

# 台灣商業個人健康保險之核保循環：二階自我迴歸與馬可夫轉換模型

## An Analysis of the Underwriting Cycle in Taiwan's Private Health Insurance: The Second-Order Autoregressive Model vs. the Markov Switching Model

林兆欣 / 國立高雄第一科技大學風險管理與保險系所副教授  
Chao-Hsin Lin, Associate Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Kaohsiung First University of Science and Technology

許碩芬 / 國立高雄第一科技大學風險管理與保險系所教授  
Shuo-Fen Hsu, Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Kaohsiung First University of Science and Technology

陳思竹 / 國立高雄第一科技大學管理研究所博士生  
Su-Chu Chen, Ph.D. Candidate, Graduate School of Management, National Kaohsiung First University of Science and Technology

*Received 2009/5, Final revision received 2010/11*

### 摘要

本文主要目的在於探討台灣商業個人健康保險是否存在核保循環及其影響因素，並分析馬可夫轉換模型的損失率兩狀態，是否足以代表核保循環的軟硬市場變化。根據本文實證結果：整體資料期間顯示台灣商業個人健康保險不具二階自我迴歸 (Second-order Autoregressive; AR(2)) 循環。但透過二階自我迴歸馬可夫轉換 (Second-Order Autoregressive Markov Switching; MS-AR(2)) 模型發現台灣商業個人健康保險具備狀態循環。其次，比較線性迴歸與馬可夫轉換迴歸的實證結果發現，加入隱藏的狀態變數時，影響軟 / 硬市場損失率的變數並不相同，顯示在核保循環的不同階段 (狀態) 下，影響損失率的變數具時變性，且各項核保循環假說的驗證亦隨之產生差異。

【關鍵字】商業個人健康保險、核保循環、馬可夫轉換模型

### Abstract

The main purpose of this paper was to validate the underwriting cycle in Taiwan's private health insurance, and to discuss the variables that influence it. The results of the AR(2) model and the Markov switching model are compared to determine the cyclical pattern and to verify if the characteristics of the underwriting cycle remain the same before/after the structure changes and under different regimes. The empirical results show that there is no AR(2) cycle. However, they also show that the cyclical behaviour can be captured by the Markov switching model with the two regimes representing the soft and hard markets of Taiwan's private health insurance market. In addition, we confirmed our hypothesis that the variables affecting the underwriting profit margin differ substantially across the regime switch. The hypotheses regarding the underwriting cycle in the literature can not be fully explained by the linear model because the latent variable of state is omitted in regression. We demonstrated that the Markov switching regression model is well suited to capture the distinct characteristics of the loss ratio under different cycle stage with estimated time varying parameters.

【Keywords】private health insurance, underwriting cycle, Markov switching model

## 壹、緒論

所謂核保循環，乃指保險人的利潤率、損失率或綜合成本率等獲利指標具週期性之上升與下降的現象 (Niehaus & Terry, 1993; Gron, 1994a; Harrington & Danzon, 1994; Urrutia, 1996)。當保險供給量少於需求量時保險價格較高，因而獲利率變高，此時稱為硬性市場 (Hard Market)。而當保險供給量多於需求量時保險價格較低，獲利率隨之變低，則稱為軟性市場 (Soft Market)。

關於核保循環的相關研究，多根據 Venezian (1985) 提出的二階自我迴歸模型 (Second-order Autoregressive Model; AR(2)) 分析為主。然而，使用 AR(2) 模型計算核保循環期間時，不僅損失率需符合 AR(2) 過程，且其落後項係數必須顯著且符合一定的條件限制，才能使用循環期間的計算公式 (Venezian, 1985)。Leng 與 Venezian (2003) 即指出，Cummins 與 Outreville (1987) 的理性預期模型並非 AR(2) 過程，無法以 AR(2) 模型找出真實的核保循環期間。且以 AR(2) 僅能計算核保循環期間之長度，無法計算形成循環之軟 / 硬市場的持續時間。甚且隨著資料期間的不同，循環是否存在、以及循環的長度亦將隨之產生改變 (Grace & Hotchkiss, 1995)。因此亦有文獻運用其他模型，如頻譜分析 (Doherty & Kang, 1988; Grace & Hotchkiss, 1995; Venezian & Leng, 2006) 探討核保循環，而一般景氣循環的議題則有使用馬可夫轉換模型 (Markov Switching Model; MS) 者。

本文的第一個目的，在於探討保險市場除了由 Venezian (1985) 所提出之 AR(2) 核保循環外，是否亦可能存在馬可夫狀態循環。具體而言，AR(2) 循環乃指保險公司獲利指標每期的高低起伏過程，主要由於保費定價方式或資訊落後 (例如因會計資料收集的延遲) 所導致的核保循環現象，而可以由 AR(2) 模型加以解釋者。而本文的狀態循環指的是：不同狀態下，保險業之獲利指標存在不同的動態結構，因而長期均衡損失率不僅隨著狀態不同而產生顯著差異，且兩個狀態之長期均衡損失率出現交替轉換的循環現象。亦即由於經濟面的變動 (例如利率、GDP、失業率等總體經濟因素改變)，保險的供給與需求間之均衡發生改變，而產生軟硬兩個不同狀態的市場。因應不同的市場，保險人採行不同的策略，保費及損失率的動態結構因而受到調整，從而均衡保費及損失率發生有高有低的狀態移轉，並進而產生循環。

此外，本文的第二個目的在於探討造成核保循環的因素。定義核保循環所使用的損失率或利潤率雖由眾多文獻證實受到總體經濟變數的影響，但在顯著程度上卻無定論，亦即核保循環假說的驗證上呈現並不一致的分歧結果 (Fung, Lai, Patterson, & Witt, 1998)。總體經濟變數對於損失率或利潤率的影響當然可能因樣本而易，然而更重要的是：如果保險市場存在軟 / 硬兩種市場型態時，則模型應該加入狀態相關變數，才能描述前述損失率或利潤率所呈現的高 / 低週期，及其影響因素之間的關係。換言之，過去文獻當中被廣泛使用的線性模型可能無法正確捕捉損失率或利潤率與總體經濟變

數間，因不同的循環階段，而改變其間影響關係的時變現象。因此，本文使用馬可夫轉換模型，區分不同狀態以探討影響損失率或利潤率的總體經濟變數，是否在硬性市場與軟性市場間產生差異，並驗證各項核保循環假說。

本文其餘章節的安排如下：第二節為文獻回顧，第三節為資料處理與分析，首先根據第二節文獻回顧的各項核保循環假說，說明所選取的變數和損失率、利潤率以及保費之間的關係，其次說明變數的處理過程。第四節以 AR(2) 對照 MS 模型檢視台灣商業個人健康保險之核保循環，並以長期均衡損失率定義 MS 模型的兩個狀態，對應其與核保循環軟硬市場的關係，最後以 Logit 迴歸探討狀態轉換的預測指標。第五節比較線性迴歸與馬可夫轉換迴歸模型對於核保循環各項假說的驗證結果，並分析馬可夫兩狀態下之軟 / 硬市場，影響損失率的因素是否產生差異。第六節則為本文結論。

## 貳、文獻回顧

以 Venezian (1985) 的 AR(2) 模型為基礎的眾多核保循環相關文獻中，多數顯示核保循環的現象廣泛存在於各國的產險業，如 Venezian (1985)，Cummins 與 Outreville (1987)，Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 以及 Chen、Wong 與 Lee (1999)。在健康險方面，亦顯示美國健康險存在大約 6 年的核保循環，如 Gabel、Formisano、Lohr 與 DiCarlo (1991)，Cassidy、Hardigree 與 Hogan (1996) 以及 Rosenblatt (2004)。但核保循環存在著國別及險種別的差異 (Fung et al., 1998)，且即使核保循環存在，其循環長度亦不盡相同。例如 Chen et al. (1999) 以 AR(2) 模型研究 1970 至 1995 年間亞洲國家產險業的核保循環，發現五個國家當中除南韓及台灣外，其他新加坡、馬來西亞以及日本雖具核保循環，但循環長度差異頗大，分別為 7.78，12.01 以及 13.86 年。Fields 與 Venezian (1989) 即指出：要正確的預測核保循環，不能使用整體保險業的綜合數據，必須考慮不同險種間可能具有內在相互關係，以避免加總的偏誤。

而造成核保循環的原因，由文獻當中至少可歸納出五種假說 (Fung et al., 1998)：外插法假說 (Extrapolation Hypothesis, Venezian, 1985)、理性預期 / 制度干預假說 (Rational Expectations/Institutional Intervention Hypothesis, Cummins & Outreville, 1987)、利率變動假說 (Fluctuation in Interest Rates Hypothesis, Doherty & Kang, 1988; Doherty & Garven, 1995)、資本限制假說 (Capacity Constraint Hypothesis, Winter, 1988, 1991; Cummins & Danzon, 1991; Gron, 1994a)。另外，Lai 與 Witt (1990, 1992) 則提出預期變動假說 (Change in Expectations Hypothesis)。多數實證分析乃以各項總體經濟變數，如 GDP、利率等，作為測試假說是否存在的代理變數。

外插法假說主張由於保險人採用過於單純的預測方法，以過去的損失或盈餘釐定保險費率，造成保險商品定價產生誤差，致使保險公司的獲利率產生循環現象。Venezian (1985) 以 1960-1980 年美國紐約州 13 個險種的核保利潤率，利用 ARIMA 迴

歸模型發現除了綜合險以及非汽車財產責任保險之外，其餘險種皆具備 AR(2) 循環，並以蒙地卡羅模擬法計算出險種平均循環長度為 6.12 年。

理性預期 / 制度干預假說主張：使用過去的統計資料來定價、資料蒐集與會計報表的延遲、定價規範與監理的僵固性等外部因素的干擾，易造成核保循環的自我迴歸過程。例如 Cummins 與 Outreville (1987) 以 AR(2) 模型分析 1957-1979 年澳洲、加拿大、丹麥、芬蘭、法國、義大利、日本、紐西蘭、挪威、瑞典、瑞士、美國等 12 個國家的整體產險損失率，結果顯示除了丹麥、芬蘭以及挪威之外，其餘國家均具備平均 6 至 8 年的核保循環，且強調有關保險制度的資訊，如費率釐定及其調整過程、監理制度及市場競爭程度、保單期間長度和有關保險利潤 / 損失的會計慣例等，將有助於判斷造成核保循環的因素。

在理性預期 / 制度干預假說下，當期及未來損失可解釋當期的保費，且若未來損失的估計誤差與過去損失存在相關時，則與外插法相同地，過去損失也可解釋當期的保費 (Niehaus & Terry, 1993)。Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 亦以 AR(2) 模型分析 1965 至 1987 年澳洲、奧地利、加拿大、丹麥、法國、西德、義大利、日本、荷蘭、西班牙、瑞士、美國之核保循環及其影響因素，發現 12 個樣本國家當中有 8 個國家的產險業具 AR(2) 核保循環，但國別與險種別的循環長度差異頗大。其實證分析發現由於當期保費顯著受到前期損失、資料收集、監理、保單更新與會計制度的延遲、利率、實質 GDP、股票市場的影響，因此驗證了理性預期假說。

