

社會科學論叢 2007年10月
第一卷第二期 23-70頁

醫療保健支出的跨國與跨時比較

International and Intertemporal Comparisons of Health Care Expenditures

逢甲大學財稅學系教授 游慧光

Tiffany Hui-Kuang Yu

Professor of the Department of Public Finance and Dean of International Affairs,
office of International Affairs, Feng Chia University

文化大學經濟學系助理教授 洪乙禎

Yichen Hong

Assistant Professor of the Department of Economics, Chinese Culture University

逢甲大學會計系副教授 王漢民

David Han-Min Wang

Associate Professor of the Department of Accounting, Feng-Chia University

中央研究院經濟研究所研究員 謝啟瑞

Chee-Ruey Hsieh

Research Fellow of the Institute of Economics at Academia Sinica

醫療保健支出的跨國與跨時比較

逢甲大學財稅學系教授 游慧光
文化大學經濟學系助理教授 洪乙禎
逢甲大學會計系副教授 王漢民
中央研究院經濟研究所研究員 謝啟瑞

中文摘要

本文主要目的是利用追蹤資料分析與共整合檢定方法，檢測在1980年至2001年間影響臺灣與23個OECD國家醫療支出的決定因素。研究結果發現，所得對醫療支出的跨國差異與長期成長趨勢有顯著的正向影響。所有樣本國家在研究期間的平均所得彈性為1.17，顯示醫療支出成長速度平均大過所得成長速度。另以臺灣而言，醫療支出的所得彈性約為1.3~1.4，顯示所得成長對臺灣醫療支出的影響高於OECD國家的平均值。

關鍵詞：醫療支出、追蹤資料、共整合、所得彈性。

壹、前言

在醫療保健服務市場上，大部分國家所面臨的一個共同現象，即是平均每人醫療保健支出（health care expenditure per capita, 以下簡稱醫療支出）持續不斷地上漲。同時各國「醫療支出」成長的速度，長期以來一直遠高於經濟成長率，以致於醫療支出佔國內生產毛額（Gross Domestic Product, GDP）的比重亦不斷地增加。例如，美國在1960年時，醫療保健支出佔GDP的比重為5.3%，到1970年增加為7.3%，1980年則增加為9.3%。此一數字到2002年更增加到14%左右。同樣地，日本在1960年時，醫療支出佔GDP的比重雖然只有3%，到了2002年，此一比重也已增加到8%（OECD, 2003）。

就長期的時間趨勢來觀察，各國的醫療支出皆呈現不斷增加的趨勢，但就任一時期的橫剖面（cross-section）來看，則可發現各國的醫療支出有很大的差異。縱使在經濟發展程度相近似的經濟合作發展組織（Organization for Economic Cooperation and Development, OECD）國家，各國醫療支出水準的差異現象仍然明顯存在。例如，在2000年美國與挪威的平均每人GDP皆在35,000美元左右，但挪威人所花費的醫療支出為2,755美元，只有美國醫療支出4,540美元的60%（OECD, 2003）。

與世界各國的發展趨勢相同，臺灣的醫療支出若分別從縱剖面與橫剖面來觀察，也是呈現與上述國際比較相同的兩個現象。第一、就時間數列來觀察，臺灣的醫療支出與醫療支出佔GDP的比重，在過去二十多年來，也是呈現不斷增加的趨勢。在1980年，臺灣平均每人的醫療保健支出為2,838元，到了2002年，則增加到25,946元；而醫療支出佔GDP的比重，則在同一時期從3.4%增加到6%（衛生署，2003）。第二、儘管臺灣的醫療支出在過去二十多年來，也呈現快速的成長趨勢，但臺灣整個醫療支出佔GDP的比重，目前約只有在6%左右，低於與臺灣所得水準相

近似的OECD國家。¹

上述醫療支出的跨國差異與跨時成長的現象，長期以來一直是健康經濟學領域的熱門研究議題。早期有關這方面的研究，只著重在橫剖面的跨國比較，這類研究受到資料取得的限制，常有樣本國家太少的缺點。後來的文獻嘗試用追蹤資料（panel data）分析跨國與跨時醫療支出的決定，但這類研究則又忽略了時間序列資料的非恆定特性（non-stationary），以致於使估計結果產生偏誤。近期的文獻雖運用最新發展的計量方法，考量縱橫剖面資料的非恆定特性，但其研究對象皆只包含OECD國家，未包括臺灣在內，研究結果無法直接用於解釋臺灣醫療支出成長的決定因素。

本文的主要目的，即是利用臺灣與OECD國家的資料，並結合追蹤資料檢定與共整合分析的計量方法，估計影響醫療支出的決定因素。我們在第二節說明，醫療市場的制度特性與醫療支出的統計方式。第三節則進行文獻回顧，說明理論上影響醫療支出跨國差異與跨時成長的主要經濟因素，以及相關實證研究的發現。第四節說明，本文的研究方法與資料來源。第五節則是實證估計結果的解釋，最後一節為結論。

貳、醫療支出的統計方法與長期趨勢分析

自第二次世界大戰後，健康部門（health sector）在一個國家總體經濟所佔的比重，不斷持續地成長。此一趨勢促使各國在編製總體經濟的統計資料時，逐步從原先的國民所得帳戶系統，發展出獨立的國民醫療保健帳戶（national health account）。就像國民所得的統計是用來衡量一個國家的總體經濟產出一樣，國民醫療保健帳戶的統計，也是可用來衡量一個國家健康部門的產出。

1. 根據行政院主計處的統計，在2000年時，臺灣以購買力平價計算的國民所得為22,186美元，與西班牙及紐西蘭的所得水準相當，但西班牙與紐西蘭的醫療支出佔GDP比重，則分別為7.5%與8%，高於臺灣的水準。

早期各國的醫療支出統計，主要是包含在國民所得帳戶的統計。國民所得帳戶的編製方法是由諾貝爾經濟學獎得主顧志耐（S. Kuznets）所發展，在二次大戰後經過聯合國多次研修，已成為各國衡量國民生產毛額的標準程序（毛慶生等人，2004）。這套會計帳戶在統計一個國家的國民生產毛額時，可以分別從生產面，需求（支出）面與分配面進行。若統計正確，三種衡量方法的結果必然相等。就生產面的角度來看，是將所有廠商的生產附加價值加總。就需求面來看，國民生產毛額主要是用於消費（含民間消費與政府消費）、投資及淨出口（出口減去進口）。就分配面來看，國民生產毛額主要由營業盈餘、受雇人員報酬、間接稅淨額與折舊（固定資本消耗）等四個項目構成（行政院主計處，2003）。在需求面的國民所得統計程序中，民間消費與政府消費皆可按消費項目細分，其中的一個消費細項即是醫療及保健服務。

但是透過國民所得帳戶中的醫療及保健服務消費支出統計，並不能滿足醫療決策者在擬定各項衛生政策時所需的資訊。這主要是因為，醫療保健有許多異於經濟體系其他商品或服務的地方，其中最具體的特性差異主要有二項。第一、醫療保健服務因為有健康保險制度的介入，形成第三方付費的現象，而且大部分國家的健康保險制度，皆有政府大量的補貼。² 這兩種特性結合在一起，使醫療保健的費用究竟是由誰支付的財務籌集（health care financing）問題，成為各國衛生政策重要的關注重點之一。但從國民所得帳戶的醫療保健消費支出統計中，並無法回答這個問題。第二，醫療保健服務涵蓋多元產品（門診、住院、藥品、預防……），且由不同屬性的廠商（例如診所、醫院、藥廠）來提供，此一特性讓醫療服務的使用與一國的醫療服務提供制度（delivery system）有密切的關係。但由國民所得帳戶亦無法呈現足夠的資訊。

基於以上所強調的特殊性，1960年代起以美國為首的先進國家即在

2. 有健康保險的消費者在使用醫療服務時，通常只需自己負擔一小部分的費用（有時甚至完全免費），而大部分（或全部）的醫療費用則由提供健康保險的單位支付。

國民所得帳戶之外，陸續發展出獨立的國民醫療保健帳戶。其中經過多年的修正，這套獨立的國民醫療保健帳戶已逐漸發展出一個國際間可廣為接受的標準架構（盧瑞芬與蕭慶倫，2001）。臺灣則遲至1990年起，才開始參考OECD國家編製國民醫療保健帳戶的作業方法與我國國民所得的統計制度，逐步發展出適合國情之國民醫療保健支出（National Health Expenditure，以下簡稱NHE）統計。NHE統計的基本架構，係計算以當期幣值（價格）表示的國民醫療保健最終消費支出總值。統計的方法依循編製國民所得帳戶的基本精神，採取下列三項原則：（1）以最終支出做為統計的項目；（2）統計的期間採權責發生制；（3）對醫療保健採取狹義的定義，以避免國民所得各分帳戶之間重複計算（行政院衛生署，2003）。

國民醫療保健帳戶系統依經費的流向（flow of funds），主要分為三個層級：經費來源、經費移轉管道（財務籌集媒介）與經費用途（盧瑞芬與蕭慶倫，2001）。這三個層級亦可代表衡量國民醫療保健支出的三個方法，在正確的統計下，三種衡量方法的結果也必然相等。根據行政院衛生署現行的統計方法，醫療保健支出的經費主要來自三個部門：（1）政府；（2）企業及民間非營利團體；（3）家庭。其中來自政府部門的經費主要包括：直接的醫療保健支出、健保補助經費及政府部門本身應繳交的（雇主）保險費。來自企業及民間非營利團體的經費，則是包括企業所應繳交的雇主保險費以及非營利團體的醫療保健支出。來自家庭部門的經費則包括兩項：家庭應自行負擔的醫療費用和全民健保保險費。

就財務籌集媒介的管道來看，國民醫療保健支出是由下列三個部門的醫療支出所構成：（1）政府部門；（2）保險部門；（3）民間部門。政府部門的醫療支出主要是花費在一般衛生行政，公共衛生及公立醫療機構的投資。保險部門的醫療支出主要包含全民健保的醫療給付及行政管理費。民間部門的醫療支出，則是由家庭部門與民間非營利團體的醫

療支出，加上私立醫院的投資支出所構成。而其中家庭部門的自付醫療支出，主要是由全民健保的部分負擔支出與全民健保不給付項目的醫療支出所構成。

就經費用途的角度來看，國民醫療保健支出是由下列四個項目的支出加總而成：（1）公共衛生；（2）一般行政；（3）資本形成；（4）個人醫療。其中個人醫療支出依其使用項目之不同，又可分成五大類：（1）花費在醫院的費用（包括住院與門診）；（2）花費在診所的費用（包括西醫、中醫與牙醫）；（3）花費在其他專業醫療機構的費用；（4）花費在醫藥用品的費用；（5）花費在醫療用具設備及器材的費用。

表1則從時間序列的角度，分析臺灣在1980年到2002年之間，國民醫療保健支出的長期成長趨勢。前文的分析指出，政府自1990年開始，才開始正式編制每年的國民醫療保健支出。在此之前，林小嫻（1994）曾嘗試回溯估計臺灣在1980年至1989年之間的國民醫療保健支出統計。將這兩項資料結合，我們即可窺得臺灣在1980年至2002年這23年之間的國民醫療保健支出長期發展趨勢。從表1的分析顯示，在1980年，臺灣的國民醫療保健支出總額只有507億元，平均每人2,838元，佔國內生產毛額的比重為3.40%。到了2002年，國民醫療保健支出總額增加為5,843億元，23年之間成長10.5倍，平均每年的成長率為11.75%。而平均每人醫療保健支出增加為25,946元，成長8.14倍，平均每年的成長率為10.58%。若扣除物價上漲的因素，這段期間平均每人實質醫療保健支出成長4.26倍，平均年成長率為7.84%，遠高於同一期間平均每人國內生產毛額的實質成長率（5.09%）。因此，醫療保健支出佔國內生產毛額的比重，在這段期間呈現上升的趨勢：從1980年的3.40%，到2002年已增加為5.99%。此一趨勢顯示，醫療保健部門不論就產出或資源投入的角度來看，在整個經濟體系的重要性已愈來愈顯著。

除了國民醫療保健支出持續成長的趨勢外，表1所顯示的另一項重要發展趨勢即是政府部門籌資的醫療保健支出，佔總醫療保健支出的比重

表1 1980年到2002年臺灣的國民醫療保健支出統計

	總醫療 保健支出 (單位：億元)	平均每人 醫療保健支出 (單位：元)	醫療保健支出 佔GDP的比重 (%)	公部門籌資 佔率 (%)	被保險人口 佔總人口比例 (%)
1980	507	2,838	3.40	30.54	16.64
1981	703	3,866	3.96	31.02	17.83
1982	801	4,324	4.21	33.21	19.46
1983	839	4464	3.99	33.98	21.22
1984	962	5,043	4.10	34.46	22.95
1985	1,081	5,599	4.37	38.99	25.40
1986	1,226	6,284	4.29	41.37	28.72
1987	1,387	7,034	4.29	44.10	32.22
1988	1,539	7,711	4.37	44.94	37.53
1989	1,689	8,278	4.24	46.57	44.47
1990	1,810	8,870	4.20	50.76	47.22
1991	2,244	10,891	4.67	52.74	49.36
1992	2,546	12,238	4.77	55.91	54.09
1993	2,887	13,750	4.88	55.29	56.00
1994	3,188	15,054	4.93	56.26	57.48
1995	3,698	17,314	5.27	65.25	89.54
1996	4,061	18,865	5.29	66.59	93.11
1997	4,388	20,182	5.27	65.57	94.25
1998	4,765	21,730	5.33	66.17	94.66
1999	5,069	22,944	5.46	66.18	95.46
2000	5,254	23,585	5.44	66.67	96.07
2001	5,616	25,063	5.91	66.06	96.64
2002	5,843	25,946	5.99	64.94	97.11

