doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2014.06.001

中国公共卫生财政支出动态特征研究
——基于拉格朗日乘数单位根检验的实证分析

蓝相洁
(广西财经学院 财政与公共管理学院,广西 南宁 530003)

摘要:文章利用中国 1991-2010 年混合横截面数据和时间序列数据,探讨了公共卫生支出与收入、与收入无关的其他因素之间的关系。为研究这些变量的平稳性,不使用渐近正态分布临界值,而运用 Bootstrap 方法所得出的有限样本临界值进行体现结构性变化的 LM 单位根检验。研究的一个重要结论是,政府预算赤字对中国的公共卫生支出存在着长期显著影响。这为中国富裕和贫困地区在公共卫生财政政策以及卫生服务覆盖范围之间的显著差异方面提供了支持证据。

关键词:财政公共卫生支出;拉格朗日乘数检验;政府预算赤字;政策建议

中图分类号:F810.453 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2014)06-0001-10

一、研究背景与文献述评

公共卫生支出的增长及其占 GDP 比重的扩大一直是许多学者、政府官员和政治家讨论的热门话题。对公共卫生支出[1]进行国际比较,直到现在,有关研究都是使用经济合作与发展组织有关公共卫生支出的数据。这些研究的一个共同结果是收入(GDP 作为代理变量)是解释公共卫生支出各种变量的主要影响因素,认为那些诸如年龄结构、相对价格和公共部门对公共卫生的资助这些因素则影响相对较小[2]。这些研究促进了我们对公共卫生支出与经济及非经济变量之间关系的理解。

由于缺乏充分数据,对中国公共卫生支出及其影响因素的研究目前还相当缺乏。以往的研究往往采用简单描述性统计调查研究的方法(例如,世界银行,1991 年,1999 年,2004 年),计量经济学方法运用很少。随着中国的公共卫生支出可利用的时间序列数据和横截面数据日渐丰富,使用计量经济学方法来探讨在中国公共卫生支出与其主要决定因素之间的关系显得尤为必要。

本文研究主要目的在于,利用混合横截面数据和时间序列数据,探讨公共卫生支出与收入、与收入无关的其他因素之间的关系。本研究与使用经合组织混合数据的研究相比,在两个方面存在着区别。其一,本文采用拉格朗日乘数(LM)面板单位根检验来研究时间序列变量的平稳性,而以往研究大多采用了 Dickey-Fuller(DF)-型检验。LM 型检验则是 Amsler and Lee 和 Im 等研究的进一步提升。为进行面板单位根检验,提供个体检验统计量及其均值和方差可利用分布是很有必要的。为建立不同单位根检验统计量的渐近分布,有必要进行模拟。Amsler and Lee 的研究表明,使用 Monte Carlo 方法检验,是否考虑截面的结构性断点并不影响在零假设下 LM 单位根检验统计量的渐近分布。这一发现表明,无论在发生错位的结构性断点、

修回日期:2014-09-26

基金项目:国家社会科学基金重大招标项目"未来十年中国-东盟经贸格局演变与我国南海安全战略构建研究"(12&ZD041);国家社会科学基金一般项目"城乡一体化视阈下公共卫生财政资源均衡配置机制与政策研究"(14BJY042);广西哲学社会科学规划研究项目"广西公共卫生服务财政差距、收敛性及动态控制研究"(13FJY003);广西壮族自治区重点学科规划资助项目"民族地区公共卫生服务均等化研究"(201302A02)

作者简介:蓝相洁(1970-),男,湖南江华人,广西财经学院财政与公共管理学院副教授,经济学博士,财政部财政科学研究所应用经济学博士后,主要从事财政税收理论与政策研究。

http://qks.cqu.edu.cn

不存在结构性断点的情况下,或者出现相反的情形,LM 检验均不受影响,反之亦然。这个恒定结果与结构性断点影响检验统计量的渐近分布 DF - 型检验的研究结论形成鲜明对比。Im 等的研究进一步验证了这种不变性可用于面板 LM 检验。他们发现,在进行面板 LM 单位根检验时,模型中无论是否考虑结构性断点,都可以运用个体 LM 检验统计量渐近分布的相同均值和方差。另一种 LM - 型检验的优良特性则在于,与以往内生断点检验研究有所不同,例如,Zivot 和 Andrews 的研究在零假设条件下没有断点,而 LM - 型检验则在零假设和其他条件下考虑断点。后者的优势在于,对单位根为零的拒绝是趋势平稳的明确证据,而在内生断点检验时,在零假设条件下没有断点意味着有两种可能性,即断点以及带有断点的单位根存在趋势平稳,或者检验结果不明确。

其二,与 Jewell 等运用从渐近正态分布所获得的临界值并使用经合组织数据进行面板单位根检验不同,我们运用 bootstrap 法得出了有限样品临界值,因为渐近临界值实际上往往不同于有限样品临界值,即使所采用的检验统计量分布与断点保持渐进不变,在有限样本下也不会保持这种不变性。bootstrap 在截面依赖条件下对面板检验失灵的情况可以进行有效修正,这促进了 bootstrap 方法的广泛运用。在假定各个面板保持独立时,面板单位根检验予以构建;在面板中截面依赖性这种可能性不能排除。忽略截面依赖的后果,如严重的规模大小扭曲已在 Maddala 和 Wu 的研究中有所体现。近年来,许多新方法用于处理面板单位根检验的截面依赖问题。Chang 的研究就是一个典型例子。Chang 的模拟表明,相对于 Im 等的 IPS 检验统计量,自举面板单位根检验对有限样本检验非常有效。

