

考量結構性變化之美國總體經濟與購併行為之互動

On the Dynamic Relationships with Structural Breaks among US's M&A and Macroeconomic Fundamentals

聶建中*

Chien-Chung Nieh

摘要：本文先經文獻整理，得知國內生產毛額、股價、利率、通貨膨脹以及失業率等五個總體經濟變數對購併行為發生之影響至巨。研究之進行，於考量內生結構性變化(endogenous structural break)下，利用多項時間序列方法，深入探討購併行為與相關總體經濟變數間之長、短期動態互動。由研究結果綜合發現，五個總體變數與購併行為之間，無論考量結構性變化與否，皆支持長期均衡共整關係之存在，另於所選取進行探討之五個總體經濟變數中，股價及物價與購併活動之關係最為相互影響；而購併活動之走勢，亦受物價之短暫衝擊影響，至於購併活動之短暫衝擊，則影響至失業率以及國內生產毛額；另外，在波動變異上，亦發現物價為購併行為波動產生之主要解釋因子，而購併活動則對失業率之波動變異產生顯著之解釋力。綜上所述，發現若當物價反應在購併投資成本上時，無論於短期之衝擊或波動變異之產生，物價之走勢將為購併行為之主要影響因子，吾人若要瞭解購併行為之活動，掌握物價之走勢，似為主要方針，而政府相關單位，若要遏止購併活動之過渡波動變化，穩定物價亦為最主要策略。

關鍵詞：購併、總體經濟變數、時間序列、結構性變化

Abstract: We found from the previous literature that the five macroeconomic fundamentals - GDP, stock price, interest, inflation, and the unemployment rate - are potentially correlated with the number of merger and acquisitions (M&A). We thus employ various time series methodologies to investigate the dynamic relationship among US's M&A and these five variables with the consideration of structural breaks. The overall finding first shows that, whatever an existing of the structural break, there exist long-run equilibrium relationship among M&A and macroeconomic variables considered. Moreover, pairs of M&A and stock price and M&A and inflation are significantly interacted.

* 淡江大學財務金融系所副教授兼系主任

Corresponding author: Chien-Chung Nieh, Ph.D., Associate Professor & Chairman of the Department

From the impulse response analysis, with the exception of M&A itself, the shock of inflation shows relatively higher impact on M&A. On the other hand, the shock of M&A shows a positive effect on the GDP and a negative effect on the unemployment rate. Among the forecast error variances, the inflation well explains the variance of the M&A; whereas, M&A shows strong power in explaining the variance of the unemployment rate. Since the price level is the key factor affecting the trend of M&A, we should suggest policy makers to focus on the price stability in means of control the movement of M&A.

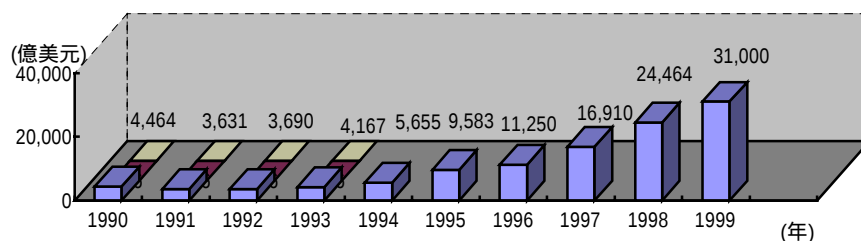
Keywords: M&A, Macroeconomic Fundamentals, Time Series, structural break

壹、緒論

在資訊科技、網際網路兩股主要勢力，主導世界經濟走向之下，全球整個產業經濟，面臨相當大的衝擊，且電子商務的興起，使得競爭更加無國界無時差，這讓產業界面臨更鉅烈的挑戰，因此企業為對抗經濟環境快速變遷，及產業型態轉變，紛紛尋求「購併」(Merger and Acquisitions；簡稱 M&A)以鞏固其市場佔有率，並提昇本身對抗風險的競爭力。而網際網路、電子商務的興起大大的縮短各國間的貿易距離，使各國的企業除了要面對國內同業間的競爭外，尚須抵抗外來入侵的新勢力，購併的類型也因此由傳統的本土金融業之間的同業間的水平、垂直合併擴大至多角化經濟的跨國性複合式合併。Smith and

Bizzell (1991)及 Whittington (1995)提到為透過收購與合併的進行，不但可快速提升一國的國際化程度，企業的持續成長亦能因而有效達成。購併活動因而成為一股全球性的企業經營浪潮，並由歐、美地區漫延到亞洲地區。

依購併件數與金融來看，自 1992 年後，全球購併活動隨經濟發展而不斷增加(見圖 1)，在 1995 年全球購併金額大幅成長至 9,583 億美元，1999 年歐元(euro)的誕生，促使歐洲境內商務藩籬減少，使跨國籌資更加容易，並刺激國際企業結盟與購併，使當年全球購併金額達到歷史的高峰，較 1998 年成長了 19%，其中歐洲國家購併金額約佔全球的四分之三。而今邁入二十一世紀，累計 2000 年之前三季量，成交金更已高達 2 兆 6,700 億美元¹。



資料來源：美國證券公司資料

圖 1 全球購併企業金額

再就全球購併金額前十大案件觀之，2000 年上半，計有 5,290 億美元(見表 1)。而以地區別分析，各地區前十大購併案件累計金額(見圖 2)，美國地區則計有 3,153 億美元；歐洲地區累積金額達 2,201 億美元；英國地區則計有 1,897 億美

元；而亞洲地區僅有 561 億美元。由此可知，此波全球購併熱潮來勢洶洶，其中，傲居全球金融之首的「美國」因為進入了前所未有的一高二低「新經濟」時代²，其國內的景氣一片欣欣向榮，一掃先前的陰

¹第一季全球購併活動伴隨著多件大規模購併案件的進行，累計成交金額達 1 兆 1,210 億美元，表現搶眼，第二季由於受全球股市震盪的影響雖大幅減少至 7,610 億美元，而第三季金額高達 7,880 億美元。

²高成長、低物價、低失業率。

羣，其購併熱潮隨著景氣的好轉有著加溫的趨勢，在 2000 年上半年全球前十大購併案件中表現最為亮

麗，其次為歐洲，再次為英國，最後為亞洲地區。

表 1 2000 年上半年全球前十大購併案件成交金額表

單位：百萬美元

目標公司	購併公司	成交金額
Time Warner (時代華納)	AOL (美國線上)	181,940.5
SmithKline Beecham	Glaxo Welicome	78,384.5
Nortel Networks	Shareholders	61,658.7
Orange (Mannesmann)	France Telecom	45,967.1
Seagram	Vivandi	42,782.6
Cable & Wireless HKT	Pacific Century CyberWorks	35,495.1
Bestfoods	Unilever	23,699.2
Network Solutions	Verisign	21,003.0
Akkued Zurich	Zurich Allied	19,399.1
Aeat Pagine Giale	Tin.it	18,694.3
累計成交金額		529,024.1

註：統計資料為 2000 年 1 月 1 日~6 月 19 日

資料來源：倫敦金融時報，2000 年 6 月 30 日

單位：百萬美元

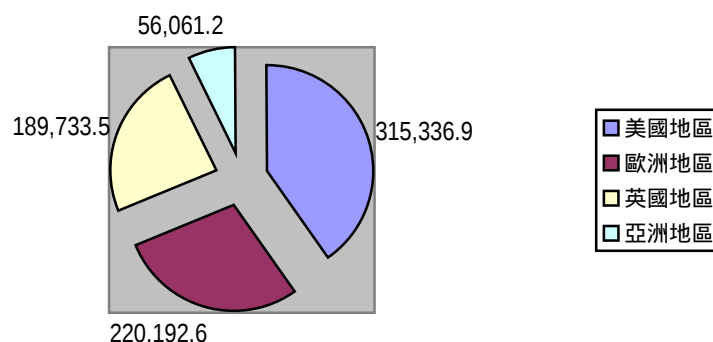


圖 2 各地區前十大購併案件累計金額

各國經歷亞洲金融風暴之後，隨著全球經濟的復甦，歐元的誕生、美國步入新經濟時代，購併風潮益顯興盛，且不乏大型跨國複合式及產業越來越集中於資訊、通訊的趨勢。近年來之著名購併案件，包括：1999 年英國伏得風電信公司以五百六十億美元購併美國的 Airtouch；Zeneca 公司與 Astra 公司的購併；倫敦與法蘭克福兩證交所的合併；德國的曼納斯曼公司以三

百五十億美元購併英國的 Orange 電信公司；以及 2000 以來美國境內兩大媒體，時代華納(Time Warner)與美國線上(AOL)的合併、兩大石油集團雪弗龍(Chevron)與德士古(Texaco)的合併。

