinants of Public Health Care Expenditure in China, Sacramento: California State University, Department of Economics, 2010: 44-65.
- ⑥ 何长江:《政府公共卫生支出行为影响因素的实证分析》,《财经科学》2011年第4期。

增长为政府卫生支出的增长提供了可能性，使得政府尤其是地方政府有能力增加卫生方面的支出。

财政分权对政府卫生支出规模的影响具有“双刃剑”作用。一方面，研究者发现财政分权对地方政府卫生支出规模有积极影响。主要是由于财政分权带来的政府间竞争会促进地方政府间医疗卫生服务的竞争，在人力资本和社会资源充分流动的情况下，“用脚投票”的规则会使得居民从基本医疗卫生服务成本较高的地区流向成本较低的地区。为了保持地方政府对选民的吸引力，地方政府会选择加大对医疗卫生等公共服务的供给数量，从而扩大政府卫生支出规模。但另一方面，中国现有研究大多支持了财政分权对非生产性公共支出存在负向影响的观点。在我国，医疗卫生服务大多由基层政府提供，但由于上下级政府之间财权与事权的严重不匹配，低层级政府的公共服务供给能力较弱，从而使地方政府卫生支出不足；再者，尽管近年来地方政府官员的政绩考核指标中纳入了公共服务类指标，但考核体系中GDP增长率等容易被量化的指标仍然是最重要的内容，因此下级政府官员在绩效考核的驱使下容易忽视对结果难以量化、短期不能带来GDP增长的医疗卫生的投入。财政分权指标的选取是衡量财政分权度的关键，考虑到数据的可得性，本文采用的是财政自给率指标，即地方政府财政收入占地方政府财政支出的比率，自给率越高，财政分权程度越大。

环境污染对政府卫生支出规模的影响体现在两个方面。一方面一省的环境污染水平将直接影响当地居民的健康状况，从而增加对医疗卫生服务的需求进而增加对政府卫生支出的需求；另一方面，环境污染会导致地方公共卫生状况恶化从而增加政府卫生支出规模。本文使用二氧化硫排放量作为环境污染指标，主要是由于近几年来酸雨危害日益严重，二氧化硫排放量作为形成酸雨的罪魁祸首是评价城市环境好坏的一个关键指标；同时，在前人的研究中，二氧化硫排放量被认为对死亡率和病死率有正向影响。

医疗卫生服务价格主要表现为政府提供卫生服务的成本，当然还包括了科技进步所带来的一些影响。^① 无论是从需求方角度还是从供给方角度它都是影响地方政府卫生支出的重要因素，我们预期随着卫生服务价格的上升，政府卫生支出会增加。

除了上述四个指标，我们还考虑了其他若干需求方影响因素。首先，反映人口年龄结构的指标为65岁以上人口比例和15岁以下人口比例，这两个年龄段的人口是对卫生服务需求最高的两个群体。人们一般认为人口老龄化和儿童比例的增长会促进政府卫生支出的快速增长。在以往的研究里，这两个指标表现

出对卫生支出的正向促进作用（Di Matteo, L., 1998）。^② 其次，本文还考虑了人口出生率，一般认为人口出生率较高的省市对政府卫生支出的需求也越高。再次，受教育水平反映了地方人口素质，受教育水平高的群体对卫生服务的需求普遍要高于受教育水平低的群体。它对政府卫生支出也有双向影响，一方面受教育水平的提高有效改善了当地居民的健康生活习惯，而由于健康意识的相应提高，公共卫生服务需求降低，会缩小政府卫生支出的规模；但另一方面有可能由于健康意识的提高，刺激了当地居民对高质量医疗卫生服务的需求，导致当地政府加大政府卫生支出规模。最后，对于城镇化率，由于城镇居民医保的覆盖率要高于农村居民的医保覆盖率，政府在城镇的卫生支出也要高于农村，此外，城镇居民的医疗卫生服务可及性水平高，对医疗卫生服务的需求也要高于农村人口，因此本文预期城镇化率的提高会增加政府卫生支出规模。

供给影响因素包括了每千人床位数和每千人医疗卫生人员数，这两个指标可以理解为由政府提供卫生服务的成本，我们预期床位数与卫生人员数越多，地方政府卫生支出水平也越高。而传染病发病率和传染病死亡率反映了地方公共卫生状况，这两个指标越高，该地区公共卫生状况越差，需要的政府卫生支出越多，预期符号为正。而住院分娩率越高，出生婴儿越多，会相应增加卫生服务需求，推高政府卫生支出规模，预期符号也为正。

