

國立政治大學  
國際經營與貿易學系碩士論文

匯率波動與貿易量關係的門檻模型分析：  
亞洲四小龍的實證結果探討

指導教授：饒秀華 博士

研究生：黃子誠 撰

中華民國九十九年六月

## 謝詞

首先能完成這篇論文，我的指導教授 饒秀華老師給了我最大的幫助。從一開始決定論文的的方向到論文最後潤稿，他都給了我許多建議，也解決了我在撰寫論文時遇到的許多疑問。饒老師自我碩士班一年級進去念書時，一直都很照顧我，這段期間也很開心能擔任老師的教學助理和指導學生。同時也要感謝兩位口試委員林信助老師和柯冠成老師，不論在口試之前給的建議或是口試時的指教，我都覺得獲益良多，也能使得這篇論文更加的完整。在此，非常感謝給過我幫助的任何老師，謝謝老師！

再來感謝的是政大國貿所老師和助教們和政大帶給我的一切，因為有你們的幫助，才使得我的碩士生活如此的豐富，這段歲月因為有你們而特別值得紀念。

接下來就是一路陪我走過研究所生活的同學和朋友了，感謝同門同學冠丞、庭瑄和幸頤的互相幫助；感謝主任和林信助老師的兩位指導學生炳善和虹均提供統計軟體的諮詢；感謝胡聯國老師的學生宗穎、琬君、維筑、珊諾、珮瑜、永玲、筠珈幫我解答數學推導的問題；還有很多好朋友奕端、柏誠、孟溢、資婷、立文、瑋勝、順延、良怡、鵬達、毓欣、姿妤、經豔、冠竹和忻毓等其他幫助我許多的好同學。謝謝你們！

最後要感謝的是家人的支持，有你們默默的支持和照顧我。才能讓我順利的完成碩士的學業。我想對你們說得遠比這幾行文字能表達的多。沒有你們就沒有我。感謝妳們隨時在我左右。謝謝我的家庭！

以這篇文章獻給大家，祝大家都能健康快樂，感謝大家！

學生 黃子誠謹上

99.07.14

## 摘要

本文主要探討匯率的不確定性對貿易量的影響。利用門檻模型(Threshold model)來檢驗匯率的波動性對於美國和亞洲四小龍的雙邊貿易可能的門檻效果。利用格狀搜尋法(Grid-searching method)得到門檻點，接著運用時間序列計量方法來進行估計。資料樣本期間由 1989 年 1 月至 2008 年 12 月，由於考慮到亞洲金融風暴的影響會使模型的結果產生誤差，將 1997 年的資料屏除在外。相較於國內其他文獻，本文使用基本模型和門檻效應模型不僅考慮到匯率波動不對稱性的存在的問題，加強了實證結果的可信度；另外更進一步去探討門檻模型本身的假設，使得模型使用上的疑慮得以解決。實證結果顯示匯率波動的影響有著非線性的門檻效應的存在。在本文研究的國家中，在原樣本期間內，實質匯率波動對貿易量的影響在香港、南韓和新加坡有門檻效果；另外可以看出在 1989 年至 1996 年亞洲金融風暴前，當匯率波動超過某些門檻點時，會使得台灣對美國出口貿易量下降；最後台灣的 SITC 分類出口按原料區分的製造品產業廠商在實質匯率波動與貿易量的關係中也有門檻效應的存在，也值得再做延伸探討。

This paper mainly probe to the relationship between exchange rate volatility and trade volume. Use a threshold model to examine a possible threshold model to examine a possible threshold effect in the impact of exchange rate volatility on trade volume for the bilateral trade volumes between the US and the Asian four tigers. A grid searching method is used to obtain the threshold points, and the time-series econometric techniques are applied to estimate. Sample period is from 1989:01 to 2008:12(deduct 1997 because of the Asia financial crisis). Compare to other domestic literature, this paper use basic model and threshold model considering the nonlinearity in the effect of exchange rate volatility to support the empirical result and the background of the threshold model. The results show the existence of nonlinearity in the effect of

exchange volatility. The results show that Hong Kong 、 Singapore and Korea have the threshold effect in the impact of exchange rate volatility and the increasing exchange rate volatility would decrease the trade volume during the period before the Asian financial crisis in 1997. Last, Taiwan's manufactured goods classified chiefly by material export classified by SITC also have threshold effect in the impact of exchange rate volatility on trade volume. Future research can extend on this field.



# 目錄

第一章	緒論.....	1
第一節	研究動機與目的.....	1
第二節	研究內容.....	2
第三節	論文架構.....	4
第二章	文獻回顧.....	5
第一節	匯率不確定性和貿易的關係文獻.....	5
第二節	應用非線性模型研究貿易和匯率波動相關文獻.....	12
第三章	模型設定.....	16
第一節	基本模型設定.....	16
第二節	門檻效應模型.....	16
第四章	實證結果.....	23
第一節	亞洲四小龍的匯率波動與貿易量的關係.....	23
第一項	基本模型結果.....	23
第二項	門檻模型結果.....	24
第二節	台灣不同期間下的匯率波動與貿易量的關係.....	32
第一項	基本模型結果.....	33
第二項	門檻效應模型結果.....	36
第三節	台灣不同產品出口的匯率波動與貿易量的關係.....	42
第一項	基本模型結果.....	45
第二項	門檻效應模型結果.....	46

## 目錄(續)

第五章 結論與建議.....	55
參考文獻.....	58



# 圖表目錄

## 圖目次

[圖 一]四國門檻模型方程式條件殘差平方和分佈 .....	25
[圖 二]四國匯率波動( $\ln V_t$ )和 LM 統計量 .....	27
[圖 三]台灣不同樣本期間門檻模型方程式條件殘差平方和分佈 .....	36
[圖 四]台灣不同樣本期間匯率波動( $\ln V_t$ )和 LM 統計量 .....	38
[圖 五]1998 年至 2005 年台灣對美國 SITC 分類商品出口比例 .....	44
[圖 六]台灣對美國出口的分類商品門檻模型方程式條件殘差平方和分佈 .....	47
[圖 七]台灣對美國出口的分類商品匯率波動( $\ln V_t$ )和 LM 統計量 .....	49

## 表目次

[表 一]用 GARCH 模型來對四國估計實質匯率波動 .....	20
[表 二]資料取得方式整理 .....	22
[表 三]四國基本方程式估計結果 .....	23
[表 四]四國估計門檻值 .....	27
[表 五]四國門檻模型方程式估計 .....	29
[表 六]四國不同程度實質匯率波動對貿易量的影響 .....	32
[表 七]用 GARCH 模型來對不同期間的台灣資料估計實質匯率波動 .....	34
[表 八]台灣不同樣本期間基本方程式估計結果 .....	35

## 圖表目錄(續)

[表 九]台灣不同樣本期間的的估計門檻值.....	38
[表 十]台灣不同樣本期間門檻模型方程式估計.....	40
[表 十一]台灣不同樣本期間的不同程度實質匯率波動對貿易量的影響.....	42
[表 十二]1998 年至 2005 年台灣對美國 SITC 分類商品出口比例.....	44
[表 十三]用 GARCH 模型來對 1998 至 2005 台灣樣本資料估計實質匯率波動 .....	45
[表 十四]台灣對美國出口的 SITC 分類商品基本方程式估計結果.....	46
[表 十五]台灣對美國出口的 SITC 分類商品的的估計門檻值.....	49
[表 十六]台灣對美國出口的 SITC 分類商品門檻模型方程式估計.....	51
[表 十七]台灣不同出口商品產業的不同程度實質匯率波動對貿易量的影響.....	53

# 第一章 緒論

## 第一節.研究動機與目的

自 1973 年多數國家施行浮動匯率以來，實質匯率波動對貿易量的影響一直是許多國家政府機構以及學者們關注的議題。然而不論是理論上的研究或是實證上的結果對於實質匯率波動所造成的影響卻有著不同的意見。而本文主要探討的就是門檻效果應用在匯率的不確定性對貿易出口量上是否可以成立。既然確定了主要的研究模型，接下來要找出研究對象和要加入模型的變數。

近來亞洲市場逐漸受到重視，且很有可能成為繼歐盟和北美自由貿易區外另一個整合的經濟體。所以本文在選定研究對象時就選擇了亞洲四小龍做為分析的對象。自 90 年代以來，亞洲四小龍已經是大家耳熟能詳的代名詞了。且在之前一些國外學者的研究就有以亞洲四小龍做為研究的對象，如 Nien(2002)就是有提到以這四國國家做研究的對象。

為了和傳統的貿易理論比較，許多位學者如 Asseery&Peel(1991)、Chou(2000)、Pozo(1992)、Klaassen(2004)、Zhang et.al(2006)都是著重於匯率波動對出口量的影響之探討。因此本文選定亞洲四小龍做研究對象，探討實質匯率波動對出口量之影響。就國際金融理論中，匯率貶值會對於出口導向的國家維持其出口產品在國際上的競爭力有利，但考量到匯率的波動若對出口貿易造成影響的話，同時也須考慮到其他重要經濟變數如相對物價水準和所得水準對貿易量所造成的影響，因此需要進一步的探討。

至於如何選定本文所研究的這些出口國的貿易對手國，由於具有做對照的，所以是挑一個對這四國國家而言都是相當重要的出口地點，美國和中國是都在前三大的進口國。但以資料的整齊度和方便蒐集性做考量，在此選用美國，本文中選用美國當進口國。藉由探討亞洲四小龍跟美國的雙邊貿易關係和其實質匯率波

動的關係來研究是否有門檻效果的發生。

以國家經濟發展的角度而言，達成經濟穩定性和成長性當然是主要目標。有關於貿易的發展和穩定會是一個主要關心的議題。尤其是本文中所探討亞洲四小龍，貿易對其經濟發展都有很大的影響力。以經濟指標貿易依存度來看，貿易依存度是指一國的經濟體系對貿易的依賴程度，計算方法為對外貿易總額除於國民生產總額。台灣自 2004 年時，貿易依存度就突破了 100%；南韓也有 60%~70% 左右的數據；而新加坡和香港則更依賴貿易，貿易依存度皆在 250% 以上。因此制定適合的貿易政策對這些國家而言是一個重要的議題。

組織模型架構，收集資料，進行實證分析，了解結果背後隱含的經濟意義，進而對此一議題有更進一步的認知和貢獻，能夠對同一研究領域的學者們能夠有參考的價值，接著進行更廣泛或更深層的研究，才是本文的出發點和目的所在。

## 第二節. 研究內容

本文主要探討的是門檻效果應用在匯率的不確定性對貿易出口量上是否可以成立。依照以前學者所做過的文獻，已經可以得到實質匯率波動對出口量有影響。雖然不論在理論文獻或是實證文獻皆無法統整出一個明確的結論。關於這些分歧點會在文獻探討中詳細說明。在實質匯率波動的估計中，多數文章均採用 GARCH 模型，但還是略有不同之處，而不同的估計方法就有可能導致不同的實證結果。Pozo(1992)是利用移動平均標準差和 GARCH 模型；Arize(1995)是用線性模型、變異數移動平均和 ARCH 模型；Klaassen(2004)以移動平均變異數、GARCH 模型和 AR(2)模型。

雖然 GARCH 模型具有相對不錯的預測能力，但仍有缺陷存在於其僅考量當

衝擊出現時所引起的對稱性的反應，換句話說不論正向或負向的衝擊，在 GARCH 模型下的設定會引起相同程度的波動，而這個設定有點過於簡單，如同在股票市場一般，在貿易市場很有可能一樣會有”槓桿效果(Leverage Effect)”<sup>1</sup>的存在。在 Franke(1991)和 De Grauwe(1988)都指出了實質匯率波動對貿易的這種非線性的門檻效應的存在。

在本文中的研究將匯率風險定義成在浮動匯率體制下未預料到的匯率變動。在浮動匯率下，假設一般理性的廠商會假設匯率會變動一定的程度。總結如果當匯率變動超過一定的門檻值會引起出口商的反應。而這就是本文的研究主題。本文強調的重點在於：

- (1). 利用門檻模型去捕捉實質匯率波動對貿易量的非線性關係。
- (2). 應用格式搜尋法(grid-searching method)<sup>2</sup>到估計門檻模型上，同時利用拔靴法<sup>3</sup>來建立統計方法的依據。而之前的文獻大多使用 OLS 法來做分析，方法有些過於簡略。
- (3). 本文的研究對象是亞洲四小龍；資料期間主要為 1989 年一月至 2008 年 12 月，去除掉亞洲金融風暴<sup>4</sup>的發生年度 1997 年的一月至十二月。
- (4). 由於除了以國家來做分別外，本文還使用了其他可用來做研究的標的，像是資料樣本的期間或是不同產業別。加上台灣為本國人民最關心的國家。所以選定台灣做研究對象，研究不同樣本期間或是不同出口產業別的門檻效應是

---

<sup>1</sup>參王姓(1995)，『報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析』。

<sup>2</sup> 參 Hansen(2000)，Sample Splitting and Threshold Estimation。在此文的應用方法是將找出某一變數序列的第 15 百分位數和第 85 百分位數。將其最前面和最後面的兩段去掉後。再將保留下來的數列分成 1000 個值。

<sup>3</sup> 拔靴法是用來重複抽樣原有樣本後得到許多新樣本的一種抽樣技術，常使用在小樣本或是樣本不足的時候。(參陳旭昇，時間序列分析—總體經濟與財務金融之應用)

<sup>4</sup> 亞洲金融風暴發生於 1997 年，由泰國開始，之後進一步影響了鄰近亞洲國家的貨幣、股票市場和其它的資產價值。

否存在於實質匯率波動對貿易量的關係。

本文總結門檻模型都可以套用在此四國。顯示在進行模型假設時所考慮的非線性門檻因素的確存在。除了台灣需要進行資料期間的修正外，其他均使用原先所假設的期間即可，顯示亞洲金融風暴的影響的確可能存在。另外在本文中的實證結果終因國家和產業而異的係數正負號，使得其仍然無法有效的判斷實質匯率波動對出口量的影響到底是正向還是負向，是唯一美中不足的地方。但還是可以推斷出門檻模型可以有效的使用在此處，是個有效的模型。

### 第三節. 論文架構

本文的架構安排如下；本章是緒論，用來敘述一下整篇論文要研究什麼主題為什麼要進行此研究以及如何架構整篇論文。第二章進行相關主題的文獻回顧探討，藉由理論文獻和實證文獻對於”匯率的不確定性對貿易的影響”有何不同的看法並整理歸納不一致見解的原因。

第三章用來介紹模型和設定資料的取得方式。模型包括基本的出口量回歸方程式和加入門檻效果考量的門檻模型。對於實證結果而言，資料的收集是相當重要的，因此是有必要的說明資料的來源與性質。第四章則是討論得到的實證結果其背後的經濟意涵和探討模型設定有無問題，同時可做基本模型和加入門檻效果的模型之比較，為此文章的核心所在。最後一章為整篇論文做個總結，並探討未來可能做延伸的研究方向。

## 第二章 文獻回顧

在這裡的文獻探討會分成兩部分：第一部分是實質匯率波動和貿易的關係是正向或負向相互影響的研究探討；第二部分是非線性模型應用在匯率的不確定性與貿易量上的研究回顧。

### 第一節. 匯率不確定性和貿易的關係文獻

本文前面有提到，自 1973 年浮動匯率制度實施起，這類議題不斷的被學者們討論。但就前人的研究看來，無論是理論上的探討或是實證上的結果卻有著不同的看法。Clark(1973)發現以追求效用極大化<sup>5</sup>且風險趨避的理性出口廠商在面臨匯率的波動變大時，會使得其出口量下降，同時他指出當遠期外匯市場存在有各種的避險商品且避險商品的買家和賣家皆為完全競爭市場下的價格接受者時，其結論仍然相同，也就是實質匯率波動對出口廠商出口量的影響是負向的。主因為加入避險商品後，實質匯率波動變大同時也使廠商的利潤不確定性上升，增加了進行貿易的風險。Ethier(1973) 和 Hooper&Kohlhagen(1978)皆認為當實質匯率波動增加時會使得利潤不確定的風險上升，此時風險趨避的廠商會減少貿易量來規避風險。Ethier(1973)是以本國進口廠商<sup>6</sup>角度來研究；而 Hooper&Kohlhagen(1978)則同時就美國和德國對其他工業國家(英國、法國、加拿大、日本)的出口供給和進口需求兩個角度來研究，其實證結果指出美英兩國的雙邊貿易對於實質匯率波動呈現負相關，美國對法國、加拿大、日本和德國對英國、法國、加拿大、日本的研究結果並不顯著。Cushman(1983)沿用 Hooper&Kohlhagen 的研究對象，不過稍做了一些修正，以實質利潤取代名目利

