

供需成本節制對健保醫療費用影響之時間序列分析

楊銘欽^{1,*} 李姣姿² 邱尚志¹

MING-CHIN YANG^{1,*}, CHIAO-TZU LEE², SHANG-JYH CHIOU¹

¹ 台灣大學醫療機構管理研究所，台北市仁愛路一段一號
Institute of Health Care Organization Administration, National Taiwan University, No. 1, Jen-Ai Rd., Sec. 1, Taipei, Taiwan, R.O.C.

² 澳大利亞格里菲斯大學公衛學院
School of Public Health, Griffith University, Australia

*通訊作者Correspondence author. E-mail: mcy@ntumc.org

目標：本研究旨在藉由時間序列分析模式，探討1999年8月實施之新制部分負擔與2000年1月實施之醫院合理門診量的實施，對於全民健保門診人次、門診申報費用及總醫療申報費用的影響。**方法：**主要採用時間序列模式，以1995年3月至2001年12月的健保按月申報之使用量急醫療費用進行分析。**結果：**時間序列經選擇適合模式後，除門診人次外，R square都達九成以上；評估兩個重要政策介入點對時間序列趨勢之影響，其中新制部分負擔實施有遞延效應。**結論：**在描述性資料方面大抵與文獻結果一致，而時間序列模式在2002年的預測點估計亦與實際值接近。從介入模式分析結果發現，單純就政策介入發生該月而言，節制醫療提供者之醫院合理門診量，比節制消費者之部分負擔，對於控制醫療費用之效果較為顯著，不過一年的推估結果則有不同的效果。(台灣衛誌 2004；23(5)：377-387)

關鍵詞：時間序列分析、全民健保、部分負擔、合理門診量

Time series analysis of the impact of supply and demand side cost containment policies on NHI medical expenditure

Objective: The purpose of this study was to use time series analysis methods to examine the impact on cases of ambulatory care, claims of ambulatory care and the grand total of medical claims when co-payment and regressive physician payment policies were implemented. **Methods:** Based on the data from the NHI from Mar. 1995 to Dec. 2001, time series models were used to formulate the time series. **Results:** By selecting the appropriate time series models, the R squares of these models were over 90 percent except for the model of ambulatory care cases. The two interventions including co-payment and regressive physician payment policy were used in the intervention models. The result showed that co-payment intervention had a delayed effect of one month. **Conclusions:** The results were similar with that of existing papers in terms of descriptive analyses. The outcomes of our models were also reliable in the point estimation in the forecast of 2002 expenditure. The outcome of intervention models found that regressive physician payment policy had a greater impact than the co-payment policy in the month when the policy was implemented, but the predication of one year using the time series models produced different results. (Taiwan J Public Health. 2004;23(5):377-387)

Key Words: Time series analysis, NHI, co-payment, regressive physician payment

前言

全民健保自1995年3月開辦以來，達成了兩項傲人的成績：高納保率及高滿意度。自開辦後截至2000年12月為止，約96.16%被保險人已納入全民健康保險體系中[1]；而在2000年的民意調查中，76.4%被保險成年人對全民健保的體系表示滿意或是尚可[2]。

但是全民健保制度也有幾項隱憂，其中有一項就是醫療費用之成長率高於保費收入的成長率。近五年醫療保健支出，平均每年成長6.32%[3]，平均每位國民之醫療保健支出達23,683元，年增率為2.84%，相較於全民健保實施以前(1994年)成長56.64%，其增幅較同期GDP之增加率49.5%為高[4]。另外，健保財務自1998年以後已出現收支現金缺口[5]。全民健保支出費用的持續上漲，將會影響全民健康保險體系的財務問題，進而影響全民健保制度的持續性，也會導致保費的提高，增加民眾的經濟負擔。在2000年的民意調查中，民眾對健保制度最不滿意的地方就是保費太高與部分負擔制度的實施[2]。然而健保費用的控制與醫療費用的控制是息息相關的。雖然已實施總額支付制度，但每年仍成長4.02%，若不能控制量的成長，則代表點值的下降。對於品質將有負面的影響。

研究費用成長的方法包括橫斷面(cross section)及縱貫面(longitudinal)的方法。如果要研究費用的趨勢，最好是用時間序列(time series)的研究方法[6]。近年來時間序列

模式已被廣泛用來建構醫療費用的長期，以及評估政策介入方案對醫療費用的衝擊[7-15]。

一般而言，時間序列是某動態系統，隨時間連續觀察所產生有順序的觀察值之集合，因此需找出一個合適的機率模式，說明這些觀測值間的相依性，以產生有效的預測結果[8]。透過市場環境的預測，來觀察價格的走勢和供需結構的變化，配合系統模式運作，將可充分發揮經營決策的效率，對提高經營目標水準和獲取最佳經濟效益亦有重大

貢獻。另外，介入模式的分析方式，有助於瞭解突發事件或事件介入的影響[9]。若確知外在因素影響的時點，可採介入分析模型，否則採離群分析[6]。目前國內衛生領域採用時間序列進行分析的文獻尚不多見，例如主要採用時間序列之介入分析模式，評估歷年Gini指標的變動與介入變數係數值，並進行估計檢定[9]。另外在於分析影響醫療支出成長的需求面因素與供給面因素，採用單根與共整合檢定方式建構總體時間序列以及門檻模型，探討決定長期醫療支出成長的因素[10]。