另外，GDP 亦用來支持理性預期假說：在保險為正常財的情況下，保險需求隨整體經濟所得增加而增加，並進而影響保費的高低 (Cummins, Harrington, & Klein, 1991)，因此 GDP 與保費間存有正向關係。如 Grace 與 Hotchkiss (1995) 使用 1974 至 1990 年的季資料，以共整合分析實質 GDP、利率、消費者物價指數與綜合率之間的長期關係，並以誤差向量自我迴歸探討總體經濟變數對於綜合率的短期影響，發現 GDP 確實對於產險業的收入和利潤有正的影響。

而利率變動假說主要則以保險定價理論來解釋核保循環：由於保費乃未來預期理賠損失的折現，因此利率與保費的反向關係不僅可以驗證利率變動假說，同時亦可反映理性預期假說。例如 Doherty 與 Kang (1988) 利用資本資產定價模型及三階段最小平方方法驗證 1952 至 1984 年間美國產險業的核保利潤與利率之間的反向關係。Doherty 與 Garven (1995) 亦證實 1976 至 1988 年間美國產險核保利潤與利率的負向關係，且指出利率同時影響保險公司的資本結構及均衡之核保利潤，其影響程度與保險公司的權益存續期間、公司組織型態及規模、再保險取得與否等因素有關。Haley (1993) 以共整合分析證實 1930 至 1989 年的美國產險核保利潤與利率間具負向共整合關係。此外如 Grace 與 Hotchkiss (1995)，Fields 與 Venezian (1989) 以及 Smith (1989) 亦證實此利率變動假說。

而由 Stewart (1984) 以及 Bloom (1987) 所提出的資本限制假說則將核保循環歸因於保險業者的資本不足，亦即由於承保能量的監理限制，以及考慮外部資金獲取不易及其所需的成本較高，導致資本較少的保險業者將減少保險供給，以維持賠款的支付能力並降低破產機率，造成保險價格提高。高保險價格一方面產生較高的獲利率，另一方面累積保險業者本身的資本，當資本調整至一定程度時，隨著承保能量增加，保險業者將增加保險供給，造成保險價格下降，如此產生核保循環。資本限制假說主要驗證核保利潤與資本 / 盈餘之間是否存在反向關係。Gron (1994a, 1994b) 分別以 1952 至 1986 年及 1949 至 1990 年之美國產險資料進行迴歸分析，證實核保利潤與盈餘變動具顯著負向關係。Winter (1994) 亦以前期資本對經濟損失率 (Economic Loss Ratio) 進行迴歸分析，由 1948-1988 年的實證結果顯示資本減少時，損失率較低。

預期變動假主要由 Lai 與 Witt (1990, 1992) 所提出，其保費定價模型除了純保費之外亦考慮附加費用變動的影響。認為由於保險人對未來利率與損失的變化充滿不確定性，將導致保險人為了彌補未來可能因利率或損失率變動而遭受的損失，而調高目前的保費。因此，保費與利率及損失的不確定呈現正向關係。

在上述假說的驗證上，眾多文獻呈現並不一致的分歧結果。亦即定義核保循環所使用的損失率或利潤率雖由眾多實證發現受到總體經濟變數的影響，但在顯著程度及預期方向上卻無定論。例如 Chen et al. (1999) 以落後期損失、利率、股價指數以及實質 GDP 的變動來解釋核保循環，發現理性預期 / 制度干預假說僅得到部分支持。且無論在險種別或國別方面，利率對保費的影響或不顯著，或顯著但影響方向分歧，與利率變動假說的預期並不一致。此外，雖然 Haley (1993) 指出 1930 至 1989 年的美國產險核保利潤與利率間具負向共整合關係，然而 Haley (1995) 卻發現各險種別之獲利率與利率並不存在長期共整合，因而無法證實利率變動假說。Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 的研究也發現 GDP 的變動對於整體產險業、汽車責任保險與火險及其附加險核保循環無顯著影響。又如 Leng 與 Meier (2006) 使用損失率之 AR(2) 模型，以 Chow 檢定和轉換迴歸 (Switching Regression) 檢查瑞士、德國、美國與日本是否具有結構性轉變。結果發現四個國家的產險損失率均不具 AR(2) 循環，損失率具單根並有結構性改變。瑞士與德國僅於結構改變後利率與損失率具有共整合關係，而日本則是僅於結構改變前損失率與利率具有共整合關係，但共整合係數均不支持利率變動假說的 -1。再者如 Venezian 與 Leng (2006) 以頻譜分析美國 1981 年利率結構轉換對整體產險核保循環的影響，發現結構轉換後整體產險業循環期間較結構轉換前為長，顯示循環長度與利率間的影響關係於結構轉換前後產生變化。Grossman 與 Ginsburg (2004) 觀察美國健康險核保利潤率的變動趨勢，發現美國健康險 6 年的核保循環期間於 90 年代發生改變，推測原因與健康險業者醫療成本的變動、成本的預測、市場競爭、整併及藍十字與藍盾計畫的營運有關。

上述文獻多數採用一般線性迴歸或時間序列分析進行實證，因此其背後均存在著估計參數並不會隨著時間而改變的前提。亦即實證模型並沒有考慮隨時間改變的狀態變數，各個參數的狀態均假設為不變。然而若保險市場存在不同狀態，則 AR(2) 所估計的循環，甚至各假說的變數估計將可能有不同的解釋。而因馬可夫轉換迴歸估計的特性具有係數的時變性，因此本文據以探討核保循環的不同階段（狀態）下，影響核保利潤的各項總體經濟變數是否產生差異。

### 參、資料處理與分析

本文以台灣商業個人健康保險為研究對象，探討核保循環是否存在不同狀態及各狀態影響健康保險損失率的因素。過去文獻大多探討產險整體產業或個別險種是否存在核保循環的現象，只有少數幾篇對健康保險進行研究，如 Formisano (1989)，Cassidy et al. (1996)，Rosenblatt (2004)，Grossman 與 Ginsburg (2004)，Born 與 Santerre (2008)。然而近年來隨著國民所得不斷提高、國民平均壽命逐年增加及醫療費用大幅提高，為了得到更高品質的醫療照護與費用補償，商業個人健康保險近年來不論在保費收入或件數（註<sup>1</sup>）的成長均維持穩定正成長，為保險公司重要經營險種，因此健康險之損失率發生大幅變動時將對壽險公司產生較大之衝擊。

此外，雖然團體保險當中亦包含健康保險部分，但一方面自 1981 年至 2008 年商業個人健康保險保費收入平均為團險健康險的 12 倍，近十年間團險之健康險保費收入更不到總體健康險的 5%（註<sup>2</sup>）。而由圖 1 更可清楚看出，資料期間團險健康險的損失率及其波動情況與商業個人健康險及整體健康險大相逕庭，但商業個人健康險的損失率則與整體健康險損失率幾乎一致。另一方面團險所提供的健康保險其核保過程與保費定價方式皆異於商業個人健康保險，為避免前述文獻探討中述及不同險種間可能具有內在相互關係而造成資料加總的偏誤 (Fields & Venezian, 1989)，因此本文僅採商

---

註<sup>1</sup> 根據人壽保險業務統計年報，商業個人健康保險有效契約件數、歷年保費收入於 1999-2008 年初期均呈現大幅的成長，近 5 年則維持平均約 4.49% 的穩定正成長。而其保費收入由 2000 年之 791 億上升至 2008 年之 1881 億，增加約 2.3 倍。保費收入成長率於 2000 年初期呈現大於 10% 高成長率，近五年仍維持 10% 的成長率，如圖 1 所示。同時感謝匿名評審指出由圖 1 保費收入分配圖中看出 2001 年起保費有非常規律的季節性波動問題。本文針對 2001 年以後至 2008 年間的保費收入進行 AR(2) 與頻譜分析，結果發現並沒有 AR(2) 核保循環。且根據頻譜分析的結果，亦未發現特別顯著突出之尖點，代表保費不具有規律的季節性循環。此外，如後所述，本文以損失率（損失/保費收入）探討核保循環，損失率在 1981/1-2003/4 均不具 AR(2) 循環，而 2003/5-2008/12 的 AR(2) 循環週期為 5.44 個月，將近半年，亦有異於季循環週期。

註<sup>2</sup> 根據人壽保險業務統計年報 1981 年至 2008 年的資料，2003 年至 2008 年個人健康險保費收入為團險健康險的 21 倍。而 1981 年至 2008 年個人健康險與團險健康險的平均年成長率則分別為 33% 及 18%。另外，個人健康險的損失率平均為 27%，團險健康險則平均高達 81%，2003 年至 2008 年平均更高達 92%。顯示此兩險種之特性存在相當大的差異。

業個人健康保險部分的資料。

再者，台灣之商業個人健康保險多數採一年期保證續保方式附加於人壽保險的主契約中，但通常設有續保年齡上限，且隨被保險人年齡增加，保險費也成階梯式上升（註<sup>3</sup>）。雖然主約之人壽保險的保險費不會變化，但其附約之一年期的醫療費用保險則適用新的、較高的費率，且解約時並無任何現金價值，因此無儲蓄或還本性質，並不具長年期保單的特性。自 1995 年全民健保開辦以來，喚起消費者對於商業健康保險互補全民健保的重視，因此壽險公司開始開發單獨銷售的健康保險，此類健康保險則多數為採平準保費的終身保險。而金管會雖自去年開始允許產險公司單獨銷售一年期以下的健康保險，但多數屬於團險契約，且為包含意外傷害的組合型商品。有鑑於此，本文乃以人壽保險業務統計年報中的商業個人健康險資料進行實證分析。