---

<sup>5</sup> 參 Clark(1973)。使用的是極大化利潤的二次效用方程式。 $U(\pi) = a\pi + b\pi^2$   $a > 0, b \geq 0, \pi =$  利潤

<sup>6</sup> 參 Ethier(1973)。本國進口廠商以外國貨幣付款，這樣才會考慮到匯率波動的問題。

潤為研究對象並以 1965-1977 的樣本期間取代 1965-1975 的樣本期間，實證結果與 Hooper&Kohlhangen 有些不同的是所有的研究對象國家顯示實質匯率波動的不確定性上升時，貿易量會反向減少。Hooper&Kohlhangen(1978)和 Cushman(1983)研究結果不同的原因可能有使用實質和名目變數的差異還有 Cushman 用了較長的期間使得結果較能反映長期效果。但在文獻上有另一派的學者有不同的見解，認為匯率波動會增加貿易量。如 Franke(1991)，對出口廠商而言，當匯率波動增加時。增加出口所帶來的收益會大於已付出的進入成本(entry cost)加上退出市場的代價(exit cost)，因此出口廠商平均而言會選擇增加出口。

上一段以探討在理論文獻上各家說法的分歧為主，本段以實證文獻的整理為主。其後包括 Assery&Peel(1991)、Pozo(1992)、Arize(1995)、Klaassen(2004)和 Zhang et al(2006)都是以工業化國家進行匯率波動與出口量的探討，所得到的實證結果會隨著採取不同的匯率波動變數而有所不同。Asseery and Peel(1991)利用 ARIMA 模型的殘差估計匯率風險，觀察 5 個工業化國家匯率風險對出口數量的影響，結果顯示所研究的國家中，除了英國外，美國、日本、德國、澳洲的匯率風險和出口貿易有正向的關係；Pozo 則是利用移動平均<sup>7</sup>標準差和 GARCH 模型來進行估計匯率風險，結果顯示匯率波動增加對於英國對美國的出口貿易有不利的影響。Arize 使用線性模型、變異數移動平均和 ARCH 模型來衡量匯率波動風險，結果顯示匯率風險與美國的出口貿易有負向的相關性。Klaassen(2004)選取美國對其他六大工業國(G7)<sup>8</sup>之匯率波動與出口額之關係，以移動平均變異數、GARCH 模型和 AR(2)模型估計匯率波動，實證結果顯示美國對其他六國的匯率波動與出口額之關係在統計上並不顯著，Klaassen 分析了原因可能在於(1) 假設變數呈定態且沒有考慮到匯率波動不對稱的情況(2) 以已開發國家作為研究對象，由於外匯市

---

<sup>7</sup> 參 NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods: Single Exponential Smoothing。移動平均法是一種改良的算術平均法，是一種最簡單的自我適應預測模型。它根據近期數據對預測值影響較大，而遠期數據對預測值影響較小的事實，把平均數逐期移動。

<sup>8</sup> G7(Group of seven)指的是七大工業國，包含美國、加拿大、英國、法國、德國、義大利、日本。

場相對穩定，所以匯率波動幅度不大。Zhang et.al(2006)同樣以G7為研究主體，但加入了實質匯率波動不對稱的考量建立門檻模型。其實證結果發現除了義大利外，匯率風險和出口貿易有顯著的正向的關係。

有些文獻的其他設定與上述研究相同，例如研究的是匯率不確定性和貿易量的關係和匯率波動的設定等，不同的是其改變了研究的對象。如 Kasman and Kasman(2005)以土耳其為實證對象；Aurangzeb et.al(2005)以巴基斯坦為對象；Grier&Smallwood(2007)將研究對象分成已開發國家和開發中國家<sup>9</sup>，利用不對稱GARCH模型來討論，發現實質匯率不確定對開發中國家之貿易量統計上有顯著負向關係；但對已開發國家而言，統計上卻無顯著的關係。

國內在匯率波動與貿易之間的關係也有相關的研究：陳乙銘(1993)探討臺灣於1984到1990年之間匯率波動對各項產業出口的影響效果。以最小平方法OLS及雙對數形式，按各產業部門<sup>10</sup>進行估計，運用混合時間序列及橫斷面資料(Pooling Time Series and Cross-Section Data)方法估計匯率波動對不同出口地區貿易量的影響，實證的結果顯示匯率波動對臺灣各項產業於不同出口市場的影響效果，在5%的顯著水準下，九項產業中有七項產業具有顯著的影響效果，此結果顯示匯率波動為影響臺灣出口的重要因素。

熊勇智(1995)和鄭俊揚(2004)皆使用共整合分析與誤差修正模型來探討匯率波動對進出口量長短期影響之程度。熊勇智(1995)實證結果顯示對進口需求函數而言：短期下匯率波動程度提高，進口廠商由於受已簽訂的契約束縛，無法做出規避風險的舉動。而在長期下，進口廠商為了規避風險與防止進口成本之上升，會以國內生產來替代國外產品之進口，而使得進口量減少，即在長期下，匯率波動對臺灣進口量將有明顯之負效果；以出口需求函數而言：因臺灣貿易依存度甚

---

<sup>9</sup>已開發國家包括澳洲、加拿大、丹麥、日本、挪威、瑞典、瑞士、英國、美國九國；開發中國家包括阿根廷、巴西、印度、墨西哥、秘魯、泰國、南非、南韓、土耳其九國。

<sup>10</sup>按[中華民國商品分類標準]採二分位分類，將出口商品區分為九項類別。

高，且國內需求市場有限，當匯率波動程度提高，出口廠商無法將國外銷售商品移轉至國內銷售之情況下，將承擔匯率波動風險，所以無論是長期或者是短期下，匯率波動對臺灣出口量將不會造成明顯的影響。鄭俊揚(2004)選取 1994 年 1 月到 2004 年 6 月之間的月資料，探討當匯率波動增加時，對台灣不同部門出口與進口的長期及短期影響。結果顯示雖然匯率波動對台灣總出口及總進口為正向影響，但細分各部門後研究之實證結果顯示，在長期，匯率波動增加對大多數出口部門有負向影響，而對大多數進口部門卻有正向影響，在短期，匯率波動對大多數出口及進口部門有負向影響。由此可看出當研究的國家主體和使用的估計模型方法相同時，使用不同的樣本期間和產業類別仍有可能導致不同的實證結果。

胡育豪(1995)針對台灣 1984 到 1995 年的資料進行實證研究，並且分別就紡織類、塑膠化學類、電子類、機械類及基本金屬類五種出口產業對匯率波動的反應程度做討論，用 Johansen(1988)的方法做長期共整合分析，再利用 Granger Representation Theorem<sup>11</sup>導出短期誤差修正模型。結果發現各產業的出口量皆與匯率波動間存在明顯的負相關，其中以電子產業的影響最顯著，基本金屬類影響最小。分析產品特性發現：當產品出口競爭愈激烈者，或是出口彈性愈大者，相對而言會對匯率波動的反應較為敏感。

蔡孟純(1999)、吳祥銘(2001)、莊佳穎(2001)則是使用了相同架構的時間序列模型和計量方法來研究不同的對象，用 GARCH 模型來衡量匯率風險變數，並利用雙變量 GARCH-M 模型，將所產生的匯率風險變數代入目標方程式中，以 Johansen(1988)提出的共整合檢定有效率的探討匯率風險與貿易之關連性。最後採用完全訊息最大概似法(full information maximum likelihood, 簡稱 FIML)<sup>12</sup>同時

---

<sup>11</sup> 參 Granger and Weiss(1983)，提出了「格蘭傑表述定理」(Granger representation theorem)，證明了以一組特定的動態方程可以重新表述具有「共整合性」的時間序列變數。

<sup>12</sup> FIML(完全資訊最大概似法)是對於所有結構方程式同時加以考慮，並加入所有結構方程式誤差項需符合常態分配之假設，然後再用最大概似法估計參數，但為了求得參數唯一解，必須同時考慮每一結構方程式所隱含的限制條件。(參石齊平，當代計量經濟學)

對匯率模型之參數進行估計，以求得有效率的估計結果。蔡孟純(1999)探討匯率波動風險對台灣總出口、各財貨部門及國家別等三種不同分類的影響效果，採用1990年1月~1998年12月期間的月資料來作實證研究。實證結果顯示：匯率對台灣的影響在總出口及產業類別出口方面是呈負向不顯著的關係；但在國家類別出口方面，則是呈現顯著的正向關係。這顯示分類方式對實證結果有著顯著的影響。吳祥銘(2001)採用1990年1月至2000年7月的月資料探討亞洲新興工業國家-亞洲四小龍:台灣、南韓、香港、新加坡和亞洲四小虎:泰國、菲律賓、印尼、馬來西亞的匯率波動及其他相關變數(所得、季節性變數、出口本身)對美國出口的影響於1997年亞洲金融風暴前、後是否有所差異來做實證研究。實證結果顯示在亞洲金融風暴前，由於匯率制度控制程度較高，以致各國匯率風險變數對美國出口之影響並無明顯差異存在；亞洲金融風暴發生後，由於各國匯率制度的放寬、本身經濟體質、產業結構及因應能力的差異等，以致各國匯率風險變數對美國出口之影響較亞洲金融風暴發生前有顯著差異。莊佳穎(2001)採用1990年1月至1999年12月期間的月資料做為實證研究依據，並將資料分為總進口、產業別與國家別三種不同分類以探討進口量與匯率波動之間的影響關係，同時加入各相關變數(如所得、匯率、匯率風險、季節性虛擬變數及進口量遞延期)對進口量之影響程度。結果顯示匯率對進口量的影響大都呈現負向顯著的關係；而匯率波動對進口量的影響大多呈現不顯著的影響。

賴奕豪(2001)設定單變量與雙變量GARCH模型來估計匯率風險，並在自我迴歸落遲分配(Autoregressive Distributed Lag, ADL)模型架構上<sup>13</sup>，建立觀察實質出口貿易與實質國外所得，實質匯率及實質匯率風險間動態關係的實證模型。使用1989年1月至1999年9月月資料，實證探討匯率風險對台灣出口貿易的衝擊。實

---

<sup>13</sup> 參賴奕豪(2001)，認為面對匯率波動帶來的風險，風險趨避的出口廠商不論是以國內市場替代國外市場，減少出口貿易；在貿易選擇權觀點上增加出口貿易；或是基於風險偏好，增加或減少出口貿易，皆須評估市場轉換的附加成本，不是立即能完成調整，因此出口數量需經過一段時間後，才會出現顯著的變動。換言之，出口數量不但受到當期，也受到前期匯率風險的影響。

證結果顯示兩個模型估計的隨時間變動的匯率風險皆負面影響出口，同時匯率風險對出口的衝擊存在顯著的落遲效果。

周麗君(1997)和趙蒼頡(2005)同樣利用 GARCH 模型及 Johansen 共整合分析方法來估計匯率波動與貿易的關係。周麗君(1997)探討的是匯率波動檢視匯率波動與輸出、輸入及貿易經常帳<sup>14</sup>的關係，結果發現匯率波動與三個國際貿易指標-輸出、輸入以及經常帳皆呈負向關係，隱含匯率波動確實不利國際貿易的進行。其中又以輸出的匯率波動彈性最大，可看出台灣商品在國際市場上的替代品甚多，以致於對匯率波動的敏感度較強。趙蒼頡(2005)藉由 GARCH(1,1)模型的條件變異數來衡量匯率波動率。再利用共整合檢定方法來研究 1998 年金融風暴以後台灣對新加坡和泰國出口量。實證結果顯示：新加坡之名目匯率波動對台灣出口量造成正相關，而實質匯率波動則為負相關；泰國的名目匯率波動對台灣出口量造成負相關，而實質匯率波動則為正相關。由此可知，匯率波動對台灣出口量的影響仍然沒有確定的正相關或負相關存在。

黃久倫(2008)延續採用 Bahmani-Oskooee(1998)中之對數線性化的函數型態 (Log-Linear) 的進出口需求函數來探討為台灣與美國、日本、大陸之匯率水準相關變數等及其變動對進出口量之影響。由 GARCH(1,1) 模型得出匯率波動因子代入進出口需求函數中，探討匯率變動的相關變數對於進出口量之關係。實證結果發現本研究所探討的匯率波動對台灣及美國、日本、大陸的進出口量有顯著影響。

郭佩婷(2008)利用雙變量 GARCH-BEKK 模型得到實質匯率波動與實質出口量之估計條件變異數後，再利用兩條回歸式分別探討匯率波動對貿易出口量和出

---

<sup>14</sup> 貿易經常帳為一國收支表上的主要項目，內容記載一個國家與外國包括因為商品、勞務進出口、投資所得、其它商品與勞務所得以及其他因素所產生的資金流出與流入的狀況。經常帳和貿易帳是反映一國國際收支情況的，當一國國際收支順差是經常項目就會達到正值，反之則會出現赤字。經常項目赤字的增加會拖累本國貨幣的貶值，反之則會有利於貨幣的升值。(參 N. Gregory Mankiw, Macroeconomics)

口量變異影響，結果發現美元、日元兌新台幣的匯率波動對於台灣出口美國、日本兩國數量並無明顯影響。美元兌新台幣的匯率波動對於以台灣出口美國的出口波動有正向影響；日元兌新台幣的匯率波動對於台灣出口日本的出口波動則無。

下列這些研究為了匯率波動和貿易量的影響分歧做了整理並分析其可能的原因：Viaene& de Vries(1992)想要為這種匯率波動和貿易量的影響不一致的實證結論做出合理的解釋，推導模型得出當遠期外匯市場(一種避險的方法)不存在時，匯率波動會對貿易有負向的影響；當遠期外匯市場存在時，匯率不確定性對出口量的影響為負向，對進口量的影響則是正向的。Côté (1994)整理了相關的實證文獻後，認為匯率的不確定性和貿易量的關係仍無法確定，認為匯率的不確定性對貿易量有負向的關係結論的包括De Grauwe and Verfaillie(1988), Koray and Lastrapes(1989), Perée and Steinherr(1989), Bini-Smaghi(1991)和Savvides(1992)認為匯率的不確定性對貿易量有正向關係結論的包括Asseery and Peel (1991)和Kroner and Lastrapes (1993)。Côté (1994)歸納出以下的原因：對於風險趨避的理性廠商而言，可以利用避險工具來規避風險，不一定要減少風險性投資活動的參與，另外匯率波動也可能創造出額外貿易投資的獲利機會。

McKenzie(1999)則整理了關於匯率不確定性對貿易量的影響的理論文獻和實證文獻，並探討其不一致看法的原因有下列幾點：首先是理論文獻：(1) 廠商的假設：有些文獻假設廠商為風險趨避，如Either(1973)和Clark(1991)。有些則假設廠商為風險中立，如Franke(1991)認為匯率的不確定性對貿易量有正向影響的結論就與前者不同。(2) 市場的假設：有無加入遠期外匯市場所得出的結論也會不同。如Viaene& de Vries(1992)。(3) 模型的假設：模型所涵蓋的時間也會有所影響。如Sercu(1992)的模型假設風險中立的廠商採用較短期的市場期間來決定產產量時，匯率不確定會使得貿易活動的增加。另外貿易模型的設定也不盡相同，有些學者使用部分均衡模型；而有些學者使用一般均衡模型。

再來是實證文獻，McKenzie也歸納出一些可能導致結論不同的原因：(1)匯率波動變數是名目還是實質的(2)貿易變數資料是國家總體還是產業個別的(3)使用出口、進口或雙邊的貿易資料以及樣本期間不同(4)貿易方程式的設定不同(5)變數的不同估計方法<sup>15</sup>(6)研究對象的不同<sup>16</sup>。