本研究之目的為建立觀察全民健保費用變動時間序列模式，並使用有效的醫療費用模擬模式，預測未來醫療費用成長情形，期望在總額支付制度後，亦能有效控制醫療服務量的成長。此外，本研究亦希望藉此研究介紹時間序列模式建立之步驟，以及其在公共衛生研究上之應用。

材料與方法

一、研究材料

本研究為次級資料分析，資料來源為國家衛生研究院全民健保學術研究資料庫、全民健康保險統計[11]、臺閩地區人口統計[12]、以及衛生統計[13]等政府機關所發布的統計年報，以取得健保申報費用及其他相關變項的資料。由於全民健保於1995年3月開辦，故本研究收集各變項資料乃以健保開辦後至2001年12月底的資料進行分析，並以月作為分析的單位。部分變項資料(投保的依賴人口數、投保的老年人口數)因只有各年度年底資料，故採用線性趨勢法填補該項資料之每月數據。

截至2001年12月止，本研究共納入了82筆觀察值，研究的變項主要為健保總醫療申報費用及門診申報費用，其他的相關變項還有全民健保投保人口總數、投保的依賴人口數(14歲以下及65歲以上的人口數)、投保的老年人口數(65歲以上的人口數)、門診人次、特約醫院家數、特約診所家數和急性總病床數等。

投稿日期：92年6月24日

接受日期：93年5月11日

為瞭解各個變項對於健保費用的影響，首先運用SPSS 10.1進行初步的統計分析；為進一步觀察各項費用的變動趨勢，採取時間序列模式，並運用SAS 8.2統計軟體搭配SPSS軟體來進行分析。

二、分析模式

因時間序列方法在醫療及公共衛生領域中較少運用，在此略述採用時間序列方法的目的與模式選擇的步驟。採用時間序列方法的目的為[14]：

1. 評估某一變項隨時間改變的趨勢；
2. 預測(forecasting)該序列未來的趨勢；
3. 檢視某特定事件介入對該序列的影響；
4. 評估外來事件的介入是否顯著影響序列型態(series pattern)的改變。

有關時間序列模式的選擇，由於時間序列有許多不同的方法，常用的如：指數平滑曲線(Exponential smoothing)、自我迴歸整合性移動平均(Autoregression integrated moving average, ARIMA)、對數線性趨勢(Log linear trend)、線性趨勢含季節性變動(Linear trend with seasonal terms)等，一般應根據序列本身的型態加上適合度檢定，以決定最合適的方法來進行序列的評估和預測。

而時間序列模式建立的步驟為：1. 鑑定(identification)；2. 估計與診斷(estimation and diagnosis)；3. 預測(forecasting)[9,10,14,15]，各步驟的執执行程序詳如附錄。

結 果

1. 描述性統計結果

根據1995—2001年全民健康保險資料，分析1995至2001年保險人數、醫療資源的分佈、醫療使用率與總醫療申報費用、住院申報費用、門診申報費用的資料。初步結果發現，在保險人數方面，依賴人口比由31.60%降低至29.95%，65歲以上人口比由8.33%上升至9.06% (表略)。在醫療資源分佈方面，健保特約診所逐年增加，而健保特約醫院數卻是逐漸減少，但若分析醫院與診所的年成長率，醫院的負成長已趨緩(-1.65%至-1.48%)，

健保特約診所成長也有變緩的趨勢，(4.07%至1.63%)。在總醫療申報費用方面，自全民健保開辦以來，全年度總醫療申報費用由1,800億增加至2,700億。門診申報醫療費用維持在65%—66%之間，換言之住院醫療申報費用介於35%—34%之間。另外，每人每月門診與住院醫療申報費用的比較中，每人每月門診費用由1995年3月的539元增加至2001年12月的856元(增加58.9%)，每人每月住院費用由1995年3月的201元增加至2001年12月的425元(增加111.4%)，住院申報費用的增加趨勢比門診申報費用增加趨勢來的大。各分局的資料分析結果大抵一致，值得一提的是門診人次雖仍然呈上升趨勢，但上升的趨勢較不明顯。

2. 時間序列分析

一般進行時間序列的模式選擇可先行觀察資料原始趨勢圖以進行初步判斷，依據本研究資料中總醫療申報費用趨勢圖發現，總體而言，費用是呈在每年年初一、二月費用均有明顯下降情況，由此可知該序列有季節性變動，需選擇季節模式及進行差分以使數列平穩化，本研究所採用之ARIMA(p,d,q)模式，其模式推估之方程式如下[8]：

$$\varphi_p(B)(1-B)^d e_t = C + \theta_q(B)a_t$$

其中： $\varphi_p(B) = (1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p)$ ，(p為期數)

φ 、 θ ：係數

$(1-B)^d$ ：差分次數

e_t ：穩定狀態時間序列實際值

C：常數項

$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ ，(q為期數)

a_t ：干擾項，假設i.i.d.N(0, σ^2)，(i.i.d., identical independent)