反觀國內，政府在極力追求國家整體競爭力提升的導向下，更為了因應加入 WTO(世界經貿組織)之後的全球化競爭，於 1999 年 5 月政府放寬合併的相關法令政策，鼓勵

民間企業運用「企業購併」來增強企業本身對抗風險的能力，並提高其國際競爭力，於是一波波的購併風潮不斷的在各企業之間快速的蔓延開來，如：2000年金融業富邦購併花旗，年尾時又傳網路高科技產業，全球最大入口網站雅虎(Yahoo)以47億元購併台灣入口網站奇摩(Kimo)，及台灣電子業兩大龍頭，台積電購併德碁與世大兩家晶圓代工廠，和聯電購併IBM與Infineon.....等，由於台灣的企業大都屬於中小企業，而從國際間一直延燒至台灣的購併熱潮，似乎已成為未來台灣各企業為增強其市場競爭力所必須考慮的一種經營策略，且為未來台灣企業走向國際化的思考重心。購併的型態也已由早期單純考量的水平以及垂直合併，進而演進到為符合網際網路，業務多元化，及跨國性購併的發展發展趨勢。

任何一家企業在做任何一項投資決策之前，大都會以當時的市場景氣狀況為首要考量的因素³，所以，我們可以得知公司的投資決策與景氣的關係非常的密切，而一些會影響景氣好壞的因素也會間接的影響到公司的投資決策。購併活動可視為公司的一種投資策略，能降低企業生產及營運成本，達到資源最適配置之規模經濟，更為企業增加其市場競爭力以及對抗風險能力的一種手段，此投資行為與市場景氣亦密不可分，購併活動之熱絡與否隨景氣的好壞而有所變動，所有會影響景氣的因素也將間接影響到購併活動。

購併既為企業投資的一種方式，在做出投資(購併)決策時，除

了考慮企業自身的條件與狀況外，尚須考慮外在的市場因素。若企業只是為合併而合併，或是為求「大」而合併，極有可能因事前的規劃過程不夠縝密，沒詳細評估市場環境，以致造成 $1+1 < 2$ ，甚至 < 1 的情形。Post (1994)便明確的指出購併活動可視為公司的一種投資行為，公司在做決策時，應慎重考慮市場的景氣狀況；Yagil (1996)也提及，無論購併的動機與目的為何⁴，其前題應以外在總體經濟為首要考量條件；Maule (1968)亦發現購併趨勢與景氣循環(以國民生產毛額(GNP)；工業生產值(industrial production)、利率)三者息息相關。然而先前著墨於購併行為探討者，多自個體角度進行分析，如：Kang et al. (2000)、Sorensen (2000)、及Cybo-Ottone and Murgia (2000)...等，而對總體經濟變數與購併行為互動探究之文獻甚少，其中，Esty (1999)以銀行業為例，發現購併活動與利率變動方向一致；Haque et al.(1995)使用購併、股價、利率三變數模型(trivariate system)進行因果關係測試，發現股價與購併活動存在正相關。Clarke (1996)提及在失業率及通貨膨脹高的停滯性通膨時期，名目股價及名目購併金額會隨之上漲，發現通貨膨脹與購併活動的關係非常的密切。Ahtiala (2000)則研究指出，通膨對於複合式合併有顯著的解釋力。

由於先前從事購併問題研究的文獻大都著重在購併的綜效探討上，較偏重個體的分析，由於實務上，不論國際學術機構的報導及各項統計資料均顯示出企業購併似乎

³ 我們常常可以從報章雜誌中看到，景氣好時，企業融資的活動也隨之增加，因為公司的管理者均知道在此時投資成功的機率往往比景氣蕭條時來的高。

⁴ Yagil (1996)一文說明，企業最主要的目的就是獲得營運及財務的綜效(synergy)。

與總體經濟存在著某種程度的互動，因此，本研究從另外一個角度切入購併議題，從總體面來探討企業購併行為與總體經濟是否存在互動關係，並收集相關文獻由總體面探討購併問題。綜合先前學者所提出影響購併總體變數，不論從經濟意義或是統計上均可得知一個應變數可能受一個以上自變數影響，當僅探討其中幾個因子與將全部變數放在一起做討論時，其解釋能力及重要性可能就會不同。由於先前文獻多為探討單一經濟變數或部分變數對於併購活動之影響，因此，本文嘗試綜合所有最可能與併購行為互動密切之變數群，探討其與併購行為之動態互動關係。由文獻之探討分析出，股價指數、利率、國內生產毛額、通貨膨脹、及失業率五個總體變數，為研究中最被學者與專家認定與企業活動及財務行為關係最為密切的影響變數，本文於是彙總此五個總體變數，並首次結合時間序列研究方法，做一完整探討，焦點放在探究總體經濟變數與購併趨勢之長、短期及其間衝擊反應互動關係，並藉由此比較發現何者與購併因子的關係最密切，並與實際現象作一比對。

雖然，經濟之成長，工業之開發，科技之創新，加諸經濟或非經濟因素之衝擊影響，其對於所選取資料期間，變數間之相關性隨時有可能產生結構性之變化影響。然而，由於美國本土的購併活動相較於其他區域為發展較早且成熟，另依統計觀點來看，足夠的樣本數所實證的結果，其可信度較高，因此本研究著重企業購併行為是否與總體經濟存在有亦步亦趨或領先落後的影響關係，暫不考慮研究期間所可能產生之變數間之相關性結構性變化影響，有關研究期間所可能產

生之變數間相關性結構性變化情形，有待後續研究之實做考量。本文樣本選取以 1967 年第 1 季至 1997 年第 4 季間五個美國總體經濟變數與其購併家數之季資料，共 132 筆，深入去探討美國購併趨勢與總體經濟環境的互動，嘗試對總體經濟行為與購併活動的互動關係作最適切且完整之描述。期能於此實證研究之動態互動中，確認併購活動之影響因子，並進行分析變數間之動態影響效果。

貳、文獻回顧

近幾年來，購併一直是財務領域中所探討的熱門話題，其中又以購併理論和購併利潤為兩大主流，其研究多著墨自個體面進行分析；雖在財務及經濟的領域中早有學者對總體經濟和購併互動關係進行探究，然而，探討此類之相關文獻為數較少。學者們嘗試利用不同計量方法及不同模型架構設定來解釋購併的成因及影響的層面，截至目前仍未有一個完整的理論，能詳細描繪總體經濟變數與購併活動的關係。因此本文試著將過去文獻所做購併與總體經濟變數之相關研究作整理、並加以彙總、歸納出影響購併活動的總體經濟變數。

關於美國購併之資料特性，Shughart and Tollison (1984) 選取 1895-1979 年美國購併年資料，發現購併活動符合 AR(1)(first-order autoregressive)穩定狀態。Andretsch (1989)用運用迴歸分析，發現購併活動具有生命週期(life cycle)；Maule (1968)亦發現購併趨勢與景氣循環(以國民生產毛額、工業生產值、利率三者)息息相關。Melicher et al.(1983)則選取 1947-1977 年美國購併季資料，研究發現購併活動與

經濟環境存在著弱相關，其更進一步研究指出股票價格和債券殖利率能夠準確預測未來購併活動變化。Yagil (1996)則認為總體經濟為購併的重首要影響因素。

一般而言，購併可分成「現金購買」、「股權收購」，所以購併活動和股市之間的關係密不可分，購併活動與總體經濟的關係已經廣泛的被接受，但是對於描繪股價和購併活動所得到的結果並不一致。單就股價而言，Beckenstein (1979)和Melicher et al. (1983)皆發現只有在極短期股價才能影響購併的決策；而Tilly (1982)使用德國資料，發現股市對購併活動不具影響力；Geroski(1984)認為研究購併的變化最好從個體面著手，使用Granger (1969)之Granger causality 因果測試，選取美國、英國之月及季資料，發現購併活動與股價互不具因果關係。Clark et al. (1988)另使用年資料以相同概念檢定更寬長的資料期間，卻發現存在著因果關係。因研究購併大都以美國及英國為主要對象，Haque et al. (1995)懷疑購併與股票的關係是否會因國情、財務體制的不同而得到不同的結果，故以加拿大資料再次探討，得到了相互間的正相關結果。Becketti (1986)則引進Tobin's q 理論，配合使用時間序列分析及聯立方程式，發現購併活動與股價呈現負相關，當q值比較低時代表公司資產的市場價值相對於資產的重置成本有被低估的現象，因此就容易成為欲擴大產能公司的購併對象。單就股價和購併之關係進行探討者，另有Hannah (1974)。

股市和一個國家產業經濟命脈緊緊相扣，對於購併活動與股價和工業生產值之相關性進行研究之

文獻有：Nelson (1959)發現購併活動會隨著經濟活動的增加而增加，實証發現購併活動與股價指數和工業生產值呈現正相關，認為「股價」(stock price index)為資本市場之水準指標，「工業生產值」(industrial production)則為衡量經濟活動的指標。繼Nelson (1959)之後，使用不同的計量方法再次深入探討三者間關係的，包括有：Maule (1968)和Eis (1970)，皆發現購併活動與股價的相關性比購併與工業生產值的相關性為高，而Beckenstein (1979)實証上不顯著的支持工業生產指數與購併活動的關係。

