國立政治大學經濟研究所

碩士學位論文

台灣出口量價變動之分析

國立政治大學
National Chengchi University

指導教授：朱美麗　博士

研究生：謝孟錡　撰

中華民國一〇三年七月

摘要

為了探討匯率與國外所得對台灣出口價格與出口數量的影響，本文利用台灣與主要貿易對手國的月資料，以單根檢定檢視資料的穩定性，並依照共整合分析判定是否存在共整合關係，然後使用SVAR模型或VECM，觀察匯率、國外變數以及出口價量之間內生關係。實證結果發現：匯率對出口價格與數量，在長短期都有顯著的效果；國外所得與國外生產成本對台灣的出口價格與數量的影響，短期不顯著，但長期根據與台灣的貿易對象不同，而有不同的結果：中國為台灣的第一大出口國，其產出對台灣生產成本與出口量的影響比其他國家影響顯著；日本為台灣第一大進口國，其生產成本對台灣生產成本、出口價格以及出口量影響大且持久；韓國與台灣產品屬於競爭關係，其生產成本與台灣出口量有關係，當韓國生產成本增加使台灣相同產品相對便宜，而使台灣出口量增加，但效果於一年後遞減。

關鍵字：出口量、出口價格、結構式向量自我迴歸(SVAR)模型、向量誤差修正模型(VECM)

國立政治大學
National Chengchi University

目錄

第一章　緒論 1

第一節 研究動機與目的 1

第二節 本文架構 2

第二章　文獻回顧 3

第一節 出口量相關之文獻 3

第二節 出口價格相關之文獻 5

第三章　實證方法與實證模型 7

第一節　實證方法 7

一、 序列穩定與落後期 7

二、 向量自我迴歸模型 10

三、 結構式向量自我迴歸模型 11

四、 向量誤差修正模型 13

五、 衝擊反應函數 14

六、 預測誤差的變異數分解 14

第二節 變數說明與實證模型 15

一、變數說明與資料來源 15

二、實證模型 17

第四章　實證分析與結果 21

第一節　台灣主要貿易對手國 21

一、 單根檢定 21

二、 最適落後期 22

三、 共整合檢定 23

四、 同期結構參數之估計 24

五、 衝擊反應分析 25

六、 預測誤差的變異數分解 28

第二節 日本與台灣貿易關係 30

一、 單根檢定 31

二、 最適落後期 31

三、 共整合檢定 32

四、 同期結構參數之估計 33

五、 衝擊反應分析 34

六、 預測誤差的變異數分解 37

第三節 韓國與台灣貿易關係 39

國立政治大學 National Chengchi University

一、 單根檢定.....40
二、 最適落後期.....40
三、 共整合檢定.....41
四、 同期結構參數之估計.....42
五、 衝擊反應分析.....43
六、 預測誤差的變異數分解.....46
第四節 中國與台灣貿易關係.....48
一、 單根檢定.....49
二、 最適落後期.....49
三、 共整合檢定.....50
四、 向量誤差修正模型.....50
五、 衝擊反應分析.....52
六、 預測誤差的變異數分解.....54
第五章 結論與建議.....56
參考文獻.....58
附錄.....60

國立政治大學
National Chengchi University

〔表次〕

表1-1 出口占GDP比重的年平均值 1
表3-1 變數資料來源 15
表4-1-1 生產成本與產出之加權權重 21
表4-1-2 ADF單根檢定 21
表4-1-4 Johansen共整合檢定結果 23
表4-1-5 Johansen 矩陣檢定與最大特性根檢定 23
表4-1-6 SVAR同期結構參數之估計 24
表4-1-7 國內生產成本之預測誤差的變異數分解 28
表4-1-8 出口價格之預測誤差的變異數分解 28
表4-1-9 出口量之預測誤差的變異數分解 29
表4-2-1 ADF單根檢定_日本 31
表4-2-2 VAR模型最適落後期判定_日本 31
表4-2-3 Johansen共整合檢定結果_日本 32
表4-2-4 Johansen矩陣檢定與最大特性根檢定_日本 32
表4-2-5 SVAR同期結構參數之估計_日本 33
表4-2-6 國內生產成本之預測誤差的變異數分解_日本 37
表4-2-7 出口價格之預測誤差的變異數分解_日本 37
表4-2-8 出口量之預測誤差的變異數分解_日本 38
表4-3-1 ADF單根檢定_韓國 40
表4-3-2 VAR模型最適落後期判定_韓國 40
表4-3-3 Johansen共整合檢定結果_韓國 41
表4-3-4 Johansen矩陣檢定與最大特性根檢定_韓國 41
表4-3-5 SVAR模型同期結構參數之估計_韓國 42
表4-3-6 國內生產成本之預測誤差的變異數分解_韓國 46
表4-3-7 出口價格之預測誤差的變異數分解_韓國 46
表4-3-8 出口量之預測誤差的變異數分解_韓國 47
表4-4-1 ADF單根檢定_中國 49
表4-4-2 VAR模型最適落後期數_中國 49
表4-4-3 Johansen共整合檢定結果_中國 50
表4-4-4 Johansen矩陣檢定與最大特性根檢定_中國 50
表4-4-5 VECM下國內生產成本之預測誤差的變異數分解_中國 54
表4-4-6 VECM下出口價格之預測誤差的變異數分解_中國 55
表4-4-7 VECM下出口量之預測誤差的變異數分解_中國 55

〔圖次〕

圖3-1 各變數時間序列走勢 16
圖4-1-1 國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應 25
圖4-1-2 國內變數對一個標準差的國外產出上升衝擊之反應 26
圖4-1-3 國內變數對一個標準差的國外生產成本上升衝擊之反應 27
圖4-2-1 台灣對日本進出口變化 30
圖4-2-2 國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應_日本 34
圖4-2-3 國內變數對一個標準差的國外產出上升衝擊之反應_日本 35
圖4-2-4 國內變數對一個標準差的國外生產成本上升衝擊之反應_日本 36
圖4-3-1 台灣對韓國進出口變化 39
圖4-3-2 國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應_韓國 43
圖4-3-3 國內變數對一個標準差的國外產出上升衝擊之反應_韓國 44
圖4-3-4 國內變數對一個標準差的國外生產成本上升衝擊之反應_韓國 45
圖4-4-1 台灣對中國進出口變化 48
圖4-4-2 VECM下國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應 52
圖4-4-3 VECM下國內變數對一個標準差的中國產出上升衝擊之反應 53
圖4-4-4 VECM下國內變數對一個標準差的中國生產成本上升衝擊之反應 54

國立政治大學 National Chengchi University

第一章 緒論

隨著全世界經濟體系不斷地擴展和進步，近年國際間貿易往來越來越密切，使得全球化日益加深，加上台灣為高度依賴進出口貿易的國家，國際貿易為經濟成長主要動能，國內常有文獻研究影響進出口的變數與政策，本文欲討論國內外經濟因素對出口價量之影響。影響出口的因素很多，例如：匯率、國外所得、本國出口財價格、國外進口替代財價格等，其中匯率的變動扮演重要的角色，因為匯率變動會直接影響出口的數量或廠商出口的定價，影響廠商的利潤與國外競爭力，進而影響國內的經濟成長。本章將介紹本文研究動機與目的，並說明研究架構。

第一節 研究動機與目的

日前台積電董事長張忠謀曾說新台幣貶值幅度不如韓圓的貶值，提出新台幣貶值對出口業的重要性。央行總裁彭淮南則提出影響出口的因素很多，並不是只有匯率，雖然有的廠商靠著新台幣貶值，使得產品在國外有價格競爭力，增加出口量，但是若台幣升值，則會喪失此競爭力；有的廠商靠生產力提升，致力研發、創造產品的附加價值，以增加出口價值，獲得利潤。

台灣為一小型開放經濟體系(small open economy)，國內經濟活動與國外經濟情勢的關連性十分密切，且出口一向是台灣經濟成長的主要動能，表1-1為台灣出口占GDP比重的年平均值，1981年代約為52%，近幾年來出口占GDP比重的均值為71%，Darrat et al. (2000) 指出口導向的政策為台灣經濟快速成長的重要關鍵。根據國際金融理論，一般而言，貨幣貶值對於出口導向國家利於其出口產品在國際上的價格競爭力;國外所得水準改變，將改變其進口數量，進而影響本國出口量。鑑於出口對台灣經濟發展之重要性，本文擬探討匯率的變動，即本國貨幣的升貶值、實質所得會如何帶動出口量和價格的變動。

表1-1 出口占GDP比重的年平均值

1981-1985 平　均	1986-1990 平　均	1991-1995 平　均	1996-2000 平　均	2001-2005 平　均	2006-2012 平　均
52%	52%	44%	48%	56%	71%

資料來源:行政院主計總處

匯率與出口量的關係，已有許多文獻探討，如Bahmani-Oskooee (1991) 、Nachane and Ranade (1998)，觀察到名目與實質匯率對出口量有重要的影響。國內研究常把匯率與匯率波動一起討論，蕭文宗、陳乙銘(1998)依產業別分析，

發現通貨貶值、國外的生產指數上升會增加出口；方文碩、賴奕豪(2001)發現通貨貶值雖會增加出口量，但效果不大。另外，國外所得及相對物價也是影響出口量的因素，Asseery and Peel (1991)、Baak (2008)、Bahmani-Oskooee and Kara (2008)等，使用誤差修正模型(Error Correction Model，簡稱ECM)或向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model，簡稱VECM)檢測國外所得對出口量的影響，皆顯示國外所得增加皆會使出口量增加。柯勝揮、江朝宗(2011) 採用向量自我迴歸（Vector Autoregressive，簡稱VAR）模型，研究匯率、實質所得及相對價格與台灣出口量之關係。實證結果顯示實質所得與出口量成同向變動關係，匯率對出口量的影響不顯著。

匯率與出口物價的關係， Krugman(1987)提出因為現實世界中大多為不完全競爭的市場結構，造成匯率不完全轉嫁。Kim(2007) 使用結構式向量自我迴歸（structural vector autoregressive，簡稱SVAR）模型，探討匯率與出口價格的轉嫁關係。吳中書與許良華 (1996)從成本加碼模型，建立一個VECM，研究台灣九大出口產業的匯率、中間投入成本以及出口價格之間的關係，實證結果為台灣匯率不完全轉嫁。劉宗欣與張銘仁 (2000) 從成本加成定價法建立台灣廠商之出口價格方程式，探討台灣進出口價格的長短期匯率轉嫁幅度。

匯率、出口量與出口價互相有關連，然而回顧國內外相關文獻，多只考慮匯率對出口量或出口價單一變數的影響，鮮少有同時考量出口價量的文章，如國內文獻在探討匯率與出口物價的關係時，多以廠商角度檢視匯率變動轉嫁至出口物價的程度，並沒有進一步討論是否影響出口量。本文擬建構一個同時考慮出口量與出口價的模型，探討匯率、國外所得、國內外生產成本、出口價格以及出口數量之間的關係。

不同於以往，國內相關研究多採用縮減式(reduced-form)VAR模型[1]，本研究擬採用SVAR模型，藉由SVAR認定條件，限制各變數間同期的影響，亦可以考量變數間內生的關係，進而根據所估計模型的實證結果，討論經濟意涵與政策涵意。

第二節 本文架構

本文內容共分為五章，第一章為緒論，主要說明本文研究動機與研究目的並說明研究架構。第二章為相關文獻回顧。第三章介紹實證方法與實證模型，並說明資料來源，本文分析的內容包括台灣與主要貿易對手國、台灣與日本、台灣與韓國以及台灣與中國間的資料關係。第四章將分別對主要貿易對手國、日本、韓國以及中國的相關實證結果做探討。第五章則為本文的結論。

[1]如柯勝揮、江朝宗(2011)。

第二章　文獻回顧

自1974 年，布列敦森林體系(Bretton Woods System) 瓦解，世界各國逐漸改採浮動匯率體制，在匯率大幅波動的情況下，許多學者開始討論匯率對總體經濟的影響，其中匯率與進出口貿易之相關性更是重要的研究議題。本章將介紹匯率、其他經濟變數與出口量之關係，以及匯率與出口價格之關係的相關文獻。

第一節 出口量相關之文獻

Bahmani-Oskooee (1991)觀察阿根廷、巴哈馬、孟加拉、希臘、印度、南韓、菲律賓以及泰國等，八個較低度的開發中國家1973年到1988年間的季資料，藉由Engle-Granger兩階段的共整合檢定方法，對各國的實質有效匯率與貿易餘額進行共整合檢定，研究結果顯示，在大多數的低度開發中國家中，本國通貨貶值是可以使出口量與收入增加，改善其貿易收支。

Nachane and Ranade (1998)使用VAR模型及Johansen多變量共整合法，估計印度與澳洲、加拿大、法國、德國、日本、紐西蘭、英國以及美國，1979年至1991年長期進出口貿易的關係，研究結果顯示，名目與實質匯率對進出口貿易量皆有顯著的影響，其中貨幣貶值使國際收支呈現J曲線 (J-curve)的走勢，表示貨幣貶值初期，貿易收支狀況會比原先惡化，出現進口增加，出口減少的現象，長期貨幣貶值，使出口增加進口減少，而改善貿易收支。

國內研究常把匯率與匯率波動一起討論，其中蕭文宗、陳乙銘(1998)採用中華民國商品分類標準二分位將出口商品分類，分析匯率及其波動對我國出口產業的影響，觀察1984 年至1990 年台灣與法國、德國、美國、加拿大、英國、日本之出口值。研究結果顯示，通貨貶值、國外的生產指數上升會增加台灣出口。

方文碩、賴奕豪(2001) 使用單變量及雙變量GARCH與自我迴歸落遲分配(Autoregressive Distributed Lag，簡稱ADL)出口模型，探討1989年1月至1999年9月匯率變動、匯率風險對台灣出口貿易的衝擊，實證結果顯示，通貨貶值雖會增加出口量，但較不顯著，表示通貨貶值對台灣出口量的增減影響不大。

除匯率之外，實質所得、相對價格等其他經濟變數也會影響國內進出口量變動，進而影響國際貿易。Krugman (1989)採用1971年至1986年，澳洲、比利時、加拿大、德國、英國、義大利、日本、法國、瑞典、瑞士、丹麥、荷蘭以

及美國等工業國家，實證結果顯示，經濟成長速度不同國家的出口量，受實質匯率與國外實質所得的影響不同。例如：美國的經濟成長速度相對小，其出口量受國外所得的影響較其他國家小；日本的經濟成長速度相對大，其出口量受國外所得的影響相對其他國家大。

Asseery and Peel (1991)以Gotur (1985)長期出口函數模型，研究外國所得、匯率波動及相對價格對美國、英國、德國、日本、法國五大工業國家出口量的影響，研究結果顯示，在Engle-Granger兩階段估計法和誤差修正模型中，國外所得、匯率波動以及相對價格都顯著影響出口量，而除英國之外，其餘四個國家的國外所得、匯率波動以及相對價格增加皆會使其出口量增加。

Baak (2008)採用ECM來檢測中國和美國雙邊實質匯率變動以及實質所得對貿易量的影響，研究結果顯示，實質匯率變動對中國出口至美國有顯著負向影響，但對美國出口至中國之出口量沒有顯著影響。另外，實質所得對出口量影響為正相關且高於匯率波動對出口量的影響。

Bahmani-Oskooee and Kara (2008)使用Johansen共整合檢定與ECM，觀測1973年第一季至2002年第四季，哥倫比亞、希臘、香港、匈牙利、以色列、韓國、巴基斯坦、菲律賓、波蘭、新加坡、南非以及土耳其等12個發展中國家，匯率、國外所得對出口量的影響，研究結果顯示，國外所得增加會使各國的出口量增加；但匯率變動因不同的國家變數有不同的結果，哥倫比亞的貨幣貶值反而會減少其出口量，但效果不顯著，其餘11個國家的貨幣貶值皆使其出口量增加。

國內文獻中，方文碩等 (2005) 探討1981年至2004年，國外所得、匯率以及匯率波動對台灣出口的衝擊。文中以香港、美國、中國、日本、新加坡、韓國、荷蘭、馬來西亞、英國、菲律賓、加拿大以及義大利等，台灣13個主要貿易國，計算台灣出口加權有效匯率。實證結果顯示，國外所得正向顯著影響出口收益，而通貨貶值影響出口的效果小，故匯率不是促進出口的有效工具。

柯勝揮、江朝宗(2011) 採用VAR模型，研究匯率、實質所得及相對價格與台灣出口量之關係。研究結果顯示，美國實質所得增加使台灣對美國出口值顯著增加；台灣實質所得增加顯著影響台灣對日本進口值增加。

第二節 出口價格相關之文獻

在傳統的競爭市場架構中，其他條件不變下，廠商為價格接受者(price taker)，匯率變動會完全轉嫁並反應到出口價格上，但現實生活中匯率並不完全轉嫁至出口價格。Krugman (1987) 觀察到匯率轉嫁不完全現象起因於不完全競爭市場型態。不完全競爭的廠商採成本加成(markup)訂價，當匯率變動時，廠商為了保障產品在目的地市場的價格穩定，以維持產品的競爭性或市場佔有率而採取不同加成比率。

Kim (2007)分析匯率對韓國出口價格的影響。該文利用SVAR模型，探討韓國與美國之間的雙邊貿易，以及分析結構性 (structural) 衝擊和特定衝擊(shock-specific)[2]下，匯率、兩國出口的物價、匯率、M2以及工業生產等變數之間的關係。研究結果顯示，匯率變動對出口價格的影響因不同衝擊而有不同的結果：在匯率的結構性衝擊下，匯率的轉嫁效果小，故對出口價格影響小；在特定衝擊下，不同變數衝擊下的匯率轉嫁效果大小不同，例如：美國產出的衝擊使匯率轉嫁效果最大；實質匯率的衝擊使匯率轉嫁效果最小。

Ceglowski (2010)觀察1980年至2007年間匯率是否影響日本出口價格，將出口廠商的定價模型設定由成本加成與邊際成本所決定。透過不同的加成比率，匯率波動和外國競爭品價格影響程度也不同，出口廠商為保持出口品在目的地市場的競爭性或市場佔有率而調整出口價格。實證結果顯示，從1990年末開始，出口價格與日元匯率有顯著的關係。

國內的文獻亦探討匯率與台灣出口價格之關係，如吳中書與許良華 (1996)從成本加碼模型建立一個VECM，研究匯率變動對台灣九大出口產業的出口價格以及中間投入成本的關係。研究結果顯示，大部分產業呈現不完全轉嫁現象，且匯率轉嫁的間接效果大於零，如果僅以出口價格方程式進行研究，可能會高估各產業的匯率轉嫁程度。匯率上升會使出口價格上升有轉嫁效果；中間投入成本增加會使出口物價增加，具有正向關係。