雖然這些實證結果存在著不一致的結論，但透過以前這些學者研究可以確定的是匯率波動和貿易量在統計檢定上有顯著的關係。

## 第二節. 應用非線性模型研究貿易和匯率波動相關文獻

大多數文獻使用GARCH模型來估計匯率，而且也證明GARCH模型的解釋能力有一定的水準，但GARCH模型設定相同程度的正負向衝擊會引起相同的波動程度，而有些研究卻覺得這個設定卻不太周詳並提出了一些看法，如Sercu and Uppal (2003)認為早期學者常因忽略產業間產品市場的競爭結構不同，才引伸出匯率波動與貿易量為對稱的線性模式的看法。事實上，當各貿易財間具有異質性以及所面對的市場為非完全競爭時，廠商基於國際市場競爭或經營目標的考量，極有可能在匯率升貶值過程中採取極為不對稱的決策，進而造成在匯率波動中不對稱現象的出現。Dixit (1994)和Baldwin (1988)則分別從供給面與需求面提出滯延(hysteresis)現象<sup>17</sup>以詮釋為何會造成匯率波動影響的不對稱現象。Dixit (1994)

<sup>15</sup> 如 Assery&Peel(1991)、Pozo(1992)、Arize(1995)、Klaassen(2004)等研究對匯率波動變數採取不同的估計方式，所得到的實證結果也有所不同。

<sup>16</sup> 參 Klaassen(2004)。提出一個變數不顯著的可能原因：以已開發國家作為研究對象，由於外匯市場相對穩定，所以匯率波動幅度不大。而在 Kasman and Kasman(2005)、Aurangzeb et.al(2005)、Grier&Smallwood(2007)與前人(包含 Assery&Peel(1991)、Pozo(1992)、Arize(1995)、Klaassen(2004))只使用已開發國家做研究不同的是，就有使用開發中國家作為研究對象。

<sup>17</sup> 參張瑞娟、徐茂炫、林君滢(2006)。滯延(hysteresis)被引用至國際經濟理論表示為：前一個持續性匯率波動所引起實質改變之效果是無法完全恢復至當初原本的水準的，在此的實質改變強調廠商加入市場與退出市場之不對稱情形。

強調的是廠商在付出極高的沉沒成本後,除非匯率長期而劇烈的波動,否則單憑匯率波動因素,廠商絕不會輕言退出市場。Baldwin (1988)指出當國外消費者已經習慣使用此項商品時,即使國內出口廠商因匯率升值而調高售價時,國外消費者並不會因為價格上升而馬上去尋找替代商品;而對國外進口商而言若想要尋覓其他替代品,也需付出時間與資源的移轉成本,所以也不會馬上退出市場。由上述可知,當本國貨幣升值時,由於攻擊面和需求面兩方面的因素,導致退出出口市場的廠商將不會太多,市場競爭程度也不會改變太多。但在本國貨幣貶值時,加入出口市場的廠商反而會因為有利可圖而明顯的增加,市場競爭程度的增加進而改變匯率變動對出口價格的影響。如此即為匯率升貶值對出口貿易有不對稱的影響。

De Grauwe(1988)和 Franke(1991)都指出在匯率波動對貿易的關係中存在著非線性關係。De Grauwe(1988)強調了非線性的門檻關係的存在,當不做貿易的收益損失很大時,匯率波動超過某一門檻值時,也就是超過廠商預期的匯率波動水準時,廠商會選擇增加供給量來彌補損失;Franke(1991)中說明了當貿易的現金流入現值總和超過了市場的進入以及離開成本,也就是匯率的波動達到某一門檻時,匯率波動增加會提升出口量。而本文中所使用的門檻模型恰恰是使用此門檻的概念去做延伸的。

Engle& Ng(1993)指出加入槓桿效果的 EGARCH 和 TGARCH 模型對匯率波動性的不對稱性都有不錯的解釋能力。Wang&Yang(2006)利用 1996 年 1 月至 2004 年 3 月澳幣、英鎊和日元兌美元的雙邊匯率日資料,得到不同的貨幣,都會有方向不相同的波動不對稱現象。例如澳幣和英鎊相對於美元貶值時,波動性上升;而日圓則相反,相對於美元升值時,波動性才上升。Grier&Smallwood(2007)利用 TGARCH(1,1)模型估計出實質匯率波動因子後,再代入不對稱 GARCH 模型做實質匯率不確定和加入國外所得變數對出口的影響,實證結果發現實質匯率不確定對開發中國家之貿易量統計上有顯著負向關係;但對已開發國家而言,統計

上卻無顯著的關係，反倒是研究對象國家的性質造成了不同的結果。

門檻模型就是一個好的研究貿易和匯率波動非線性模型。Zhang et. al(2006)利用 GARCH 模型估計實質匯率波動因子，再代入基本模型和加上利用格式搜尋法和 Supremum LM 統計量估計出的門檻值加入的門檻模型來估計 G7 中的日本，英國和加拿大在 1989 年 1 月至 2002 年 12 月對美國的實質匯率波動與貿易量的關係；法國、德國和義大利在 1989 年 1 月至 1998 年 12 月對美國的實質匯率波動與貿易量的關係的實證結果顯示，當匯率波動超過某一門檻值時，出口量和匯率波動性大致上有正向的關係。

國內也有相關應用非線型模型到研究匯率波動性與貿易量的關係的研究：

林君滢(2004)以 ARCH 模型加上平滑轉換回歸模型(Smooth Transition Regressive Model, STR 模型)探討匯率走勢震盪及匯率走勢平穩時對貿易量是否有不對稱的影響，並進一步比較匯率升貶值對出口貿易量造成的不對稱影響，值得一提的是此篇研究是研究台灣兩個代表性產業：機電類和紡織類產業，結果發現機電類產業相較於紡織類產業對於匯率波動所造成出口貿易量改變較快，也就是對匯率波動幅度來的較敏感；且兩產業實證結果皆發現在匯率升值時，造成不利於貿易量的幅度皆比貶值時有利於貿易量的幅度來的大。張瑞娟、徐茂炫、林君滢(2006)以 ARCH 估計匯率波動幅度，在加入格子搜尋(grid searching)法設定虛擬變數以架構非線性模型以探討匯率走勢震盪及平穩時，對產業內及產業間出口貿易是否造成不對稱性影響。結果發現無論產業內或產業間，該不對稱影響確實存在。此結果有助於探討匯率不對稱性影響對整體經濟波動之相關議題。

蘇哲逸(2005)以臺灣與美國為研究對象，探討 1990 年 1 月至 2003 年 12 月，匯率波動對各國出口貿易量的非線性之影響。首先利用 ARCH 和 GARCH 模型分別衡量新台幣實質有效匯率指數和美元實質有效匯率指數的波動程度，最後再採用 Teräsvirta (1994)所提出的平滑轉換門檻誤差修正模型(smooth transition

error correction model, STECM)<sup>18</sup>來探討出口函數由短期動態調整至長期均衡關係的非線性過程。實證結果顯示在臺灣的 LSTECM<sup>19</sup>模型中，匯率波動除了對出口貿易量存在非對稱性的影響之外，亦同時具有正向和負向的關係；而在美國的 LSTECM模型中，匯率波動對出口貿易量則產生正向和負向的線性影響。此外亦可發現臺灣的出口貿易量相對於美國而言受匯率波動的影響較為敏感。

黃韻禎(2007)以不同的匯率波動估計模型包括平均變異數、GARCH模型、門檻GARCH模型(TGARCH)和指數GARCH模型(EGARCH)來研究台灣對美國和日本的貿易關係，其中門檻GARCH模型和指數GARCH模型皆屬於非線性的估計模型，結果顯示匯率波動增加會刺激台灣對美國和日本的貿易出口量。

本文將以Zhang et. al(2006)的模型為基礎架構，建立探討亞洲四小龍在1989年至2008年對美國出口量與實質匯率波動的關聯性的實證研究。

---

<sup>18</sup> 參 Teräsvirta (1994)，是一種共整合分析的延伸

<sup>19</sup> 參蘇哲逸(2005)，LSTECM : Logistic Smooth Transition ECM.

## 第三章 模型設定

### 第一節 基本模型設定

為了研究匯率波動對貿易量的影響，一般在設定出口量的變數時，傳統模型是將其設定為：

$$X_t = f(Y_t, P_t, V_t) \quad (1)$$

其中 $X_t$ 代表 $t$ 期時某個國家對另一國家的出口量， $Y_t$ 為進口國的所得水準， $P_t = P_t(p^{\text{imports}*}, p^{\text{exports}})$ <sup>20</sup>是衡量進口國的進口相對價格，而 $V_t$ 則是 $t$ 期的匯率波動。上述三個影響出口量的因子中，在進口財為正常財的一般假設下，所得對出口量預期是有正向的影響，因為進口國人民的所得水準越高，越會增加對正常財的消費。根據需求法則可以判定相對物價對出口量的影響為負的。至於匯率波動效果根據不同理論就會有不同的結論，可能為正或負。

依照方程式(1)，根據傳統的文獻定義所設定的出口對數線性方程式為：

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

依照基本經濟涵義的解釋， $\alpha_1 > 0$ ， $\alpha_2 < 0$ ， $\alpha_3$ 則不確定。

### 第二節 門檻效應模型

如同前面所提到的，這篇論文的門檻模型主要是研究匯率在高波動期間和低波動期間帶給貿易量的影響可能會有不同的影響。模型因此可以定義如下：

---

<sup>20</sup>  $p^{\text{imports}*}$  表示外國進口物價

$$\ln X_t = \alpha_0^1 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3^1 \ln V_t + \varepsilon_t^1 \quad \text{for } \ln V_t \geq \tau \quad (3)$$

$$\ln X_t = \alpha_0^2 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3^2 \ln V_t + \varepsilon_t^2 \quad \text{for } \ln V_t \leq \tau \quad (4)$$

$\tau$ 值代表匯率波動對貿易量變動影響的門檻點，方程式(3)和(4)指出截距項和在方程式(2)中 $\ln V_t$ 的係數會受到 $\ln V_t$ 大於或小於 $\tau$ 而有所不同，也就是高匯率波動和低匯率波動。

為了合併這兩條式子成為一條式子，根據 Hansen(2000)，虛擬變數 D 可以用來捕捉是否有門檻效應的存在。因此方程式(3)和(4)可以合併成下面此式子：

$$\ln X_t = \alpha_0^2 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3^2 \ln V_t + \gamma_1 D + \gamma_2 D \ln V_t + \varepsilon_t^2$$

$$\text{Where } D = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln V_t \geq \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

上述式子中 $\alpha_0^1 = \alpha_0^2 + \gamma_1$ ， $\alpha_3^1 = \alpha_3^2 + \gamma_2$ 。如果門檻效果存在的話，則 $\alpha_0^1$ 和 $\alpha_0^2$ 會顯著不同，同理 $\alpha_3^1$ 和 $\alpha_3^2$ 也會顯著不同。所以根據上述的模型設定和定義，門檻效果的存在與否反映在係數 $\gamma_1$ 和 $\gamma_2$ 。而利用 Hansen(2000)所提到的最小平方法 (OLS)、最小平方法估計值(least square estimator)和 Supremum LM test 來檢查係數 $\gamma_1$ 和 $\gamma_2$ 是否顯著異於零則成了首要任務。

### 第三節 變數定義與資料

首先必須定義四個變數：

#### 1. 出口量 $X_t$

探討匯率波動和出口貿易的關係時，通常用來代表出口貿易的變數通常為出口量或出口額，考量到價格波動的實質影響，多數文獻是採用出口量。在此同樣

使用出口量 $X_t$ 當作被解釋變數。且根據一般文獻上的定義，出口量是由總出口價值除於出口價格計算而來。

$$X_t = \frac{\text{出口價值}(XV_t)}{\text{出口價格指數}(XPI_t)}, \text{再對 } X_t \text{取自然對數後得到 } \ln X_t$$

資料選用的過程如下，代表出口價格的變數都會優先使用出口價格指數，若無法取得此國家出口價格指數的資料時，才會使用出口單位價值指數來替代。而在本文研究的國家中，台灣對美國的出口價值是從台灣經濟新報資料庫(TEJ 資料庫)收集而來；而另外三個國家香港、新加坡和南韓則是從美國國際貿易委員會貿易資料庫(USITC Trade DataWeb)擷取而來。台灣的出口價格指數(price index of exports)<sup>21</sup>則是同樣的從台灣經濟新報資料庫(TEJ 資料庫)收集而來；另外三個國家香港的出口單位價值指數(export unit values)，新加坡和南韓的出口價格指數都是由國際貨幣基金組織國際金融統計資料庫(IMF International Financial Statistics)取得的。

## 2. 所得 $Y_t$

在研究一個國家的貿易出口量時，進口國的所得水準絕對是一個不可忽視的重要因素。而且不難理解的，通常會有正向的影響方向，亦即進口國國內的經濟繁榮會帶動出口國對其的出口量增加；反之則相反。因此在這裡也不例外，本文也把它當作一個解釋變數來研究。由於 GDP 並沒有以月為頻率的資料，加上要追求資料頻率的一致性，所以選用工業生產指數(Industry Production Index)<sup>22</sup>來代替衡量美國的所得水準，同時對工業生產指數取自然對數得到  $\ln Y_t$ 。

工業生產指數可以由國際貨幣基金組織國際金融統計資料庫取得。

<sup>21</sup> 除了採用出口價格指數作為價格變數外，也可採用出口單位價格指數來代替出口價格，參 Chowdhury(1993)、Sukar&Hassan(2001)及 Zhang et. al(2006)。

<sup>22</sup> 參 Sukar&Hassan(2001) 及 Zhang et. al(2006)，也是使用相同的變數來代表進口國所得。

### 3. 相對物價 $P_t$

這裡的相對物價是出口國的出口價格指數除於進口國的進口價格指數。

$$P_t = \frac{\text{出口價格指數}(XPI_t)}{\text{進口價格指數}(IPI_t)}, \text{再對} P_t \text{取自然對數後得到 } \ln P_t$$

前面已經敘述過出口價格指數的資料來源。而進口國的進口價格指數可以由國際貨幣基金組織國際金融統計資料庫取得。

### 4. 匯率波動因子 $V_t$

求匯率波動因子 $V_t$ 必須先從實質匯率( $R_t$ )討論起。要計算實質匯率需要有三個變數:名目匯率、本國消費者物價指數和外國消費者物價指數。根據國際金融理論,計算方法如下:

$$\text{實質匯率} R_t = \text{名目匯率} NR_t \times \frac{\text{本國消費者物價指數} CPI_t}{\text{外國消費者物價指數} CPI_t^*}$$

台灣對美國名目匯率資料由台灣經濟新報資料庫(TEJ 資料庫)取得,消費者指數則是從 AREMOS 經濟統計資料庫取得。另外三國香港,新加坡和南韓對美國的名目匯率、三國國內的消費者物價指數還有外國消費者物價指數都是由國際貨幣基金組織國際金融統計資料庫取得。

然而這裡的解釋變數是匯率波動,本文採取的衡量方式是根據許多文獻<sup>23</sup>使用的方式一樣,採用的是將 GARCH(p,q)模型套用到實值匯率上,得到 GARCH(p,q)模型的條件變異數,即可用條件變異數來估計匯率波動。

以平均數方程式為常數,變異數方程式為 GARCH(p,q)來做例子:

---

<sup>23</sup> 早期的文獻多以實質匯率取對數後的標準差作為匯率波動的衡量依據。但在 Pozo(1992)等文獻提到用此種方法所得到的變數的分配往往有厚尾的現象,原因是實質匯率通常有持續性的影響。在近期的文獻中大多採用由實質匯率經 GARCH 模型下所產生的條件變異數來當作估計匯率變動的變數,如 Zhang et. al(2006)。

$$\Delta \ln e_t = \eta + u_t$$

$$u_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \lambda_0 + \sum_{i=1}^q \lambda_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \sigma_{t-i}^2$$

