

由兩岸經貿依存探討 臺海經濟實力與國防實力關聯性

✿ 林瑞龍

摘 要

綜觀全球經濟情勢，各國在全球化潮流下往來漸趨緊密，從貿易依存度角度來看，臺灣對大陸高度貿易依賴，將使我國經濟易受到大陸經濟波動影響。本研究使用ARDL共整合方法探討臺海的國防實力與經濟實力間的動態關聯性，以及貿易依存度是否會影響國防實力與經濟實力間的動態關聯性。研究實證結果發現，經濟成長率與國防負擔率彼此間具長期因果關係，也可以說前期經濟成長率會影響當期國防預算編列，在國防預算佔我國GDP 3%逐漸趨於正常化之下，當GDP成長，國防預算亦會隨之成長。另外，為了較周延的掌握「經濟實力」的衡量，本研究另以「失業率」及「通貨膨脹率」作為實證的控制變數，在同樣的模式控制變項下，研究結果均支持經濟成長率與失業率、通貨膨脹率及貿易依存互為長期影響且經濟實力愈強，國防實力亦相對提升。

關鍵字：貿易依存度、國防實力、經濟實力

壹、緒 論

一、前言

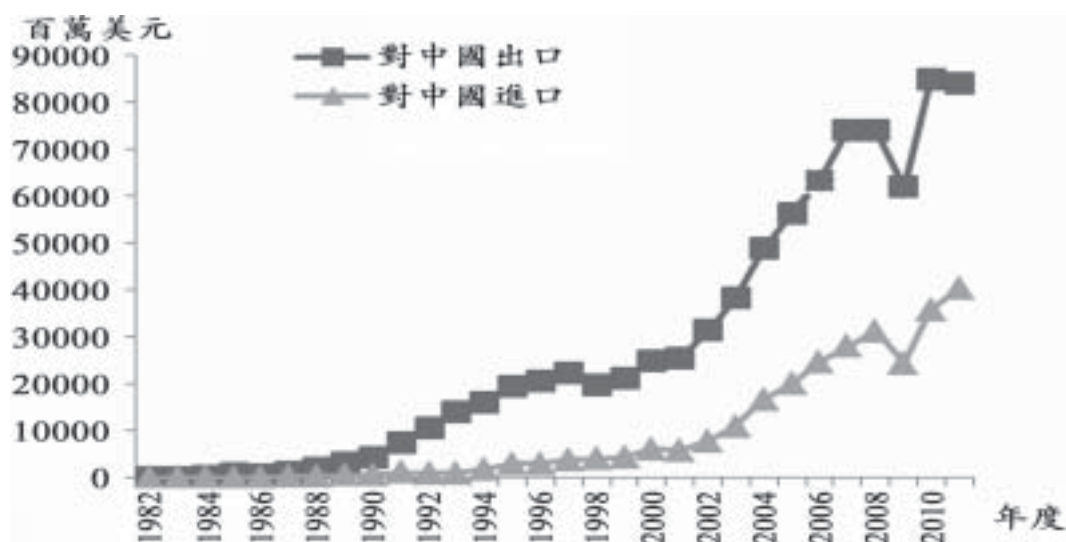
兩岸經貿關係，自1979年鄧小平上臺採行改革開放的經濟政策後展開，當年兩岸經貿額雖只有7,700萬美元，但已深具意義。1989年6月臺灣地區正式開放大陸地區物品間接輸入，並允許輸入物品可標明大陸產製；1990年8月再開放臺灣地區廠商對大陸地區間接輸出貨品，並同意在出口報單上直接說明大陸為目的地。由圖一(a)的1982-2011年臺灣對大陸進出口貿易額時間趨勢圖可看出，兩岸的雙邊貿易已經完全公開化進行。

再根據陸委會的統計（如圖一(b)所示），臺灣對大陸貿易依存度比例自1988年起逐年遽升，到了1994年後百分比就上升到9.93%，2000年臺灣政黨輪替，依存度仍有10.67%，比前四

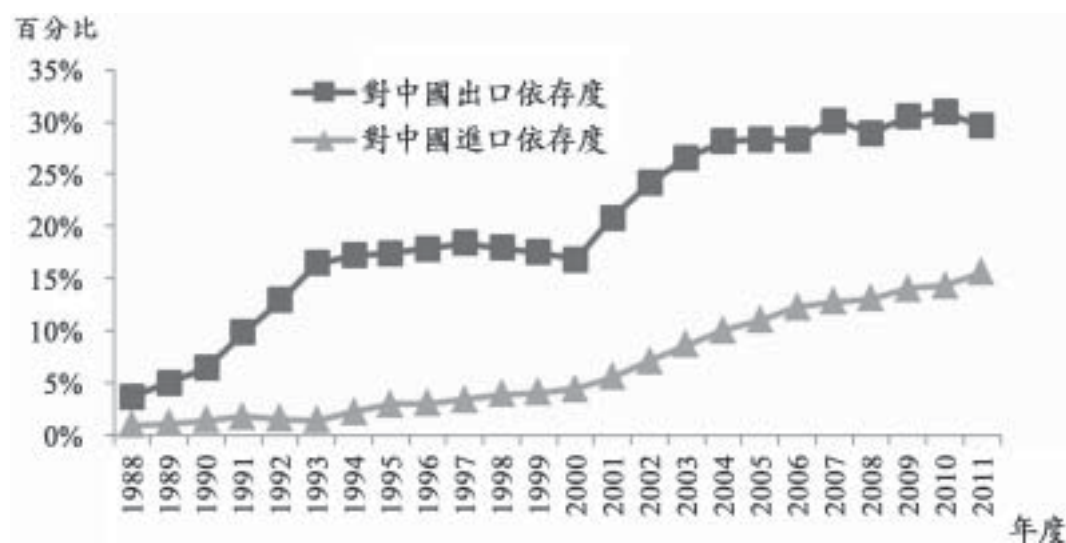
年略降。到了2004年已高達18.72%，2011年1月至5月也有22.77%。此外，最近三年統計顯示，臺灣對大陸的出口依存度都在28% 以上，包括

2009年的30.49%、2010年的30.89%，以及2011年1月至5月份的29.76%。大陸已成為臺灣總出口三分之一弱或四分之一強的市場。

圖一 兩岸貿易進出口統計圖



(a)1982-2011年臺灣對中國進出口貿易額時間趨勢圖



(b)1988-2011年臺灣對大陸進出口依存度

資料來源：陸委會兩岸經濟統計月報<http://www.mac.gov.tw/np>.及經濟部國際貿易局之中華民國進出口貿易統計：<http://cus93.trade.gov.tw/fsci/>.