采用混合截面(即按省份)和时间序列数据的理由在于,中国沿海和内陆省份之间、城市地区和农村地区之间在公共卫生服务覆盖面和人们的健康状况方面存在显著差距[3]。世界发展指标(WDI)所报告的时间序列统计数据无法反映实际的区域差异。考虑到中国的主要决定因素,由于很多数据无法得到,我们基本上利用 Gerdtham 等的数据(除了执业医师数量和相对价格指数)。此外,政府预算赤字可以作为一个新变量。这个变量的重要性在 Gerdtham 和 Jonsson 的研究报告已经得到说明,他们认为这个"新"变量很可能对公共卫生支出形成强有力的约束。由于政府预算赤字对中国许多地区可能形成约束,为此,我们将进一步研究政府预算赤字对中国医疗开支的影响程度。

二、研究方法、模型构建、变量选取与数据来源

(一)面板 LM 单位根检验统计

考虑断点的面板 LM 单位根检验统计量是以 Schmidt and Phillips(以下简称 SP)保持不变的 LM 单位根检验统计量为基础的。因此,可用公式对产生 GDP 的数据进行生成处理 y_t:

$$y_t = \delta_1 + Z_t\delta + x_t \tag{1}$$

$$x_t + \alpha x_{t-1} = \varepsilon_t \tag{2}$$

由于 Z_t 包含外生变量,且 $\varepsilon_t \sim iidN(0,\sigma^2)$,我们可以推导 LM 统计量来检验单位根 $\alpha = 1$ 的原假设。当 GDP 数据生成处理 y_t 在水平状态下出现结构性断点,由下列公式得出 Z_t:

$$Z_t = (t, DU_t) \tag{3}$$

当 $DU_t = 1, t \geqslant TB + 1$,否则为 0,当断点出现时,$TB$ 代表时间周期。我们把这个模型表示为模型 1。当断点存在截距和斜率时,Z_t 可用下列公式表示:

$$Z_t = (DU_t, t, DT_t) \tag{4}$$

当 $t \geqslant TB + 1, DT_t = t$,反之为 0。我们把这个模型表示为模型 2 和模型 3。当断点存在斜率时,Z_t 可用下列公式表示:

$$Z_t = (t, DT_t) \tag{5}$$

根据 LM 原理对 LM 单位根检验统计量作如下估计。在原假设 $\alpha = 1$,式(1)中 δ 最大似然估计为 $\hat{\delta}$,可以通过一般的 OLS 方法通过下列方程进行估计:

$$\Delta y_t = \Delta Z_t\delta + e_t \tag{6}$$

这里,ΔZ_t 是回归量 Z_t 的一阶差分,我们把 OLS 残差项 $\tilde{S}_t$ 用下列方程表示为:

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\delta}_1^* - Z_t\tilde{\delta} \tag{7}$$

这里,$\tilde{\delta}_1^* = y_1 - Z_1\tilde{\delta}$,$y_1$ 和 Z_1 分别表示 y_t 和 Z_t 的第一个观测值[4]。

LM - 型单位根检验统计量可以用下列检验回归进行估计:

$$\Delta \hat{S}_t = \Delta Z_t\delta + \varphi \hat{S}_{t-1}y_t + e_t \tag{8}$$

考虑到残差项存在着自相关,我们用下列方程进行进一步回归:

$$\Delta \hat{S}_t = \Delta Z_t\delta + \varphi \hat{S}_{t-1}y_t + \sum_1^k c_j\Delta \hat{S}_{t-j} + e_t \tag{9}$$

这里 k 可以在替代选择程序基础上进行选择,如同 ADF 型检验情形。对 $\varphi = 0$ 原假设进行检验,LM 检验统计量可以通过 t 统计量列出,并且可以定义为 $\tau_\varphi^{TB}(m)$,这里 m 分别代表式(3)-(5)的模型1、模型2、模型3,TB 是断点日期。

(二)断点选择方法

零假设条件下可以允许存在一个断点,LM 单位根检验要求对断点日期(TB)进行估计。断点选择方法在一些文献中已有所提及。为此,可以考虑两个内生断点选择方法。首先,可从可能存在的断点中选择断点日期,这时,相应的检验单位根为零的 t 统计量在方程(9)中为最小,用这种方法选择的断点日期可以表示为 $\widehat{TB}$,并且相应 t 统计量是 Lee 和 Strazicich 的 LM 检验统计量的最小值,可以表示为 $t_\varphi^{\widehat{TB}}(m)$ 或者 minLM[5]。其次,可以考虑 Nunes 提出的断点日期选择方法,该研究建议通过模型1的方程(9)取 ΔDU_t 中 t 统计量的最大绝对值,用模型2的方程(9)取 ΔDU_t 和 ΔDT_t 的 F 统计量的最大值选择断点。所估计的断点日期可以表示为 $\widehat{tb}$,被估计的 t 统计量可以写为 $t_\varphi^{\widehat{tb}}(m)$ 或 max$|tb|$。Lee 和 Strazicich、Nunes 的研究表明 LM-型统计量在截距上是渐进不变的。

(三)面板 LM 检验

我们可以借助面板 LM 单位根检验。为回归方程(9)获得第 i 个截面单位,可以把单变量 LM 单位根检验统计量定义为 LM_i^τ,面板单位根统计量可以通过每个横截面的单变量 LM 统计量进行加权平均计算。

$$\overline{LM} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} LM_i^\tau \tag{10}$$