Guerard (1989)引用Box and Jenkins 時間序列方法，分別使用單變量與雙變量時間數列模型觀察購併、股價和工業生產值三者之間的關係，發現股價和工業生產值兩者對購併活動並沒有顯著的解釋能力。Becketti (1986)則針對購併與股價指數、三個月國庫券利率、貨幣存量、國內非金融負債存量、產能利用率及GNP作分析，結果顯示，目前的購併活動與過去的股價指數(但係數不顯著)、產能利用率及負債存量呈正向關係，與過去的國庫券利率及GNP呈負向關係。

「利率」是反應資本市場狀況的重要指標，亦為公司投資決策所考量的機會成本，由於購併乃公司從事投資的一種管道，所以在探討購併活動時，應將利率加入考慮，尤其以銀行業的購併更為明顯。Esty (1999)以銀行業為例，發現購併活動與利率變動方向一致。Haque et al.(1995)則使用購併、股價、利率三變數模型(trivariate system)，以因果關係方法，使用加拿大資料，發現股價與購併活動存在正相關，此與雙變數模型所得到的結果一

致，三變數因果關係模型中也指出變數間皆存在雙向因果關係。然而，購併的種類和支付方式對利率的反應程度不一。Yagil (1996)除了陳述總體經濟對購併的重要關係外，也實證指出，利率對於複合式合併(conglomerate mergers)較非複合式合併(non-conglomerate mergers)的影響為大，且利率對於現金購買與股權收購分別為正相關與負相關。

Clarke (1996)另提及在失業率及高通膨的停滯性通膨時期，名目股價及名目購併金額會隨之上漲，然而實際上購併的市場價值不一定增加，所以摒棄先前使用名目購併價值的概念，改採實質的購併為基礎，可見得通貨膨脹與購併活動的關係非常的密切。Ahtiala (2000)亦研究發現通貨膨脹對於複合式合併有顯著的解釋力。

另根據菲力浦曲線(Phillips curve)可知失業率和通貨膨脹兩者之間具有抵換(trade-off)的關係。而且在現實的社會裡我們可觀察到，兩家公司合併後會產生人力資源重疊的現象，在資源運用效率前題之下，多餘的人力勢必被淘汰，以致於失業率上昇。Crook(1995)用共整(co-integration)方法，採用購併家數的季資料，發現長期間購併與 GDP 的成長率、Tobin's q、失業率和股價之間有密切關係。

購併活動與總體經濟的關係已經廣泛的被接受，但是對於描繪總體經濟和購併活動所得到的結果並不一致，原因在於經濟學家都會試著將購併活動模型化，然而由於各學者所建構的模型不同，而導致不同的結果。經濟學家在解釋購併行為時，都建立在規模經濟的假設上，如此並不能釐清購併與總體經

濟互動的關係，相對的統計學家則以適當的觀查描述總體經濟行為與購併活動發生的前後關係。

綜上所述，不管為區域內的購併或是跨國性的購併，均顯示出總體經濟變數與購併活動息息相關(Vasconcellos and Kish (1998))，本文彙整相關的文獻，在經濟變數方面，採取由早期 Nelson(1959)的觀念認為「股價」為資本市場之水準指標，而「國內生產毛額」則為衡量經濟活動的指標；Haque et al.(1995)採用三變數的模型發現「利率」確實跟購併活動具有因果關係；Clarke(1996)研究採取實質購併替代名目購併金額，隱含「通貨膨脹」為購併活動的一個重要影響因子；Crook(1995)研究指出可在長期間找出「失業率」與「購併家數」共同變動的軌跡。因此本研究選取以上五個總體經濟變數(股價、國內生產毛額、利率、通貨膨脹率、失業率)與購併家數，嘗試對總體經濟行為與購併活動的互動關係作最適切且完整之描述。

參、模型與資料來源

吾人已由前述文獻中，發現國內生產毛額、股價、利率、失業率、通貨膨脹等五個總體經濟變數為學者與實務專家所關心最為可能影響購併趨勢之主要因素，其關係式可以函數表示為：

$$M_t = f(Y_t, S_t, R_t, U_t, P_t)$$

其中 M_t 代表購併家數； Y_t 代表國內生產毛額； S_t 代表股價； R_t 代表利率； U_t 代表失業率； P_t 代表通貨膨脹。

然而，購併活動亦將影響整體企業經營環境，與各總體經濟變數之互動，息息相關，故吾人應將模

型設定為模型中變數互為內生(endogenous)之線性向量自我迴歸(vector autoregression: VAR)式：

$$X_t = \Pi_0 + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \mu_t$$

其中 X_t 為一(6×1)之向量，包括購併家數、國內生產毛額、股價、利率、失業率、及通貨膨脹等六變數； Π_0 為一(6×1)之截距值向量； Π_i 為(6×6)之係數矩陣； μ_t 則為一(6×1)之誤差值向量。

由於美國本土的購併活動相較於其他區域為發展較早且成熟，因此本文樣本選取以1967年第1季至1999年第4季間，能夠代表景氣的國內生產毛額、股價、利率、失業率、通貨膨脹等五個美國總體經濟變數與其購併家數之季資料，共計132筆。選取的購併家數(Number)樣本來源為「Merger and Acquisitions 雙月刊」所統計的季資料；總體經濟變數樣本則分別由「教

育部學術網路(AREMOS)」系統內的美國總體經濟統計資料庫的第一部份(由總體經濟(US)取得失業率(Unemployment)以及替代通貨膨脹的消費者物價指數(CPI))及第二部份(國民所得統計(NIAP)取得國內生產毛額(GDP))的季資料。而股價由國際金融市場統計資料庫(USFIN)所取得之NYSE指數來代表；至於利率(Interest rate)指標，則取自國際經濟統計資料庫(INTLINE)之三個月期的國庫利率。

在解釋購併行為的迴歸分析中，了解所選取總體經濟變數間之相關性有其必要性，本文因此先對所選取之五個總體經濟變數進行相關性檢定，其結果如(表2)所示。由(表2)可觀察出五個選取的總體經濟變數中，國內生產毛額與股價及消費者物價指數之相關性較高且呈正向關係，股價與消費者物價指數亦呈正向之高度相關性關係，其餘變數間之相關性則較弱。

表2 總體經濟變數間之相關性檢定

	GDP	STO	CPI	INT	UNP
GDP	1				
STO	0.904	1			
CPI	0.987	0.834	1		
INT	-0.242	-0.360	-0.155	1	
UNP	-0.053	-0.286	0.070	0.309	1

註：Number、GDP、STO、CPI、INT、UNP 分別表示購併家數、國內生產毛額、NYSE 股價指數、通貨膨脹、利率、失業率。

肆、研究方法與結果分析

本文利用時間序列的分析方法，探討股價指數、利率、國內生產毛額、通貨膨脹、失業率五個總體變數與購併活動的互動關係。研究方法包括有：(1)傳統 Dickey and

Fuller(1981)之 ADF 法及考量內生結構性變化(endogenous structural break)之 Zivot and Andrews(1992)(ZA)法，對各變數穩定性(stationarity)作“先驗”之單根(unit-root)測試⁵；(2) Johansen(1988,1990, &1994)五個向量自我

⁵ 依 Schwert (1989)對各種單跟測試法之比較發現，於一般傳統單跟測試法中，具高階之 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)法最為合適，故吾人採用 ADF 單跟測試法。

迴歸 (VAR) 模型之最大概似法及 Gregory and Hansen (1996) 之內生結構性變化 GH 法，進行共整測試 (Cointegration test)，探討諸變數間之長期均衡關係；(3) 運用衝擊反應函數 (Impulse Response Function) 來評估各變數間的跨期動態效果；(4) 採用變異數分解 (Variance Decomposition) 來判定各變數的相對外生性 (exogeneity ordering)；最後，(5) 本文亦將採用 Granger (1988) 考慮誤差修正項之 ECM 模型進行短期互動之 Granger Causality 因果關係測試，探討諸變數間之“領先-落後”走勢。

一、單根檢定分析(unit-root test)：

本研究先採用傳統“擴充型 DF”(Augmented Dickey-Fuller: ADF) 單根檢定法檢定資料之穩定性，並確定序列之間的整合次數，以期對於具有相同整合階次之時間序列進行共整合分析⁶。然而 ADF 的檢定模式有三項⁷：