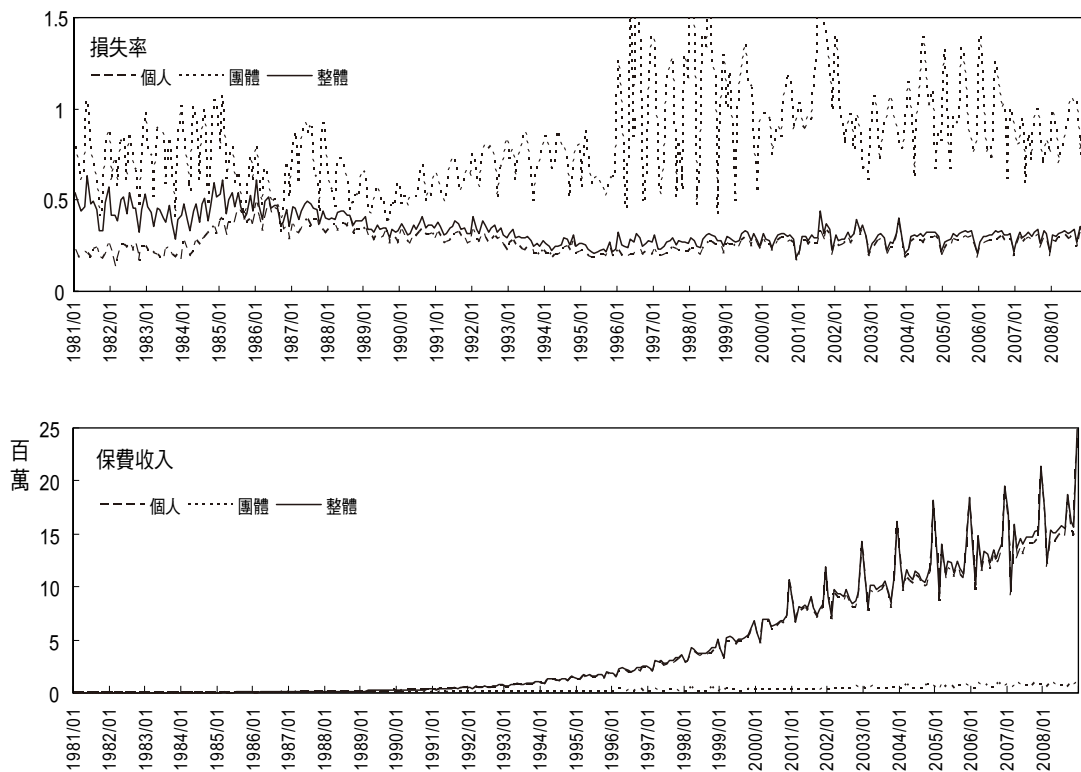


圖 1 1981/1-2008/12 台灣商業健康保險損失率及保費收入

註<sup>3</sup> 一般作法都是在被保險人年齡逢五或十的時候調升費率，詳細請參閱許文彥 (2009)。

## 一、變數選取與資料來源

本文使用之損失率(註<sup>4</sup>)定義為已發生賠款及簽單保費之比率，此為衡量核保循環的變數。另外，以利率、前年度損失率、前年度醫療費用指數、平均每人 GDP、以及失業率，探討影響損失率的因素並驗證各項核保循環假說。

利率以央行重貼現率來衡量，若利率與保費之間存在反向關係則證實利率變動假說。

在資本限制假說方面，由於台灣壽險業並無單純經營商業健康保險者，單由商業健康保險所產生的盈餘資料無法由財報資料分割取得。因此根據 Born 與 Santerre (2008)，採用前年度損失率作為衡量資本限制假說的代理變數。此乃因前年度的損失率降低，將使保險人產生較多的盈餘，而有降低保費的誘因與空間之故。反之，若前年度損失率較高則將侵蝕盈餘，使得下期費率增加。換言之，資本限制假說可由前期損失率與保險費率的關係觀察得知。

在理性預期 / 制度干預假說以及外插法假說方面，採用 GDP、失業率以及前年度的醫療費用指數加以衡量。在健康保險為正常財的情況下，其需求隨整體經濟所得增加而增加，並進而影響保費的高低 (Cummins et al., 1991)，因此 GDP 與保費間存有正向關係，而失業率與損失率間亦存有正向關係，如 Grace 與 Hotchkiss (1995)，Chen et al. (1999)，Born 與 Santerre (2008)。另外，Grossman 與 Ginsburg (2004) 認為政府政策的改變將使醫療費用產生變動，進而影響保險公司的保費釐定。本文乃以前年度的醫療費用指數做為醫療費用的替代變數。Born 與 Santerre (2008) 指出：前期醫療成本的上升，將使得下一期保費增加，因此前期醫療費用指數與保費存有正向關係。

本文之樣本期間由 1981 年 1 月至 2008 年 12 月 (註<sup>5</sup>)。已發生賠款及簽單保費的資料取自人壽保險業務統計年報，利率、失業率、醫療費用指數取自台灣經濟新報資料庫。平均每人 GDP 的資料來源為中華民國統計資訊網，但因其為季資料，故使用「同時指標」調整為月資料。另外，醫療費用指數，乃消費者物價商品性質分類指數中的醫療保健費用指數。各變數定義以及描述性統計如表 1 所示。

---

註<sup>4</sup> 損失率 = 已發生賠款 / 簽單保費，其中已發生賠款為保險賠款與再保賠款之和，簽單保費為保費收入與再保收入之和，扣除再保支出所計算而得。

註<sup>5</sup> 人壽保險業務統計年報以保險事業發展中心所收藏者最為齊全，查閱最早之紀錄為 1981 年之年報資料。另賴丞坡 (2004) 使用離散傅立葉轉換探討台灣商業健康保險核保循環的存在，選擇樣本期間亦由 1981 年開始至 2002 年，本文則將資料期間更新至 2008 年。



表 1 變數定義與描述性統計

變數	Mean	Std. Dev.	Median	Skewness	Kurtosis	Max.	Min.	Obs.
LR	0.27	0.06	0.27	0.74	3.72	0.49	0.14	336
P	4221708	5245333	1314784	1.11	3.15	24016517	6380	336
L	1110348	1398574	284201	1.05	2.71	5022834	1189	336
PCGDP	27059	12854	27466	0.01	1.59	50857	6783	336
IR	5.10	2.50	5.00	0.90	4.30	13.30	1.40	336
UR	2.80	1.20	2.60	0.50	2.10	5.40	0.90	336
MEI	76.70	14.80	75.70	0.40	2.00	106.70	55.90	336

註：(a) 變數定義：

LR (Loss Ratio)= 損失率。

P (Premium income)= 保費收入，單位：千元。

L (Loss)= 賠款給付，單位：千元。

IR (Interest Rate)= 利率，利率以央行重貼現率來衡量。

PCGDP (Per Capita GDP)= 平均每人國內生產毛額。

UR (Unemployment Rate)= 失業率。

MEI (Medical Expense Index)= 醫療費用指數。

(b) 樣本期間：1981 年 1 月至 2008 年 12 月共 336 筆月資料。

## 二、資料處理

### (一) 單根檢定

本文以含截距項與時間趨勢項之 Augmented Dickey-Full (ADF) 檢定及 Phillips-Perron (PP) 檢定，檢測調整後變數之序列是否為平穩過程。不平穩之數列使用一階差分或取自然對數後一階差分進行調整後，所有數列都已呈現平穩狀態。單根檢定結果如表 2 所示。

值得注意的是：損失率的 ADF 單根檢定結果，無論包含截距項或趨勢項皆無法拒絕損失率具有單根，但 PP 檢定則皆拒絕損失率具有單根，兩種檢定方法結果分歧。本文乃利用 Zivot 與 Andrews (1992) 結構轉變單根檢定進一步檢定損失率的單根是否由結構轉變之穩定數列引起，並找出該結構轉換時間點。

表 2 單根檢定 -1981/01-2008/12

變數	Level		Difference		Log		Difference log	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
With Intercept								
P	1.71	0.92	-0.95	-28.39***	-1.93	-1.95	-2.64*	-31.96***
L	2.43	1.79	-1.40	-55.06***	-2.45	-2.57	-2.69*	-36.47***
LR	-2.54	-5.24***	-3.78***	-29.6***	-2.42	-5.71***	-3.99***	-29.50***
IR	-2.50	-2.54	-5.74***	-17.77***	-1.18	-1.24	-4.10***	-14.95***
PCGDP	-0.80	-0.74	-4.14***	-21.87***	-3.75***	-1.81	-3.28**	-27.70***
UR	-0.63	-1.40	-4.38***	-16.49***	-0.90	-2.22	-4.44***	-18.08***
MEI	1.30	1.31	-17.49***	-17.53***	0.34	0.36	-17.83***	-17.88***
With Intercept								
P	-0.56	-3.18*	-2.64	-28.85***	0.02	-2.52	-3.29**	-32.91***
L	0.22	-1.75	-3.36*	-58.98***	-0.24	-2.36	-3.81**	-38.43***
LR	-2.72	-5.38***	-3.78**	-29.66***	-2.55	-5.77***	-3.99***	-29.53***
IR	-3.26*	-2.54	-5.76***	-17.86***	-2.60	-1.73	-4.00***	-14.94***
PCGDP	-0.84	-4.59***	-3.97**	-21.88***	1.09	-0.82	-5.35***	-28.38***
UR	-1.89	-2.21	-4.36***	-16.49***	-2.04	-2.82	-4.38***	-18.07***
MEI	-1.94	-1.99	-17.60***	-17.67***	-3.17*	-3.27*	-17.83***	-17.91***

註：(a) 僅含截距項之 ADF 與 PP 單根檢定之 10%、5% 及 1% 的顯著水準臨界值分別為 -2.5733、-2.8736 與 -3.4293。

(b) 含截距項及趨勢項之 ADF 與 PP 單根檢定之 10%、5% 及 1% 的顯著水準臨界值分別為 -3.13、-3.42 與 -3.98。

## (二) Zivot 與 Andrews 結構轉換檢定

由於 Chow 檢定 (Chow, 1960) 和轉換迴歸結構轉換檢定 (Goldfeld & Quandt, 1976) 皆假設結構轉換點為先驗已知，在判定結構轉換點上易遺漏真實的結構轉換時間點。且樣本期間改變，易造成結構轉換時間點之改變甚大 (Hansen, 2001)，因而產生兩種檢定方式結果歧異、多結構轉換點難以判定、以及樣本期間區域檢定力較低的缺點 (Leng, 2006)。而 Zivot 與 Andrews 檢定則視結構轉換為資料內生結構的變化，轉換時間點由資料本身決定，未主觀加入外生性的結構轉換時間點，可避免上述結構轉換點假設為先驗已知所產生的缺點，較為客觀。因此本文以 Chow 檢定與轉換迴歸初步測試損失率是否具結構轉換，最後以 Zivot 與 Andrews 檢定確定結構轉換時間點。

實證結果顯示商業個人健康保險之損失率在 ADF 檢定上雖具單根，但 Zivot 與 Andrews 檢定則顯示此單根現象可能由多個結構中斷點所造成。亦即損失率在 1984 年 5 月、1992 年 5 月、1998 年 5 月以及 2003 年 4 月存在結構轉變。配合 PP 檢定拒絕單