劉宗欣與張銘仁 (2000) 從成本加成定價法建立台灣廠商之出口價格方程式，探討1986年後新台幣匯率波動對台灣進口物價的長短期轉嫁程度，並探討新台幣升貶值時，長短期匯率轉嫁效果是否具有不對稱性[3]。研究結果顯示，在

---

[2] 結構性(structural) 衝擊為變數同期間的關係，可衡量直接的效果；特定衝擊(shock-specific)是由衝擊反應函數(impulse response function, IRF)所估，其他衝擊不變下，某特定衝擊對系統內變數的動態影響，為間接的效果。

[3] 新台幣升值與貶值對進口與出口價格的影響效果不一樣，此為匯率轉嫁效果具有不對稱性的現象。

短期，無論新台幣升值或貶值，轉嫁效果小，不對稱現象不明顯；在長期，新台幣升值比貶值轉嫁效果較大，出現明顯不對稱情形。顯示新台幣升值時，廠商會將匯率的變動反應在出口價格上，以外國幣表示的出口商品價格將會上升；當新台幣貶值時，廠商會提高獲利，以外國幣表示的商品價格調降幅度小。顯示出長期新台幣升值比貶值對出口價格的影響大。

國立政治大學
National Chengchi University

第三章　實證方法與實證模型

本研究利用ADF單根檢定(Augmented Dickey Fuller test) 判斷變數是否定態(stationary)，再以Johansen共整合檢定，檢測變數間是否具有共整合關係。若共整合關係不存在，則採用SVAR模型進行實證分析；若存在共整合關係，則採用VECM進行實證分析。

採用SIC準則選擇的VAR模型最適落後期數，並加入當期限制式建構SVAR模型，或加入共整合關係之考量建構VECM，以探討經濟體系的動態調整機制。最後，以衝擊反應函數，預測某一變數變動對SVAR模型或VECM中其他變數的影響；再將某一特定內生變數之預測誤差以變異數分解的方式，解析自身或其他變數衝擊影響的比例大小為何。

第一節　實證方法

一、 序列穩定與落後期

1.　定態與非定態

在分析資料前，我們必須判斷時間序列資料為定態或非定態(non-stationary)。假設外來衝擊對資料的影響，隨著時間經過效果逐漸消失，最後使序列資料回到長期均衡水準，表示外來衝擊對變數只存在短暫的影響，稱此為定態時間序列；反之，過去的衝擊影響隨著時間的經過，效果並不會消失，稱此為非定態時間序列。若資料為定態，則可以直接進行迴歸估計，但資料若為非定態，直接進行迴歸估計會產生假性迴歸 (spurious problem)[4]，造成估計錯誤的情況發生。

2.　單根檢定

時間序列資料多為非定態性質，造成此狀況發生的原因是資料可能存在趨勢項(trend)或單根(unit root)。當我們確定資料存在趨勢項使其呈現非定態性質，則採取去除趨勢項(de-trend)；當我們確定資料存在單根使其呈現非定態性質，則我們必須進行差分(difference)，將資料轉換為定態性質得以進行之後的估計推論。常用單根檢定(Unit root test)方法為Dickey-Fuller(DF)及ADF，檢測時間序列資料中是否存在單根。

[4] Granger and Newbold（1974）將兩個沒有因果關係且非定態變數作迴歸分析，結果卻高度相關。Enders（2004）指出，假性迴歸所估計出來的係數不具一致性，傳統的檢定推論方式也無法適用。

(3-1-1)式將y_t假設為1階自我迴歸：

$$y_t = \beta_0 y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3-1-1}$$

將(3-1-1)式兩邊同時減去y_{t-1}：

$$y_t - y_{t-1} = \beta_0 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3-1-2}$$

(3-1-2)式可改寫為：

$$\Delta y_t = (\beta_0 - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3-1-3}$$

令$\rho = \beta_0 - 1$ ，使(3-1-3)變成：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3-1-4}$$

$\beta_0 = 1$ (即$\rho = 0$)，代表時間序列具有單根，亦即為非穩定數列。以 (3-1-4)為例，DF檢定之虛無假設H_0：$\rho = 0$，當不拒絕虛無假設，表示y_t有單根，為一不穩定數列；反之，拒絕虛無假設，表示y_t不具單根，為一穩定數列。

DF與ADF檢定分為隨機漫步、含截距項的隨機漫步以及含截距與趨勢項的隨機漫步三種形式。ADF檢定將y_t假設為p階自我迴歸，並兩邊同時減去y_{t-1}：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \psi_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3-1-5}$$

若y_t包含截距項，需以下式來檢定單根：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \psi_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3-1-6}$$

若y_t包含截距項與時間趨勢項，需以下式來檢定單根：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=2}^{p} \psi_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3-1-7}$$

其中α_0為截距項，$\alpha_1 t$為時間趨勢項。

ADF檢定同DF檢定設定，虛無假設為H_0：$\rho = 0$，首先必須選定適當的落後期數p，使得ε_t為白噪音(white noise)，再檢定ρ是否顯著異於0，判斷序列是否具有單根，是否為一定態數列。其單根檢定的統計量分別為τ、τ_u、τ_t。

3. 共整合檢定

當變數經單根檢定後為非定態序列，一般以差分或是去除時間趨勢來解此情況。Engle and Granger (1987)指出，不管某些經濟變數可能因非經濟、季節性等因素，而使短期偏離均衡，但在長期，變數之線性組合具有長期穩定之均衡關係，亦即變數間存在共整合關係。即使個別經濟變數為非定態之隨機漫步，若變數間具有長期均衡關係，就不需要再對個別變數做差分調整，避免造成過度差分，使資料失去其原始意義。

Engle- Granger兩階段檢定只能用於觀察兩個變數間是否存在共整合關係，一般常用的共整合檢定為Johansen共整合檢定。Johansen (1988) 提出矩陣檢定(trace test)與最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)兩種檢定統計量[5]，可同時檢定多個變數是否存在共整合關係。

4. 最適落後期數檢定

最適落後期數檢定(Common Lag Length Test)[6]提供模型選擇落後期數的依據，常用AIC (Akaike Information Criterion)準則或者SIC(Schwartz Information Criterion)[7]準則來配適最佳模型。

$$AIC = T \ln|\Sigma| + 2k \tag{3-1-7}$$

$$SIC = T \ln|\Sigma| + k \ln(T) \tag{3-1-8}$$

其中T是樣本總數，Σ是殘差的變異數與共變異數矩陣的行列式，k 為待估參數總數。AIC與SIC均可供判斷時間序列模型是否恰當的訊息準則，一般來說，數值愈小，時間序列模型的配適越佳。

[5]矩陣檢定(Trace test)的檢定假設為
H_0：最大共整合階次為k；H_1：最大共整合階次為r。
最大特性根檢定(Max eigenvalue test)的檢定假設為
H_0：最大共整合階次為k；H_1：最大共整合階次為k+1。

[6]有文獻採用Toda and Yamamoto (1995) 之概念，以p + dmax 作為 VAR 模型最適落後期，黃台心(2002) 言及Toda and Yamamoto提出一簡單的Wald檢定統計量，以檢定變數間的因果關係(Granger Causality)，此法不需考慮模型中各變數的定態性及共整合關係，Wald 檢定統計量仍具正確卡方分配。但本文未討論Granger Causality，故不採用Toda and Yamamoto (1995)之概念。

[7]又稱為BIC(Bayesian Information Criterion)。

二、 向量自我迴歸模型

傳統的經濟計量方法是以經濟理論為基礎來描述變數之間的關係，使得總體計量模型過大，並造成定義變數時一般皆以外生的先決條件處理，沒有辦法描繪整體變數間的關係。Sims（1980）提出向量自我迴歸模型（Vector Autoregressive，簡稱VAR）進行時間序列分析。其基本概念是將所有變數視為內生變數，且不帶有任何限制條件，來估計聯合內生變數的動態關係。常用於觀察時間序列變數之交互作用及分析隨機干擾對系統變數的動態衝擊。

縮減式VAR(p)模型表示如下：

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (3\text{-}1\text{-}9)$$

(3-1-9)式中，y_t為n × 1之內生變數向量；c為n×1之常數向量；p為落後期數；$A_1 \ldots A_p$為n×n矩陣；ε_t為n×1的殘差向量。

(3-1-9)式亦可表示如下：

$$A(L)\, y_t = \varepsilon_t \quad 或 \quad y_t = B(L)\, \varepsilon_t \text{，} B(L) = A(L)^{-1} \qquad (3\text{-}1\text{-}10)$$ [8]

其中ε_t具有$E(\varepsilon_t) = 0$、$E(\varepsilon_t \varepsilon_t')=\Sigma$以及$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-p}') = 0$的特性，即每一殘差項之期望值等於0，各殘差項之同期共變異數矩陣為$n \times n$ 矩陣Σ，以及殘差項間存在序列相關。

在VAR模型的分析中，較難對單一係數估計值作經濟分析。因為VAR模型只是觀察變數與其落後期的關係，並沒有依照經濟意涵設定，其主要是利用衝擊反應函數與變異數分解，分析系統變數受到一外生衝擊的影響與自身的變異有多少比例受到其他變數的影響。另外，在VAR模型中，各變數的誤差項間可能存在著同期相關的問題，導致無法得到單一組的衝擊反應函數與變異數分解，且變數排序不同會有不同的估計結果，將造成分析上的困難。

Cooley and LeRoy（1985）批評VAR模型非遵循經濟理論架構設定，常有認定(identification)上的問題，亦指出模型對限制條件之定義並不明確，當變數排序不同所產生的結構參數（structural parameters）會有所不同，因此VAR模型常有設定錯誤的困擾。但當我們改採SVAR模型，則可避免這些問題。

[8]其中，$A(L)= A_0 + A_1 L + A_2 L^2 + \cdots + A_p L^p$ ，L為落後因子(Lag operator)，$y_t L^j = y_{t-j}$，A_0為單位矩陣(identity matrix)。

三、 結構式向量自我迴歸模型

1. 模型設定

Sims（1986）與Bernanke（1986）提出變數間的同期交互作用為非下三角形遞歸之模型限制。由於經濟理論對變數同時期限制條件通常無法提供足夠的經濟意涵，Blanchard and Quah（1989）對VAR模型進行修正，對變數之間的長期關係加入限制條件。結構式向量自我迴歸模型（Structural Vector Autoregressions Model，簡稱 SVAR模型）是以VAR模型為基礎，並加入內生變數之間的當期關係，把誤差項中變數間的當期相關關係提取出來，使模型的經濟意義更加明確。

SVAR(p)模型可以寫成：

$$Ay_t = c^* + A_1^* y_{t-1} + A_2^* y_{t-2} + \cdots + A_p^* y_{t-p} + Bu_t \qquad (3\text{-}1\text{-}11)$$

第(3-1-11)式中，y_t為n × 1 之內生變數向量；c^* 為n×1 之常數向量；p 為落後期數；A、$A_1^* \ldots A_p^*$與B為n × n矩陣；u_t 是n×1 之結構殘差向量；(3-1-11)式中，u_t除需滿足上述VAR 模型之e_t特性外，其共變異數矩陣 $\Sigma = E(u_t u'_t)$之非對角線部分需為0，也就是變數間之同期結構殘差沒有相關。

在 (3-1-11)式等號左右邊乘上A^{-1} (A的反矩陣)之後結果如下：

$$y_t = A^{-1}c^* + A^{-1}A_1^* y_{t-1} + \cdots + A^{-1}A_p^* y_{t-p} + A^{-1}Bu_t \qquad (3\text{-}1\text{-}12)$$

(3-1-12)式簡化後可得：

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (3\text{-}1\text{-}13)$$

(3-1-13)式與 (3-1-9)式之縮減式VAR模型不同處在於 (3-1-13)式之殘差項 $\varepsilon_t = A^{-1}Bu_t$，也因此SVAR模型亦可表示為：

$$A\varepsilon_t = Bu_t \qquad (3\text{-}1\text{-}14)$$

(3-1-14)式中，ε_t是可觀察到的(縮減式)殘差，而u_t為不可觀察到的(結構式)殘差。

由此可發現，SVAR 模型同期殘差項間沒有相關性且允許內生變數間存有同期影響，這是VAR模型無法做到的。

2. 結構限制

SVAR模型結構限制形式分成長期與短期限制，本文採用A-B矩陣的短期限制。由估計A-B矩陣，需先針對該兩矩陣作限制，估計參數的增加至少達足夠認定(just identified)為標準。

假設結構殘差u_t為正交， $E(u_t\ u_t') = I$，結構式中共有$pn^2 - 2n^2$個未知參數，縮減式已存在$pn^2 - n(n+1)/2$個限制式；因此為了達到足夠認定，A-B矩陣中，只需至少需再加入$2n^2 - n(n+1)/2$個限制式。

Eviews內建模型將 A 矩陣一般化(normalize)，使 A 為一對角線元素為1的下三角矩陣(low triangular matrices)，而B矩陣則為對角線元素的矩陣。以3變數的SVAR模型為例，則A B 矩陣分別表示如下：

$$A\varepsilon = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{bmatrix} ; Bu_t = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{bmatrix} \qquad (3\text{-}1\text{-}15)$$

然而在大多數的情況之下，加入認定條件仍不能保證模型將可被足夠認定（just identified），此時我們就必須對模型做過度認定的統計檢驗，以確保模型使用的認定假設的合理性。

3. 過度認定檢定

過度認定檢定為判斷SVAR的認定條件是否為正確。當未知參數數目大於已知參數數目，稱為不足認定(under-identified)，此時無法估計出所有參數；當未知參數數目等於已知參數數目，稱為足夠認定；當未知參數數目少於已知參數數目，稱為過度認定(over-identified)，足夠認定與過度認定下沒有估計問題。

可使用過度認定LR檢定(over-identification LR tests)來判斷是否存在過度認定。過度認定檢定可表示如下：

$$\mathrm{LR} = (\mathrm{T} - \mathrm{c})(\ln|\Sigma_r|) - (\ln|\Sigma_u|) \sim \chi^2(\mathrm{m}) \qquad (3\text{-}1\text{-}16)$$

(3-1-16) 式中，T為已知參數數目，c為未知參數數目，Σ_r為m個認定條件下的變異數/共變異數矩陣。其中，Σ_r一定小於Σ_u，如果判定的認定條件為正確，則Σ_r會非常接近Σ_u；如果LR 的值很大，傾向拒絕H_0：限制正確的虛無假設。

四、 向量誤差修正模型

Engle and Granger (1990)指出，當模型變數間存在共整合關係時，表示變數間長期存在均衡關係。依據Engle and Granger(1987)將共整合的長期均衡關係引入VAR模型中，即為向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, 簡稱VECM)。

(3-1-9)式縮減式VAR(p)模型可改寫為[9]：

$$y_t = \left[\left(\sum_{j=1}^{p} A_j\right)\mathrm{L} - \sum_{s=2}^{p} A_s(1-L)L - \sum_{s=3}^{p} A_s(1-L)L^2 - \cdots - \sum_{s=p}^{p} A_s(1-L)L^{p-1}\right]y_t + \varepsilon_t \tag{3-1-17}$$

令$\Phi_j = -\sum_{s=j+1}^{p} A_s = -\left(A_{j+1} + A_{j+2} + \ldots + A_p\right)$，則(3-1-17)式可改寫：

$$y_t = \left(\sum_{j=1}^{p} A_j\right)y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \tag{3-1-18}$$

若將上述之(3-1-18)式兩邊同時減去y_{t-1}：

$$\Delta y_t = \left(-I + \sum_{j=1}^{p} A_j\right)y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \tag{3-1-19}$$

令$\Pi = \left(-I + \sum_{j=1}^{p} A_j\right) = -\left(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p\right)$，則(3-1-19)式可改寫為：

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \tag{3-1-20}$$

假設y_t為I(1)，則一階差分後，Δy_t為定態序列I(0)。當Δy_t、$\sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j \Delta y_{t-j}$以及$\varepsilon_t$為定態，$\Pi y_{t-1}$ 也會是定態序列。其中$\sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j \Delta y_{t-j}$代表各變數短期變動關係，當系統變數受到衝擊時短期的動態調整。$\Pi = -\left(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p\right)$又稱長期衝擊矩陣(impact matrix)，為誤差修正項水準值的係數矩陣。其中Π可分解為$\Pi = \alpha\beta'$，β為共整合向量組成的矩陣，又$\beta' y_{t-1}$稱為誤差修正 (error correction) 項。

[9] 其中$A_1L + A_2L^2 + \cdots + +A_pL^p = \left(A_1 + A_2 + A_3 + \cdots A_p\right)L - \left(A_2 + A_3 + \cdots A_p\right)L(1-L) - \left(A_3 + \cdots A_p\right)L^2(1-L) - \cdots - A_pL^{p-1}(1-L)$。

五、 衝擊反應函數

衝擊反應函數(Impulse Response Function，簡稱 IRF)，說明在其他衝擊不變下，一個標準差之特定衝擊對系統內變數的動態影響。
將前述(3-1-10)式改寫為向量移動平均(Vector Moving Average, VMA)形式：

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \, \varepsilon_{t-i} \qquad (3\text{-}1\text{-}21)$$

其中Φ_i為衝擊反應項，觀察ε_{t-i}的變動如何影響此系統(Y_t)及其變動。

六、 預測誤差的變異數分解

預測誤差的變異數分解（Forecast Error Variance Decomposition，簡稱 FEVD），將某一特定內生變數預測誤差的變異數分解，並分析自身或其他衝擊影響的比例為何。例如第i個變數在第t期的FEVD，即在顯示該變數在t+s 期的預測誤差變異中，有多少比例能被各變數的衝擊所解釋。

國立政治大學 National Chengchi University

第二節 變數說明與實證模型

一、變數說明與資料來源

表3-1 變數資料來源

代號	變數	採用數據	資料來源
s	有效匯率指數	BIS編制 的有效匯率指數	BIS
PC_d	國內生產成本	國產品物價指數	行政院主計總處 《物價統計月報》
X	出口量	出口數量指數	財政部 《進出口貿易統計》
P_x	出口物價	出口物價指數	行政院主計總處 《物價統計月報》
PC_f	國外生產成本	主要貿易對手國的 生產者物價指數	Datastream
y_f	國外產出	主要貿易對手國的 工業生產指數	Datastream

本文匯率(s)採用國際清算銀行(Bank for International Settlements, BIS)所編制的新台幣名目有效匯率指數（NEER），其表示方式為間接匯率，即一單位本國貨幣兌換多少外國貨幣，當名目有效匯率指數下降，將使本國產品在國際市場的價格競爭力提高。原始有效匯率指數上升表示貨幣升值，下降表示貨幣貶值，我們將名目有效匯率取倒數，以數值上升代表貶值，下降代表升值。採用涵蓋52種幣別和台灣進出口比例作為權數做加權平均的名目有效匯率指數，並每3年調整一次權重。

