

人口結構變動對醫學中心急診部分負擔政策 有效性之影響

陳文意¹ 林晏如² 楊其璇^{3,*}

目標：本研究旨在探討台灣地區人口結構變動對醫學中心急診部分負擔政策有效性的影響效果。**方法：**我們使用時間變動向量自我迴歸以及向量誤差修正模型建構人口結構變動對醫學中心急診部分負擔政策有效性的關聯。**結果：**部分負擔對急診與非緊急急診醫療利用12個月期間的衝擊反應數值均為負值，增加部分負擔能降低醫學中心急診醫療利用。長期而言，人口老化將降低醫學中心急診部分負擔對所有急診醫療利用負向影響，但是對醫學中心急診部分負擔對非緊急急診醫療利用的關聯性沒有顯著的影響。**結論：**若以減少整體醫學中心急診利用為政策目標時，高齡化社會所要調高的部分負擔將必須遠高於目前設定的水準。考量急診利用降載的政策工具眾多，未來政府在制定急診利用政策時，除考量人口老化對部份負擔政策的鈍化效果外，仍須搭配其他分級醫療的政策工具，藉以達成緩解醫學中心急診利用的政策目標。（台灣衛誌 2021；40(5)：525-544）

關鍵詞：人口結構、非緊急急診、部分負擔、時間變動向量自我迴歸模型、向量誤差修正模型

前 言

根據衛生福利部所公佈的統計資料顯示，台灣地區自1995年實施全民健康保險（以下簡稱為全民健保）制度以來，提供急診醫療服務的總量約為466萬人次，到了2019年約為764萬人次，急診使用人次約成長了1.64倍[1,2]，遠高於台灣地區人口總成長率（約10.52%）與老年人口（65歲以上人口數）成長率（約21.15%）[3]。急診就診

人次增加幅度遠高於人口成長的幅度，顯示台灣醫療體系中的急診部門負荷日以俱增。不僅如此，近期的非官方的調查報告更指出台灣全民健保制度下急診部門的首要危機在於醫院急診室裡存在高比例的非緊急急診病人，而且集中於幾個大型醫學中心[4]，而在衛生福利部於2015年公告的官方資料中，台灣地區所有的急診醫療利用者中約有75%為民眾自行就醫、10%為救護車後送，而15%的病患曾先就診而再由其他醫療院所轉入[5]。另外，近期的研究者使用美國紐約大學所發展的急診檢傷分類標準進行急診病患嚴重度分類，台灣醫療體系於1999-2015年期間，醫學中心的非緊急急診醫療利用約占急診醫療服務總量的11.78%~20.63% [6]，而在梁亞文等人對中部某一區域醫院急診室所作的調查研究發現，依據加拿大急診檢傷分級量表的分析結果，至該院掛急診的患者，有超過半數（約52%）的就診患者屬

¹ 國立臺中科技大學老人服務事業管理系

² 國立臺中科技大學財政稅務系

³ 國立臺中科技大學護理系

* 通訊作者：楊其璇

地址：臺中市西區三民路一段193號

E-mail: chyang@nutc.edu.tw

投稿日期：2021年5月26日

接受日期：2021年9月24日

DOI:10.6288/TJPH.202110_40(5).110051



於非緊急診患者[7]，這些實證數據一再顯示，在我國全民健康保險體系下，大型醫院急診室裡存在高比例的非緊急急診病人，這個現象不僅造成急診室壅塞，也損害嚴重病人急診照護的即時性與醫療品質。

值得注意的是，非緊急急診病人係指可以在基層診所獲得照護，無需至醫院急診室求醫的急診病人，而非緊急急診醫療利用的存在是醫療資源的浪費，同時也顯示基層醫療照護體系失靈[8]。因此，從提升醫療資源分配的效率而言，中央健康保險署於近期的部分負擔政策（2017年4月15日實施）調整時，即針對醫院部門的急診服務，依據檢傷分類，設計差別取價機制：民眾未經轉診至醫學中心看病，急診部分負擔將從NT\$ 450元漲到NT\$ 550元[9]，一口氣調漲NT\$ 100元或許能抑制非緊急急診（檢傷分類第三、四、五級）醫療利用。倘若價格機能可以扮演調控非緊急急診醫療利用的情況下，新版部份負擔政策調高急診部分負擔，將有助於將寶貴的急診資源留給真正需要的緊急傷病患者使用，降低醫院部門急診服務的承載量，提升我國的緊急醫療品質。

此外，隨著台灣人口結構的快速老化，老人罹患多重慢性病或複雜性較高的急性疾病現象相當普遍。依據國民健康署2015年『中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查成果報告』資料顯示，就台灣地區民眾整體慢性疾病罹患率而言，50歲以上老人，逾七成至少罹患一種慢性疾病，年齡層越高則罹病項目數也越多，75歲以上族群至少罹患一種慢性疾病之比例超過九成[10]。另外，隨著年輕世代不婚、不育的觀念逐漸成形，老年扶養人口比例逐年上升，在缺乏家庭扶助的情形下，家中長者因為輕忽病情或是無法聯結數位化的醫院門診作業以及不耐久候等待的時間因素，將可能造成有能力處理多重共病與疾病複雜度高的醫學中心急診需求增加。

近年來世界各國均面對人口結構高齡化的趨勢，在人口快速老化的過程中，政府各項政策工具的有效性往往受到挑戰[11]。探究原因乃是，隨著人口結構的老化，人口紅

利帶動經濟成長後，年輕與老年世代間的資本累積落差日益擴大。就經濟資本累積的面向而言，年輕與老年世代間儲蓄與消費習慣不同，對政府經濟政策（包括，貨幣與財政政策）的反應產生落差，當一個社會自年輕世代轉向老年世代的人口結構變動時，年輕社會所使用有效增加經濟資本的經濟政策，在老年社會中，對於佔有多數而且經歷過經濟資本快速累積過程的老年人口，可能無法有效驅使經濟行為的反應，所以將產生經濟政策鈍化的現象；然而，就健康資本維持的面向而言，在老年社會中，減少經常性所得現金流量的老年人口，對於能夠維持甚至增加健康資本的醫療服務部分負擔政策，其就醫行為的反應是否與年輕社會時的狀態相同或有所差異，迄今仍需進一步研究，特別是醫療利用的健康投入往往包括許多不確定性：例如，計畫性與非計畫性的醫療利用往往涉及健康狀態轉變的速度，再加上醫療利用也同時面臨使用人與代理人（例如，付費者與醫療服務提供者）的行為差異，這些不確定性都增加人口結構變動與部分負擔有效性研究的豐富性與前瞻性。

相較過去的研究，經濟文獻對於人口結構變動對於經濟市場影響的實證研究已經相當成熟，所涵蓋的市場，包括：貨幣市場[12-14]、證券市場[15-17]、外匯市場[18-20]、房地產市場[15,21]以及商品市場的物價水準變動[22,23]等議題。然而，關於人口結構變動與醫療政策有效性的研究則相當罕見，衛生政策相關文獻中，大部份的研究仍著重於部分負擔能否改變民眾就醫行為，藉以降低醫療費用[6,24-29]。直到最近，Lin等人才針對台灣地區人口結構變動對門診部分負擔政策有效性的影響進行評析，他們的研究結果顯示，人口結構老化將增強門診部分負擔政策有效性[30]。

為了填補人口結構變動與醫療政策有效性研究的不足，本研究主要的目的在於探討人口結構變動對醫學中心急診部分負擔政策有效性之影響。我們針對醫學中心急診醫療利用進行分析的主要原因有二：第一、台灣地區醫學中心家數（25家）只佔醫院總數的

6%，醫學中心急診部門卻負擔26.84%的急診服務量[1]，如何降低醫學中心的非緊急急診醫療利用，並使其急診服務量能著重於處理嚴重度與複雜度高的疾病患者，則是我國分級醫療的一個重點。第二、相較於區域醫院與地區醫院，醫學中心急診的所申請給付點數約高於1.48~1.83倍[31]，適度的減緩醫學中心急診醫療利用將有助於緩解全民健保的財務負擔。另外，就本質上而言，民眾的門診就醫行為為計畫性的就醫活動，而民眾的急診就醫行為則為非計畫性的就醫活動。雖然近期的研究發現人口結構老化對計畫性就醫（門診）部分負擔政策有效性有正向的影響[30]，但是對於人口結構老化與非計畫性就醫（急診）部分負擔政策有效性的關聯性仍屬於實證問題，需要嚴謹的實證研究發展與投入。

相較於近期Lin等人探討人口結構老化與門診部分負擔政策有效性的關聯性研究[30]，本研究與他們的研究假設差異主要在於：急診醫療往往涉及重大傷病與生命終止的狀態，在患者本人或代理者應延續生命為優先要務的原則下，急診醫療服務的價格敏感度非常低，我們預期人口老化將可能弱化對急診部分負擔對於減低醫學中心整體急診醫療利用的有效性。然而，整體急診醫療利用中存在非急診醫療利用，既是非急診醫療利用，民眾的急診就醫行為應該屬於非計畫性的就醫活動，若針對非緊急醫療利用進行討論，我們預期人口老化對於急診部分負擔政策有效性研究結果，將可能和過去針對人口結構變動與門診部分負擔政策有效性研究的發現具有一定的同質性。

有鑒於此，本研究將依據Lin等人的實證步驟[30]：我們首先估計Nakajima[32]所提出的時間變動向量自我迴歸模型（Time-varying Vector Autoregressive Model）搭配時間變動衝擊反應分析（Time-varying Impulse-response Analysis）模擬部分負擔政策調整對急診醫療利用的衝擊反應規模，以此作為醫學中心急診部分負擔政策有效性的衡量變數；其次，使用向量誤差修正模型（Vector Error Correction Model）針對

累計衝擊反應數值、人口結構以及相關總體經濟變數進行共整合關係（cointegrating relationship）分析，藉以探討人口結構變動對醫學中心急診部分負擔政策有效性之影響。