B：後退運算因子

、 θ ：係數

若有季節模式，則ARIMA(p,d,q) (P,D,Q)s模式(s代表季節)，其一般式如下：

$$\varphi_p(B) \varphi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D e_t = C + \theta_q(B) \theta_Q(B^s)a_t$$

其中： $\rho_p(B^s) = 1 - \rho_1(B^1) - \dots - \rho_p(B^{Ps})$ ，
(P為期數)

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1(B^1) - \dots - \Theta_Q(B^{Qs})$ ，(Q為期數)

再根據自相關函數(ACF)及偏自相關函數(PACF)進行模式鑑定，及模式選定的估計與診斷，由於ACF圖為逐漸消失的趨勢，因此判斷有自我迴歸(Auto Regression, AR)模式。PACF則顯示由AR(1)及AR(2)進行檢測，另外為消除白噪音，模式中也選用移動平均(Moving Average, MA)模式中MA(1)與MA(2)進行不同模式的比較。因此本研究進行下一步模式選定的過程，針對全民健保總申報醫療費用的趨勢分析的模型選擇，經過多重模式與AIC、SBC比較及參數檢定後，選定具有季節模式的ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s為最適模式(R平方值0.927)，該模式經轉換及季節調整後已無顯著白噪音，模式穩定性的單根檢定也呈顯著。所得到的ARIMA模式和未來一年的預測及95%信賴區間如圖一，模型的解釋力R平方值為0.93。由於該費用含週期性變動，因此從圖中可知在每年的年初數值會有往下降的現象，因此預估的模式亦將此週期性因素一併考慮。根據此模式所獲得的總醫療費用估計值與實際值比較如表一，模式估計誤差百分比從0.68%到3.66%不等；而從未來一年的預測中，2002年12月的預測

值是301.24億(上下95%信賴區間為268.040億333.43億)，實際值為295.88億。

在門診申報費用方面，參照以上方式所選取的最佳模式亦為ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s，(R平方值0.909)也含週期性變動，預測趨勢圖見圖二。而門診人次的趨勢分析和預測則選擇ARIMA(1,1,1)(1,0,0)s，(R平方值0.735)，即使經過差分仍可見最後二期模式平穩性較不顯著(圖三)(P值約0.05)，而從預測趨勢圖中也可看出模式愈到後期變動愈大，因此未來一年預測的95%信賴區間也相對變大。

3. 介入模式

本研究將探討兩個供需節制政策介入對醫療費用之影響，進一步採介入模式(Intervention model)加以檢定：第一個介入政策是1999年8月實施之「新制部分負擔」這是需求面之節制政策，第二個介入政策是2001年1月實施之「醫院合理門診量」這是供給面之節制政策，介入模式推估方程式如下[8]：