資料來源：1. 1980~1989年，來自林小嫻（1994：294）文章中的表L1。

2. 1990年以後的資料，來自行政院衛生署（2003）的「國民醫療保健支出」中的醫療保健支出統計表。

3. 被保險人口佔總人口比例來自謝啟瑞、林建甫、游慧光（1998）。其中國軍官兵及軍校學生於2001年2月1日起納入全民健康保險，惟為考量國防機密，第四保險對象（軍人）的被保險人數並未對外公開。因此，本表所列被保險人口佔總人口比例在2001年以後的數字有低估。

亦呈現增加的趨勢。惟這項比例的增加與健康保險制度的發展，有密切的正相關。在1980年，享有健康保險的被保險人口，只佔總人口數的16.64%。當年國民醫療保健支出的經費來源，來自公部門的比例，只有30.54%，將近七成的經費來源皆由私部門負擔。隨著健康保險制度的發展，公部門經費來源的佔率亦逐年增加。在全民健保實施以前，被保險人口佔總人口的比例已增加到1994年的57.48%。同一期間，醫療保健支出經費來源來自公部門的比例，則增加到56.26%。全民健保實施後，被保險人口佔總人口比例立即大幅上升至九成以上，而公部門籌資的比例也隨即跳升近10個百分點，增加到65.25%。自1995年之後，被保險人口佔總人口比例雖然逐年微幅上升，但醫療支出經費來源來自公部門的比例，則維持相對的穩定，約佔三分之二左右。從以上的數字顯示，健康保險制度的發展，大幅改變臺灣國民醫療保健支出的財務籌集管道。在1980年代初期，將近七成的醫療支出財源是依靠私部門的經費融通，全民健保實施以後，私部門財源的負擔比例已降到三分之一左右，其他約三分之二的財源則是來自公部門的經費融通。

表2列出按購買力平價（Purchasing Power Parity, PPP）表示的平均每人GDP排序，比較24個OECD國家在2000年的醫療支出水準及其佔GDP的比重。從表2的分析顯示，OECD國家之間的醫療支出水準有很大的差異。例如，全球醫療支出水準最高的美國，平均每人的醫療支出為4,540美元，而在表2中醫療支出水準最低的國家為韓國，平均每人的醫療支出若以購買力平價轉換，只有相當於893美元，與美國的差距高達5倍。24個OECD國家的中位數則是2,228美元。至於醫療保健支出佔GDP的比重，亦是以美國的13.1%為最高，盧森堡最低，只有5.6%。除了盧森堡、芬蘭、愛爾蘭與韓國以外，OECD國家醫療支出佔GDP的比重皆在7%以上，其中超過9%以上的國家則有8個，依高低順序分別是美國、瑞士、德國、希臘、法國、冰島、加拿大與葡萄牙。而OECD國家的中位數則是8.5%。

表2 2000年臺灣與OECD國家國民醫療保健支出比較

國別	平均每人GDP (US\$PPP)	2000年統計資料平均每人醫療保健支出 (US\$PPP)	醫療保健支出佔GDP比率(%)	2000年政府部門籌資佔醫療保健支出比率(%)
臺灣	22,186 (NT\$435,591)	1,207 (NT\$23,683)	5.4	66.7
OECD國家				
盧森堡	48,537	2,719	5.6	87.8
挪威	36,248	2,755	7.6	85.2
美國	34,602	4,540	13.1	44.2
瑞士	29,553	3,160	10.7	55.6
丹麥	28,734	2,398	8.3	82.5
愛爾蘭	28,200	1,793	6.4	73.3
加拿大	28,187	2,580	9.2	70.9
冰島	28,139	2,605	9.3	83.7
奧地利	28,046	2,170	7.7	69.4
荷蘭	27,183	2,348	8.6	63.4
澳洲	26,473	2,363	8.9	68.9
德國	26,269	2,780	10.6	75.0
比利時	26,239	2,260	8.6	72.1
瑞典	26,146	2,195	8.4	85.0
日本	26,003	2,002	7.7	77.7
法國	25,594	2,387	9.3	75.8
芬蘭	25,414	1,699	6.7	75.1
義大利	25,245	2,060	8.2	73.4
英國	24,933	1,813	7.3	80.9
紐西蘭	20,214	1,611	8.0	78.0
西班牙	20,080	1,497	7.5	71.7
葡萄牙	16,857	1,519	9.0	68.5
希臘	16,481	1,556	9.4	56.1
韓國	15,186	893	5.9	44.4
OECD國家中位數	26,254	2,228	8.5	73.4

資料來源：OECD國家資料來自OECD（2003），臺灣資料則為作者根據行政院主計處與衛生署統計資料自行整理。OECD國家中位數的計算不包括捷克、匈牙利、墨西哥、波蘭、斯洛伐克與土耳其等六個國家。

儘管OECD國家之間的醫療支出在水準與佔GDP比重兩方面皆有很大的差異，但各國之間亦有兩個明顯的共同趨勢。第一個共同趨勢是各國的醫療支出，不論其水準的高低，在長期皆呈現持續增加的現象。在1980年到2000年之間，各國平均每人名目醫療支出的平均年成長率，除了瑞典以外，皆在5%以上。而且在24個國家之中，有20個國家的醫療支出平均成長率，大過GDP的平均成長率。這意謂著醫療支出佔GDP的比重，會呈現不斷增加的趨勢。事實上，我們若以更長的時間來觀察，即可更清楚印證各國醫療保健支出佔GDP的比重，在長期之間不斷增加的共同趨勢。表3即以10個主要OECD國家為例，觀察在1960年到2000年之間，醫療支出佔GDP比重變化的情形。在1960年，美國醫療支出佔GDP的比重只有5.1%，到了2000年，已成長到13.1%，在40年的期間成長8個百分點，平均每隔10年成長2個百分點，是世界上醫療支出成長最快速的

表3 醫療保健支出佔GDP比率(%)：臺灣與主要OECD國家的長期趨勢
(1960~2000)

國別	1960	1970	1980	1990	2000	最新資料
臺灣	—	—	3.4	4.2	5.4	6.0 (2002)
主要OECD國家						
美國	5.1	7.1	8.9	12.4	13.1	13.9 (2001)
瑞士	3.1	4.9	6.9	8.3	10.7	11.1 (2001)
德國	4.8	6.3	8.8	8.7	10.6	10.7 (2001)
法國	4.2	5.8	7.4	8.8	9.3	9.5 (2001)
加拿大	5.4	7.0	7.2	9.2	9.2	9.7 (2001)
澳洲	4.7	5.4	7.0	7.9	8.9	9.2 (2001)
義大利	3.6	5.2	7.0	8.1	8.2	8.6 (2002)
日本	3.0	4.6	6.5	6.1	7.7	8.0 (2001)
英國	3.9	4.5	5.7	6.0	7.3	7.6 (2001)
韓國	—	1.9	3.4	4.8	5.9	—
OECD國家中位數	3.8	—	7.2	—	8.5	—

資料來源：OECD國家資料來自OECD (2003)，臺灣資料則為作者根據行政主計處及衛生署統計資料自行整理。OECD國家中位數的計算不包括捷克、匈牙利、墨西哥、波蘭、斯洛伐克尼亞與土耳其等六個國家。

國家。英國是在OECD國家之中，醫療支出成長速度相對較慢的國家，其在上述同一期間，醫療支出佔GDP的比重，亦成長3.4個百分點，從1960年的3.9%增加到2000年的7.3%。此一趨勢有兩個重要的政策意涵：第一、醫療保健部門在整個經濟體系的重要性與日俱增，而且這是一個全球性的共同趨勢；第二、不論各國的醫療體制有多大的差異，顯示費用的控制永遠是醫療市場的重要課題。

第二個共同的趨勢是大部分國家的醫療保健支出，來自公部門的財源，皆佔有很高的比例。在表2所列的24個國家之中，除了美國與韓國之外，各國醫療保健支出財源來自公部門的比率，皆在55%以上，其中英國與北歐諸國的公部門財源佔率，更高達80%以上。此一現象顯示，幾乎所有的先進國家的政府，皆會介入醫療服務財源的籌集，而其中最常見的介入方式，即是政府扮演健康保險人（health insurer）的角色，保障每一個國民不論其所得的高低，皆有公平使用醫療服務的機會。而這種政府高度介入的特色，即是醫療保健部門與經濟體系其他部門之間的最大差異所在。

比較臺灣與不同先進國家的醫療支出及其長期發展趨勢之後，我們可得到三個具體的結論：

（1）就任一特定時點的橫剖面比較來看，不同國家之間的醫療支出水準有很大的差異；

（2）就長期來看，各國的醫療支出皆呈現不斷增加的趨勢，而且醫療支出成長的速度超過國民所得增加的速度。因此從長期觀察，各國醫療支出佔GDP的比重，亦持續不斷地上升；

（3）各國融通醫療支出的財源，來自政府部門的比率，皆佔有很高的比率。

從以上的跨國比較分析雖可得到一些共同的趨勢，但也因此引發其他值得進一步探討的問題。綜合各種文獻的討論，針對醫療支出進行跨國比較之後，最常被討論到的問題有二個：（1）為什麼各國之間的醫療

支出水準有很大的差異？（2）為什麼各國的醫療支出水準皆呈現持續上升的現象？

針對這二個問題，健康經濟學領域的學者自1970年代中期以來即開始嘗試尋找答案。經過近三十年的努力，學術上在這個議題已累積大量的文獻，並進而對醫療支出水準的國際差異與長期推動醫療支出持續成長的力量產生高度的共識。因此，我們將在下節中，詳細分析相關文獻在解釋醫療支出的跨國差異與持續成長問題時，所獲得的研究發現。

參、文獻回顧

一、理論分析

綜合文獻的分析，消費者對醫療服務的需求，有三個顯著的特性：第一，消費者對醫療服務的需求，是一種源於對健康需求的引伸需求（Grossman, 1972）。因此，影響醫療需求的經濟因素，主要是來自影響消費者健康需求的因素。第二，由於健康保險制度的介入，健康保險的部分負擔率或給付的內容，對消費者個人的最適醫療支出會有顯著的影響。第三，醫療市場所存在的資訊不對稱，使醫師有誘發病人需求的經濟誘因。因此，醫師誘發需求（physician-induced demand）行為亦會影響消費者的醫療需求與醫療支出。綜合這三項特性，我們可以將影響消費者醫療支出的經濟因素列舉如下：（1）消費者就醫所必須自行負擔的醫療服務價格；（2）消費者的所得；（3）時間成本（工資）；（4）健康資本折舊率（年齡）；（5）醫師誘發需求行為（醫師人數）。

將上述個別消費者自行負擔的醫療支出加總，即構成整個社會的消費者自付醫療支出。這部分的醫療支出，再加上保險部門所負擔的醫療費用，即等於全體社會所花費的個人醫療支出。但是前節的分析已指出，除了個人醫療支出之外，從經費用途角度來看的國民醫療保健支出，尚包括政府的公共衛生與一般衛生行政支出，以及資本形成。因此，在醫療保健體系中，總體醫療支出不是直接加總社會全體個人的自

付醫療支出即可獲得，而是必須再加上保險部門與政府部門所負擔的醫療費用。

由於總體醫療支出與個人醫療支出之間存在著上述的差異，這兩項醫療支出的決定因素並不完全相同。我們可以兩者的差異程度，將影響總體醫療支出的經濟因素分成三大類。第一類是影響個人醫療支出的經濟因素，透過加總的過程，也會對總體醫療支出產生相同程度的影響。包括健康資本折舊率（年齡）與醫師誘發需求行為。第二類則是同時會影響到個人與總體醫療支出的經濟因素，但因為健康保險的介入，使同樣的經濟因素（如所得），對個人與總體醫療支出的影響程度有很大的不同。第三大類則是社會的制度因素（*institutional factors*），包括政府財務籌集方式與醫療保險支付制度等。這些因素在短期內，對同一個國家或地區的消費者而言並沒有差別，因此，「制度因素」並無法解釋由橫剖面資料所觀察到的個人醫療支出差異。但是在比較不同國家的總體醫療支出時，由於各國之間常存在許多制度性的差異，使得「制度因素」成為決定總體醫療支出的一項重要變數。本節以下即進一步詳細說明上述三大類因素對總體醫療支出的影響。