國內學者吳重禮與顏淑芬（2001）研究發現，我國對大陸出口貿易順差與政府國內投資金額，對於國民生產毛額的變動具有顯著影響。

故從貿易依存度角度來看，臺灣對中國大陸的高度貿易依賴，將使得我國的經濟易受到中國經濟波動的影響。過去十年，臺灣對中國的貿易依存度幾乎年年增加，成長幅度超過一倍；反觀，中國對臺灣的貿易依存度卻逐年降低，減少幅度接近一半。如此一來一往使兩國之間的落差正急劇擴大。

國家之國防實力以經濟實力為基礎，而有了足夠的國防實力才能確保國家安全，進而促進國家之經濟發展與厚植經濟實力。國防建設與經濟建設為國家兩大重要建設，其目的皆為增長國家的國防與經濟實力，兩者間的關聯性是互相區隔、互相影響、互相作用與互相約制；因此，瞭解臺灣與中國大陸的國防實力與經濟實力間存在的動態關聯性為本研究的首要動機。其次，由於臺海兩岸國際貿易關係日趨緊密，而貿易依存度在國防實力與經濟實力間存在的動態關聯中究竟扮演何種角色，此為本研究欲深入探討的第二議題。

二、研究範圍與限制

本研究之研究對象分別為臺灣與中國大陸，探討貿易依存度對其個別國家之國防實力與經濟實力間存在之因果關聯性的影響。然而，在資料蒐集與引用上，僅能就政府公開部分或是官方公佈資料作為引證，在資料完整性上力求客觀、公正，以符合學術基本要求。其次，對「經

濟實力」與「國防實力」之概念，學者間雖普遍具有一定的共識，但在衡量上卻有難免有不同的看法。本研究擬以經濟成長率作為衡量國家經濟實力的指標，雖然有學者指出，經濟成長率絕非唯一的重要指標，但其卻是國際上通用的衡量國家經濟實力的指標；而國民負擔率變數則為本研究擬用來衡量國家國防實力的指標（Cline, 1982），係因此二者所代表為一國已用於或可直接用於國家鞏固或增強國家安全的現實力量。

貳、研究設計

本研究採共整合 ARDL 模型（Autoregressive distributed lag model with cointegration）進行實證分析，分別探討臺灣與大陸之貿易依存度如何影響到國家經濟與國防實力間之關係。本章共分三小節，第一節為研究方法，第二節為變數定義，第三節為實證模型設定。

一、研究方法

文獻上較常見的共整合分析法，早期有兩階段分析法（Engle and Granger, 1987）及最大概似共整合分析法（Johansen and Juselius, 1990），其共同精神在於，非穩定變數間經過某種線性組合之後，將變成一 $I(0)$ 的穩定數列，且變數間具長期均衡共整合關係。不過此類共整合分析亦有其缺點，即⁽¹⁾在樣本數過小的情形下，變數的認定上似乎過於主觀；⁽²⁾其本身無法在估計共整合時，加上係數限制之檢定，所以無法判斷

某一變數是否應包含在共整合關係式中；(3)檢定數列是否具有單根之方法，普遍被認為效度（efficiency）太低（Atkins and Coe, 2002）。

有鑑於此，本研究採用由Pesaran and Shin（1998）及Pesaran et al.（2001）所提的ARDL Bounds Test模型，來估計變數間的長期均衡關係，其與Johansen共整合分析最大不同之處在於，ARDL模型毋須假設所有的時間序列變數的整合階次要相同，即只要有部分變數彼此間具有同階整合階次時，即可進行共整合模型估計。

使用共整合ARDL模型的優點在於：(1)不需考慮變數的整合階次；(2)改善資料為小樣本之下的檢定力低的問題；(3)可明確區別兩變數間何者

為依變數，何者為獨立變數。換句話說，我們不用考慮各變數資料是否為穩定，所以不需要符合單根檢定亦可直接進行估計，因此在探討各變數間長期均衡上，要比其他分析方式方便。除此之外，在樣本數有限下，ARDL模型也較其他方法不容易產生自由度不足的問題。

共整合ARDL模型目前已廣泛運用在股票、運輸、勞動、金融、匯率等財務與總體經濟相關研究領域（陳仕偉及陳續文，2007；劉郁呈，2007；郭英照，2007；徐千婷，2008；Mehmet Adak, 2011，陳虹均、郭炳伸及林信助，2012），其模型表示如下：

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 r_{t-1} + \delta_3 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^k \beta_{2,j} \Delta r_{t-j} + \sum_{k=0}^l \beta_{3,k} \Delta q_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

上式稱為一個ARDL (p, k, l) 模型，其中p, k, l為最適落後期數的選擇。式中 Δy_t 為主要研究變數， Δy_{t-i} 為自身之落後項； Δr_{t-j} 、 Δq_{t-k} 為其他解釋變數；估計式中的 y_{t-1} 、 r_{t-1} 、 q_{t-1} 則為長期均衡項， δ_1 、 δ_2 、 δ_3 代表變數的長期均衡係數。

今欲檢定變數間是否具有共整合關係，故建立虛無假設 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ （變數間存在共整合關係）；如果檢定結果為拒絕 H_0 ，表示 δ_1 、 δ_2 與 δ_3 等三者中至少有一顯著異於0，即表示變數間至少存在一個長期穩定關係，此長期穩定關係可以表示如下面式子：