使用時間變動向量自我迴歸模型作為實證模型的主要原因乃是基於諾貝爾經濟學獎得主Lucas於1976年提出總體經濟學動態分析最著名的盧卡斯批判（Lucas critique），這個批判宣稱並證明經濟體系的所有參與者不僅會改變他們的行為模式，藉以回應新的總體政策，而他們的行為轉變方向也會參考過去的資訊或經驗（例如，過去的總體政策所造成與結果），而這個經濟體系參與者的理性預期思考模式，正是諾貝爾經濟學獎得主Lucas為總體變數間長期均衡關係將隨著時間經過而呈現結構性變動的理論基礎[33]。再者，時間數列之間關係結構性變動（structural change）的原因，往往是一些無法衡量與觀察的經濟變數（例如，消費者的預期心理）對可觀察時間數列的影響，這個無法衡量與觀察的經濟變數往往隨著時間變動，對可觀察時間數列的影響亦隨之變動，因而時間恆定（time invariant）的總體經濟模型往往會產生實證模型宣告失真（model misspecification），而時間恆定係數的設定所造成的實證模型宣告失真，亦提供吾人在進行時間數列間的衝擊反應分析時，應該以時間變動向量自我迴歸模型作為估計醫學中心急診部分負擔政策有效性的實證模型理由之一。

本研究的主要貢獻有二：第一、相較於過去衛生政策相關文獻著重於部分負擔能與醫療利用的關聯性分析[6,24-29]，本研究首次使用時間變動向量自我迴歸模型搭配向量誤差修正模型，分析台灣地區人口結構變動對醫學中心急診部分負擔政策有效性的影響；第二、相較於過去文獻使用單一人口指標（如，老年人口比例、扶老比或經濟扶老比）來探討人口結構變動與政策有效性的關聯[14]，本研究使用全體人口的年齡分配進行實證分析，本研究為衛生經濟與總體經濟實證方法銜接的一環，我們的研究方向與角

度均不同於過去的相關文獻，實證結果不但可以增進我國部份負擔研究領域的完整性，並可作為未來政府衛生政策部門制定部份負擔政策的重要參考依據。

材料與方法

一、時間變動向量自我迴歸模型 (Time-varying Vector Auto-regressive Model)

一般而言，急診醫療費用控制的政策目標有二：其一為緩解急診總負荷量；其二為降低非緊急急診的醫療利用。因此，本實證研究必須估計時間變動向量自我迴歸模型，並且求算出急診部分負擔對急診醫療利用，於每一個觀察時間的衝擊反應規模大小，作為衡量急診部分負擔政策有效性。依據 Nakajima[32]所提時間變動衝擊反應分析，本研究的實證步驟如下：第一、定義我國全民健保體系下的醫學中心急診醫療需求函數，如下方程式(1)所示：

$$q_t^s = f(cop_t, w_t) \quad \text{方程式(1)}$$

其中， q_t^s 為民眾在第 t 期的醫學中心急診服務需求（ $g=E$ 、 N 分別代表醫學中心急診總醫療利用與非緊急急診醫療利用）。 $f(\bullet)$ 為急診醫療需求函數。 cop_t 代表民眾在第 t 期所面對的急診醫療服務價格。 w_t 為第 t 期的所得水準。需求法則隱含醫學中心急診醫療利用與急診診價格呈現負向關聯（ $\partial q_t^i / \partial cop_t < 0$ ）。

第二、利用Hodrick-Prescott Filter分解法[34]，將水準項取對數後分解為長期趨勢（trend component）與短期波動（cyclical component）兩個部分，先使用ADF單根檢定，排除單根性質後，以短期波動的部分進行時間變動向量自我迴歸模型的估計，藉以杜絕假性相關的產生。第三，估計時間變動向量自我迴歸模型，並使用貝氏馬可夫蒙地卡羅模擬方法（Bayesian Markov Chain Monto Carlo method），反覆抽樣模擬10,000次所估計每一個觀察時間（ t ）不同持續期間（ $t+s$ ）的衝擊反應規模大小。我們以每

一個觀察時間（ t ）的12個月（ $s=12$ ）的持續期間，求算累計衝擊反應規模，以此作為衡量急診部分負擔政策有效性。我們將時間變動向量自我迴歸模型的宣告與估計方式，詳列於附錄中（<https://bit.ly/3nbZ0t7>），有興趣讀者可自行參考運用。

二、向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model)

為了探討人口結構變動與醫學中心急診部分負擔政策有效性的關聯，我們估計下列方程式(2)：

$$\ln(-AIR_t^s) = \alpha_0^s + \sum_{j=1}^J \phi_j^s h_{jt} + \alpha_1^s cv_t + \xi_t^s \quad \text{方程式(2)}$$

其中， AIR_t 為急診部分負擔政策有效性變數（詳細估計過程，請參閱附錄）， $g=E$ （急診總醫療利用）與 N （非緊急急診醫療利用），醫療需求理論的預測應為負值（ $\partial q_t^i / \partial cop_t < 0$ ），為避免解釋上的謬誤，以 $-AIR_t$ 進行實證分析。 $h_{jt}(j=1,2,\dots, J=7)$ 為自15歲以下到65歲以上，以每10歲為區隔的7個年齡層人口比例； cv_t 是包括醫學中心門診集中度、工業生產指數（衡量景氣循環）與女性勞動參與率（衡量家庭結構變遷）的控制變數； ξ_t^s 為殘差值； α_0^s, α_1^s 以及 ϕ_j^s 為估計參數。值得注意的是，方程式(2)將所有人口分配納入回歸方程式中，這樣的模型設定雖然能夠看到整體人口結構變動對急診部分負擔政策有效性的影響，改善過去文獻使用單一人口指標來研究人口結構變動與政策有效性的關聯性的政策廣度。然而，將整體人口結構變動放入方程式(2)中，將形成嚴重的共線性（perfect collinearity），致使回歸模型無法估計，為了處理共線性問題，我們採用Fair和Dominguez[35]的參數限制式法，將方程式(2)中的各個年齡層人口比例的估計參數（ ϕ_j^s ）加入年齡分配線性（ z_{1t} ）以及二次轉換變數（ z_{2t} ）的限制式，並將方程式(2)轉換如下：

$$\ln(-AIR_t^s) = \alpha_0^s + \delta_1^s z_{1t} + \delta_2^s z_{2t} + \delta_3^s cv_t + \xi_t^s \quad \text{方程式(3)}$$

其中， z_{1t} 及 z_{2t} 分別為年齡分配 $h_{jt}(j=1,2,\dots, J=7)$ 的線性以及二次轉換變數。

α_0^s 為常數項，而 δ_1^s 、 δ_2^s 和 δ_3^s 為相對應 z_{1t} 、 z_{2t} 及 cv_t 的參數。藉由年齡分配的線性（ z_{1t} ）以及二次轉換變數（ z_{2t} ）的限制式，我們可以回推方程式(2)中的各個年齡層人口比例的估計參數（ ϕ_j^s ）（詳細的模型宣告，請參閱附錄）。因為人口老化是一個長期而且持續性的過程，方程式(3)變數之間的關係實為長期關係。如同估計時間數列變數的假性相關議題，我們將尋求方程式(3)變數之間的共整合關係。若方程式(3)各變數具單根性質，且為一階整合變數（亦即， $I(1)$ 時間數列），一般財金計量經濟文獻多數會採用時間數列的向量誤差修正模型，同時進行共整合關係的跡檢定（Trace Test）與最大特性根檢定（Max-Eigen Value Test）以及變數間存在長、短期均衡關係的估計[36]。

具體而言，向量誤差修正模型在尋求為急診部分負擔政策有效性變數（ $\ln(-AIR_t)$ ），年齡分配轉換變數（ z_{1t} 、 z_{2t} ）以及控制變數（ cv_t ）等 k 個變數所形成的 r 種長期均衡關係（詳細的模型宣告，請參閱附錄）。若 $r=1$ ，表示 k 個變數只有一種長期均衡關係；若 $r>1$ ，表示 k 個變數有多種長期均衡關係，我們可以依據經濟理論，擇一進行分析，或同時分析多種長期均衡關係，以作為實證模型敏感度的測試[36]。若以本研究實證模型為例，單一長期均衡關係可以表示為 $\ln(-AIR_t^s) = \alpha_0^s + \delta_1^s z_{1t} + \delta_2^s z_{2t} + \delta_3^s cv_t$ ，而長、短期關係的動態連結係由調整參數（ α ）進行連動，而調整參數的數值大小則代表短期失衡狀態調整到長期均衡的速度。最後，使用向量自我迴歸模型的好處在於我們不必對變數的內生性與外生性進行設定，因為在向量自我迴歸模型中，所有的變數都視為內生變數，解決方程式(3)中的所有變數均可能為內生變數的問題。

三、控制變數內生性說明

本研究的控制變數包括醫學中心門診集中度、工業生產指數（衡量景氣循環）與女性勞動參與率（衡量家庭結構變遷）等變數。其中，醫學中心門診集中度除了具備基層照護功能的反指標意義外，納入這個變數

進行分析，亦能用來探討醫學中心的病患對於門診服務與急診服務可能存在連動關係[6]。女性勞動參與率作為家庭結構的變遷的指標已經獲得文獻支持[37]，本文將過去女性勞動參與率作為控制變數的主要的立論基礎在於：女性勞動參與率的變動，往往代表家庭結構自傳統大家庭結構轉變到核心家庭結構的程度，這樣的轉變將減少家庭扶助的非正式照顧，隨著台灣人口快速的老化，缺乏家庭扶助的非正式照顧將增加相關的醫療利用。此外，當以月資料為分析頻率時，工業生產指數為普遍使用衡量景氣循環的指標之一[38]。而景氣循環對與國民健康的影響效果，在過去的實證文獻探討頗多，早期的研究，例如，Ruhm發現經濟景氣較佳時，民眾健康狀態較差，發生急症致死的風險較高[39]；近期的研究，如Chang等人的研究指出，經濟景氣與職業嚴重傷害有正向關聯[40]，另外，Rodríguez-López等人的研究亦指出經濟景氣與交通事故傷害與死亡有正向關聯[41]，上述這些研究均隱含經濟景氣與急診醫療利用的關聯。