LM_i^τ 表示第 i 个横截面单位的 minLM 或者 max$|tb|$,N 为横截面单位的数量,A 为一个标准化的面板 LM 统计,可以定义为:

$$Panel\quad LM\quad test\quad statistic = \frac{\sqrt{N}[\overline{LM} - \mathrm{E}(LM_t(k))]}{\sqrt{\mathrm{Var}(LM_t(k))}} \tag{11}$$

$\mathrm{E}(LM_t(k))$ 和 $\mathrm{Var}(LM_t(k))$ 为原假设条件下单变量 LM 检验统计量的均值和方差,并且通过 T 和 k 进行综合运算。无论是否存在结构变化,面板 LM 检验统计量的不变性要求运用相同均值和方差值,面板 LM 检验统计量呈现标准正态分布渐近收敛[6]。但是,考虑到渐近临界值经常不同于有限样本实际临界值,因此,可以通过自举方法得出有限样本的临界值,正如前文所述的自举方法已被认为是在截面依赖情况下校正面板检验扭曲的一种有效方法。例如,Maddala 和 Wu 已经证明了因忽略横截面依赖出现严重规模扭曲情形下的后果。Chang 的研究表明,有限样本相对于 IPS 检验统计量,自举面板单位根检验十分有效。鉴于本研究相对较短的时间序列数据($T = 20$),我们仅分析一个断点下的 LM 检验[7]。

(四)变量选取与数据来源

我们使用中国 1991-2010 年 29 个省份面板数据的一个样本进行面板单位根检验(重庆、西藏、台湾、香港和澳门暂不考虑)。这里剔除了重庆市,是因为重庆市缺乏一些年份的公共卫生支出数据[7]。另外,西藏不能作为考察样本,是因为缺乏价格指数使我们无法得到真实的公共卫生支出的数据。由于取得台湾省和香港、澳门两个特别行政区数据存在一定难度,也不在考虑范围之内。公共卫生支出这一指标我们用人均支出数(HE)或者其对数表示,收入用各省的 GDP 表示,这里用人均 GDP 及其对数表示。与收入无关的因素包括老年人口抚养比($NI1$)、年龄在 65 岁及以上的人口比例($NI2$)、公共部门资助卫生支出比重($NI3$)以及政府预算赤字($NI4$)。变量 $NI1$、$NI2$ 和 $NI3$ 用对数表示,而 $NI4$ 用 2000 年人民币币值进行测算,根据通货膨胀率进行相应调整。HE、GDP 及非收入变量数据主要来源于《中国财政统计年鉴》、《中国卫生统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及各省《统计年鉴》。

三、实证检验结果

(一)面板 LM 单位根检验

为获得面板 LM 检验统计量,可以首先通过利用前面描述的两个检验统计量,计算单变量 LM 检验统计量变量 HE、GDP、$NI1$、$NI2$、$NI3$ 和 $NI4$。将中国 29 个省份 minLM 和 max$|tb|$ 检验统计量运用到 HE 和 GDP 的单变量,检验结果见表1和表2。相应面板 LM 测试结果见表3。然而,鉴于空间考虑,我们并不给出

http://qks.cqu.edu.cn

非收入变量 *NI*1 – *NI*4 的单变量检验的所有具体结果,仅在表 3 报告其面板 LM 测试结果[9]。

这里的单位根原假设检验是基于自举的临界值,通过拟合方程(9),利用自举程序进行 5 000 次重复计算获得这些临界值[10]。对于变量 *HE* 和 *GDP*,自举临界值分别在表 1 和表 2 最后三列予以呈现。利用自举临界值,可以计算每个变量的经验规模。出于空间考虑,实证分析只计算 *HE* 和 *GDP* 的经验规模[11]。

在两个 LM – 型检验统计量原假设下,可以比较两个统计量的经验规模和断点选择频率。Nunes 提出的 LM 检验,即最大 max | *tb* | ,被发现在最小 LM 检验统计量 min*LM* 之外进行。max | *tb* | 检验结果表明,如果考虑一个结构断点,除人口年龄在 65 岁及以上(*NI*2)的比例是平稳的,其他所有变量均是非平稳的。对于卫生支出变量 *HE* ,结果表明在中国大多数省份存在结构性断点。大部分断点出现在 2000 – 2008 年期间,因为在中国当时经历了较为显著的经济和卫生政策调整。