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 r_t + \theta_2 q_t + v_t \quad (2)$$

上式中的 $\theta_0 = -\delta_0 / \delta_1$ ， $\theta_1 = -\delta_2 / \delta_1$ ， $\theta_2 = -\delta_3 / \delta_1$ ， v_t 為一穩定的隨機過程。然後，利用一般最小平方方法¹（OLS）估計(1)式，並計算虛無假設成立下的F統計量。此時用以檢定是否存在共整合關係的F統計量之分配非為一般的F分配，其分配會受到四個因素影響，即(1)在自我迴歸遞延分配模型下，變數為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ；(2)解釋變數的數量；(3)ARDL模型是否包含截距項或時間趨勢項；(4)樣本數的多寡。

根據Pesaran et al.（2001）所述，使用F檢定作為判斷共整合的方法會有兩組臨界值，其中

¹ 關於長期與短期的衡量判斷詳細的數學過程，則可參考Pesaran et al.（2001），小樣本的臨界值表則可參閱Narayan（2005）。在後面的實證過程中，我們考慮本文樣本大小以Pesaran et al.（2001）所建議的方法重新模擬出上下界臨界值為判斷標準。

一組為假設所有存在於ARDL 模型中的變數為 $I(1)$ ，另一組則是假設所有存在於ARDL模型中的變數為 $I(0)$ 。若檢定統計量 F 之值高於上界臨界值（upper critical bound），表示顯著拒絕虛無假設，意指變數間存在長期均衡關係；反之，若檢定統計量 F 之值低於下界臨界值（lower critical bound），則表示統計量不顯著，則無法拒絕共整合的虛無假設，但若 F 值恰巧落入兩界限之內，則無法做出判別。以式(1)而言，若虛無假設為真，其 F 檢定統計量以 $F_y(y|r)$ 表示之，若 $F_y(y|r)$ 高於上界臨界值，但是 $F_r(r|y)$ 卻低於下界臨界值，表示只存在單向的長期穩定關係。在此關係中，變數 y 為被解釋變數，變數 r 則為解釋變數。因此，以此方法進行檢定時，除了可判斷變數間是否存在共整合關係外，也可判斷變數間的因果關係。其次，在確定有長期關係下，可以進一步估計長期關係的參數以及短期動態誤差修正模型（error correction model, ECM）。然而，再進行ARDL 誤差修正模型估計前，必須先要確定ARDL 模型下的最適落後期數，本文採用最小AIC 準則作為選取最適落後期數的依據。

二、變數定義

本研究實證分析以「經濟實力」及「國防實力」為主要檢測變數，經濟實力採經濟成長率，失業率及通貨膨脹率等總體經濟指標作為控制變數；國防實力則採用國防負擔率。茲將本研究主要變數之操作型定義及代號列述如下：

(一)國防實力： MIL_GDP_{it} ，表國防負擔率為其

衡量，即以 i 國在 t 年之國防預算佔其GDP比例衡量一國之國防實力。資料取自《斯德哥爾摩國際和平研究所》，單位百分比（%）。

(二)經濟實力： EGR_{it} ，以 i 國在 t 年之經濟成長率為其衡量。資料取自行政院大陸委員會，單位百分比（%）。

(三)失業率： UR_{it} ，表 i 國在 t 年之失業人口佔勞動力之比率；指的是不論長期或短期失業人口，其佔國家總生產勞動力人口之比率，是判斷經濟情勢的重要指標，資料取自行政院大陸委員會，單位百分比（%）。

(四)通貨膨脹率： FR_{it} ，表 i 國在 t 年之消費者物價指數；指的是一種貨幣現象，貨幣發行量超過流通中實際所需要的貨幣量而引發的貨幣貶值現象，資料取自行政院大陸委員會，單位百分比（%）。

(五)貿易依存度： $TRADE_{ijt}^k$ 表 $i(i=T,C)$ 國對 $j(j=T,C,U)$ 國在 t 年之 $k(k=Ag, Ex, Im)$ 類經貿依賴程度；其中 Ag 表進出口經貿依賴程度，即（出口+進口）/經濟成長率，其值愈高代表 i 國對 j 國經貿的依存度愈高；進出口經貿依賴程度又可區分為進口經貿依存度（ Im ）及出口經貿依存度（ Ex ），資料取自經濟部國際貿易局，單位百分比（%）。例如， $TRADE_{TCt}^{Ag}$ 表臺灣對大陸的進出口經貿依存度。

三、模型建構

本研究第一個目的要檢測臺海的國防實力

與經濟實力間的動態關聯性，故建立的第一個

ARDL - ECM 實證模型為：

$$\Delta EGR_t = \alpha_0 + \alpha_1 EGR_{t-1} + \alpha_2 MIL_GDP_{t-1} + \alpha_3 UR_{t-1} + \alpha_4 IR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p_1} \delta_{1i} \Delta EGR_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_2} \delta_{2j} \Delta MIL_GDP_{t-j} + \sum_{k=0}^{p_3} \delta_{3k} \Delta UR_{t-k} + \sum_{l=0}^{p_4} \delta_{4l} \Delta IR_{t-l} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta MIL_GDP_t = \beta_0 + \beta_1 MIL_GDP_{t-1} + \beta_2 EGR_{t-1} + \beta_3 UR_{t-1} + \beta_4 IR_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_1} \gamma_{1i} \Delta MIL_GDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_2} \gamma_{2j} \Delta EGR_{t-j} + \sum_{k=0}^{q_3} \gamma_{3k} \Delta UR_{t-k} + \sum_{l=0}^{q_4} \gamma_{4l} \Delta IR_{t-l} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

上面式子中， α_0 、 β_0 為截距項係數， ΔEGR_t 及 ΔMIL_GDP_t 為依變數， ΔEGR_{t-i} 及 ΔMIL_GDP_{t-i} 為自身差分之落後項； δ_{1i} 、 δ_{2j} 、 δ_{3k} 、 δ_{4l} 、 γ_{1i} 、 γ_{2j} 、 γ_{3k} 及 γ_{4l} 等為短期動態關聯係數；估計式中的 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 、 β_1 、 β_2 、 β_3 及 β_4 則為長期均衡係數，代表長期穩定關係，其中 p_1 、 p_2 、 p_3 、 p_4 為最適落後期數。