（一）人口年齡結構與醫師人數

人口年齡結構變動對醫療支出的影響，主要是透過老年人口增加的途徑。Grossman（1972）的分析指出，在健康資本折舊率隨年齡增加而提高的情況下，消費者的醫療需求會隨著年齡的增加而提高。因此，一國的老年人口比例提高後，該國的總體醫療支出將隨之增加。至於醫師人數增加對醫療支出的影響，主要是透過醫師誘發需求作用。如前所述，由於病人與醫師之間存在有資訊不對稱的現象，當醫師人數增加後，醫師可能藉著其在資訊上的優勢，透過誘發需求的方式來保護自己的所得。醫師誘發需求現象，會對總體醫療支出產生正的影響（McGuire and Pauly, 1991）。

（二）所得的影響

「所得」是同時影響消費者個人與總體醫療支出的重要經濟因素。但因為受到健康保險制度的介入與政府公共衛生支出的影響，所得對總體醫療支出的影響程度，比對個人醫療支出的影響程度還大。這中間的差異，主要是由下列五項原因所造成：

1. 在許多國家，皆有健康保險制度或政府對醫療服務的直接補貼。在此一情況下，個別消費者就醫時只負擔部分醫療費用，因此個人醫療支出受其預算（所得）的限制較小。但是在以「國家」整體為衡量單位時（如國際間的橫斷面比較或同一國的時間數列研究），「國家」則必須面對醫療服務的所有成本。因此，預算限制（經濟能力）會對總體醫療支出水準產生較顯著的影響。

2. 利用個體資料研究醫療支出，會受到所得分配效果的影響。換言之，不同所得階層花費在醫療服務上的「平均消費傾向」通常不同。但是此種分配效果在以總體資料進行研究時則不存在（Bunting, 1996）。

3. 在利用個體資料分析時，有許多消費者在某一特定期間皆未使用、或是很少使用醫療服務，因此，所得變化時，不一定立即對個人醫療支出產生影響。但是在以國家為觀察單位時，總體所得的變化，則會影響到一國的經濟能力，進而會對整體社會的醫療支出產生顯著的影響。

4. 總體醫療支出資料所獲得的所得彈性，並不代表個人的最適行為。例如：窮國與富國皆實施相同的「全民健康保險」，在同一國內，不同個人的自付醫療支出受所得的影響將很小；但在國際比較時，因為富國所提供醫療服務的量與品質皆較高，因此其醫療支出水準亦較高，故我們會觀察到不同所得水準國家的醫療支出會有很大的差異。

5. 醫療支出等於醫療服務量乘上醫療服務價格。在分析個人最適醫療支出時，醫療服務價格是由市場所決定的固定水準，因此，所得對個

人醫療支出的影響，主要是透過對醫療需求的影響。但是在比較不同國家的總體醫療支出時，醫療服務價格並不是固定的。一般而言，所得水準較高的國家通常有較高的醫療價格，估計醫療支出所得彈性會含有價格水準差異的影響。因此，我們可觀察到總體醫療支出的所得彈性會大於個人醫療支出的所得彈性。簡言之，所得對總體醫療支出的影響，同時包含對醫療服務需求量、以及對總體醫療服務價格兩項因素的影響（Gerdtham and Jönsson, 2000）。

（三）制度的影響

除了上述，影響一個國家總體醫療支出的因素，還包括制度面的特性。Leu（1986）首先引用公共選擇的理論，強調制度面因素（如政府的干預程度）對跨國差異的影響。Leu認為政府直接干預醫療保健市場的財務籌集，透過被保險人口擴大、醫師誘發需求與直接影響技術發展等效果，將造成醫療支出增加。另外，政府直接提供醫療服務（public supply），亦會透過較高醫療服務單位成本（政府部門效率較低）與官僚體制的過度供給現象，使醫療支出更為增加。不過，Culyer（1990）則認為，前述所強調的「政府財務籌集」與「政府提供」制度因素，未必一定會造成醫療支出增加。這是因為從許多文獻顯示，公立醫院與非營利醫院的經營效率，不一定較營利醫院低；而且「政府財務籌集」會造成醫療支出增加的效果，必須建立在許多假設上才能成立。因此，Culyer（1990）強調財務機制（financing mechanism）本身，遠比公私部門之間的財務籌集分配來得重要。例如：開放式的支付制度（open-budget system，如論量計酬制），遠較封閉式的制度（closed-budget system，如論人計酬制或總額預算制），缺乏控制成本的誘因。因此，前者的支付制度較易造成醫療支出的增加。

上述文獻並未有嚴謹的理論模型基礎，因此不同文獻之間對制度因素的觀點並不一致。有鑑於此，Hisao（2000）嘗試提出一完整的醫療制

度總體模型，其研究中強調，世界各國醫療部門的預算制度，主要可分為開放式和封閉式兩大類。開放式的預算制度下，消費者與醫療服務提供者，可根據個人意願與付費能力來決定醫療服務的供給與需求，進而決定整個社會的醫療支出。封閉式的預算制度是指整個社會耗費的醫療支出，會受到一個事前決定預算（**preset budget**）的限制。³ 因此，Hsiao（2000）所提出的理論預測即是：採行開放式預算制度的國家，其總體醫療支出水準會高於採行封閉式預算制度的國家。

二、實證發現

綜合以上的分析顯示，不同國家之間醫療支出水準的差異，主要可歸因於下列四項因素：（1）所得水準；（2）人口結構；（3）醫師人數；（4）制度面的特性。自1970代中期以來，許多學者即透過跨國資料的比較研究，嘗試檢定這四項因素對各國之間醫療支出差異的解釋程度。在實證方法上，醫療支出的跨國比較研究即是以國家為觀察單位，估計下列迴歸式：

$$E_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

式中， E_{it} 代表第 i 個國家在第 t 期的平均每人醫療保健支出， X_{it} 為解釋變數向量， α 與 β 分別為待估計的參數， u_{it} 則為誤差項。

本節以下即是採用Gerdtham and Jönsson（2000）的分類方法，回顧相關實證研究的主要發現，將文獻區分成第一代的研究與第二代的研究。第一代研究是指使用特定一年的橫剖面跨國資料進行分析，文獻之間在方法上的爭論，主要在於如何轉換以不同貨幣表示的各國醫療支出。第二代的研究指的是以多年期多國家的追蹤資料進行分析，文獻之間的爭論，則是以時間數列資料的非恆定性（**non-stationary**）問題為焦點。

3. 此一事前設定的預算水準，通常是透過協商或一些政治過程（**political process**）來決定。在封閉式的預算制度下，為確保醫療服務的使用不超出既定的預算，各國常採用提供較低品質的醫療服務或以排隊等方式，來解決市場上所存在的超額需求。

（一）第一代的研究

Kleiman (1974) 與Newhouse (1977) 利用國際間的橫剖面資料，首先開啟了文獻上探討各國醫療支出決定因素的研究，且兩文獻的發現相當近似。Kleiman (1974) 利用聯合國出版的國民所得統計資料，選取16個經濟發展程度不同的國家（包括臺灣在內），探討各國平均每人醫療支出差異的原因。⁴ 根據普通最小平方法的迴歸分析結果，Kleiman得到醫療支出的所得彈性為1.22。Newhouse (1977) 則以13個經濟發展程度相近的OECD國家在1971年或1972年的資料，選取所得作為唯一的解釋變數，進行國際間橫斷面迴歸分析。由迴歸分析結果中的 $R^2=0.90$ ，Newhouse認為各國平均每人醫療保健支出的差異，超過90%可以平均每人所得的差異來解釋，且在各種不同所得水準下所求算的醫療支出所得彈性皆大於1。根據上述結果，Newhouse進而做了下列的推論：（1）醫療服務是一種奢侈品（luxury good）；⁵（2）「所得」是決定總體醫療支出的最重要變數，其他非所得變數對各國醫療支出差異的影響程度並不大。

上述兩項推論發表後，在文獻上即引起許多廣泛的討論與批評。Leu (1986) 針對Newhouse (1977) 認為其他「非所得變數」不重要的觀點進行深入的探討。Leu利用1974年19個OECD國家的資料，實證檢定「政府財務籌集」與「政府提供」兩項制度面因素的影響。前者以政府部門所投入的醫療支出佔全部醫療支出的百分比衡量，而後者則是以公立與非營利醫院病床數佔總病床數的比例來衡量。實證結果發現，在加入制度面因素變數與其他控制變數後，所得仍是最重要的解釋變數，醫療支出的所得彈性在1.18到1.36之間。至於衡量政府干預程度的制度變數，估

4. 除了所得（以國民生產淨額衡量）以外，Kleiman (1974) 所使用的解釋變數尚包括勞動所得佔國民所得的比率（衡量所得分配不均的程度）及人口特性變數。
5. 愈富裕的國家多投入醫療資源的效果，主要是反映在主觀健康的改善上（例如減少症狀的痛苦，減少焦慮，多提供相關診斷病情的資訊及增加診斷的正確性等），而非客觀的治療效果。

計係數雖然顯著為正，符合理論預期，但影響程度不大。另外，Gerdtham et al. (1992a) 利用1987年19個OECD國家的資料進行類似的研究，結果發現代表論量計酬支付制度的虛擬變數其估計係數顯著為正。以論量計酬方式為主要支付制度的國家，其平均每人醫療保健支出較其他國家高11%。另外，「政府籌集」變數的估計係數則為負，其彈性值為-0.52，與Leu (1986) 所得到的結果相反。儘管如此，Gerdtham et al. 仍發現，所得是解釋各國平均每人醫療支出差異的最重要解釋變數，醫療支出的所得彈性為1.33。

除了衡量「制度面因素」的變數以外，文獻上探討其他非所得變數對總體醫療支出的影響，還包括醫療服務的相對價格、人口結構（老年人口所佔比例）與都市化程度等需求面的因素，以及醫師誘發需求（以每萬人口醫師數衡量）的供給面因素。這些文獻的共同發現是，所得仍是最重要的解釋變數，而其他非所得變數的影響，則沒有明顯一致的結論（例如Leu, 1986; Milne and Molana, 1991; Gerdtham et al., 1992a; Gerdtham and Jönsson, 1991a）。例如都市化程度的影響，Leu (1986) 的發現是對醫療支出有正的影響，但Gerdtham et al. (1992a) 則得到相反的結果。至於人口老化對醫療支出國際差異的影響，Leu (1986) 的發現是不顯著，但Hitiris and Posnett (1992) 則發現有顯著的正影響。

前述Kleiman (1974)、Newhouse (1977) 與Leu (1986) 等三篇研究，皆以「匯率」轉換的方式，將各國的醫療支出與國民所得轉換成相同的貨幣單位（美元）後，再進行迴歸分析。Parkin et al. (1987) 指出用匯率轉換有未能反映各國貨幣相對購買力與非貿易財（如教育與醫療服務）價格差異的兩項缺點。有鑑於此，Parkin et al. (1987) 改以購買力平價（PPP）指數進行轉換，並與用匯率轉換的結果進行比較。根據1980年18個OECD國家資料所得到的迴歸分析結果，發現以匯率轉換所得到的醫療支出所得彈性為1.12，與Newhouse (1977) 的發現近似；但若用PPP轉換，醫療支出的所得彈性只有0.90。根據此一結果，Parkin et

al. (1987) 認為醫療服務只是一種「必需品」(necessity)。不過，Gerdtham and Jönsson (1991b) 採用1985年22個OECD國家的資料，進行與Parkin et al.類似的比較。實證結果發現，不論使用那一種「轉換方式」，醫療支出的所得彈性皆大於1，因此認為不同的轉換方式，並不會影響估計結果。

Getzen (2000) 在研究醫療支出是為個人必需品抑或國家奢侈品時，發現個別的醫療支出所得彈性趨近於零，而總體醫療支出所得彈性通常比1大。Freeman (2003) 分析1966~1998年美國各州保健支出和可動用的個人收入之數據中，估計出醫療支出所得彈性介於0.82到0.84之間，即醫療支出可視為必需財。Dreger and Reimers (2005) 用1975至2001年間OECD中21個國家的資料，以追蹤資料單根及共整合之研究方法，探討醫療支出與所得、醫療技術進步的關係，其中醫療技術進步以老年人口比例、嬰兒死亡率、平均餘命為代理變數。實證結果發現，醫療支出、所得與醫療技術進步等變數為非恆定資料，醫療支出、所得與醫療技術進步有共整合關係，且醫療支出所得彈性介於0.85到1.13之間。

綜合上述的分析顯示，文獻上第一代研究的一項共同發現，即是所得對各國醫療支出的差異有顯著的影響。大部分研究所得到的醫療支出所得彈性皆大於1，常見的估計範圍是在1.1到1.4之間，只有Parkin et al. (1987) 的研究得到醫療支出的所得彈性為0.90。這兩者之間的差異也使得許多第一代的研究陷入醫療服務究竟是奢侈品或必需品的爭議。至於所得以外的因素，第一代研究的眾多文獻之間，則較沒有共識。