方程式(6)中的 $\Delta \ln e_t$ 為實質匯率做一階差分， $\sigma_t^2$ 為誤差項 $u_t$ 的條件變異數，且 $\sum_{i=1}^q \gamma_i \sigma_{t-i}^2$ 是 GARCH 項。在 GARCH 模型的定義下，條件變異數是跟時間有關連的，可以用來捕捉實質匯率的持續性作用。利用軟體整理出來的結果呈現在 [表一]，根據 Bollersiev et. al (1992) 的研究指出，GARCH(1,1) 已經能夠捕捉到條件波動的情形了。所以本文中主要都是使用 GARCH(1,1) 來進行 GARCH 模型下的運作。當然還是會參考 AIC, BIC 值和 ARCH、GARCH 項的係數顯著性來做出模型使用上的判斷。依照上述的標準，在南韓的資料中，GARCH(2,1) 的係數皆顯著且 AIC, BIC 值較 GARCH(1,1) 下來的小，所以選用 GARCH(2,1)。香港和新加坡的資料使用其他 GARCH 模型時在係數顯著性就已經不顯著了。而台灣的資料不同的 GARCH 模型的係數皆是顯著的狀態，所以是用比較 AIC, BIC 值來做模型使用的判別。所以台灣、香港和新加坡皆使用 GARCH(1,1)，而南韓則是使用 GARCH(2,1) 模型。

[表一] 用 GARCH 模型來對四國估計實質匯率波動

台灣			
$\Delta \ln e_t = 0.0005761 + 0.2363475 \Delta \ln e_{t-1} + u_t$			
(0.6307)		(3.5331)	
$\sigma_t^2 = 0.0002343 + 0.2369738 u_{t-1}^2 - 0.3227582 \sigma_{t-1}^2$			
(7.2885)		(3.5424)	(-4.0214)
Q-statistics= 5.1285    DW=1.9896    Skewness=-0.6057    Kurtosis=5.632			

1.括號內為 t 值。2.樣本期間皆為 1989 年一月至 2008 年十二月，去除 1997 整年。

香港

$$\Delta \ln e_t = -0.0003353 + 0.2916\Delta \ln e_{t-1} + 0.213\Delta \ln e_{t-2} + u_t$$

$$(-0.6882) \quad (4.0525) \quad (2.4704)$$

$$\sigma_t^2 = 3.714 \times 10^{-6} + 0.08494u_{t-1}^2 + 0.8418\sigma_{t-1}^2$$

$$(1.1938) \quad (2.23) \quad (8.6254)$$

Q-statistics=17.6149 DW=2.0160 Skewness=-0.3787 Kurtosis=5.593

1.括號內為 t 值。2.樣本期間皆為 1989 年一月至 2008 年十二月，去除 1997 整年。

新加坡

$$\Delta \ln e_t = -0.00109108 + u_t$$

$$(-1.181)$$

$$\sigma_t^2 = 0.00003991 + 0.0858277u_{t-1}^2 + 0.6994405\sigma_{t-1}^2$$

$$(1.735) \quad (1.748) \quad (4.238)$$

Q-statistics=3.2462 DW=1.9907 Skewness=0.2436 Kurtosis=6.011

1.括號內為 t 值。2.樣本期間皆為 1989 年一月至 2008 年十二月，去除 1997 整年。

南韓

$$\Delta \ln e_t = -0.001259 + 0.2988\Delta \ln e_{t-1} + u_t$$

$$(-1.972) \quad (3.824)$$

$$\sigma_t^2 = 3.088 \times 10^{-6} + 0.5359u_{t-1}^2 - 0.3413\sigma_{t-1}^2 + 0.8556\sigma_{t-2}^2$$

$$(1.887) \quad (3.482) \quad (-2.179) \quad (23.462)$$

Q-statistics=7.4429 DW=1.9942 Skewness=0.7501 Kurtosis=14.23

1.括號內為 t 值。2.樣本期間皆為 1989 年一月至 2008 年十二月，去除 1997 整年。

5. 資料期間

本文中所研究的國家包括亞洲四小龍；台灣、香港、新加坡和南韓。所針對的進口國都是美國。資料期間包含了整個九十年代和大部分的千禧年後的八年。香港、新加坡和南韓都是由 1989 年 1 月至 2008 年 12 月，由於想要避免掉亞洲

金融風暴的影響，所以扣除掉 1997 年 1 月至 12 月的資料。而台灣的資料因為後面實證的結果所導致使用的期間有下列數種。

- i. 1989 年 1 月至 2008 年 12 月，扣除 1997 年的資料
- ii. 1989 年 1 月至 1996 年 12 月(亞洲金融風暴前)
- iii. 1998 年 1 月至 2008 年 12 月(亞洲金融風暴後)
- iv. 1989 年 1 月至 2008 年 12 月，扣除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月的資料

資料取得方式整理如下表[表二]:

[表 二] 資料取得方式整理

	台灣	香港	新加坡	南韓
對美國出口價值	TEJ	USITC	USITC	USITC
出口價格指數或出口單位價值指數	TEJ	IFS	IFS	IFS
名目匯率	TEJ	IFS	IFS	IFS
消費者物價指數	AREMOS	IFS	IFS	IFS
	美國			
所得	IFS			
進口價格指數或進口單位價值指數	IFS			
消費者物價指數	IFS			

## 第四章 實證結果

### 第一節 亞洲四小龍的匯率波動與貿易量的關係

#### 第一項 基本模型結果

基本模型就是前面模型設定所提到的方程式(2)，用來衡量亞洲四小龍對美國的雙邊實質出口量：

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

根據前一章節的基本的經濟理論可以得知， $\alpha_1 > 0$ ， $\alpha_2 < 0$ ， $\alpha_3$ 則不確定。取自然對數則是讓各個變數的係數能夠作為彈性來解釋。

利用最小平方方法 OLS 估計各國變數的關係呈現在[表三]。<sup>24</sup>

[表 三]四國基本方程式估計結果

樣本期間:1989年1月至2008年12月(去除1997年1月至12月)月資料

	台灣	香港	新加坡	南韓
截距	14.8345 *	14.5077 *	13.6417 *	8.6108 *
	(0.2194)	(0.6037)	(0.7371)	(0.4430)
匯率波動	0.0032	-0.1325 *	-0.0741	-0.0144
	(0.0141)	(0.0497)	(0.0466)	(0.0122)
所得	0.4792 *	0.0045	0.4599 *	1.8458 *
	(0.0430)	(0.1040)	(0.1197)	(0.0809)
相對物價水準	-0.2013 *	0.8836 *	-0.4517 *	-0.5032 *
	(0.0768)	(0.1747)	(0.1276)	(0.0570)
R square	0.4222	0.2973	0.4446	0.8833
樣本數	228	228	228	228

註:括號內為標準差，\*為在5%顯著水準下顯著

方程式: $\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \varepsilon_t$

<sup>24</sup> 參 Zhang et. al(2006)。引用 Hansen(2000)的 stationary threshold model；而 nonstationary threshold model 的研究過於艱難，所以無法完全弄懂。

(1)首先注意到進口國所得對出口量的係數符號，可以發現所有國家都是正，但是只有南韓和新加坡的係數且具統計上之顯著性。符號的正負號符合預期。

(2)相對物價的係數符號除了香港外，其他國家皆是負的且具統計上的顯著性；而香港的相對物價的係數符號為正也顯著。原因可能有下列幾點，香港自1997回歸中國大陸，其出口結構也受到影響，影響到貿易相對物價；且在1997年時，索羅斯繼泰國後鎖定的攻擊對象即是香港，其受金融風暴傷害較深。

(3)最後則是實質匯率波動的係數，可以發現並沒有一個一致的結論。除了台灣為正的係數外，其他國家都是負的係數，且只有香港的係數估計具統計上之顯著性。結果和之前許多學者不一致的結論相同，有不一致的正負向影響結論。

整體而言，可以發現除了香港外的其他三國台灣、新加坡和南韓各項變數皆符合經濟上的直覺。但如以前學者所提到的實質匯率波動性可能的非線性效果，因此可能會無法捕捉到實質匯率波動性和貿易量的某些關係。

## 第二項 門檻模型結果

門檻效應模型指的是實質匯率波動和貿易量的關係並不是單純的線性關係，意思是當實質匯率波動大於等於 $\tau$ 值時，會有附加的影響用虛擬變數和虛擬變數乘虛擬變數來表示，此時虛擬變數值等於1；當實質匯率波動小於 $\tau$ 值時，就不會有附加的影響，此時虛擬變數值等於0。如果 $\tau$ 值時已知的，那方程式(3)和(4)的估計就非常容易了。但事實上 $\tau$ 值卻是不知道的，這也增加了利用此模型估計的複雜性。Hansen(2000)提供了一個解決的方法，利用最小平方估計值以達到接近的特性，Hansen的估計方法是先用格式搜尋法找到的門檻值可能範圍，然後再找到數個目標方程式，也就是方程式(5)中的最小的條件殘差平方總和。四國的門檻模型方程式(5)(如下)的條件殘差平方總和分佈結果如[圖一]。

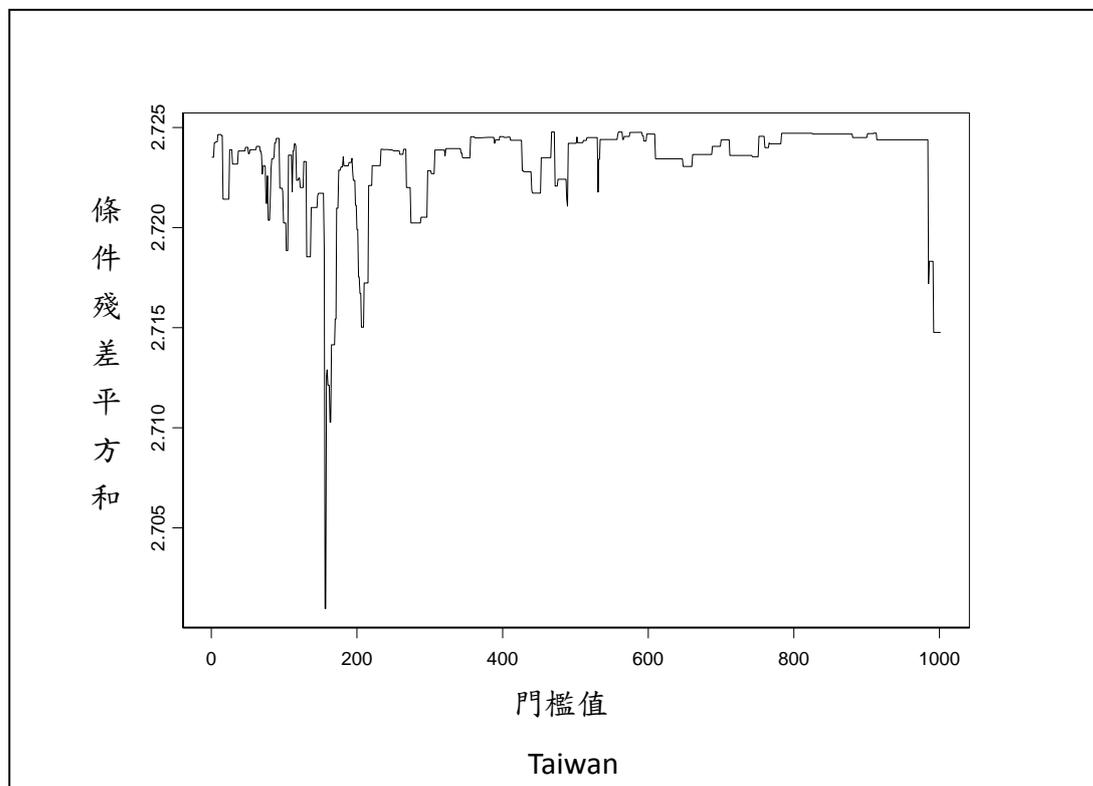
$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \gamma_1 D + \gamma_2 D \ln V_t + \varepsilon_t^2$$

$$\text{Where } D = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln V_t \geq \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