再者，許多研究者，例如Chen[42]與Lin等人[30]在探討醫療費用成長以及部分負擔政策效果時，均納入景氣循環變數做為控制變數，而這些文獻將景氣循環變數做為影響醫療費用成長以及部分負擔政策效果的控制變數的主要的立論基礎在於：景氣變動對民眾健康效用所產生的所得效果與替代效果將有相互替換抵減的現象。當經濟景氣較佳時，所得增加所產生的所得效果，將增加民眾醫療服務的負擔能力，有能力使用較多的醫療服務。然而，經濟景氣暢旺也會產生參與經濟活動（超時或加班工作）替代維持健康行為（例如，使用醫療服務與健康促進）的現象，而這個現象乃是，相較於參與經濟活動，維持健康行為將產生較高的機會成本，進而減少使用醫療服務。依據所得效果與替代效果的抵換程度大小，景氣循環可能增加或減少醫療服務的利用[42]。

三、資料來源與變數定義

本研究的資料來自於全民健保資料庫

以及行政院主計處的總體經濟資料庫。我們擷取1998年1月到2015年12月共計算216個月的醫療利用變數（包括，醫學中心急診與非緊急急診醫療利用、門診醫療利用以及急診部分負擔）與總體經濟變數（包括，每人每月實質經常性收入、消費者物價指數與醫療服務物價指數、工業生產指數、女性勞動參與率。另外，年齡分配人口數資料取自於行政院主計處總體經濟資料庫之就業失業統計資料查詢系統，這個系統提供了台灣地區15歲以上以10歲為間隔，區分到65歲（含）以上的民間人口總數的月資料；另外，內政部統計月報提供台灣地區總人口數的月資料，由於這兩個資料來源並未明確定義所報導的人口數是月初、月中或月底人口，因此本研究所使用的資料僅能依此定義為當月人口總數，並藉由這兩個資料來源計算自15歲以下到65歲以上，以每10歲為區隔的七個年齡層人口比例的年齡分配。我們使用的資料來源應該是日前政府公開資料庫中，唯一能獲得月資料年齡分配的資料來源。由於資料取得的限制，我們無法取得64歲以上年齡分配的細項資料或者是台灣地區各縣市年齡分配的月資料，因此無法考量更細膩年齡分配與地域差異。

在醫療利用變數定義的部分，因為我國全民健保賦予特定族群（例如，重大傷病患者）免除部分負擔，因而部分負擔政策對這一特定族群並無影響，我們在擷取醫學中心急診醫療利用時，將這些個案排出在月資料的加總計算，所計算的急診醫療利用單位為每千人急診人次（亦即，每月醫學中心每千人急診利用總人次）。另外，我們自全民健保資料庫取得使用美國紐約大學所發展的急診檢傷分類標準[43]所計算的醫學中心非緊急急診的比例，藉以計算醫學中心非緊急急診的急診醫療利用（單位亦為每千人急診人次）。另外，我們亦計算醫學中心的門診市場佔有率（定義為醫學中心醫療利用總人次除以總門診醫療利用總人次），而醫學中心急診的部分負擔為每次急診的部分負擔金額，我們使用醫療服務物價指數計算以2015年為基期的實質負擔金額。

在總體經濟變數定義的部分，每人每月實質經常性收入係以工業與服務業每人每月名目經常性薪資，使用消費者物價指數計算以2015年為基期進行調整的每人每月實質經常性薪資。工業生產指數用來衡量研究期間的景氣變化、女性勞動參與率（定義為女性勞動力除以15歲以上人口數），而七個年齡層人口比例分別為15歲以下、15到24歲、25到34歲、35到44歲、45到54歲、55到64歲以及65歲以上等七個年齡層。

結 果

表一為投入時間變動向量自我迴歸模型相關變數的敘述統計與檢定結果，在表一中的A部分顯示，在1998年到2015年間，醫學中心急診總醫療利用與非緊急急診醫療利用的平均值分別約為4.002次（每千人）與0.692次（每千人），由這兩個急診醫療利用的平均值，我們使用分率（非緊急急診醫療利用包含於急診總醫療利用中）的概念，可以約略得知，醫學中心的急診醫療利用中，約有17.29%（ $=0.692/4.002 \times 100\%$ ，是屬於非緊急急診醫療利用。而每次醫學中心急診服務的實質部分負擔金額平均值約為新台幣500元，實質經常性薪資平均約為新台幣38,846元。圖一為上述4個變數的經Hodrick-Prescott Filter分解法分解後的時間趨勢圖，醫學中心急診與非緊急急診的醫療利用均呈現長期成長的趨勢（圖一(a)-(b)），而個別的劇烈波動多半與醫療政策與急性疫病的流行有關。例如，在2002年醫院總額制度實施前後，醫學中心門診降載，導致急診利用上升趨勢，另外在2003年嚴重急性呼吸道症候群（Severe Acute Respiratory Syndrome, SARS）流行期間，民眾就醫風險意識增加以及部分醫學中心急診降載，導致急診利用下降。整體而言，醫學中心急診與非緊急急診的醫療利用長期成長趨勢是緩步上升，但是每次醫學中心急診服務的實質部分負擔金額卻呈現逐年下降的趨勢，此乃因為醫療產業乃是高度管制的產業，我國全民健康保險制度對於急診部份負擔的規範為定額負擔制度。

表一 時間變動向量自我迴歸模型相關變數的敘述統計與檢定結果

A. 敘述統計 ^a						
變數	定義描述	平均數	標準差	最小值	最大值	
EDV	每月醫學中心每千人急診利用總人次（排除免部分負擔的醫療利用）	4.002	1.166	1.563	6.948	
NEDV	每月醫學中心每千人非緊急急診利用總人次（排除免部分負擔的醫療利用）	0.692	0.266	0.092	1.407	
COP	醫學中心每次急診實質部分負擔（單位：元，以2015年為基期）	500.424	55.225	449.958	642.337	
INC	每人每月經常性薪資（單位：元，以2015年為基期）	38.846	1.024	36.867	4.110	
CEDV	每月醫學中心每千人急診利用總人次的短期波動（以自然對數數值使用HP法分解）	0.000	0.124	-0.541	0.411	
CNEDV	每月醫學中心每千人非緊急急診利用總人次的短期波動（以自然對數數值使用HP法分解）	0.000	0.180	-0.574	0.564	
CCOP	醫學中心每次急診實質部分負擔的短期波動（以自然對數數值使用HP法分解）	0.000	0.014	-0.059	0.045	
CINC	每人每月經常性薪資的短期波動（以自然對數數值使用HP法分解）	0.000	0.012	-0.036	0.029	
B. ADF 單根檢定 ^b						
模型/變數	CEDV	CNEDV	CCOP	CINC		
常數	-8.421	-7.550	-5.331	-9.602		
常數+時間趨勢	-8.404	-7.530	-5.320	-9.579		
C. 自我迴歸模型（VAR）參數穩定度檢定 ^c						
方程式	急診利用總人次-VAR(1)			非緊急急診利用總人次-VAR(3)		
	CEDV	CCOP	CINC	CNEDV	CCOP	CINC
L_c 統計量	1.659	12.908	4.309	8.306	32.592	4.528
p值	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

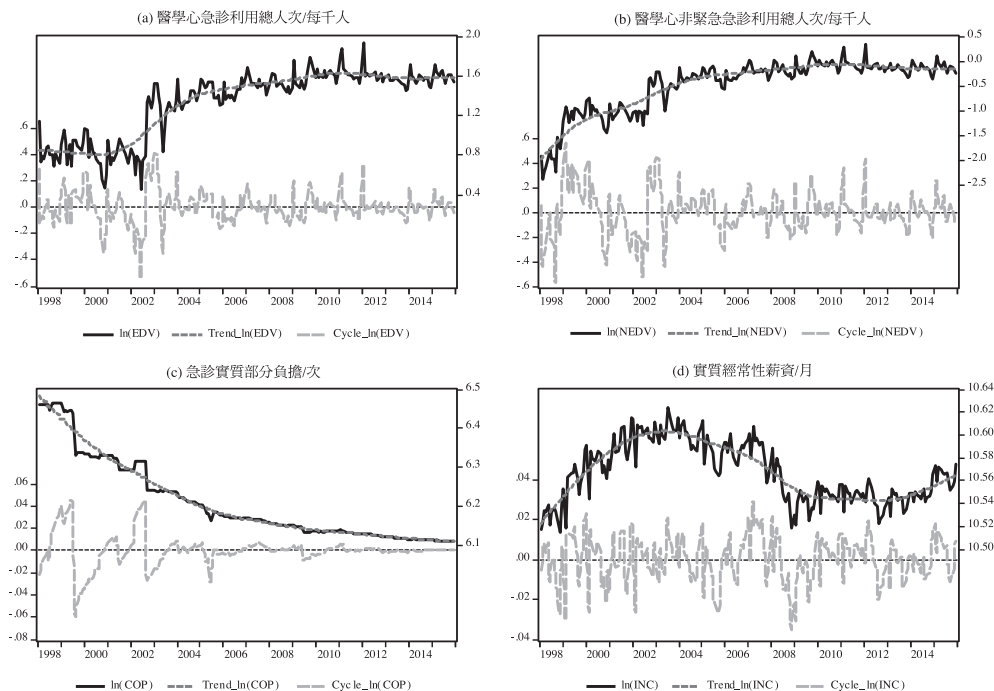
^a 研究資料擷取時間1998年1月至2015年12月，共計216個月資料。HP代表Hodrick-Prescott Filter。

^b ADF檢定量以SC準則選擇遞延期數，粗黑體字代表達1%或更嚴格的顯著水準。

^c 時間變動向量自我迴歸模型係以貝氏馬可夫蒙地卡羅法（Bayesian Markov Chain Monte Carlo method），使用10,000次的反覆抽樣所估計，而遞延期數係以模型估計收斂與否決定。我們以Hansen[45]的方法計算 L_c 統計量與其p值。

在本文的研究期間內（1998年1月到2015年12月），2015年7月以前，每次醫學中心急診部份負擔金額為新台幣420元，而2015年7月以後，每次醫學中心急診部份負擔金額為新台幣450元。因為貨幣有時間價值，我們必須依據醫療物價指數，針對名目部份負擔金額，調整為實質部份負擔金額。若以2015年12月為基期，在同期間，醫療物價指數由1998年1月65.55%上升到2015年12月的100%[44]。因此，當我們將名目的部份負擔以醫療物價指數進行平減而獲得實質部