根的結果，表示損失率可能由此五段穩定之數列構成，亦即 1981/1-1984/5、1985/6-1992/5、1992/6-1998/5、1998/6-2003/4 以及 2003/5-2008/12。其中，台灣自 1984 年起推動經濟自由化和國際化政策，而 1999 年則可能受到亞洲金融海嘯的影響。1992 年台灣修正保險法，開放國人新設保險公司，此可能造成商業個人健康保險的保費收入發生顯著變化。而 2003 年 4 月正值 SARS 疫情升溫期間，由人壽保險業務統計年報資料顯示：SARS 前後商業健康保險月簽單保費收入平均成長率由 2.62% 上升至 3.62%，顯示國人對於預防因傳染病而導致健康、財富受損進而尋求保險保障的意識提高。韋端 (2003) 認為 SARS 導致商業個人健康保險之投保人數增多，而 Drechsler 與 Jütting (2005) 的研究亦發現 SARS 對於亞洲地區保險產生影響。

#### 肆、核保循環及其估計

以 AR(2) 估計核保循環週期時 (計算公式參考下節)，由於樣本期間的不同，或者資料期間有斷點，因此核保循環週期估計結果相當不穩定。亦即可能某段時期有 AR(2) 循環，某段時期卻沒有 AR(2) 循環。且即使每段時期均有 AR(2) 循環，亦可能發生核保週期不一致的情況 (Grace & Hotchkiss, 1995)。因此，以 AR(2) 偵測核保循環週期時，對樣本資料相當敏感。但眾多文獻仍然以 AR(2) 模型作為比較基礎，因此本節以馬可夫轉換自我迴歸模型 (Markov Switch Autoregression; MS-AR) 對照 AR(2) 模型，探討台灣商業個人健康險的核保循環。

MS 模型 (Hamilton, 1989, 1990) 的一個主要假設是不同經濟狀態 ( $S_t=1,2,\dots,N$ ,  $t=1,2,\dots,T$ ) 的轉換為一離散的時間與狀態之馬可夫隨機過程。而不同期間之狀態轉移則藉由轉移矩陣 ( $P$ ) 和前一期狀態實現。由於狀態不可觀測，因此實際上只能以機率推斷下個時期處於何種狀態。因此，若以  $\hat{\xi}_t$  代表當期各種可能狀態的隨機  $N$  維機率向量，例如當期狀態為  $i$  (即  $S_t=i$ ) 時，則  $\hat{\xi}_t$  的第  $i$  個元素為 1)，則在時間  $t$  下，下一期狀態的條件機率期望值為  $E(\hat{\xi}_{t+1}|\hat{\xi}_t)=\hat{\xi}_{t+1|t}=P\hat{\xi}_t$ 。另外，可採用全部資料推論時間點  $t$  的狀態機率，稱之為平滑機率 (Smoothed Probabilities,  $\hat{\xi}_{t|T}$ )。本文採用平滑機率進行推論，根據 Kim (1994) 的推導，平滑機率公式如下：

$$\hat{\xi}_{t|T} = \hat{\xi}_{t|t} \otimes \{P' \cdot [\hat{\xi}_{t+1|T} (\div) \hat{\xi}_{t+1|t}]\} \quad (1)$$

其中，符號 ( $\div$ ) 表示向量中元素相除， $\otimes$  則為元素相乘。平滑機率在給定初始當期機率  $\hat{\xi}_{1|T}$  後，代入上式得到時點  $T-1$  的平滑機率，按此方式向後各時點  $t=T-2,\dots,1$  進行遞迴運算，即可得到所有時點的平滑機率。

上述  $\hat{\xi}_{t|T}$  與  $P$  以兩狀態 MS 模型為例，則  $\hat{\xi}_{t|T}=(0,1)'$  表示目前在狀態二 (即  $S_t=2$ )。轉移矩陣  $P$  的元素  $P_{ij}$  為前期狀態  $j$  轉移到當期狀態  $i$  的機率，根據 Engel 與 Hamilton

(1990) 表示如下：

$$P(s_t = i | s_{t-1} = j) = P_{ij}, i, j = 1 \text{ or } 2 \quad (2)$$

若以 1 表示當期狀態，2 為前期狀態，則前期狀態 2 轉換當期狀態 1 的機率為  $P_{12} = P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = 1 - P_{22}$ ，其中  $P_{22} = P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2)$  為前期狀態 2 停留 / 不轉移的機率。相同地，當前期為狀態為 1，而當期狀態為 2 時，則前期狀態 1 轉換當期狀態 2 的機率為  $P_{21} = P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = 1 - P_{11}$ ，其中  $P_{11} = P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1)$  為前期狀態 1 停留 / 不轉移的機率  $\sum_{i=1}^2 P_{ij} = 1$ 。代表狀態從  $j$  轉移到狀態  $i$  或不轉移的機率加總為 1。另外，

狀態  $i$  的持續期間則為  $1/(1 - P_{ij})$ 。

根據上述定義，則  $P_{ij} < 1$  為產生馬可夫狀態循環的條件。因為若  $P_{11} = 1$ ，此時  $P_{21} = P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = 1 - P_{11} = 0$ 。代表前期是狀態 1 而當期為狀態 2 的機率為 0，亦即一旦發生這種情況，只要進入狀態 1 將永遠停留在狀態 1，不會轉換為狀態 2，狀態循環不存在，此時稱符合上述狀態循環條件的機率  $P$  是不可約的。換言之，兩狀態下馬可夫轉移矩陣內非對角線元素不可為 0，亦即  $P_{12}$  與  $P_{21}$  不可為零。

本節以上述之 MSAR 模型對照 AR 模型，探討台灣商業個人健康險是否存在 AR(2) 循環，亦或存在馬可夫兩狀態循環。當循環為馬可夫狀態循環時，則分析每個狀態各自不同的損失率動態結構，將其與軟硬市場做一對應。

另外，本文的研究資料以月為單位，雖然可以年（註 6）或季資料為分析單位，但由於年資料樣本數僅 28 筆，在探討損失率與其他經濟因素的因果關係上將受到相當大的限制，因此以月資料進行分析。

### 一、核保循環是否存在：AR(2) 抑或 MS-AR(2)

由於資料期間存在因結構改變而產生的單根現象，因此選定 1984 年 5 月、1992 年 5 月、1998 年 5 月以及 2003 年 4 月為結構轉換點，劃分樣本為子樣本一（1981 年 1 月至 1984 年 5 月）、子樣本二（1984 年 6 月至 1992 年 5 月）、子樣本三（1992 年 6 月至 1998 年 5 月）、子樣本四（1998 年 6 月至 2003 年 4 月）、以及子樣本五（2003 年 5

註 6 以年資料分析 1981~2008 商業個人健康保險之損失率時，發現 ADF 及 PP 檢定均無法顯著拒絕有單根。但以 Zivot 與 Andrews 檢測，發現 1993 年之結構中斷點。因此再以 ADF 及 PP 檢定由 1993 年所分割的兩個樣本期間是否有單根。實證結果發現，此兩個樣本期間均顯著拒絕有單根。其次以 AR(2) 模型分析此兩段樣本資料，則均未有循環現象，且落後二期的損失率均不顯著。但進一步使用馬可夫一階自迴歸模型 (MS-AR(1)) 分析，則發現軟硬狀態持續期間分別為 3.61、4.19 年。

月至2008年12月)，再以AR(2)檢測核保循環是否存在。其次以MS-AR(2)探討整體樣本期間是否存在兩狀態循環。

### (一) AR(2) 模型

根據Venezian (1985)的AR(2)模型如下所示：

$$LR_t = \alpha_2 + \alpha_1 LR_{t-1} + \alpha_2 LR_{t-2} + \omega_t \quad (3)$$

其中， $LR$ 為損失率， $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 分別為損失率落後期1、2的係數， $\alpha_0$ 為常數項， $\omega$ 為誤差項。以AR(2)判定核保循環，主要根據損失率或核保利潤率的落後一期項與落後二期項之係數代入特徵方程式時，若其解有虛根，且落後一期係數不等於零，則產生震盪幅度漸減的週期變化現象。Venezian (1985)進一步將AR(2)計算核保循環長度的公式簡化為：損失率或核保利潤率的落後項係數必須顯著，且落後一期與二期之估計係數必須滿足 $\alpha_1 > 0$ ， $\alpha_2 < 0$ 與 $\alpha_1^2 + 4\alpha_2 < 0$ 的條件，而以下述式(4)計算核保循環週期(Venezian, 1985; Cummins & Outreville, 1987; Chen et al., 1999)。

$$\frac{2\pi}{\cos^{-1}(\alpha_1/2\sqrt{-\alpha_2})} \quad (4)$$

如第三節所述，商業個人健康保險損失率可能由多段平穩數列組合而成，因此利用AR(2)對整個樣本期間估計的結果僅作為參考，實證結果如表3所示：在整個樣本期間內不具AR(2)循環。另一方面依據前述資料處理部分所得之四結構轉換點，將五個子樣本再分別以AR(2)檢測。同樣由表3可知：除子樣本五具AR(2)型態之核保循環，循環期間為5.44個月之外，其餘四個子樣本期間依然不具AR(2)核保循環(註7)。此驗證前述文獻所述：以AR(2)探討核保循環及其週期，隨著資料期間及資料型態的不同，循環是否存在、以及循環的長度亦將隨之產生改變。

註7 Grace與Hotchkiss (1995)指出：隨著資料選取期間的不同，以及資料型態為年資料、季資料、或月資料的差異，AR(2)的核保循環期間亦將產生不同的估計值，此點與本文對樣本期間分別估計時產生差異的結論相同。賴丞坡(2004)以離散傅利葉轉換模型進行台灣商業健康險的核保循環估計，發現1981/1-2004/4之商業健康險存在5.33年的核保循環，雖然與部分國外文獻6、7年的結論雷同，惟國外文獻的估計方法為AR(2)。除了估計方法與資料期間不同之外，另一方面賴丞坡(2004)的商業健康險除了本文之個人商業健康險之外，尚包括團險健康險，此亦可能為造成核保循環期間不同之因素。

表 3 樣本期間 1981/1-2008/12 之 AR(2) 模型估計結果，LR

變數	AR(2)	AR(2) <sub>1</sub>	AR(2) <sub>2</sub>	AR(2) <sub>3</sub>	AR(2) <sub>4</sub>	AR(2) <sub>5</sub>
Constant	0.04*** (4.46)	0.23*** (4.87)	0.08*** (3.08)	0.07*** (3.42)	0.19*** (4.73)	0.23*** (5.71)
LR <sub>t-1</sub>	0.62*** (11.51)	0.15 (0.92)	0.50*** (4.96)	0.45*** (3.87)	0.34** (2.53)	0.38** (3.00)
LR <sub>t-2</sub>	0.23*** (4.31)	-0.24 (-1.42)	0.26** (2.70)	0.25** (2.27)	-0.06 (-0.43)	-0.22* (-1.72)
R <sup>2</sup>	0.67	0.07	0.51	0.50	0.11	0.13
CL	NC	NC	NC	NC	NC	5.44