表 1 1991 – 2010 年各省人均公共卫生支出 LM 单位根检验

省份	断点选择方案	LM 检验统计量	断点年份	滞后阶数	自举临界值		
					1%	5%	10%
北京	Min*LM*	–2.52	2008	3	–5.14	–4.26	–3.82
	Max|*tb*|	–2.52	2008	3	–4.63	–3.84	–3.42
天津	Min*LM*	–2.83	2000	5	–5.03	–4.23	–3.76
	Max|*tb*|	–1.52	2008	5	–4.66	–3.74	–3.36
上海	Min*LM*	–2.04	2003	5	–5.04	–4.23	–3.83
	Max|*tb*|	–2.04	2003	4	–4.65	–3.81	–3.38
江苏	Min*LM*	–1.35	1992	3	–5.28	–4.30	–3.86
	Max|*tb*|	–1.34	2008	3	–4.51	–3.67	–3.25
浙江	Min*LM*	–1.82	1991	5	–5.22	–4.26	–3.88
	Max|*tb*|	–1.82	1991	0	–4.93	–3.95	–3.51
安徽	Min*LM*	–0.95	–	0	–5.33	–4.33	–3.84
	Max|*tb*|	–0.50	1997	0	–4.71	–3.87	–3.37
福建	Min*LM*	–1.30	–	2	–4.96	–4.18	–3.77
	Max|*tb*|	–1.62	1992	5	–4.54	–3.62	–3.20
河北	Min*LM*	–2.77	1993	4	–5.05	–4.16	–3.78
	Max|*tb*|	–1.76	2008	4	–4.45	–3.60	–3.21
山西	Min*LM*	–1.91	–	5	–5.25	–4.27	–3.86
	Max|*tb*|	–2.03	1993	2	–4.82	–3.86	–3.42
辽宁	Min*LM*	–2.24	1993	5	–5.25	–4.32	–3.92
	Max|*tb*|	–1.91	2008	1	–4.63	–3.75	–3.33
吉林	Min*LM*	–1.76	–	5	–5.35	–4.40	–3.95
	Max|*tb*|	–1.72	2002	1	–4.83	–3.90	–3.43
黑龙江	Min*LM*	–3.96*	2008	5	–5.21	–4.36	–3.93
	Max|*tb*|	–3.96*	2008	5	–4.97	–4.04	–3.58
江西	Min*LM*	–2.53	–	5	–5.22	–4.31	–3.87
	Max|*tb*|	–2.77	1992	4	–4.73	–3.88	–3.42
山东	Min*LM*	–2.38	1999	4	–5.08	–4.26	–3.86
	Max|*tb*|	–2.38	2002	4	–4.68	–3.86	–3.43
河南	Min*LM*	–1.23	–	5	–5.07	–4.16	–3.74
	Max|*tb*|	–1.35	2001	5	–4.45	–3.63	–3.21
湖北	Min*LM*	–1.51	–	1	–4.91	–4.01	–3.57
	Max|*tb*|	–1.60	2003	0	–4.28	–3.50	–3.10
湖南	Min*LM*	–1.27	–	2	–5.20	–4.24	–3.85
	Max|*tb*|	–1.64	2002	2	–4.68	–3.68	–3.31
广东	Min*LM*	–1.81	–	0	–5.10	–4.33	–3.90
	Max|*tb*|	–2.02	1994	0	–4.81	–3.90	–3.46
内蒙古	Min*LM*	–2.85	2008	5	–4.85	–3.93	–3.54

http://qks.cqu.edu.cn

续表 1

省份	断点选择方案	LM 检验统计量	断点年份	滞后阶数	自举临界值		
					1%	5%	10%
	Max|*tb*|	-2.85	2008	5	-4.44	-3.54	-3.11
广西	Min*LM*	-1.56	-	2	-5.30	-4.36	-3.91
	Max|*tb*|	-1.55	1998	3	-4.83	-3.97	-3.51
四川	Min*LM*	-2.34	2008	2	-5.14	-4.31	-3.91
	Max|*tb*|	-2.34	2008	2	-4.54	-3.74	-3.33
贵州	Min*LM*	-1.18	-	4	-5.06	-4.23	-3.82
	Max|*tb*|	-1.70	1993	4	-4.55	-3.73	-3.31
青海	Min*LM*	-0.56	-	4	-5.54	-4.28	-3.62
	Max|*tb*|	-2.10	2006	1	-4.31	-3.11	-2.68
宁夏	Min*LM*	-2.11	2001	4	-5.24	-4.32	-3.88
	Max|*tb*|	-1.84	2000	2	-4.62	-3.81	-3.34
新疆	Min*LM*	-1.80	-	5	-5.23	-4.25	-3.86
	Max|*tb*|	-1.91	2004	5	-4.73	-3.87	-3.42
云南	Min*LM*	-3.27	1993	2	-5.10	-4.21	-3.82
	Max|*tb*|	-2.21	2000	1	-4.67	-3.86	-3.43
陕西	Min*LM*	-1.47	2004	5	-5.06	-4.16	-3.77
	Max|*tb*|	-1.47	2004	0	-4.51	-3.67	-3.23
甘肃	Min*LM*	-2.23	-	5	-4.97	-4.22	-3.80
	Max|*tb*|	-1.03	2003	0	-4.41	-3.66	-3.23
海南	Min*LM*	-1.26	-	2	-5.21	-4.23	-3.84
	Max|*tb*|	-1.63	2006	2	-4.67	-3.67	-3.30

注:(1)这里是指没有断点的情形;(2)Min*LM* 为 Lee and StrazicichLM 检验的最低值;(3)Max|*tb*|为 Nunes 检验统计量;(4)*表示 10% 的显著水平。

表 2　1991 -2010 年各省人均公共卫生支出 LM 单位根检验

省份	断点选择方案	LM 检验统计量	断点年份	滞后阶数	自举临界值		
					1%	5%	10%
北京	Min*LM*a	-2.73	1994	1	-7.27	-5.57	-4.93
	Max|*tb*|b	-2.73	1994	1	-5.74	-4.46	-3.93
天津	Min*LM*	-2.13	-	1	-5.33	-4.25	-3.80
	Max|*tb*|	-1.81	1994	1	-5.83	-4.55	-4.01
上海	Min*LM*	-2.01	1991	1	-7.41	-5.90	-5.22
	Max|*tb*|	-1.40	1994	3	-5.75	-4.52	-4.01
江苏	Min*LM*	-3.30	1997	1	-6.71	-5.47	-4.92
	Max|*tb*|	-3.30	1997	1	-5.53	-4.48	-3.95
浙江	Min*LM*	-3.61	-	3	-5.40	-4.32	-3.80
	Max|*tb*|	-2.56	1994	1	-5.57	-4.52	-3.97
安徽	Min*LM*	-4.10	1996	3	-7.16	-5.53	-4.91
	Max|*tb*|	-4.10*	1996	3	-5.73	-4.37	-3.90
福建	Min*LM*	-3.45	1998	4	-7.06	-5.67	-5.11
	Max|*tb*|	-3.45	1998	4	-5.71	-4.54	-4.01
河北	Min*LM*	-2.4	1991	1	-7.07	-5.67	-5.03
	Max|*tb*|	-1.80	1995	5	-5.56	-4.41	-3.91
山西	Min*LM*	-5.47	-	5	-5.13	-4.22	-3.81
	Max|*tb*|	-6.38	2001	5	-5.61	-4.47	-3.98
辽宁	Min*LM*	-6.33**	2002	5	-7.15	-5.68	-5.12
	Max|*tb*|	-4.57**	1995	1	-5.36	-4.34	-3.91