份負擔時，將觀察到每次醫學中心急診服務的實質部分負擔金額呈現逐年下降的趨勢（詳如圖一(c)），這個現象也說明調整部分負擔金額一直為主管機關對我國全民健保制度改革的重要政策工具之一[6,30]。另外，圖一(c)所顯示實質部分負擔金額循環存在不明原因的高峰與谷底現象，此現象正說明本研究使用時間變動向量自我迴歸模型搭配時間變動衝擊反應分析模擬部分負擔政策調整對急診醫療利用的衝擊反應規模的重要性。再者，實質經常性薪資有明顯的波動趨勢



圖一 時間變動向量自我迴歸模型相關變數的時間趨勢圖[†]

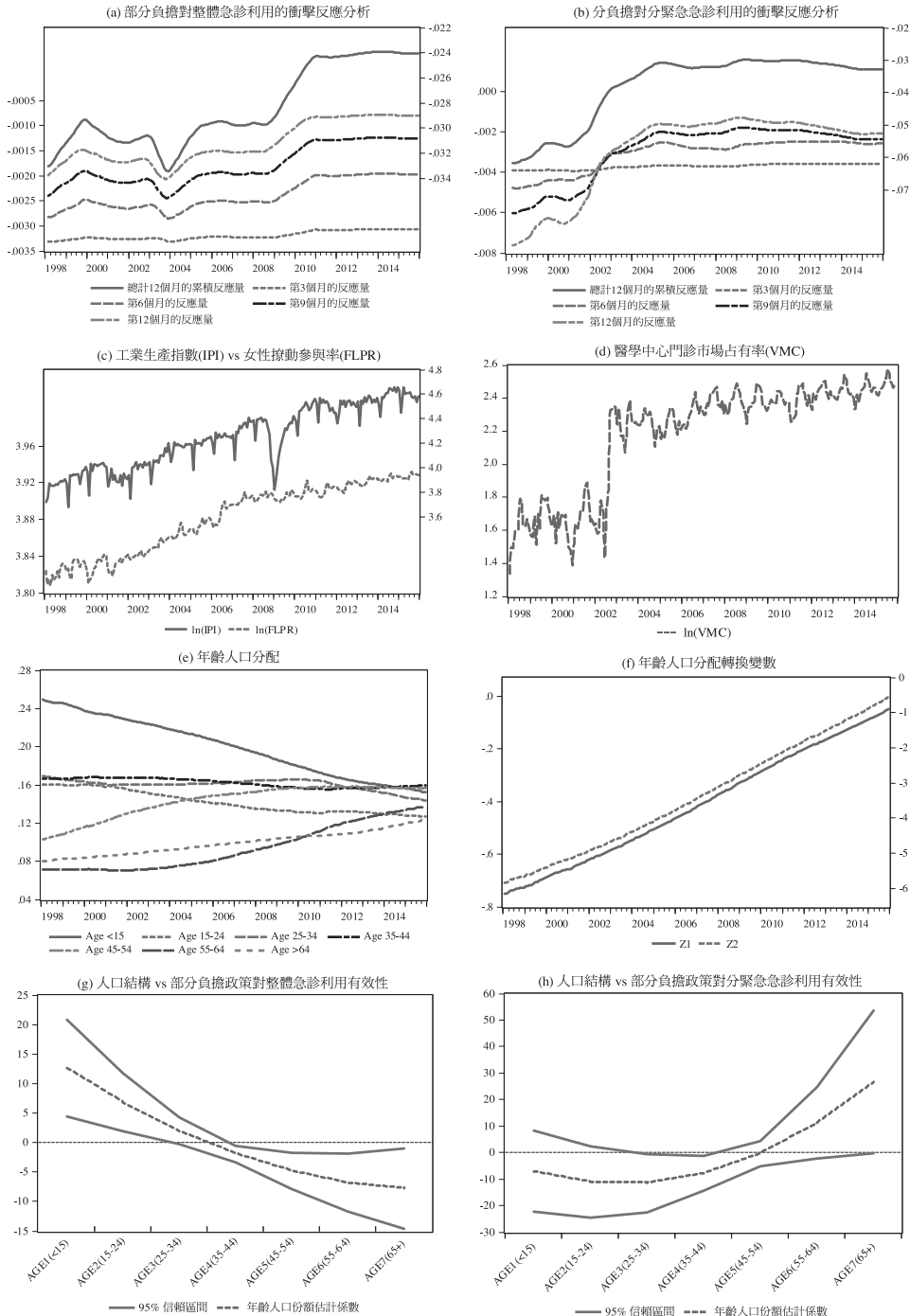
[†]圖一(a)-(d)分別為醫學中急診利用總人次(EDV)、非緊急急診利用總人次(NEDV)、每次急診實質部分負擔(COP)以及每月經常性薪資(INC)的時間趨勢圖。——為自然對數轉換後的數值；---與——分別為Hodrick-Prescott Filter分解法所得到的長期趨勢與短期波動數列。

(如, 圖一(d)), 符合景氣循環的樣態。各個變數短期波動均在平均值為0上下震盪與表一中的A部分的敘述統計相呼應。在表一中的B部分顯示, 無論使用常數項或常數項與趨勢項所認定的ADF單根檢定均顯示各個變數短期波動均為穩態時間數列。

此外, 我們使用Hansen提出的 L_c 檢定[45], 針對醫學中心急診與非緊急急診醫療利用的向量自我迴歸系統(Vector Auto-regressive System), 進行估計參數的時間穩定度檢定, 所有的檢定結果均顯示, 醫學中心急診與非緊急急診醫療利用的向量自我迴歸系統不是一個時間恆定的系統, 證實我們使用時間變動向量自我迴歸模型進行部分負擔政策有效性分析的合理性。而圖二(a)-(b)為時間變動向量自我迴歸模型衝擊反應的估計結果, 我們分別繪出3個月、6個月、9個月、12月以及累積12個月期間的時間變動的衝擊反應圖形, 因為這些結果係採用

Hodrick-Prescott Filter分解法將水準項取對數後進行分解的結果, 圖二(a)-(b)可以視為醫學中心急診醫療需求價格彈性的時間趨勢圖, 而價格需求價格彈性的解釋係指當實質部分負擔金額增加1%, 醫學中心急診與非緊急急診醫療利用減少多少百分比。圖二(a)-(b)顯示, 就12個月的累積政策效果而言, 當實質部分負擔金額增加1%時, 醫學中心急診醫療利用約下降0.024%-0.034%之間, 而其非緊急急診醫療利用約下降0.030%-0.060%之間, 而這些政策效果均呈現下降的趨勢, 亦即, 隨著時間的經過, 民眾的醫學中心急診醫療需求價格彈性絕對值將隨之下降, 這個現象在6個月、9個月以及12月期間時間變動的衝擊反應圖形特別明顯。

值得注意的是, 上述的醫學中心急診醫療需求價格彈性的數值並不大, 除了急診醫療關乎生死的服務需求特性所造成的因素外, 另一個可能性乃是時間變動向量自我迴



圖二 向量誤差修正模型相關變數的時間趨勢圖[†]

[†] 圖二(a)-(b)為實質部分負擔增加1%對醫學中心急診與非緊急急診總人次3、6、9、12個月以及累積12個月衝擊反應數值的時間趨勢圖；圖二(c)為工業生產指數與女性勞動參與率的時間趨勢圖；圖二(d)-(f)分別為醫學中心的門診市場佔有率、人口分配、人口分配轉換變數的時間趨勢圖。z1與z2分別為年齡分配的線性轉換與二次轉換變數；VMC為醫學中心的門診市場佔有率；IPI為工業生產指數；FLPR為女性勞動參與率；ln(•)為自然對數運算函數；Age 1-Age 7分別代表15歲以下、15-24歲、25-34歲、35-44歲、45-54歲、55-64歲以及65歲（含）以上的人口份額。

歸模型已經有效反應民眾的行為轉變，造成衝擊反應數值較低的緣故。此外，圖二(a)-(b)也顯示2003年嚴重急性呼吸道症候群（SARS）流行期間，醫學中心整體急診醫療需求價格彈性有顯著的波動，但是對醫學中心非緊急急診醫療需求價格彈性的波動並不大，這些結果均說明時間變動向量自我迴歸模型衝擊反應分析，應能有效捕捉民眾就醫行為（整體急診與非緊急急診）與受特定事件影響（SARS流行）的結構性變動差異。另外，以累積12個月期間的時間變動的衝擊反應而言，部分負擔金額與醫學中心急診與非緊急急診醫療利用負相關的趨勢獲得證實，而且醫學中心非緊急急診醫療需求價格彈性明顯高於整體醫學中心的急診醫療需求價格彈性。我們將累積12個月期間的時間變動的衝擊反應取負值後，作為衡量急診部分負擔政策有效性的變數，數值越高代表部分負擔政策效果越強。

表二為投入向量誤差修正模型相關變數的敘述統計與檢定結果。表二中的A部分顯示，醫學中心非緊急急診醫療需求價格彈性約為0.038遠高於急診醫療需求價格彈性（約為0.028），而這些價格彈性解釋為，就研究期間的平均值而言，當實質部分負擔金額增加1%，醫學中心非緊急急診與整體急診醫療利用分別減少約0.038%與0.028%。另外，15歲以下、15到24歲、25到34歲、35到44歲、45到54歲、55到64歲以及65歲以上等七個年齡層的比例分別為19.9%、14.2%、16.0%、16.2%、14.3%、9.4%與9.9%。年齡分配線性（ z_{1t} ）以及二次轉換變數（ z_{2t} ）的平均數分別為-0.413與-3.374。醫學中心的門診市場佔有率約為9.28%；工業生產指數平均為71.81%，而女性勞動參與率約48.48%。這些變數的時間趨勢呈現於圖二(c)-(f)。值得注意的是，工業生產指數於2008-2009年期間呈現一個急墜的現象（如，圖二(c)），此乃反應出美國次級債券風暴所產生的金融危機，而醫學中心的門診市場佔有率於2002年7月呈現一個急升的現象（如，圖二(d)），此乃反應醫院總額預算制度的實施，醫學中心的門診以數