註：(a) AR(2)、AR(2)<sub>1</sub>、AR(2)<sub>2</sub>、AR(2)<sub>3</sub>、AR(2)<sub>4</sub>、AR(2)<sub>5</sub>、AR(2)<sub>6</sub> 分別代表 1981/1-2008/12、1981/1-1984/5、1984/6-1992/5、1992/6-1998/5、1998/6-2003/4、以及 2003/5-2008/12 之樣本期間。  
 (b) CL 代表核保循環週期，NC 表示無核保循環。  
 (c) \*\*\* 代表 1% 的顯著水準、\*\* 代表 5% 的顯著水準、\* 代表 10% 的顯著水準。  
 (d) 括號內為 t 值。

## (二) MS-AR(2)

由於整體樣本期間之損失率具有多個結構中斷點，顯示損失率可能有多個動態結構，但由於本文目的在探討核保損失率 / 利潤率的高低循環，因此以兩狀態的 MS 模型作為多個結構的簡約式進行估計。在 MS 模型下，AR(2) 的係數和狀態是相關的，亦即當狀態改變時，係數也隨著狀態的不同而改變，此謂之係數的時變性。茲定義本文之 MS-AR(2) 模型如下：

$$LR_t = \beta_{0,s_t} + \beta_{1,s_t} LR_{t-1} + \beta_{2,s_t} LR_{t-2} + \varepsilon_{s_t} \quad (5)$$

其中， $LR_t$  為第  $t$  期損失率。 $s_t$  為不可觀察的二元狀態變數，值為 1 或 2。 $\beta_{k,s_t}$  為  $s_t$  狀態下，常數項 ( $k = 0$ )、落後一期 ( $k = 1$ ) 和落後兩期 ( $k = 2$ ) 的係數。 $\varepsilon_{s_t}$  為不同狀態下的誤差項。

馬可夫轉換的估計方式一般可運用最大概似法 (Hamilton, 1989, 1990) 與貝式估計的 Gibbs Sampling (Kim, Nelson, & Startz, 1998) 兩種方法 (註<sup>8</sup>)。利用 Gibbs Sampling 估計法較不受樣本大小所影響，且當樣本數大、估計函數較為簡單及參數維度較低等

註<sup>8</sup> 兩種估計方法的推導過程與運作方法，請參考 Kim 與 Nelson (1999) 第九章及 Chib 與 Albert (1993)。

情況時，其估計結果仍與最大概似法相近。但當欲估計函數為高度非線性函數且具有許多區域最佳解與平坦點時，Gibbs Sampling 則較為適用。另外，當樣本數較小時，由於 Gibbs Sampling 估計結果不必仰賴漸進理論進行推論，只要先驗知識所提供的訊息夠充分且具真實性，即能達到估計的正確性與效率 (Koop, 2003)。因此本文採用 Gibbs Sampling 進行 MS 模型估計。MS 模型所區分出之兩狀態是否顯著，以 Wald test 檢定，而其虛無假設則根據式 (2) 加以設計。Engel 與 Hamilton (1990) 指出：具有馬可夫狀態循環的要件是本期狀態受到前期狀態影響，反之當期狀態與前期無關時不存在馬可夫狀態轉換。不存在馬可夫狀態的情形透過式 (2) 可表示如下：

$$P(s_t=1|s_{t-1}=1) = P(s_t=1|s_{t-1}=2) = P_{11} = P_{12} = 1 - P_{22}$$

亦即不論前期狀態  $j$  為 1 或 2，轉換到當期為狀態  $i=1$  的機率都相同，表示當期狀態不受前期狀態的影響。進一步將上式  $P_{11} = 1 - P_{22}$  移項整理成  $P_{11} + P_{22} = 1$  後，即為虛無假設  $H_0: P_{11} + P_{22} = 1$ ，代表損失率不具兩狀態馬可夫轉換，其檢定量如下：

$$\frac{(P_{11} + P_{22} - 1)^2}{\text{var}(P_{11}) + \text{var}(P_{22}) - 2\text{cov}(P_{11}, P_{22})} \sim \chi_1^2 \quad (6)$$

MS-AR(2) 之實證結果如表 4 所示。兩狀態檢定結果顯示卡方值為 154.47，顯著異於顯著水準 5% 的臨界值，拒絕沒有兩狀態的虛無假設。因此在 1981/1 至 2008/12 期間，台灣個人商業健康險的損失率動態結構可以區分為兩種狀態。

根據前述文獻探討，在硬性市場時，保險人為了降低虧損提高承保條件與費率，因此保費較高，損失率較低。反之軟性市場時，保費較低，損失率較高。但應用 MS 模型於核保循環時，並未有相關文獻探討如何定義軟硬市場。若採用各個狀態期間的平均損失率高低來區分市場，雖較為直接，但卻未考慮狀態的變化。因此本文由 (5) 式左右兩邊取期望值，導出不同狀態下的長期均衡損失率，亦即

$$E(LR_{s_t}) = \beta_{0,s_t} + \beta_{1,s_t} E(LR_{s_t}) + \beta_{2,s_t} E(LR_{s_t}) \quad (7)$$

將上式移項整理後可得

$$E(LR_{s_t}) = \beta_{0,s_t} / (1 - \beta_{1,s_t} - \beta_{2,s_t}) \quad (8)$$

藉由上式 (8) 計算長期均衡損失率的高低來界定軟硬狀態。亦即長期均衡損失率高之狀態為軟市場，而長期均衡損失率低之狀態則為硬市場。結果如表 4 所示，兩個

狀態的長期均衡損失率分別為 0.284、0.276。同時，兩狀態下之損失率落後一期項與二期項係數雖然均顯著為正，但可發現，軟狀態下損失率之長期效應 (0.688175+0.24884=0.93) 相較於硬狀態 (0.78) 為大，亦可間接說明硬市場的特徵。亦即損失 (即損失率之分子) 受到相同單位的衝擊時，由於硬市場的保費 (損失率之分母) 較高，因而使其長期效應相對降低。而在狀態持續方面，由表 4 可發現狀態從軟性市場轉移到硬性市場的機率 ( $P_{HS}$ ) 為 0.20 ( $P_{HS} = P_{21} = 1 - P_{11}$ )，從硬性市場轉移到軟性市場的機率 ( $P_{SH}$ ) 則為 0.19 ( $P_{SH} = P_{12} = 1 - P_{22}$ )。軟硬市場兩狀態的持續期間分別為 4.98 和 5.26 個月，合計約為 10.25 個月，亦即包含軟硬兩狀態的一個循環期間約為三季。

表 4 以 Gibbs Sampling 估計 MS-AR(2) 的實證結果

	狀態一 / 軟市場	狀態二 / 硬市場
Constant	0.018** (0.004, 0.036)	0.060** (0.031, 0.091)
LR {1}	0.688** (0.517, 0.872)	0.581** (0.437, 0.732)
LR {2}	0.249** (0.072, 0.417)	0.201** (0.047, 0.346)
E_LR	0.284	0.276
D	4.983	5.263
Std	0.019	0.045
P11	0.799	
P22		0.810
Chi-Squared (1)= 154.470 with Significance Level P < 0.0001		

註：(a) E\_LR 為長期均衡損失率，D 為狀態持續期間。

(b) 括號內為採用 2.5% 分位數與 97.5% 分位數所建構 95% 之貝氏信賴區間，\*\* 表示該估計參數平均值於 95% 貝氏信賴區間下顯著不為零。

## 二、影響軟硬狀態改變的經濟因子

狀態機率的估計是由一階平穩的公式 (1) 導出，並未加入其他影響因子。為探討相關經濟變數對軟硬狀態轉換的影響，本文逐一將各變數之平穩數列，亦即利率、平均每人國民所得取對數、失業率與醫療費用指數等數列取差分後之落後一期項，進行 Logit 迴歸分析。取落後一期的原因為：如式 (1) 所示，馬可夫狀態僅與前期狀態有關。

Logit 迴歸模型如下所示：

$$\ln \frac{\text{prob}_t(s_t=1)}{1 - \text{prob}_t(s_t=1)} = \beta_0 + \beta_1 D_{-} IR_{t-1} + \beta_2 D_{-} L_{-} PCGDP_{t-1} + \beta_3 D_{-} UR_{t-1} + \beta_4 D_{-} MEI_{t-1} \quad (9)$$



$D\_IR_{t-1}$  為落後一期利率之差分。 $D\_L\_PCGDP_{t-1}$  為取自然對數後落後一期平均每人國內生產毛額之差分。 $D\_UR_{t-1}$  為落後一期失業率之差分。 $D\_MEI_{t-1}$  為落後一期醫療費用指數之差分。 $\ln[\text{prob}_t(s_t=1) / (1 - \text{prob}_t(s_t=1))]$  為軟市場  $S_t=1$  與硬市場的機率勝算比 (Odds Ratio)，當邏輯斯迴歸的解釋變數係數為正時，代表其影響下一期軟市場發生的機率較高。如前所述，由於狀態不可觀測，因此 MS 模型僅能根據式 (1) 估計各時期狀態之平滑機率 ( $\hat{\xi}_{i|T}$ )，亦即在已知參數下任一樣本期間屬於不同狀態的機率。本文參考 Hamilton (1989) 作法，以式 (1) 估計所得之各期狀態平滑機率值  $\hat{\xi}_{i|T}$  高於或低於 0.5 作為劃分狀態標準，當狀態平滑機率值大於或等於 0.5 時為軟市場， $S_t=1$ 。反之當其機率值小於 0.5 時，則為硬市場， $S_t=0$ 。

實證結果如表 5，除了前一期失業率顯著為正外，其餘變數皆不顯著，因此失業率的改變是軟硬狀態轉換的決定性因素。原因可能是因為失業率上升，導致所得下降，因而保險需求降低，市場由賣方市場轉為買方市場，因此狀態由硬市場轉換為軟市場。

表 5 Logit 迴歸 - 軟硬市場狀態改變之決定性因素 (1981-2008)

變數	$\ln \frac{\text{prob}_t(s_t=1)}{1 - \text{prob}_t(s_t=1)}$			
Constant	0.605*** (5.184)	0.585*** (5.030)	0.578*** (5.017)	0.539*** (4.526)
$D\_IR_{t-1}$	0.692 (0.217)			
$D\_L\_PCGDP_{t-1}$		-0.717 (-0.174)		
$D\_UR_{t-1}$			1.211** (2.075)	
$D\_MEI_{t-1}$				0.316 (1.165)
Log Likelihood	-215.824	-216.618	-214.390	-215.823

註：(a) \*\*\* 代表 1% 的顯著水準、\*\* 代表 5% 的顯著水準、\* 代表 10% 的顯著水準。

(b) 括號內為 t 值。

### 伍、不同循環狀態下影響損失率的因素

本節將影響損失率的前述其他總體經濟變數加入馬可夫轉換迴歸 (MS-ARX)，進一步探討不同狀態下影響損失率的因素。由於本文的主要目的之一在於探討當市場存在不同狀態時，線性模型是否能描述各假說之下，變數之間的因果關係。因此以線性