國內變數部分，國內生產成本(PC_d)以行政院主計總處所編制《物價統計月報》，躉售物價指數(WPI)項下國產品物價指數衡量。出口量(X)由財政部統計所編制的出口數量指數衡量。出口物價(P_x)以行政院主計總處所編制的《物價統計月報》中，以新台幣計價之出口物價指數衡量。

至於國外變數資料部分，主要貿易對手國的資料是用美國、中國、日本、德國以及韓國這5個國家[10]和台灣進出口比例作為權數，將此5個國家的生產者物價指數(PPI) 加權平均，藉以衡量國外生產成本(PC_f)；將此5個國家的工業生產指數(IPI)加權平均，作為國外產出(y_f)。若為中國、日本以及韓國，則分別以

[10] 以2008年為例，這五個國家在BIS所編制的加權比重分別為13.5%、18.7%、26.8%、11.1%、6%占總數的76.1%，本文將此五國作為100%，其加權比重分別改為17.7%、24.6%、35.2%、14.6%、7.84%。

三個國家個別的生產者物價指數與工業生產指數，代表國外生產成本(PC_f)及國外產出(y_f)。

上述資料皆採指數的形式表示，故本文將統一以2010年為基期，其中，出口量與國外產出受季節因素影響，故對兩變數採取Census X-12 ARIMA程式[11]處理季節調整問題。

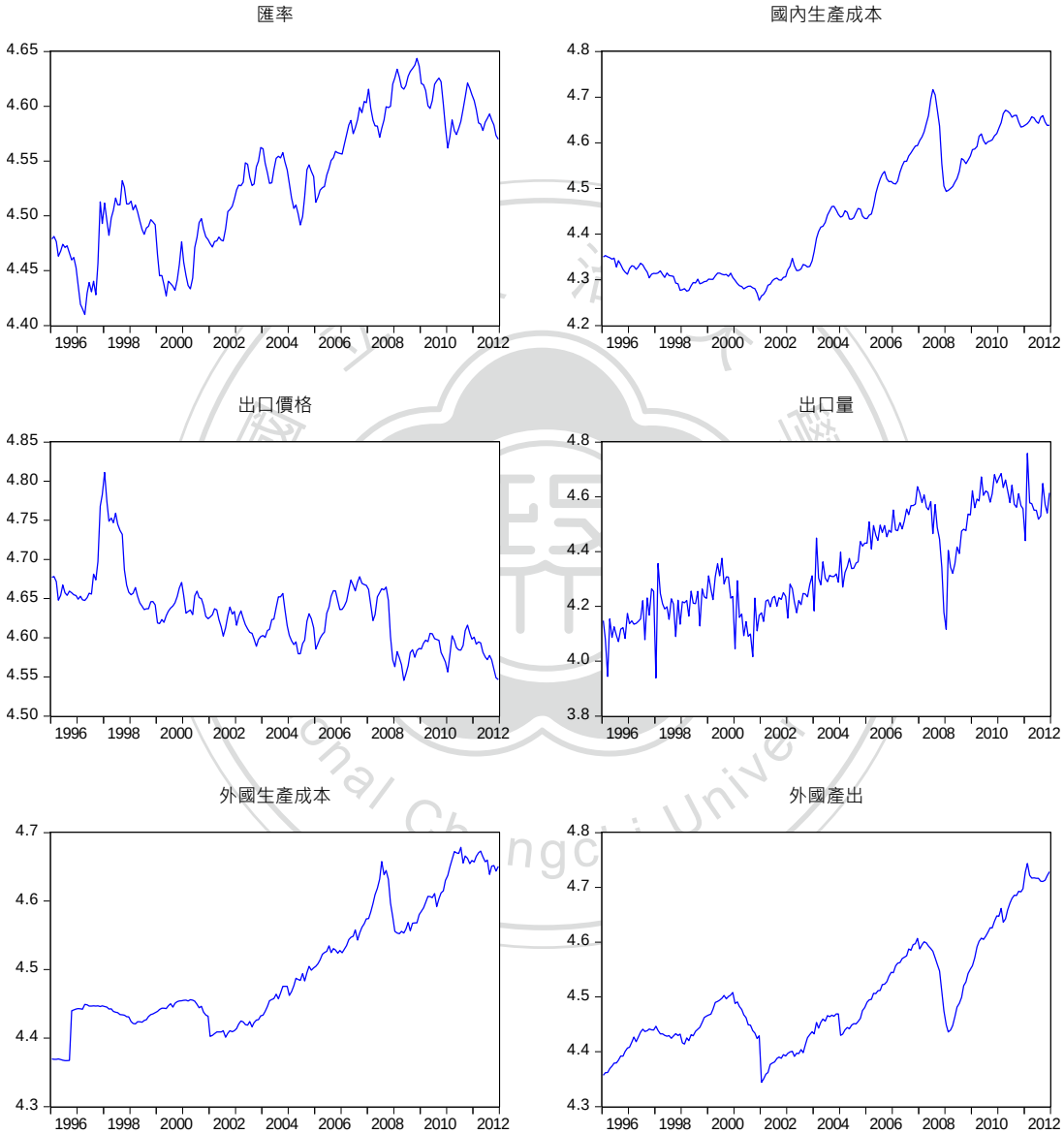

圖3-1 各變數時間序列走勢

[11] EViews內建由美國商務部普查局（Bureau of Census, Department of Commerce）所開發的X-12 ARIMA程式處理季節調整問題。

二、實證模型

由於台灣為小國經濟，國內變數皆無法影響國外變數，故本文設定國外生產成本(PC_f)為一隨機漫步序列。

$$PC_{ft} = PC_{ft-1} + \varepsilon_t^{PC_f} \tag{3-2-1}$$

此設定隱含PC_f是不穩定序列：$PC_{ft} - PC_{ft-1} = \varepsilon_t^{PC_f}$，其中，$E(\varepsilon_t^{PC_f}) = 0$，

$Var(\varepsilon_t^{PC_f})$ =定數，為I(1)序列。

國外產出(y_f)只受到國外生產成本變動之影響：

$$y_{ft} = a_{21}PC_{ft} + \varepsilon_t^{y_f} \tag{3-2-2}$$

匯率s_t會受到國外產出的影響：

$$s_t = a_{32}y_{ft} + \varepsilon_t^{s} \tag{3-2-3}$$

當國外產出增加會增加國外對本國商品進口，因而會增加本國之外匯供給，使外國幣貶值，本國幣升值，預期a_{32}為負。

國內生產成本(PC_d)會受到國外生產成本、國外產出以及匯率的影響：

$$PC_{dt} = a_{41}PC_{ft} + a_{42}y_f + a_{43}s_t + \varepsilon_t^{PC_d} \tag{3-2-4}$$

由於台灣在中間投入、機器設備、原物料多仰賴進口，故國外生產成本的變動會影響國內的生產成本，間接影響國內廠商的負擔，預期a_{41}國外生產成本對國內生產成本的影響為正。國外產出亦會影響國內生產成本，若國外產出增加，使國外所得增加，可能會增加對本國商品的需求，在當期廠商無法擴充產能，只能生產多於均衡產能的產量，以提供市場需求，造成國內生產成本上升，預期a_{42}國外產出對國內生產成本的影響為正。而匯率上升使國內生產成本上升，預期a_{43}為正。

依Ceglowski (2010)，設定成本加成比例與邊際成本[12]影響出口廠商的定

[12] 由於廠商的邊際成本資料不容易求得，所以在實證上大都採其平均成本資料來替代邊際成本。

價。其中，透過不同的加成比率，匯率變動和外國競爭品價格影響出口價格的程度也不同，而出口廠商為保持出口品在目的地市場的競爭性或市場佔有率會調整出口價格；邊際成本與國內生產成本與國外對本國商品的需求有關。由於日本原物料重度依賴進口，所以國內生產成本會受到匯率變動的影響，當日圓貶值時，國內生產成本會增加，使出口價格增加；反之，出口價格下降。外國產出增加時，對日本出口品的需求增加，在規模經濟下，隨著出口量的增加，出口商的生產成本降低，出口價格有調降的空間。

Ceglowski(2010)將出口廠商的定價設定為：$p^x = \propto_1 (e + p^f) + \beta_0 c + \beta_1 y^f$ 其中，$\propto_1$為加成比例，e為匯率，p^f為國外競爭商品的價格，c為國內生產成本，y^f為國外所得。本文將仿照Ceglowski(2010)的設定，出口價格會受到國外生產成本、國外產出、匯率以及國內生產成本的影響如下：

$$P_{xt} = a_{51}PC_{ft} + a_{52}y_f + a_{53}s_t + a_{54}PC_{dt} + \varepsilon_t^{P_x} \qquad (3\text{-}2\text{-}5)$$

預期a_{51}國外生產成本對出口價格的影響為正，預期a_{52}國外產出對出口價格的影響為負，預期a_{53}匯率對出口價格的影響為正，預期a_{54}國內生產成本對出口價格的影響為正。

根據Krugman(1989)和張瑞娟等(2006)模型設定，本國出口量會受到匯率e、國外產品的價格p^f、出口物價p^x以及國外產出y^f影響，該模型可表達為：

$$\mathrm{x} = x\left(\frac{ep^f}{p^x}, y^f\right)$$

在其他條件不變下，國外產出上升，表示國外實質所得增加，會增加對本國的出口需求，出口量增加。若國外產品與本國出口產品互為替代財，當國外產品價格上升，使得本國產品價格相對便宜，出口量上升；若國外商品與本國出口商品互為互補財，國外產品價格上升，使得本國產品價格上升，出口量減少。本文以國外與國內生產成本來間接表示國外產品和國內產品的價格，設定出口量會受國外生產成本、國外產出、匯率以及國內生產成本影響。

$$X_t = a_{61}PC_{ft} + a_{62}y_f + a_{63}s_t + a_{64}PC_{dt} + \varepsilon_t^X \qquad (3\text{-}2\text{-}6)$$

預期a_{61}國外生產成本對出口量的影響可正可負，預期a_{62}國外產出對出口量的影響為正，預期a_{63}匯率對出口量的影響為正，預期a_{64}國內生產成本對出口量的影響為負。

將各變數間之關係與經濟意涵作為認定條件，建立SVAR模型，並依照內外生變數排序，以(3-2-7)式表示[13]：

$$Ay_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PC_{ft} \\ y_{ft} \\ s_t \\ PC_{dt} \\ P_{xt} \\ X_t \end{bmatrix} = \sum_{k=1}^{p} A_k y_{t-k} + \begin{bmatrix} \varepsilon^{PC_f} \\ \varepsilon^{y_f} \\ \varepsilon^{s} \\ \varepsilon^{PC_d} \\ \varepsilon^{P_x} \\ \varepsilon^{X} \end{bmatrix} \qquad (3\text{-}2\text{-}7)$$

如本章第一節(3-1-13)式所示，本文採用A-B矩陣的短期限制。由估計A-B矩陣，需先針對該兩矩陣作限制，估計參數的增加至少達足夠認定(just identified)為標準。

$$A\varepsilon_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{PC_f} \\ \varepsilon^{y_f} \\ \varepsilon^{s} \\ \varepsilon^{PC_d} \\ \varepsilon^{P_x} \\ \varepsilon^{X} \end{bmatrix};$$

$$Bu_t = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{PC_f} \\ u^{y_f} \\ u^{s} \\ u^{PC_d} \\ u^{P_x} \\ u^{X} \end{bmatrix} \qquad (3\text{-}2\text{-}8)$$

由於台灣為小國經濟，國內變數皆無法影響國外變數，國外生產成本(PC_f)為較外生變數，故a_{12}=a_{13}=a_{14}=a_{15}=a_{16}=0。

國外產出(y_f)只受到國外生產成本變動之影響，故a_{23}=a_{24}=a_{25}=a_{26}= 0。

匯率(s)只受國外產出影響，故a_{31}=a_{34}=a_{35}=a_{36}= 0。

國內生產成本(PC_d)會受到國外生產成本、國外所得以及匯率的影響，故a_{45}=a_{46}=0。

[13] 由於本文採用Choleski分解法(Choleski decomposition)，分析衝擊反應函數。不同的排序方法將會造成不同的衝擊反應與變異數分解之結果。所以依照Choleski的設定，將變數依照外生與內生做排序，例如國外生產成本(PC^f)不受國內外變數影響，為最外生變數，排在第一個；出口量受國外生產成本、國外產出、匯率以及國內生產成本影響，相對下為最內生的變數，排在最後一個。

出口價格(P_x)會受到國外生產成本、國外所得、匯率以及國內生產成本的影響，故 a_{56}=0。

出口量(X)會受國外生產成本、國外產出、匯率以及國內生產成本影響，故 a_{65}=0。

國立政治大學
National Chengchi University

第四章　實證分析與結果

本章分析的內容包括台灣與主要貿易對手國、台灣與中國、台灣與日本以及台灣與韓國間的貿易關係，並針對實證結果做探討。資料期間為1996年1月至2012年12月期間共196筆月資料。

第一節　台灣主要貿易對手國

本文根據BIS依照台灣進出口值所編制的權重[14]，挑選與台灣貿易之前五大國家，加權這五大國的國外生產成本及國外產出，推得PC_f與y_f之資料，其權數如下表示：

表4-1-1 生產成本與產出之加權權重

單位：%

	美國	日本	中國	德國	韓國
1996年	33.3	31.1	8.6	21.6	5.4
1999年	32.2	31.6	10.8	18.3	7.1
2002年	24.9	29.2	21.0	16.9	8.1
2005年	20.3	26.6	28.3	15.6	9.3
2008年	17.7	24.6	35.2	14.6	7.8

資料來源：BIS與本文自行編制。

一、 單根檢定

採用時間數列資料時，必須先判定資料是否為定態，本研究採用ADF單根檢定來衡量資料是否存在單根，是否具有穩定性。

表4-1-2 ADF單根檢定

水準值	τ	τ_u	τ_t
PC_f	1.7229(13)	0.1156(13)	-1.9153(13)
y_f	1.9609(1)	0.2466(1)	-1.4608(2)
s	0.3341(1)	-1.7125(1)	-3.3126*(1)
PC_d	0.7887(1)	-0.8158(1)	-3.5839**(1)
P_x	-0.6158(1)	-2.7654*(1)	-3.8704**(1)
X	0.3199(2)	-2.2909(2)	-2.2864(2)

[14] 每3年調整一次權重。

一階差分	τ	τ_u	τ_t
ΔPC_f	-4.1953**(12)	-4.5468**(12)	-4.65356**(12)
Δy_f	-7.2431**(1)	-7.4564**(1)	-11.5205**(1)
Δs	-10.899**(0)	-10.8867**(0)	-10.8610**(0)
ΔPC_d	-7.1164**(0)	-7.1717**(0)	-7.18228**(0)
ΔP_x	-10.1988**(0)	-10.1916**(0)	-10.1697**(0)
ΔX	-15.8684**(1)	-15.8499**(1)	-15.8119**(1)

註：1.τ, τ_u, τ_t 分別代表隨機漫步、包含截距項的隨機漫步以及包含截距與趨勢項的隨機漫步三種類型。

2.括號內數值為依SIC準則選取的最適落後期。

3. *與**分別代表10%與5% 顯著水準下拒絕虛無假設。

由表4-1-2可知，國外生產成本、國外所得和出口量的水準值，在τ、τ_u、τ_t三種檢定統計量下，無法拒絕H_0: $\rho = 0$的虛無假設；匯率與國內生產成本在τ、τ_u檢定統計量下，無法拒絕虛無假設；出口價格在τ檢定統計量下無法拒絕虛無假設，表示數列皆存在單根，為非定態的時間序列的資料。但一階差分後，所有變數皆拒絕H_0: $\rho = 0$之虛無假設，表示時間數列資料為I(1)數列，取一階差分後，即可使時間序列資料變為定態。由於國外生產成本為隨機漫步函數，實證結果亦顯示其為I(1)數列，符合根據(3-2-1)式的設定。

二、 最適落後期

利用AIC準則和SIC準則作為VAR模型落後期數的選擇依據，估計結果如表4-1-3所示。

表4-1-3 VAR模型最適落後期判定

LAG	AIC	SIC	LAG	AIC	SIC
0	-5.697	-5.597	5	-17.037	-13.916
1	-16.499	-15.794	6	-16.949	-13.223
2	-17.120	-15.811 L	7	-16.861	-12.531
3	-17.146 L	-15.232	8	-16.726	-11.791
4	-17.141	-14.624			

註：L代表VAR模型之最適落後期數。

SIC準則建議最適落後期數為2個月，但AIC準則建議最適落後期數為3。由於SIC準則會傾向選擇較精簡的模型，所以本文採用SIC準則建議的落後期，將VAR落後2期進行分析。

三、 共整合檢定

使用Johansen共整合檢定，檢測變數是否存在長期均衡關係，表4-1-4為Eviews將Johansen五種類型檢定[15]估計的彙總結果，SIC準則建議選用模式1或模式2。

表4-1-4 Johansen共整合檢定結果

Data Trend	None*	None*	Linear	Linear	Quadratic
ECM型態	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
VAR型態	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

註：*代表SIC準則在10%顯著水準下選擇的最適模型。

本文選擇模式1，ECM與VAR都沒有常數項的模式來估計[16]，如表4-1-5所示，矩陣檢定與最大特性根的檢定結果，皆顯示這六個變數之間不存在共整合關係。

表4-1-5 Johansen 矩陣檢定與最大特性根檢定

		Trace		Max-Eigen	
共整合個數	Eigenvalue	Statistic	0.05C.V.	Statistic	0.05C.V.
None	0.1601	83.9371	92.8397	34.7082	36.6302
At most 1	0.1326	58.1315	60.0614	28.3001	30.4396
At most 2	0.0769	29.8314	40.1749	15.9293	24.1592
At most 3	0.0433	13.9022	24.2760	8.8112	17.7973
At most 4	0.0252	5.0910	12.3209	5.0886	11.2248
At most 5	0.0000	0.0024	4.1299	0.0024	4.1299

由於水準值為I(1)，又不存在共整合現象，故對資料取一階差分，使所有變數皆為定態序列。

[15] 模式1：ECM與VAR都沒有常數項；模式2：ECM有常數項而VAR沒有常數項；模式3：ECM與VAR都有常數項；模式4：ECM有常數項與時間趨勢項而VAR有常數項；模式5：ECM與VAR都有常數項與時間趨勢項。

[16]因為模式1與模式2的估計結果皆不存在共整合關係，且估計結果相差不大。

四、 同期結構參數之估計

表4-1-6 SVAR同期結構參數之估計

變數	係數	變數	係數
a21	-0.2505***	a53	-0.8423***
a32	-0.0018	a54	-0.4212***
a41	-0.2060**	a61	0.0015
a42	-0.0299	a62	-0.3827
a43	0.0094	a63	1.1233**
a51	-0.0135	a64	-0.1156
a52	-0.0003		
過度認定LR檢定 -1939.366 p-value 0.4642			