量競爭以爭取較高總額預算的經費所致。毫無意外的，圖二(e)顯示65歲（含）以上的人口比例隨著時間增加而增加，而15歲以下的人口比例隨著時間增加下降，此結果說明台灣地區人口結構的高齡少子化趨勢，而圖二(f)為年齡分配線性（ z_{1t} ）以及二次轉換變數（ z_{2t} ）的長期成長趨勢。

表二中的B部分顯示，無論使用常數項或常數項與趨勢項所認定的ADF單根檢定均顯示，醫學中心非緊急急診醫療需求價格彈性、年齡分配線性以及二次轉換變數與女性勞動參與率均為一階穩態的時間數列（I(1)），醫學中心門診市場佔有率與工業生產指數雖然在常數項與趨勢項所認定的ADF單根檢定顯示為穩態數列（I(0)），但是此二變數在常數項所認定的ADF單根檢定中卻呈現一階穩態的時間數列（I(1)）。有鑒於ADF單根檢定的檢定力較低，我們可以保守認定上述所有的變數應為一階穩態的時間數列（I(1)）。另外，表二中的C部分顯示共整合關係的跡檢定與最大特性根檢定結果，跡檢定與最大特性根檢定結果分別顯示整體急診部分負擔政策有效性、年齡分配線性以及二次轉換變數、醫學中心門診市場佔有率、工業生產指數與女性勞動參與率等6個變數中分別有2個及1個共整合關係，而跡檢定與最大特性根檢定結果分別顯示分緊急急診部分負擔政策有效性、年齡分配線性以及二次轉換變數、醫學中心門診市場佔有率、工業生產指數與女性勞動參與率等6個變數中分別有4個及1個共整合關係。我們先針單一共整合關係進行分析，而多重共整合關係則作為人口結構變動與醫學中心急診部分負擔政策有效性關係的強韌性分析（robust analysis）。

表三為急診部分負擔政策有效性、年齡分配線性以及二次轉換變數、醫學中心門診市場佔有率、工業生產指數與女性勞動參與率等6個變數單一共整合關係的估計結果。調整係數的估計值（ α ）為顯著的負值，顯示我們的共整合關係為一個穩定的均衡狀態。在以醫學中心整體急診部分負擔政策有效性為應變數的長期關係而言，醫學中心門

表二 向量誤差修正模型相關變數的敘述統計與檢定結果

變數	A. 敘述統計 ^a				
	定義描述	平均數	標準差	最小值	最大值
EDR	實質部分負擔增加1%對醫學中心急診總人次累積12月的衝擊反應數字的負值(%)，亦即，醫學中心急診醫療價格彈性	0.028	0.003	0.024	0.033
	實質部分負擔增加1%對醫學中心非緊急急診總人次累積12月的衝擊反應數字的負值(%)，亦即，醫學中心非緊急急診醫療價格彈性	0.038	0.011	0.030	0.062
NEDR					
Age 1	15歲以下的人口份額	0.199	0.030	0.153	0.249
Age 2	15-24歲的人口份額	0.142	0.012	0.127	0.161
Age 3	25-34歲的人口份額	0.160	0.006	0.144	0.169
Age 4	35-44歲的人口份額	0.162	0.005	0.155	0.168
Age 5	45-54歲的人口份額	0.143	0.017	0.103	0.158
Age 6	55-64歲的人口份額	0.094	0.023	0.071	0.137
Age 7	65歲(含)以上的人口份額	0.099	0.012	0.080	0.124
z1	年齡分配的線性轉換變數	-0.413	0.211	-0.752	-0.050
z2	年齡分配的二次轉換變數	-3.374	1.581	-5.852	-0.556
VMC	醫學中心的門診市場佔有率(%)	9.278	2.577	3.797	13.136
IPI	工業生產指數(%)	71.809	18.033	39.630	105.400
FLPR	女性勞動參與率(%)	48.478	1.799	45.100	51.000
B. ADF單根檢定 ^b					
模型	常數	常數+時間趨勢	常數	常數+時間趨勢	
變數	水準項	一階差分項	水準項	一階差分項	
ln(EDR)	-0.507	-4.833**	-1.940	-4.827**	
ln(NEDR)	-2.024	-3.255*	-0.848	-3.788*	
z1	2.231	-10.216**	-2.965	-10.591**	
z2	4.171	-10.047**	-3.001	-11.339**	
ln(VMC)	-2.589	-16.430**	-3.639*	-16.421**	
ln(IPI)	-1.098	-4.7107**	-5.023**	-4.706**	
ln(FLPR)	-1.479	-4.864**	-0.586	-5.066**	
C. Johansen共整合檢定 ^c					
H ₀ : 共整合數目	急診總人次		非緊急急診總人次		
	跡檢定統計量	最大特性根檢定統計量	跡檢定統計量	最大特性根檢定統計量	
0個	126.412**	43.854**	141.852**	50.561**	
至多1個	82.558*	31.081	91.290**	32.741	
至多2個	51.476	21.355	58.549*	23.454	
至多3個	30.122	16.034	35.095*	21.039	
至多4個	14.088	11.781	14.057	10.858	

^a以Fair & Dominquez[35]的方法，針對15歲以下的人口份額到65歲(含)以上的人口份額計算年齡分配的線性與二次轉換變數。

^b代表ADF檢定量以SC準則選擇遞延期數；「*」與「**」分別代表5%與1%的顯著水準。EDR、NEDR、z1、z2、VMC、IPI與FLPR的定義，如本表A部分所示；ln(•)為自然對數運算函數。

^c自我迴歸模型(VAR)包括常數項與時間趨勢，並且以BC準則選擇遞延期數；「*」與「**」分別代表5%與1%的顯著水準。

診市場佔有率與女性勞動參與率對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性有顯著正向的影響，而工業生產指數對整體急診部分負擔政策有效性有顯著負向的影響。年齡分配線性以及二次轉換變數對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性有顯著的影響，我們使用Fair和Dominquez[35]的參數限制式法，回推方程式(2)中的各個年齡層人口比例的估計參數(ϕ_j^g)，其結果列在表三的下半部。一般而言，除了25-34歲年齡層人口比例的估計參數(ϕ_j^g)不顯著外，其他年齡層人口比例的估計係數(ϕ_j^g)的估計值均達5%（或更嚴格）的顯著水準。就估計參數的正負號而言，我們發現隨著年齡增加，年齡層人口比例對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性呈現負向趨勢（如圖二(g)），15歲以下以及15-24歲人口比例對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性有正向影響，而34-44歲、45-54歲、55-64歲以及65歲以上則呈現人口比例對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性呈現負向趨勢。

在以醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性為應變數的長期關係而言，醫學中心門診市場佔有率對醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性有顯著負向的影響，而女性勞動參與率對醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性有顯著正向的影響。年齡分配線性以及二次轉換變數對醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性有顯著的影響，我們同樣使用Fair和Dominquez[35]的參數限制式法，回推方程式(2)中的各個年齡層人口比例的估計參數(ϕ_j^g)，其結果亦列在表三的下半部。一般而言，除了25-34歲與35-45歲年齡層人口比例的估計係數(ϕ_j^g)顯著外，其他年齡層人口比例的估計參數(ϕ_j^g)的估計值均未達5%（或更嚴格）的顯著水準。就估計參數的正負號而言，我們發現隨著年齡增加，年齡層人口比例對醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性呈現正向趨勢（如圖二(h)）；其中，15歲以下、15-24歲與45-54歲人口比例估計係數為負值但是不顯著，25-34歲與35-45歲年齡層人口比例的估計係數(ϕ_j^g)為負向顯著，55-64歲與65

歲以上年齡層人口比例的估計係數(ϕ_j^g)為正向但是不顯著。

表四為急診部分負擔政策有效性、年齡分配線性以及二次轉換變數、醫學中心門診市場佔有率、工業生產指數與女性勞動參與率等6個變數多重共整合關係的估計結果。表四的估計結果著重於年齡分配線性以及二次轉換變數的估計係數的方向性與使用Fair和Dominquez[35]的參數限制式法，回推方程式(2)中的各個年齡層人口比例的估計參數(ϕ_j^g)的年齡趨勢，以此作為單一共整合關係的估計結果的強韌性驗證。整體而言，無論以整體急診部分負擔政策有效性為應變數或是以非緊急急診部分負擔政策有效性為應變數的長期關係而言，年齡分配線性以及二次轉換變數的估計係數的方向性與各個年齡層人口比例的估計參數(ϕ_j^g)的年齡趨勢均與表三的實證結果一致。表四的結果證實急診部分負擔政策有效性、年齡分配線性以及二次轉換變數、醫學中心門診市場佔有率、工業生產指數與女性勞動參與率等6個變數單一共整合關係的估計結果的強韌性，我們下一節的內容以表三的結果進行討論。

討 論

分級醫療政策一直是台灣全民健保改革的重點，然而台灣全民健康保險體系並無社區醫療守門員（gate keeper）與強制轉診的機制，因而衛生福利部在優化台灣醫療體系的分級醫療政策時，常常必須依賴醫療服務供給面與需求面的政策工具。常見的供給面政策工具，包括，自2002年7月起開始全面實行的總額預算制度，在固定的總額預算下，各層級醫療服務提供者（包括，基層診所與各級醫院）都必須考量醫療服務量與品質的互相抵換關聯、以獲得合理的給付點值。另外，自2003年起，衛生福利部更推動各項整合性醫療照護計畫，包括：「全民健康保險家庭醫師整合性照護計畫（2003年）」、「醫院以病人為中心門診整合照護試辦計畫（2011年）」、「全民健康保險論人計酬試辦計畫（2011年）」、「全民健康

表三 人口結構變動對部分負擔有效性的共整合關係[†]

變數	急診總人次		非緊急急診總人次	
	估計係數	t值	估計係數	t值
z1	-7.248	-5.13**	-10.145	-2.74**
z2	0.480	2.98**	1.972	4.60**
ln(VMC)	0.209	5.70**	-0.831	-7.64**
ln(IPI)	-0.233	-4.29**	0.215	1.49
ln(FLPR)	2.487	3.55**	4.565	2.37**
調整係數 (α)	-0.006	-3.415**	-0.001	-3.422**
人口結構	估計係數	t值	估計係數	t值
Age 1 (<15歲)	12.617	3.00**	-7.026	-0.90
Age 2 (15-24歲)	6.810	2.72**	-11.256	-1.64
Age 3 (25-34歲)	1.964	1.67	-11.543	-2.07*
Age 4 (35-44歲)	-1.922	-2.67**	-7.886	-2.34*
Age 5 (45-54歲)	-4.846	-3.13**	-0.287	0.12
Age 6 (55-64歲)	-6.810	-2.72**	11.256	1.64
Age 7 (>64歲)	-7.813	-2.23*	26.742	1.95