迴歸模型作為後續馬可夫轉換迴歸的比較基礎，比較兩者的實證結果。

### 一、因果關係檢定

由於樣本為時間序列資料，因此除前述之資料處理部分的單根檢定外，另以因果關係檢定確定各項變數間是否具回饋關係，檢定結果如表 6 所示：損失率與其他變數間均不具回饋關係。

表 6 因果關係檢定：1981/1-2008/12

虛無假設	F-Statistic		Relation
D_L_PCGDP and LR			
D_L_PCGDP does not Granger Cause LR	0.013	(0.911)	×
LR does not Granger Cause D_L_PCGDP	2.306	(0.130)	×
D_IR and LR			
D_IR does not Granger Cause LR	0.754	(0.386)	×
LR does not Granger Cause D_IR	0.030	(0.863)	×
D_UR and LR			
D_UR does not Granger Cause LR	1.745	(0.187)	×
LR does not Granger Cause D_UR	0.112	(0.739)	×
D_MEI and LR			
D_MEI does not Granger Cause LR	0.005	(0.942)	×
LR does not Granger Cause D_MEI	0.036	(0.850)	×

### 二、線性迴歸模型 (ARX)

線性迴歸模型如下所示：

$$LR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LR_{t-1} + \alpha_2 LR_{t-2} + \alpha_3 D\_IR_{t-1} + \alpha_4 D\_L\_PCGDP_{t-1} + \alpha_5 D\_UR_{t-1} + \alpha_6 D\_MEI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中， $\alpha_i$  為估計係數。 $LR_{t-1}$ 、 $LR_{t-2}$  分別為落後一期與兩期的損失率。 $\varepsilon_t$  為誤差項。其餘變數定義如前所述。

線性迴歸實證結果如表 7 所示，截距項、落後一期與兩期之損失率皆顯著為正，其餘變數則均不顯著。由於在資料期間有四個結構性轉換點，因此將 1984/5、1992/5、1998/5 以及 2003/4 設為虛擬變數如下：

$$LR_t = \alpha_0 D_{1984/5} + \alpha_1 D_{1992/5} + \alpha_2 D_{1998/5} + \alpha_3 D_{2003/4} + \alpha_4 LR_{t-1} + \alpha_5 LR_{t-2} + \alpha_6 D\_IR_{t-1} + \alpha_7 D\_L\_PCGDP_{t-1} + \alpha_8 D\_UR_{t-1} + \alpha_9 D\_MEI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

表 7 線性迴歸 ARX 實證結果

變數	Model 1 without break dummy	Model 2 with break dummy
Constant	0.041***	(4.437)
D1984/5	0.081***	(6.646)
D1992/5		0.123*** (7.027)
D1998/5		0.088*** (6.970)
D2003/4		0.098*** (6.745)
LR <sub>t-1</sub>	0.622*** (11.499)	0.504*** (8.934)
LR <sub>t-2</sub>	0.228*** (4.230)	0.132** (2.406)
D_IR <sub>t-1</sub>	0.007 (0.806)	0.001 (0.101)
D_UR <sub>t-1</sub>	-0.011 (-1.197)	-0.003 (-0.354)
D_L_PCGDP <sub>t-1</sub>	0.012 (0.197)	0.027 (0.469)
D_MEI <sub>t-1</sub>	-0.000 (-0.004)	-0.001 (-0.142)
R <sup>2</sup>	0.670	0.698

註：(a) \*\*\* 代表 1% 的顯著水準、\*\* 代表 5% 的顯著水準、\* 代表 10% 的顯著水準。

(b) 括號內為 t 值。

結果發現四個虛擬變數均顯著，說明損失率與其他經濟因子間的關係因四個時間斷點而產生結構性改變，但其餘變數均與不設虛擬變數時相同。因此在 ARX 模型下，僅損失率之落後期項可解釋損失率，其他各項核保循環假說均無法得到驗證。

### 三、馬可夫轉換迴歸模型 (MS-ARX)

為驗證不同狀態下的各項核保循環假說是否產生差異，本節以損失率作為應變數

進行馬可夫轉換迴歸分析。模型如下所示：

$$LR_t = \theta_{0,s_t} + \theta_{1,s_t} LR_{t-1} + \theta_{2,s_t} LR_{t-2} + \theta_{3,s_t} D\_IR_{t-1} + \theta_{4,s_t} D\_L\_PCGDP_{t-1} + \theta_{5,s_t} D\_UR_{t-1} + \theta_{6,s_t} D\_MEI_{t-1} + e_{s_t} \quad (12)$$

其中， $\theta_{i,s_t}$  為估計係數。 $s_t$  為不可觀察的二元狀態變數，值為 1 或 2。 $e_{s_t}$  為誤差項。其餘變數定義同上。實證結果如表 8 所示。

由表 8 可知，除了在線性迴歸模型顯著為正的落後期損失率之外，其他不顯著的變數在馬可夫轉換迴歸中亦呈現顯著，且不同狀態的顯著變數亦不相同，顯示軟 / 硬市場影響損失率的因素確實具備差異。

表 8 馬可夫轉換迴歸實證結果

變數	LR		Economic LR	
	狀態一 / 軟市場	狀態二 / 硬市場	狀態一 / 軟市場	狀態二 / 硬市場
Constant	0.023** (0.007, 0.041)	0.060** (0.027, 0.095)	0.019** (0.005, 0.036)	0.060** (0.028, 0.094)
LR <sub>t-1</sub>	0.645** (0.492, 0.804)	0.579** (0.418, 0.742)	0.645** (0.496, 0.807)	0.580** (0.418, 0.744)
LR <sub>t-2</sub>	0.279** (0.121, 0.435)	0.195** (0.029, 0.359)	0.289** (0.131, 0.441)	0.184** (0.013, 0.345)
D_UR <sub>t-1</sub>	0.009 (-0.009, 0.027)	-0.037** (-0.072, -0.004)	0.008 (-0.009, 0.025)	-0.035** (-0.069, -0.003)
D_IR <sub>t-1</sub>	0.027** (0.008, 0.047)	-0.001 (-0.026, 0.023)	0.024** (0.004, 0.043)	-0.001 (-0.025, 0.023)
D_MEI <sub>t-1</sub>	-0.003 (-0.009, 0.004)	0.007 (-0.008, 0.025)	-0.003 (-0.009, 0.004)	0.008 (-0.007, 0.025)
D_L_PCGDP <sub>t-1</sub>	-0.088 (-0.291, 0.123)	0.070 (-0.148, 0.297)	-0.059 (-0.252, 0.143)	0.051 (-0.152, 0.273)
E_LR	0.303	0.267	0.294	0.255
D	4.944	4.786	4.999	4.733
Std	0.019	0.046	0.019	0.044
P11	0.798		0.80	
P22		0.791		0.789

Chi-Squared(1)= 146.52 with Significance  
Level P < 0.001

Chi-Squared(1)= 147.39 with Significance  
Level P < 0.001

註：(a) Economic LR 為經濟損失率，乃理賠金額折現與簽單保費之比率。

(b) MS-ARX 模型括號內為採用 2.5% 分位數與 97.5% 分位數所建構 95% 之貝氏信賴區間，\*\* 表示該估計參數平均值於 95% 貝氏信賴區間下顯著不為零。

在損失率較高的軟市場中，影響損失率的顯著變數除了損失率本身之落後項之外，利率變動對損失率有顯著正向影響，此與多數文獻發現利率變動對保費有負向影響的結果一致 (Fields & Venezian, 1989; Haley, 1993; Doherty & Kang, 1988; Doherty & Garven, 1995)。由於軟市場處於較為競爭的市場狀態，在均衡保費為損失折現的定價原理下，利率與均衡保費 / 均衡損失率將呈現反 / 正向變動，符合利率變動假說、理性預期假說以及保險資本資產定價假說。然而這些假說在硬市場卻均無法得到驗證，雖然在統計上不顯著，但利率變動對於硬市場的損失率卻具負向影響。此有可能因為利率降低直接影響損失折現因子，而使損失率分子之損失折現值增加，即使利率降低導致新保單需提高保費，然而因損失率分母之保費包含新舊保單，加上硬市場的核保趨於嚴謹，無法充分反映保費的增加，致使整個損失率的比率上升 (Choi, Hardigree, & Thistle, 2002)。本文另以 Winter (1994) 定義之經濟損失率，亦即以理賠金額折現對簽單保費比率再次進行分析，亦產生相同結果。

另一方面，落後一期的 GDP 在軟 / 硬市場兩狀態中皆不顯著，然失業率一般與 GDP 有連動關係。亦即景氣較差通常伴隨高失業率及低 GDP，所得效果導致保險需求降低，因此保費收入下降，損失率增加，此即為理性預期假說。雖然統計上不顯著，但軟市場的損失率與失業率、GDP 之間分別存在此正 / 負向的關係，與 Chen et al. (1999) 之新加坡、馬來西亞及南韓，以及 Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 之多數西方國家的實證結果相同。然而在損失率較低的硬市場中，除損失率本身的落後期外，落後一期的失業率變動對損失率卻具顯著負向影響，此與 Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 的日本產險以及 Chen et al. (1999) 日本及台灣產險的實證結果相同。推測原因可能由於硬性市場的監理規範導致保險供給減少，而抵減了失業率下降及 GDP 增加的所得效果，造成保費收入成長率不及失業率減少率，而導致損失率不降反升。Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 將日本 GDP 對產險保費產生負向，從而對損失率產生正向影響歸因於日本保險監理的種種規範限制，包括限制外商產險公司在日本設立經營。由圖 2 可以清楚看出，灰色區域代表硬性市場之狀態機率較高的期間，亦即軟市場轉到硬市場、以及硬市場停留在硬市場的機率較高的時期。尤其在 2000 年以及 2002 至 2004 年間灰色區域最為明顯，此正值商業健康保險損失率可能過高之風險開始受到重視的時期，其間壽險公司紛紛推出附有保費調整機制的健康保險，或停止銷售理賠無

上限的終身醫療保險。亦即在硬市場的情況下，保險降低供給的幅度大於失業率降低所帶來的保險需求增加，因而失業率變動對損失率有負向影響。此亦可佐證 Chen et al. (1999) 以及 Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 的實證結果：相較市場較為競爭的歐美各國，若市場監理力量較大，如日本及台灣，則失業率與損失率存在負向關係。另外，此期間正值台灣經歷 SARS 風暴的不景氣時期，一般甚或慢性病患亦減少至醫院看診，導致壽險公司的個人商業商業個人健康保險理賠金額降低，此亦可能造成損失率與失業率間負向關係的因素。