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

模型 (1) 是純粹隨機漫步模型，無截距項與趨勢項，模型 (2) 包含截距項但無趨勢項，模型 (3) 為有截距項及時間趨勢項。吾人參考 Doldado, Jenkinson, and Sosvilla-Rivero (1990) ADF 模型決擇順序之建議來決定最適模型⁸。而最適落後期數的決擇，則以 Reimers (1992) 所認定之 SBC (Schwartz (1978) Bayesian Information Criterion) 選取之⁹。SBC 式如下：

$$SBC = N \ln(SSR) + p \ln(N)$$

其中 p 為參數的數量， N 表樣本大小， SSR 為殘差平方和。

依照上述的最適模型決定方法，進行各變數的單根檢定。由 (表 3) 得到購併數量 (Number)、國內生產毛額 (GDP)、股價指數 (NYSE)、和通貨膨脹 (CPI) 的最適模型為有時間趨勢項及截距項的模型 (3)，而利率 (INT)、失業率 (UNP) 則為純粹隨機漫步的模型 (1)。此外，所有變數皆屬於 $I(1)$ 的序列整合次結果。

⁶ 時間序列資料進行共整合分析時，其先前條件為：各資料之整合階次必需相同 (參見 Engle and Granger (1987))

⁷ ADF 單跟測試法乃 Dickey and Fuller (1981) 在 (1979) 原始模型中加入時間數列本身落後期的變動值以解決 DF 檢定中的殘差項常會有明顯的自我相關現象產生的問題。

⁸ Doldado, Jenkinson, and Sosvilla-Rivero (1990) 之 ADF 模型決擇順序：先考慮含截距兼趨勢項之模型 (3)，檢測式 (3) 之係數 a_2 ，若不顯著，則進一步對模型 (2) 進行檢定，檢測式中之 a_0 ，此時若皆不顯著，則選取模型 (1) 為最適模型，進行單跟測試。

⁹ Hall (1994) 和 Ng and Perron (1995) 也證實再部份限制條件下，SBC 將選取較正確之落階期數。

表 3 各變數之 ADF 單根檢定結果表

變數	最適模型	水準項	一次差分項
Number	3	-2.7695(0)	-9.5092(1)***
GDP	3	-1.8183(0)	-6.9434(1)***
STO	3	2.2590(0)	-9.6087(1)***
CPI	3	-3.1835(3)	-4.1001(2)**
INT	1	-0.6378(3)	-5.5161(2)***
UNP	1	-2.1923(5)	-5.6788(4)***

註：1.*、**、***分別表示 10%、5%與 1%之顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

2. Number、GDP、STO、CPI、INT、UNP 分別表示購併家數、國內生產毛額、NYSE 股價指數、通貨膨脹、利率、失業率。

3. 刮號內之數字為 SBC 最適落後期數

由於傳統單根檢定法並未考慮到序列資料選取期間之結構性變化發生可能情形。Perron (1989)認為，當時間序列資料期間有結構性變化發生時，將可能使實證結果產生偏誤之現象，於是主觀加入外生性(exogenous)之結構性變化時點， T_B ，推導出新的單根檢定模型。然

而，由於外生性結構性改變之考量過於主觀，叫不為學者所接受，Zivot and Andrew (1992)於是另依 ADF 原始模型發展出於模型中考慮內生結構性變化之單根檢定模型，進行各變數穩定性之測試。ZA 單根檢定法之三模式如下所示：

$$\text{Model A: } \Delta Y_t = \mu_1^A + \gamma_1^A t + \mu_2^A DU_t(\lambda) + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Model B: } \Delta Y_t = \mu_1^B + \gamma_1^B t + \gamma_2^B DT_t^*(\lambda) + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model C: } \Delta Y_t = \mu_1^C + \gamma_1^C t + \mu_2^C DU_t(\lambda) + \gamma_2^C DT_t^*(\lambda) + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中，當 $t > T\lambda$ 時， $DU_t(\lambda)$ 為 1 且 $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ ，否則皆為 0；此處，

$$\lambda = \frac{T_B}{T} \text{ 且 } T_B \text{ 表示結構性變化時點}$$

。Model A 為允許變數水準項中有結構性變化之發生；Model B 允許結構性變化發生於時間趨勢項中；Model C 則允許結構性變化同時發生於變數水準項及時間趨勢項中。

ZA 法之最適落後期數的決擇，亦以 SBC 準則選取。

由(表 4)及(圖 3)可得知，於考慮內生結構性變化之 ZA 單根測試所得結果，所有變數皆於水準項呈現為不穩定序列，然於差分後，皆顯著拒絕單根之虛無假設，表示所有變數皆明顯為 I(1)序列，此結果支持 ADF 所得之發現。

表 4 各變數之 ZA 單根檢定結果表

變數	最適模型	水準項		一次差分項	
		$t(\hat{\lambda}_{inf})$	Break	$t(\hat{\lambda}_{inf})$	Break
Number	C	-3.236 (3)	1998Q3	-8.484 (2)***	1968Q3
GDP	C	-3.347 (1)	1995Q1	-7.019 (1)***	1970Q4
STO	C	-4.055 (0)	1987Q1	-8.642 (1)***	1987Q3
CPI	C	-4.539 (3)	1990Q2	-5.752 (2)***	1980Q2
INT	A	-3.643 (3)	1978Q2	-5.672 (2)***	1971Q1
UNP	A	-3.055 (5)	1974Q3	-5.913 (4)***	1968Q2

註：1. Number、GDP、STO、CPI、INT、UNP 分別表示購併家數、國內生產毛額、NYSE 股價指數、通貨膨脹、利率、失業率。

2. Break 代表結構性變化時點。

3. *、**、***分別表示 10%、5%與 1%之顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

4. Model A, Model B, 及 Model C 之 10%、5%與 1%之臨界值分別為(-5.34, -4.80, and -4.58), (-4.93, -4.42, and -4.11), 和(-5.57, -5.08, and -4.82) (取自 Zivot and Andrews, 1992)。

5. 刮號內之數字為 SBC 最適落後期數

二、共整合檢定(cointegration test)與誤差修正模型(VECM)：

無論傳統之 ADF 法或考慮內生結構性變化之 ZA 法，兩者單根檢定之結果皆顯示，購併件數和所選取的五個總體經濟變數皆呈現一階穩定序列，即以 $I(1)$ 表示，故吾人可進行共整合測試；至於變數間的短期動態關係，可根據 Engle and Granger (1987) 所提出 “Granger Representation Theory” 之理論，當變數之間存在共整合關係時，在觀察其間的關係，不能只檢驗本身與其他變數的落後值對當期變數之影響，還需考慮長期失衡之調整，即共整合關係中存在至少一個前期誤差修正項(previous disequilibrium

term)，此時宜用誤差修正模型(Error Correction Model：VECM)替代 VAR 模型進行探討。

於傳統共整測試方法中，依 Gonzalo (1994) 比較五種共整法所得結果¹⁰，發現 Johansen (1988) 共整法為最佳，並可求得共整向量(r)之個數與共整合方程式；另為周詳考慮變數間之線性趨勢(linear trend)與二次趨勢(quadratic trend)之共整長期均衡關係(long term equilibrium relationship)，本研究完整運用 Johansen (1988, 1990, & 1994) 所提出的五個向量自我相關(VAR)模型的多變數最大概似法(multivariate maximum likelihood method)，進行共整測試。

五個模型式分別為：

$$H: \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$H_1^*: \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha(\beta', \beta_0)(X'_{t-1}, 1)' + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$H_1: \Delta_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$H_2^*: \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha(\beta', \beta_1)(X'_{t-1}, t)' + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$H_2: \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

¹⁰ 五種 Gonzalo (1994) 所用以比較共整測試方法，包括：(1)ordinary least squares, (2)nonlinear least squares, (3)maximum likelihood in an error correction model, (4)principle components, 和 (5)canonical correlations.