註：1.*, **, *** 分別代表10%, 5%以及1% 顯著水準下是顯著的。

2.過度認定檢定之檢定結果顯示,該認定條件在5%的信心水準下無法拒絕模型限制正確的虛無假設，表示此一模型可被接受。

將(3-2-4)、(3-2-5)以及(3-2-6)依照表4-1-6的結果改寫為：

$$\Delta PC_{dt} = 0.2060^{**}\Delta PC_{ft} + 0.0299\Delta y_f - 0.0094\Delta s_t + \varepsilon_t^{PC_d} \qquad (4\text{-}1\text{-}1)$$ [17]

由上式估計式可知，國外生產成本對國內生產成本有顯著之影響(a_{41})，表示當期國外生產成本增加會使國內生產成本增加，由於台灣資源有限，原物料等中間投入皆須依賴進口，故國外成本升高或國際原物料價格上漲，亦帶動國內生產成本增加。

$$\Delta P_{xt} = 0.0135\Delta PC_{ft} + 0.0003\Delta y_f + 0.8423^{***}\Delta s_t + 0.4212^{***}\Delta PC_{dt} + \varepsilon_t^{P_x} \quad (4\text{-}1\text{-}2)$$

匯率(a_{53})及國內生產成本(a_{54})對出口價格有同向顯著影響，當期匯率上升與國內生產成本增加，出口價格會上升。

$$\Delta X_t = -0.0015\Delta PC_{ft} + 0.3827\Delta y_f - 1.1233^{***}\Delta s_t + 0.1156\Delta PC_{dt} + \varepsilon_t^{X} \quad (4\text{-}1\text{-}3)$$

匯率對出口量有反向顯著影響(a_{63})，當期貨幣貶值使當期出口量減少，原本預期貨幣貶值後出口將增加，但實證結果卻顯示出口量在短期有減少現象，可能使貿易收支惡化。長期的趨勢需觀察衝擊反應函數，以瞭解是否存在類似J-curve效果。

[17] 本研究將所有變數取一階差分，其分析結果與水準值分析相似，以下分析皆使用水準值分析。

五、 衝擊反應分析

衝擊反應圖形中，縱軸代表衝擊的影響程度，橫軸代表衝擊反應之期間(月)，而實線為衝擊反應之大小。根據蒙地卡羅法(Monte Carlo) 抽樣10,000次，所估計出的信賴區間為兩虛線之間。

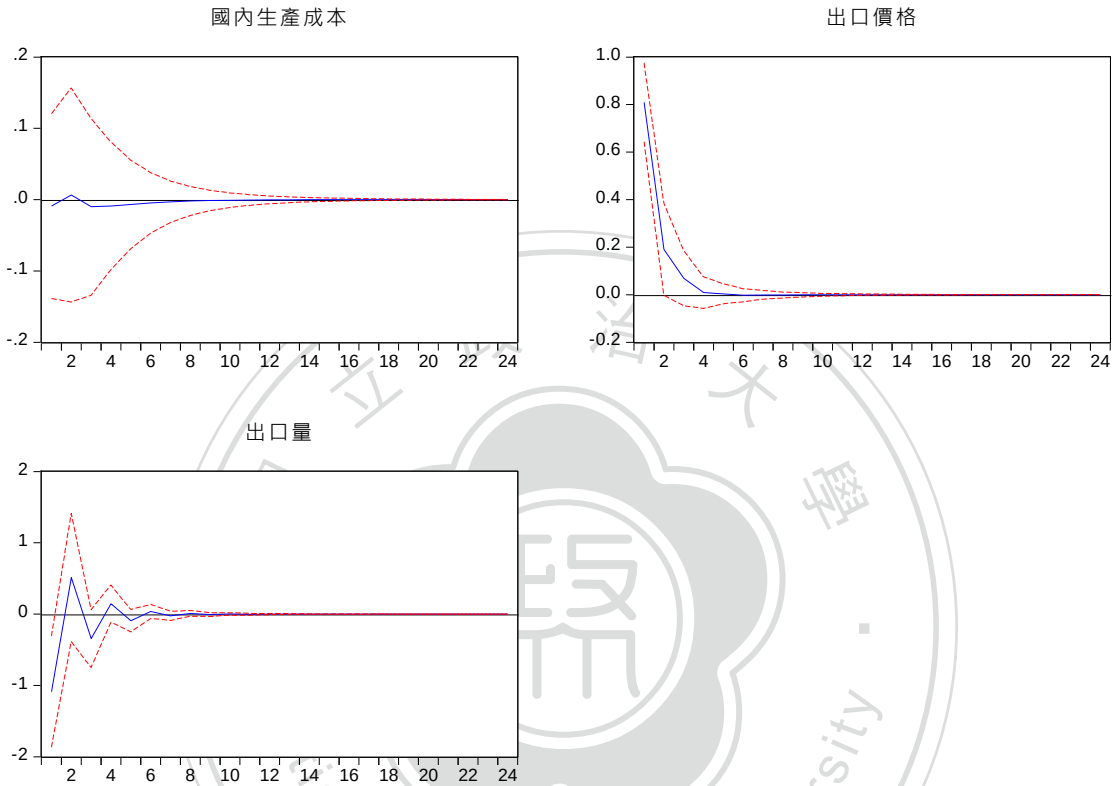

圖4-1-1 國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應

圖4-1-1為國內生產成本、出口物價以及出口量在貨幣貶值衝擊之反應。貨幣貶值的衝擊出現後，國內生產成本並未顯著因貨幣貶值而變動。以新台幣計價之出口物價在短期因貨幣貶值而顯著上升，但之後隨著時間推移，效果減少，並於8個月調整至原來水準，表示出口物價需花費8個月調整。

出口量當期與貨幣貶值呈反向關係，後成同向關係且受貨幣貶值的影響波動遞減，呈現J-curve的形態，在1 個月出口量下跌，長期累加效果呈上升反應。在初期出現出口減少的現象，但在一段時間後，出口價格的下跌，使出口量逐漸增加。

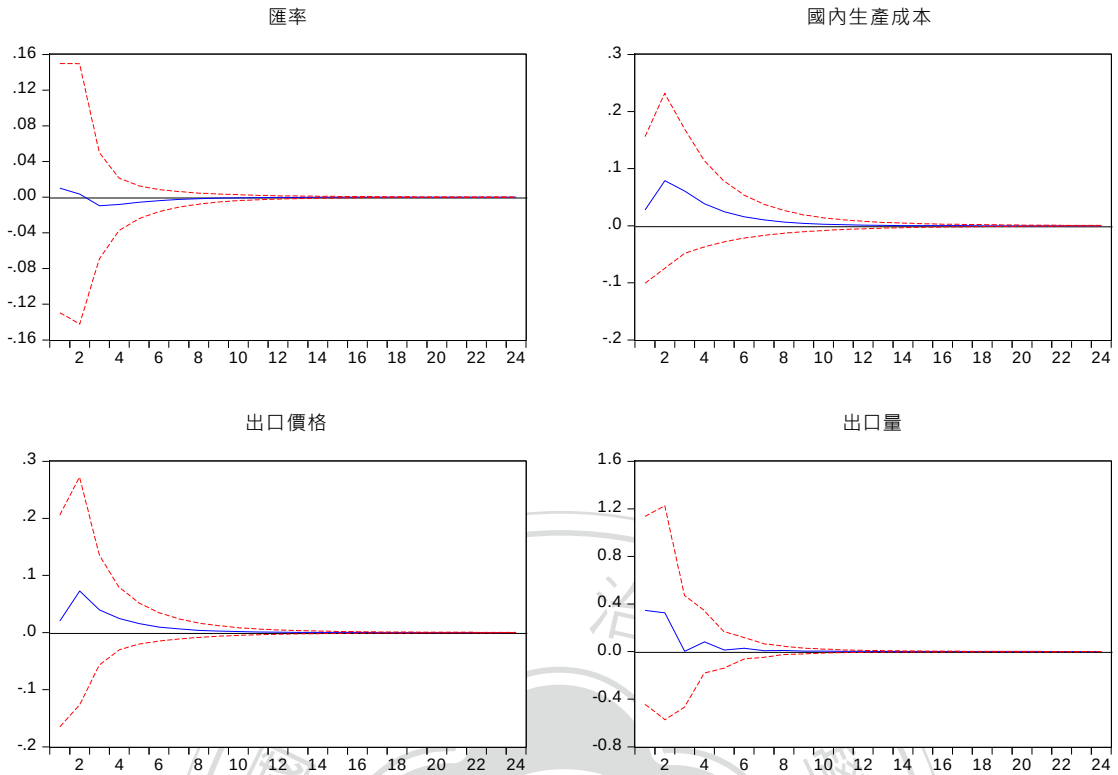

圖4-1-2 國內變數對一個標準差的國外產出上升衝擊之反應

圖4-1-2為匯率、國內生產成本、出口物價以及出口量在國外產出上升衝擊之反應。國外產出增加時，一年內匯率會下跌，但於一年後卻是上升的情形。短期可時，國外產出上升會增加對本國商品需求，使外匯供給增加，造成本國幣升值；中長期時，國外產出增加，國外利率會上升，導致外幣升值，本國幣貶值。

國內生產成本當期為同向顯著影響，短期國外需求增加，廠商會生產比均衡產能多的產量，造成國內生產成本增加，長期下因資源調配、技術進步等原因而降低生產成本。

出口物價因國外產出增加有同向反應，表示國外產出增加，需求增加，出口價格有加成上漲的空間。

國內出口量短期顯著上升，當國外產出上升增加進口，國內出口量會增加。此與Asseery and Peel (1991)、Baak (2008)、Bahmani-Oskooee and Kara (2008)、方文碩(2005)以及柯勝揮與江朝宗(2011)等文獻，國外所得增加使出口量增加之結果相符。

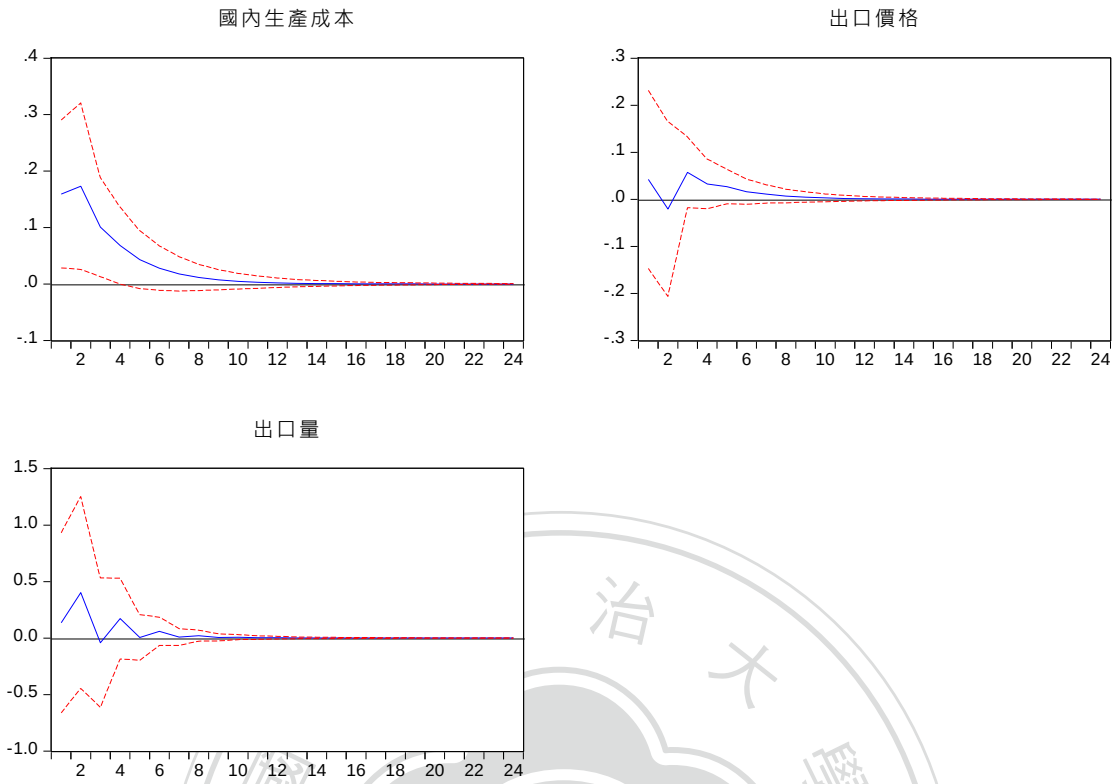

圖4-1-3 國內變數對一個標準差的國外生產成本上升衝擊之反應

圖4-1-3為國內生產成本、出口物價以及出口量在國外生產成本上升衝擊造成之反應。國內生產成本於1至3個月的期間內呈現同向顯著反映，可能是因為國內廠商在國外成本變動前已決定原物料的購買數量，再進行生產，造成當期國外生產成本變動影響不大，但生產亦需依賴國外原物料及中間財貨，使得後期國外生產成本變動為同向影響且影響越來越大。

國內出口物價隨著時間增加而上漲，由於價格有僵固性，出口商無法立即調整價格，故當期出口物價不受國外生產成本影響，但隨著時間的增加，國外生產成本因影響國內生產成本，而會反映至出口價格上。

國內出口量與匯率短期呈同向變動，可能是因為國外生產成本上升，國內商品物價相對便宜，需求量增加造成出口量上升；但一年後，國外生產成本上升造成國內生產成本上揚，使國內出口價格上升，出口量增加幅度變小。

六、 預測誤差的變異數分解

將某一特定內生變數之預測誤差以變異數分解的方式，解析自身或其他變數衝擊影響的比例大小為何。

表4-1-7 國內生產成本之預測誤差的變異數分解

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	3.07	0.09	0.01	96.83	0.00	0.00
4	5.34	0.92	0.02	93.37	0.29	0.05
8	5.42	0.97	0.03	93.20	0.32	0.06
12	5.43	0.98	0.03	93.20	0.32	0.06
16	5.43	0.98	0.03	93.20	0.32	0.06
20	5.43	0.98	0.03	93.20	0.32	0.06
24	5.43	0.98	0.03	93.20	0.32	0.06

表4-1-7可看出國內生產成本的變化，其變異數比例幾乎都是由變數本身解釋；在其他變數中，國外成本影響較顯著，且穩定比例影響至後期，如同先前的分析，國內生產成本受國外生產成本影響大。

表4-1-8 出口價格之預測誤差的變異數分解

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	0.11	0.03	39.57	8.57	51.73	0.00
4	0.34	0.41	36.02	15.66	46.93	0.64
8	0.39	0.42	35.78	16.14	46.62	0.65
12	0.40	0.42	35.77	16.16	46.61	0.65
16	0.40	0.42	35.77	16.16	46.61	0.65
20	0.40	0.42	35.77	16.16	46.61	0.65
24	0.40	0.42	35.77	16.16	46.61	0.65

表4-1-8為出口價格的變化，在第1個月，匯率可解釋出口價格變異比例高達39.57%，但隨著時間增加而遞減。國內生產成本在1到4個月解釋變異比例逐漸增加，於一年時比例高達16.16%。由此可知，我國出口價格無論是在短期還是在長期，受到匯率與國內生產成本的影響甚大。

國立政治大學 National Chengchi University

表4-1-9 出口量之預測誤差的變異數分解

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	0.06	0.40	3.91	0.04	0.54	95.06
4	0.50	0.55	3.76	1.69	0.95	92.55
8	0.51	0.55	3.76	1.78	0.96	92.44
12	0.51	0.55	3.76	1.78	0.96	92.44
16	0.51	0.55	3.76	1.78	0.96	92.44
20	0.51	0.55	3.76	1.78	0.96	92.44
24	0.51	0.55	3.76	1.78	0.96	92.44

表4-1-9為出口量的變化，由表可看出其變異數比例幾乎都是由變數本身解釋；在其他變數中，匯率所能解釋的變異比率最為顯著，顯示匯率是影響台灣出口量的主要因素之一。國內生產成本可解釋出口量的比例為第二顯著，於1至4個月中，成本可解釋的比例增加。由於國外成本會先影響國內成本，再間接影響出口量，故國外成本影響比例會比國內成本影響比例低。

國立政治大學 National Chengchi University

第二節 日本與台灣貿易關係

在台灣的貿易發展中，日本對台灣來說一直扮演著相當重要的角色，由於地理位置關係，台灣與日本不論是在文化或經濟方面，雙方都有十分密切的交流往來，互為重要的貿易夥伴。國貿局2012年進出口統計資料中，如圖4-2-1所示，台灣與日本貿易是進口大於出口，台灣主要進口國前5名國家以日本為首，且有增長的趨勢；台灣主要出口國方面，日本也為台灣第5名的國家，但由於台灣長期依賴著日本的技術、生產所需的關鍵性零組件以及機械設備，造成台灣對日本存在著大量的貿易逆差。

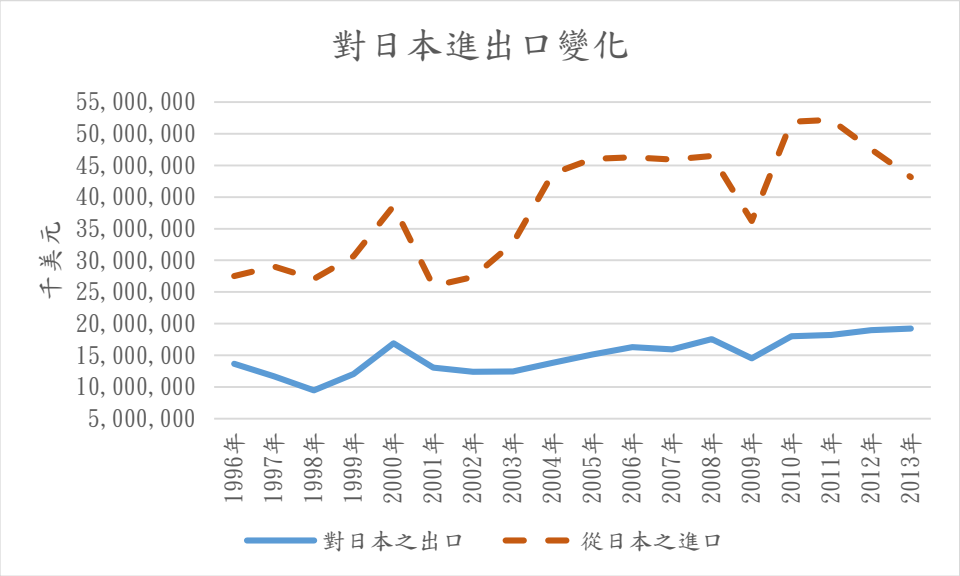

圖4-2-1 台灣對日本進出口變化

資料來源：國貿局進出口統計

欲觀察日本與台灣貿易關係，將外國生產成本及外國產出改為日本的生產者物價指數及工業生產指數，匯率改為日圓與新台幣的兌換比例，因此必須再對這三個變數做單根檢定。

一、 單根檢定

根據本章第一節的介紹，國內生產成本、出口價格以及出口數量為I(1)數列。再針對日本生產成本、日本產出以及日本與台灣相對匯率做單根檢定，判斷時間序列資料是否穩定，由表4-2-1可知，此三變數的水準值，在τ、τ_u、τ_t三種檢定統計量下，無法拒絕H_0: $\rho = 0$的虛無假設，表示數列存在單根，為非定態的時間序列的資料；但一階差分後，所有變數皆拒絕H_0: $\rho = 0$之虛無假設，表示時間數列資料為I(1)數列，取一階差分後，即可使時間序列資料變為定態。