$$Z_t = \beta \zeta_t + N_t$$

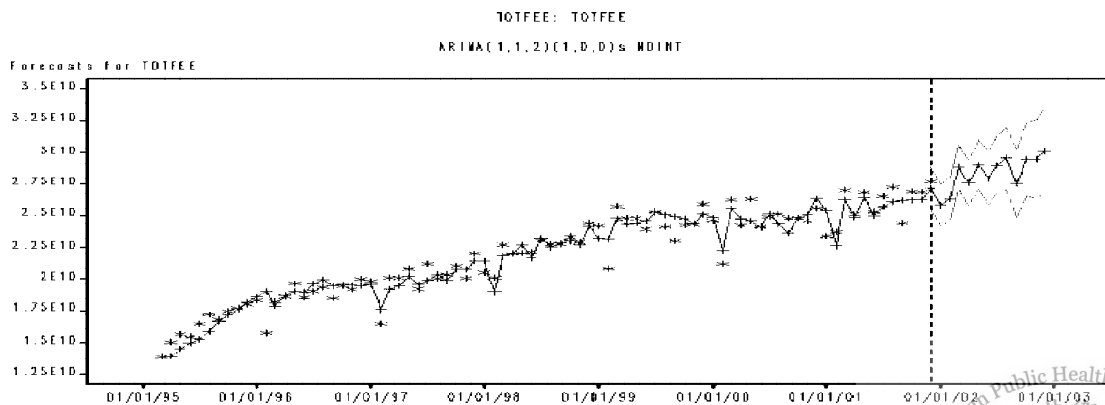
其中： ζ_t ：0，t時間點事件未介入

1，t時間點事件介入

N_t ：一般或季節相依之時間數列模式

β ：介入因素造成的改變量

1999年8月實施的部分負擔新制是健保開辦以來相當重要的政策變革，檢視總申報費

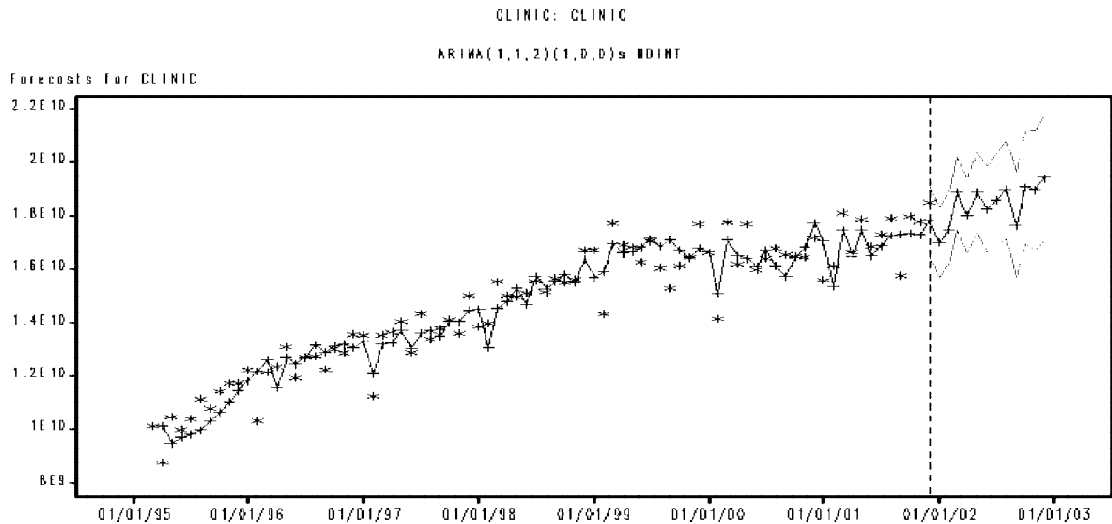


圖一 總醫療申報費用趨勢及預測圖：採ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s
(中星狀點為實際值，曲線上之各點為模型預測隨時間改變的值)

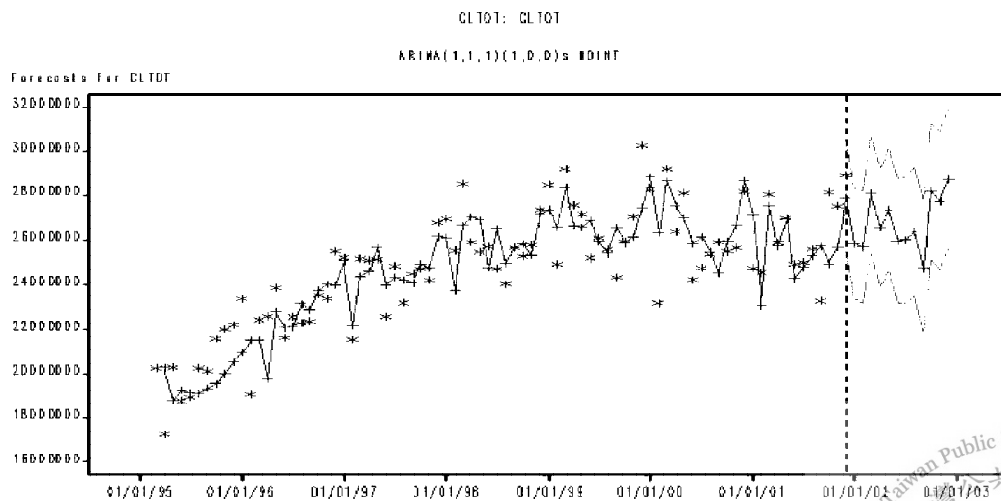
表一 各個年度年底健保總醫療申報費用實際值與模式預測值比較

單位：億元

	各個年度12月份						
	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年
實際值	180.39	200.48	220.31	244.17	259.46	256.04	277.49
模式預測值	181.62	194.57	214.42	241.95	250.31	263.70	271.90
絕對估計誤差	0.68%	3.04%	2.75%	0.92%	3.66%	2.90%	2.06%
百分比							



圖二 門診申報費用趨勢及預測圖：採ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s
(中星狀點為實際值，曲線上之各點為模型預測隨時間改變的值)



圖三 門診人次趨勢及預測圖：採ARIMA(1,1,1)(1,0,0)s
(中星狀點為實際值，曲線上之各點為模型預測隨時間改變的值)

用和門診申報費用序列趨勢的改變也約略可看出其所造成的衝擊，在門診申報費用的趨勢改變尤其明顯。模式採用 ARIMA (1,1,2) (1,0,0)_s + 介入變項，若將新制的實施當作介入變數，介入時點定為1999年8月1日，發現在總醫療申報費用的模式中，加入介入的變項並未達顯著水準(t 值 = -1.37, P = 0.17)，也就是說部分負擔新制實施的該月份並未顯著造成總醫療申報費用序列型態的改變。在門診申報費用以及門診人次的影響發現，新制實施的該月份對序列趨勢型態亦沒有顯著的影響。

考慮到介入對序列的影響可能有遞延效應的情形，因此將介入時點後推至1999年9月1日及10月1日，發現1999年9月1日為介入時點的總醫療申報費用模式中(表二)，該介入變項在模式中達顯著水準(t 值 = -3.49, P = 0.0008)，也就是說部分負擔新制的實施對醫療總費用序列型態的改變具有顯著之影響，但1999年10月1日之模式的介入變項則未達顯著水準(t 值 = -1.07, P = 0.29)。可能是因為1999年9月份才是關鍵的轉折點，九月份以後醫療費用之成長趨勢已變得較穩定。