(二) 第二代的研究

上述的研究，多數文獻皆以OECD國家為研究樣本，在扣除一些資料欠缺的國家之後，這些文獻所分析的樣本通常只有20個國家左右。為了解決橫斷面比較樣本太少的問題，一個可行的方式即是使用綜合橫斷面與時間數列的追蹤資料。追蹤資料的優點，主要是可將式(1)迴歸模

型的誤差項 (u_{it})，分解成下列三項：

$$\varepsilon_{it} + \mu_i + \theta_t \quad (2)$$

其中， ε_{it} 為一隨機誤差項，平均數為0，變異數為 σ_2 ， μ_i 則為第 i 個國家的誤差項， θ_t 則為第 t 期的誤差項。在追蹤資料中，藉著對上述三個誤差項的不同設定方式，即可得到不同的估計模型。⁶

在使用OECD國家追蹤資料，探討各國平均每人醫療支出決定因素的研究之中。Hitiris and Posnett (1992) 以1960年到1987年之間20個OECD國家為樣本，分析結果顯示平均每人所得是最重要的影響因素，醫療支出所得彈性在1.01到1.16之間。其他解釋變數（如65歲以上人口所佔比例）雖在統計上也有顯著影響，但影響效果相對較小。Gerdtham et al. (1992b) 利用19個OECD國家，在1974、1980與1987年的資料進行類似研究，結果也與Hitiris and Posnett (1992) 以及前述利用橫剖面樣本的研究結果近似。

Gerdtham et al. (1998) 則是利用22個OECD國家在1970年到1991年之間的資料，分析決定醫療支出的影響因素。在控制許多「制度性因素」的影響之後，這項研究發現醫療支出的所得彈性小於1 (0.74)，與前節所述大部分文獻的估計結果相比，有很大的差異。至於在「制度性因素」的影響方面，這項研究的主要發現如下：（1）住院支出比重愈高的國家，總體醫療支出水準也愈高；（2）政府直接提供醫療服務所佔的比重愈高，總體醫療支出水準反而愈低，與Leu (1986) 的結論相反；（3）門診部門與住院部門有實施預算上限的國家，醫療支出水準並未顯

6. 其中，若假定 $\mu_i = \theta_t = 0$ ，即是一般的普通最小平方方法模型 (OLS)，此一模型並未考慮不同國家與不同時期資料的特性。在 μ_i 與 θ_t 皆不為0的情況下，則有二種計量模型。第一種是固定效果模型 (fixed-effects model)，假定 μ_i (或 θ_t) 在每一個國家 (或每一期) 是固定的常數，相當於在迴歸模型中，加入個別國家 (或時間) 的虛擬變數，因此可直接應用普通最小平方方法進行估計。第二種是隨機效果模型 (random-effects model)，假定 μ_i 與 θ_t 皆是隨機誤差項，此時適用的估計方法為一般化最小平方方法 (GLS)。至於在上述兩個模型之中，那一個模型較適合，則可採用Hausman (1978) 所發展出來的方法進行檢定。

著較低；（4）基層醫師扮演住院服務守門人的角色，總體醫療支出水準顯著較低；（5）以論人計酬方式來支付醫師報酬的國家，醫療支出水準亦顯著較低。

至於Hsiao（2000）的研究，則是檢定醫療保健部門預算制度的角色。其分析的結果顯示，以一般稅收來籌措醫療服務財源所佔的比重，對各國的醫療支出並未有顯著的影響。Hsiao認為這項變數不顯著的原因，可能是因為迴歸變數並未區分一般稅收究竟是來自中央政府，還是地方政府。至於實施總額預算比重愈高的國家，其醫療支出水準則顯著較低；相反地，未實施總額預算的社會保險制度與私人保險所佔的財源比重若愈高（屬開放式預算制度），則該國的醫療支出水準也愈高。因此，這項研究發現支持前文Hsiao（2000）的理論預測，顯示採取開放式預算制度的國家，其醫療費用水準顯著較高。

除了制度因素之外，Hsiao（2000）在迴歸分析中也控制所得的影響，估計結果顯示，醫療支出的所得彈性約在0.85到0.96的範圍，與Gerdtham et al.（1998）的發現相近。綜合Gerdtham et al.（1998）與Hsiao（2000）的研究顯示，醫療支出成長的速度並未大於所得成長的速度，而第一代大部分研究則發現，醫療支出的所得彈性大於1。Hsiao（2000）認為這中間的差異，可能是早期的研究以一年的橫剖面樣本為主，並未控制時間與各國特性的差異，因而得到偏誤的估計結果。另外，第一代研究的樣本較小，迴歸模型無法容許太多的解釋變數，因此容易產生省略變數的偏誤（omitted variable bias），因而高估所得的影響。

另外，在關於時間數列資料的非恆定問題上，McCoskey and Selden（1998）認為Hansen and King（1996）採用單根檢定方法的檢定力太弱，因此建議用追蹤資料單根檢定的方法對醫療支出與GDP資料進行檢定。其結果顯示醫療支出與GDP為恆定之時間數列，所以認為在比較國際間醫療支出時，並不需要考慮資料是否存在單根。但是，Gerdtham and Löthgren（2000）則使用追蹤資料為基礎的單根檢定法，對21個OECD國

家在1960年到1997年的資料進行分析。其實證結果顯示，只有兩個國家（葡萄牙和瑞士）的醫療支出資料拒絕單根存在，GDP部分也只有三個國家（德國、英國、美國）可以拒絕單根存在。因此推論醫療支出與GDP為非恆定之時間數列，並且經由共整合分析發現，醫療支出與GDP之間存在長期之關係。

至於Jewell et al. (2003) 和Carrion-I-Silvestre (2005)，皆利用20個OECD國家1960年到1997年的資料檢定時間數列的恆定性，並考慮平均每人之實質醫療支出和GDP可能存在結構性變遷。Jewell et al.的結果顯示，在醫療支出方面，有8個國家是顯著拒絕單根的，並且有12個國家存在結構性變遷；在GDP方面，有11個國家是顯著拒絕單根的，並且有7個國家存在結構性變遷。Jewell et al.認為在考慮結構性變遷之後，平均每人實質醫療支出與GDP之時間數列資料具恆定性。Carrion-I-Silvestre (2005) 則是考慮多個可能影響時間數列之數值與斜率的結構性變遷，同樣也發現在納入結構性變遷之後，平均每人實質醫療支出與GDP會是具恆定性的數列。Carrion-I-Silvestre並認為醫療服務是否為奢侈品的爭議，也應在考慮結構性變遷的情況下討論，否則所得彈性的估計將可能產生偏誤。

除了前述的跨國分析之外，也有針對單一國家的研究。謝啟瑞、林建甫、游慧光（1998）利用臺灣1965年至1994年的歷年資料，以所得（平均每人實質國內生產毛額）、被保險人口比例、醫療相對價格、每萬人口醫師數、老年人口比例五項變數，解釋平均每人實質醫療支出的成長。其檢定結果是各變數均無法拒絕存在單根之虛無假設，且進一步從共整合理論與誤差修正模型發現，各變數之間存在共整合關係。Freeman (2003) 則是利用1966年至1998年美國各州的追蹤資料，說明醫療支出與可支配所得之間的關係，同樣發現兩變數是非恆定數列，且兩者有共整合關係。這兩篇研究對數列資料恆定與否的結論，與Gerdtham and Löthgren (2000) 的研究結果較接近。

綜合上述關於醫療支出和所得數列資料恆定性的分析，仍未有一致性的共識。有些研究認為資料存在單根，兩者為非恆定的數列、且有共整合關係；但也有些研究認為兩者為恆定的數列。而且，多數以OECD國家為樣本文獻，部分研究未檢定資料的恆定性，就直接進行迴歸分析；而部分研究則僅限於檢定數列資料的恆定與否，並未進一步估計所得對醫療支出的影響效果。

（三）實證研究結果的綜合討論

綜合本節對相關文獻的回顧，我們可將主要的實證發現彙總如下：

第一、在國際間醫療支出的比較研究中，最具共識的一項實證發現，即是平均每人所得對各國的醫療支出水準有顯著的正影響。不過，若從表4比較不同時期研究的文獻可發現，早期的文獻使用特定一個年份的橫剖面資料，其所估計的醫療支出所得彈性，除了Parkin et al. (1987)的研究以外，皆大於1。但近期的研究在使用追蹤資料的較大樣本分析後，醫療支出的所得彈性略有下降，其中Gerdtham et al. (1998)

表4 醫療支出所得彈性實證研究結果的比較

作者（年份）	資料來源與性質	醫療支出的所得彈性
第一代研究		
Kleiman (1974)	16國；1968/1969年	1.22
Newhouse (1977)	13國；1972年	1.26~1.31
Leu (1986)	19國；1974年	1.18~1.36
Parkin et al. (1987)	18國；1980年	1.12（匯率轉換） 0.90（購買力平價轉換）
Gerdtham and Jönsson (1991)	22國；1985年	1.24~1.43
Gredtham et al. (1992)	19國；1987年	1.33
第二代研究		
Hitiris and Posnett (1992)	20國；1960-1987年	1.01~1.16
Gerdtham et al. (1998)	22國；1970-1991年	0.74
Hsiao (2000)	17國；1971-1997年	0.85~0.91

與Hsiao（2000）估計的醫療支出所得彈性小於1。此一結果顯示，早期的研究受限於樣本數，可能忽略了重要的制度變數或未能控制各國之間無法觀察到的特性差異，因而高估了所得對醫療支出的影響。

第二、所得以外的非制度性因素，如人口的年齡結構、都市化程度與失業率等，在各項文獻之中的估計結果並不一致。其中，大部分實證文獻皆顯示，各國的人口老化程度，對醫療支出並無顯著的影響。這項發現可能是源於大部分文獻皆以OECD國家為研究對象，各國之間的人口老化程度差異並不大，因而無法解釋各國之間所存在的醫療支出差異。

第三、各國之間醫療體系制度特性的差異，也是許多文獻探討的重點。目前各文獻之間對「制度因素」的影響，有下列四個較具共識的發現：（1）採取開放式預算制度的國家，其醫療支出水準比採取封閉式預算制度的國家高；（2）以基層醫師做為使用住院服務守門人的國家，其醫療支出水準比較低；（3）門診支付制度採取論人計酬的國家，其醫療支出水準亦較低；（4）住院費用比重對總體醫療費用有顯著的正向影響。

肆、研究方法

一、資料來源

本文分析的樣本，係由臺灣與23個OECD國家在1980年到2001年之間的資料所構成。⁷ 有關OECD國家樣本資料，主要來源為經濟合作發展組織（OECD）2003年所出版的健康經濟資料庫「OECD Health Data（2003）」⁷。而臺灣樣本資料來源，其中醫療支出資料部分，來自行政

7. 本文研究範圍涵蓋1980至2001年之24個國家，變數資料之收集與計算相當耗時，再加上本研究使用多種計量模型，更需時力。是故，作者開始從事本研究，由收集資料至完成文稿之期間甚長，雖於投稿與審稿時已有新OECD資料發布，惟考量更新樣本與重作分析之所需時間與人力，另其資料庫存有時間落差與資料缺失之情形，且在重新取樣時會產生取樣國家差異之狀況，故所能增加之樣本年度（約1~3年）相對於全體樣本期間（22年）而言極為有限，因而未作即時更新。本文作者在此感謝審查委員對此時間落差之提醒，並認知更新資料之可能，而列為本文之研究限制。

院衛生署所編印之衛生統計中的國民醫療保健最終支出統計；國內生產毛額資料，源自行政院主計處編印之中華民國臺灣地區國民所得年刊；醫師人數資料，係自行政院衛生署編印之衛生統計中的「臺灣地區歷年醫療機構及其他醫事機構暨人員開（執）業場所醫事人員數」中之西醫師人數；65歲以上佔總人口比例及總人口數資料，來自內政部所編印之中華民國臺灣地區人口統計中取得。

本文實證分析的被解釋變數是「平均每人實質醫療支出」，這項變數是由各國的醫療支出除以人口數，並經過以2001年為基期的消費者物價指數平減所獲得。前文的分析已指出，臺灣與OECD國家已採用一個國際通用的國民醫療保健帳戶，進行醫療支出的統計。因此，這項變數在不同國家之間的衡量方法具有一致性，不會有衡量誤差（measurement error）的問題。至於解釋變數，根據前文的理論分析，則包含所得、人口老化程度與醫師誘發需求等三個最重要的經濟變數。⁸ 我們以平均每人實質國內生產毛額來衡量所得的影響。人口老化程度則以65歲以上人口佔總人口的比例衡量，而醫師誘發需求的力量則是以每千人口醫師人數衡量。

在比較不同國家的醫療支出時，首先會碰到的問題，即是不同國家之間幣值的轉換問題。文獻所採用的幣值轉換方法有兩種：（1）以匯率轉換成共同的貨幣單位（通常是美元）；（2）以購買力平價指數進行轉換。由於主計處並未編製臺灣過去二十年來完整的購買力平價指數，因此本文並無法採用購買力平價進行轉換，只能用匯率轉換，進行不同國