表4-2-1 ADF單根檢定_日本

變數	τ	τ_u	τ_t
PC_f	-0.9148(1)	-2.2207(1)	-2.1733(1)
y_f	-0.3652(0)	-2.8955(2)	-2.9667(2)
s	0.3885(0)	-1.6269(0)	-2.9407(0)
一階差分後	τ	τ_u	τ_t
ΔPC_f	-7.6379 (0)**	-7.6779(0) **	-7.6994(0)**
Δy_f	-12.1075(0)**	-12.0799(0) **	-12.0621(0)**
Δs	-14.1669(0)**	-14.1532(0)**	-14.1173(0)**

註：同表4-1-2設定。

二、 最適落後期

利用AIC準則和SIC準則作為VAR模型落後期數的選擇依據，結果如表4-2-2所示。SIC準則最適落後期數為1，將VAR落後1期做分析。

表4-2-2 VAR模型最適落後期判定_日本

LAG	AIC	SIC	LAG	AIC	SIC
0	-22.5397	-22.4389	5	-32.9469	-29.8250
1	-32.6900	-31.9850 L	6	-32.9059	-29.1797
2	-33.1520	-31.8428	7	-32.8346	-28.5042
3	-33.1963 L	-31.2829	8	-32.6793	-27.7447
4	-33.0761	-30.5584			

註：同表4-1-3設定。

三、 共整合檢定

由單根檢定結果可知，資料水準值皆屬於非穩定數列，本文使用Johansen共整合檢定，檢測變數是否存在長期均衡關係，五種類型檢定估計式結果如表4-2-3所示，SIC準則建議選用模式1或模式2。

表4-2-3 Johansen共整合檢定結果_日本

Data Trend:	None*	None*	Linear	Linear	Quadratic
ECM型態	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
VAR型態	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

註：同表4-1-4設定。

本文選擇模式1，ECM與VAR都沒有常數項的模式來估計，如表4-2-4所示，矩陣檢定結果存在1組的共整合關係，最大特性根檢定結果共整合關係不存在，根據Johansen and Juselius (1990)的建議採用最大特性根檢定結果[18]。

表4-2-4 Johansen矩陣檢定與最大特性根檢定_日本

		Trace		Max-Eigen	
共整合個數	Eigenvalue	Statistic	C.V.	Statistic	C.V.
None	0.2218	131.328*	103.8473	40.4136	40.9568
At most 1	0.1491	80.9148	80.9728	32.46245	34.8059
At most 2	0.1094	48.4523	54.0790	23.2909	28.5881
At most 3	0.0686	25.1614	35.1928	14.2948	22.2996
At most 4	0.0368	10.8666	20.2618	7.5346	15.8921
At most 5	0.0164	3.3320	9.1645	3.3320	9.1645

註：*代表10%顯著水準下是顯著拒絕虛無假設。

由於水準值為I(1)，又不存在共整合現象，故對資料取一階差分，使所有變數皆為定態序列。

[18] 若矩陣檢定與最大特性根檢定結果有不一致的現象，Johansen and Juselius(1990)認為當特性根分佈較為均勻時，矩陣檢定之檢定能力較強；否則，以最大特性根檢定之檢定力較強，因此本文採用最大特性根檢定結果。

四、 同期結構參數之估計

表4-2-5 SVAR同期結構參數之估計_日本

變數	係數	變數	係數
a21	0.6235	a53	-0.0535
a32	0.0015	a54	-0.3986***
a41	-1.0458***	a61	0.2034
a42	-0.0149	a62	-0.0619
a43	0.0291	a63	0.3793***
a51	-0.2059	a64	0.0040
a52	-0.0052		
過度認定LR檢定 2.390477 p-value 0.3026			

註：同表4-1-6設定

表4-2-5為加入日本變數後，SVAR同期結構參數之估計結果，可將(3-2-4)、(3-2-5)以及(3-2-6)改寫為：

$$\Delta PC_{dt} = 1.0458^{***}\Delta PC_{ft} + 0.0149\Delta y_f - 0.0291\Delta s_t + \varepsilon_t^{PC_d} \quad (4\text{-}2\text{-}1)$$

$$\Delta P_{xt} = 0.2059\Delta PC_{ft} + 0.0052\Delta y_f + 0.0535\Delta s_t + 0.3986^{***}\Delta PC_{dt} + \varepsilon_t^{P_x} \quad (4\text{-}2\text{-}2)$$

$$\Delta X_t = -0.2034\Delta PC_{ft} + 0.0619\Delta y_f - 0.3793^{***}\Delta s_t - 0.004\Delta PC_{dt} + \varepsilon_t^{X} \quad (4\text{-}2\text{-}3)$$

實證結果有3個係數顯著，a_{41}、a_{54}以及a_{63}與台灣主要貿易對手國之結果影響方向相同。其中，日本的生產成本對國內生產成本(a_{41})在1%顯著水準下顯著影響，而台灣主要貿易對手國的生產成本對國內生產成本在5%顯著水準下顯著影響。由於台灣在中間投入、機器設備等有高達70%是仰賴日本進口，所以當期日本生產成本上升時，會造成當期本國生產成本增加。日本與台灣相對匯率對當期國內出口價格影響不大。

日本生產成本與產出對當期出口價格與當期出口量影響較不顯著，實證結果與台灣主要貿易國之分析結果相同。

五、 衝擊反應分析

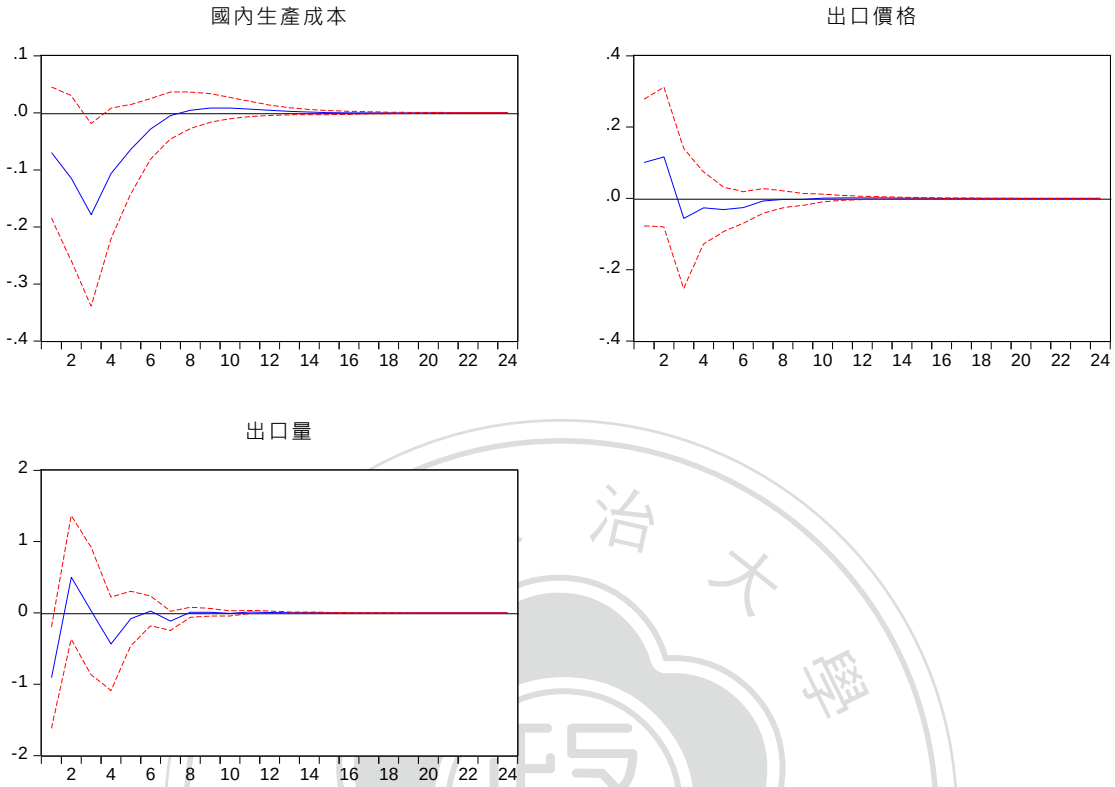

圖4-2-2 國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應_日本

圖4-2-2為國內生產成本、出口物價以及出口量在新台幣相對日圓貶值衝擊之反應。國內生產成本雖然加入日本生產成本與產出，使VAR落後期數選擇不同，但出口物價及出口量受貨幣貶值衝擊與主要貿易對手國家結果相似。

國內生產成本在新台幣相對日圓貶值衝擊下減少，並於一年調整至原始水準。

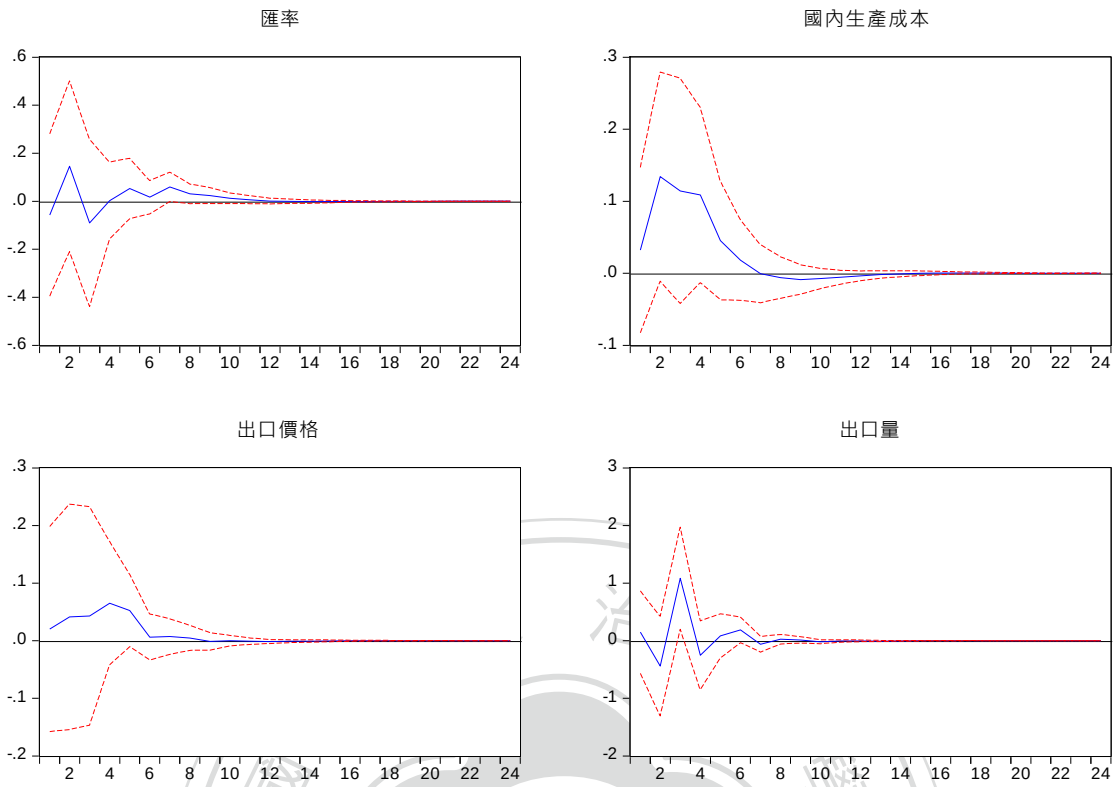

圖4-2-3 國內變數對一個標準差的國外產出上升衝擊之反應_日本

圖4-2-3為匯率、國內生產成本、出口物價以及出口量在日本產出上升衝擊之反應。日本的產出上升使匯率短期呈現下降趨勢，由於國外所得上升，會增加對台灣的進口，使外匯供給增加，造成本國幣升值；中長期時，國外產出增加，本國幣依舊有升值影響。由於日本利率接近於零，資金並不太會往日本流，所以外匯需求增加幅度較小，所以在外匯供給增加幅度大於外匯需求增加幅度，造成本國幣升值。

日本的產出對當期國內生產成本不顯著，但短期與長期影響為同向顯著影響。短期國外產出增加，國內廠商會生產比均衡產能多的產量，造成國內生產成本增加，長期下因資源調配、技術進步等原因而降低生產成本，使生產成本回到原始水準。

國內出口量短期顯著上升，當日本產出上升，可能表示國際經濟情勢較好，國外增加對商品的需求，國內出口量會增加，又日本是台灣第五大出口國，當日本產出上升，會增加對台灣商品的需求亦使台灣出口量增加。但因日本是台灣主要進口國，其產出增加對我國出口量影響時間沒有太久。

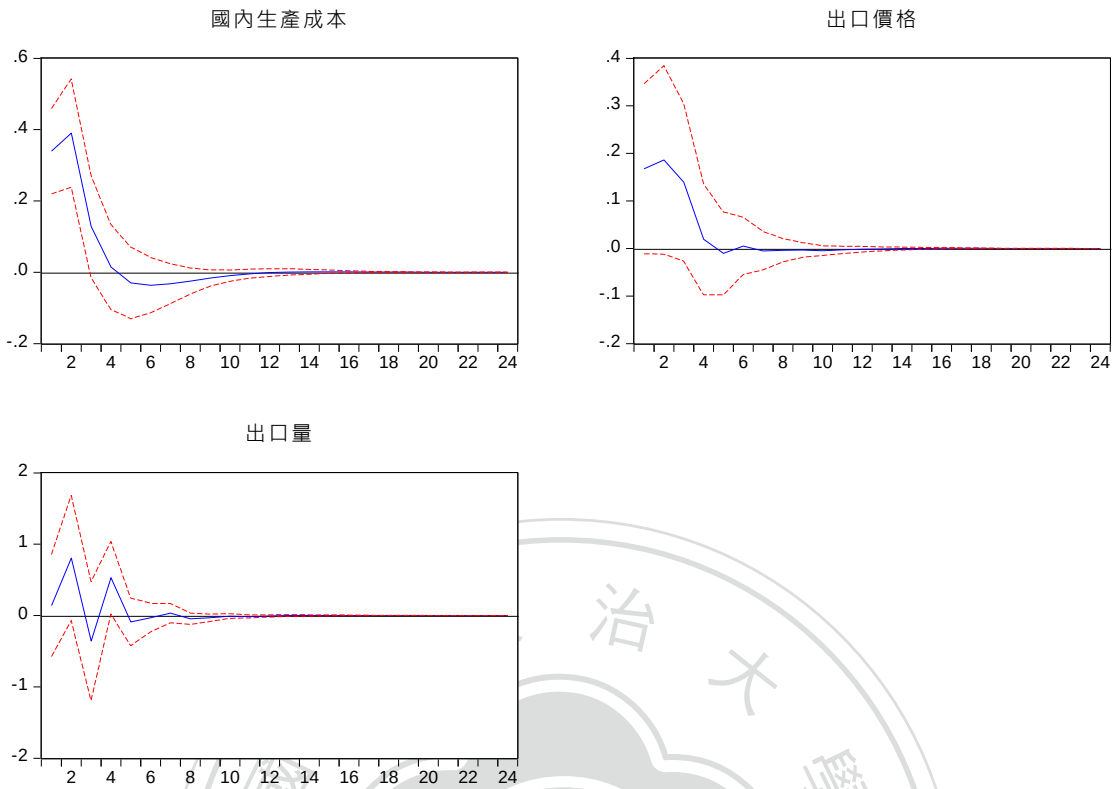

圖4-2-4 國內變數對一個標準差的國外生產成本上升衝擊之反應_日本

圖4-2-4為國內生產成本、出口物價以及出口量在日本的生產成本上升衝擊造成之反應。由於日本為台灣第一大進口國，故日本的生產成本上升對台灣產業有很大的衝擊，國內生產成本當期顯著上升，且與日本生產成本呈現同向變動影響。出口物價因日本生產成本上升有加成空間，有同向顯著影響。出口量短期顯著上升，中長期依舊保持同向影響，可能原因為當日本為台灣第五大出口國，當日本生產成本上升，雖然台灣進口成本增加，但台灣其他商品較日本之同質商品價格低，以增加對台灣需求，使台灣出口量上升。

六、 預測誤差的變異數分解

表4-2-6 國內生產成本之預測誤差的變異數分解_日本

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	14.79	0.13	0.62	84.45	0.00	0.00
4	20.50	3.16	4.42	71.57	0.30	0.03
8	20.56	3.30	4.73	70.99	0.38	0.04
12	20.56	3.31	4.73	70.97	0.38	0.04
16	20.56	3.31	4.73	70.97	0.38	0.04
20	20.56	3.31	4.73	70.97	0.38	0.04
24	20.56	3.31	4.73	70.97	0.38	0.04

表4-2-6可看出國內生產成本的變化，在第1個月，日本生產成本可解釋台灣生產成本變異比例為14.79%，於1年後可解釋變異更高達20.56%，因為台灣主要向日本進口原物料及精密零組件，所以日本生產成本的變動對國內生產成本影響很大。台灣與日本相對匯率與日本產出可解釋國內生產成本變異比例較國內變數解釋高。

表4-2-7 出口價格之預測誤差的變異數分解_日本

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	1.74	0.03	0.62	6.45	91.17	0.00
4	4.12	0.41	1.37	12.03	78.88	3.19
8	4.12	0.55	1.45	12.03	78.66	3.19
12	4.12	0.55	1.45	12.03	78.65	3.19
16	4.12	0.55	1.45	12.03	78.65	3.19
20	4.12	0.55	1.45	12.03	78.65	3.19
24	4.12	0.55	1.45	12.03	78.65	3.19