五個模型中，適當模型之選取則依 Nieh and Lee (2001)之決定法則¹¹；而最適的落後期數，亦依 SBC 準則選取之。

Johansen 共整測試檢定結果由

(表 5)可看出，變數間擁有兩個共整合向量且存在著限制條件下之線性共移趨勢(linear trend)的長期均衡互動關係；

表 5 變數的 Johansen 共整合檢定結果表

模型假設 虛無假設	Model 1 $H_0(R) (1)$		Model 2 $H_1^*(R) (1)$		Model 3 $H_1(R) (1)$		Model 4 $H_2^*(R) (1)$		Model 5 $H_2(R) (1)$	
	檢定統計量	臨界值 (5%)	檢定統計量	臨界值 (5%)	檢定統計量	臨界值 (5%)	檢定統計量	臨界值 (5%)	檢定統計量	臨界值 (5%)
Rank										
R 0	153.3	82.5	173.4	102.1	149.0	94.2	169.5	114.9	142.6	104.9
R 1	80.1	59.5	95.8	76.1	80.1	68.5	100.0	87.3	93.2	77.7
R 2	41.8	39.9	52.3	53.1	41.9	47.2	60.7	63.0	52.8	54.6
R 3	17.7	24.3	22.9	34.9	16.2	29.7	30.4	42.4	25.7	34.6
R 4	5.2	12.5	10.3	20.0	4.9	15.4	11.9	25.3	7.2	18.2
R 5	0.2	3.8	4.9	9.2	0.0	3.8	4.5	12.3	0.0	3.7

註：1.粗體字，表示依 Nieh and Lee (2001)之模型擇取法則，選取在 5%顯著水準下，從第一模型至第五模型，再由低矩而高矩，所選出之最佳能詮釋長期趨勢的 Johansen 共整合模型。

2.臨界值資料，取自 Osterwald-Lenum(1992)。

3.各模型旁之刮號內之數字為 SBC 最適落後期數，(本研究實證所得皆為一)。

在進行 VECM 檢定時，本文考慮了共整合所選取的最適模型及存在的共整合向量個數(即存在線性共移趨勢長期均衡互動及共整合向量為二的 $H_1^*(2)$ 模型)。各變數之長、短期互動，由(表 6)之誤差修正模型結果來看，在 R 2 接受購併件數與總體經濟變數存在兩個共整向量，表示購併件數與各總體經濟變

數存在長期均衡關係¹²，這與 Johansen 最大概似法所檢驗的結果一致；另外，於短期內，通貨膨脹、失業率以及 NYSE 股價指數均會影響企業的購併行為，而股價指數與失業率也會反應前期購併數量的變化。換句話說，短期內，總體經濟環境與企業購併行為兩者之間的關係非常密切。

¹¹ Nieh and Lee (2001)模型決定法則：依下列五個模型之虛無假設排列順序，由左至右順序篩檢，直到不拒絕之虛無假設為止

$H_0(0) \rightarrow H_1^*(0) \rightarrow H_1(0) \rightarrow H_2^*(0) \rightarrow H_2(0) \rightarrow H_0(1) \rightarrow H_1^*(1) \rightarrow H_1(1) \rightarrow H_2^*(1) \rightarrow H_2(1) \rightarrow \dots \rightarrow H_0(p-1) \rightarrow H_1^*(p-1) \rightarrow H_1(p-1) \rightarrow H_2^*(p-1) \rightarrow H_2(p-1)$

¹² 根據 Engle and Granger (1987)所提出"Granger Representation Theory"之理論：只要變數 VAR 模型中，存在一個前期誤差修正項為顯著，則表示變數間之共整合關係存在。

表 6 變數間的短期互動關係

	Number	GDP	STO	INT	CPI	UNP
VEC1	-2.63553**	-0.88176	-0.95674	-0.87852	-4.24873**	-1.95922**
VEC2	-2.54766**	-0.53133	-1.04003	-0.94984	-4.32536**	-1.92075**
D(X(-1))	D(CPI(-1))* D(NUMBER(-1))** D(NYSE(-1) * D(UNP(-1))**	D(GDP(-1))* D(INT(-1))** D(NYSE(-1) *	D(CPI(-1))** D(INT(-1))* D(NYSE(-1) * D(NUMBER(-1))*	D(GDP(-1))*	D(CPI(-1))** D(INT(-1))*	D(GDP(-1))* D(INT(-1))** D(NUMBER(-1))* D(UNP(-1))**

註：1.VEC 表示誤差修正項。

2.各變數定義同(表 2)。

3.D(X(-1))表變數 X 落後一期之差分值。

3.*，**分別表示在 5%和 1%之顯著水準下顯著。

4.依 SBC 所選取之最適落後期數皆為一期。

同樣的，當時間序列資料之共移產生結構性變化時，傳統共整測試法對變數間長期均衡關係所得實證結果，將可能有偏誤之解釋。本研究於是擴充考量結構性變化之產生可能，另以 Gregory and Hansen (1996)(GH)之內生結構性變化共整測試法，進行影響購併走勢之總體經濟與購併行為的長期均衡關係測試。

Gregory and Hansen (1996)之結構性變化共整測試法，為 Engle and Granger (1987)以殘差項為基礎(residual-based)之兩階段共整法之延伸，加入考量 ZA 單根測試法之原理，其推展之 GH 模型共有四個，其中第一模型即為傳統 Engle and Granger (1987)之兩階段共整法，而第二至第四模型則為考量結構性變化之三種形式之 GH 共整模型：

$$\text{Model 2 (C): } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\lambda) + \beta_1 X_t + e_t \quad (12)$$

$$\text{Model 3 (C/T): } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\lambda) + \gamma t + \beta_1 X_t + e_t \quad (13)$$

$$\text{Model 4 (C/S): } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\lambda) + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t D_t(\lambda) + e_t \quad (14)$$

其中， y_t 為單一變數，而 X_t 為變數向量；當 $t > T\lambda$ 時($t = 1, \dots, T$)，

$D_t(\lambda)$ 為 1，否則為 0；此處， $\lambda = \frac{T_B}{T}$

且 T_B 表示結構性變化時點。Model 2 為截距項有結構性變化(Level shift, C)之共整模型；Model 3 為截距項有結構性變化且含時間趨勢項(Level shift with trend, C/T)；Model 4 則為結構性變化同時發生於截距項及變數向量斜率中(Regime shift, C/S)。

於考慮結構性變化而進行變數 y_t 與變數向量 X_t 之共整測試時，

Gregory and Hansen (1996)建議使用三種統計量，其分別建立於 ADF 統計量、及 Phillips (1987)之 Z_α 及 Z_t 統計量(即， $ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$ 、 $Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)$ 及 $Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau)$)。

GH 共整測試結果如(表 7)所示，發現本文所考慮之股價指數、利率、國內生產毛額、通貨膨脹、及失業率等五個總體變數與購併行為之長期互動，無論於何種結構性變化模型下，皆顯著拒絕單根存在的無共整關係之虛無假設，於是本文可推論：所選取之五個總體變數與購併行為之間，存在著長期均衡之共整關係，此結果再次呼應傳統

Johansen 共整合檢定所得六變數 間共整關係之發現。

表 7 變數間考慮結構性變化 Gregory and Hansen 共整合檢定結果表

	ADF*	Z_t^*	Z_α^*
C	-12.446(0.614)***	-12.493(0.614)***	-143.617(0.614)***
C/T	-11.618(0.629)***	-11.662(0.629)***	-134.461(0.629)***
C/S	-11.585(0.598)***	-11.629(0.598)***	-134.035(0.598)***

註：1.臨界值資料，取自 Gregory and Hansen (1996) Table 1. p.109。

2. ***表示 1%之顯著水準下，拒絕單根存在的無共整關係之虛無假設。

3.刮號內之數字為結構性變化時點，以樣本期間之比例表示。

三、Granger 因果關係檢定

運用 Granger (1988)含誤差修正項之 VECM(vector correction model) 模型進行短期互動之 Granger Causality 因果關係測試，藉以發現兩兩(pairwise)變數間的領先(precedence)順序：

Granger (1988)指出，若變數向量間存在共整關係，則原本 VAR 模型應加入誤差修正項成為 ECM 模型，來檢測兩兩變數間領先 - 落後順序。考慮誤差修正項 ECM 模型之兩變數間的因果關係式子如下：

$$\Delta X_t = \Pi_0 + \Pi X_{t-1} + \Pi_1 \Delta X_{t-1} + \Pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Pi_p \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中 p 為最適落後期數(lag length)； X_t 為一(6×1)之向量，包括購併家數、國內生產毛額、股價、利率、失業率、及通貨膨脹等六變數； Π_0 為一含元素 π_{i0} 之(6×1)截距值向量； Π_1 為含元素 $\pi_{jk}(i)$ 之(6×6)之係數矩陣； Π 為含元素 π_{jk} ，其中至少一個 π_{jk} 不為 0 之(6×6)矩陣； ε_t 則為一(6×1)之誤差值向量。

本節利用已選取的 VECM 之

最適落差期為 1 期，並運用 Granger(1988)提出含 VECM 的因果關係檢定，以預測誤差能否被降低為判定標準，瞭解兩兩變數間是否存在雙向回饋(feedback)的因果關係，換言之，即變數間是否存在「領先 - 落後」的現象。本文將著重在購併件數與總體環境做一深入探討。

本文由因果關係檢定結果發現，購併件數領先於股價指數以及通貨膨脹；而通貨膨脹以及股價指數也領先於購併件數。換句話說，購併件數與股價指數以及購併件數與通貨膨脹均具有雙向回饋(feedback)的關係。我們可以從 NYSE 股價指數以及通貨膨脹來預測未來企業購併的情形；此外，也可藉由觀察購併家數的變化來預期未來股價指數的走向以及物價的變化。各總體變數間也存在著或多或少的關係。總而言之，總體經濟環境的變化可作為未來是否會出現購併風潮的一個指標；而購併數量的變化也可視為領先景氣變動的一個參考值。