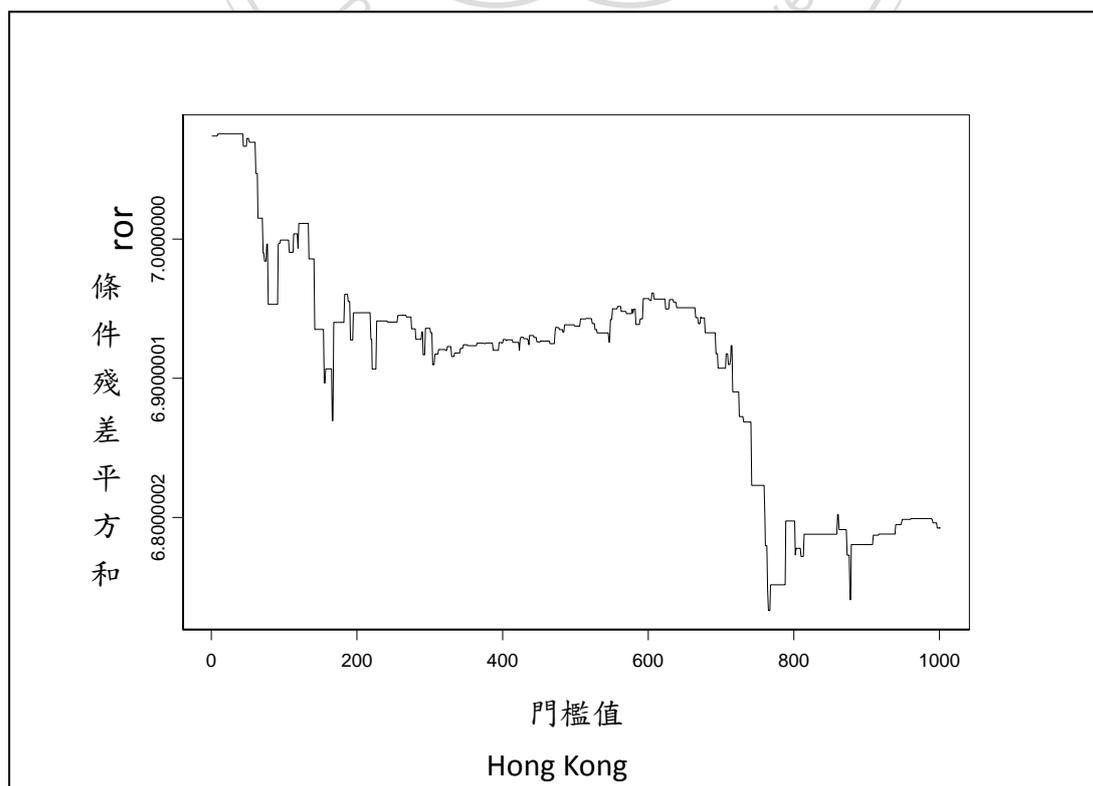
[圖一]四國門檻模型方程式條件殘差平方和分佈

樣本期間:1989年1月至2008年12月(去除1997年1月至12月)月資料

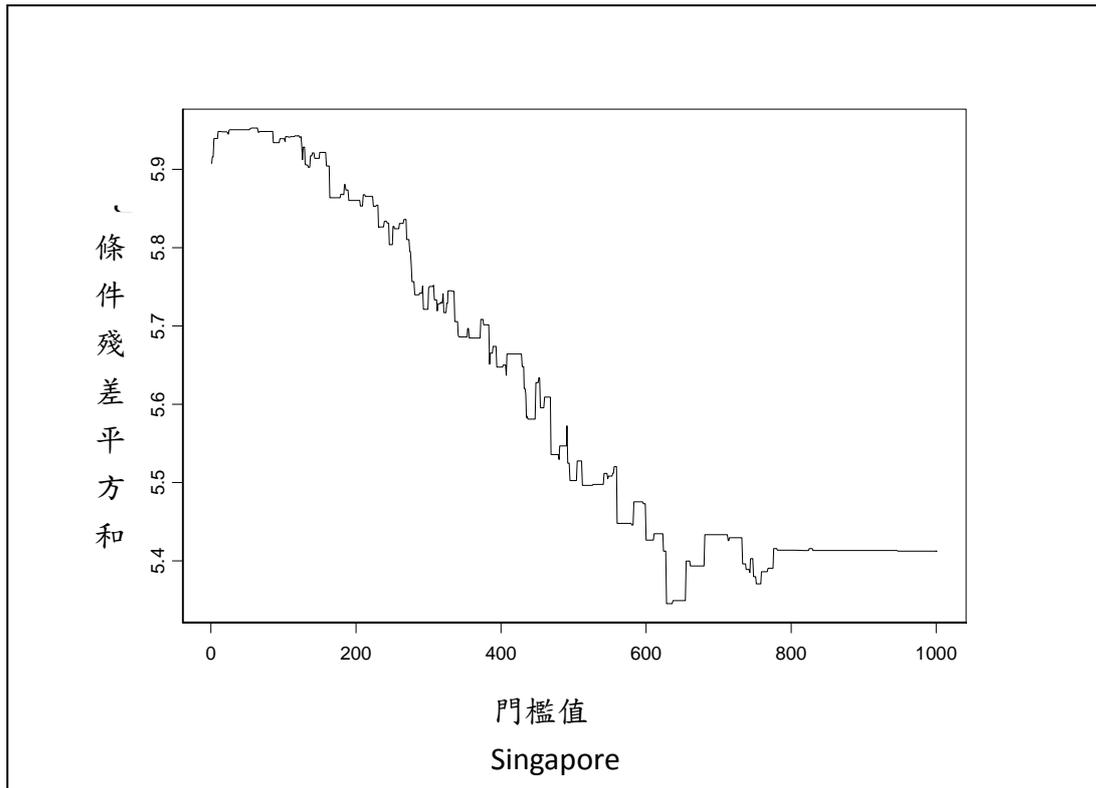
1.a 台灣



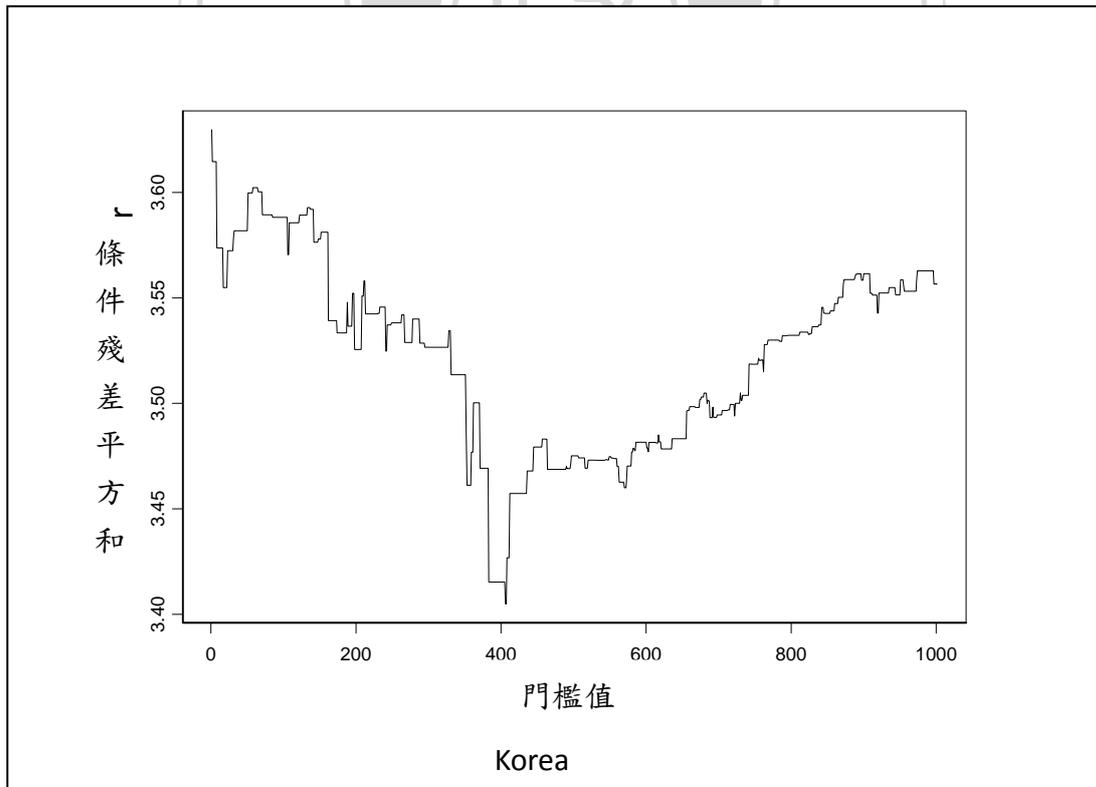
1.b 香港



### 1.c 新加坡



### 1.d 南韓



在門檻值找到後，利用 Hansen(1996)的 Supremum LM test 來檢驗門檻值的統計顯著性。經過 1000 次重覆抽樣的拔靴法會得到一個 Supremum LM test 的分

配。Supremum LM test 的檢定結果一樣呈現在[表四]。

[表 四]四國估計門檻值

樣本期間:1989 年 1 月至 2008 年 12 月(去除 1997 年 1 月至 12 月)月資料

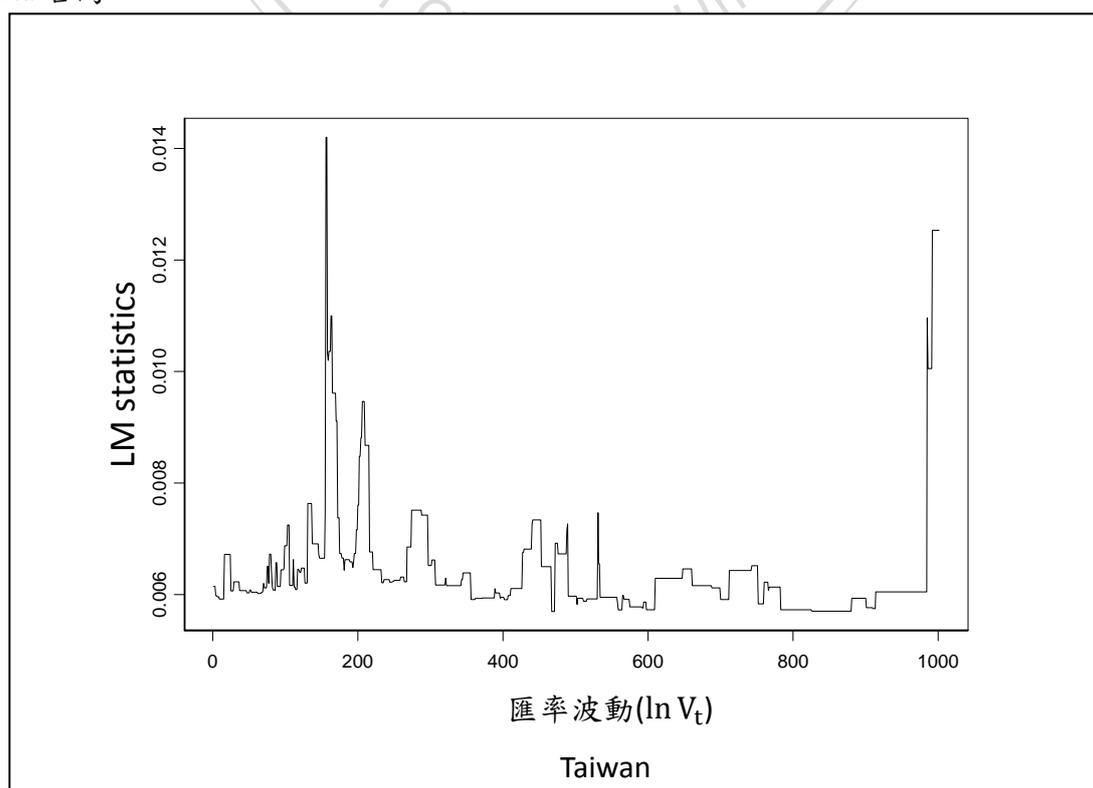
	門檻值	Supremum LM	P-value	Regime 2	Regime 1	樣本數
台灣	-8.616504	0.078	0.197	141	87	228
香港	-9.91049	0.235	0.001	56	172	228
新加坡	-8.579764	0.269	0.001	57	171	228
南韓	-9.604742	0.081	0.004	142	86	228

由[表四]可以看出，除了台灣以外的其他國家皆在不不論是 10%或是 5%的顯著水準下有統計的顯著性；台灣則是不具統計上的顯著性。結論是在除了台灣以外的其他國家的資料樣本顯示有門檻效應的存在。另外，可以從[表四]觀察到的是，南韓和台灣在超過一半的樣本時間點有實質匯率波動大於門檻點的現象；而香港和新加坡則是有在超過一半的樣本時間點有實質匯率波動小於門檻點的現象。顯示台灣和南韓的出口廠商對實質匯率波動變化的反應比香港和新加坡的出口廠商對實質匯率波動變化的反應來的較敏感。結果可以參考[表四]和[圖二]