值得注意的是，兩個狀態之損失率皆受到落後一期與二期項的顯著正向影響，此再度證實台灣個人商業醫療保險的軟 / 硬市場兩狀態並不符合 AR(2) 循環特性。

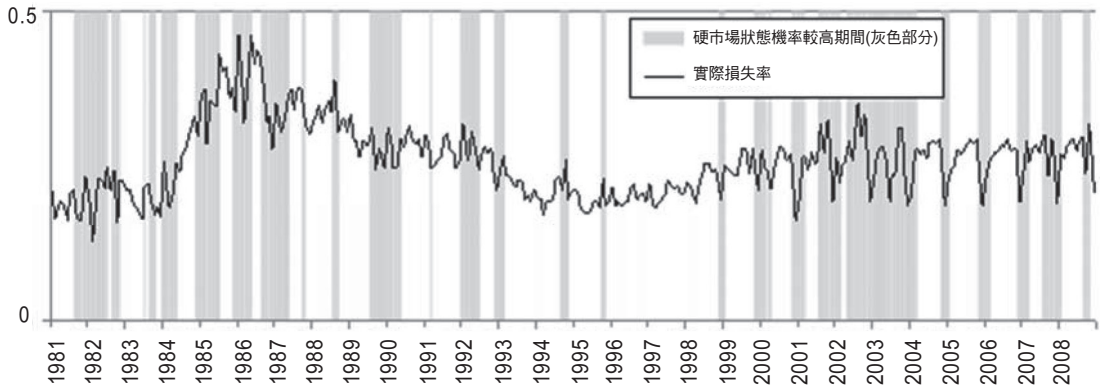


圖 2 馬可夫轉換迴歸狀態機率圖與實際損失率

## 陸、結論

本文主要目的在於探討台灣商業個人健康保險是否存在核保循環、循環的型態及其影響因素。根據本文實證結果，首先在循環是否存在及其型態方面，台灣商業個人健康保險雖然依樣本期間的不同而不一定有 AR(2) 循環，但均存在馬可夫兩狀態循環，惟其狀態循環週期亦會隨樣本而變，例如本文以商業個人健康保險之損失率年資料進行分析時，發現狀態循環週期約為 6 年，而非月資料的 10 個多月。本文 AR(2) 的實證結果與文獻的發現一致，亦即隨著資料期間的不同，AR(2) 循環是否存在、以及 AR(2) 循環的長度均會有不同結論。而在 MS 模型的實證結果則發現，不符合 AR(2) 循環條件之核保利潤率數列亦具備高 / 低兩種狀態交替。此可能由於 MS 模型藉由二元狀態，將損失率序列由多個中斷點複合而成的動態結構，簡約為高低兩種狀態之故。經由期望值公式推導所計算的長期均衡損失率，本文將 MS 模型所估計的兩狀態對應台灣商業個人健康保險市場的軟 / 硬市場型態，且由邏輯斯迴歸發現失業率的改變是軟硬狀態轉換的決定性因素。

其次在影響核保損失率方面，本文實證結果發現線性模型無法正確捕捉損失率與總體經濟變數間，隨著不同的循環階段，而改變其間影響關係的時變現象，因而各項核保循環假說難以得到驗證。而在迴歸中加入狀態變數的馬可夫轉換模型，則發現影響軟 / 硬市場損失率的總體經濟變數並不相同，對於文獻上各項核保循環假說的分歧實證結果做了最好的驗證。在損失率較高且市場較為競爭的軟市場，利率變動假說、理性預期假說以及保險資本資產定價假說可以解釋核保利潤率。然而這些假說在核保緊縮、監理力量較大的硬市場卻均無法得到驗證，此亦驗證 Lamm-Tennant 與 Weiss (1997) 以及 Chen et al. (1999) 對於發展中國家保險市場的實證分析，亦即由於政策干預及市場受到高度監理，導致實證結果與各項核保循環假說之預期不符。

造成核保循環階段不同，損失率的影響因素亦隨之不同的原因，除了軟 / 硬性市場之損失率的變異程度不同外，亦與市場競爭狀態、保險人核保政策的寬鬆與否所導致市場上存在的不良風險比率高低、以及失業率是否引發保險需求降低與道德風險等因素間的彼此消長有關。後續研究可針對其他險種市場，探討加入狀態變數後，不同的險種是否亦存在軟硬兩種市場型態，並驗證險種間核保循環之不同階段下的影響變數是否產生差異。

## **An Analysis of the Underwriting Cycle in Taiwan's Private Health Insurance: The Second-Order Autoregressive Model vs. the Markov Switching Model**

---

Chao-Hsin Lin, Associate Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Kaohsiung First University of Science and Technology

Shuo-Fen Hsu, Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Kaohsiung First University of Science and Technology

Su-Chu Chen, Ph.D. Candidate, Graduate School of Management, National Kaohsiung First University of Science and Technology

### **Summary**

It is widely believed that the property/liability insurance industry is characterized by a repeating series of market conditions, known as the underwriting or insurance cycle, often measured by accounting profitability. Similar to business cycles, underwriting cycles consist of alternating phases of hard and soft markets, which can create problems. On the one hand, high prices and restrictive underwriting in a hard market may disrupt the flow of goods and services. Thus, consumers may find insurance unaffordable or unavailable. On the other hand, although consumers may benefit from the soft market, it may cause insolvencies and create social externalities if insurers price and underwrite too aggressively. Consequently, policymakers and economists are interested in the factors that influence insurance cycles. The main purpose of this paper is to analyze the underwriting cycle in Taiwan's private health insurance, and to discuss the variables that influence it.

A substantial body of insurance literature has been developed to explain the causes of insurance cycles. The capacity constraints hypothesis, assuming that the insurance market operates irrationally, argues that capacity or surplus is negatively correlated to the underwriting margin or profits. The second explanation, which is related to the rational expectations/institutional intervention hypothesis, suggests that the underwriting cycle is created by external factors and market characteristics. This theory shows that there is an inverse relationship between interest rates and price because premiums are determined by discounting the expectations of future losses using a risk-adjusted interest rate. The third explanation focuses on a different financial approach to insurance pricing: an insurance policy is viewed as risk debt; while the premium equals to policy expenses, plus the expected present value of claims, adjusted by the risk of default. The value of the bankruptcy put decreases in the firm's surplus and increases in the variance of losses. It thus follows that price increases with the amount of surplus and decreases with the variance of losses.



These theoretical hypotheses have attempted to explain the insurance underwriting cycle, yet empirical studies have not fully reached a consensual estimate for determining the exact cause of the underwriting cycle. One possible reason is that, although there is indeed a relationship between the loss-ratio/profit-margin and the economic fundamentals as predicted by many theories of the underwriting cycle, nonlinear factors involved are not taken into account. The conflicting results documented in the literature warrant a further examination of the robustness of these findings using different and probably more appropriate econometric techniques. This paper diverges from the literature in that it proposes a Markov Switching (MS) model with two regimes representing soft and hard markets to catch the cyclical behavior of the underwriting profit margin.

Contrary to previous approaches, we employ the MS model, which is flexible and features a mixture of two or more distributions. Dynamic models with MS have offered new perspectives in many economic areas, such as macroeconomic fluctuations, the behavior of foreign exchange rates, and real interest rates. The advantage of such approach is that it lets the statistical properties of the data suggest the regimes presented in the series without distributional assumptions. In addition, it also allows the identification of the probabilistic structure of the transition from one regime to another so that the soft/hard market can be identified. With regard to the case of the insurance underwriting cycle, one can expect the transition speed from one soft market regime to another to be much faster, since the onset of the crisis, the rapidly decreased insurance supply, represents a major regime shift. It is natural to think, therefore, that a MS model would be especially appropriate to capture the features of the data. In particular, MS autoregressive processes in the loss ratio are interpreted as being stochastic underwriting cycle models, where soft and hard markets are modeled as switching regimes of a stochastic process. The regimes are associated with different conditional distributions of the loss ratio for each regime. Within the framework, the approach solves the actual marginal likelihood function for the loss ratio and also maximizes the likelihood function with respect to the population parameters. Furthermore, as a by-product, this approach allows us to calculate the optimal inference on the latent state of the economy by assigning probabilities to the unobserved soft and hard markets, conditional on the available information set on the observed behavior of the series. The tests and analyses of the underwriting cycles are performed in two stages. We first investigate the existence of the underwriting cycle during the data period by AR(2) with ordinary least squares and by MS regression. In the second stage, we analyze the causes of the underwriting cycle under different regimes. The relationship between underwriting

profitability and the variables associated with the capacity constraint and interest rate hypotheses is examined using both linear and MS regression. The significant results obtained from these two regression models are then compared to verify if the characteristics of the underwriting cycle remain the same before/after the structure changes and under different regimes.

The Zivot and Andrews test indicates four breaks in the entire sample period: in 1984/5, 1992/5, 1998/5 and 2003/4, respectively. The dynamics of the underwriting cycle before/after these breaks exhibit distinct differences. The empirical results show that, except for sub-sample 5 with cyclical length of 5.44 months, there is no AR(2) cycle for the rest of the sub-samples as well as the entire sample period. However, the cyclical behavior can be captured by the MS model with the two regimes representing the soft and hard markets in Taiwan's private health insurance market. Regime 1 represents the period of soft market with low variance. Regime 2 is characterized by a higher variance relative to regime 1 and represents the period of hard market. In addition, this paper compares the results of the linear and the MS regressions to explore the reasons for the variations in loss ratio during a regime shift. We confirm our hypothesis that the variables affecting the underwriting profit margin differ substantially across the regime switch. For the soft market described by regime 1, we find a significantly positive relationship between loss ratio and interest rates, which coincides with the hypotheses of fluctuation in interest rates, rational expectations, and capacity constraints. However, we find no such evidence for regime 2. In contrast, while not significant in regime 1, the relationship between unemployment rate and loss ratio is negative with high statistical significance in regime 2. This implies that the insurance market behaves differently in the hard market and soft market phases of the underwriting cycle. In other words, there is a regime shift with different parameter values governing the underwriting profits in different phases of the cycle.

Despite the observations that the insurance market may behave quite differently between soft and hard markets, there are few empirical studies in the literature on the behavior of the underwriting cycle. The hypotheses regarding the underwriting cycle in the literature cannot be fully explained by the linear model, because the latent state variable is omitted in the regression. We demonstrate that the MS regression model is well suited to capture the distinct characteristics of the loss ratio under different cycle stages with estimated time-varying parameters. We argue that the MS is well suited for rational expectation applications, in that it does not require the initial regimes to be predetermined. The model is conceptually appealing, because over time the variable of interest, such as the

accounting profitability measure of the underwriting cycle, is regarded as having a certain probability of switching abruptly between two regimes. Moreover, MS incorporates less prior information. A filtered regime probability in an MS model can be interpreted as a transition function which is estimated flexibly from the data. We can relax the ex-anti assumption, having the regime shift determined by the maximum likelihood ratio calculated by the estimated underwriting profit margin/loss ratio, which fluctuates over time. Through the MS model proposed in this paper, we find that soft and hard market regimes are characterized by different parameters; hence, no single hypothesis can explain the whole underwriting cycle process because of the regime shift. The mixed empirical results in the literature may be because single econometric model cannot deal with two distinct dynamics of the underwriting cycle. The motivation for this paper stems from the fact that an analysis of the underwriting cycle without distinguishing different regimes may not reflect the true relationship between the profit margin/loss ratio and relevant variables. An analysis of this relationship in different regimes can shed new light on the explanation for the cause of the underwriting cycle.