另一個介入點於2001年1月實施醫院合理門診量，亦採用 ARIMA (1,1,2) (1,0,0)_s + 介入變項方式，該介入變項在模式中達顯著水準(t 值 = -3.21, P = 0.002)且 R 平方值為0.937

(表三)，也就是說醫院合理門診量實施當月造成總醫療申報費用序列型態的改變有統計上的顯著意義。同時在門診申報費用(t 值 = -2.54, P = 0.013)與門診人次(t 值 = -2.43, P = 0.017)也反映同樣的效果，為了檢測該介入政策是否有持續效應，另外分別放入2001年2月及2001年3月，兩個月之模式的介入變項則都未達顯著水準(表略)。

若探討1999年9月與2001年1月兩時點共同對時間序列型態的影響，可發現不管是總醫療申報費用或門診申報費用、門診人次兩介入變項的共同作用均具有顯著的影響，而且模式解釋力(R^2)均比前述分開探討的介入時點來的高(表四)，而且對門診人次的影響，此二介入變項都具有顯著意義(分開來看，二變項分別對模式均不具顯著影響力)。

討 論

本研究採用的數據來自健保局所公布的數字，因此是相當值得採信的數據，也直接反映健保實施的情形；但部分數據僅有該年度年底數值(老年人口數、依賴人口數)而無各月份數值，因此採用線性趨勢法補足遺漏值，還有開辦初期的前期資料缺失(特約診所數與特約醫院數)，亦採用相同方法填補遺漏值，這是本研究在數據取得的明顯限制。另

表二 ARIMA介入模式分析：介入時點1999年9月1日

自變項	依變項		門診申報費用		門診人次	
	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
AR1	0.8343	10.77***	0.7075	6.36***	-0.0853	-0.6
MA1	1.7827	25.59***	1.7282	21.64***	0.7303	7.06***
MA2	-0.9186	-13.52***	-0.8838	-12.49***	---	---
SAR1	0.7387	9.13***	0.6311	6.54***	0.6986	8.47***
實施部分負擔新制	-1.78709E9	-3.49***	-1.57909E9	-3.51***	-2242058	-2.53
Model Variance	6.23E17		3.85E17		1.50E12	
R square	0.938		0.924		0.761	

註：*** P < 0.001

總醫療費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)_s + 介入變項SEP1999

門診費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)_s + 介入變項SEP1999

門診人次模式：ARIMA(1,1,1)(1,0,0)_s + 介入變項SEP1999



表三 ARIMA介入模式分析：介入時點2001年1月1日

自變項	依變項	總醫療申報費用		門診申報費用		門診人次	
		係數	t值	係數	t值	係數	t值
AR1		0.7569	6.83***	0.6529	4.58***	-0.0132	-0.099
MA1		1.6850	17.57***	1.6438	15.28***	0.7967	9.51***
MA2		-0.8432	-10.44***	-0.8133	-9.38***	---	---
SAR1		0.7152	8.96***	0.6106	6.51***	0.7095	8.72***
實施醫院門診合理量		-2.1708E9	-3.21***	-1.3824E9	-2.54***	-2701900	-2.43
Model Variance		6.44E17		4.13E17		1.49E12	
R square		0.937		0.920		0.760	

註：*** P < 0.001

總醫療費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s + 介入變項JAN2001

門診費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s + 介入變項JAN2001

門診人次模式：ARIMA(1,1,1)(1,0,0)s + 介入變項JAN2001

表四 ARIMA介入模式分析：介入時點1999年9月1日與2001年1月1日

自變項	依變項	總醫療申報費用		門診申報費用		門診人次	
		係數	t值	係數	t值	係數	t值
AR1		0.82643	10.34***	0.72656	7.02***	-0.5474	-0.386
MA1		1.74231	22.16***	1.71235	22.93***	0.72242	6.88***
MA2		-0.89744	-12.35***	-0.89005	-13.20***	---	---
SAR1		0.76000	10.22***	0.66571	7.49***	0.74089	9.940**
實施部分負擔新制		-1.48E9	-2.99***	-1.40E9	-3.22***	-2173509	-2.60***
實施醫院門診合理量		-1.82E9	-2.92***	-1.18E9	-2.35***	-2559476	-2.43***
Model Variance		5.80E17		3.70E17		1.41E12	
R square		0.939		0.925		0.765	

註：*** P < 0.001

總醫療費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s + 介入變項SEP1999 & JAN2001

門診費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s + 介入變項SEP1999 & JAN2001

門診人次模式：ARIMA(1,1,1)(1,0,0)s + 介入變項SEP1999 & JAN2001

外，本研究採用的時間序列模式，因為無法悉數納入健保局於研究期間推行其他制度，例如牙醫、中醫、與西醫基層陸續推動總額、調整支付制度或各分局進行內部控管，所造成干擾現象，只能選定較具代表性的兩項政策進行檢定，這亦是本研究結果推估時的限制。