2. 动态模型的设定

在模型（2）中，作为被解释变量的各地区特定时期的人均实际政府卫生支出与滞后项无关。这种模型设定的含义在于，某特定时期人均政府卫生支出不受地方政府之前各时期财政决策的影响，也就是静态地反映政府卫生支出的影响因素。而我们知道政府财政支出对往期具有很强的依赖性，因此需要动态地来考虑整个模型，也就是在解释变量中加入被解释变量的滞后变量。

$$y_t = \alpha + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + X_t \beta + f_t + \varepsilon_t \quad (t=3, \dots, T) \quad (3)$$

上式解释变量中包括了被解释变量的一阶滞后项和

① 科技进步会带来更先进的医疗器械和诊断技术，而这往往会提高卫生服务的价格，从而提高卫生支出水平。（Nahata, Ostaszewski, et al., 2005）

② Di Matteo L., Di Matteo R., Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures, 1965—1991, Journal of Health Economics, 1998, 17 (2): 211—228.

二阶滞后项,容易证明被解释变量的滞后项作为解释变量与随机扰动项相关,使得无论采用 OLS 还是固定效应模型的估计都是非一致的。为此,我们对上式将采用 Arellano and Bond (1991) 提出的一阶差分 GMM 法,其对内生变量的处理关键在于被解释变量滞后两期以上的水平变量均可作为被解释变量一阶差分滞后项的工具变量。

假设原模型为:

$$y_{it} = \alpha + \rho y_{i,t-1} + x_{it}\beta + f_i + \epsilon_{it}$$

先作一阶差分以消去个体效应 f_i , 可得:

$$\Delta y_{it} = \rho \Delta y_{i,t-1} + \Delta x_{it}\beta + \Delta \epsilon_{it} \quad (t=2, \dots, T)$$

然而, $\Delta y_{i,t-1} \equiv y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ 依然与 $\Delta \epsilon_{it} \equiv \epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1}$ 相关, 因为 $y_{i,t-1}$ 与 $\epsilon_{i,t-1}$ 相关。因此, $\Delta y_{i,t-1}$ 为内生变量, 需要寻找适当的工具变量才能得到一致估计。为此, Anderson and Hsiao (1981) 提出使用 $y_{i,t-2}$ 作为 $\Delta y_{i,t-1}$ 的工具变量, 被称为“Anderson-Hsiao 估计量”。显然, $y_{i,t-2}$ 与 $\Delta y_{i,t-1} \equiv y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ 相关。如果 $\{\epsilon_{it}\}$ 不存在自相关, 则 $y_{i,t-2}$ 与 $\Delta \epsilon_{it} \equiv \epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1}$ 不相关。因此, 在 $\{\epsilon_{it}\}$ 不存在自相关的前提下, $y_{i,t-2}$ 是有效的工具变量。然而, 根据同样的逻辑, 更高阶的滞后变量也是有效工具变量, 而“Anderson-Hsiao 估计量”未加以利用, 故不是最有效率的。Arellano and Bond (1991) 使用所有可能的滞后变量作为工具变量 (显然工具变量个数多于内生变量个数), 进行 GMM 估计, 这就是“Arellano-Bond 估计量”, 也被称为“差分 GMM”,^① 这也是在文献中被广泛使用的动态面板模型估计方法。对于被解释变量的多阶滞后情形也可以类比处理。

除了被解释变量本身的滞后项, 我们还需要考虑 GDP 变量、受教育水平变量、卫生机构指标和公共卫生指标等解释变量可能是内生变量的问题, 原因是地方政府卫生支出的规模会影响当地居民健康水平的高低, 而健康可通过提高劳动者生产率、增加劳动力供给、改善受教育水平等渠道来促进经济发展, 即政府卫生支出与 GDP 和受教育水平之间可能存在双向因果关系。卫生机构指标与公共卫生指标不仅影响政府卫生支出规模, 政府卫生支出规模也会反过来影响床位数、卫生人员数这类卫生机构指标和传染病发病率、传染病死亡率这类公共卫生指标, 这同样也是一般文献在处理内生性问题时容易忽略的。处理这一问题的一般作法显然也是需要寻找与内生变量相关但与扰动项不相关的工具变量, 同样我们选择内生变量的滞后二期变量作为工具变量, 在 STATA11.0 软件下我们可以很容易实现上述目的。动态模型的另一优点是可以考察不同变量的长期效应, 计算如下:

$$e_k = \frac{\beta_k}{1 - \rho_1 - \rho_2} \quad (4)$$

其中 e_k 为变量 k 的长期弹性系数, β_k 、 ρ_1 和 ρ_2 对应模型 (3) 中的系数估计。

为了消除物价和人口规模对模型的影响, 我们对政府卫生支出、地区生产总值等指标都使用了地区 GDP 平减指数进行了平减并除以对应的人口数进行了人均化。其他的指标也都采用了每百人、每千人或每万人的数学方法进行了人均化。与之前的研究相同, 我们对模型中的所有数据都采用了对数处理, 借以衡量相应的解释变量对政府卫生支出的弹性影响。对面板数据格式的变量采用自然对数形式, 还可以减弱或消除可能存在的非线性关系、异方差等计量问题。本文的数据格式属于“大 N 小 T”型面板数据, 时间跨度仅为 9 年, 故不需要考虑非平稳性问题。

(二) 数据来源和统计分析

本文应用中国 31 个省市 2002 年~2010 年的面板数据进行实证检验, 所有的数据来自相关年份的《中国统计年鉴》、《中国卫生统计年鉴》以及《新中国 60 年统计资料汇编》。表 1 是对各变量的定义。

1. 在这九年中, 省际人均真实政府卫生支出、人均真实 GDP 逐年上涨, 年平均增长幅度分别达到了 22.38% 和 10.66%, 财政分权指标在时期上的变化不明显, 但不同省份的差异较大。全国总体而言, 环境污染指标逐渐下降, 反映了各省的空气状况在逐步改善。卫生服务价格指数表现出先上升后下降的趋势。

2. 需求方影响因素。人口年龄结构的两个指标趋势相反, 65 岁以上人口比例逐渐上升, 这反映了我国人口老龄化趋势加大, 而 15 岁以下人口比例逐年减小, 这也符合我国出生率逐年减小的事实。人口出生率一方面反映了政策因素, 即“计划生育”对该指标的影响, 另一方面, 出生率也反映了地区经济状况。我们使用文盲率来衡量受教育水平, 这一指标以年平均 9.3% 的速度下降。城镇化率先上升, 2008 年以后下降明显, 总体平均增长率为 -0.737%。

3. 供给方影响因素。每千人床位数与每千人卫生人员数从时期上来看变化不大, 总体上升, 平均水平在 4.35 床/千人和 2.91 人/千人。传染病发病率与死亡率基本呈上升的趋势, 但发病率主要是在 2003 年和 2004 年增长明显, 之后的几年变化幅度不大, 死亡率年均增长率为 22.41%。分娩率保持每年平均 2.86% 的增长率。

① 陈强:《高级计量经济学及 Stata 应用》, 高等教育出版社 2010 年版, 第 179~180 页。

表 1 政府卫生支出需求模型与供给模型的变量说明

变量分类	变量	变量名	单位	定义及说明
被解释变量	人均实际政府卫生支出	RGHE	元/人	政府卫生支出/人口/GDP 平减指数
解释变量				
共同因素	人均实际 GDP	RGDP	元/人	地区 GDP/人口/GDP 平减指数
	财政分权指标	FD	%	一般预算财政收入/一般预算财政支出
	环境污染指标	POL	吨/人	SO ₂ 排放量/人口
	医疗卫生服务价格	HP	—	医疗保健指数 ^①
需求方 影响因素	65 岁以上人口比例	POP65	%	(65 岁及以上人口/总人口) × 100%
	15 岁以下人口比例	POP15	%	(15 岁及以下人口/总人口) × 100%
	出生率	BIRTH	‰	(年内出生人数/人口) × 1000‰
	文盲人口占 15 岁以上人口的比重	EDU	%	(15 岁以上文盲人口数/15 岁以上人口数) × 100%
	城镇化比率	UR	%	(地区城镇居民的人数/人口) × 100% 或 (非农业人口数/人口) × 100%
供给方 影响因素	每千人医疗机构床位数	BED	‰	(地区医疗机构床位数/人口) × 1000‰
	每千人卫生技术人员数	STAFF	‰	(地区卫生技术人员数/人口) × 1000‰
	传染病发病率	PIR	1/10000	年各地区甲、乙名类法定报告传染病率
	传染病死亡率	PMR	1/10000	年各地区甲、乙名类法定报告传染病死亡率
	住院分娩率	HOSPR	%	(年内医疗机构分娩的活产数/所有活产数) × 100%