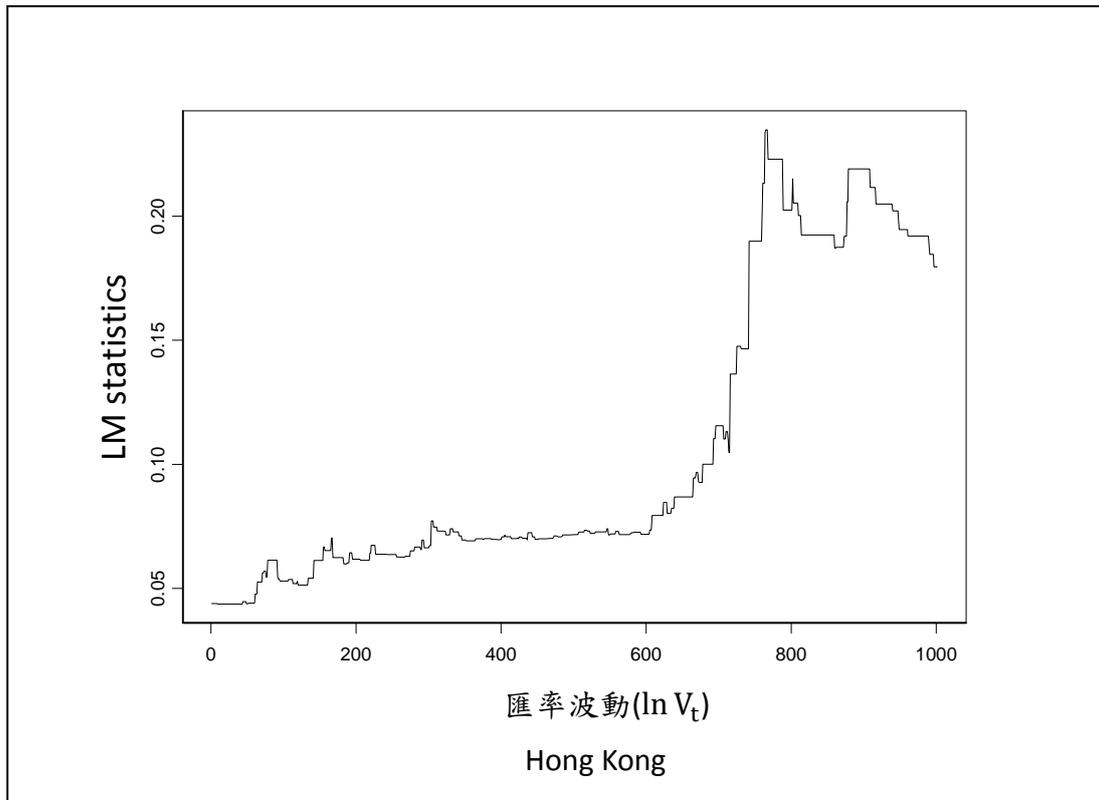
[圖 二]四國匯率波動( $\ln V_t$ )和 LM 統計量

樣本期間:1989 年 1 月至 2008 年 12 月(去除 1997 年 1 月至 12 月)月資料

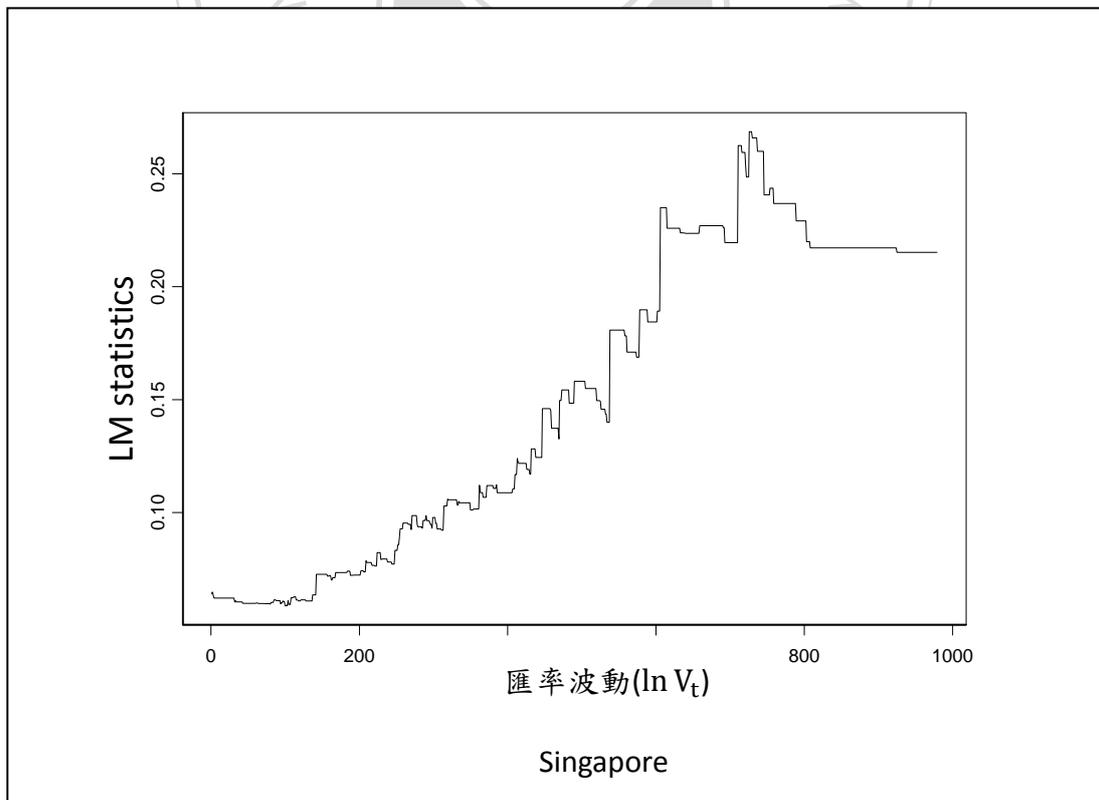
### 2.a 台灣



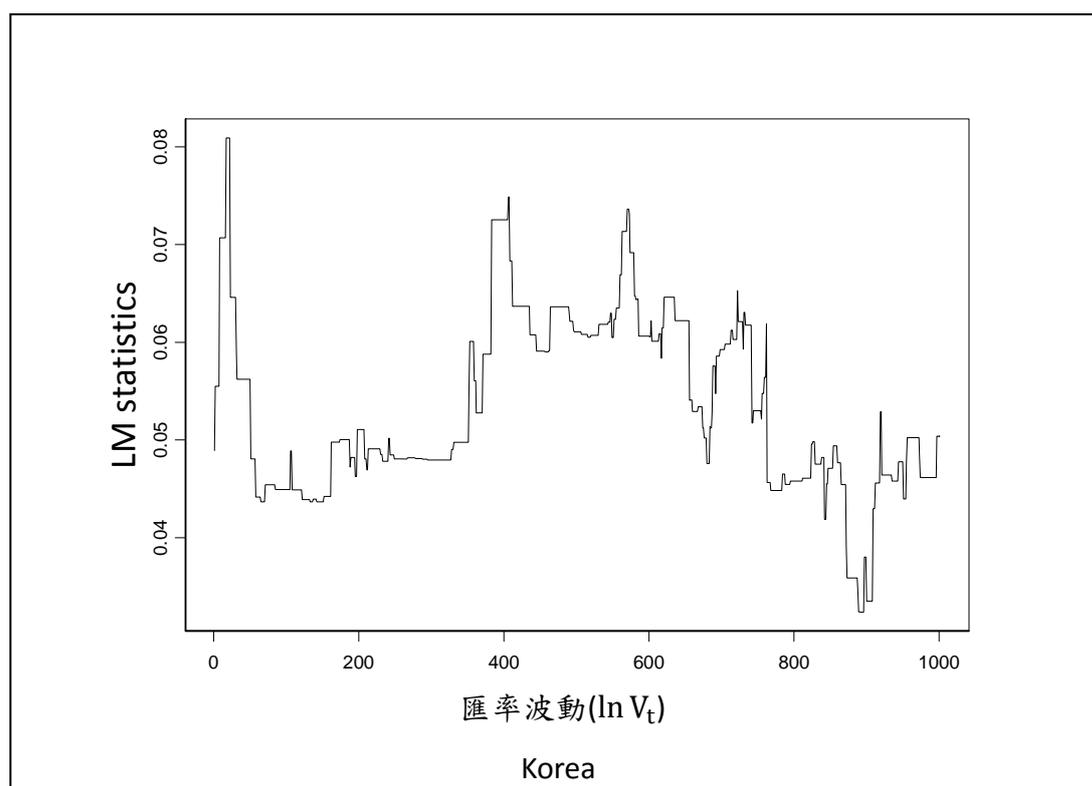
2.b 香港



2.c 新加坡



## 2.d 南韓



利用最小平方法 OLS 即可用來對方程式(5)來做估計，可以給這四國估計出關係式呈現在[表五]。

[表 五]四國門檻模型方程式估計

樣本期間:1989年1月至2008年12月(去除1997年1月至12月)月資料

	台灣	香港	新加坡	南韓
截距	14.7803 *	15.9436 *	10.2887 *	10.0242 *
	(0.2421)	(0.9697)	(1.6291)	(0.5349)
匯率波動	-0.0030	0.0099	-0.4637 *	0.0406
	(0.0183)	(0.0941)	(0.1620)	(0.0325)
所得	0.4812 *	0.0052	0.4533 *	1.6330 *
	(0.0430)	(0.1004)	(0.1146)	(0.0929)
相對物價水準	-0.2205 *	0.7998 *	-0.5384 *	-0.4627 *
	(0.0776)	(0.1686)	(0.1246)	(0.0555)
虛擬變數( $\gamma_1$ )	0.3684	-5.7934 *	6.1364 *	-0.7888 *
	(0.2927)	(1.4134)	(1.5011)	(0.3281)
交叉項( $\gamma_2$ )	0.0455	-0.5949 *	0.7283 *	-0.1032 *
	(0.0345)	(0.1428)	(0.1732)	(0.0358)
R square	0.4295	0.3602	0.5266	0.8946
樣本數	228	228	228	228

註:1.括號內為標準差，\*為在 5%顯著水準下顯著

2.虛擬變數是指當匯率波動大於門檻值時，就為 1；其他情況就為 0 的虛擬變數。  
交叉項是指虛擬變數乘匯率波動變數

方程式:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \gamma_1 D + \gamma_2 D \ln V_t + \varepsilon_t^2$$

$$\text{Where } D = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln V_t \geq \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

由[表四]可得知:

(1) 對於進口國所得對出口量估計的係數符號，可以發現所有國家都是正，而且只有香港的係數不具統計上之顯著性，其他三國此項變數係數都為顯著，符號的正負號符合預期。

(2) 相對物價的係數符號除了香港外，其他國家皆是負的且具統計上的顯著性；而香港的相對物價的係數符號為正也顯著。符號大致上符合預期。

(3) 值得探討的是實質匯率波動的係數，可以發現加入門檻值估計後會使得跟原本沒加入門檻值估計時的結果改變了許多。台灣原先為正的係數且具統計上的顯著性，加入門檻值估計後，變成負的係數且不具統計上的顯著性；香港原先為負的係數且不具統計上的顯著性，加入門檻值估計後，變成正的係數且不具統計上的顯著性；新加坡是唯一一個符號沒有改變的國家，但在沒有加入門檻值估計前實質匯率波動的係數是不具有統計上之顯著性的，而加入門檻值估計後實質匯率波動的係數則是具有統計上之顯著性的；南韓原先為負的係數且不具統計上的顯著性，加入門檻值估計後，變成正的係數且同樣也不具統計上的顯著性。此結果表示在四國中的三國當實質匯率波動的幅度小於門檻值時，實質匯率波動的係數是不具統計上的顯著性的，除了新加坡是負的且具統計上的顯著性的。這樣的結果顯示當處於較低程度的實質匯率波動下，大多數國家的貿易出口商會對實質匯率波動較不敏感。

(4) 另外從[表五]可以看出由實質匯率波動變數乘虛擬變數的交叉項除了台灣不具統計上的顯著性外，其他國家皆具有統計上的顯著性。符號正負方面；台灣和新加坡的交叉項係數為正；香港和南韓的交叉項係數為負。而且所有國家的交叉項的係數斜率絕對值都大於在低實質匯率波動期間的實質匯率波動斜率絕對值。由虛擬變數項和交叉項的係數具有統計上的顯著性與否可以用來判斷門檻效應的存在與否。而由[表五]的虛擬變數項和交叉項除了台灣外其他三國家的這兩項係數都具統計上的顯著性可以看出對這三國而言，有強烈的證據支持有門檻效應的存在，也就是說貿易量會受到實質匯率波動幅度不同而影響大小有所不同。

由新加坡的估計結果可以證實由Franke(1991)、De Grauwe(1988)和Zhang et. al(2006)所提出的說法。Franke(1991)提到預期的現金收入是匯率的凸函數，也就是預期的現金收入流動會大於進入離開成本，且貿易公司會留在市場內並提升出口供給以增加貿易所得；De Grauwe(1988)則指出當匯率波動太大時，風險趨避程度大的廠商會增加出口供給量用來補償突然下降的收入；Zhang(2006)實證結果確認當相對進步的財務市場存在時，貿易商會對低程度的貿易波動較不敏感；而面對較高度的貿易波動，會提昇貿易量來增加收益，得出高程度的匯率波動會對貿易量有正面的影響。但在其他兩國香港和南韓卻出現了不一致的結果；香港和南韓的虛擬變數項係數和交叉項係數皆為負，顯示在匯率波動幅度較大時，這兩國的出口商會以降低貿易量為主。Cushman (1983) 及 Chowdhury (1993) 等認為匯率波動程度愈大，廠商面對不確定性上升之收入或成本，會減少貿易量。Cushman (1983) 提出實質匯率的不確定性波動跟不確定的物價相同會給國際貿易帶來風險，研究實證發現14個工業化國家在匯率波動上升時會對貿易量有著使其下降的影響。Chowdhury (1993) 則是拿G7來當研究對象，實證結果指出匯率波動對貿易量有著負面的影響。當然這裡是非線性的影響，所以可以得出當實質匯率波動較低時和實質匯率波動較高時廠商會有不同的反應。整理如下表

[表六]:

[表 六] 四國不同程度實質匯率波動對貿易量的影響

[加入門檻值估計模型後，不同的實質匯率波動幅度大小對貿易量的影響整理]

國家	台灣	香港	新加坡	南韓
低實質匯率波動	無明顯結論	無明顯結論	降低貿易量	無明顯結論
高實質匯率波動	無明顯結論	降低貿易量	增加貿易量	降低貿易量

[基本模型中的實質匯率波動對貿易量的影響整理]

國家	台灣	香港	新加坡	南韓
實質匯率波動	無明顯結論	降低貿易量	無明顯結論	無明顯結論

來比較基本模型和加入門檻效果的模型的匯率波動效果同異之處:可以看出結論差異相當大但並不互相矛盾。藉由上述兩表可以歸納出在區分出高低程度匯率波動影響後，會比原本的未加入門檻值估計的方程式有較多的資訊。往後的學者研究也可以繼續朝這方面發展。

但雖然另外三個國家皆可以確認出有門檻效果的存在，但台灣卻無法有如此的結論。所以下一節主要探討的就是在是否有其他因素影響到了台灣在加入門檻效應的模型下實質匯率波動對貿易量的影響為何沒有門檻效果。

## 第二節 台灣不同期間下的匯率波動與貿易量的關係

上一節得到一個結論:在 1989 年至 2008 年除去 1997 年的月資料，共 228 個樣本點時，除了台灣以外的另外三個國家香港、新加坡和南韓皆可以確認出實質匯率波動與貿易量的影響有門檻效果的存在。所以為了探討台灣的實質匯率波動與貿易量的門檻效果，以下考量到的一個研究標的就是變更資料的樣本期間是否

會有不同的結果產生，由於考量到不要受到金融風暴到貿易量和實質匯率波動的額外影響而扣除到金融風暴的發生年度 1997 年的一月至十二月 12 個樣本點。現在將其分成四種不同的期間來探討，會不會是扣除的樣本點期間不對或是亞洲金融風暴的影響期間有延長的可能性，以下為四組的樣本期間：

- i. 1989 年 1 月至 2008 年 12 月，扣除 1997 年 12 個月的資料
- ii. 1989 年 1 月至 1996 年 12 月(亞洲金融風暴前)
- iii. 1998 年 1 月至 2008 年 12 月(亞洲金融風暴後)
- iv. 1989 年 1 月至 2008 年 12 月，扣除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月的資料

第一組就是原本使用的樣本期間；第二組主要研究在 1997 年亞洲金融風暴前的貿易量與實質匯率波動的關係；第三組主要探討 1997 年亞洲金融風暴後的貿易量與實質匯率波動的關係；最後一組則較原本的樣本間扣除掉更多的樣本點，以避免金融風暴可能有延長影響的效果。

### 第一項 基本模型結果

依照前面兩小節的步驟，先從未加入門檻效果的基本模型來分析，也就是就是前面模型設定所提到的方程式(2)。

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \varepsilon_t$$

依照基本的經濟理論可以得知， $\alpha_1 > 0$ ， $\alpha_2 < 0$ ， $\alpha_3$ 則不確定。

首先由於匯率波動採用的是將 GARCH(p,q)模型套用到實質匯率上，得到 GARCH(p,q)模型的條件變異數，即可用條件變異數來估計匯率波動。在選擇 GARCH(p,q)模型的 p 和 q 值時，會參考各個可能的 GARCH 模型的 AIC,BIC 值和 ARCH、GARCH 項的係數顯著性來做出判斷。整理出來的結果呈現在[表七]。

[表 七]用 GARCH 模型來對不同期間的台灣資料估計實質匯率波動

(1989~1996)			
$\Delta \ln e_t = 0.00029 + u_t$			
(0.25074)			
$\sigma_t^2 = 0.000336 + 0.060536 u_{t-1}^2 - 1.038216 \sigma_{t-1}^2 - 0.006748 \sigma_{t-2}^2$			
(3.41072)	(9.11972)	(-6.26869)	(-0.03881)
Q-statistics= 12.59    DW=2.0055    Skewness= -0.6364    Kurtosis=6.097			

1.括號內為 t 值。

(1998~2008)			
$\Delta \ln e_t = 0.0007027 + 0.3834049 \Delta \ln e_{t-1} + u_t$			
(0.5337)		(3.6626)	
$\sigma_t^2 = 0.0001167 + 0.3179381 u_{t-1}^2 + 0.1456862 \sigma_{t-1}^2$			
(3.9241)	(3.0869)	(0.8857)	
Q-statistics=7.091    DW=2.0061    Skewness= -0.5976    Kurtosis=5.354			

1.括號內為 t 值。

(1989~2008 去除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月)			
$\Delta \ln e_t = 0.00020337 + 0.26273993 \Delta \ln e_{t-1} + u_t$			
(0.2134)		(4.2308)	
$\sigma_t^2 = 0.00002689 + 0.03531515 u_{t-1}^2 + 0.81895265 \sigma_{t-1}^2$			
(0.8126)	(1.1155)	(4.1736)	
Q-statistics=10.66    DW=1.9907    Skewness=-0.5453    Kurtosis=5.482			

1.括號內為 t 值。

依照上述的標準，在台灣亞洲金融風暴前的資料中，GARCH(2,1)的係數些顯著且 AIC,BIC 值較 GARCH(1,1)下來的小，所以選用 GARCH(2,1)。其餘的比較 AIC,BIC 值決定使用 GARCH(1,1)。所以除了 1989 年 1 月至 1996 年 12 月(亞洲金融風暴前)的這組樣本期間使用 GARCH(2,1)模型外，其餘的兩組皆是使用 GARCH(1,1)模型。

同樣利用 OLS 估計出各個變數間的關係，呈現在[表八]。

[表 八] 台灣不同樣本期間基本方程式估計結果

	1989~1996	1998~2008	1989~2008 (去除 1996.7~1998.6)
截距	14.6562 *	9.0740 *	15.6282 *
	(0.7108)	(2.2279)	(0.4995)
匯率波動	-0.0030	0.0079	0.1210
	(0.0175)	(0.0232)	(0.0621)
所得	0.5087 *	1.7418 *	0.5292
	(0.1570)	(0.4933)	(0.0465)
相對物價水準	-1.0909 *	0.2588	-0.1176
	(0.3913)	(0.1818)	(0.0831)
R square	0.1422	0.2056	0.4417
N	96	132	216

註:括號內為標準差，\*為在 5%顯著水準下顯著

$$\text{方程式: } \ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \varepsilon_t$$

(1)首先注意到美國所得對台灣出口量的係數符號，可以發現所有期間的此項係數都是正，且只有 1989 年 1 月至 2008 年 12 月(去除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月)這組樣本期間的係數不具統計上之顯著性，其他兩組此項變數係數皆具統計上的顯著性。符號的正負號符合預期。

(2)相對物價的係數符號除了 1998 年 1 月至 2008 年 12 月這組樣本期間的此項係數符號為正外，其他組樣本期間的係數符號皆是負的；但只有 1989 年 1 月至 1996 年 12 月這組樣本期間具統計上之顯著性，其他皆不具統計上之顯著性。符號大致上符合預期。

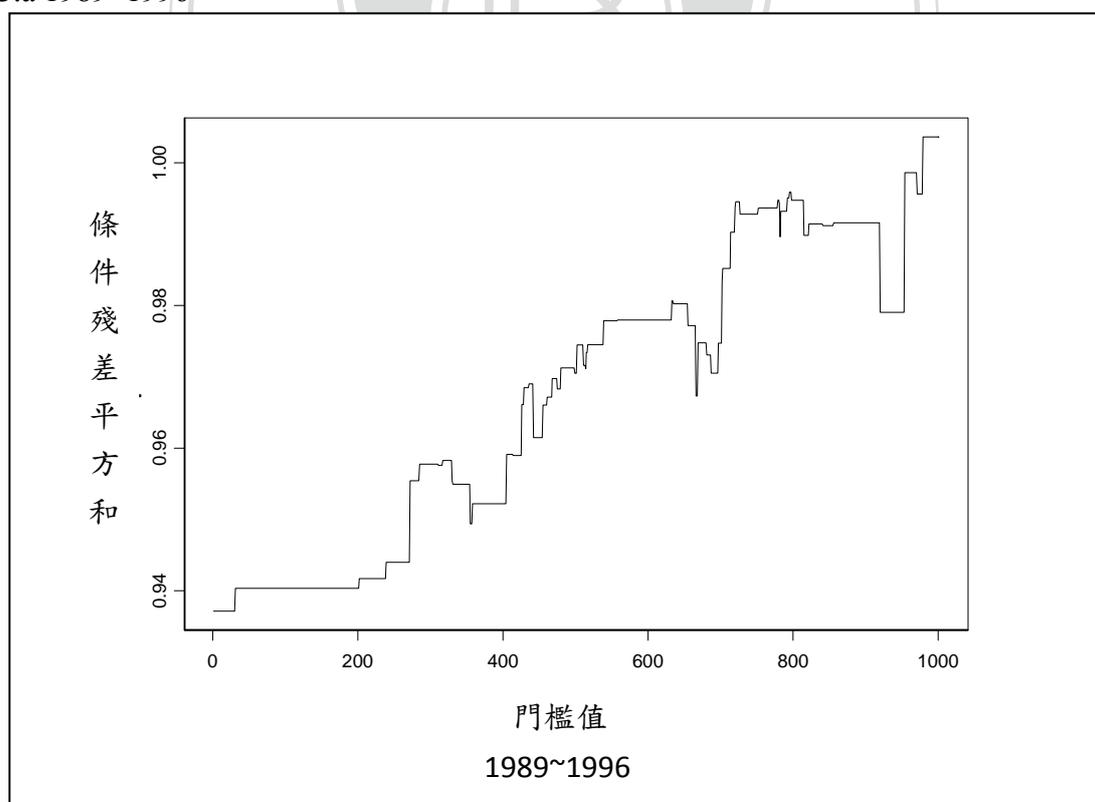
(3)最後則是實質匯率波動的係數，除了 1989 年 1 月至 1996 年 12 月這組樣本期間是負的係數，其他組樣本期間的係數符號皆是正的與原始樣本期間相同。且所有樣本期間組別的係數皆在 5%顯著水準不具統計上之顯著性。此結果與原始樣本期間相同，台灣的實質匯率波動性對貿易量可能有正向的影響。但如同前面提到的沒有考慮到實質匯率波動性可能的非線性效果可能會造成無法捕捉到