今欲檢定國防實力是否會影響經濟實力時所建立的虛無假說為 $H_0: \delta_{20} = \delta_{21} = \dots = \delta_{2p_2} = 0$ ，若檢定結果為拒絕虛無假設，表示國防實力對經濟實力存在短期動態關係。同理，欲檢定經濟實力是否會影響國防實力時所建立的虛無假說

為 $H_0: \gamma_{20} = \gamma_{21} = \dots = \gamma_{2p_2} = 0$ ，若檢定結果為拒絕虛無假設，表示經濟實力對國防實力存在短期動態關係。透過ARDL，我們可以瞭解軍事實力與經濟實力兩者間的之間長期均衡與短期動態關聯性，且藉由係數的顯著性檢定，也可得知軍事實力變動對經濟實力影響程度是否達統計顯著性。

本研究第二個目的欲探討，臺海兩岸貿易依存度在國防實力與經濟實力間的動態關聯性中所扮演的角色，並進一步檢視兩岸對美國的貿易依存度是否會影響國防實力與經濟實力間的動態關聯性。故建立如下的ARDL-ECM實證模型：

$$\Delta EGR_t = \alpha_0 + \alpha_1 EGR_{t-1} + \alpha_2 MIL_GDP_{t-1} + \alpha_3 UR_{t-1} + \alpha_4 IR_{t-1} + \alpha_5 TRADE_{rs,t-1}^w + \alpha_6 MIL_GDP_{t-1} \times TRADE_{rs,t-1}^w + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_{1i} \Delta EGR_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_2} \theta_{1j} \Delta MIL_GDP_{t-j} + \sum_{k=0}^{p_3} \tau_{1k} \Delta UR_{t-k} + \sum_{l=0}^{p_4} \gamma_{1l} \Delta IR_{t-l} + \sum_{m=0}^{p_5} \phi_{1m} \Delta TRADE_{rs,t-m}^w + \sum_{n=0}^{p_6} \pi_{1n} \Delta MIL_GDP_{t-n} \times \Delta TRADE_{rs,t-n}^w + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta MIL_GDP_t = \delta_0 + \delta_1 EGR_{t-1} + \delta_2 MIL_GDP_{t-1} + \delta_3 UR_{t-1} + \delta_4 IR_{t-1} + \delta_5 TRADE_{rs,t-1}^w + \delta_6 EGR_{t-1} \times TRADE_{rs,t-1}^w + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_{2i} \Delta EGR_{t-i} + \sum_{j=1}^{p_2} \theta_{2j} \Delta MIL_GDP_{t-j} + \sum_{k=0}^{p_3} \tau_{2k} \Delta UR_{t-k} + \sum_{l=0}^{p_4} \gamma_{2l} \Delta IR_{t-l} + \sum_{m=0}^{p_5} \phi_{2m} \Delta TRADE_{rs,t-m}^w + \sum_{n=0}^{p_6} \pi_{2n} \Delta EGR_{t-n} \times \Delta TRADE_{rs,t-n}^w + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

上面式子中之變數定義如前一節所述。

β_{1i} 、 θ_{1j} 、 τ_{1k} 、 γ_{1i} 、 φ_{1m} 、 π_{1n} 、 β_{2i} 、 θ_{2j} 、 τ_{2k} 、 γ_{2i} 、 φ_{2m} 及 π_{2n} 等為短期動態關聯係數；估計式中的 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 、 α_5 、 α_6 、 δ_1 、 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 、 δ_5 及 δ_6 則為長期均衡係數，代表長期穩定關係，其中 p_1 、 p_2 、 p_3 、 p_4 、 p_5 、 p_6 為最適落後期數。

參、實證分析

本研究之實證區分為敘述性統計分析與實證分析。敘述性統計分析將經濟實力與國防實力進行平均數與標準差之時間序列趨勢分析及相關係數分析；實證分析將各變數間進行長期與短期均衡動態分析。研究對象為臺灣及中國，實證資料研究時間自1988年至2011年，共24筆年時間數列資料。變數選取係根據文獻探討結果進行歸納整理，計有經濟成長率（*EGR*）、國防負擔率（*MIL_GDP*）、失業率（*UR*）、通貨膨脹率（*IR*）及經貿依存度（*TRADE*），資料來源取自行政院主計處、行政院大陸委員會、經濟部國際貿易局、中國國家統計局、世界銀行及斯德哥爾摩國際和平研究所。

一、敘述性統計分析

表一為臺灣及中國有關經濟實力與軍事實力等五個變數之敘述統計分析。經濟成長率部分，臺灣的平均經濟成長率為5%，遠低於中國的10%；國防負擔率部分，臺灣的平均國防負擔率為3%，較中國的2%高出1%，顯示臺灣與中

國的國防預算佔GDP比例差異並不大；失業率部分，臺灣與中國的平均失業率皆為3%；通貨膨脹率部分，臺灣平均通貨膨脹率為2%，中國平均通貨膨脹率為6%，中國的平均通貨膨脹率為臺灣的三倍，而兩岸通貨膨脹率差距最大竟然可以到達中國是臺灣的六倍，顯示臺灣政府在控制物價通貨膨脹成效上較中國為高。