8. 各國政府或公部門在醫療保健服務市場，各有其不同的干預方式與介入程度。例如擔任保險人提供健康保險、或擔任供給者提供醫療服務等。即便是同樣由政府提供強制性的全民健康保險，各國在財務籌集、費用分攤、支付制度等方面也有許多不盡相同的設計。所以，制度面因素的影響有多種面向、也有不同層次，在實證模型中並不能以簡單的一或二個制度面虛擬變數，就清楚地將各國制度的屬性和歷年的改革做歸類、進而完整地捕捉制度面因素對醫療保健支出的影響。為了避免制度面虛擬變數的設計不當，可能混淆估計結果，故在本文的估計模型中不納入制度面的解釋變數。

家之間的醫療支出比較。

二、估計方法

(一) 追蹤資料單根檢定

由於本文的樣本同時涵蓋橫剖面與時間數列資料，在運用計量經濟方法估計所得等變數對醫療支出的影響時，首先會遇到的問題即是時間數列資料的恆定性（stationary）。若外來衝擊對時間數列只會產生短暫的衝擊，隨時間的經過，影響便會消失，該數列回到長期的平均水準，該數列即為恆定。反之，當數列受到衝擊時，會產生永久性的影響，表示該數列具有長期記憶的特性，該數列則稱為非恆定（nonstationary）之時間數列。若一個變數必須經過 d 次差分（difference）始能成為一個恆定數列（stationary series），則此變數的整合次（integrated order）為 d ，以 $I(d)$ 表示。傳統的計量方法皆假設經濟數列大多為恆定的序列，或雖為非恆定但非恆定的來源為確定的時間趨勢項或季節因素。但Granger and Newbold（1974）提出，若直接將未經處理的非恆性資料進行迴歸分析，可能存在偏誤或虛假迴歸（spurious regression）的情況，而導致結果的誤判。

時間數列單根檢定包括，虛無假設為存在單根的DF檢定、ADF檢定與PP檢定，虛無假設為不存在單根的KPSS檢定，並分為無截距及無時間趨勢項、有截距項無時間趨勢項與有截距及時間趨勢項三種型態。Dickey and Fuller（1979）的DF單根檢定，限定變數為一階自我迴歸式，並假設殘差為白噪音（white noise），為最早檢定變數是否為恆定的方法。Said and Dickey（1984）加入被解釋變數的落後項形成ADF（Augment Dickey and Fuller）單根檢定，以修正殘差並非白噪音的問題。後期學者針對DF與ADF檢定力不足提出不同的檢定方法，Phillips and Perron（1988）利用中央極限定理（Central Limit Theorem）發展出

PP單根檢定，容許殘差項存在弱相依（weakly dependent）和異質性（heterogeneously），取代了DF檢定中獨立與同質的假設，其檢定的統計值以 Mackinnon（1991）所提供的統計表作判斷是否顯著。另外還有 KPSS（Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin）單根檢定等，最近有文獻建議以採用橫斷面與時間數列的追蹤資料單根檢定法（panel unit root tests），以改善小樣本限制與提升檢定能力。

DF、ADF與PP單根檢定其虛無假設皆為變數存在單根，除非有很強的證據拒絕它，大致都會傾向於去接受具有單根的虛無假設。然而，這些單根檢定卻可能存在無法辨別單根和近似單根，因此被認為較缺乏說服力。而Kwiatkowski（1992）所提出之KPSS單根檢定，其虛無假設為變數不存在單根、對立假設則是存在單根，剛好與前述檢定方法相反。⁹

相較於以個別的時間數列為基礎的單根檢定，追蹤資料單根檢定的檢定力更強，包括有LLC、Breitung、Hadri、IPS、ADF-Fisher與PP-Fisher檢定。Levin, Lin and Chu（1992）首先提出以ADF Test為主的追蹤資料單根檢定（LLC檢定），模型為

$$\Delta X_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \delta_i t + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

檢定統計量為：

$$t_{\beta} = \frac{\hat{\beta}_i}{se(\hat{\beta}_i)} \quad (4)$$

在有限樣本下， t_{β} 的性質可以由Monte Carlo模擬中得到。LLC檢定的虛無假設為所有序列為具有單根，對立假設則為每個序列皆為穩定，且有相同的迴歸係數。如下：

$$H_0 : \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta = 0$$

$$H_1 : \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta < 0$$

9. KPSS單根檢定的其臨界值可參閱Kwiatkowski（1992），而較大的V值將拒絕虛無假設，則變數具有單根。

當 N 與 T 很大時， t_{β} 會趨近於標準常態分配。此檢定主要是將 ADF 檢定更一般化，它允許截距項、時間趨勢項、殘差項與高階自我相關可以單獨個別化，也就是可以隨著每個國家的不同而不同。但限制每個國家的時間序列長度需相同，而且限制各國家時間序列需有相同的自我迴歸係數 β ，這也是此檢定的主要缺點之一。但由於 LLC 檢定有引進橫斷面資料，因而有拉長整個資料的廣度、引進橫斷面資訊的效果，故該檢定方法仍有助於提昇檢定力。Breitung 方法不同於 LLC 有兩點，一是在建立標準化代理式時，只有自我迴歸的部分移出（而非外生變數部分），其次，代理式被轉換並去趨勢化。Hadri 的檢定則類似於 KPSS 單根檢定，對於追蹤資料中每個數列有一不存在單根的虛無假設。¹⁰

由於 LLC 檢定的對立假設為所有數列的 β_i 都相同，為改善此檢定法在各數列迴歸係數間存有差異時將不適用的情況，IPS (Im et al., 1997)、ADF-Fisher 與 PP-Fisher 檢定放寬了對立假設，並以均數群集的方法 (mean group)，提出比 LLC 方法有更高檢定力、且更一般化的追蹤資料單根檢定。IPS 檢定的 t 統計量為：

$$t\text{-bar} = \frac{\sqrt{N}[\bar{t}_{NT} - E(\bar{t}_{NT})]}{\sqrt{\text{Var}(\bar{t}_{NT})}} \quad (5)$$

T 為各數列期數； $\bar{t}_{NT} = \sum_{i=1}^N t_{iT}(\mathbf{P}_i) / N$ ， $E(\bar{t}_{NT})$ 為平均數， $\text{Var}(\bar{t}_{NT})$ 為變異數， $t\text{-bar}$ 為標準常態分配。IPS 檢定在 Monte Carlo 模擬顯示，當存在殘差項異質序列相關的問題時，其檢定力比 LLC 檢定更精確。IPS 檢定的虛無假設及對立假設分別為：

$$H_0: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta = 0$$

$$H_1: \hat{\beta}_i < 0 \text{ (至少存在一個或以上的序列是恆定)}$$

10. 在追蹤資料單根檢定，LLC、Breitung 與 Hadri 檢定皆假設在橫斷面中有一共同之單根，前兩者的虛無假設是存在單根，而後者則應用了無單根的虛無假設。

(二) 追蹤資料共整合分析

兩個或多個整合級次相同的非恆定數列，可能存在一個或多個長期共同趨勢，若變數間的線性組合能使之成為一恆定數列，則意味著變數之間存在有長期的穩定均衡關係（Granger, 1981）。追蹤資料共整合模型為

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$Z_{it} = (Y_{it}, X_{it})' \sim I(1)$ 和 $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})' \sim I(0)$ ，有長期的共變異矩陣 $\Omega_i = L_i L_i'$ 時，在追蹤資料每一個數列皆具有共整合關係，且共整合向量為 β ，而共變異矩陣可以被分解成 $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$ 。

Pedroni (1999) 提出異質追蹤共整合模型，虛無假設為數列間沒有共整合關係，亦即殘差 e_{it} 為非恆定序列。Pedroni (2001) 提出7個檢定統計量，並且證明這些檢定統計量若經由平均數與變異數的調整之後，其漸近分配都是標準常態分配，其中除了panel v 統計量是右尾檢定外，其它6個統計量都是左尾檢定。這7個檢定統計量可分成兩種，一為 Pooled panel cointegration statistic，二為 Group mean panel cointegration test。前者包括四種檢定統計量：(1) panel v -statistic；(2) panel rho-statistic；(3) panel PP-statistic；(4) panel ADF-statistic。後者包括三種檢定統計量：(5) group rho-statistic；(6) group PP-statistic；(7) group ADF- statistic。其中(4) 接近LLC檢定，(7) 接近IPS檢定。7個檢定統計量依序為：

$$(1) \text{ Panel v-statistic} = L_{1it}^2 \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1}$$

$$(2) \text{ Panel rho-statistic} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{1it}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$(3) \text{ Panel PP-statistic} = \left(\hat{\sigma}_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$(4) \text{ Panel ADF-statistic} = \left(\hat{s}_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*$$

$$(5) \text{ Group rho-statistic} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$(6) \text{ Group PP-statistic} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{\sigma}_i^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$$

$$(7) \text{ Group ADF-statistic} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{it-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*)$$

期中 \hat{e}_{it} 為 (6) 與 (7) 式之殘差項， $\hat{\lambda}_i$ 為檢定中估計之無母數數列相關修正項， \hat{s} 為估計之標準差。

由於本文的樣本為包括時間序列和橫斷面的追蹤資料，資料型態上除具有豐富性和多變性之特性外，尚有自由度高、效率性佳的優點。此外，運用追蹤資料模型，亦可控制橫斷面上個體異質性與變數在時間序列的自我相關性問題，對於實證研究與模型的衡量效果上相對較佳。傳統普通最小平方法，僅能單獨分析時間序列資料或橫斷面資料的特性，因其假設參數固定，將忽略橫斷面樣本之間的差異性和時間序列的變化。而橫斷面或時間序列的差異性，可能會產生異質性偏誤。Kao and Chiang (2000) 以 Monte Carlo 模擬發現 Panel OLS 在有限樣本裡有不可忽略的偏誤，Panel DOLS (Dynamic Ordinary Least Square) 是 Panel OLS、Panel DOLS 和 Panel FMOLS (Fully Modify Ordinary Least Square) 三者間的最佳模型。因此將利用 Mark and Sul (2003) 的 Panel DOLS 檢定，對已有共整合關係的變數考慮固定效果和異質趨勢的存在，估計具有異質追蹤資料共整合變數的係數。其模型如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \gamma' x_{it} + \delta' z_{it} + u_{it} \quad (8)$$

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} = \alpha_i + \lambda_i \left(\frac{T+1}{2} \right) + \gamma' \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} + \delta'_i \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{it} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it} \quad (9)$$

$$\tilde{y}_{it} = \lambda_i \tilde{t} + \gamma' \tilde{x}_{it} + \delta'_i \tilde{z}_{it} + \tilde{u}_{it} \quad (10)$$

$$\underline{\beta}_{NT} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{q}'_{it} \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{y}_{it} \right] \quad (11)$$

在上述各式中， $\sum_{t=1}^T t/T = (T+1)/2$ ， $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \sum_{t=1}^T y_{it}/T$ ， $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \sum_{t=1}^T x_{it}/T$ ， $\tilde{z}_{it} = z_{it} - \sum_{t=1}^T z_{it}/T$ ， $\tilde{u}_{it} = u_{it} - \sum_{t=1}^T u_{it}/T$ ，和 $\tilde{t} = t - (T+1)/2$ 。 $\tilde{q}_{it} = (\tilde{x}_{it} \quad \tilde{z}_{it} \quad \underline{0} \dots \underline{0})'$ ， $\underline{\beta}$ 為固定效果和異質趨勢模型的 panel DOLS 估計式。

伍、實證結果

表5至8乃使用ADF、PP與KPSS等三種單根檢定法，檢定23個OECD國家與臺灣的平均每人醫療保健支出、平均每人國內生產毛額、每千人口醫師數及65歲以上人口比例是否為恆定的數列，這項單根檢定包含截距項和時間趨勢。從表5的分析顯示：平均每人醫療保健支出在ADF檢定中，英國在10%下顯著水準即為恆定；其他國家在10%下顯著水準無法拒絕存在單根之虛無假設，須經一次差分或二次差分以上才為恆定；PP檢定，在10%下顯著水準皆無法拒絕存在單根之虛無假設；KPSS檢定，也驗證平均每人醫療保健支出為非恆定性，大多數國家在5%顯著水準下拒絕不存在單根之虛無假設。

表6的估計結果顯示：平均每人國內生產毛額在ADF檢定中，澳洲、愛爾蘭與紐西蘭在10%下顯著水準即為恆定，其他國家在10%下顯著水準無法拒絕存在單根之虛無假設；PP檢定，在10%下顯著水準芬蘭、愛爾蘭在10%下顯著水準即為恆定，其他國家在10%下顯著水準皆無法拒絕存在單根之虛無假設；KPSS檢定，芬蘭、英國、美國在10%下顯著水準即為恆定，大多國家在5%顯著水準下拒絕不存在單根之虛無假設。