表 8 各變數的因果關係表

因 果	購併件數	國內生產 毛額	股價指數	利率	通貨膨脹	失業率
購併件數		*	**		**	
國內生產毛額					**	*
股價指數	**	*				
利率						
通貨膨脹	**	**	*	*		
失業率				*		

註：1.*表示在顯著水準 5%下顯著，變數間有著單向領先—落後關係。

2.**表示在顯著水準 5%下顯著，變數間有著雙向回饋關係。

四、衝擊反應分析(Impluse Response)

在進行衝擊反應函數與預測誤差變異數分解之分析時，變數間之排列順序(ordering)對所得結果影響極巨¹³。故本研究以本文加入誤差修正項 ECM 模型之因果關係測試所得變數間領先—落後順序關係作研究進行之排序。其所得排序為股價(取美國 NYSE 股價指數)、國內生產毛額、購併件數、通貨膨脹(以消費者物價指數替代)、利率、失業率。

為觀察各變數間的跨期動態效果，探知各變數衝擊(shock)發生時所可能造成對期數與層面所及之影響，以助企業體適時調整既定之經營策略，本研究運用衝擊反應函數進行分析：

由結構向量自我相關(structural VAR)式(考慮二變數情形)：

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

可得縮減式(reduced form)：

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中：

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix},$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; \text{ 且 } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

經推導，吾人可得到包含“白噪音”殘差項 ε_t 的 VMA 模型：

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

$$\text{亦即： } x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (16)$$

式(16)即為衝擊反應函數式，其中之 ϕ_i 為衝擊反應函數(impulse response function)，借由繪製衝擊反應函數圖，可清楚觀察出各變數之衝擊所可能影響之期數與層面所及。

我們可經由衝擊反應分析中瞭解，關心的變數隨時間經過，所造成自發性干擾時(一單位標準差)，對經濟活動產生的跨期動態衝

¹³ 如 King et al. (1991) 和 Zhou (1996) 所提及，當模型中有一個以上之共同趨勢(common trend)，且此些共同趨勢非絕對不相關時，變數間之排列順序將顯著影響衝擊反應函數與預測誤差變異數分解之結果。

擊反應的大小變化、正向或負向的影響、持續性 (persistence) 或反覆跳動性 (volatility) 的衝擊、長期或短期的效果以及反應速度的快慢。

購併件數之衝擊反應分析結果，由(圖 4)可得知，當總體經濟環境(國內生產毛額、通貨膨脹、利率、失業率、NYSE 股價指數)以及購併件數本身產生衝擊時，通貨膨脹以及本身購併家數的衝擊所造成對購併件數的影響較為明顯(其中又以購併數量本身的衝擊影響較大)。至於購併數量衝擊發生對於總體經濟環境之影響，惟對國內生產毛額及失業率較有所反應，分別為正向及負向反應，表示購併數量突發變化時，將對國內景氣(國內生產毛額)有所刺激提升，進而減少消化失業現象，然此影響程度並不顯著；此外，產業間的購併行為幾乎不受到利率及失業率衝擊的影響。顯示企業或產業間從事購併的行為雖會受總體經濟變動的影響，但其影響程度並不高，我們常常可以看到當購併家數增加時，此時購併的風潮便容易形成，由於未從事購併或擴大生產規模的廠商，其所面對的競爭個體將比以往來的強且大，尤其是同業間的購併更會激起未從事購併的企業從事購併，例如：2000 年美國兩大傳播媒體時代華納與美國線上、雅虎與奇摩兩大入口網站的合併，隨後也如預期的掀起了一波波同業間的購併風潮。由此概可推論購併家數受其本身的衝擊後會有較明顯反應的原因。另外，自(圖 4)之衝擊反應圖另可發現，物價水準對購併行為有明顯負向衝擊，分析之，因購併可視為廠商的一種投資行為，購併行為之發生，需投入相當的成本，而此些成本常會反應在當期之物價水準上，因此當物價

水準產生衝擊時，會直接衝擊到廠商是否從事購併的決定。

而企業購併之後會對總體環境產生什麼影響呢？企業購併後最直接面臨到的社會問題就是「失業」。當兩家以上的企業合併時，會產生人力資源的重疊，公司基於成本利益的考量，可能會刪減員工，這使得失業人口因此增加。例如：奇摩繼 2000 年與雅虎合併後，2001 年年初便出現縮減人力的情形。這為(圖 4)失業率受到購併件數的衝擊後所發生持續性和長期性的影響提供一個可能的解釋。此外，國內生產毛額受到購併件數的衝擊時，也會產生明顯的影響，且此影響程度隨著時間的經過也有不斷增加的驅勢，由於企業購併後，長期間將逐漸發揮規模經濟的效果，生產成本大為降低，國家的總生產力也隨著產業生產力的提高而增加。因此，我們可以得知，企業間的購併行為與國家生產力之間應存在著非常密切的關係，這也是為何從(圖 4)看到國內生產毛額受到購併件數的衝擊後會有如此大的波動的原因吧！

除了購併因子之外，總體變數彼此之間衝擊互動的影響如下：CPI 對 GDP 及利率的脈衝 (Unit Shock) 反應較為明顯；菲力普曾指出失業率與實質產出具有某種程度的抵換 (trade off) 關係，此點亦可清楚由 GDP 衝擊反應圖上得知 GDP 跨期反應與利率及失業率衝擊有著較密切的關係；此外，利率的衝擊對 NYSE 股價指數亦造成顯著的影響，此種現象也為長久以來貨幣政策與市場機制兩者微妙的關係增加另一項佐證；而若將焦點集中在股價指數的波動及失業率的變化上，亦不容忽略 GDP 產生自發性衝擊

時對 NYSE 股價指數所造成跨期動態性的影響。整體觀之，總體變數之間彼此息息相關，往往牽一髮而動全身。

五、變異數分解(Variance Decomposition)

為判定各變數的相對外生性強弱(exogeneity ordering)，本研究進行購併家數、國內生產毛額、股價、利率、失業率、及通貨膨脹等六變數的變異數分解分析，藉以判斷各變數波動產生所被其他變數解釋之百分比大小，俾供企業體進行購併案考量時之風險控管之參考依據。

預測變異數分解的方法是運用 VAR 模型的一般式並且將 VAR 體系的一個變數均視為內生變數，再將 VAR 模型的一般式化為移動平均表示法(Moving Average Representation)，透過正交化(Orthogonalization)的過程來去除衝擊項交叉相關的部份，然後再由移動平均表示法中的係數來模擬體系中的動態關係。

VAR 模型的一般式如下：

$$A_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i A_{t-i} + V_t \quad (17)$$

經推導，上式可轉為恒定性移動平均模型：

$$E\left(A_t - \hat{E}_{t-k} A_t\right)\left(A_t - \hat{E}_{t-k} A_t\right)' = D_0 E(\mu_t \mu_t') D_0' + D_1 E(\mu_t \mu_t') D_1' + \dots + D_{k-1} E(\mu_t \mu_t') D_{k-1}'$$

表示每一個變數之變異數皆可表示為所有變數變異數加權總和，且可推估每一期對角線上之數值，而此數值之大小決定於 D_k 之矩陣中的元素，因此，透過 VAR 模型的移動平均表示法上的係數 D ，可對各變數之預測 k 期誤差變異數進

$$A_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (18)$$

其中： α' 為 $N \times 1$ 的常數向量， C_i 為 $N \times N$ 矩陣且 $C_0 = I$ (單位矩陣)，表達每一個變數皆可由體系內所有變數的當期及落遲期的隨機衝擊項表示，若隨機衝擊項 ε_t 為當期無關，即可計算唯一的預測誤差變異數分解的百分比，再由百分比的大小來判斷變數間的相對外生性。隨機衝擊項 ε_t 之每個元素通常並非當期無關，換言之， ε_t 的共變異矩陣並非對角化矩陣(diagonal matrix)；為了去除當期相關，可利用 Choleski 分解(Choleski Decomposition)來完成正交化(Orthogonalization)過程，即在式(18)中放入一個下三角(Lower Triangular)矩陣 $V(VV' = I)$ ，則改寫如(19)式：

$$A_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i V V' \varepsilon_{t-i} \quad (19)$$

又將上式簡化如下：

$$A_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \mu_{t-i} \quad (20)$$

其中： $D_i = C_i V$ ， $\mu_{t-i} = V' \varepsilon_{t-i}$ 為一序列無關且當期無關之正交化隨機衝擊項。利用式(20)移動平均型式之 VAR 模型，再經推導，吾人可求解對應預測誤差共變異矩陣為：