表4-2-7為出口價格的變化，在第1個月，國內生產成本解釋變異比例最高，但隨著時間可解釋比例逐漸減少。與台灣主要貿易對手國之分析結果相似。日本生產成本在當期可解釋台灣出口價格比例不高，但於4個月後解釋變異比例逐漸增加，可能是因為日本生產成本會藉由國內生產成本而間接影響本國出口價格，使其解釋能力不會立即顯著。

國立政治大學 National Chengchi University

表4-2-8 出口量之預測誤差的變異數分解_日本

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	4.72	0.59	2.81	3.81	0.36	87.71
4	20.18	1.73	1.98	5.54	0.50	70.07
8	24.61	1.83	2.18	6.81	1.83	62.75
12	25.82	1.88	2.46	7.57	3.99	58.29
16	26.14	1.92	2.80	8.03	6.47	54.63
20	26.04	1.96	3.22	8.33	9.00	51.45
24	25.72	1.99	3.71	8.53	11.44	48.62

表4-2-8為出口量的變化，由表可看出日本生產成本可解釋出口量的比例於第4個月逐漸上升，於12個月後可解釋台灣出口量的比例高達25.82%，顯示日本生產成本為影響台灣出口量主要因素。另外，台灣與日本相對匯率與日本產出可解釋出口量變異比例不高。

國立政治大學 National Chengchi University

第三節 韓國與台灣貿易關係

台灣與韓國在1970年代到1990年代經濟發展高速成長，同被譽為亞洲四小龍，由於台灣與南韓兩個國家皆屬於小型開放經濟體，而兩國經貿型態相似度高，產品在國際市場上一直具有高度的競爭關係，近年來韓國戲劇與文創產業盛行，韓流在台灣引起一陣旋風，使台灣對韓國逆差越來越大，如圖4-3-1所示。本文欲瞭解在韓國產品強力競爭下，對台灣生產成本、出口價量有何影響。

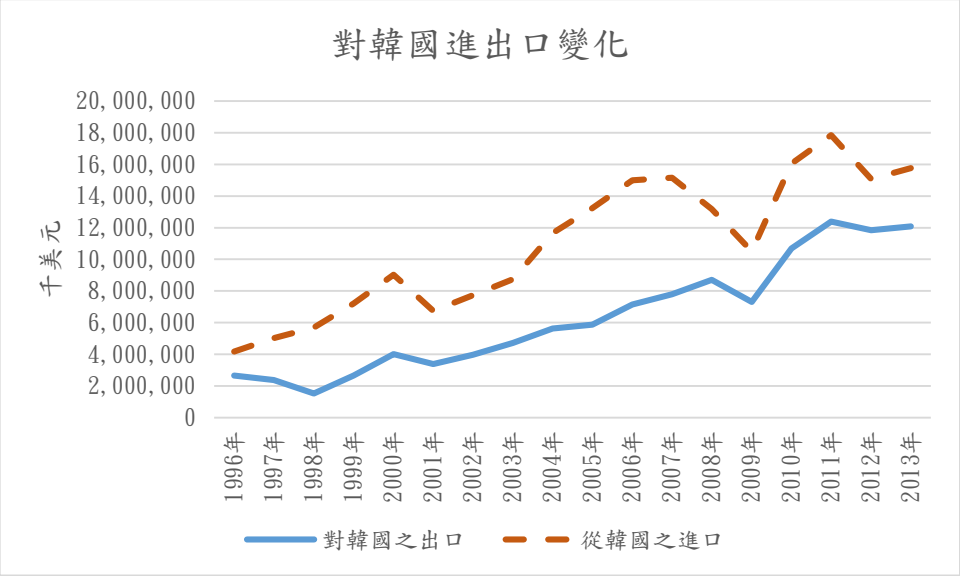

圖4-3-1 台灣對韓國進出口變化

資料來源：國貿局進出口統計

欲觀察韓國與台灣貿易關係，外國生產成本及外國產出改為韓國的生產者物價指數及工業生產指數，匯率改為韓圜與新台幣的兌換比例，因此必須再對這三個變數做單根檢定。

一、 單根檢定

根據本章第一節的介紹，國內生產成本、出口價格以及出口數量為I(1)數列。再針對韓國生產成本、韓國產出以及韓國與台灣相對匯率做單根檢定，判斷時間序列資料是否穩定，由表4-3-1可知，韓國生產成本與韓國產出的水準值，在τ、τ_u、τ_t三種檢定統計量下，無法拒絕$H_0: \rho = 0$的虛無假設；韓國與台灣相對匯率的水準值，在τ、τ_u檢定統計量下，無法拒絕$H_0: \rho = 0$的虛無假設，表示數列存在單根，為非定態的時間序列的資料；但一階差分後，所有變數皆拒絕$H_0: \rho = 0$之虛無假設，表示時間數列資料為I(1)數列，取一階差分後，即可使時間序列資料變為定態。

表4-3-1 ADF單根檢定_韓國

變數	τ	τ_u	τ_t
PC_f	1.8464(1)	-0.8221(1)	-3.0077(1)
y_f	-3.6044(0)	-3.6044(0)	-3.1264(0)
s	-0.4102(0)	-2.2109(0)	-3.6044(0)**
一階差分後	τ	τ_u	τ_t
ΔPC_f	-7.0423(0)**	-7.3635(0)**	-7.3445(0)**
Δy_f	-12.6989(0)**	-13.2249(0)**	-13.2153(0)**
Δs	-15.2022(0)**	-15.1651(0)**	-15.2151(0)**

註：同表4-1-2設定。

二、 最適落後期

由AIC準則和SIC準則作為VAR模型落後期數的選擇依據，結果如表4-3-2所示，SIC準則最適落後期數為2，故將VAR落後2期做分析。

表4-3-2 VAR模型最適落後期判定_韓國

Lag	AIC	SIC	Lag	AIC	SIC
0	-20.7770	-20.6763	5	-31.1067	-27.9848
1	-30.3164	-29.6115	6	-31.0923	-27.3661
2	-31.0595	-29.7503 L	7	-30.9948	-26.6643
3	-31.1722	-29.2587	8	-30.9165	-25.9818
4	-31.1733 L	-28.6556			

註：同表4-1-3設定。

三、 共整合檢定

由單根檢定結果可知，資料水準值皆屬於非穩定數列，本文使用Johansen共整合檢定，檢測變數是否存在長期均衡關係，五種類型檢定估計式結果如表4-3-3所示，SIC準則建議選用模式1或模式2。

表4-3-3 Johansen共整合檢定結果_韓國

Data Trend	None*	None*	Linear	Linear	Quadratic
ECM型態	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
VAR型態	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

註：同表4-1-4設定。

本文選擇模式1：ECM與VAR都沒有常數項來估計，如表4-3-4所示，矩陣檢定結果存在1組的共整合關係，最大特性根檢定結果共整合關係不存在，根據Johansen and Juselius (1990)的建議，採用最大特性根檢定結果。

表4-3-4 Johansen矩陣檢定與最大特性根檢定_韓國

		Trace		Max-Eigen	
共整合個數	Eigenvalue	Statistic	C.V.	Statistic	C.V.
None	0.2109	112.413*	95.7537	44.3006	45.0776
At most 1	0.1446	68.1124	69.8189	29.2054	33.8769
At most 2	0.1233	38.9070	47.8561	24.6037	27.5843
At most 3	0.0634	14.3033	29.7971	12.2514	21.1316
At most 4	0.0090	2.0519	15.4947	1.6861	14.2646
At most 5	0.0020	0.3658	3.8415	0.3658	3.8415

註：同表4-2-4設定。

由於水準值為I(1)，又不存在共整合現象，故對資料取一階差分，使所有變數皆為定態序列。

國立政治大學 National Chengchi University

四、 同期結構參數之估計

表4-3-5 SVAR模型同期結構參數之估計_韓國

變數	係數	變數	係數
a21	-0.3663*	a53	0.0655***
a32	0.0662	a54	-0.4206***
a41	-0.9751***	a61	0.1899
a42	-0.0462	a62	-0.4569**
a43	-0.0282**	a63	0.0786
a51	0.1095	a64	-0.1544
a52	0.0617		
過度認定LR檢定 8.120103 p-value 0.0172			

註：同表4-1-6設定。

表4-3-5為加入韓國變數後，SVAR同期結構參數之估計結果，結果可將(3-2-3)、(3-2-4)、(3-2-5)以及(3-2-6)改寫為：

$$\Delta y_{ft} = 0.3663^{*}\Delta PC_{ft} + \varepsilon_t^{S} \quad (4\text{-}3\text{-}1)$$

$$\Delta PC_{dt} = 0.9751^{***}\Delta PC_{ft} + 0.0462\Delta y_f + 0.0282^{**}\Delta s_t + \varepsilon_t^{PC_d} \quad (4\text{-}3\text{-}2)$$

$$\Delta P_{xt} = -0.1095\Delta PC_{ft} - 0.0617\Delta y_f - 0.0655^{***}\Delta s_t + 0.4206^{***}\Delta PC_{dt} + \varepsilon_t^{P_x} \quad (4\text{-}3\text{-}3)$$

$$\Delta X_t = -0.1899\Delta PC_{ft} + 0.4569^{**}\Delta y_f - 0.0786\Delta s_t + 0.1544\Delta PC_{dt} + \varepsilon_t^{X} \quad (4\text{-}3\text{-}4)$$

實證結果有6個係數顯著，a_{21}、a_{41}、a_{43}、a_{53}、a_{54}以及a_{62}與台灣主要貿易對手國之結果影響方向相同。其中，韓國的生產成本對國內生產成本(a_{41})在1%顯著水準下顯著影響，而台灣主要貿易對手國的生產成本對國內生產成本在5%顯著水準下顯著影響。2012年《遠見雜誌》提到，韓國與台灣300大企業的相似度達七成，且出口商品有六、七成重疊，包括3C、紡織、石化、機械、汽車零配件以及文創相關產業。韓國的生產成本變動原因可能是因為整個國際市場的價格波動，因為兩國的產業相似度高，所需的原物料及中間財較為相近，台灣的生產成本也會有相同的影響。

韓國與台灣的相對匯率與國內生產成本有同向顯著影響 (a_{43})，表示當期台幣相對於韓圜貶值，會造成本國進口成本增加。韓國產出與台灣出口量有同向顯著影響(a_{62})。

五、 衝擊反應分析

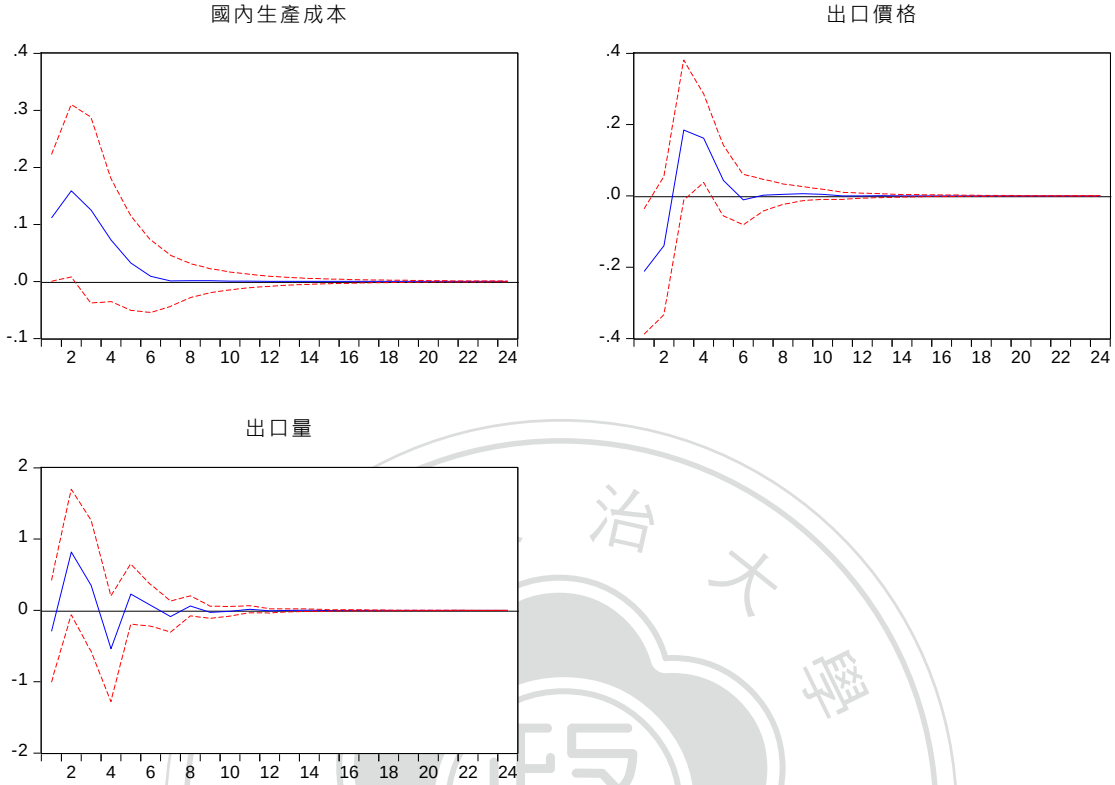

圖4-3-2 國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應_韓國

圖4-3-2為國內生產成本、出口物價以及出口量在新台幣相對韓圜貶值衝擊之反應。雖然加入韓國生產成本與產出後，模型會有所改變，但落後期數選擇一樣，國內生產成本與出口量在貨幣貶值之後的變化衝擊與台灣主要貿易對手國的估計結果相似。出口價格短期呈現反向變動，於第六個月回到原始水準。

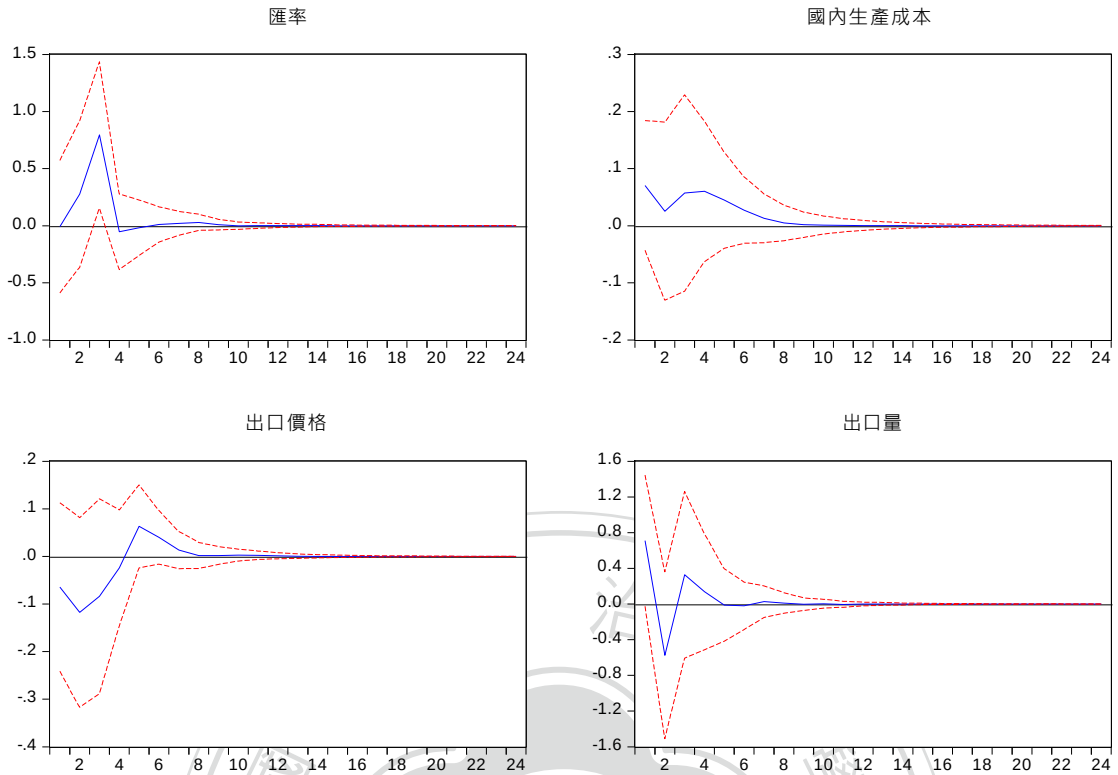

圖4-3-3 國內變數對一個標準差的國外產出上升衝擊之反應_韓國

圖4-3-3為匯率、國內生產成本、出口物價以及出口量在韓國的產出上升衝擊之反應。

韓國產出上升使新台幣對韓圜相對貶值。因為外國所得上升，國外利率會上升，導致外幣升值本國幣貶值。另外，國內生產成本與韓國的產出為同向變動。

韓國產出增加使出口物價短期下降，於1年後回到原始水準。因為韓國與台灣出口產品相似度高達七成，當韓國產出增加時，台灣必須降價來使國外需求增加。

韓國產出增加使國內出口量短期顯著上升，當韓國產出上升，表示國際經濟情勢較好，國外增加亦會對台灣商品的需求，故國內出口量會增加。

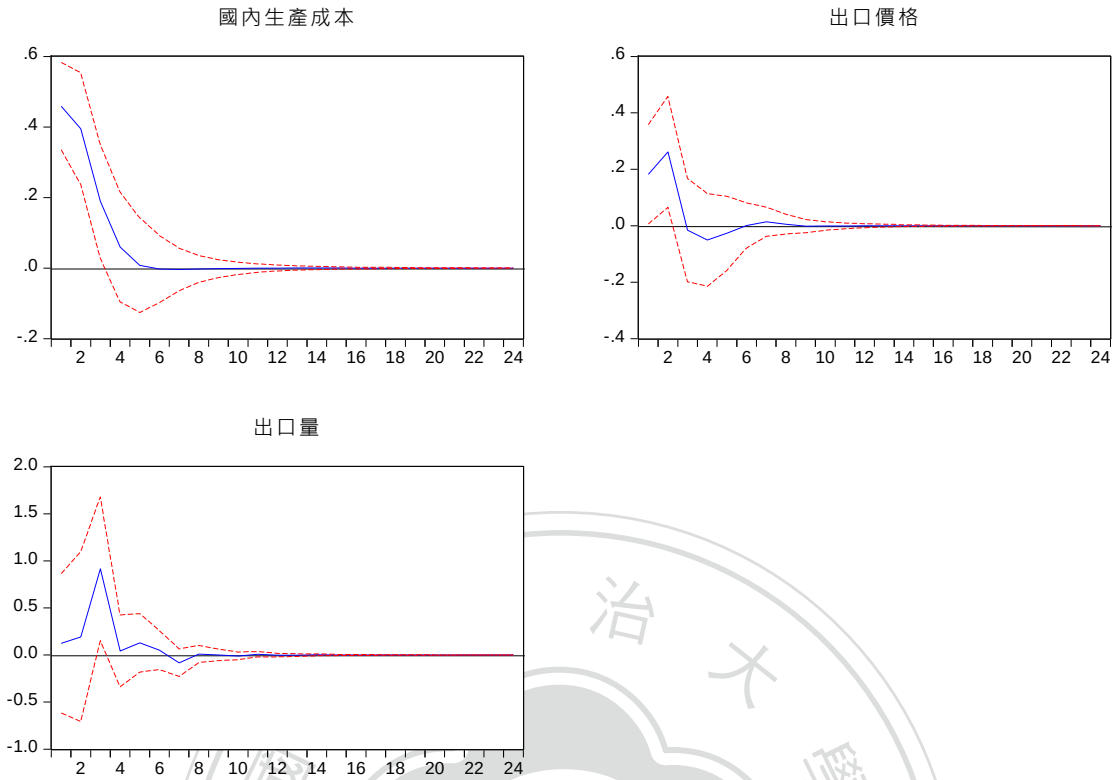

圖4-3-4 國內變數對一個標準差的國外生產成本上升衝擊之反應_韓國

圖4-3-3為國內生產成本、出口物價以及出口量在韓國的生產成本上升衝擊造成之反應。

由於台灣與韓國生產的出口產品的相似度高達七成，由於產品相似度高，所需的原物料、中間財也相似，當韓國生產成本上升表示台灣的生產成本亦會上升。出口物價與韓國生產成本短期有同向變動關係，中長期呈現反向變動。出口量在韓國生產成本上升下，短期有正同向波動，由於兩國產品相似度高有替代效果，會使本國出口量增加；但長期隨著時間增加，生產成本上升壓力，出口量成長效果遞減。