[†] 「*」與「**」分別代表5%與1%的顯著水準；人口結構的估計係數與t值係以方程式(A7)限制其共整合向量的最大概似(LR)檢定統計量推導而出(詳如附錄)。z1與z2分別為年齡分配的線性轉換與二次轉換變數；VMC為醫學中心的門診市場佔有率；IPI為工業生產指數；FLPR為女性勞動參與率；ln(•)為自然對數運算函數。

保險提升急性後期照護品質試辦計畫(2014年)」、「全民健康保險居家醫療照護整合計畫(2016年)」、「全民健康保險區域醫療整合計畫(2017年)」以及「醫療垂直整合與銜接照護試辦計畫(2018-2019年)」等[46,47]，而這些計畫的推動即是衛生政策主管機關對於分級醫療與強化醫院與基層診所醫療合作服務，提供雙向轉診制度政策的具體作為。

在需求面的政策工具部分，主要以部分負擔的價格差異為主要的政策工具，1998-2017年間，共計調整一般門診部分負擔7次以及急診部分負擔3次，其中於2005年與2017年的部分負擔調整均以差別取價的機制，以較低的部分負擔誘導民眾自基層診所或地區醫院接受治療，當病情需要時，再轉到區域醫院或醫學中心就診[30,48,49]。相較於過去的研究對於需求面的政策工具對醫療利用的影響，本研究著重於急診醫療服務，而使用的分析具為時間變動向量自我迴歸模型，這個實證模型係基於總體經濟學的盧卡斯批判理論，說明經濟社會體系所有參與者的理性預期行為，將預測所有的經濟變

數，往往隨著時間的經過，因為某些可觀察(例如，政策介入)或不可觀察(例如，理性預期使得偏好改變)等因素，呈現結構性變動的結果[33]，本研究的實證模型應能有效內化處理於研究期間的可觀察的政策變動與不可觀察的就醫行為偏好轉變等因素[30]。

另外，綜觀急診分級醫療政策的改革目標有二：第一、透過分級醫療，將不同嚴重程度的患者，分散到不同層級醫院的急診部門，減緩整體醫學中心的急診量能；第二、減緩醫學中心非緊急急診醫療利用，除了能減少急診室的雍塞，提升真正急重症患者的醫療品質。在醫學中心急診申請給付點數(每次)約高於區域醫院與地區醫院申請給付點數(每次)約1.48~1.83倍的情形下[31]，急診服務的分級醫療政策將可能減緩全民健保財務困難的情況，而中央健康保險署所使用的主要政策工具為部分負擔的價格工具[6,30,49]。在台灣地區人口快速老化的過程中，部分負擔政策的有效性能否持續，將成為急診分級醫療政策能否達成改革目標的重要課題。

表四 人口結構變動對部分負擔有效性共整合關係的敏感度分析[†]

共整合關係 變數	急診總人次 2個共整合關係		非緊急急診總人次 4個共整合關係			
	ln(EDR)	ln(VMC)	ln(NEDR)	ln(VMC)	ln(IPI)	ln(FLPR)
	估計係數 (t值)	估計係數 (t值)	估計係數 (t值)	估計係數 (t值)	估計係數 (t值)	估計係數 (t值)
z1	-7.416 (-3.54)**	-0.805 (-0.09)	-7.255 (1.06)	-1.712 (0.15)	0.599 (0.10)	0.293 (0.49)
z2	0.328 (1.41)	-0.727 (-0.76)	3.580 (4.80)**	-3.047 (2.47)*	-1.074 (-1.63)	-0.152 (-2.35)*
ln(IPI)	-0.342 (-4.26)***	-0.520 (-1.57)	-----	-----	-----	-----
ln(FLPR)	6.235 (6.46)**	17.921 (4.52)**	-----	-----	-----	-----
調整係數1	-0.006 (-3.25)**	0.465 (2.14)*	-0.002 (-3.68)**	-0.393 (-3.71)**	-0.185 (-1.79)	-0.005 (-0.86)
調整係數2	0.001 (2.97)**	-0.181 (-3.25)**	-0.001 (-2.19)*	-0.352 (-5.39)**	0.063 (0.99)	0.007 (2.04)*
調整係數3	-----	-----	-0.0001 (-0.33)	0.032 (0.46)	-0.278 (-4.15)**	-0.002 (-0.45)
調整係數4	-----	-----	-0.0002 (-0.04)	0.243 (0.25)	-1.892 (-1.98)*	-0.240 (-4.58)**
人口結構	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數
Age 1 (<15)	16.009	16.223	-46.257	63.033	18.602	2.009
χ^2 (p value)	12.769	(<0.01)**	19.851	(<0.01)**		
Age 2 (15-24)	9.578	13.238	-42.772	52.179	15.980	1.846
χ^2 (p value)	10.999	(<0.01)**	22.180	(<0.01)**		
Age 3 (25-34)	3.804	8.799	-32.126	35.231	11.211	1.379
χ^2 (p value)	5.433	(0.07)	20.520	(<0.01)**		
Age 4 (35-44)	-1.314	2.907	-14.321	12.189	4.294	0.608
χ^2 (p value)	7.218	(0.03)*	11.904	(0.02)*		
Age 5 (45-54)	-5.774	-4.439	10.645	-16.948	-4.769	-0.467
χ^2 (p value)	13.472	(<0.01)**	8.451	(0.08)		
Age 6 (55-64)	-9.578	-13.238	42.772	-52.179	-15.980	-1.846
χ^2 (p value)	10.999	(<0.01)**	22.180	(<0.01)**		
Age 7 (>64)	-12.725	-23.490	82.058	-93.505	-29.337	-3.529
χ^2 (p value)	8.0825	(0.02)*	21.593	(<0.01)**		

[†] 「*」與「**」分別代表5%與1%的顯著水準；人口結構的估計係數與 χ^2 值係以方程式(A7)限制其共整合向量的最大概似LR檢定統計量。z1與z2分別為年齡分配的線性轉換與二次轉換變數；VMC為醫學中心的門診市場佔有率；IPI為工業生產指數；FLPR為女性勞動參與率；ln(•)為自然對數運算函數；Age 1-Age 7分別代表15歲以下、15-24歲、25-34歲、35-44歲、45-54歲、55-64歲以及65歲（含）以上的人口份額。

本研究表三與圖二(g)的實證結果發現，15歲以下、15-24歲與25-34歲人口比例對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性為正向關聯，而35-44歲、45-54歲與55-64歲以及65歲以上人口比例對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性有負向的影響。所以，隨

著台灣地區人口結構的變動，整體急診部分負擔政策有效性將越來越低，產生政策的鈍化效果（詳見，圖二(g)），這個結論雖然與過去經濟文獻探討人口結構變動與經濟政策有效性的關係研究一致[13,14]，但是卻是與近期探討人口結構變動與部分負擔政策有

效性的關係研究有著明顯的差異。舉例來說，Lin等人的研究發現台灣人口結構老化將增強醫學中心門診部分負擔政策的有效性[30]。該研究對於這個結果的解釋主要有兩個：其一為隨著人口老化，高齡人口對於醫療需求持續擴大，加上收入相對於年輕時期減少許多，使得高齡人口對醫學中心門診醫療的價格彈性較高；其二為隨著人口老化，高齡人口將面對代理人（例如，比較年輕的家人）尋求適當的門診醫療服務，年輕家人（代理人）對於門診醫療服務的選擇可能與高齡人口對於門診醫療服務的選擇大不相同，年輕的家人必須將家戶資源投注於幼年人口的養育以及老年人口的安養，形成高齡人口的醫療服務代理人的價格彈性較高所致。

就本質而言，門診醫療服務屬於計畫性的醫療利用，鮮少出現即刻危及生命存亡的狀態，而急診醫療服務多數屬於非計畫性的醫療利用，經常出現立即面對生命存亡的狀態。過去的研究指出，年齡為距離死亡期間的替代變數[50]，年齡愈高距離死亡期間越短，特別是遇到危及生命存亡的狀態時，高齡者本人或代理者以搶救生命的原則下，價格敏感度非常低。這些討論印證對人口老化對醫學中心整體急診部分負擔政策的鈍化效果。值得一題的是，並非所有急診醫療服務均屬於非計畫性的醫療利用，本文分析的非緊急急診即是其中之一。本研究表三與圖二(h)的實證結果發現，15歲以下、15-24歲、25-34歲、35-44歲、45-54歲人口比例對醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性的估計係數為負值，而55-64歲以及65歲以上人口比例對醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性的估計係數卻是正值。這七個年齡人口比例對非緊急急診部分負擔政策有效性的估計係數呈現遞增的趨勢（圖二(h)）。這個結果與Lin等人[30]的研究結果相當一致。此外，25-34歲與35-44歲人口為主要勞動力，健康狀態相較於45歲以上人口高而且所得水準日趨穩定，對於非緊急急診部分負擔的敏感度可能相對較小，因此這兩個年齡族群對醫學中心非緊急急診部分負擔政策有效性有顯著的負向效果，此結果說明青壯年（25-