行分解，然後預測誤差變異數分解百分比之大小，可據以判斷各外生性之相對強弱。

透過預測誤差變異數分解的實證結果，可得知變數本身發生變動時，由本身與其它變數所能解釋的程度，並可藉此觀察出經濟變數

內各變數彼此間的相互關係及相對外生性的強弱。本文在此只著重於企業購併行為總體經濟環境的關係做探討，(表 9)為兩者(企業購併行為總體經濟環境)變異數分解結果。

從購併件數的預測誤差變異數分解來看，當購併數量產生變異時，除了本身對其變異有較高的解釋力外，這個現象也表示市場上企業本身是否選擇購併以擴大其生產規模進而維持其市場競爭力，有大部份的原因是由於市場上同業或產業間的購併。此外，通貨膨脹對企業是否從事購併活動的影響力也隨著期間的增長而不斷的增加(其解釋購併件數的比例由第一期的 4.27% 上升至 22.03%)，其與購併活

動的關係不可不謂不大。概括來說，當各個變數發生變異時，本身占其變異的程度均較高。

就總體的環境的變異與購併件數而言，購併件數只有在解釋失業率的變異時具有較高的解釋力，這可從企業經營的角度來分析，由於人力資源成本向來是企業的固定成本，人力資源上的分配自然而然成為企業經營所必須面對的一個重要課題，當兩家公司進行購併時，人力可能會產生重疊的問題，基於營運上的考量，為了使人力資源能夠有效配置，可能必須作出裁員的決定，這也是企業購併後可能所衍生的一個社會問題。

表 9 各變數的預測誤差變異數分解結果

	期數	購併件數	國內生產毛額	股 價	利 率	通貨膨脹	失 業 率
購併件數	1	91.28	0.00	4.33	0.12	4.27	0.00
	4	75.35	3.32	2.87	0.10	15.81	2.55
	7	71.15	4.32	1.87	0.13	20.10	2.43
	10	69.16	4.97	1.41	0.19	22.03	2.24
國內生產毛額	1	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4	1.67	95.08	0.05	1.58	0.57	1.05
	7	4.90	88.33	0.04	0.97	0.33	5.43
	10	7.27	79.72	0.03	0.68	0.49	11.81
股 價	1	0.00	0.04	99.36	0.53	0.07	0.00
	4	0.40	0.25	87.54	6.99	4.64	0.19
	7	0.26	1.12	78.93	11.88	7.10	0.71
	10	0.37	1.73	73.11	14.65	8.70	1.43
利 率	1	0.00	16.09	0.00	83.91	0.00	0.00
	4	0.07	27.82	0.24	71.23	0.08	0.56
	7	0.49	29.07	0.66	69.02	0.09	0.68
	10	1.10	29.03	1.18	67.88	0.07	0.74
通貨膨脹	1	0.00	5.50	0.00	5.70	88.80	0.00
	4	1.06	21.91	0.15	31.61	44.41	0.85
	7	1.67	28.17	0.65	38.75	29.53	1.23
	10	1.85	31.06	1.05	41.65	22.65	1.74
失 業 率	1	4.46	1.16	4.57	4.58	0.00	85.23
	4	6.34	4.82	2.30	7.36	0.04	79.15
	7	12.08	3.11	1.44	4.97	0.46	77.94
	10	16.67	3.05	1.15	6.05	1.28	71.80

伍、結論

本研究利用時間序列的各種方法，深入探討購併與五個總體經濟變數（國內生產毛額、股價、利率、通貨膨脹以及失業率）之互動關係。實証結果發現，在單根檢定時所有變數皆屬於 $I(1)$ 序列，並由 Johansen 共整合檢定得知，企業購併行為與總體經濟存在著長期均衡關係。由衝擊反應分析的結果得知：購併件數受到通貨膨脹以及本身購併家數的衝擊時，反應較明顯；此外失業率以及國內生產毛額受到購併件數的衝擊後均發生持續性和長期性的影響；由預測誤差變異數分解的結果可得知，當購併數量產生變異時，除了本身對其變異有較高的解釋力外，通貨膨脹對企業是否從事購併活動的影響力也隨著期間的增長而不斷的增加（其解釋購併件數的比例由第一期的 4.27% 上升至 22.03%），就總體的環境的變異與購併件數而言，購併件數只有在解釋失業率的變異時具有較高的解釋力；最後由因果關係檢定的所得到的結果為，購併件數與股價指數以及購併件數與通貨膨脹均具有雙向回饋 (feedback) 的關

係，我們可以從 NYSE 股價指數以及通貨膨脹來預測未來企業購併的情形；此外，藉由觀察購併家數的變化可提供投資人以及廠商，作為預測未來股價指數以及物價的走向的變化，而就業人口結構的改變似乎可以從企業間購併行為勾畫出一個簡單的輪廓。

本文旨在探討總體經濟與購併行為之長、短期動態互動，由研究結果綜合發現，於所選取進行探討之五個總體經濟變數中，股價及物價與購併活動之關係最為相互影響；而購併活動之走勢，亦受物價之短暫衝擊影響，至於購併活動之短暫衝擊，則影響至失業率以及國內生產毛額；另外，在波動變異上，亦發現物價為購併行為波動產生之主要解釋因子，而購併活動則對失業率之波動變異產生顯著之解釋力。綜上所述，發現若當物價反應在購併投資成本上時，無論於短期之衝擊或波動變異之產生，物價之走勢將為購併行為之主要影響因子，吾人若要瞭解購併行為之活動，掌握物價之走勢，似為主要方針，而政府相關單位，若要遏止購併活動之過渡波動變化，穩定物價亦為最主要策略。

參考文獻

1. Ahtiala, P.(2000), "Conglomerate Mergers as Defense Against The Risk of Relative Price Variability," The Review of Economics and Statistics, 82(1), pp.160-163
2. Andretsch, D.B.(1989), "The Determinants of Conglomerate Mergers," American Economist, 33, pp.52-60
3. Beckenstein, A.R.(1979), "Merger Activity and Merger Theories: An Empirical Investigation," Antitrust Bulletin, Spring, pp.105-128.
4. Becketti, S.(1986), "Corporate Mergers and The Business Cycle", Economic Review, 71, pp.13-26
5. Clark, C.A. and T. Chang(1988), "Trends and Stochastic Movements in US Merger Activity," Quarterly Journal of Economics and Business, 28, pp.6-19
6. Clarke, R. and I. Christos(1996), "On the Relationship between Aggregate Merger Activity and the Stock Market: Some Further Empirical Evidence," Economics Letters, 53, pp.349-356.
7. Crook, J.(1995), "Time Series Explanations of Merger Activity: Some Econometric Results," International Review of Applied Economics, 9(1), pp.59-85.
8. Cybo-Ottone, A., and M. Murgia(2000), "Mergers and Shareholder Walth in European Banking," Journal of Banking & Finance, 24(6), pp.831-859
9. Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Econometrica, 49, pp.1057-1072
- 10.Doldado, Juan, Tim Jenkinson, and Simon Sosvilla-Rivero(1990), "Cointegration and Unit Roots," Journal of Economic Surveys, 4, pp.249-73
- 11.Eis, C.(1970), "A Note on Mergers and The Business Cycle: Comment," Journal of Industrial Economics, Nov., 19, pp.89-92
- 12.Esty, B., B. Narasimhan, and P. Tufano(1999), "Interest-Rate Exposure and Bank Mergers," Journal of Banking & Finance, 23, pp.255-285
- 13.Geroski, P.A.(1984), "On The Relationship Between Aggregate Merger Activity and The Stock Market", European Economic Review, 25, pp.223-233
- 14.Gonzalo, J.(1994), "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships," Journal of Econometrics, 60, pp.203-233

- 15.Granger, C. W. J.(1969), "Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods," Econometrica, 37(January), pp.24-36
- 16._____(1988), "Some Recent Developments In A Concept Of Causality," Journal of Econometrics, 39, pp.199-211
- 17.Gregory A. and B. Hansen(1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," Journal of Econometrics, 70, pp.99-126
- 18.Guerard, J.(1989), "Mergers, Stock Prices and Industrial Production, Further Evidence," Economics Letters, 30, pp.161-164
- 19.Hall, A. R.(1994), "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection," Journal of Business and Economics Statistics, 12, pp.461-470
- 20.Hannah, L.(1974), "Merger in British Manufacturing Industry: 1880-1918," Oxford Economic Papers, 26, pp.1-20.
- 21.Haque, M., S. Harnhirun, and D. Shapiro(1995), "A Time Series Analysis of Causality between Aggregate Merger and Stock Price: The Case of Canada," Applied Economics, 27, pp.563-568.
- 22.Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, 12, pp.231-254
- 23._____(1994), "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables," Econometric Reviews, 13(2), pp.205-229
- 24.Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, pp.169-210
- 25.Kang, J. K., A. Shivdasani, and T. Yamada(2000), "The Effect of Bank Relations on Investment Decisions: An Investigation of Japanese Takeover Bids," The Journal of Finance, 55(5), pp.2197-2218
- 26.King, Rober, C. I. Plosser, J. H. Stock and M. M. Watson(1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," American Economic Review, pp.819-840.
- 27.Maule, C.(1968), "A Note on Mergers and The Business Cycle," Journal of Industrial Economics, 16, pp.99-105.
- 28.Melicher, R. W., J. Ledolter and L. J. D'Antonio(1983), "A Time Series Analysis of Aggregate Merger Activity," Review of Economics and Statistics, 65, pp.423-430.
- 29.Nelson, R.L.(1959), Merger Movements in American Industry,