http://qks.cqu.edu.cn

续表 2

省份	断点选择方案	LM 检验统计量	断点年份	滞后阶数	自举临界值		
					1%	5%	10%
吉林	Min*LM*	−4.93*	1994	4	−6.67	−5.44	−4.90
	Max|*tb*|	−4.93**	1994	4	−5.61	−4.50	−3.95
黑龙江	Min*LM*	−2.26	–	4	−5.37	−4.31	−3.84
	Max|*tb*|	−2.26	–	4	−5.37	−4.31	−3.84
江西	Min*LM*	−3.10	–	5	−5.44	−4.31	−3.82
	Max|*tb*|	−4.08*	1998	1	−5.87	−4.51	−3.96
山东	Min*LM*	−2.42	–	1	−5.36	−4.27	−3.82
	Max|*tb*|	−2.42	–	1	−5.36	−4.27	−3.82
河南	Min*LM*	−5.86**	1992	5	−7.17	−5.70	−5.12
	Max|*tb*|	−4.33*	1995	5	−5.65	−4.41	−3.92
湖北	Min*LM*	−2.68	–	1	−5.41	−4.31	−3.81
	Max|*tb*|	−1.86	1995	0	−5.71	−4.51	−3.97
湖南	Min*LM*	−2.98	–	1	−5.26	−4.27	−3.76
	Max|*tb*|	−2.18	1994	1	−5.52	−4.46	−3.98
广东	Min*LM*	−2.71	1994	4	−7.17	−5.78	−5.15
	Max|*tb*|	−1.21	1998	0	−5.66	−4.53	−4.00
内蒙古	Min*LM*	−5.37	–	3	−5.41	−4.21	−3.72
	Max|*tb*|	−5.37	–	3	−5.41	−4.21	−3.72
广西	Min*LM*	−1.78	–	5	−5.31	−4.31	−3.82
	Max|*tb*|	−1.78	–	5	−5.31	−4.31	−3.82
四川	Min*LM*	−2.75	–	5	−5.22	−4.27	−3.77
	Max|*tb*|	−3.14	1994	5	−5.61	−4.40	−3.90
贵州	Min*LM*	−3.51	1996	5	−7.25	−5.64	−5.00
	Max|*tb*|	−2.74	–	5	−5.43	−4.18	−3.70
青海	Min*LM*	−2.95	1995	4	−7.21	−5.37	−4.73
	Max|*tb*|	−2.95	1995	4	−5.68	−4.35	−3.78
宁夏	Min*LM*	−3.44	–	2	−5.12	−4.10	−3.65
	Max|*tb*|	−1.95	1994	4	−5.92	−4.46	−3.88
新疆	Min*LM*	−3.11	2001	4	−7.27	−5.75	−5.08
	Max|*tb*|	−1.53	1994	1	−5.72	−4.53	−3.96
云南	Min*LM*	−4.81	1993	3	−7.22	−5.80	−5.14
	Max|*tb*|	−4.81**	1993	3	−5.86	−4.53	−3.95
陕西	Min*LM*	−9.01**	1993	5	−7.28	−5.54	−4.91
	Max|*tb*|	−9.01**	1993	5	−5.53	−4.37	−3.91
甘肃	Min*LM*	−4.97	1991	3	−7.38	−5.72	−5.11
	Max|*tb*|	−3.58	1995	5	−5.75	−4.48	−3.94
海南	Min*LM*	−2.97	–	1	−5.25	−4.26	−3.75
	Max|*tb*|	−2.17	2005	1	−5.51	−4.45	−3.97

注:(1)这里是指没有断点的情形;(2)Min*LM* 为 Lee and StrazicichLM 检验的最低值;(3)Max|*tb*|为 Nunes 检验统计量;(4)*表示 10% 的显著水平,**表示 5% 的显著水平。

表 3　1991－2010 年 HE、GDP 及 4 个非收入变量面板 LM 单位根检验

变量	断点选择方案	LM 检验统计量	自举临界值		
			1%	5%	10%
HE	Min*LM*	0.81	－6.85	－5.91	－5.45
	Max|*tb*|	1.53	－3.61	－2.75	－2.36
GDP	Min*LM*	－3.65	－6.92	－5.98	－5.54
	Max|*tb*|	－0.14	－3.90	－3.08	－2.60
*NI*1	Min*LM*	－10.55***	－6.81	－5.88	－5.42
	Max|*tb*|	－0.83	－3.45	－2.58	－2.07
*NI*2	Min*LM*	－11.56***	－6.74	－5.90	－5.45
	Max|*tb*|	－3.14**	－3.35	－2.53	－2.11
*NI*3	Min*LM*	－2.93	－6.98	－5.97	－5.51
	Max|*tb*|	0.76	－3.80	－2.92	－2.44
*NI*4	Min*LM*	－0.74	－6.57	－5.65	－5.25
	Max|*tb*|	2.50	－3.26	－2.51	－2.08