六、 預測誤差的變異數分解

表4-3-6 國內生產成本之預測誤差的變異數分解_韓國

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	25.51	0.60	1.50	72.39	0.00	0.00
4	29.19	0.90	4.21	65.25	0.39	0.06
8	29.03	1.11	4.26	64.94	0.58	0.08
12	29.03	1.11	4.26	64.94	0.58	0.08
16	29.03	1.11	4.26	64.94	0.58	0.08
20	29.03	1.11	4.26	64.94	0.58	0.08
24	29.03	1.11	4.26	64.94	0.58	0.08

表4-3-6可看出國內生產成本變化，韓國的生產成本有較高的解釋比例，因為台灣與韓國的產品相似度高，故國外成本上升亦帶動兩國的成本上升。匯率與出口價格於一年後解釋國內生產成本之變異數比例顯著增加，匯率會先影響國外產出間接影響國內生產成本與物價，使出口價格解釋國內生產成本比例變高。

表4-3-7 出口價格之預測誤差的變異數分解_韓國

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	2.16	0.27	2.94	6.90	87.73	0.00
4	5.23	1.28	6.26	12.52	71.67	3.03
8	5.24	1.55	6.31	12.48	71.39	3.03
12	5.24	1.56	6.31	12.48	71.38	3.03
16	5.24	1.56	6.31	12.48	71.38	3.03
20	5.24	1.56	6.31	12.48	71.38	3.03
24	5.24	1.56	6.31	12.48	71.38	3.03

表4-3-7為出口價格的變化，在第1個月自身解釋變異比例最高，隨著時間增加而遞減；國內生產成本在1到4個月解釋變異比例逐漸增加，於一年時比例高達12.48%，由此可觀察我國出口價格無論是在當期亦或是長期皆主要受國內生產成本影響。另外，韓國的生產成本可解釋比例高，因為兩國生產所需原物料相近，故成本連動關係較高，進而影響台灣出口物價。

國立政治大學 National Chengchi University

表4-3-8 出口量之預測誤差的變異數分解_韓國

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	1.71	3.61	6.20	4.91	1.21	82.37
4	6.13	9.22	4.46	18.10	2.62	59.47
8	8.28	10.36	5.53	21.09	6.97	47.78
12	8.11	11.82	6.89	19.64	13.05	40.49
16	7.86	12.62	7.33	18.19	18.59	35.41
20	7.88	12.82	7.18	17.27	22.88	31.98
24	8.12	12.70	6.84	16.75	26.08	29.51

表4-3-8為出口量的變化，由表可看出國內生產成本可解釋出口量的比例顯著；韓國產出於一年後解釋變異比例上升，由於韓國也為台灣主要出口國之一，其產出對台灣出口量的影響很大。韓國的生產成本與台灣與韓國相對匯率可解釋出口量的比例較低。

國立政治大學
National Chengchi University

第四節 中國與台灣貿易關係

在長達30年的軍事對峙情勢下，兩岸經貿關係完全中斷，在1979年才重新往來，此時台灣對大陸出口就以每年平均超過25%的速度快速成長，使得台灣對大陸出口依存度快速提高， 2001年小三通啟用後，兩岸貿易往來逐漸加劇。圖4-4-1為1996年到2012年國貿局所編制的台灣進出口統計資料，自2005年開始，中國成為台灣第1大貿易夥伴，第1大出口國以及第2大進口國。

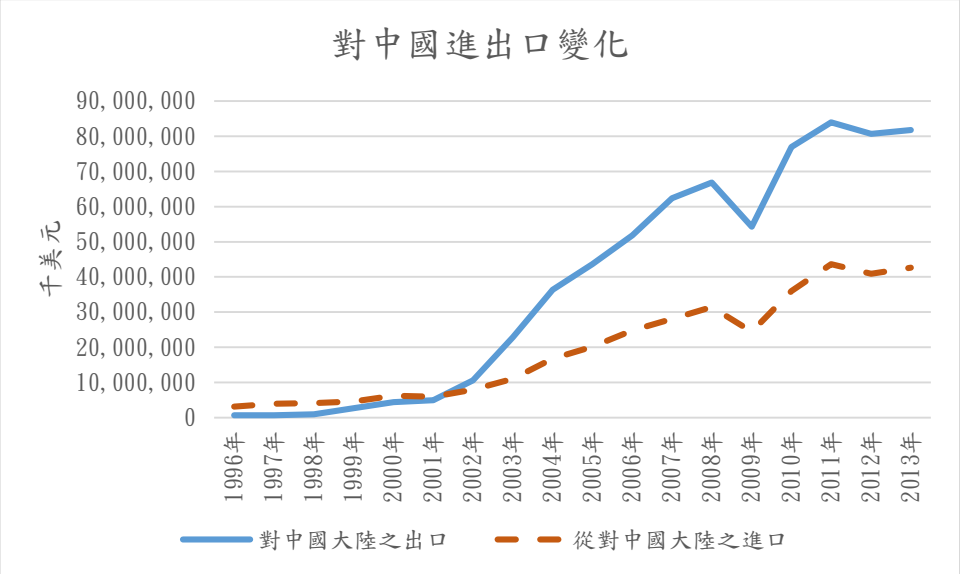

圖4-4-1 台灣對中國進出口變化

資料來源：國貿局進出口統計

欲觀察中國與台灣貿易關係，外國生產成本及外國產出改為中國的生產者物價指數及工業生產指數，匯率改為人民幣與新台幣的兌換比例，因此必須再對這三個變數做單根檢定。

一、 單根檢定

根據本章第一節的介紹，國內生產成本、出口價格以及出口數量為I(1)數列。再針對中國生產成本、中國產出以及中國與台灣相對匯率做單根檢定，判斷時間序列資料是否穩定，由表4-4-1可知，此三變數的水準值，在τ、τ_u、τ_t三種檢定統計量下，無法拒絕H_0: $\rho = 0$的虛無假設，表示數列存在單根，為非定態的時間序列的資料；但一階差分後，所有變數皆拒絕H_0: $\rho = 0$之虛無假設，表示時間數列資料為I(1)數列。

表4-4-1 ADF單根檢定_中國

水準值	τ	τ_u	τ_t
PC_f	1.9565(13)	0.0160(13)	-2.6749(13)
y_f	10.0416(2)	0.5171(3)	0.5171(2)
s	-1.4729(0)	-1.6636(0)	-2.6876(1)
一階差分後	τ	τ_u	τ_t
ΔPC_f	-3.7058(12)**	-4.2182(12)**	-4.2549(12)**
Δy_f	-1.4456(1)**	-15.2385(1)**	-15.2160(1)**
Δs	-12.0571(0)**	-12.1322(0)**	-12.1209(0)**

註：同表4-1-2設定。

二、 最適落後期

利用AIC準則和SIC準則作為VAR模型落後期數的選擇根據，結果如表4-4-2所示，SIC準則所選擇之最適落後期數為2，故將VAR落後2期分析。

表4-4-2 VAR模型最適落後期數_中國

Lag	AIC	SIC	Lag	AIC	SIC
0	-17.3366	-17.2317	5	-32.3680	-29.1181
1	-31.3429	-30.6090	6	-32.3533	-28.4744
2	-32.4139	-31.0511 L	7	-32.2953	-27.7874
3	-32.4459 L	-30.4540	8	-32.4178	-27.2809
4	-32.3731	-29.7523			

註：同表4-1-3設定。

三、 共整合檢定

由單根檢定結果可知，資料水準值皆屬於非穩定數列，本文使用Johansen共整合檢定，檢測序列中是否存在長期均衡關係，五種類型檢定估計式的結果如表4-4-3所示，SIC建議選用模式3或模式4。

表4-4-3 Johansen共整合檢定結果_中國

Data Trend:	None	None	Linear*	Linear*	Quadratic
ECM型態	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
VAR型態	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

註：同表4-1-4設定。

本文選擇模式3：ECM與VAR都有常數項來估計[19]，得出矩陣檢定統計量與最大特性根檢定量，如表4-4-4所示，矩陣檢定與最大概似特性根檢定結果顯示有1組共整合關係。

表4-4-4 Johansen矩陣檢定與最大特性根檢定_中國

		Trace		Max-Eigen	
共整合個數	Eigenvalue	Statistic	C.V.	Statistic	C.V.
None	0.2109	112.413**	95.7537	44.3006**	40.0776
At most 1	0.1446	68.1124	69.8189	29.2054	33.8769
At most 2	0.1233	38.9070	47.8561	24.6037	27.5843
At most 3	0.0634	14.3033	29.7971	12.2514	21.1316
At most 4	0.0090	2.0519	15.4947	1.6861	14.2646
At most 5	0.0020	0.3658	3.8415	0.3658	3.8415

註：**代表5%顯著水準下是顯著拒絕虛無假設。

由於水準值為I(1)，且存在共整合現象，本文採VECM加入共整合關係進行分析。

四、 向量誤差修正模型

Engle 和Granger (1990)研究指出，當模型變數間存在共整合關係時，表示變數間長期存在均衡關係。因此，當有外生衝擊發生時，短期雖然可能產生偏離現象，但透過向量誤差修正模型中的誤差修正項，將可以使短期失衡狀況逐漸縮小，並調整至長期均衡狀態。

[19] 模式3較常被使用。

1. 變數間長期關係

在考慮穩定性與符合理論基礎的條件下，將以各體系之最大特性根所對應之模式三共整合向量做為長期關係的估計式，其中誤差修正項之估計為：

$$\widehat{EC}_t = PC_{ft} - 16.14 + 0.91^{*}y_f + 1.73s_t - 3.79^{*}PC_{dt} + 4.89^{*}P_{xt} - 1.23^{*}X_t \quad (4\text{-}4\text{-}1)$$

當變數間只存在一組共整合關係的時候，其誤差修正項的變數移項，即是共整合向量標準化方程式的係數。此處擷取存在的一組共整合向量進行分析如下：

$$X_t = -13.12 + 0.81\,PC_{ft} + 0.74^{*}y_{ft} + 1.41s_t - 3.08^{*}PC_{dt} + 3.98^{*}P_{xt} \quad (4\text{-}4\text{-}2)$$

根據(4-4-2)式可觀察到，中國的產出對台灣出口量的影響為顯著，且中國產出上升，台灣出口量上升。出口價格與出口量成同向變動關係；國內生產成本與出口量呈反向變動關係，且影響顯著。例如，當生產成本增加1%時，會減少3.08%的出口量。

2. 變數間短期變動關係

此僅列出一組變數間短期關係的誤差修正模型參數估計結果，其餘變數之結果如附表1所示。

$$\Delta X_t = -0.01 + 0.08^{*}\widehat{EC}_t - 0.05\,\Delta PC_{ft-1} - 0.01\,\Delta PC_{ft-2} + 0.53\Delta y_{ft-1} + 0.43\Delta y_{ft-2} - 0.75\Delta s_{t-1} - 0.30\Delta s_{t-2} + 1.55^{*}\Delta PC_{dt-1} + 0.46\Delta PC_{dt-2} + 0.52\Delta P_{xt-1} - 0.79\Delta P_{xt-2} - 0.82^{*}\Delta X_{t-1} - 0.39^{*}\Delta X_{t-2} \quad (4\text{-}4\text{-}3)$$

(4-4-3)式為出口量的短期動態調整模型。其中，出口量變量落後項對於當期出口量有反向變動關係，且影響顯著。國內生產成本變量的落後項對於出口量有同向變動關係，且影響顯著。中國生產成本變量的落後項與匯率變動的落後項對於出口量雖有反向變動關係，但影響不顯著。中國的產出變量的落後項對於出口量有同向變動關係，但影響不顯著。

國立政治大學 National Chengchi University

五、 衝擊反應分析

衝擊反應圖形中縱軸代表衝擊的影響程度，橫軸代表衝擊反應之期間(月)，由於EViews內建之VECM無法描繪出信賴區間，只有實線代表衝擊反應之大小。

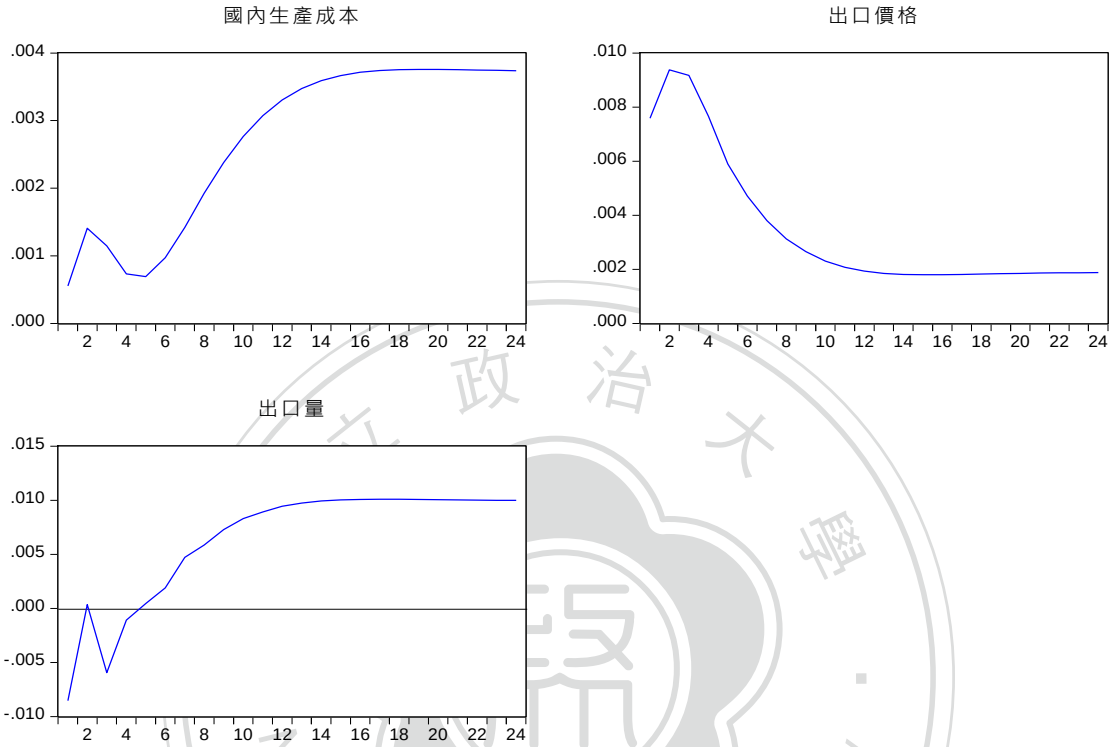

圖4-4-2　VECM下國內變數對一個標準差的匯率上升衝擊之反應_中國

圖4-4-2為誤差修正模型中，國內生產成本、出口物價以及出口量在匯率上升衝擊之反應。匯率與國內生產成本短期與長期皆呈同向變動。出口價格在短期因貨幣貶值而明顯上升，之後隨著時間推移，效果減少，但皆與匯率同向變動。出口量在1至4個月期間下跌，中長期後出口量上升，呈現J-curve的形態。

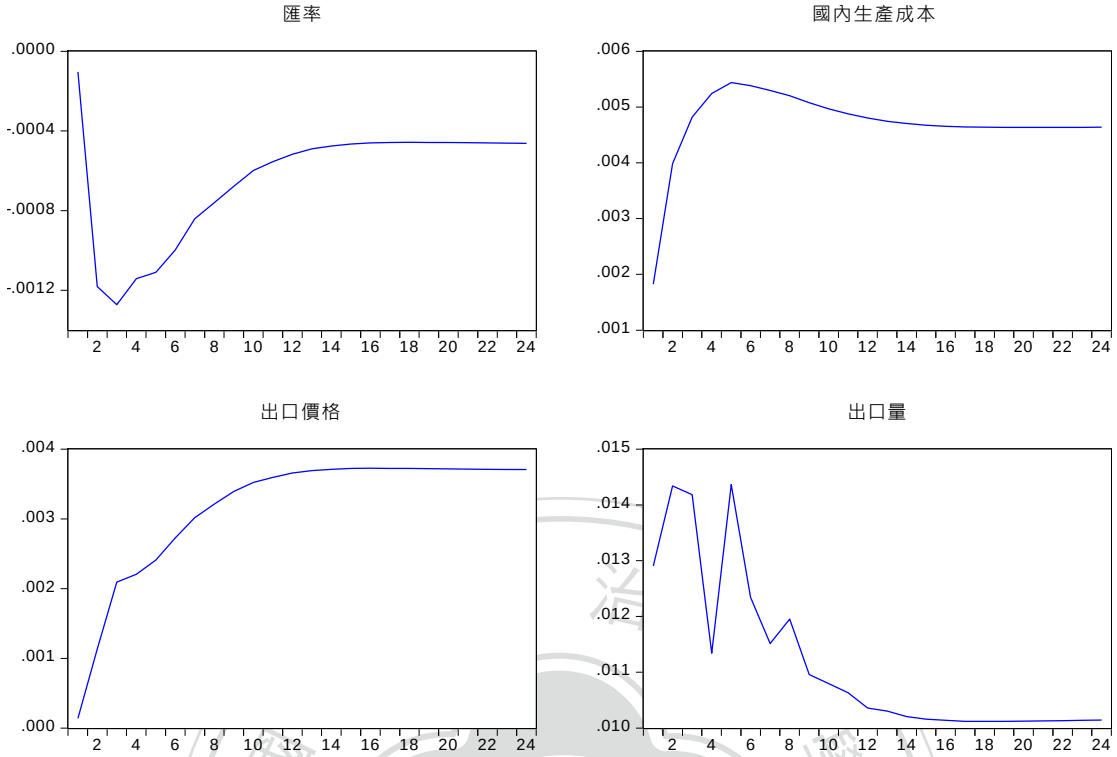

圖4-4-3　VECM下國內變數對一個標準差的中國產出上升衝擊之反應

圖4-4-3為誤差修正模型中，匯率、國內生產成本、出口物價以及出口量在中國的產出上升衝擊之反應。匯率因中國產出增加而下跌，表示中國產出增加而增加對台灣商品的需求，外匯供給增加使新台幣升值。國內生產成本、出口價格以及出口量與中國產出呈同向變動關係。