而從表一Panel B的相關分析中可以看出：在臺灣部分，經濟成長率與國防負擔率間之相關性達統計上正的顯著，其相關係數為0.56，表示從經濟能力觀點來看，認為國防預算的編列與國家的經濟能力有關，因此國民經濟能力愈強者的國防預算的額度將愈高。所以經濟成長率較高的國家，其國防預算的額度亦應較高。其次，經濟成長率與失業率間之相關性為負的顯著，其相關係數值為-0.74，顯示低失業率與高成長率並存的現象是存在於臺灣，而提升經濟成長率與降低失業率也是臺灣歷任總統於其任內推動經濟政策之重要達成目標。值得注意的是經濟成長率與通貨膨脹率間的顯著正相關，顯示臺灣長久以來在追求經濟穩定成長的過程中，仍必須去面對其可能引發的通膨問題，但因為臺灣的平均經濟成長率仍高於平均通貨膨脹率，意味這樣的通膨率應該仍是一般人可承受範圍內。至於通貨膨脹率與失業率間之相關性則為統計上顯著的負相關，支持了Phillips 曲線所闡述之通貨膨脹與失業率間的抵換（trade-off）關係一論點。

在中國方面，四個變數間之相關性都不高，其彼此間除了失業率與通貨膨脹率之間的負相關有顯著外，其餘的相關係數皆未達統計顯著。雖

然中國的經濟成長率與失業率間的正相關未達統計顯著，但也不禁令人擔憂中國隨著其國內經濟的快速發展所衍生出來的失業問題。至於經濟成長率與國防負擔率間之負相關可以資源分配的角

度來看，有可能是因為國防預算的增加排擠到其他的經濟活動，例如民間消費、民間投資、公共建設等，如此一來反而是不利國家經濟的發展。

表一 敘述性統計及相關分析表

Panel A 敘述性統計分析								
	臺灣				中國			
	<i>EGR</i>	<i>MIL_GDP</i>	<i>UR</i>	<i>IR</i>	<i>EGR</i>	<i>MIL_GDP</i>	<i>UR</i>	<i>IR</i>
平均數	0.05	0.03	0.03	0.02	0.10	0.02	0.03	0.06
最大值	0.10	0.05	0.06	0.04	0.14	0.03	0.05	0.24
最小值	-0.02	0.02	0.01	-0.01	0.04	0.02	0.02	-0.01
標準差	0.03	0.01	0.01	0.02	0.03	0.00	0.01	0.07
樣本數	24	24	24	24	24	24	24	24

Panel B 相關分析								
	<i>EGR</i>	<i>MIL_GDP</i>	<i>UR</i>	<i>IR</i>	<i>EGR</i>	<i>MIL_GDP</i>	<i>UR</i>	<i>IR</i>
<i>EGR</i>	1	0.56**	-0.74**	0.66**	1	-0.11	0.04	0.26
<i>MIL_GDP</i>	0.43	1	-0.86**	0.73**	-0.06	1	-0.23	0.08
<i>UR</i>	-0.61*	-0.74**	1	-0.67**	-0.09	-0.91	1	-0.58**
<i>IR</i>	0.69**	0.49**	-0.68**	1	0.46	0.48	-0.49**	1

註：1. 雙尾顯著標記：***：p<0.01；**：p<0.05；*：p<0.1。

2. 變數定義：EGR為經濟成長率、MIL_GDP為國防負擔率（%）、UR為失業率（%）、IR為通貨膨脹率（%）。

3. 左下半部為Spearman相關係數，右上半部為Pearson相關係數。

二、實證分析

（一）變數長期趨勢分析

在進行ARDL模型估計前，首先須先檢定變數間是否存在長期均衡關係，也就是所謂的長期趨勢分析。在檢定的過程中建立的虛無假設為各變數間不存在共整合關係（即不存在長期均衡關係），檢定方式根據Pesaran et al.（2001）論述，採F檢定進行共整合的判斷。為對臺灣及中國之

EGR，*MIL_GDP*，*UR* 及 *IR* 進行變數間是否存在共整合關係之結果。以臺灣為例， $F(EGR, MIL_GDP, UR, IR) = 5.6232$ ，超出臨界值上限，因此拒絕變數間沒有長期關係的虛無假設，得到EGR與 *MIL_GDP*，*UR* 及 *IR*間具有長期趨勢關係的結論。同理，重複上面過程，分別帶入各變數後之結果詳見下面的表二。

表二顯示，在臺灣部分，當變數為經濟成長率（*EGR*）、國防負擔率（*MIL_*

GDP) 及失業率 (UR) 時之F值分別為 5.6232、4.4645及10.1467，在10% 顯著水準下皆達到統計上顯著，表示這三個變數彼此間有存在長期均衡關係。在中國部分，當變數為經濟成長率 (EGR)、國防負擔

率 (MIL_GDP)、失業率 (UR) 及通貨膨脹率 (IR) 時之F值分別為7.4119、5.1817、6.9752及6.5156，在10%顯著水準下也都達到統計上顯著，故中國方面的這個變數彼此間亦有存在長期均衡關係。

表二 Variable Addition Test (OLS case) 假設檢驗表

	變數	F值	長期影響關係
臺 灣	EGR	5.6232	有
	MIL_GDP	4.4645	有
	UR	10.1467	有
	IR	2.3289	無
中 國	EGR	7.4119	有
	MIL_GDP	5.1817	有
	UR	6.9752	有
	IR	6.5156	有

註：1. 變數定義：EGR為經濟成長率、MIL_GDP為國防負擔率 (%)、UR為失業率 (%)、IR為通貨膨脹率 (%)。

2. 在10%顯著水準下，下臨界值I(0)=3.51，上臨界值I(1)=4.36

(二)ARDL共整合分析

1. ARDL共整合之長期均衡關係

本研究經由前面步驟結果發現，經濟成長率、國防負擔率、失業率及通貨膨脹率等四變數彼此間有存在長期均衡關係，故接續進行ARDL誤差修正模型之估計，進一步對經濟實力與國防實力間之長期均衡及短期動態關聯性作實證分析。

表三為經濟實力與國防實力間之長期均衡模型之估計。整體而言，以臺灣為例，當以經濟成長率為依變數時，國防負擔率對經濟成長率之影響為正的顯著，此結果支持 Benoit (1973) 之論點，即國防