表 2 相关变量的统计描述 N=31, T=9 (2002—2010), NT=279

分类	变量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	RGHE	208.7	176.0	31.54	1064
共同因素	RGDP	22423	14454	4838	74537
	FD	49.71	20.39	5.302	95.09
	POL	73.89	47.07	0.100	200.3
	HP	96.48	6.193	75.56	115.0
需求方 影响因素	POP65	8.780	1.851	4.763	16.38
	POP15	18.66	4.662	7.559	28.34
	BIRTH	11.48	2.999	4.850	18.83
	EDU	10.19	7.745	1.700	54.86
	UR	44.44	15.45	16.14	89.09
供给方 影响因素	BED	3.055	1.080	1.500	7.440
	STAFF	4.157	1.793	2	13.58
	PIR	272.7	103.8	91.24	738.2
	PMR	0.826	0.680	0.0700	4.240
	HOSPR	87.16	15.58	26.74	100

四、实证结果分析

面板数据模型有三种基本类型：无个体影响的不变系数模型（混合模型）和有个体影响的变截距模型和变系数模型。由于本文中的数据不足以进行变系数模型的估计，且对我们需要研究的问题而言，变系数模型的参考意义并不大，故我们选择变截距模型。在样本中存在个体影响时，根据个体影响与解释变量是否相关，又可分为固定效应模型与随机效应模型。在确定固定效应或是随机效应模型之前，需要确定样本数据是否存在个体影响，一般通过 Breusch and Pagan（1980）的拉格朗日乘数（LM）方法来检验，而对固定效应和随机效应的选取一般通过 Hausman 检验。BP 检验和 Hausman 检验结果表明，在静态面板数据模型中，应该选取固定效应模型进行参数估计。

表 3 中的 A 栏是对模型（2）执行混合 OLS 的估计结果，该模型没有考虑个体异质性；B 栏为考虑个体异质性得到的静态固定效应模型的估计结果；C 栏为动态模型并考虑内生问题运用一阶差分 GMM 方法得到的估计结果，本文的重点在 C 栏。

① 来源于《中国统计年鉴》中居民消费价格分类指数中的医疗保健，我们将其从上年=100 转化为 2002=100。

在运用一阶差分 GMM 法对动态模型进行估计时,一个重要假设是原始模型的干扰项不存在序列相关,如果随机扰动项存在序列相关,那么估计出的 GMM 估计量是有偏且非一致的。很明显,在随机扰动项同方差的假定下,一次差分后的随机扰动项只有一阶自相关,而没有二阶自相关。从检验结果的 MA(2) 的 P 值(0.4481)可知,在采用一阶差分 GMM 估计动态模型时,不存在二阶序列相关。而 Sargan 检验 P 值为 0.2763,无法拒绝所有工具变量是有效的原假设,进一步表明,我们选择的工具变量是有效的,不存在过度识别问题。Cameron and Trivedi (2005) 中提到两阶段 GMM 估计是最有效的估计量,但在有限样本下,GMM 两阶段估计量存在一定的偏误,^① 由于我们的样本过小,我们选择 GMM 一阶段估计量作为我们的参数估计量。

表 3 静态模型与动态模型对比结果(被解释变量为真实人均政府卫生支出)

VARIABLES	A	B	C
	Pool OLS	Fixed effects	Dynamic GMM
L. lnprealghe			0.245***
			(0.0782)
L2. lnprealghe			0.270***
			(0.0800)
lnprealgdp	1.388***	1.909***	1.434***
	(0.1387)	(0.1310)	(0.1570)
lnfd	-0.642***	-1.041***	-0.406***
	(0.1692)	(0.1678)	(0.1439)
lnpol	-0.050	-0.086	-0.162**
	(0.0350)	(0.0766)	(0.0799)
lnhp	1.014**	0.323	0.037
	(0.4623)	(0.2910)	(0.2624)
lnpop65	0.406	0.261	0.201
	(0.2812)	(0.1606)	(0.1452)
lnpop15	0.413	0.266	0.120
	(0.2924)	(0.2856)	(0.1869)
lnbirth	0.290	0.111	0.123
	(0.2289)	(0.1597)	(0.1485)
lnedu	-0.048	-0.069	0.032
	(0.0888)	(0.0921)	(0.0682)

续表

VARIABLES	A	B	C
	Pool OLS	Fixed effects	Dynamic GMM
lnur	-0.322**	0.107	0.277***
	(0.1442)	(0.1043)	(0.0801)
lnbed	0.766*	0.001	-0.159
	(0.4141)	(0.2021)	(0.1530)
lnstaff	-0.176	0.191	-0.087
	(0.3454)	(0.2047)	(0.2066)
lnpir	0.134	-0.202***	-0.032
	(0.1053)	(0.0654)	(0.0601)
lnpmr	0.132**	-0.016	-0.002
	(0.0557)	(0.0268)	(0.0275)
lnhospr	-0.285	0.138	0.259*
	(0.3408)	(0.2393)	(0.1404)
Constant	-12.140***	-12.584***	
	(2.1057)	(2.6691)	
Observations	279	279	186
R-squared	0.881	0.959	—
MA (1) P	—	—	0.0000
MA (2) P	—	—	0.4481
Sargan P	—	—	0.2763
N_g	—	31	31