注：(1) *HE* 为人均实际公共卫生支出，*GDP* 为人均实际收入，*NI*1 为老年人口抚养比，*NI*2 为 65 岁及以上人口的比例，*NI*3 为公共部门资助的公共卫生支出比重，*NI*4 为实际的政府预算赤字；(2) ** 表示 5% 的显著水平，*** 表示 1% 的显著水平。

（二）面板协整检验

对面板中变量整合的顺序检验完成后，就可以进行协整检验。传统的协整检验包括以残差为基础的 Engle 和 Granger 检验和以系统为基础的 Johansen 检验方法。由于这些传统协整检验处于较低水平，因而需要将混合数据运用到一个面板。近年来，改进的面板协整检验充分利用了从时间序列观察值所获得的信息与横截面数据所获得的信息，面板协整检验与以纯时间序列为基础的传统检验方法相比更为有效。

Pedroni 和 Kao 的检验在本质上类似于 Engle 和 Granger 的分析，因为它们涉及运用面板得出的残差。Pedroni 检验不存在将协整关系作为原假设条件，与之相反，Kao 检验将协整关系作为原假设条件。由于我们一直采取将没有单位根作为面板单位根检验原假设条件，我们在相同情况下运用 Pedroni 方法来检验 *HE* 和相关变量不存在协整关系的原假设。此外，Pedroni 检验有还其他优势，如充分考虑面板和内生性回归量中个体的异质性，特别是，在面板数据分析中，由于个体的具体特性，分析异质性显得非常重要。Pedroni 提出 7 个面板协整统计量，其中 4 个以内维混合数据为基础，3 个以维际混合数据为基础。在第一类，面板方差（ v ）、面板 *rho* 和面板 *PP* 均涉及非参数修正的使用，第四个是参数检验，被称为面板 ADF 检验。在第二类中，*rho* 组别和 *PP* 组别均使用非参数修正，而组别 ADF 的检验是以 ADF 为基础的检验。这些统计数据的具体情况可以参见 Pedroni 的研究。

表 4 给出了所估计的 Pedroni 检验统计量。由于唯一的非平稳序列被认为存在回归系数，65 岁及以上的人口（ *NI*2 ）的比例是平稳的，因此，分析中可以被排除在外。表 4 表明，在检验人均公共卫生支出（ *HE* ）、老年人口抚养比（ *NI*1 ）和政府预算赤字（ *NI*4 ）之间协整关系时，7 个检验统计量中的 4 个存在 5% 的显著性水平，不存在协整关系的原假设被拒绝。这表明，从长远看，老年人口抚养比和政府预算赤字有助于解释中国的公共卫生支出状况。

表 4　Pedroni 面板协整检验结果

协整回归中所包含的变量	面板统计				组别统计		
	v	*rho*	*PP*	*adf*	*Rho*	*PP*	*adf*
*NI*1，*NI*3 ，*NI*4 ，*GDP*	－0.89	2.86	1.21	1.01	3.93	0.68	0.20
*NI*1 ，*NI*4	0.26	－0.85	－3.02**	－2.93**	1.21	－2.34**	－2.31**

注：(1) $N=29$，$T=20$。显著水平为 5% 和 10% 的情况下临界值分别为 －1.65 和 －1.28，除了面板 v 检验方差统计量是正值外，所有的 Pedroni 统计量正态分布的左边以拒绝原假设；(2) ** 表示 5% 的显著水平。

（三）面板协整回归模型

在上述协整回归的基础上，我们进行估计协整回归：

http://qks.cqu.edu.cn

$$HE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NI1_{i,t} + \alpha_2 NI4_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{12}$$

这里 $NI1$ 、$NI4$ 分别为老年人口的抚养比、政府预算赤字，ε_t 为残差项。估计系数 $\hat{\alpha}_1$ 长期以来对 $NI1$ 富有弹性。我们关注的一个问题是方程(11)中两个内生回归变量会引起偏置。面板协整回归研究中，Kao and Chiang 发现由于回归系数的内生性问题，OLS 估计存在偏置，建议采用动态 OLS(DOLS)纠偏方法，利用混合横截面和时间序列数据对 OLS 进行修改。Kao and Chiang 的研究还表明，在协整面板回归估计中，DOLS 估计要优于 FMOLS 和 OLS 估计。这些发现促使我们在处理回归量内生性偏置问题时，可以在一定程度上运用 FMOLS 和 DOLS 估计。

使用传统的 OLS 及 DOLS 和 FMOLS 两个偏置校正方法，我们估计方程(11)。值得注意的是，当使用为纠偏目的 DOLS 法时，我们得到 1 个滞后项和方程(11)右边的 4 个其他项，为此，对下列协整回归作进一步估计。

$$HE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NI1_{it} + \alpha_2 NI4_{it} + \beta_1 \Delta NI1_{it} + \beta_2 \Delta NI4_{it} + \gamma_{11} \Delta NI1_{i,t-1} + \gamma_{21} \Delta NI4_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{4} \delta_{1j} \Delta NI1_{i,t+j} + \sum_{k=1}^{4} \delta_{2k} \Delta NI4_{i,t+k} + \varepsilon_{i,t} \tag{13}$$