44）人口的增加，對非緊急急診部分負擔政策有效性有鈍化的效果。

此外，本研究表三發現醫學中心門診市場佔有率對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性有顯著正向的影響，而醫學中心門診市場佔有率與非緊急急診部分負擔政策有效性卻呈現顯著負向的關性。醫學中心門診市場佔有率為基層照護功能的反指標，基層照護的功能越佳（亦即，醫學中心門診市場佔有率越小），部分負擔政策對計畫性的急診活動的抑制力越強，所以醫學中心非緊急急診部分負擔政策的效性更強（如圖二(a)-(b)顯示非緊急急診價格彈性較大）。另外，因為醫學中心的病患對於門診服務與急診服務可能存在連動關係，醫學中心的門診服務規模越大，意味著部分急診病人可以在醫學中心的門診部門接受照護的可能性變高，又因為醫學中心的門診服務與急診服務因為醫院總額預算制度的框限，可能出現排擠效果，產生醫學中心門診市場佔有率越高，整體急診部分負擔政策有效性變強的結果。再者，我們也發現景氣循環對醫學中心整體急診部分負擔政策有效性有負向的影響，這個結果呼應過去對於健康狀態與景氣循環關聯性的文獻指出，經濟景氣較佳時，民眾健康狀態較差，發生急重症傷害或致死的機率相對較高的結論[39-41]。另外，我們發現女性勞動參與率對急診部分負擔政策有效性（整體或是非緊急急診）均有正向的關聯，此結果反應出家庭結構轉變，雙薪小家庭或不婚小資族增加，對於高部分負擔的急診服務的敏感度較高，急診部分負擔政策有效性隨著女性勞動參與率增加而逐漸增強。

最後，本研究雖然以最嚴謹的研究方法進行研究，但有幾個研究限制必須闡述，以利本研究的完整性。第一、由於台灣的急診檢傷分級系統於研究期間數度修正，無法取得一致性的非緊急急診數據，我們使用美國紐約大學所發展的急診檢傷分類標準[43]求算非緊急急診的醫療利用，美國的急診檢傷分級系統是否符合台灣的急診檢傷分級系統的現況則需要進一步研究。第二、就本研究醫學中心急診醫療利用資料的分類上，應

可以分為三大類，分別為整體急診醫療利用、非緊急醫療利用以及其他急診醫療利用。我們並未針對其他急診醫療利用進行分析，其原因在於這類的急診醫療利用包括，可預防與不可預防的急診以及基層診所可治療的急診利用[43]，由於項目繁雜造成干擾因素相對較高，致使這個類別急診醫療利用的時間變動的衝擊反應的結果，並未完全符合健康需求理論需求法則的預測，因而我們捨棄這個類別的分析。第三、本研究使用的資料為以月份為頻率的度時間數列總合資料（aggregate data），所進行的分析為人口結構變動與醫學中心急診部分負擔政策有效性的長期均衡關係，时序的因果關係並非本研究的重點，我們將所有年齡族群納入分析並估計其關聯性係數的目的在於模擬人口結構變動的過程，我們的研究結果無法針對特定年齡族群的決策或行為進行推論，否則將會導致解釋研究結果的生態謬誤[51]。第四、除了人口結構變動外，影響部分負擔政策對急診醫療利用的因素眾多，包括，身心健康狀態的改變、健康危害行為、居住及工作環境以及就醫行為與偏好等，然而這些變數資料均無法自全民健保資料庫取得，此為本研究的限制。第五、本研究實質部分負擔下降的時間趨勢乃由逐年上升的醫療服務物價指數所形成。過去的研究指出，短期而言，民眾有感的應該是名目的部分負擔，但是長期而言，民眾不會有貨幣幻覺（money illusions），而且會理性的分配自身各項資源以達自身效用最大[6]。因此，本研究部分負擔的價格變數必須在長期的均衡關係下討論才有意義，因而未來的研究方向可以著重於針對特定部份負擔政策，使用橫斷面的個體性資料，利用個體經濟學的評估方法（例如，斷點迴歸設計，Regression discontinuity design）來探討特定年齡族群短期醫療利用決策或行為轉變的因果關係。

結論

在台灣全民健康保險體系下，醫學中心急診室裡存在高比例的非緊急急診病人，這個現象不僅造成急診室壅塞，也損害嚴重病

人急診照護的即時性與醫療品質。因此，中央健康保險署的急診分級醫療政策的改革目標即包括減緩醫學中心急診部門的承載量以及減少醫學中心非緊急急診的醫療利用，而政策的工具即為部分負擔政策。然而，台灣的人口結構快速的高齡化，對於醫療服務需求甚大，急診部分負擔政策效果是否會因為人口結構變動而有所改變係為急診分級醫療政策的重大議題。

本研究使用時間變動向量自我迴歸模型以及向量誤差修正模型，針對台灣地區人口結構變動對醫學中心急診部分負擔政策有效性的影響進行實證研究。研究結果顯示，醫學中心急診部分負擔對急診與非緊急急診醫療利用12個月期間的累計衝擊反應數值均為負值，顯示增加部分負擔能降低醫學中心急診醫療利用。而累計衝擊反應數值、人口結構、工業生產指數與女性勞動參與率的共整合關係確實成立。長期而言，人口老化將降低醫學中心急診部分負擔對所有急診醫療醫療利用負向影響（亦即，部分負擔政策的鈍化效果），但是對醫學中心急診部分負擔對非緊急急診醫療利用的關聯性沒有顯著的影響。

在高齡化的人口結構將日漸增加醫學中心急診服務的需求，若以減少整體醫學中心急診利用為政策目標，高齡化社會的醫療體系所要調高的部分負擔將必須遠高於年輕社會的醫療體系。然而，民眾利用急診醫療服務的時機不像非緊急的醫療服務，使用時機大多無法預測，利用部分負擔想要達成影響民眾的醫療行為效果可能有相當有限。此外，醫學中心急診利用降載的政策工具不僅止於部分負擔調整，未來政府衛生政策部門在制定急診醫療利用降載政策時，除應考量人口結構對部份負擔政策的鈍化效果外，仍須搭配其他分級醫療的政策工具，藉以達成緩解醫學中心急診利用的政策目標。（本文附錄<https://bit.ly/3nbZ0t7>）。

致 謝

本研究為行政院科技部補助之研究計畫（計畫編號：MOST-106-2410-H-025-028以

及MOST-110-2410-H-025-012），在此同時要感謝行政院科技部會給予研究經費的補助。

參考文獻

1. 衛生福利部：108年醫療機構現況及服務量統計年報。https://dep.mohw.gov.tw/DOS/np-1865-113.html。引用2021/04/25。
Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Annual report on the status of medical organizations and hospitals' medical service volume statistics in 2019. Available at: https://dep.mohw.gov.tw/DOS/np-1865-113.html. Accessed April 25, 2021. [In Chinese]
2. 衛生福利部：85年醫療機構現況及服務量統計年報。https://dep.mohw.gov.tw/DOS/np-1865-113.html。引用2021/04/25。
Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Annual report on the status of medical organizations and hospitals' medical service volume statistics in 1996. Available at: https://dep.mohw.gov.tw/DOS/np-1865-113.html. Accessed April 25, 2021. [In Chinese]
3. 內政部：內政部統計年報。https://www.moi.gov.tw/files/site_stuff/321/2/year/year.html。引用2021/04/25。
Ministry of the Interior, R.O.C. (Taiwan). Statistical yearbook of interior. Available at: https://www.moi.gov.tw/files/site_stuff/321/2/year/year.html. Accessed April 25, 2021.
4. Lin YT. Taiwan's ER crisis. Available at: https://english.cw.com.tw/article/article.action?id=1662. Accessed April 25, 2021.
5. 衛生福利部：輕症非緊急病人至在地醫院及診所就診，全民協力紓緩急診壅塞。https://www.mohw.gov.tw/cp-2645-20447-1.html。引用2021/04/25。
Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Non-emergency patients with mild symptoms seek care in local hospitals and clinics; all citizens jointly relieve emergency room congestion. Available at: https://www.mohw.gov.tw/cp-2645-20447-1.html. Accessed April 25, 2021. [In Chinese]
6. Chen WY. The welfare effect of co-payment adjustments on emergency department visits in medical centers: evidence from Taiwan. Health Policy 2020;124:1192-9. doi:10.1016/j.healthpol.2020.03.013.
7. 梁亞文、蔡哲宏、陳文意：非緊急急診病人特性及其相關因素探討。台灣衛誌 2011；30：505-16。doi:10.6288/TJPH2011-30-05-10。
Liang YW, Tsai CH, Chen WY. Non-urgent emergency department use by patients in a regional hospital. Taiwan J Public Health 2011;30:505-16. doi:10.6288/TJPH2011-30-05-10. [In Chinese: English abstract]
8. 梁亞文、陳文意、張曉鳳：照護連續性對高齡者急診與非緊急急診之影響探討。台灣衛誌 2016；35：152-63。doi:10.6288/TJPH201635104084。
Liang YW, Chen WY, Chang HF. Effects of continuity of care on emergency department use and non-urgent emergency department visits among the elderly. Taiwan J Public Health 2016;35:152-63. doi:10.6288/TJPH201635104084. [In Chinese: English abstract]
9. 衛生福利部：全民健康保險調整部分負擔以落實分級醫療之可行性暨相關配套措施書面報告。立法院第9屆第2會期社會福利及衛生環境委員會全體委員會議，2016年11月17日。https://dep.mohw.gov.tw/CLU/cp-619-809-122.html。引用2021/04/25。
Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Written report on the modification to partial coverage of the National Health Insurance to fulfill the feasibility of hierarchical medical system along with related supporting measures. The second session of the 9th General Meeting of Committee of social welfare and environmental sanitation, The Legislative Yuan, R.O.C. (Taiwan), November 17, 2016. Available at: https://dep.mohw.gov.tw/CLU/cp-619-809-122.html. Accessed April 25, 2021. [In Chinese]
10. 衛生福利部國民健康署：民國一百零四年中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查成果報告。台北：衛生福利部國民健康署，2018。
Health Promotion Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). The Report of Taiwan Longitudinal Survey on Aging (TLSA) in 2015. Taipei: Health Promotion Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan), 2018. [In Chinese]
11. Bloom DE, Chatterji S, Kowal P, et al. Macroeconomic implications of population ageing and selected policy responses. Lancet 2015;385:649-57. doi:10.1016/S0140-6736(14)61464-1.
12. Ambler S, Kronick J. Faulty transmissions: how demographics affect monetary policy in Canada. (March 27, 2018). C.D. Howe Institute Commentary 506. Available at: https://ssrn.com/abstract=3150564. Accessed April 25, 2021.
13. Chen WY. Demographic structure and monetary policy effectiveness: evidence from Taiwan. Qual Quant 2017;51:2521-44. doi:10.1007/s11135-016-0407-1.
14. Imam P. Shock from graying: is the demographic shift weakening monetary policy effectiveness. Int J Finance Econ 2015;20:138-54. doi:10.1002/ijfe.1505.