由於中國為台灣第一大出口國，當中國產出增加時，會增加對台灣商品的需求，國內出口量會增加，出口價格有上漲加成的空間，國內廠商會生產比均衡產能多的產量，造成國內生產成本增加。

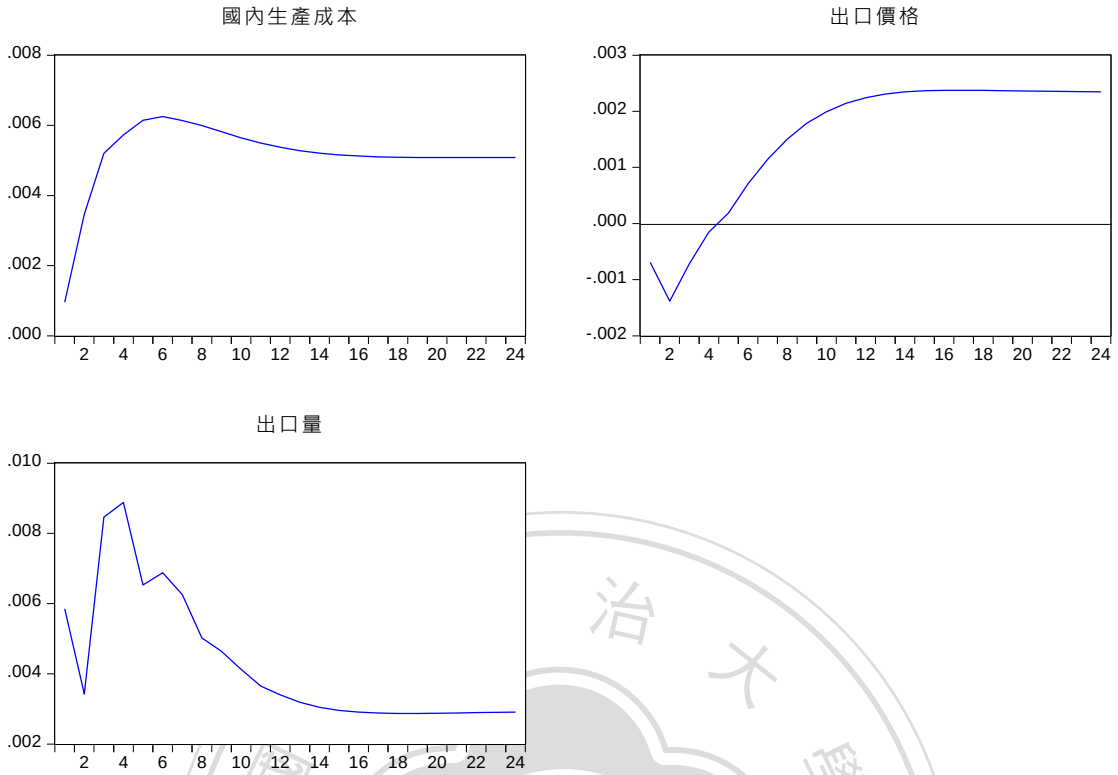

圖4-4-4　VECM下國內變數對一個標準差的中國生產成本上升衝擊之反應

圖4-4-4為誤差修正模型中，國內生產成本、出口物價以及出口量在中國的生產成本上升衝擊造成之反應。國內生產成本與出口量因中國生產成本上升而上升；中國生產成本使出口價格短期下降長期上升。

六、 預測誤差的變異數分解

表4-4-5 VECM下國內生產成本之預測誤差的變異數分解_中國

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	0.99	3.57	0.33	95.12	0.00	0.00
4	5.89	5.66	0.34	87.56	0.02	0.52
8	7.06	5.80	0.36	85.77	0.04	0.98
12	7.05	5.69	0.91	84.98	0.14	1.23
16	6.90	5.58	1.47	84.44	0.24	1.37
20	6.77	5.51	1.86	84.10	0.30	1.45
24	6.69	5.46	2.12	83.88	0.35	1.50

表4-4-5為誤差修正模型估計後，國內生產成本變化，其變異數比例幾乎都是變數本身，於第24月仍有83.88%的解釋變異能力。中國的生產成本與產出可解釋比例相對於其他變數高，表示國內生產成本受中國變數影響大。

表4-4-6 VECM下出口價格之預測誤差的變異數分解_中國

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	0.34	0.01	41.47	11.58	46.60	0.00
4	0.33	1.21	32.93	30.64	32.93	1.96
8	0.41	2.54	21.74	46.39	25.80	3.11
12	0.91	3.56	14.83	56.54	20.87	3.30
16	1.27	4.12	11.19	62.01	18.11	3.30
20	1.49	4.45	9.09	65.16	16.52	3.28
24	1.63	4.66	7.75	67.18	15.51	3.27

表4-4-6為誤差修正模型估計後，出口價格的變化。在第1個月，匯率可解釋出口價格變異比例高達41.47%，之後隨著時間遞減。國內生產成本於第1至4個月後，可解釋比例明顯上升，於24個月可解釋比例為67.18%，表示國內生產成本為重要影響出口價格之因素。

表4-4-7 VECM下出口量之預測誤差的變異數分解_中國

期間(月)	國外成本	國外產出	匯　　率	國內成本	出口價格	出口數量
1	0.86	4.18	1.83	0.97	2.56	89.59
4	2.87	10.26	1.61	12.25	3.71	69.30
8	3.43	13.06	1.66	15.74	6.14	59.97
12	3.07	13.31	3.42	14.87	8.94	56.40
16	2.70	13.22	5.12	13.69	10.98	54.29
20	2.42	13.12	6.32	12.82	12.38	52.93
24	2.23	13.06	7.17	12.21	13.37	51.96

表4-4-7為誤差修正模型估計後，出口量的變化。由表可知，中國的產出與國內生產成本可解釋出口量的比例顯著。顯示中國的產出為影響我國出口量主要因素。

國立政治大學 National Chengchi University

第五章　結論與建議

為了探討匯率與國外所得對台灣出口價格與出口數量的影響，本文利用台灣與主要貿易對手國在1996年1月至2012年12月期間的月資料，以單根檢定檢視資料的穩定性，並依照共整合分析判定是否存在共整合關係，然後使用SVAR模型或VECM，觀察匯率、國外變數、國內生產成本以及出口價量之間內生關係。

根據主要貿易對手國的實證結果，匯率對台灣出口量的影響，短期為反向變動關係；中長期匯率與出口量為同向變動關係，呈現J-curve的形態。在初期出口量隨著匯率貶值有減少的現象；在中長期後，出口價格下跌使出口量增加。此與Nachane and Ranade (1998)使用VAR模型及Johansen多變量共整合法，結果不謀而合。匯率對台灣出口價格影響，短期為同向變動關係且影響顯著；中長期時，也為同向變動，但隨著時間推移，效果逐漸遞減。當匯率上升，即新台幣貶值，國外進口原料、中間財等相對變貴，使國內生產成本增加，出口價格上升。如同Ceglowski (2010)所假設的，匯率與出口價格有加成空間。匯率對台灣生產成本短期影響未顯著，但根據衝擊反應與變異數分解分析，一年以後的長期影響為同向影響。匯率貶值使台灣進口成本增加，間接國內生產成本，故匯率在中長期對國內生產成本影響較顯著。

國外所得對台灣出口量影響，短期不顯著，中長期有同向變動關係，此與Asseery and Peel (1991)、Baak (2008)、Bahmani-Oskooee and Kara (2008)、方文碩(2005)以及柯勝揮與江朝宗(2011)等文獻，國外所得增加使出口量增加之結果相符。國外所得對台灣出口價格，短期不顯著，長期雖有同向影響，但國外所得可解釋台灣出口價格比例不高。國外產出增加，使國外對本國商品需求增加，出口價格有加成上漲的空間，與Ceglowski (2010) 模型所設定的結果相符。國外所得對台灣生產成本影響，短期不顯著，但隨著時間增加有同向影響再反向影響的現象。由於短期國外需求增加，廠商會生產比均衡多的產量，造成國內生產成本增加；長期下因資源調配、技術進步等原因使國內生產成本降低。國外所得對匯率影響雖不顯著，但短期呈反向變動關係，長期成同向變動關係。短期因國外產出增加，增加對本國商品需求，使外匯供給增加，造成本國幣升值；中長期國外產出增加，國外利率會上升，導致外幣升值本國幣貶值。

國外生產成本對台灣出口量影響，短期不顯著，隨著時間增加有先同向影響再反向影響的現象。因為國外生產成本上升，國內商品物價相對國外商品便宜，使台灣出口量增加；長期因國外生產成本上升造成國內生產成本上揚，使

出口量增加幅度變小。國外生產成本對台灣出口價格影響短期不顯著，隨著時間增加為同向變動關係。國外生產成本會藉由影響國內生產成本，而影響本國出口價格的變動。國外生產成本對台灣生產成本影響，短期同向變動且顯著，長期國外生產成本與台灣生產成本也為同向變動。表示台灣生產成本受國外成本影響大。

根據日本的實證結果，短期結果與台灣主要貿易對手國相似。以預測誤差的變異數分解分析，日本生產成本可解釋台灣生產成本、台灣出口價格以及台灣出口量的比例較其他變數大。因為日本為台灣主要進口國，在中間投入、機器設備等有70%是仰賴日本進口，故日本生產成本對本國生產成本的影響甚大。

韓國的實證結果顯示，短期韓國產出對匯率有反向顯著影響(a_{32})，表示當期韓國產出增加會使台幣升值。韓國生產成本對當期的台灣出口物價有同向顯著影響(a_{51})，表示國際成本的變動，使得台灣出口價格有加成的空間。其餘實證結果與台灣主要貿易國之結果相似。以預測誤差的變異數分解分析，韓國生產成本可解釋台灣生產成本、台灣出口價格以及台灣出口量的比例大，但不是最主要的解釋因素，因為兩國產品相似度高，故成本變動相似度高。

中國的實證結果顯示有一組共整合關係存在，不使用SVAR模型而採用VECM分析變數之間長短期的關係。以預測誤差的變異數分解分析，中國產出可解釋台灣生產成本與出口量的比例較其他變數大。

綜上所述，匯率對於台灣出口價格與出口數量在長短期都有顯著的效果；國外所得以及國外生產成本對台灣的出口價格與數量的影響，短期不顯著，中長期，因不同對象而有不同的結果：中國為台灣的第一大出口國，其產出對台灣生產成本與出口量比其他國家影響大；日本為台灣第一大進口國，其生產成本對台灣生產成本、出口價格以及出口量影響大且持久；韓國與台灣產品屬於競爭關係，當韓國生產成本上升，因商品的替代關係，會增加對台灣產品的需求，使台灣出口量增加，但效果於一年後遞減。

礙於中國資料的限制，本研究從1996年開始分析，若能蒐集更完善的中國資料，就能更準確的分析中國的經濟變數與台灣出口貿易的關係。此外，本文因為著重於出口量價的分析，未具體考量進口之原物料、中間財或機器設備價格對國內生產成本的影響，此亦為未來可進一步探討的重點。

參考文獻

方文碩、賴奕豪（2001），「匯率風險對出口貿易之衝擊」，*台灣金融財務季刊*，第2卷第1期，頁83-101。

方文碩、張倉耀、葉志權（2005），「匯率貶值及其風險與出口」，*經濟研究*，第41卷第1期，頁105-139。

柯勝揮、江朝宗（2011）「實質所得、相對價格、匯率與國際貿易之關聯分析：以台灣對美貿易為例」，*華人經濟研究期刊*，第9卷第2期，頁21-32。

吳中書、許良華（1996），「匯率波動對台灣九大產業出口價格之影響」，*台灣經濟學會年會論文集*， 頁282-310。

黃台心（2002），「出口與經濟成長的因果關係：台灣的實證研究」，*經濟論文叢刊*，第30卷第4期，頁465-490。

張瑞娟、徐茂炫、林君瀅(2006)，「檢視台灣機電及紡織出口貿易受匯率波動影響的不對稱性-格子搜尋法虛擬變數的應用」，*台灣經濟預測與政策*，36：2，頁115-139。

劉宗欣、張銘仁(2000)，「進口物價的匯率轉嫁與不對稱性：台灣的實證研究」，*經濟論文*，第28卷，頁369-396。

蕭文宗、陳乙銘(1998)，「匯率及其波動對我國出口產業的影響」，*台灣銀行季刊*，第49卷第2期，頁47-66。

Asseery, A., and D.A. Peel (1991), "Estimates of a Traditional Aggregate Import Demand Model for Five Countries", *Economics Letters*, 35(4), 435-439.

Baak, S. J. (2008). "The Bilateral Real Exchange Rates and Trade Between China and the U.S. ", *China Economic Review*, 19(2), 117-127.

Bahmani-Oskooee, M. (1991), "Is there a Long-run Relation between the Trade Balance and the Real Effective Exchange Rate of LDCs," *Economics Letters*, 36, 403 – 407.

Bahmani-Oskooee, M. and O. Kara (2008), "Relative Responsiveness of Trade Flows to a Change", *Journal of Economic Development*, 33(1), 147-163.

Bernanke, B. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *National Bureau of Economic Research Working Paper: 1842*.

Blanchard, O., and D. Quah, (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79(4), 655-673.

Ceglowski, J. (2010), "Has Pass-through to Export Prices Risen? Evidence for Japan," *Journal of the Japanese and In-ternational Economies*, 24, 86-98.

Choudhry, T. (2005),"Exchange Rate Volatility and the United States Exports: Evidence from Canada and Japan. " *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(1), 51-71.

Cooley, T. F. and S. F. Leroy (1985), "Atheoretical Macroeconometrics. A Critique", *Journal of Monetary Economics*, 16, 283-308.

Darrat, A. F., M. K. Hsu and M. Zhong (2000), "Testing Export Exogeneity in Taiwan: Further

Evidence," *Applied Economics Letter*, 7, 563-567.

Engel, R., and C.W.J, Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointrgrarion – with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

Kim, W. J. (2007), "Exchange Rate Volatility, Trade, Export Price and. Exchange Rate Pass-Through in Korea," *The Journal of the Korean Economy*, 8(1), 39-68.

Krugman, P. (1987), "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes," Arndt, S., Richardson, D. (Eds.), *Real–financial Linkages among Open Economies*, MIT Press, Cambridge, MA, pp. 49-70

Krugman, P. R. (1989), "Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rate," European Economic Review, 33(5), 1031–1046.

Nachane, D. and P. Ranade (1998), "India's Trade Balance in the 1980s-an Econometric Analysis," *Applied Economics*, 30, 761-774.

Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48(1), 1-48.

Sims, C. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), 2-16.

Toda, H. Y. and T. Yamamoto, 1995, "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.

國立政治大學 National Chengchi University

附錄

表1：VECM誤差修正模型

Error Correction	D(PCF)	D(YF)	D(S)	D(PCD)	D(PX)	D(X)
CointEq1	-0.01851	0.013216	-0.00906	0.006218	-0.02241	0.07854
	[-2.24949]	[1.62998]	[-1.89552]	[1.42436]	[-4.20828]	[2.75459]
D(PCF(-1))	-0.55623	-0.01092	-0.07204	0.097447	-0.03498	-0.05102
	[-7.81124]	[-0.15569]	[-1.74276]	[2.57961]	[-0.75900]	[-0.20677]
D(PCF(-2))	-0.23629	0.00827	-0.0491	0.064915	-0.01542	0.005695
	[-3.36737]	[0.11961]	[-1.20550]	[1.74390]	[-0.33959]	[0.02343]
D(YF(-1))	0.087766	-0.53736	-0.05447	0.062829	0.015233	0.531706
	[1.14233]	[-7.09827]	[-1.22136]	[1.54152]	[0.30638]	[1.99734]
D(YF(-2))	0.043387	-0.20315	-0.01837	0.006993	0.010679	0.428077
	[0.58092]	[-2.76060]	[-0.42363]	[0.17648]	[0.22096]	[1.65421]
D(S(-1))	-0.12573	0.078125	0.316652	-0.0334	0.121211	-0.74682
	[-0.70412]	[0.44404]	[3.05485]	[-0.35261]	[1.04899]	[-1.20708]
D(S(-2))	-0.11688	-0.02568	-0.0318	-0.03331	0.073918	-0.30337
	[-0.65816]	[-0.14676]	[-0.30845]	[-0.35354]	[0.64323]	[-0.49303]
D(PCD(-1))	0.627206	0.362453	-0.10378	0.667115	0.275487	1.547886
	[4.00188]	[2.34709]	[-1.14067]	[8.02370]	[2.71628]	[2.85040]
D(PCD(-2))	0.298964	0.073832	0.078589	-0.15965	-0.18835	0.457352
	[1.79185]	[0.44911]	[0.81141]	[-1.80371]	[-1.74449]	[0.79113]
D(PX(-1))	0.08072	-0.07535	-0.04187	0.045303	0.241122	0.516167
	[0.50942]	[-0.48260]	[-0.45524]	[0.53894]	[2.35155]	[0.94016]
D(PX(-2))	-0.0699	-0.15931	0.038289	-0.08855	-0.05246	-0.7883
	[-0.45122]	[-1.04370]	[0.42578]	[-1.07748]	[-0.52329]	[-1.46863]

國立政治大學 National Chengchi University

D(X(-1))	-0.00813	-0.07696	0.005121	-0.01152	0.004872	-0.81629
	[-0.37094]	[-3.56318]	[0.40243]	[-0.99046]	[0.34346]	[-10.7482]
D(X(-2))	0.025843	-0.05345	0.012354	-0.00095	0.017666	-0.39112
	[1.19348]	[-2.50509]	[0.98285]	[-0.08267]	[1.26079]	[-5.21305]
C	0.001445	0.017519	0.001607	-0.00021	-0.00092	-0.00718
	[0.78117]	[9.61165]	[1.49655]	[-0.21838]	[-0.76667]	[-1.11939]

註：[ ]內為T統計量。

國立政治大學
National Chengchi University