表 5 显示利用传统的 OLS、DOLS 和 FMOLS 方法以及相应的 t 值可以得出变量 $NI1$ 估计值富有长期弹性。从结果可以看出以下几点：第一，老年抚养比变量($NI1$)的 OLS 估计有一个预想不到的负号。由于 OLS 估计存在有偏性，表 5 中 OLS 估计 t 统计量没有呈现常规的 t 分布。因此，OLS 估计不应该过分强调 t 统计量的值。DOLS 和 FM 估计 $NI1$ 有大于 1 的值，这表明中国的公共卫生支出对老年抚养比是有弹性的。从长远看，在其他条件不变的情况下，中国老年抚养比增加 1%，公共卫生支出就会增加 1.32% ~1.87%。这符合中国的实际情况，大多数中国人接受卫生服务时，直接支付费用；20 世纪 70 年代末以来国民自己负担卫生支出的份额一直是稳步上升[12]。随着时间的推进和老年人口的逐步增长，公共卫生支出也随之增长。第二，DOLS 和 FMOLS 的两个偏置校正估计表明，预算赤字变量($NI4$)对卫生支出有显著影响。正如 Kao 和 Chiang 指出，FM 估计在某些情况下还不如传统的 OLS 估计有效，于是，我们基于 DOLS 得出一些结论。将预算赤字变量系数 OLS 估计与其 DOLS 估计进行比较，可以得知，OLS 方法往往低估了这个变量的影响。预算赤字相关联的 DOLS 估计表明，从长远看，在其他条件不变的情况下，预算赤字每增长 1 000 万元，公共卫生支出就会缩减 27.2%。这个结果意味着政府预算赤字对公共卫生支出存在较强的约束力，这与中国一些地方的现实情形一样：随着政府收入的减少，人们得到的公共卫生服务就会减少，自己负担的相应支出就会增加[13]。

表 5 OLS，DOLS 和 FMOLS 方法协整面板回归的参数估计(因变量：HE)

	OLS	DOLS	FMOLS
$NI1$	−0.054(−0.101)	1.850(2.691)***	1.316(2.370)***
$NI4$	−0.101(−5.018)***	−0.262(−10.074)***	−0.060(−2.911)***
R^2	0.678	0.731	0.702

注：(1)方程是基于 1991 −2010 年全国 29 个省的混合数据，括号中的数字为 t 值；(2)*** 表示 1% 的显著水平。

四、研究结论及政策建议

本研究利用中国的混合横截面数据和时间序列数据，在原假设及其他假设条件下考虑结构性断点，利用面板 LM 单位根检验方法对收入和非收入变量的平稳性进行检验，提供了经验证据。这里，我们考虑了两种内生断点选择方法。为进行 LM 单位根检验，没有通过依赖渐进正态分布获得自举临界值。我们发现利用渐进正态分布往往拒绝零假设下的单位根，这也许是 Jewell 等运用 OECD 数据发现卫生支出与 GDP 的关系呈现平稳性的原因。

面板单位根检验支持公共卫生支出、收入及非收入变量对老年人口抚养比、公共部门资助卫生支出的比重以及政府预算赤字呈现非平稳性的假设条件，发现 65 岁及以上人口的比例是唯一平稳的变量。由于缺乏相关数据，对于诸如公共卫生的相对价格和医生数的变量没有考虑在内。

本研究的一个重要发现就是，政府预算赤字对区域公共卫生支出有长期深远的影响。众所周知，中国的区域经济发展水平很不均衡，沿海省份经济增长速度远远超过内陆省份。这种不均衡的经济发展模式导

致江苏、上海、浙江等经济较发达沿海省市拥有良好的财政状况，而像云南、甘肃这样的内陆省份则会遇到更多的政府预算赤字问题，欠发达省份与发达省份相比，政府预算赤字对公共卫生支出存在更强的约束力。表6列举了中国2010年29个省市的财政预算赤字，表明政府预算赤字与富裕程度存在反向关系，贫穷地区预算赤字较大，公共卫生支出相应较小。这里需要强调的是，政府预算赤字而非人均GDP对人均公共卫生支出有长期稳定关系。正如前文所述，公共卫生支出是指政府对公共卫生领域的财政投入，计划生育、学校公共卫生服务、儿童免疫、吸烟饮酒控制、营养信息服务、传染病防治以及性病艾滋病防治等方面都在公共卫生财政支出范围内，这与居民个人负担的医疗保健支出是有区别的，也就是说个人付费那一部分不在我们的研究范围之内。鉴于政府在公共卫生方面实际发生的财政支出即政府预算公共卫生支出，政府在公共卫生方面的财政支出责任是本文的主要研究内容。另一方面，人均GDP与人均公共卫生支出不存在长期稳定关系。这是因为人均GDP的大小与人均财政收入直接相关，与人均财政支出有一定关联，但不存在必然性。由于财政支出的范围很广，除公共卫生支出外，还包含公共教育支出、社会保障支出等内容，也有可能因为其他支出内容的扩大，导致公共卫生支出的波动。我们的估计表明，从长远看，在其他条件不变的情况下，每增加1 000万人民币的预算赤字，将减少约27.2%的公共卫生支出。因此，这一发现可以为公共卫生服务覆盖范围、发达省份与欠发达省份公共卫生支出财政政策存在显著差异作出解释。虽然在协整估计中没有直接运用GDP收入变量，但政府预算赤字无疑对GDP增长存在一定影响。