負擔率與同時期的經濟成長率是不相違背的，在有高額度的國防預算下，相對的也會同時促進經濟的成長；其次，控制變數失業率對經濟成長率之影響為正的不顯著，而通貨膨脹率對經濟成長率之影響則為正的顯著。當依變數為國防負擔率時，經濟成長率對其之影響卻是負的不顯著，此結果與Benoit (1973) 之論點為不一致，這種結果可以資源分配的角度來看，因為同時期政府編列於進行其他的經濟活動之預算排擠到國防預算，故同時期的經濟成長對國防負擔率之影響為負；此時控制變數失業率與通貨膨脹率對國防負擔率

之影響皆為正的顯著。綜上所述，臺灣的國防實力與經濟實力間的長期均衡關係為單向關聯性，即國防實力的增強將有助於經濟實力的提升。

同理，表三中顯示，中國國防實力與

經濟實力間之長期均衡關係未達統計顯著。此結果與相關分析之結果是一致的。其次，控制變數失業率與通貨膨脹率對國防實力與經濟實力影響之符號與顯著性亦與相關分析結果同。

表三 ARDL模型之長期均衡關係

	臺灣		中國	
	ΔEGR	ΔMIL_GDP	ΔEGR	ΔMIL_GDP
<i>EGR</i>	—	-.44201 (-1.3828)	—	-.024594 (-.54591)
<i>MIL_GDP</i>	.92895*** (3.3257)	—	-14.7227 (-1.2698)	—
<i>UR</i>	.034946 (.18717)	.77393*** (3.9978)	4.9885 (2.5133)	-.10456 (-.47610)
<i>IR</i>	.89421*** (2.9527)	2.0337** (2.6816)	.027479 (.10020)	.041467 (1.0302)

註：1. 雙尾顯著標記：***：p<0.01；**：p<0.05；*：p<0.1。括號（）中的數字為參數估計值之t統計量。

2. 變數定義：EGR為經濟成長率、MIL_GDP為國防負擔率（%）、UR為失業率（%）、IR為通貨膨脹率（%）。

2. 國防實力與經濟實力之ARDL – ECM短期動態關係

本研究透過誤差修正模型分析各變數間之長期均衡調整與短期動態關係之估計結果如表四所示。觀察表四可發現，以臺灣為例，在分別以經濟實力及國防實力為依變項之關係式中的長期均衡誤差修正項估計值分別為-1.4218及-0.1103，且都達到統計上的顯著，表示當經濟實力偏離與國防負擔率間的長期均衡關係時，經濟實力體系將會有自動朝向均衡調整的機制；同理，當國防實力偏離與經濟實力間的長期均衡關係時，國防實力體系也將會有自動朝向均衡調整的機制。在短期動態關聯

性方面，前一期國防負擔率之變動會影響當期經濟成長率之變動，其兩者間的短期關聯性為正的統計顯著；但是，當期的國防負擔率卻與前一期的經濟成長率無關。綜上所述，臺灣經濟實力與國防實力這兩個變數間，在固定失業率及通貨膨脹率在某一水準下，臺灣經濟實力具有透過國防實力的落差所呈現的 Granger 短期領先關係，也存在透過這兩個變數長期關係式偏離誤差的修正所呈現的長期Granger因果關係。但是臺灣國防實力就僅存在這兩個變數長期關係式偏離誤差的修正所呈現的長期且未達統計上顯著的Granger因果關係。

另外，以中國為例，在分別以經濟實力及國防實力為依變項之關係式中的長期均衡誤差修正項估計值分別為 -0.3595 及 0.0462，但卻都未達到統計上的顯著，表示當經濟實力偏離與國防負擔率間的長期均衡關係時，儘管經濟實力體系會有自動朝向均衡調整的機制，但這個調整的效果卻是不明顯；同理，當國防實力偏離與經濟實力間的長期均衡關係時，國防實力體系也將會有效果不明顯的自動朝向均衡調整的機制。在短期動態關聯性方面，當期經濟成長率之變動與前一期的國防負擔率

完全無關，但同期國防負擔率之變動會對其有負的統計上顯著短期關聯性；同理，當期的國防負擔率與前一期的經濟成長率完全無關。綜上所述，中國的經濟實力與國防實力這兩個變數間，在固定失業率及通貨膨脹率在某一水準下，其經濟實力與國防實力間不具有透過彼此實力的落差所呈現的 Granger 短期領先落後關係，而其彼此透過存在於這兩個變數長期關係式偏離誤差的修正所呈現的長期Granger因果關係也不顯著。

表四 ARDL-ECM模型估計結果

	臺灣		中國	
	ΔEGR	ΔMIL_GDP	ΔEGR	ΔMIL_GDP
ΔEGR_t	—	-.048736** (-2.2809)	—	.0011358 (.54969)
ΔEGR_{t-1}	-.42182*** (-3.2064)	—	.64053** (2.6550)	—
ΔMIL_GDP_t	-1.3844 (-.97915)	—	-5.2923* (-2.0932)	—
ΔMIL_GDP_{t-1}	2.7052** (2.2712)	.88974*** (17.0178)	—	1.0462*** (29.7123)
ΔUR_t	-2.8934*** (-4.0440)	.085332** (2.2405)	-4.8996** (-2.4082)	.0048291 (.66751)
ΔUR_{t-1}	2.9431*** (4.9108)	—	6.6928*** (3.4521)	—
ΔIR_t	.75815 (2.6005) **	.13523*** (3.0242)	.24187 (1.8183)	-.0019151* (-2.0382)
ΔIR_{t-1}	.51326 (1.6384)	.089000* (1.9102)	-.23199 (-2.6528)	—
Δecm_{t-1}	-1.4218*** (-10.8078)	-.11026** (-2.1089)	-.35947 (-1.4900)	.046184 (1.3116)