## 參考文獻

- 許文彥，2009，第二版，保險學—風險管理與保險，台北：新陸書局。(Hsu, Wen-Yen. 2009. *Risk management and insurance* (2nd ed.). Taipei, TW: Hsin-Lu Publisher.)
- 韋端，2003，「SARS 事件對台灣經濟之衝擊與對策」，國家政策論壇季刊，92 (秋) 頁 19-30。(Wei, Tuan. 2003. The impacts of SARS on Taiwan's economy and its countermeasures. *National Policy Forum*, 92 (Autumn): 19-30.)
- 賴丞坡，2004，探討台灣保險之三篇論文，國立中正大學企業管理研究所未出版之博士論文。(Lai, Cheng-Po. 2004. *Three essays on the Taiwan insurance market*. Unpublished doctoral dissertation, Department of Business Administration, National Chung Cheng University.)
- Bloom, T. S. 1987. Cycles and solutions. *Best's Review: Property/Casualty Insurance*, 88 (6): 20-24.
- Born, P., & Santerre, R. E. 2008. Unraveling the health insurance underwriting cycle. *Journal of Insurance Regulation*, 26 (3): 65-84.
- Cassidy, S. M., Hardigree, D. W., & Hogan, A. M. B. 1996. Underwriting cycles in health insurance. *Journal of Insurance Regulation*, 14 (4): 504-517.
- Chen, R., Wong, K. A., & Lee, H. C. 1999. Underwriting cycles in Asia. *The Journal of Risk and Insurance*, 66 (1): 29-47.
- Chib, S., & Albert, J. H. 1993. Bayesian inference via Gibbs sampling of autoregressive time series subject to Markov mean and variance shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 11 (1): 1-15.
- Choi, S., Hardigree, D., & Thistle, P. D. 2002. The property/liability insurance cycle: A comparison of alternative models. *Southern Economic Journal*, 68 (3): 530-548.
- Chow, G. C. 1960. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28 (3): 591-605.
- Cummins, J. D., & Danzon, P. M. 1991. Price shocks and capital flows in property-liability insurance. In J. D. Cummins, S. E. Harrington, & R. W. Klein (Eds.), *Cycles and crises in property/casualty insurance: Causes and implications for public policy*: 73-121. Kansas City, KS: National Association of Insurance Commissioners.
- Cummins, J. D., Harrington, S. E., & Klein, R. W. 1991. Cycles and crises in property/casualty insurance: Causes and implications for public policy. *Journal of Insurance Regulation*, 10 (1): 50-93.
- Cummins, J. D., & Outreville, J. F. 1987. An international analysis of underwriting cycles in

- property-liability insurance. *The Journal of Risk and Insurance*, 54 (2): 246-262.
- Doherty, N. A., & Garven, J. R. 1995. Insurance cycles: Interest rates and the capacity constraint model. *Journal of Business*, 68 (3): 383-404.
- Doherty, N. A., & Kang, H. B. 1988. Interest rates and insurance price cycles. *Journal of Banking and Finance*, 12 (2): 199-214.
- Drechsler, D., & Jütting, J. P. 2005. *Private health insurance in low- and middle-income countries: Scope, limitations, and policy responses*. Working paper, OECD Development Centre.
- Engel, C., & Hamilton, J. D. 1990. Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it. *American Economic Review*, 80 (4): 689-713.
- Fields, J. A., & Venezian, E. C. 1989. Interest rates and profit cycles: A disaggregated approach. *The Journal of Risk and Insurance*, 56 (2): 312-319.
- Formisano, R. A. 1989. Cyclical behavior of health insurance results: An exploratory analysis. *Benefits Quarterly*, 5 (3): 51-57.
- Fung, H., Lai, G. C., Patterson, G. A., & Witt, R. C. 1998. Underwriting cycles in property and liability insurance: An empirical analysis of industry and by-line data. *The Journal of Risk and Insurance*, 65 (4): 539-561.
- Gabel, J., Formisano, R., Lohr, B., & DiCarlo, S. 1991. Tracing the cycle of health insurance. *Health Affairs*, 10 (4): 48-61.
- Goldfeld, S. M., & Quandt, R. E. 1976. *Studies in nonlinear estimation*. Cambridge, MA: Ballinger Publishing Company.
- Grace, M. F., & Hotchkiss, J. L. 1995. External impacts on the property-liability insurance. *The Journal of Risk and Insurance*, 62 (4): 738-754.
- Gron, A. 1994a. Capacity constraints and cycles in property-casualty insurance markets. *The Rand Journal of Economics*, 25 (1): 110-127.
- \_\_\_\_\_. 1994b. Evidence of capacity constraints in insurance markets. *Journal of Law and Economics*, 37 (2): 349-377.
- Grossman, J. M., & Ginsburg, P. B. 2004. As the health insurance underwriting cycle turns: What next? *Health Affairs*, 23 (6): 91-102.
- Haley, J. D. 1993. A cointegration analysis of the relationship between underwriting margins and interest rates: 1930-1989. *The Journal of Risk and Insurance*, 60 (3): 480-493.
- \_\_\_\_\_. 1995. A by-line cointegration analysis of underwriting margins and interest rates in the property liability industry. *Journal of Risk and Insurance*, 62 (4): 755-763.

- Hamilton, J. D. 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2): 357-384.
- \_\_\_\_\_. 1990. Analysis of the time series subject to change in regime. *Journal of Econometrics*, 45 (1/2): 39-70.
- Hansen, B. E. 2001. The new econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. labor productivity. *The Journal of Economic Perspectives*, 15 (4): 117-128.
- Harrington, S. E., & Danzon, P. M. 1994. Price cutting in liability insurance markets. *Journal of Business*, 67 (4): 511-538.
- Kim, C. J. 1994. Dynamic linear models with Markov switching. *Journal of Econometrics*, 60 (1/2): 1-22.
- Kim, C. J., & Nelson, C. R. 1999. *State-space models with regime switching, classical and gibbs sampling approaches with applications*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Kim, C. J., Nelson, C. R., & Startz, R. 1998. Testing for mean reversion in heteroscedastic data based on Gibbs sampling augmented randomization. *Journal of Empirical Finance*, 5 (2): 131-154.
- Koop, G. 2003. *Bayesian econometrics*. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Lai, G. C., & Witt, R. C. 1990. *A microeconomic theory of the commercial liability insurance crisis under uncertainty*. Working paper, Department of Finance, University of Texas at Austin.
- \_\_\_\_\_. 1992. Changed insurer expectations: An insurance-economics view of the commercial liability insurance crisis. *Journal of Insurance Regulation*, 10 (3): 342-393.
- Lamm-Tennant, J., & Weiss, M. A. 1997. International insurance cycles: Rational expectations institutional intervention. *The Journal of Risk and Insurance*, 64 (3): 415-439.
- Leng, C. C. 2006. Stationarity and stability of underwriting profits in property-liability insurance. *The Journal of Risk Finance*, 7 (1): 49-63.
- Leng, C. C., & Meier, U. B. 2006. Analysis of multinational underwriting cycles in property-liability insurance. *The Journal of Risk Finance*, 7 (2): 146-159.
- Leng, C. C., & Venezian, E. C. 2003. Underwriting cycles: Are the data consistent with "rationally priced" cycles? *Insurance and Risk Management*, 71 (3): 435-454.
- Niehaus, G., & Terry, A. 1993. Evidence on the time series properties of insurance premiums and causes of the underwriting cycle: New support for the capital market imperfection hypothesis. *The Journal of Risk and Insurance*, 60 (3): 466-479.

- Rosenblatt, A. 2004. The underwriting cycle: The rule of six. *Health Affairs*, 23 (6): 103-106.
- Smith, M. L. 1989. Investment returns and yields to holders of insurance. *Journal of Business*, 62 (1): 81-98.
- Stewart, B. D. 1984. Profit cycles in property-liability insurance. In J. D. Long, & E. D. Randall (Eds.), *Issues in insurance*: 273-334. Malvern, PA: American Institute for Property and Liability Underwriters.
- Urrutia, J. L. 1996. What triggers the underwriting cycle? *International Journal of Finance*, 8 (1): 1-14.
- Venezian, E. C. 1985. Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance. *The Journal of Risk and Insurance*, 52 (3): 477-500.
- Venezian, E. C., & Leng, C. C. 2006. Application of spectral and ARIMA analysis to combined-ratio patterns. *The Journal of Risk Finance*, 7 (2): 189-214.
- Winter, R. A. 1988. The liability crisis and the dynamics of competitive insurance markets. *Yale Journal of Regulation*, 5 (2): 455-499.
- \_\_\_\_\_. 1991. The liability insurance market. *The Journal of Economic Perspectives*, 5 (3): 115-136.
- \_\_\_\_\_. 1994. The dynamics of competitive insurance markets. *Journal of Financial Intermediation*, 3 (4): 379-415.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. 1992. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the Unit-Root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3): 251-270.

## 作者簡介

### 林兆欣

美國伊利諾理工 (Illinois Institute of Technology, IIT) 資訊科學博士，目前為國立高雄第一科技大學風險管理與保險系所副教授。研究領域主要為模擬計算與風險理論相關議題。學術論文曾發表於 Journal of Risk and Insurance、Journal of Risk Research、Expert Systems with Applications、管理評論、風險管理學報等學術期刊。

### \* 許碩芬

日本國立神戶大學商學博士 (保險論專攻)，目前為國立高雄第一科技大學風險管理與保險系所教授。研究領域主要為保險經濟、風險理論與全民健保相關議題。學術論文曾發表於 Journal of Risk and Insurance、Journal of Risk Research、Health Policy、管理學報、管理評論、風險管理學報、保險專刊、公營事業評論等學術期刊。

### 陳思竹

國立高雄第一科技大學管理學院管理研究所博士生，主要研究興趣為風險管理與保險。

---

作者衷心感謝兩位匿名評審及呂瑞秋教授、陳建宏教授所提供的寶貴意見。並感謝國科會專題研究計畫之補助 (計畫編號 NSC97-2410-H-327-013)。

\*E-mail: shuofen@ccms.nkfust.edu.tw