醫療費用隨著保險人數增加、門診人次與總急性病床數增加而上漲，但每年二月是季節性費用下降的月份，因工作天數較少與舊曆過年有關。總體而言，費用上漲趨勢可

能與健保採取部分節制措施而有呈減緩趨勢，此一趨勢與現有文獻之觀點一致。

在費用的時間序列趨勢分析中，各個變項幾乎都明顯地在每年二月左右會出現數值下降的情形，這是典型的季節性變動，因此ARIMA模式在進行未來預測時，會根據原趨勢將這樣的變動一併考慮進去。觀察各項費用的趨勢圖，在前二年增加相當明顯(相對斜率最大)，可印證健保開辦後所引發的道德危害[6]。而除了住院費用是呈穩定上升外，總費用、門診費用與門診人次所形成的趨勢曲

線的斜率似乎都有逐漸減小的情形，且總醫療費用與門診費用的曲線相當一致(門診費用約佔總費用的65%~70%)。而實際上門診人次會影響到門診費用，由於門診人次序列變動較大，模式推估的解釋力相對較低(R平方值0.765)，這樣的變動有部分可能因健保政策的改變而導致，其中最明顯的是在1999年8月採取門診部分負擔新制，其後的門診人次和門診費用便有趨緩的現象。檢視總醫療費用與門診人次各年度的平均成長率，除1995年健保開辦第一年外，各個年度成長率均下降，且有下降趨緩的情形。

從上述分析結果知，總醫療費用逐年上漲的幅度確有減緩的趨勢。而從介入變項檢定中發現，新制實施後幾個月，序列型態的趨勢受到顯著衝擊，亦即序列上升的斜率減低，從而看出門診費用和門診人次的成長在部分負擔新制實施後明顯受到抑制，這樣的結果可推論新制的實施確實達到某些成效。這與楊長興、賴芳足[16]的研究發現，部分負擔之有無並不影響門診使用次數之結果略有出入，可能的原因是部分負擔金額太低，無法產生效果所致；另外周添城等人[17]的研究也有相仿的結果：門診及住院均未受部分負擔實施的影響，也就是說其價格彈性為零；薛亞聖等[18]的研究報告亦然：絕大部分民眾表示並不會因新制部分負擔而減少就醫，但研究也指出，對於醫療利用的浪費，受訪者普遍認為門診藥品浪費最多，門診高利用次之。由此推測，新制的實施主要是針對門診高利用的民眾，在以加重部分負擔抑制高利用率患者使用量後，使整體使用次數明顯降低，同樣也使門診費用的成長得到控制。不過若再從藥品部分負擔所產生的影響來探討，從劉順仁[19]之研究發現，新制部分負擔確有抑制藥物使用之效果，而且就每人處方箋數、每張處方箋平均藥費等，新制部分負擔組(1999年8月之後)的成長低於免部分負擔組(1998年8月至1999年3月)，從這個角度來看，也對門診費用的控制有所影響。再者，因總醫療費用中門診就佔了60~70%，所以部分負擔新制對門診費用的抑制，也間接反映在總醫療費用的趨勢變動當中。

本研究進一步推估兩個介入點造成的影響，提供政策事件介入單月份所造成的效應，與若未實施該政策依所採用的時間序列模式預估一個整年與實際值之差異。首先，以總申報醫療費用為例，「部分負擔」實施預估可使總醫療申報費用1999年9月減少約18億元，而「醫院門診合理量」的實施則可使總醫療申報費用2001年1月減少約22億元。若兩項政策同時放入介入模式，1999年9月者減少14億元而2001年1月將減少18億元(表四)。而如果採用時間序列模式比較實施與未實施該政策預測一年所產生之差異，以總申報醫療費用為例，假設未實施「部分負擔」制度，本研究先依時間序列模式推估「未實施」部分負擔制度未來一年可能之金額(1999年9月至2000年8月)，再與該期間「已實施」部分負擔之數值比較，預估實施該制度一年可使總申報醫療費用減少92億元(表五)，而「醫院門診合理量」仿照上述作法所得之結果，總醫療申報費用較預測模式一年反而多增加87億(表未呈現)。

此與李玉春[20]指出政策實施初期效果較為顯著相符合。不過另一方面醫院也會在制度實施一段時間後找出彌補損失之策略。周麗芳[21]指出實施醫院門診合理量每年應可減少5億元的支出，而本研究的推估則達92億元。不過張虎生[22]的研究指出實施醫院門診合理量並不能有效控制醫院門診量之成長，而張嘉宏[23]的研究顯現出對於如果醫院有固定的消費群較不具影響，而黃心怡[24]的調查結果以區域級以上醫院發現會採取增加主治醫師及調整醫院支出方式來因應。因此醫院門診合理量的實施會造成初期醫療費用模式的影響，不過長期而言，其效應仍有待評估。由於時間序列分析需要累積較多時點的資料，方能建構穩定的趨勢，故國內學者過去在健保資料尚未累積足夠的時點前，所使用的方法多為橫斷面資料的分析，這樣可能沒有足夠的時間衡量政策介入後產生效果，或無法看到短暫影響後，回歸原來趨勢的狀況。

「醫院門診合理量」如果依本研究使用之總醫療申報費用模式預測，一年反而多增

表五 以ARAMA模式推估新制部分負擔實施一年對總醫療申報費用及門診申報費用之影響 (億元)