實質匯率波動性和貿易量的某些關係。接下來考量加入門檻值估計的非線性的門檻模型。

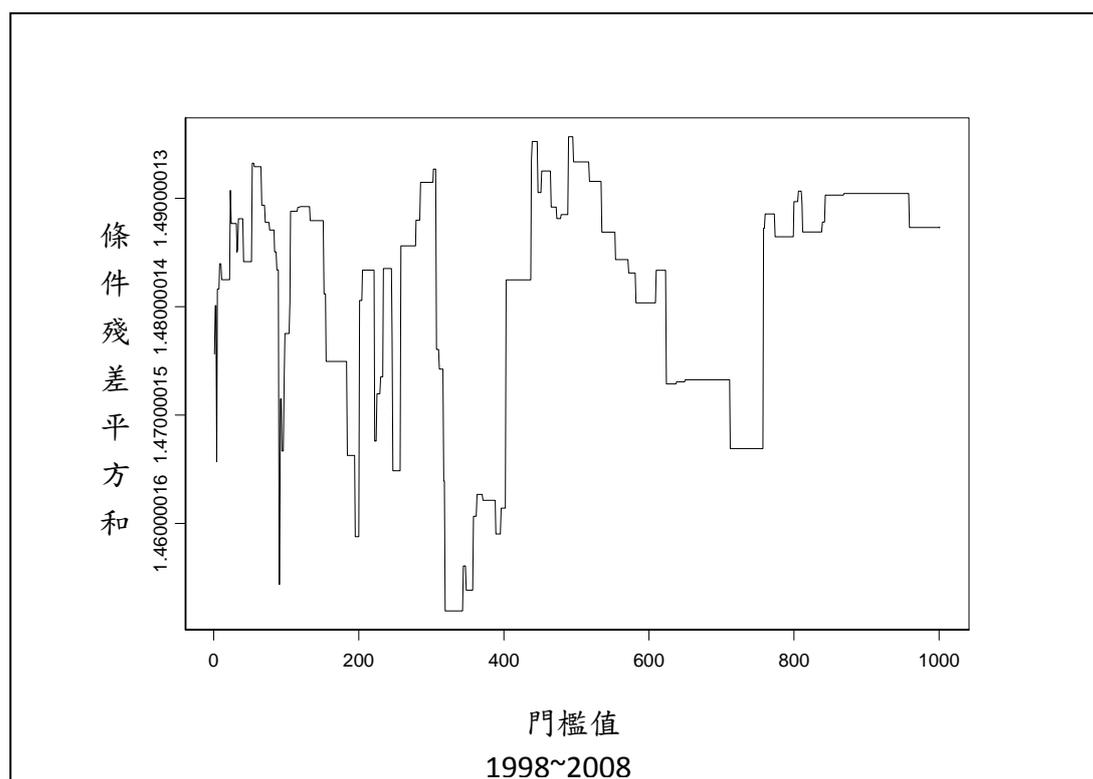
## 第二項 門檻效應模型結果

門檻效應模型的意義已經在本章第二節詳細解釋過，在此就不再重複敘述一次了，只簡單再提出值得注意的地方：重點在於加入門檻值估計出實質匯率波動和貿易量的非線性關係。以 $\tau$ 值做分界點，意思是當實質匯率波動大於或小於 $\tau$ 值時，實質匯率波動和貿易量會有不同大小的影響。同樣要利用 Hansen(2000)提供的方法，先用格式搜尋法找到的門檻值可能範圍，然後再找到數個目標方程式中的最小的條件殘差平方總和。台灣之三個樣本期間的結果如[圖三]。

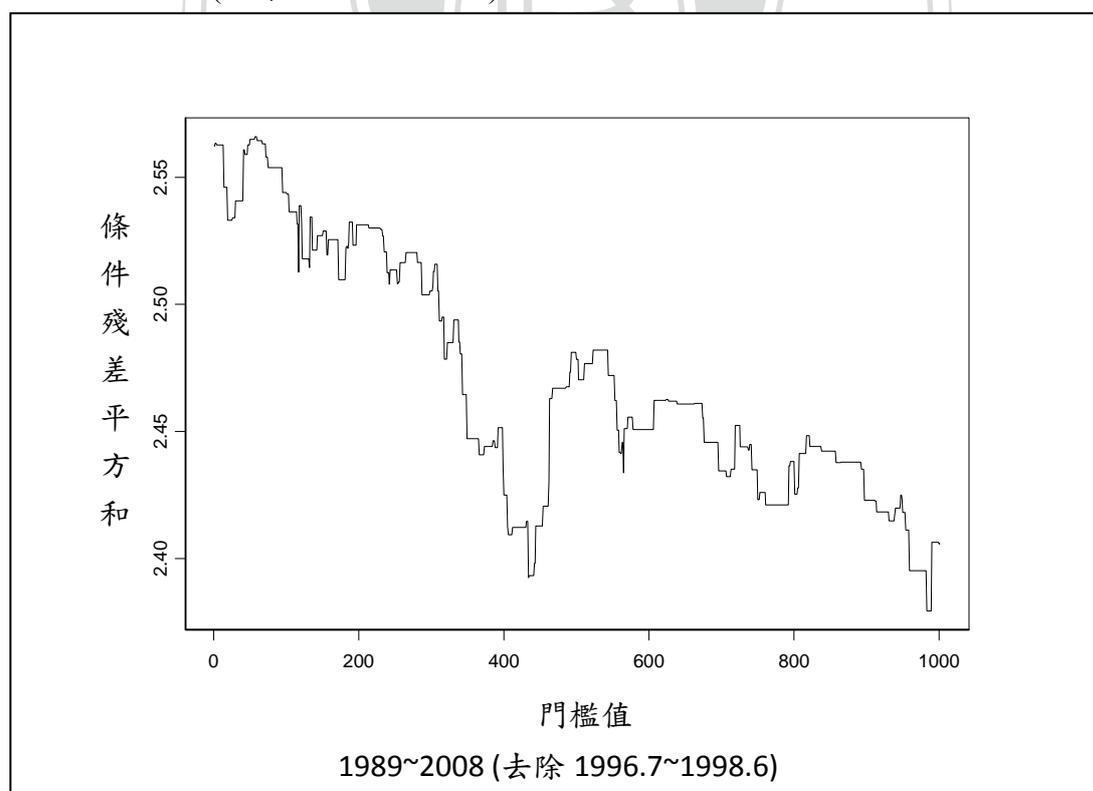
[圖三]台灣不同樣本期間門檻模型方程式條件殘差平方和分佈  
3.a 1989~1996



### 3.b 1998~2008



### 3.c 1989~2008 (去除 1996.7~1998.6)



在門檻值找到後，經過 1000 次重覆抽樣的拔靴法會得到一個 Supremum LM test 的分配。Supremum LM test 的檢定結果呈現在[表九]。

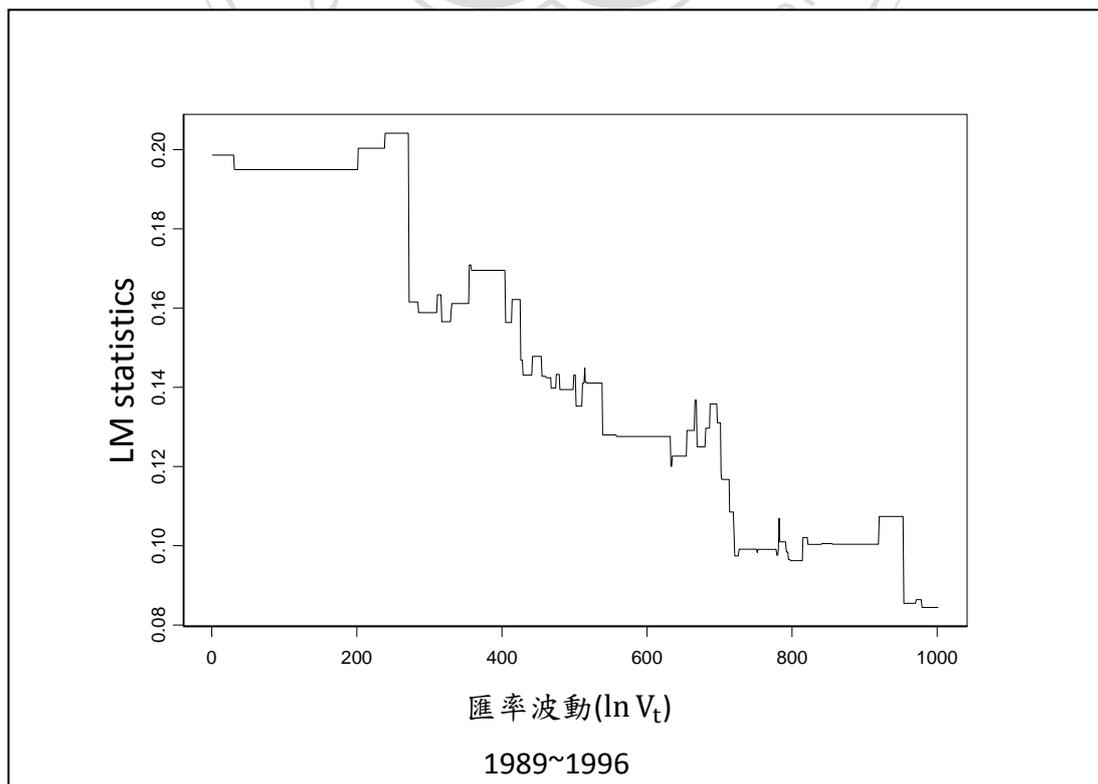
[表九]台灣不同樣本期間的估計門檻值

	門檻值	Supremum LM P-value	Regime 2	Regime 1	樣本數	
1989~1996	-9.274215	0.2041373	0.002	81	15	96
1998~2008	-8.666685	0.0344883	0.137	59	73	132
1989~2008 (去除 1996.7~1998.6)	-8.498347	0.0782405	0.005	35	181	216

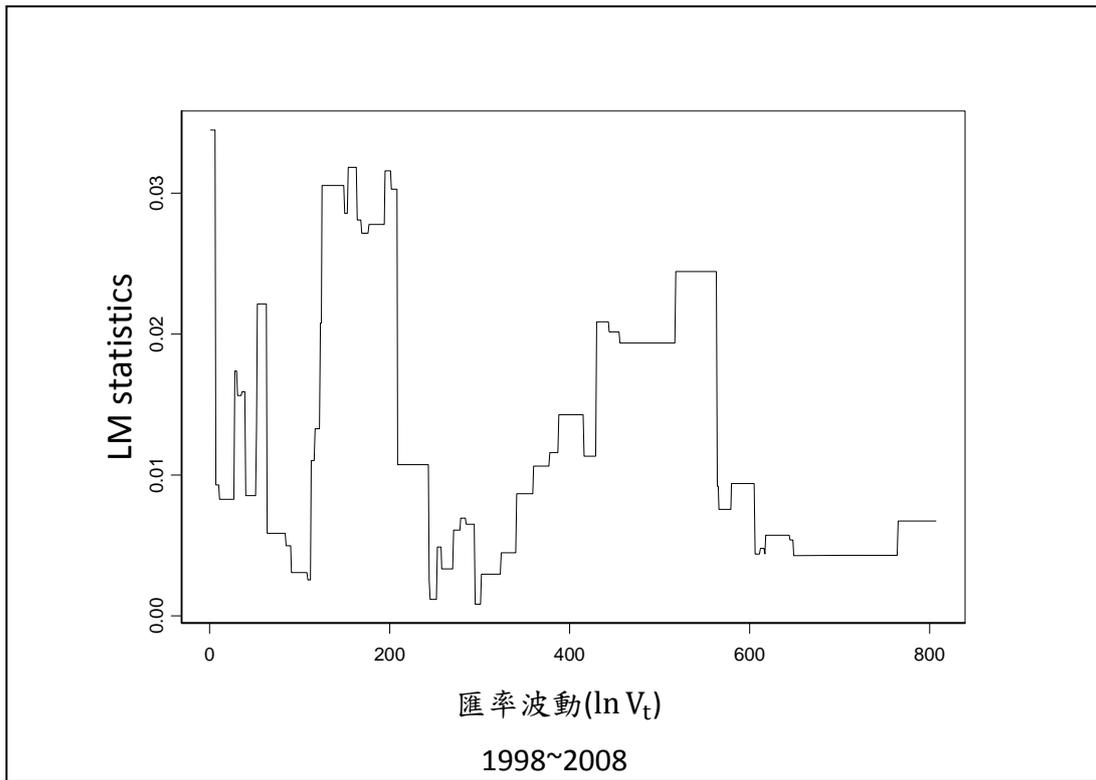
由[表九]可以看出，台灣除了1998年1月至2008年12月這組樣本期間以外的其他樣本期間皆在不論是10%或是5%的顯著水準下有統計的顯著性。結論是在除了亞洲金融風暴後以外的其他組樣本顯示有門檻效應的存在。另外同樣可以從[表九]觀察到，台灣在1989年1月至1996年12月這組樣本期間在超過一半的樣本時間點有實質匯率波動大於門檻點的現象；而台灣在1998年1月至2008年12月和1989年1月至2008年12月(去除1996年7月至1998年6月)這兩組樣本期間則是有在超過一半的樣本時間點有實質匯率波動小於門檻點的現象。一個對此現象合理的解釋就是在台灣的出口廠商對實質匯率波動變化的反應在亞洲金融風暴前比在亞洲金融風暴後敏感。參考[表九]和[圖四]。

[圖四]台灣不同樣本期間匯率波動( $\ln V_t$ )和LM統計量

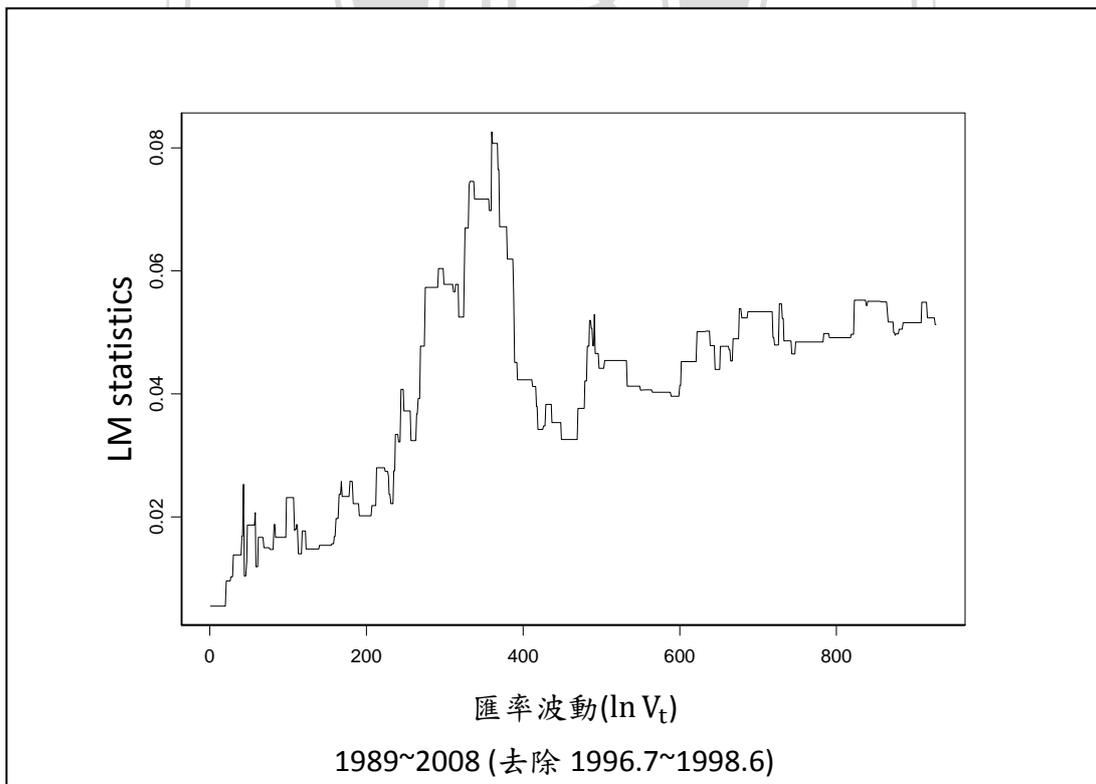
4.a 1989~1996



4.b 1998~2008



4.c 1989~2008 (去除 1996.7~1998.6)