注: (1)***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号中为系数稳健估计标准误, 所有变量均取对数; (2) C 栏动态 GMM 估计采用一阶段 GMM 估计量, 不包括常数项, 内生变量包括了 gdp, edu, bed, staff, pir, 和 pmr; (3) MA (1) P 值和 MA (2) P 值为对一阶差分后的误差分别进行一阶序列相关和二阶序列相关检验得到的 P 值; (4) Sargan P 值表示对工具变量的有效性进行过度识别检验得到的 Sargan 统计量所对应的 P 值, 原统计量渐进服从卡方分布。

对比静态模型和动态模型的估计结果来看, 多数变量的符号和显著性都较为一致。

① Cameron and Trivedi, Microeconometrics: Methods and Applications, UK: Cambridge University press, 2005, p. 177.

(1) 政府卫生支出的滞后项

对于动态模型估计，见 C 栏，被解释变量政府卫生支出变量的一阶与二阶滞后对当期的被解释变量均在 1% 显著性水平下影响显著，弹性系数分别是 0.245 和 0.270。这也验证了动态模型考虑政府卫生支出影响因素的有效性，长期而言，前两个年度政府卫生支出规模对本年度政府卫生支出规模的弹性影响在 0.2 以上。

(2) 共同影响因素的影响

对于 GDP，首先看 B 栏静态固定效应模型的估计结果，GDP 对政府卫生支出的弹性为 1.909，且在 1% 的显著性水平下对人均真实政府卫生支出影响显著，C 栏动态 GMM 估计结果 1.434 要介于相应的 OLS 和 FE 估计之间，说明地方 GDP 每增长 1%，政府卫生支出预期会增加 1.434%，长期而言，这个效应为 2.959。这个结果与文献中大多数研究的结果相一致，收入是决定政府卫生支出最重要的因素。不同的是，由于 GDP 对政府卫生支出的弹性系数显著大于 1，所以在我国卫生服务是一种奢侈品。这反映了进入 21 世纪以来，我国卫生服务的提供更具有保健性 (caring) 而非治疗性 (curing)。

对于财政分权，在所有模型估计中其对政府卫生支出的影响均为负，这也验证了前文中提出的中国目前的财政分权并没有促进地方政府卫生支出规模，相反，财政分权度越大，政府卫生支出越小。在 1% 的显著性水平下，财政分权对政府卫生支出的弹性系数在静态固定效应模型和动态 GMM 估计中分别是 -1.041 和 -

著。在 Livio Di Metteo (2005) 针对美国和加拿大政府卫生支出宏观影响因素的研究结果中，年龄结构对政府卫生支出的影响是显著的。^① 原因可能是在他们的研究中，数据时间跨度在 18 年以上，而且还考虑了美国二战后的特殊一代“婴儿潮”群体的影响，而在我们的研究中，仅包括了 2002 年~2010 年 9 年的数据，系数标准误可能被高估，所以人口年龄结构对政府卫生支出的影响不显著。

无论是在静态固定效应模型估计还是 GMM 估计中，人口出生率对政府卫生支出的影响都是不显著的，但两者的估计系数相差不大，分别为 0.111 和 0.123。我们认为造成不显著的原因同样可能是样本过小的缘故，从估计系数符号为正来看，出生率间接反映了对住院分娩、计划免疫等医疗服务的需求，因而出生率越高的省市相应政府卫生支出也应该越高。

受教育水平 (文盲率) 对政府卫生支出的影响同样是不显著的，值得注意的是静态估计与混合 OLS 估计符号一致为负，但动态 GMM 估计为正。正如前文的分析，受教育水平对政府卫生支出规模的影响具有双向作用，该模型尚不能帮助我们区分这两种影响，可能随着样本的增大，能够帮助我们得到理想的结果。

对于城镇化率水平，动态模型 GMM 估计与混合模型 OLS 估计符号相反，但均显著 (前者显著性水平低于后者)，在静态固定效应模型估计中不显著。动态模型中，城镇化率每提高 1%，人均真实政府卫生支出预期会提高 0.277%，长期而言为 0.572%，与本文预期