月份	總醫療申報費用			門診申報費用		
	未介入之 推估值*	實際值	差 值	未介入之 推估值*	實際值	差 值
9	249	230	19	172	153	19
10	248	243	6	170	162	8
11	246	243	3	170	165	5
12	257	259	-3	176	177	-1
1	255	246	8	175	167	9
2	228	212	16	159	142	17
3	266	263	3	181	178	3
4	259	242	16	175	162	13
5	259	263	-5	174	177	-3
6	252	241	11	170	160	10
7	263	249	14	175	164	11
8	254	251	3	169	168	1
總和			92			90

註：1. 未介入之推估值*：若未實施新制部分負擔之推估值。本表各項費用之數值為四捨五入之數值。

2. 總醫療費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s, $R^2 = 0.899$

3. 門診費用模式：ARIMA(1,1,2)(1,0,0)s, $R^2 = 0.906$

加87億，這又與黃心怡 [24] 的研究發現一致，即最後各醫院會增加主治醫師數等措施來因應。兩種介入政策都只有造成該模式單月有統計上顯著意義，並沒有延續到其他月份的效應。在費用節制政策方面有兩種方式：一為希望消費者改變行為（如部分負擔），另一為從醫療供給者下手（如醫院合理門診量），而不同的研究也指出兩種制度孰優孰劣很難論斷，本研究發現根據點估計值比較兩種制度可以看出採取醫院合理門診量對於醫療費用的趨勢影響較有顯著效果，不過一年的推估結果則有不同的效果，後續研究者也可加以深入研究。此外，醫院門診合理量實施之後，為何總醫療費用反而增加87億元，也值得做進一步的分析。

從模式預測未來的趨勢來看，預測的95%信賴區間會隨時間延長而變大，而數值變動愈大者，預測也愈不準確（如門診人次），所以預測時間太長就實用面而言並不需要，重要的是在未來健保經費的掌控上有可資參考的數據。

從長遠來看，影響醫療費用改變因素中，最明顯的應屬醫療供給面的因素，有效政策的介入足以影響時間序列趨勢的改變，所以未來的目標應是找出與全民健保醫療費用變動的相關因素，了解不同因素間的關係，再找出可操縱的變項，便是將來政策可著力之處。然而時間序列模式主要是針對單變項進行趨勢分析，對於醫療費用與其他變項的關係，尤其是探討多個變項如何影響費用的長期趨勢，有技術上及統計上不能克服的困難，此即為本研究的限制。因此本建議未來應建立能考慮多項因素的模擬及預測模式，以有效推估費用趨勢的潛在變動，以及模擬操控某些變項後，所造成總費用的改變情形，希望對未來規劃全民健保政策有實質的助益。

致 謝

本研究承蒙國家衛生研究院補助研究經費(NHRI-EX-92-8801PP)，同時對中國石油公司資訊處處長林茂文副教授在時間序列模

式分析上給予寶貴建議，以及兩位審查委員與副主編提供之修正建議，僅在此致謝。

參考文獻

1. 中央健康保險局：全民健保各類保險對象及納保率，2002。URL: <http://www.nhi.gov.tw/01intro/statistic/s02.htm>
2. 張紘炬：全民健康保險民意調查報告。中華民國民意測驗協會執行。台北：行政院衛生署，2000。
3. 行政院衛生署：89年國民醫療保健支出，2002。URL: <http://www.doh.gov.tw/stas-tic/國民醫療保健支出/89.htm>
4. 中央健康保險：全民健保財務收支概況，2002。URL: <http://www.nhi.gov.tw/01intro/statistic/s09.htm>
5. 謝啟瑞、林建甫、游慧光：台灣醫療保健支出成長原因的探討。人文及社會科學集刊 1998；10：1-32。
6. 林茂文：時間數列分析與預測。台北市：華泰，1992；175-95。
7. Herwartz H, Theilen B. The determinants of health care expenditure: testing pooling restrictions in small samples. Health Econ 2003;12:113-24.
8. Lee R, Miller T. An approach to forecasting health expenditures, with application to the U.S. Medicare system. Health Serv Res 2002;37:1365-86.
9. Madden JM, Soumerai SB, Lieu TA, Mandl KD, Zhang F, Ross-Degnan D. Effects of a law against early postpartum discharge on newborn follow-up, adverse events, and HMO expenditures. N Engl J Med 2002;47:2031-8.
10. Best JH, Veenstra DL, Geppert J. Trends in expenditures for Medicare liver transplant recipients. Liver Transplantation 2001;7:858-62.
11. Okunade AA, Suraratdecha C. Health care expenditure inertia in the OECD countries: a heterogeneous analysis. Health Care Manag Sci 2000;3:31-42.
12. Di Matteo L, Di Matteo R. Evidence on the determinants of Canadian provincial government health expenditures: 1965-1991. J Health Econ 1998;17:211-28.
13. Conover CJ, Sloan FA. Does removing certificate-of-need regulations lead to a surge in health care spending? J Health Polit Policy Law 1998;23:455-81.
14. Gerdtham UG, Jonsson B, MacFarlan M, Oxley H. The determinants of health expenditure in the OECD countries: a pooled data analysis. Dev Health Econ Public Policy 1998;6:113-34.
15. O'Connell JM. The relationship between health expenditures and the age structure of the population in OECD countries. Health Econ 1996;5:573-8.
16. 葉小蓁：時間序列分析與應用。台北市：台大法學院，2002；63-120、138-42。
17. 吳柏林：時間數列分析導論。台北市：華泰，1995；99-122。
18. 黃昱瞳：全民健保實施牙醫總額預算制度對醫療資源分佈的影響評估。台北：國立台北護理學院醫護管理研究所碩士論文，2001。
19. 邱雅苓：台灣醫療保健支出成長因素之探討－時間序列及門檻模型之應用。台北：私立世新大學經濟學系碩士論文，2000。
20. 行政院衛生署中央健康保險局：全民健康保險統計84 89年。台北：中央健康保險局，1995-2000。
21. 行政院內政部：台閩地區人口統計。台北：內政部，1995-2000。
22. 行政院衛生署：衛生統計 84 89年。台北：行政院衛生署，1995-2000。
23. SPSS Inc. SPSS for windows trends, release 6.0. Chicago IL: SPSS Inc, 1993; 353p.
24. SAS Institute. The ARIMA procedure. SAS/ETS User's Guide, version 8. Cary NC: SAS Institute, 1999; 1532p.
25. 楊長興、賴芳足：全民健保實施對於民眾醫療利用率影響之初期評估。台北：中央健康保險局84年度委託研究計畫報告，1996。