表5 平均每人醫療保健支出單根檢定

國家	ADF test		PP test		KPSS test	
	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項
澳洲	-2.0996(0)	-3.6876(0)**	-2.1206(0)	-3.6892(0)**	0.5975(0)***	0.1373(0)*
奧地利	-1.7667(0)	-3.0242(1)	-1.7991(0)	-3.8870(0)**	0.6243(0)***	0.2953(0)***
比利時	-2.0879(0)	-3.1150(1)	-2.8561(1)	-3.1280(0)	0.1883(1)**	0.2321(0)***
加拿大	-2.6622(1)	-2.3301(1)	-2.9105(1)	-1.8897(0)	0.2458(1)***	0.2546(0)***
丹麥	-2.4333(0)	-3.3182(0)*	-2.9529(1)	-3.3295(0)*	0.1831(1)**	0.2429(0)***
芬蘭	-2.1663(1)	-3.4178(1)*	-2.6305(1)	-3.7509(1)**	0.2350(1)***	0.0547(1)
法國	-2.0750(0)	-3.0847(0)	-2.1021(0)	-3.0982(0)	0.6101(0)***	0.3036(0)***
德國	-1.5490(0)	-3.8586(0)**	-1.5762(0)	-3.8625(0)**	0.5503(0)***	0.1827(0)**
冰島	0.5994(1)***	—	-2.9943(1)	-3.3423(1)*	0.5343(1)***	0.0866(1)
愛爾蘭	-3.2668(1)	-3.7447(3)**	-3.9468(0)**	—	0.6766(0)***	0.2490(0)***
義大利	-2.1912(1)	-3.1221(0)	-2.6069(1)	-3.1358(0)	0.2445(1)***	0.2567(0)***
日本	-2.2425(1)	-3.6169(2)*	-3.0530(1)	-3.6964(1)**	0.1508(1)**	0.0411(1)
韓國	-1.8874(0)	-3.7209(0)**	-1.8879(0)	-3.7210(0)**	0.4935(0)***	0.0652(0)
盧森堡	-1.3551(0)	-2.7797(1)	-2.9144(1)	-2.6354(0)	0.1733(1)**	0.3302(0)***
荷蘭	-1.8246(0)	-2.9758(1)	-1.8522(0)	-3.5258(0)*	0.5841(0)***	0.2359(0)***
紐西蘭	-3.2075(1)	-2.5856(0)	-3.0860(1)	-2.5888(0)	0.1514(1)**	0.2102(0)**
挪威	-2.2311(0)	-3.1643(1)	-2.2577(0)	-3.5531(0)*	0.3655(0)***	0.1826(0)**
葡萄牙	-4.2123(1)**	—	-3.0419(1)	-2.6432(0)	0.2978(1)***	0.2212(0)***
西班牙	-2.2634(1)	-2.5482(0)	-2.6908(1)	-2.5647(0)	0.2224(1)***	0.3837(0)***
瑞典	-2.7293(0)	-3.1811(0)	-2.7426(0)	-3.1879(0)	0.2756(0)***	0.1558(0)**
瑞士	-1.5993(0)	-3.7675(1)**	-1.6159(0)	-4.1167(1)**	0.5374(0)***	0.0668(1)
英國	-3.4513(2)*	—	-3.1059(0)	-3.0840(0)	0.4000(0)***	0.1912(0)**
美國	-2.2741(1)	-1.3771(0)	-2.6840(1)	-1.4073(0)	0.3947(1)***	0.2763(0)***
臺灣	-0.6657(0)	-3.5065(0)*	-0.7349(0)	-3.5094(0)*	1.4535(0)***	0.1182(0)

***代表在1%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，**代表在5%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，*代表在10%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設。

表6 平均每人國內生產毛額單根檢定

國家	ADFtest		PPtest		KPSStest	
	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項
澳洲	-3.3169(1)*	-	-2.1188(0)	-3.5655(0)*	0.4430(0)***	0.1266(0)*
奧地利	-1.3871(0)	-3.1505(1)	-1.4171(0)	-3.7042(0)**	0.6879(0)***	0.2282(0)***
比利時	-2.2284(0)	-3.0134(0)	-2.8393(1)	-3.0299(0)	0.2117(1)**	0.3151(0)***
加拿大	-2.5417(1)	-2.9707(1)	-2.9909(1)	-2.9619(1)	0.1365(1)*	0.0852(1)
丹麥	-2.2793(0)	-3.4739(0)*	-2.3073(0)	-3.4828(0)*	0.4337(0)***	0.2480(0)***
芬蘭	-2.8752(1)	-2.8954(0)	-3.2943(1)*	-	0.0910(1)	-
法國	-2.5440(0)	-3.1102(0)	-2.9196(1)	-3.1255(0)	0.2209(1)***	0.3142(0)***
德國	-1.6239(0)	-4.4664(0)**	-1.6445(0)	-4.4600(0)**	0.5513(0)***	0.1522(0)**
冰島	-3.6675(0)**	-	-2.9374(1)	-2.3335(0)	0.6764(1)***	0.2225(0)***
愛爾蘭	-3.5304(2)*	-	-3.4967(0)*	-	0.4847(0)***	0.2494(0)***
義大利	-2.2797(0)	-3.3432(0)*	-2.3011(0)	-3.3540(0)*	0.4744(0)***	0.2352(0)***
日本	-0.7218(0)	-3.0904(0)	-1.9956(1)	-3.0936(0)	0.3980(1)***	0.1137(0)
韓國	-1.3857(0)	-3.9465(0)**	-1.4027(0)	-3.9485(0)**	0.6838(0)***	0.0825(0)
盧森堡	-2.0455(0)	-2.8675(0)	-2.7351(1)	-2.8886(0)	0.2346(1)***	0.3800(0)***
荷蘭	-1.7331(0)	-2.9939(1)	-1.7645(0)	-3.5160(0)*	0.5924(0)***	0.2652(0)***
紐西蘭	-3.4488(2)*	-	-3.0966(1)	-2.7627(0)	0.1389(1)*	0.1758(0)**
挪威	-2.4511(0)	-3.2057(0)	-2.4751(0)	-3.2166(0)	0.3891(0)***	0.2316(0)***
葡萄牙	-3.7643(1)**	-	-3.0427(1)	-2.4159(0)	0.2972(1)***	0.3046(0)***
西班牙	-2.5445(1)	-2.6477(0)	-2.8826(1)	-2.6656(0)	0.1893(1)**	0.3415(0)***
瑞典	-2.4130(0)	-3.0336(0)	-2.4346(0)	-3.0449(0)	0.2959(0)***	0.1684(0)**
瑞士	-1.4804(0)	-3.3693(1)*	-1.4979(0)	-3.6908(0)**	0.5991(0)***	0.1410(0)*
英國	-4.0950(2)**	-	-0.7089(2)***	-	0.0116(2)	-
美國	-2.6237(1)	-3.2320(0)	-3.0378(1)	-3.2329(0)	0.1011(1)	-
臺灣	-0.6848(0)	-3.3286(0)*	-0.7345(0)	-3.3459(0)*	1.3612(0)***	0.2094(0)**

***代表在1%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，**代表在5%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，*代表在10%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設。

表7的結果顯示：每千人口醫師數在ADF檢定中，盧森堡在10%下顯著水準即為恆定，其他國家在10%下顯著水準無法拒絕存在單根之虛無假設；PP檢定，在10%下顯著水準皆無法拒絕存在單根之虛無假設；KPSStest檢定，盧森堡在10%下顯著水準即為恆定，大多數國家在5%顯著水準下拒絕不存在單根之虛無假設。

表7 每千人口醫師數單根檢定

國家	ADFtest		PPtest		KPSStest	
	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項
澳洲	-0.5790(1)	-4.3157(2)**	-0.4473(0)	-4.7329(0)***	1.7544(0)***	0.1832(0)**
奧地利	-2.5289(1)	-2.9356(1)	-2.3390(0)	-3.9540(0)**	0.7535(0)***	0.0997(0)
比利時	-1.3638(3)	-8.5301(2)***	-2.7201(1)	-6.7340(0)***	1.2636(1)***	0.0590(0)
加拿大	-3.7471(3)**	—	-2.5809(2)	-3.5095(2)*	0.6493(2)***	0.1504(2)**
丹麥	-1.5089(1)	-3.3973(1)*	-1.7980(0)	-3.9875(0)**	0.6903(0)***	0.0606(0)
芬蘭	-1.4779(1)	-3.4843(1)*	-2.0359(0)	-4.0140(0)**	0.5855(0)***	0.0809(0)
法國	27.6862(3)***	—	-1.3449(0)	-5.0953(0)***	2.0655(0)***	0.0518(0)
德國	-2.1381(1)	-3.2034(1)	-1.9946(0)	-4.7326(0)***	0.5101(0)***	0.0512(0)
冰島	-1.8922(1)	-3.2689(1)	-2.2064(0)	-5.7038(0)***	0.5675(0)***	0.0516(0)
愛爾蘭	-2.6658(1)	-2.9045(1)	-2.3507(0)	-4.2236(0)**	0.1391(0)*	0.0499(0)
義大利	-2.2090(1)	-2.9848(1)	-2.0594(0)	-3.6075(0)*	1.3960(0)***	0.1006(0)
日本	-0.1115(3)	-4.3259(3)**	-2.0740(1)	-5.0650(3)***	0.9868(1)***	0.0291(3)
韓國	-0.5629(3)	-1.3374(3)	-1.3060(0)	-4.2631(0)**	0.8155(0)***	0.0697(0)
盧森堡	-3.6030(1)*	—	7.1579(0)***	—	0.0753(0)	—
荷蘭	-2.1449(1)	-3.0805(1)	-2.0889(0)	-4.0037(0)**	0.6538(0)***	0.1088(0)
紐西蘭	-2.6221(1)	-2.5403(1)	-2.1059(0)	-3.6332(0)*	0.1425(0)*	0.0675(0)
挪威	-2.0429(1)	-3.0859(1)	-2.0170(0)	-4.3271(0)**	0.5582(0)***	0.0548(0)
葡萄牙	-2.5126(3)	-1.6529(3)	-2.8430(3)	-7.6737(3)***	0.9992(3)***	0.0294(3)
西班牙	-1.9878(1)	-2.1079(1)	-2.1674(0)	-3.7289(0)**	1.3790(0)***	0.1012(0)
瑞典	-2.0346(1)	-1.9417(1)	-1.9877(0)	-3.3097(0)*	1.6036(0)***	0.2080(0)**
瑞士	-1.9235(1)	-3.1169(1)	-2.4977(0)	-4.8696(0)***	0.3297(0)***	0.0673(0)
英國	-2.3907(1)	-3.8913(1)**	-2.4450(0)	-4.9770(0)***	0.3851(0)***	0.0466(0)
美國	-2.3370(1)	-3.7712(1)**	-1.9668(0)	-6.9312(0)***	0.9985(0)***	0.0524(0)
臺灣	-2.0417(3)	-1.9456(3)	-2.0412(0)	-4.4216(0)**	0.3109(0)***	0.0803(0)

***代表在1%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，**代表在5%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，*代表在10%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設。

表8的估計結果顯示：65歲以上人口比例在ADF檢定中，丹麥、日本、葡萄牙在10%下顯著水準即為恆定，其他國家在10%下顯著水準無法拒絕存在單根之虛無假設；PP檢定，在10%下顯著水準奧地利、法國在10%下顯著水準即為恆定，其他國家在10%下顯著水準皆無法拒絕存在單根之虛無假設；KPSS檢定，加拿大、丹麥、德國、冰島、挪威、葡萄牙、西班牙、瑞典及美國在10%下顯著水準即為恆定，其他國家在1%顯著水準下拒絕不存在單根之虛無假設。