表6　2010年各省政府预算赤字一览表

单位：亿元

省份	预算赤字
天津	-246.50
北京	-307.50
江苏	-362.10
上海	-402.30
广东	-429.30
福建	-527.20
浙江	-599.90
山东	-633.50
山西	-763.90
吉林	-899.10
辽宁	-958.70
内蒙古	-1 106.30
陕西	-1 113.10
江西	-1 133.10
湖南	-1 184.90
四川	-1 189.00
湖北	-1 198.30
黑龙江	-1 210.49
河南	-1 222.10
河北	-1 259.70
广西	-1 395.00
云南	-1 414.40
安徽	-1 417.50
海南	-1 448.10
贵州	-1 453.97
甘肃	-1 497.70
新疆	-1 636.50
青海	-2 032.00
宁夏	-2 681.50
合计	-31 723.56

注：(1)为与前面的研究保持一致性，暂不考虑重庆、西藏、台湾、香港和澳门的预算赤字，所以只列举了29个省市地方政府的预算赤字；(2)数据来源于2011年《中国财政统计年鉴》；(3)按赤字绝对额排名，排名前的赤字金额小。

另外一个重要发现是老年人口的抚养比对中国的公共卫生支出有显著影响。老年人口抚养比富有长期弹性，这就意味着增加对老年人口的公共卫生支出十分必要，特别是对那些接受公共卫生服务层次较低的农村贫困人口来说，显得尤为必要。

为此，针对上述问题，在公共卫生支出改革方面，我们应该将财政政策作出适应性调整。

第一，无论中央政府还是地方政府，均要增加公共卫生的投入，保证其逐年稳步增长。

第二，国家公共卫生支出重点增加老年人口的公共卫生支出，尤其对西部地区农村贫困人口的公共卫生支出予以倾斜。

第三，财政政策应该通过转移支付方式，着力解决地区之间的公共卫生支出不均等问题。今后中央财政应加大对欠发达地区一般性转移支付力度，缩小由于地区经济水平落差而引发的财政差距，通过刺激性财政政策增强欠发达地区的经济发展后劲，增强其公共卫生服务的供给能力，有效扭转因地区财政能力的差异所带来的公共卫生服务非均等化局面，最终实现地区间公共卫生资源的合理优化配置。

第四，加大力度缓解地方财政矛盾，深化改革并完善省级以下财政体制。一方面，构建并完善“省直管县”财政体制。同时，在经济欠发达地区实行“乡财县管”，为缓解基层财政困难而扩大基层政府的财权，增强其财政实力。另一方面，调动基层地方政府发展经济、精简机构、增收节支的积极性，开展“以奖代补”的试点工作，做大财政“蛋糕”。

参考文献:

[1]KAO C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data[J]. Journal of Econometrics,2006,90:1 -44.

[2]LEE J,STRAZICICH M C. MinimumLMunit root test with two structural breaks[J]. Review of Economics and Statistics,2007,85: 1082 -1089.

[3]LEE J,STRAZICICH M C. MinimumLMunit root test with one structural break[R]. Working Papers 04 -17, Department of Economics, Appalachian State University,2008.

[4]NUNES L C. LM-type tests for a unit root allowing for a break in trend[R]. Working Paper, Universidade Nova de Lisboa,2008.

[5]PEDRONI P. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis[J]. Econometric Theory, 2008,20:597 -625.

[6]KAO C,CHIANG M. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data[M]//BADI H,BALTAGI. Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels. Advances in Econometrics(vol. 15). Amsterdam:Elsevier Science, 2000:179 -222.

[7] ZIVOT E,ANDREWS D W K. Further evidence of the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis[J]. Journal of Business and Economic Statistics,1992,10:251 -270.

[8]SMYTH R,INDER. Is Chinese provincial real GDP per capita nonstationary? Evidence from multiple trend break unit root tests [J]. China Economic Review,2004,15:1 -24.

[9] WIN Lin Chou Explaining China's regional health expenditures using LM-type unit root tests[J]. Journal of Health Economics, 2007,26:682 -698.

[10] AMSLER C, LEE J. An LM test for a unit root in the presence of a structural change [J]. Econometric Theory, 1995, 11:359 -368.

[11] CHANG Y. Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency [J]. Journal of Econometrics, 2004, 120:263 -293.

[12] ENGLE R,GRANGER C W J. Cointegration and error-correction: Representation, estimation, and testing[J]. Econometrica, 1987,55:251 -276.

[13]张凌翔,张晓峒. ADF 单位根检验中联合检验 LM 统计量研究[J]. 统计研究,2010(9):84 -86.

[14]梁琪,滕建州. 我国总产出的动态特征研究——基于最小拉格朗日乘数单位根检验的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2006(6):55 -57.

[15]张菀洺. 政府公共服务供给效率的经济学分析[J]. 数量经济技术经济研究,2008(6):54 -55

The Stationarity of Regional Fiscal Expenditure of Public Health in China: Evidence from LM-type Unit Root Tests

LAN Xiangjie

(*School of Finance and Public Administration, Guangxi University of Finance and Economics, Nanning 530003, P. R. China*)

Abstract: In this paper, mixed cross-sectional data and time series data are employed to explore the relationship between public health expenditure and income as well as other factors which have nothing to do with income in China from 1991 to 2010. In order to study the stationarity of these variables, this paper does not use the critical value of the asymptotic normal distribution, but conducts panel LMunit root tests to reflect the structural changes using finite sample critical values obtained by the Bootstrap method. It is an important conclusion that the government budget deficit can exert long-term significant impact on public health expenditures. So, this paper provides supporting evidence on significant difference in the fiscal policy of public health as well as the health service coverage between rich and poor areas.

Key words: fiscal expenditure of public health; LM test; government budget deficit; policy suggestion

(责任编辑 傅旭东)