註：1. 雙尾顯著標記：***：p<0.01；**：p<0.05；*：p<0.1。括號（）中的數字為參數估計值之t統計量。

2. 變數定義：EGR為經濟成長率、MIL_GDP為國防負擔率（%）、UR為失業率（%）、IR為通貨膨脹率（%）。

肆、結 論

「經濟實力」與「軍事實力」間的影響關係，孰為因，孰為果，一直是學者研究的議題，不論在理論或實證上，透過各種替代變數的研究，都沒有一致的結論。在此，本研究利用時間序列迴歸模型，加入國防負擔率作為衡量「軍事實力」的代理變數，並以經濟成長率作為衡量「經濟實力」的代理變數，以失業率及通貨膨脹率為控制變數，進行實證分析，分別探討臺灣與大陸之貿易依存度如何影響到國家經濟與國防實力間之關係。為避免變數間可能存在階次不一的窘境，本研究使用ARDL共整合方法，探討「經濟實力」及「軍事實力」與各解釋變數的長期均衡關係，並且利用修正誤差模型，檢視變數間之長期關係與短期動態調整過程。本文研究對象包含臺灣、中國大陸，研究期間為1988年至2011年。其主要研究結果如下：

- (一)研究結果發現，經濟成長率、國防負擔率、失業率及通貨膨脹率等四變數彼此間有存在長期均衡關係
- (二)以臺灣為例，當以經濟成長率為依變數時，國防負擔率對經濟成長率之影響為正的顯著，此結果支持Benoit (1973) 之論點，即國防負擔率與同時期的經濟成長率是不相違背的，在有高額度的國防預算下，相對的也會同時促進經濟的成長；其次，控制變數失業率對經濟成長率之影響為正的不顯著，而通貨膨脹率對經濟成長率之影響則為正的顯

著。

- (三)當依變數為國防負擔率時，經濟成長率對其之影響卻是負的不顯著，此結果與Benoit (1973) 之論點為不一致，這種結果可以資源分配的角度來看，因為同時期政府編列於進行其他的經濟活動之預算排擠到國防預算，故同時期的經濟成長對國防負擔率之影響為負；此時控制變數失業率與通貨膨脹率對國防負擔率之影響皆為正的顯著。綜上所述，臺灣的國防實力與經濟實力間的長期均衡關係為單向關聯性，即國防實力的增強將有助於經濟實力的提升。
- (四)中國國防實力與經濟實力間之長期均衡關係未達統計顯著。此結果與相關分析之結果是一致的。其次，控制變數失業率與通貨膨脹率對國防實力與經濟實力影響之符號與顯著性亦與相關分析結果同。

一、國防實力與經濟實力之ARDL – ECM 短期動態關係

- (一)以臺灣為例，分別以經濟實力及國防實力為依變項，關係式中的長期均衡誤差修正項估計值分別為-1.4218及-0.1103，且都達到統計上的顯著，表示當經濟實力偏離與國防負擔率間的長期均衡關係時，經濟實力體系將會有自動朝向均衡調整的機制；同理，當國防實力偏離與經濟實力間的長期均衡關係時，國防實力體系也將會有自動朝向均衡調整的機制。
- (二)在短期動態關聯性方面，前一期國防負擔率

之變動會影響當期經濟成長率之變動，其兩者間的短期關聯性為正的統計顯著；但是，當期的國防負擔率卻與前一期的經濟成長率無關。綜上所述，臺灣經濟實力與國防實力這兩個變數間，在固定失業率及通貨膨脹率在某一水準下，臺灣經濟實力具有透過國防實力的落差所呈現的Granger短期領先關係，也存在透過這兩個變數長期關係式偏離誤差的修正所呈現的長期Granger因果關係。

二、整體綜合說明

本研究主要目的在於以臺灣及中國雙邊貿易為基礎，探討彼此經濟實力與國防實力動態關聯性，在考量軍事實力衡量較為不易，研究中以國民負擔軍費作為國防實力之代理變數，研究結果指出，經濟成長率與國防負擔率彼此間具長期因果關係，也可以說前期經濟成長率會影響當期國防預算編列，在國防預算佔我國GDP 3%逐漸趨於正常化之下，當GDP成長，國防預算亦會隨之成長。

另外，為了較周延的掌握「經濟實力」的衡量，本研究另以「失業率」及「通貨膨脹率」作為實證的控制變數，在同樣的模式控制變項下，研究結果均支持經濟成長率與失業率、通貨膨脹率及貿易依存互為長期影響且經濟實力愈強，國防實力亦相對提升。此實證可能隱含當我國與中國大陸在進、出口貿易增加的同時，雙方互相為其國內經濟成長率做出貢獻，並同步創造本國就業率及提升國民購買力，並且在1988至2011年

間，大體呈現同向成長，兩岸以中國大陸為世界工廠根據地，共同對世界進行貿易，亦同時獲取可觀外匯存底。

然而，隨著全球景氣趨緩，我國對外貿易持續減緩，根據經建會公佈101年1-2月「當前經濟情勢」報告所述，我國對外貿易1-2月甚至出現負成長局面，其中對中國大陸出口減幅最大，係因歐洲居中國大陸出口首位，歐洲需求減少導致中國大陸動能減弱，連帶使我國對中國大陸出口減緩，造成臺灣經濟成長急速下滑，我們是否應深加思考，由於臺灣經濟仰賴對外貿易，而中國大陸受外貿的影響程度相對較低，兩岸不對等的經濟互賴關係必將隨經貿增長程度而擴大，對於臺灣整體國家安全的維護將是極大挑戰。

此外，中國佔臺灣出口的30%以上，臺灣對外投資的80%以上，所以中國經濟及社會的穩定發展與否，影響到臺灣經濟甚鉅，所以，為預防中國經濟不穩定及社會變動的衝擊，我們應採取分散風險及預防措施，因此，如何分散出口及投資過度集中的風險，我們有必要加以事先預防。