表8 65歲以上人口比例單根檢定

國家	ADFtest		PPtest		KPSStest	
	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項
澳洲	0.3166(1)	-4.5136(3)**	-0.4357(0)	-4.5768(0)***	1.7667(0)***	0.0907(0)
奧地利	5.5380(3)***	-	-3.3500(1)*	-	0.4818(1)***	0.0834(3)
比利時	7.1410(2)***	-	-3.0885(1)	-1.8026(0)	0.5418(1)***	0.5206(0)***
加拿大	-0.8151(2)	-4.3958(3)**	-7.9825(2)***	-	0.0503(2)	-
丹麥	-3.5819(3)*	-	9.4079(3)***	-	0.0340(3)	-
芬蘭	-4.1216(3)**	-	2.5807(0)	-4.6590(0)***	0.2512(0)***	0.0809(0)
法國	4.8875(2)***	-	-3.5514(2)*	-	1.2476(2)***	1.0039(0)***
德國	-1.0231(3)	-3.5183(2)*	5.1346(1)***	-	0.1120(1)	-
冰島	-2.2873(2)	-4.1146(1)**	5.9601(2)***	-	0.0864(2)	-
愛爾蘭	-0.7688(2)	-3.7825(3)**	-1.8896(1)	-2.8521(0)	0.5512(1)***	0.2028(0)**
義大利	5.3066(2)***	-	-2.8713(1)	-1.6460(0)	0.3526(1)***	0.5877(0)***
日本	-3.5302(3)*	-	-2.4908(0)	-3.9439(0)**	1.8113(0)***	0.1600(0)**
韓國	-1.2342(1)	-3.1178(2)	-1.5754(0)	-6.3739(0)***	0.8054(0)***	0.0436(0)
盧森堡	-2.6481(1)	-0.6377(3)	-2.2609(0)	-4.0902(0)**	0.8014(0)***	0.1481(0)**
荷蘭	-0.0553(1)	-3.7789(3)**	-0.2884(0)	-4.3253(0)**	2.5257(0)***	0.0904(0)
紐西蘭	-1.3271(1)	-2.1815(1)	-1.2098(0)	-3.2074(0)	2.2945(0)***	0.0930(0)
挪威	-1.3802(1)	-2.1369(3)	18.9779(2)***	-	0.0091(2)	-
葡萄牙	-3.4819(1)*	-	5.0612(2)***	-	0.0613(2)	-
西班牙	-0.2026(3)	-1.0296(3)	17.5270(2)***	-	0.0049(2)	-
瑞典	-3.0727(2)	-	5.1969(2)***	-	0.1117(2)	-
瑞士	-4.0997(3)**	-2.6499(1)	-2.9068(3)	-3.4461(0)*	0.1049(3)	-
英國	-1.2696(1)	-5.7153(3)***	-1.1812(0)	-3.8681(0)**	1.1229(0)***	0.0590(0)
美國	0.2339(1)	-2.7101(1)	6.8510(3)***	-	0.0690(3)	-
臺灣	-2.7519(3)	-1.6883(2)	0.2389(3)	-4.2686(0)**	1.5768(3)***	0.2435(0)***

***代表在1%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，**代表在5%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，*代表在10%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設。

從以上所得到的單根檢定結果，可以明顯的發現不管使用何種單根檢定方法，平均每人醫療支出、平均每人國內生產毛額、每千人口醫師數及65歲以上人口比例，對大多數國家來說四個變數皆為非恆定的數列資料，須經差分後才為恆定。這項發現與許多學者的研究結果相符合：Hansen and King (1996) 利用ADF單根檢定，發現醫療支出、GDP及65歲以上人口比例皆為非恆定資料；Blomqvist and Carter (1997) 利用PP單根檢定，發現醫療支出與GDP皆為非恆定資料；Gerdtam and Löthgren

(2000, 2002) 利用ADF單根檢定和KPSS單根檢定方法，也得到相同的結果，發現醫療支出、GDP皆為非恆定資料。

有鑑於傳統單根檢定，對小樣本具有統計檢定力不足的問題，我們進一步利用LLC、Breitung、Hadri、IPS、ADF-Fisher與PP-Fisher等六種不同的追蹤資料單根檢定來檢驗資料是否為恆定，檢定結果列於表9。LLC、Breitung、IPS、ADF-Fisher與PP-Fisher檢定中為虛無假設存在單根，而Hadri檢定則為虛無假設不存在單根。從表9的結果顯示：平均每人醫療保健支出、平均每人國內生產毛額、每千人口醫師數在PP-Fisher中皆無法拒絕存在單根之虛無假設，而且在Hadri中拒絕不存在單根之虛無假設。65歲以上人口比例在IPS、PP-Fisher中無法拒絕存在單根之虛無假設，且在Hadri中拒絕不存在單根之虛無假設。從以上追蹤資料的單根檢定結果再次說明：平均每人醫療保健支出、平均每人國內生產毛額、每千人口醫師數與65歲以上人口比例皆為非恆定資料。

表9 追蹤資料單根檢定

變數 檢定方法	平均每人醫療保健支出		平均每人國民生產毛額		每千人口醫師數		65歲以上人口比例	
	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項
LLC	-1.5216*	-7.6624***	-0.1348	-7.7865***	-2.0027**	14.3515***	-0.62708	-9.0940***
Breitung	-0.0486	-2.5835***	-3.3739***	-3.3499***	-6.4448***	4.48821***	3.93945***	-5.0860***
IPS	-1.9537**	-5.5941***	-1.5577*	-4.3831***	-0.4466	11.2016***	0.2367	-9.3125***
ADF-Fisher	67.2326**	107.857***	64.1626*	86.5653***	53.6951	198.313***	67.0877**	176.924***
PP-Fisher	49.3306	102.839***	58.3091	109.469***	61.8908*	506.266***	53.7435	166.568***
Hadri	6.9878***	8.0749***	7.2475***	7.8276***	4.7769***	2.7980***	10.6533***	8.5886***

***代表在1%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，**代表在5%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，*代表在10%顯著水準拒絕存在單根之虛無假設。

由於本文所分析的四個變數皆為非恆定數列，接下來我們探討這些相關的變數間，長期是否有穩定的均衡關係。Pedroni (1999) 提出追蹤資料共整合檢定，利用7個檢定統計量來檢定：(1) panel v-statistic；(2) panel rho-statistic；(3) panel PP-statistic；(4) panel ADF-statistic；(5) group rho-statistic；(6) group PP-statistic；(7) group ADF-statistic。在這7個檢定統計量之中，第一個統計量若為正值，則拒

絕虛無假設，而其他6個統計量則是在出現負值的情況下拒絕虛無假設，代表變數在長期有共整合關係。表10所列的估計結果發現：panel v-statistic為正值拒絕虛無假設，panel PP-statistic、panel ADF-statistic、group PP-statistic與group ADF-statistic皆為負值，代表拒絕虛無假設，顯示變數間存在至少一個共整合關係。

表10 追蹤資料共整合檢定

Panel v-stat	1.5999*
Panel rho-stat	0.6786
Panel PP-stat	-1.1324*
Panel ADF-stat	-1.8851*
Group rho-stat	2.3106
Group PP-stat	-0.7805*
Group ADF-stat	-2.8708*

根據以上分析結果，我們進一步以panel DOLS估計平均每人醫療支出的決定因素。我們的估計模型包含四種設定：（1）只考慮平均每人國內生產毛額為唯一的解釋變數；（2）在模型（1）之外，再加入65歲以上人口的比例；（3）在模型（1）的設定上，再加入每千人口醫師數；（4）同時加入平均每人國內生產毛額、65歲以上人口的比例與每千人口醫師數。

表11呈現上述四種模型設定所得到的醫療支出所得彈性。不論就整體樣本或個別國家的資料來看，所得對醫療支出的影響皆為正，此一發現與過去文獻的分析結果一致，顯示經濟成長是帶動醫療支出增加的主要力量。就二十四國家的整體樣本來看，醫療支出所得彈性的估計值約在1到1.2的範圍，與過去文獻中 Hitiris and Posnett（1992）與 Gerdtham et al.（1992b）的估計結果相符合。若只就臺灣單一國家的樣本看來，醫療支出的所得彈性約在1.3到1.4的範圍，略大於所有樣本國家的平均值。此一估計結果顯示，臺灣醫療支出成長的速度大過經濟成長的速度，平均每人國內生產毛額成長1%，平均每人醫療支出將隨之對應增加1.3%左右。

表11 追蹤資料動態最小平方法共整合分析—所得彈性 (Panel DOLS)

國家	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
澳洲	1.336(0.506)**	1.266(0.593)**	1.344(0.487)***	1.289(0.481)***
奧地利	1.066(0.396)**	0.986(0.683)	0.960(0.604)	1.092(0.667)
比利時	1.001(0.000)	0.821(0.615)	0.863(0.547)	0.978(0.717)
加拿大	1.001(0.000)	0.828(0.647)	0.893(0.499)*	0.886(0.695)
丹麥	1.001(0.000)	0.763(0.686)	0.843(0.547)	0.416(0.828)
芬蘭	1.001(0.000)	0.752(0.611)	0.810(0.518)	0.497(0.636)
法國	1.001(0.000)	0.746(0.581)	0.830(0.517)	0.492(0.512)
德國	1.001(0.000)	1.070(0.621)*	1.082(0.517)**	0.635(0.581)
冰島	1.001(0.000)	1.073(0.591)*	1.024(0.478)**	0.791(0.566)
愛爾蘭	1.000(0.000)	1.009(0.781)	0.964(0.562)*	1.189(0.772)
義大利	1.001(0.000)	1.113(0.757)	1.038(0.529)**	1.491(0.951)
日本	1.001(0.000)	1.003(0.748)	0.998(0.529)*	0.959(0.733)
韓國	1.001(0.000)	1.160(0.596)*	1.178(0.574)**	1.226(0.572)**
盧森堡	1.001(0.000)	1.279(0.921)	1.266(0.870)	1.574(0.605)***
荷蘭	1.001(0.000)	1.471(0.734)**	1.269(0.897)	1.534(0.724)**
紐西蘭	1.001(0.000)	1.549(0.758)**	1.000(0.940)	1.608(0.796)**
挪威	1.001(0.000)	1.682(0.717)**	1.277(1.202)	1.057(0.838)
葡萄牙	1.001(0.000)	1.912(0.716)**	1.917(1.552)	0.651(1.736)
西班牙	0.998(0.028)***	2.148(0.912)**	1.288(3.222)	1.672(2.906)
瑞典	1.213(0.372)***	1.725(1.128)	1.457(2.344)	0.433(3.28)
瑞士	1.617(0.426)***	1.369(1.009)	1.052(1.903)	0.762(2.945)
英國	1.696(0.504)***	1.490(0.653)**	1.429(0.826)*	1.534(0.948)
美國	1.584(0.510)***	1.452(0.527)***	1.418(0.572)**	1.393(0.55)**
臺灣	1.453(0.519)***	1.316(0.489)***	1.319(0.511)***	1.283(0.406)***
Panelgroupresults (realandlog)	1.001(0.000)	1.201(0.170)***	1.015(0.134)***	1.172(0.155)***

***代表在1%顯著水準拒絕所得彈性等於1之虛無假設，**代表在5%顯著水準拒絕所得彈性等於1之虛無假設，*代表在10%顯著水準拒絕所得彈性等於1之虛無假設。

模型 (1) 變數包括HCE, GDP

模型 (2) 變數包括HCE, GDP, OLD

模型 (3) 變數包括HCE, GDP, DOC

模型 (4) 變數包括HCE, GDP, OLD, DOC

表12則分析不同模型設定所得到的老年人口彈性與每千人口醫師數彈性。表12的結果顯示：人口老化程度對醫療支出的影響程度，在不同模型設定中呈現的估計結果並不一致。就整體樣本來看，人口老化程度的增加對醫療支出的影響為負，與理論的預期不符合。就個別國家來看，雖然有少數國家的樣本得到老年人口彈性為正值，但並未達到統計上的顯著水準。綜合這些研究發現顯示：在控制所得的影響之後，65歲人口比例的增加，並不是驅動醫療支出成長的主要力量。造成這個現象的可能原因有二個：（1）Zweifel et al.（1999）的分析指出，生命最後階段才是個人醫療支出快速增加的時期，單純年齡的增加未必會增加醫療支出；（2）在平均餘命不斷延長的趨勢下，以65歲以上人口所佔的比例衡量人口老化的傳統方法，並無法真正反應人口老化過程對醫療支出的衝擊。

至於醫師人數增加對醫療支出的影響，在模型（4）的設定中，全體樣本國家所得到的彈性值為0.4，顯示每千人口醫師數若增加1%，平均每人醫療支出將對應增加0.4%。就臺灣單一國家的樣本來看，醫療支出的醫師人數彈性為0.10，顯示在控制所得的影響之後，醫師人數的增加亦不是帶動臺灣醫療支出成長的主要力量。

表12 追蹤資料動態最小平方法共整合分析－老年人口彈性與醫師人數彈性
(Panel DOLS)

國家	老年人口彈性		醫師人數彈性	
	模型 (2)	模型 (4)	模型 (3)	模型 (4)
澳洲	0.699(0.845)	0.572(1.301)	0.531(0.522)	0.116(0.946)
奧地利	0.325(0.895)	-0.463(1.763)	0.342(0.728)	0.698(1.429)
比利時	0.179(0.614)	-0.487(2.154)	0.137(0.546)	0.51(1.853)
加拿大	0.172(0.646)	-0.042(1.993)	0.107(0.498)	0.157(1.539)
丹麥	0.237(0.684)	1.278(2.468)	0.158(0.546)	-0.694(1.83)
芬蘭	0.249(0.610)	0.887(1.808)	0.190(0.517)	-0.384(1.36)
法國	0.254(0.580)	0.896(1.565)	0.170(0.516)	-0.389(1.192)
德國	-0.069(0.620)	0.601(1.77)	-0.081(0.516)	-0.236(1.389)
冰島	-0.073(0.590)	0.134(1.541)	-0.023(0.477)	0.075(1.222)
愛爾蘭	-0.008(0.780)	-0.478(1.888)	0.036(0.561)	0.289(1.466)
義大利	-0.112(0.756)	-0.894(2.385)	-0.038(0.528)	0.404(1.683)
日本	-0.002(0.747)	-0.325(2.959)	0.003(0.528)	0.367(2.653)
韓國	-0.159(0.595)	-0.125(2.442)	-0.177(0.573)	-0.101(2.49)
盧森堡	-0.278(0.920)	-0.054(1.806)	-0.265(0.869)	-0.518(1.957)
荷蘭	-0.469(0.733)	-0.78(1.875)	-0.268(0.896)	0.248(1.877)
紐西蘭	-0.548(0.757)	-1.942(1.415)	0.000(0.939)	1.335(1.25)
挪威	-0.681(0.716)	-1.325(0.855)	-0.276(1.201)	1.269(1.158)
葡萄牙	-0.882(0.692)	-1.566(1.248)	-0.874(1.524)	1.915(2.671)
西班牙	-1.242(1.194)	-1.122(1.246)	-0.061(3.451)	0.548(3.712)
瑞典	-0.396(1.781)	-2.401(2.623)	0.051(2.383)	2.49(4.588)
瑞士	0.485(1.785)	-1.299(3.618)	0.630(1.983)	1.593(4.892)
英國	0.506(1.112)	-0.133(2.88)	0.369(0.867)	0.255(2.241)
美國	0.658(0.918)	0.467(1.78)	0.416(0.660)	0.109(1.342)
臺灣	0.776(0.898)	0.668(1.222)	0.461(0.615)	0.101(0.853)
Panel group results (real and log)	-0.200(0.170)	-0.613(0.281)**	-0.015(0.134)	0.442(0.234)*