15. Singh B. Demographic transition and asset prices: evidence from developing countries. *Int Finance* 2019;**22**:53-69. doi:10.1111/inf.12138.
16. Kawakatsu H, Oliver M. Population composition and financial markets: evidence from Japan. *Stud Econ Finance* 2018;**35**:505-24. doi:10.1108/SEF-07-2017-0187.
17. Quayes S, Jamal AMM. Impact of demographic change on stock prices. *Q Rev Econ Finance* 2016;**60**:172-9. doi:10.1016/j.qref.2015.08.005.
18. Hassan K, Salim R, Bloch H. Population age structure and real exchange rate in OECD countries: an empirical analysis. *J Int Logist Trade* 2020;**18**:33-48. doi:10.24006/jilt.2020.18.1.033.
19. Giagheddu M, Papetti A. Demographics and the real exchange rate (January 30, 2020). Available at: <https://ssrn.com/abstract=3358551>. Accessed April 25, 2021.
20. Lee D, Park C. Real exchange rate dynamics and demographic structure in Korea. *J Econ Theor Econometrics* 2015;**26**:1-14.
21. Park S, Park SW, Kim H, Lee S. The dynamic effect of population ageing on house prices: evidence from Korea. *PRPRJ* 2017;**23**:195-212. doi:10.1080/14445921.2017.1299495.
22. Papapetrou E, Tsalaporta P. The impact of population aging in rich countries: what's the future? *J Pol Model* 2020;**42**:77-95. doi:10.1016/j.jpolmod.2019.12.002.
23. Groneck M, Kaufmann C. Determinants of relative sectoral prices: the role of demographic change. *Oxf Bull Econ Stat* 2017;**79**:319-47. doi:10.1111/obes.12149.
24. Ellis RP, Martins B, Zhu W. Health care demand elasticities by type of service. *J Health Econ* 2017;**55**:232-43. doi:10.1016/j.jhealeco.2017.07.007.
25. Ramos P, Almeida A. The impact of an increase in user costs on the demand for emergency services: the case of Portuguese hospitals. *Health Econ* 2016;**25**:1372-88. doi:10.1002/hec.3223.
26. Raven MC, Kushel M, Ko MJ, Penko J, Bindman AB. The effectiveness of emergency department visit reduction programs: a systematic review. *Ann Emerg Med* 2016;**68**:467-83.e15. doi:10.1016/j.annemergmed.2016.04.015.
27. Van den Heede K, Van de Voorde C. Interventions to reduce emergency department utilization: a review of reviews. *Health Policy* 2016;**120**:1337-49. doi:10.1016/j.healthpol.2016.10.002.
28. Sabik LM, Grandhi SO. Copayments and emergency department use among adult medical enrollees. *Health Econ* 2016;**25**:529-42. doi:10.1002/hec.3164.
29. Jung H, Do YK, Kim Y, Ro J. The impact of an emergency fee increase on the composition of patients visiting emergency departments. *J Prev Med Public Health* 2014;**47**:309-16. doi:10.3961/jpmph.14.044.
30. Lin YL, Chen WY, Shieh SH. Age structural transitions and copayment policy effectiveness: evidence from Taiwan's national health insurance system. *Int J Environ Res Public Health* 2020;**17**:4183. doi:10.3390/ijerph17124183.
31. 全民健康保險研究資料：全民健保處方及治療明細檔(門急診)。 <https://www.mohw.gov.tw/dl-16113-d7805f26-95c9-4d94-accb-166abb859404.html>。引用2021/04/25。
- National Health Insurance Research Database. File of National Health Insurance prescriptions and treatment details (outpatient and emergency departments). Available at: <https://www.mohw.gov.tw/dl-16113-d7805f26-95c9-4d94-accb-166abb859404.html>. Accessed April 25, 2021. [In Chinese]
32. Nakajima J. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: an overview of methodology and empirical applications. *Monetary Econ Stud* 2011;**29**:107-42.
33. Lucas RE. Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1976;**1**:19-46. doi:10.1016/S0167-2231(76)80003-6.
34. Hodrick RJ, Prescott EC. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *J Money Credit Bank* 1997;**29**:1-16. doi:10.2307/2953682.
35. Fair RC, Dominquez KM. Effects of the changing U.S. age distribution on macroeconomic equations. *Am Econ Rev* 1991;**81**:1276-94.
36. Johansen S. *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press, 1995; 11-33. doi:10.1093/0198774508.003.0002.
37. Ericksen JA, Klein G. Women's employment and changes in family structure. *Sociol Work Occup* 1981;**8**:5-23. doi:10.1177/073088848100800101.
38. Alqaralleh H. Measuring business cycles: empirical evidence based on an unobserved component approach. *Cogent Econ Finance* 2019;**7**:1571692. doi:10.1080/23322039.2019.1571692.
39. Ruhm CJ. Are recessions good for your health? *Q J Econ* 2000;**115**:617-50. doi:10.1162/003355300554872.
40. Chang DS, Chen Y, Tsai, YC. How injury incidence is associated with business cycles? Empirical evidence from Taiwan. *Saf Sci* 2018;**110**:235-48. doi:10.1016/j.ssci.2018.08.014.

41. Rodríguez-López J, Marrero GA, González RM, Leal-Linares T. Road accidents and business cycles in Spain. *Accid Anal Prev* 2016;**96**:46-55. doi:10.1016/j.aap.2016.07.029.
42. Chen WY. On the network transmission mechanisms of disease-specific healthcare expenditure spillovers: evidence from the connectedness network analyses. *Healthcare (Basel)* 2021;**9**:319. doi:10.3390/healthcare9030319.
43. Ballard DW, Price M, Fung V, et al. Validation of an algorithm for categorizing the severity of hospital emergency department visits. *Med Care* 2010;**48**:58-63. doi:10.1097/MLR.0b013e3181bd49ad.
44. 行政院主計處：中華民國統計資訊網。http://statdb.dgbas.gov.tw/pxweb/Dialog/price.asp?mp=4。引用2021/04/25。
Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan). National Statistics, R.O.C (Taiwan). Available at: http://statdb.dgbas.gov.tw/pxweb/Dialog/price.asp?mp=4. Accessed April 25, 2021. [In Chinese]
45. Hansen BE. Tests for parameters instability in regressions with I (1) processes. *J Bus Econ Stat* 1992;**10**:321-35. doi:10.2307/1391545.
46. 曾家琳：醫療垂直整合與銜接照護—從零開始。醫療區域輔導與醫療資源整合計畫年終成果發表會。https://dep.mohw.gov.tw/doma/cp-2709-47679-106.html。引用2021/07/18。
Tseng CL. Vertical integration of healthcare and cohesive care: starting from scratch. Year-end presentation of Regional the Medical Guidance and Medical Resource Integration Plan. Available at: https://dep.mohw.gov.tw/doma/cp-2709-47679-106.html. Accessed July 18, 2021. [In Chinese]
47. 衛生福利部：分級醫療六大策略辦理進度成效。https://www.nhi.gov.tw/Content_List.aspx?n=77E733B4D7F423AC&topn=787128DAD5F71B1A。引用2021/07/18。
Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Progress of and effectiveness in implementing the six major strategies for the hierarchical medical system. Available at: https://www.nhi.gov.tw/Content_List.aspx?n=77E733B4D7F423AC&topn=787128DAD5F71B1A. Accessed July 18, 2021. [In Chinese]
48. 國家衛生研究院：全民健保資料庫譯碼簿：第二部分。https://nhird.nhri.org.tw/file_date/en_codedescribe.pdf。引用2021/07/18。
National Health Research Institutes. National Health Insurance codebook: part 2. Available at: https://nhird.nhri.org.tw/file_date/en_codedescribe.pdf. Accessed July 18, 2021. [In Chinese]
49. Chen WY, Bermell S, McMullen BS. The new co-payment policy in Taiwan's National Health Insurance: welfare gain or welfare loss? *Expert Rev Pharmacoecon Outcomes Res* 2008;**8**:141-9. doi:10.1586/14737167.8.2.141.
50. Howdon D, Rice N. Health care expenditures, age, proximity to death and morbidity: implications for an ageing population. *J Health Econ* 2018;**57**:60-74. doi:10.1016/j.jhealeco.2017.11.001.
51. Robinson WS. Ecological correlations and the behavior of individuals. *Am Socio Rev* 1950;**15**:351-7. doi:10.2307/2087176.

Effect of demographic structural change on copayment policy effectiveness for emergency department visits

WEN-YI CHEN¹, YEN-JU LIN², CHI-HSUAN YANG^{3,*}

Objectives: This study investigated the effect of demographic structural change on emergency department (ED) visits in medical centers in Taiwan. **Methods:** Time-varying parameter vector autoregressive and vector error correction models were adopted to establish the association between demographic structural change and ED visits in medical centers. **Results:** Our empirical results revealed negative cumulative responses over 12 months of copayments for ED visits and nonurgent ED visits. The negative relationship between copayments and ED visits was reduced in the aging population, but no significant relationship was found between copayments and nonurgent ED visits in this population. **Conclusions:** Higher copayment adjustment for ED visits should be made for achieving the policy goal of a lower number of total ED visits for the aging society. Various policy instruments other than the copayment policy have been established to reduce the number of ED visits. Considering the ineffectiveness of the copayment policy for ED visit reduction in the aging society, the government should adopt other policy instruments of the hierarchy of medical care together with the copayment policy to achieve the policy goal of total ED visit reduction. (*Taiwan J Public Health*. 2021;**40**(5):525-544)

Key Words: *demographic structural change, non-urgent emergency department visit, copayment, time-varying parameter vector autoregressive model, vector error correction models*

¹ Department of Senior Citizen Service Management, National Taichung University of Science and Technology, Taichung, Taiwan, R.O.C.

² Department of Public Finance and Taxation, National Taichung University of Science and Technology, Taichung, Taiwan, R.O.C.

³ Department of Nursing, National Taichung University of Science and Technology, No. 129, Sec. 3, Sanmin Rd, North Dist., Taichung, Taiwan, R.O.C.

* Correspondence author E-mail: chyang@nutc.edu.tw

Received: May 26, 2021 Accepted: Sep 24, 2021

DOI:10.6288/TJPH.202110_40(5).110051