26. 周添成、陳欽賢、劉彩卿：全民健保部分負擔制度成效之評估研究。台北：行政院衛生署87年度委託研究計畫，1999。
27. 薛亞聖、陳秀熙：全名健康保險門診新制部分負擔實施後對醫療利用之影響。台北：行政院衛生署90年度委託研究計畫，2002。
28. 劉順仁：門診藥品部分負擔對全民健保醫療費用及醫師用藥行為影響之研究。台北：全民健康保險監理委員會89年度委託研究計畫，2000。
29. 李玉春：全民健保醫院合理門診量政策之影響。國家政策論壇 2001；1：135-7。
30. 周麗芳：合理門診量 又見戒急用忍。國家政策論壇 2000；1：151-2。
31. 張虎生：實施門診合理量對醫院門診量及門診診察費影響之研究－以南區健保局之區域醫院為例。台南：國立成功大學企業管理系碩士論文，2001。
32. 張嘉宏、周恬弘、黃勝雄：影響門診人次因素探討－基督教門諾會醫院實證研究。醫院雜誌 2000；34：24-9。
33. 黃心怡：區域級以上醫院對於健保醫院門診合理量之認知、態度及其因應策略之研究。台北：國立台灣大學醫療機構管理研究所碩士論文，2001。

【附錄】ARIMA模式建立的步驟

1. 鑑定：在鑑定的步驟中，需要找出幾個較合適的候選模式(candidate models)來進行比較。在此之前應先繪出原始序列數值與時間的趨勢圖，判斷序列的穩定性(stationary)，若非穩定序列可進行轉換(transformation)或差分(differencing)，決定參數d值；從自我相關(Autocorrelation function, ACF)與部分自我相關功能(Partial autocorrelation function, PACF)再配合觀察原始序列圖，可粗略決定參數p值與q值；最後再仔細觀察原始序列是否具季節性的變動，以一年週期為例，是否在某個月份數值都有升高或降低的情形？若答案為肯定，則可考慮將週期性參數加入模式中[9,10,14]，進行季節性的修正，以消除季節落差的特性。
2. 評估與診斷：在此過程中，應分別採用所選取的暫時性模式來估計原始序列的實際值，包括檢查ACF與PACF的改變、進行殘差分析看是否有白噪音(所估計的殘差應沒有任何特定的型態，若達顯著，即是有白噪音)、單根檢定是否達到顯著水準(若顯著，指序列經轉換或差分後得到一平穩序列)；然後依各項原則將多個暫時性模式進行比較：模式精簡原則、R平方值、最小誤差平方(MSE)、AIC (Akaike information criterion)、SBC (Schwartz Bayesian criterion)準則，選取「最佳」配適效果的模式，AIC、SBC判斷最佳模式均以最小值為原則[8]，另外還應配合參數估計值檢定等。最後所選取的模式即為最佳模式。最佳模式的選擇是個反覆試驗與比較的過程，若在診斷中發現模式不合適，仍要回到鑑定的步驟重新選取參數[9,10,14,15]。
3. 預測：用模型來預測時間序列的未來趨勢是研究者相當關注的一個部分，主要是根據模型本身的趨勢產生未來一段時間的預測值、百分之九十五估計信賴區間、誤差等。舉例來說，以月為單位的時間序列一年期的預測週期值為12(即12個月)[10]。
4. 介入模式：定義介入變項，並定出介入發生時點，將該變項重新轉為類別的虛擬變項；重新評估模式，並將此介入變項也納入模式中，再檢視整個模式診斷過程，看該介入時點是否對序列產生顯著影響。若該變項呈顯著，再根據係數加以詮釋該介入的影響。