為了探討「國防實力」與「經濟實力」的關係，本研究已儘可能納入潛在因素做為控制變項，然而在資料蒐集的完整性上，仍然有一定的限制，此為後續研究者可以改善之處。

參考文獻

中文部分

1. 何耀（2007）。臺灣對大陸、美、日貿易依存

- 度的比較分析。未出版之碩士論文，廣東外語外貿大學研究所，廣東。
2. 吳重禮、嚴淑芬（2001）。我國大陸經貿政策的分析：論兩岸經貿互動對於臺灣地區經濟發展之影響。中國行政評論，10（2），135-166。
3. 吳啟禎（2001）。中國大陸加入世界貿易組織之宏觀分析。未出版之碩士論文，國立成功大學政治經濟學研究所，臺南市。
4. 沈利生（2005）。論外貿依存度 - 兼論計算外貿依存度的新公式。上網日期：2011 年10月2日。檢自中國期刊網。
5. 邵宗海（2006）。兩岸關係。臺北：五南圖書公司。
6. 國防部史編局譯（1995，原作者：江田謙介）。中共軍事論。臺北：國防部史編局。
7. 張明睿（1998）。中共國防戰略發展。臺北：洪葉文化。
8. 梁蜀東（1991）。國防預算規模之決定。未出版之碩士論文，國立國防管理學院資源研究所，臺北縣。
9. 連文榮（2005）。國際經濟動向 - 南韓的經濟情勢及其與臺灣之相似性。經濟前瞻，102，18-22。
10. 郭羽誕（2004）。綠色壁壘與汙染產業轉移成因及對策研究。財經研究，4，105。
11. 陳亮智（2011）。中國崛起對美日、美韓、「美臺」同盟關係的影響與挑戰。亞太研究通訊，9，115-141。
12. 陳啟民（2003）。臺灣與東亞區域競合發展關係之研究。未出版之碩士論文，國立成功大學都市計畫研究所，臺南市。
13. 彭懷恩（2000）。臺灣政治發展的反思。臺北：風雲論壇出版社。
14. 黃碩風（1998）。綜合國力論。北京：中國社會科學出版社。
15. 楊仕樂（2004）。中國威脅？經濟互賴與中國大陸的武力使用。東亞研究，35（2），107-142。
16. 楊承亮（1998）。國防預算額度估測解析性模式。在國防管理學院編，第六屆國防管理實務研討會論文集。臺北市。
17. 雷克萊恩（RAY S. CLINE）（1982）。一九八〇年代世界權力趨勢及美國外交政策。臺北：黎明文化事業（股）公司。
18. 劉立倫、汪進揚、葉恆菁（2002）。國家經濟能力、軍事防禦能力與國防預算關係之研究。國防管理學院編，國防管理學報（頁45-60），臺北市：編者。
19. 蔡秀卿（2002）。經貿交流與兩岸經濟整合性及互動關係之研究。未出版之碩士論文，國立臺北大學合作經濟研究所，臺北市。
20. 薛榮久（2003）。國際貿易理論與實務。北京：對外經濟貿易大學出版社。
21. 謝雯霞（1997）。東亞經濟依存趨勢之研究。未出版之碩士論文，國立中山大學大陸研究所，高雄縣。
22. 嚴勝雄、吳連賞（2000）。中國發展，發展中國。高雄市：麗文文化。
23. 劉郁呈（2007）。港埠貨櫃吞吐量之時間序列

模型研究。未出版之碩士論文，國立高雄第一科技大學運籌管理系，高雄縣。

- 24.郭英照（2007）。臺灣婦女勞參率、生與率、離婚率及經濟成長率之間的關係。私立東海大學經濟學系，臺中縣。
- 25.徐千婷（2008）。我國金融情勢指數之實證研究。中央銀行季刊30（3）
- 26.陳仕偉、陳續文（2008）。股價報酬與實質經濟活動的關聯性-跨國的實證研究。臺灣銀行季刊61（3），262-300。
- 27.陳虹均、郭炳伸及林信助（2012）。能源價格衝擊與臺灣總體經濟。臺灣經濟預測與政策，42（2），1-36。

英文部分

1. Akaike, H. (1978). On the likelihood of a time series model, The statistician, 27, 217-235.
2. Alschuler, L. R. (1997). Divergent Development: The Pursuit of Liberty, Equality, and Growth in Argentina and the Republic of Korea. Journal of World-Systems Research 3: 115 - 207
3. Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. The Quarterly Journal of Economics, 106 (2) : 407-443
4. Benoit, E (1973). Defense Spending and Economic Growth in LDCs. Department of Economics University of Michigan.
5. Blomberg, S .B. (1996). Growth, Political Instability and the Defense Burden. Economica. 63 (252), 649-672.
6. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
7. Kaldor, N. (1976). Inflation and recession in the world economy. The Economic Journal, 86, 703-714.
8. Keohane, R. O., & Milner, H. V. (1996). Internationalization and Domestic Politics. New York: Cambridge University Press.
9. Keohane, R. O., & Nye, J. S. (1989). Power and Interdependence (2nd ed.). New York: Harper Collins Publishers.
10. Lucas R. E. (1993). Making a Miracle. Econometrica, 61 (2), 251-272.
11. Mehmet A. K. (2011). Patent Applications and Total Factor Productivity ; The Case of Turkey. International Research Journal of Finance and Economics, 64, 106-114.
12. Cline M. J. (1982). Differential expression of cellular oncogenes during pre- and postnatal development of the mouse. Division of Hematology/Oncology, Department of Medicine, UCLA Medical Center, Los Angeles, California 92004, USA
13. Nye, J. S. (1996). Conflicts after the Cold War. International Security, 19 (1), 5-24.
14. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level

- relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
15. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. Centennial Volume of Ragnar Frisch, Cambridge University Press, Cambridge.
16. Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
17. Roy, D. (1994). Hegemon on the Horizon? China's Threat to East Asian Security. *International Security*, 19 (1), 157-158.
18. Said, E. S., & Dickey, D. A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order. Department of Mathematics, East Carolina University, Greenville, North Carolina, U.S.A.
19. Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178, North-Holland.
20. Waltz, K. N. (1970). *The Myth of Interdependence*. Cambridge MA.: M. I. T. Press.

作者簡介



林瑞龍少校，現任空軍司令部主計處主參官；國防管理學院89年班；曾任空軍第三後勤指揮部預算官、空軍基地訓練指揮部預算官、空軍第443聯隊預算官；專長ARDL運用。