- hr/>
- pp.895-1954 (Princeton University Press, Princeton, NJ).
- 30.Ng, S. and P. Perron(1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag," Journal of the American Statistical Association, 90, pp.268-281
- 31.Nieh, C. C. and C. F. Lee(2001), "Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries," Quarterly Review of Economics and Finance, 41(4), pp.477-490
- 32.Osterwald-Lenum, M.(1992), "Practitioner's Corner- A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, pp.461-472.
- 33.Perron, P.(1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," Econometrica, 57, pp.1361-1401
- 34.Phillips, P. C. B.(1987), "Time Series Regression with a Unit Root," Econometrica, 55, pp.277-301
- 35.Post, A.M.(1994), Anatomy of A Merger, London: Prentice Hall.
- 36.Reimers, H. E.(1992), "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration," Statistics Paper, 33, pp.335-346
- 37.Schwartz, G.(1978), "Estimating the Dimension of a Model," Ann. Statistics, 6, pp.461- 464
- 38.Schwert, G. W.(1989), "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," Journal of Business and Economic Statistics, 7, pp.147-159.
- 39.Shugart, W.F. and R.D. Tullison(1984), "The Random Character of Merger Activity," Rand Journal of Economics, 15, pp.500-509
- 40.Smith, Garry D., Danny R. Arnold and Bobby G. Bizzell(1991), Business Strategy and Policy (3rd ed.). Boston: Houghton Mifflin.
- 41.Sorensen, Donald E.(2000), "Characteristics of Merging Firms," Journal of Economics and Business, 52(5), 423-433
- 42.Tilly, R.(1982), "Mergers, External Growth and Finance in the Development of Large Scale Enterprises in Germany, 1880-1913," Journal of Economic History, 42, pp.601-608.
- 43.Vasconcellos, G.M. and R.J. Kish(1998), "Cross-Border Mergers and Acquisitions: the European-US Experience," Journal of Multinational Financial Management, 8(4), pp.431-450.
- 44.Whittington, R.(1995), What is Strategy and Does it Matter (3rd ed.).New York: Routledge.

45. Yagil, J.(1996), "Merger and Macro-Economic Factors," Review of Financial Economics, 5(2), pp.181-190.
46. Zivot, E. and D.W.K. Andrews(1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," Journal of Business and Economic Statistics, 10, pp.251-270
47. Zhou, Su(1996), "The Response of Real Exchange Rates of Various Economic Shocks," Southern Economic Journal, 62(4), 936-954.

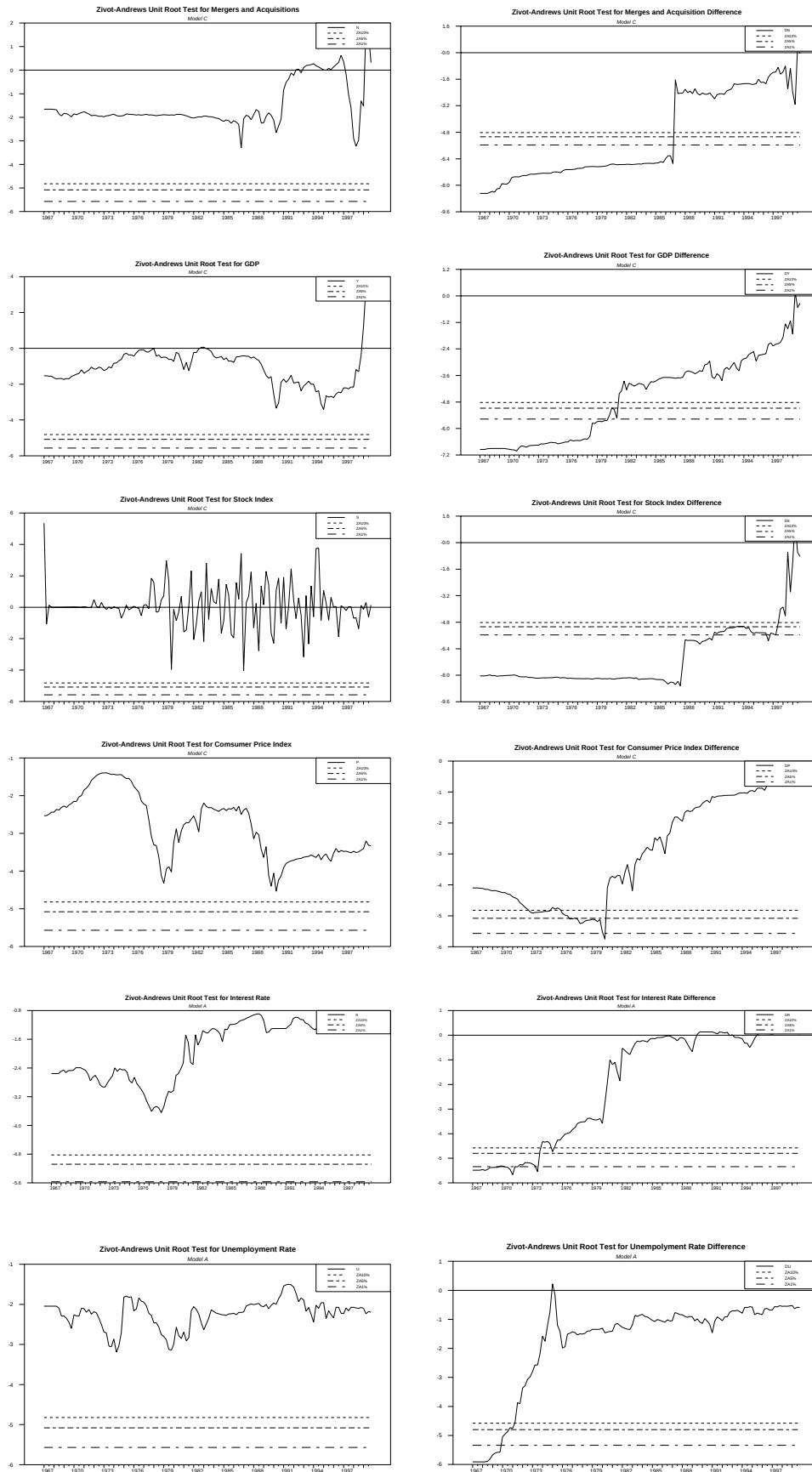
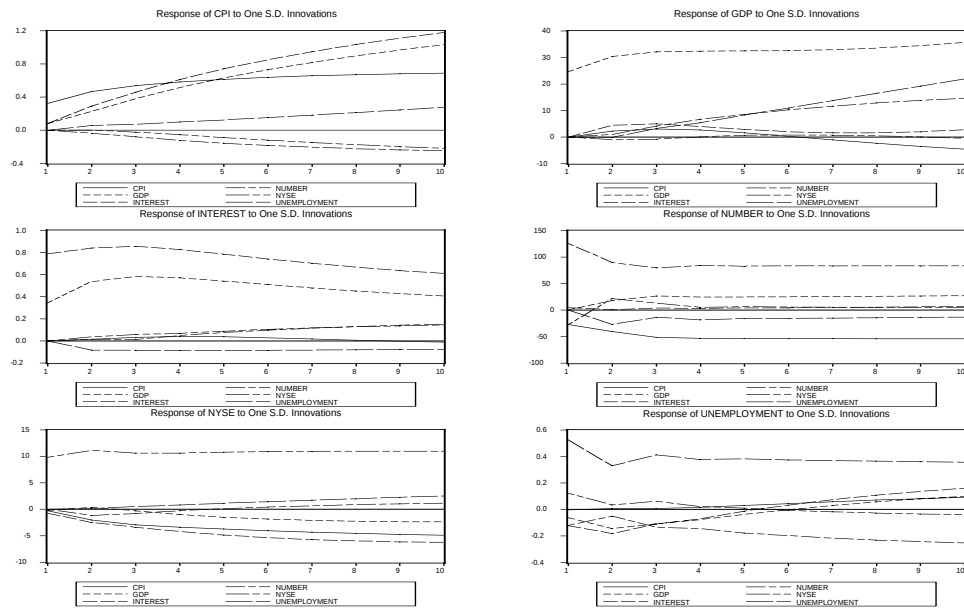


圖 3 各變數之水準項與差分項之 ZA 內生結構性變化單根檢定圖



註：選取 10 季作各變數間衝擊反應之分析

圖 4 各變數之衝擊反應圖