***代表在1%顯著水準拒絕老年人口、醫師人數彈性等於零之虛無假設，**代表在5%顯著水準拒絕老年人口、醫師人數彈性等於零之虛無假設，*代表在10%顯著水準拒絕老年人口、醫師人數彈性等於零之虛無假設。

模型 (2) 變數包括HCE, GDP, OLD

模型 (3) 變數包括HCE, GDP, DOC

模型 (4) 變數包括HCE, GDP, OLD, DOC

陸、結論

本文利用臺灣與23個OECD國家的資料，並結合追蹤資料單根檢定與共整合分析的計量方法，估計醫療支出的決定因素。我們分析的資料期間為1980年到2001年，涵蓋國家共有24個。本文的研究結果發現，所得對醫療支出的跨國差異與長期成長趨勢有顯著的正向影響，24個國家在本文資料期間的平均所得彈性為1.17，顯示醫療支出成長的速度平均而言大過所得成長的速度。就臺灣單一國家的資料來看，醫療支出的所得彈性在各種不同的迴歸模型設定下皆相當穩定，約在1.3到1.4的範圍。此一結果顯示所得成長對臺灣醫療支出的影響高於整體OECD國家的平均值；所得成長10%，將使醫療支出對應增加13~14%。

根據此一估計結果，我們進一步推估所得對臺灣醫療支出成長的解釋能力。在1990到2001年之間，臺灣的實質所得（以平均每人國內生產毛額衡量）平均年成長率為4.06%，根據本文的估計結果，此一所得成長幅度將帶動醫療支出成長5.20%，但是在此一期間實質醫療支出的平均年成長率為7.11%，顯示有將近

四分之三的醫療支出成長是可歸因於所得的成長。這項研究結果的政策意涵即是，經濟成長是解釋醫療支出成長的最重要原因，在未來臺灣經濟持續成長的環境之下，醫療支出將比整體經濟呈現更快速的成長。此外，經濟成長所帶動的整體醫療保健支出成長，純粹反應所得水準增加因而帶動的需求擴張。若再加上人口老化、科技進步、或需求面和供給面制度等其他因素作用下，整體醫療保健支出的成長更加快速。因此，長期來看，臺灣醫療支出佔國內生產毛額的比重將持續增加。

參考文獻

一、中文

- 毛慶生、朱敬一、林全、許松根、陳昭南、陳添枝、黃朝熙，2004，*經濟學*（臺北：華泰文化事業公司出版）。
- 林小嫻，1994，「國民醫療保健支出之統計」，*臺灣經濟學會年會論文集*，12月：頁289~330。
- 行政院衛生署，2003，*國民醫療保健支出*（臺北：行政院衛生署）。
- 行政院主計處，2003，*中華民國臺灣地區國民所得*（臺北：行政院主計處）。
- 盧瑞芬、蕭慶倫，2001，「臺灣國民醫療保健帳戶的建立」，*經濟論文叢刊*，第29卷第4期，12月：頁547~576。
- 謝啟瑞、林建甫、游慧光，1998，「臺灣醫療保健支出成長原因的探討」，*人文及社會科學集刊*，第10卷第1期，3月：頁1~32。

二、英文

- Blomqvist, Ake G. and Carter Richard Anthony Lynch. 1997. "Is Health Care Really a Luxury?" *Journal of Health Economics*, vol. 16, no. 2, pp. 207~229.
- Bunting, David. 1996. "Distribution and the Income Elasticity of Demand for Health Care," Paper Presented at International Health Economics Association Inaugural Conference (Vancouver, Canada, May 19~23, 1996).
- Carrion-i-Silvestre, Josep Lluís. 2005. "Health care expenditure and GDP: Are They Broken Stationary?" *Journal of Health Economics*, vol. 24, no. 5, pp. 839~854.
- Culyer, Anthony John. 1990. "Cost Containment in Europe," in OECD, *Health Care Financing Review*, pp. 21~32.
- Dickey, David and Wayne Fuller. 1979. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427~431.
- Dreger, Christian and Hans-Eggert Reimers. 2005. "Health Care Expenditures in

- OECD Countries: A Panel Unit Root and Cointegration Analysis,” *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, vol. 2, no. 2, pp. 319~338.
- Freeman, Donald G. 2003. “Is Health Care a Necessity or a Luxury? Pooled Estimates of Income Elasticity from US State-Level Data,” *Applied Economics*, vol. 35, pp. 495~502.
- Gerdtham, Ulf-G. and Bengt Jönsson. 1991a. “Price and Quantity in International Comparisons of Health Care Expenditure,” *Applied Economics*, vol. 23, no. 9, pp. 1519~1528.
- Gerdtham, Ulf-G. and Bengt Jönsson. 1991b. “Conversion Factor Instability in International Comparisons of Health Care Expenditure,” *Journal of Health Economics*, vol. 10, no. 2, pp. 227~234.
- Gerdtham, Ulf-G. and Bengt Jönsson. 2000. “International Comparisons of Health Expenditure: Theory, Data and Economic Analysis,” in A. J. Culyer and J. P. Newhouse eds., *Handbook of Health Economics* (North Holland: Elsevier Science) , 1A, pp. 11~56.
- Gerdtham, Ulf-G. and Mickael Löthgren. 2000. “On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP,” *Journal of Health Economics*, vol. 19, pp. 461~475.
- Gerdtham, Ulf-G. and Mickael Löthgren. 2002. “New Panel Results on Cointegration of International Health Expenditure and GDP,” *Applied Economics*, vol. 34, pp. 1679~1686.
- Gerdtham, Ulf-G., Jes Soggard, Fredrik Andersson, and Bengt Jonsson. 1992a. “An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-section Study of the OECD Countries,” *Journal of Health Economics*, vol. 11, no. 1, pp. 63~84.
- Gerdtham, Ulf-G., Jes Soggard, Bengt Jönsson, and Fredrik Andersson. 1992b. “A Pooled Cross-section Analysis of the Health Care Expenditure of the OECD Countries,” in P. Zweifel and H. E. Frech eds., *Health Economics Worldwide* (Netherlands: Kluwer Academic Publishers) .
- Gerdtham, Ulf-G. et al. 1998. “The Determinants of Health Expenditure in the OECD countries,” in P. Zweifel eds., *Health, the Medical Profession, and Re-*

gulation (Dordrecht: Kluwer Academic Publishers) .

- Getzen, Thomas E. 2000. "Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures," *Journal of Health Economics*, vol. 19, no. 2, pp. 259~70.
- Granger, Clive William John. 1981. "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification," *Journal of Econometrics*, vol. 16, no. 1, pp. 121~130.
- Granger, Clive William John and Paul Newbold. 1974. "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111~120.
- Grossman, Michael. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, vol. 80, no. 2, pp. 223~255.
- Hansen, Paul and Alan King. 1996. "The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach," *Journal of Health Economics*, vol. 15, no. 1, pp. 127~137.
- Hausman, Jerry. 1978. "Specification Tests in Economics," *Econometrica*, vol. 46, pp. 1251~74.
- Hitiris, Theo and John Posnett. 1992. "The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries," *Journal of Health Economics*, vol. 11, no. 2, pp. 173~181.
- Hsiao, William. 2000. "Toward a Theoretical Model of Health System," Unpublished Manuscript.
- Im, Kyung So, Hashem Pesaran, M. and Yongcheol Shin. 1997. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," University of Cambridge, Department of Applied Economics, Working Paper no. 9526.
- Jewell, Todd, Junsoo Lee, Margie Tieslau, and Mark C. Strazicich. 2003. "Stationarity of Health Expenditures and GDP: Evidence from Panel Unit Root Tests with Heterogeneous Structural Breaks," *Journal of Health Economics*, vol. 22, no. 2, pp. 313~23.
- Kao, Chihwa and Min-Hsien Chiang. 2000. "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data," *Advances in Econometrics*, vol. 15, pp. 179~222.

- Kleiman, Ephraim. 1974. "The Determinants of National Outlay on Health," in M. Perlman eds., *The Economics of Health and Medical Care* (London: Macmillan) .
- Kwiatkowski, Denis. 1992. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159~78.
- Leu, Robert E. 1986. "The Public-private Mix and International Health Care Costs," in Culyer A. J. and B. Jonsson eds., *Public and Private Health Services: Complementaries and Conflicts* (Oxford: Basic Blackwell) .
- Levin, Andrew and Chien-Fu Lin. 1992. "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," Department of Economics, UC San Diego, University of California at San Diego, Economics Working Paper Series.
- MacKinnon, James G. 1991. "Critical Values for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. Granger eds., *Long-run Economic Relationship* (New York; Toronto and Melbourne: Oxford University Press) , pp. 267~276.
- Mark, Nelson C. and Donggyu Sul. 2003. "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-Run Money Demand," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, no. 5, pp. 655~680.
- McCoskey, Suzanne K. and Thomas M. Selden. 1998. "Health Care Expenditures and GDP: Panel Data Unit Root Test Results", *Journal of Health Economics*, vol. 17, no. 3, pp. 396~76.
- McGuire, Thomas G. and Mark V. Pauly. 1991. "Physician Response to Fee Changes with Multiple Payers," *Journal of Health Economics*, vol. 10, pp. 385~410.
- Milne, Robin and Hassan Molana. 1991. "On the Effect of Income and Relative Price on Demand for Health Care: EC Evidence," *Applied Economics*, vol. 23, no. 7, pp. 1221~1226.
- Newhouse, Joseph P. 1977. "Medical-care Expenditure: A Cross-national Survey," *Journal of Human Resources*, vol. 12, no. 1, pp. 115~125.
- Organization for Economic Co-operation and Development. 2003. "OECD Health

- Data 2003: A Comparative Analysis of 30 OECD Countries,” CD-ROM (Paris: OECD Publication and Information Centres) .
- Parkin, David, Alistair McGuire, and Brian Yule. 1987. “Aggregate Health Expenditures and National Income: Is Health Care a Luxury Good?” *Journal of Health Economics*, vol. 6, no. 2, pp. 109~127.
- Pedroni, Peter. 1999. “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 653~670.
- Pedroni, Peter. 2001. “Testing Target-Zone Models Using Efficient Method of Moments: Comment,” *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 19, pp. 271~273.
- Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron. 1988. “Testing for Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, vol. 75, pp. 335~346.
- Said, Said E. and David A. Dickey. 1984. “Testing for Unit Root Autoregressive-Moving Average Methods of Unknown Order,” *Biometrika*, vol. 71, pp. 599~607.
- Zweifel, Peter, Stefan Felder, and Markus Meier. 1999. “Aging of Population and Health Care Expenditure, A Red Herring?” *Health Economics*, vol. 8, pp. 485~496.

International and Inter-temporal Comparisons of Health Care Expenditures

Tiffany Hui-Kuang Yu

Professor of the Department of Public Finance and Dean of International Affairs,
office of International Affairs, Feng Chia University

Yichen Hong

Assistant Professor of the Department of Economics, Chinese Culture University

David Han-Min Wang

Associate Professor of the Department of Accounting, Feng-Chia University

Chee-Ruey Hsieh

Research Fellow of the Institute of Economics at Academia Sinica

Abstract

This paper uses a panel data analysis and a co-integration test to explore the factors affecting the health care expenditures of Taiwan and 23 OECD countries over the period 1980-2001. The findings show that incomes have significant positive effects on cross-national differences and long-term trends in health care expenditures. The average income elasticity of 1.17 for the sample countries indicates that the growth rate for health care expenditures is higher than the growth rate of incomes. Also, Taiwan's income elasticity of 1.3~1.4 suggests that the impact of income growth on health care expenditures is stronger for Taiwan than that for the OECD countries.

Keywords: Health care expenditures, Panel data, Co-integration, Income elasticity.