最小平方法 OLS 即可估計出變數間關係式。結果呈現在[表十]。

[表 十]台灣不同樣本期間門檻模型方程式估計

	1989~1996	1998~2008	1989~2008 (去除 1996.7~1998.6)
截距	13.3379 *	12.3273 *	14.3822 *
	(0.8162)	(2.8309)	(0.9511)
匯率波動	-0.1016 *	0.3061	-0.0353
	(0.0314)	(0.1867)	(0.1121)
所得	0.5824 *	1.6070 *	0.5066 *
	(0.1813)	(0.4990)	(0.0453)
相對物價水準	-1.0815 *	0.2156	-0.1423
	(0.3845)	(0.1852)	(0.0812)
虛擬變數( $\gamma_1$ )	1.7921 *	-2.5130	5.5971 *
	(0.4980)	(1.6674)	(1.5142)
交叉項( $\gamma_2$ )	0.1898 *	-0.2822	0.6665 *
	(0.0555)	(0.1897)	(0.1786)
R square	0.2672	0.2294	0.4827
樣本數	96	132	216

註:1.括號內為標準差，\*為在5%顯著水準下顯著

2.虛擬變數是指當匯率波動大於門檻值時，就為1；其他情況就為0的虛擬變數。  
交叉項是指虛擬變數乘匯率波動變數

方程式:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \gamma_1 D + \gamma_2 D \ln V_t + \varepsilon_t^2$$

$$\text{Where } D = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln V_t \geq \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

由[表九]可得知:

(1)對於進口國所得對出口量估計的係數符號，可以發現台灣的所有樣本期間的所得係數都是正，且具統計上之顯著性，符號的正負號符合預期。

(2)相對物價的係數符號台灣除了1998年1月至2008年12月這組樣本期間以外皆是負的且具統計上的顯著性；而在1998年1月至2008年12月這組樣本期間的相對物價係數卻是正的，但不具統計上的顯著性。符號大致上符合預期。

(3)再來是實質匯率波動的係數，可以發現加入門檻值估計後會使得跟原本

沒加入門檻值估計時的結果會有所不同。在 1989 年 1 月至 1996 年 12 月這組樣本期間時，係數的符號在加入門檻值前後估計皆是負，但從不具統計上的顯著性，加入門檻值估計後，變成具統計上的顯著性；1998 年 1 月至 2008 年 12 月這組樣本期間則是不影響，此項係數都為正的係數且不具統計上的顯著性；1989 年 1 月至 2008 年 12 月(去除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月)這組樣本期間原先為正的係數且具統計上的顯著性，加入門檻值估計後，變成負的係數，但不具統計上的顯著性。此結果表示 1998 年 1 月至 2008 年 12 月和 1989 年 1 月至 2008 年 12 月(去除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月) 這兩段樣本期間當實質匯率波動的幅度小於門檻值時，實質匯率波動的係數是不具統計上的顯著性的，除了 1989 年 1 月至 1996 年 12 月這組樣本期間是負的且具統計上的顯著性的。這樣的結果顯示當處於較低程度的實質匯率波動下，台灣的貿易出口商會對實質匯率波動較不敏感。

(4)另外從[表十]可以看出由實質匯率波動變數乘虛擬變數的交叉項台灣除了 1998 年 1 月至 2008 年 12 月這段樣本期間符號為負，且不具統計上的顯著性外，其他組樣本期間符號皆為正，具有統計上的顯著性。而且除了 1998 年 1 月至 2008 年 12 月這段樣本期間外其他樣本期間的交叉項的係數斜率都大於在低實質匯率波動期間的實質匯率波動斜率。由虛擬變數項和交叉項的係數具有統計上的顯著性與否可以用來判斷門檻效應的存在與否。而由[表九]的虛擬變數項和交叉項在 1989 年 1 月至 1996 年 12 月和 1989 年 1 月至 2008 年 12 月(去除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月) 這兩段樣本期間的這兩項係數都具統計上的顯著性可以看出對台灣而言，有強烈的證據支持在這兩段期間內有門檻效應的存在，也就是說在這兩段期間內貿易量會受到實質匯率波動幅度不同而影響大小有所不同。

結論是台灣在 1989 年 1 月至 1996 年 12 月是屬於出口快速成長的時期，所以可以從係數大小看出相對物價水準對出口量有著很大的影響力；而台灣在 1998 年 1 月至 2008 年 12 月時，景氣卻變成一個影響出口量的決定性因素，可能是由於產業結構由勞力密集轉向資本密集與技術密集，出口量的成長大不如前，資本密集與

技術密集為主的產業發展提升了景氣對出口量的影響力。另外台灣1989年1月至1996年12月和1989年1月至2008年12月(去除1996年7月至1998年6月) 這兩段樣本期間時面對較高度的貿易波動，會提昇貿易量來增加收益，顯示出高程度的匯率波動會對貿易量有正面的影響，同樣證實了由Franke(1991)、De Grauwe(1988)和Zhang et. al(2006)所提出的說法。而在亞洲金融風暴後的樣本期間實質匯率波動對貿易量的影響沒有門檻效應的存在，而其他兩組有，則可以推斷出這段期間的樣本可能導致了原始樣本期間1989年1月至2008年12月，扣除1997年在分析時同樣沒有門檻效應。結果如下表[表十一]。

[表 十一] 台灣不同樣本期間的不同程度實質匯率波動對貿易量的影響  
[加入門檻值估計模型後，不同的實質匯率波動幅度大小對貿易量的影響整理]

台灣	1989~1996	1998~2008	1989~2008 (去除 1996.7~1998.6)
低實質匯率波動	增加貿易量	無明顯結論	無明顯結論
高實質匯率波動	降低貿易量	無明顯結論	降低貿易量

[基本模型中的實質匯率波動對貿易量的影響整理]

台灣	1989~1996	1998~2008	1989~2008 (去除 1996.7~1998.6)
實質匯率波動	無明顯結論	無明顯結論	無明顯結論

但除了期間的改變外，還有一個可以研究的方向。就是研究的對象由總體資料轉變成個別產業資料的分析。下一節就以進行台灣的產業別模型分析為主。

### 第三節 台灣不同產品出口的匯率波動與貿易量的關係

因為現在要研究的是不同類別產品出口的匯率波動與貿易量的關係，所以最先要做的有三件事：第一件事就是要重新定義某些變數使其從總體變數變成為個

體變數；第二件事就是要決定要採取何種商品分類方法，才能將總出口變成各別商品的出口。最後一件則是將台灣在研究的期間內，台灣對美國出口的每個分類佔總出口的比重做個簡單的敘述。

首先回顧需要用到的四個變數：出口量 $X_t$ 、所得 $Y_t$ 、相對物價 $P_t$ 、匯率波動因子 $V_t$ ，其中所得 $Y_t$ 和匯率波動因子 $V_t$ 因為無關出口商品分類所以不需要改變；而出口量 $X_t$ 和相對物價 $P_t$ 則需要做一些調整。調整方式如下：

$$X_t^c = \frac{\text{台灣對美國第 } c \text{ 類商品出口價值}(XV_t^c)}{\text{台灣第 } c \text{ 類商品出口價格指數}(XPI_t^c)}, \text{再對 } X_t^c \text{取自然對數得到 } \ln X_t^c$$

資料選用的過程如下，台灣對美國的第  $c$  類商品出口價值是從美國普查局(U.S. Census Bureau) 蒐集而來；台灣的第  $c$  類商品出口價格指數則是從行政院主計處收集而來；美國的第  $c$  類商品進口價格指數可以由美國勞工統計局取得。

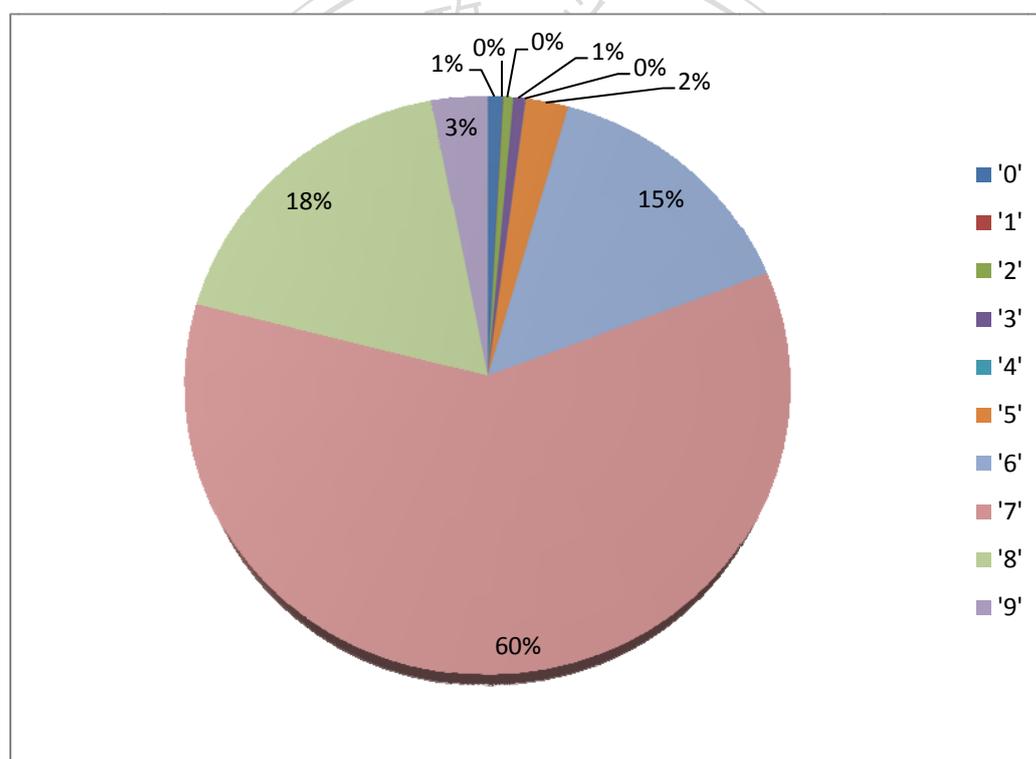
$$P_t^c = \frac{\text{台灣第 } c \text{ 類商品出口價格指數}(XPI_t^c)}{\text{美國第 } c \text{ 類商品進口價格指數}(IPI_t^c)}, \text{再對 } P_t^c \text{取自然對數得到 } \ln P_t^c$$

第二件事就是要決定要採取何種商品分類方法，常見的分類方法有調和貨品分類制度(Harmonized commodity Description and coding System, 簡稱 HS)、關稅合作理事會稅則分類(Customs Cooperation Council Nomenclature, 簡稱 CCCN)、國際貿易貨品標準分類(Standard International Trade Classification, 簡稱 SITC)和中華民國貨品標準分類列(Standard Classification of the Republic Chin code, 簡稱 CCC Code)。而我國自民國 51 年編出中華民國商品標準分類，52 年實施。民國 65 年開始採用關稅合作理事會稅則分類(CCCN)。民國 58 年起，根據中華民國商品標準分類號列(CCC Code)編撰中華民國進出口貨品分類表將 CCC Code 與 SITC 及 CCCN 對照列表。民國 92 年使用 HS 制。最後採取資料收集最方便且能獲得樣本期間最長的 SITC 分類法，SITC 分類架構有五位數字，分為 10 大類、37 中類、261 小類、1033 細項及 3121 子項，其中子項還可對照至 HS 分類六位碼。這裡為了避免過於繁複的估計過程，決定使用 SITC 分類中的 10 大類先進行探討，再做產品出口的匯率波動與貿易量研究。

SITC的十大類分成(0)食物及活禽畜(1)飲料及菸類(2)非食用或燃料用原料(3)礦物性燃料、潤滑油及有關材料(4)動植物油、脂及腊(5)化學品及未列名有關產品(6)製造品(按原料區分)(7)機械及運輸設備(8)其他製品(9)未列名商品及交易。

最後，由於考量到亞洲金融風暴、全球信貸危機和資料取得的限制，所以選用的期間為 1998 年至 2005 年的月資料，共 96 筆資料。所以在這段期間內台灣對美國的各類產品出口比重用下圖[圖五]和[表十二]來表示：

[圖 五]1998 年至 2005 年台灣對美國 SITC 分類商品出口比例



[表 十二]1998 年至 2005 年台灣對美國 SITC 分類商品出口比例

SITC 分類	比重
(0)食物及活禽畜	0.83%
(1)飲料及菸類	0.03%
(2)非食用或燃料用原料	0.5%
(3)礦物性燃料、潤滑油及有關材料	0.7%

(4)動植物油、脂及臘	0.02%
(5)化學品及未列名有關產品	2.3%
(6)製造品（按原料區分）	14.7%
(7)機械及運輸設備	59.8%
(8)其他製品	18%
(9)未列名商品及交易	3%

由於資料的不完全，加上台灣出口至美國的各類商品比重懸殊，所以本節決定以比重超過1%作為篩選標準，加上雖然分類(9)未列名商品及交易的比重也大於1%，但由於無法估計其進出口單位物價，因此無法用來作分析，選定總和95%的(5)~(8)來做門檻效果的分析。

### 第一項 基本模型結果

依照前面的步驟，先從基本模型  $\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \varepsilon_t$  來分析。首先參考各個可能的 GARCH 模型的 AIC, BIC 值和 ARCH、GARCH 項的係數顯著性所選出的 GARCH(1,1)模型來估計匯率波動因子。結果如下表[表十三]。

[表十三] 用 GARCH 模型來對 1998 至 2005 年台灣樣本資料估計實質匯率波動

台灣(1998 年至 2005 年)			
<hr/>			
$\Delta \ln e_t = 0.00043871 + 0.37773898 \Delta \ln e_{t-1} + u_t$			
	(0.2752)	(2.8114)	
$\sigma_t^2 = 0.00003233 + 0.24522669 u_{t-1}^2 + 0.60546640 \sigma_{t-1}^2$			
	(1.4479)	(2.0872)	(2.9750)
Q-statistics= 8.736	DW=2.0067	Skewness= -0.5211	Kurtosis=5.568

1.括號內為 t 值。2.樣本期間為 1998 年一月至 2005 年十二月。

OLS 估計各國的變數的關係呈現在[表十四]。

[表 十四]基本方程式估計結果

研究主體:台灣對美國出口商品的 SITC 分類第 5~8 大類

樣本期間:1998 年 1 月至 2005 年 12 月月資料

	化學品及未列名 有關產品	製造品 (按原料區分)	機械及運輸設備	其他製品
截距	-5.6570 (3.1173)	11.2639 * (1.5029)	1.8383 (1.4032)	23.8972 * (2.1612)
匯率波動	-0.0544 (0.0338)	-0.0399 (0.0254)	-0.0585 * (0.0196)	-0.1056 * (0.0279)
所得	4.0547 * (0.6927)	0.8375 * (0.3472)	3.0907 * (0.3111)	-1.9730 * (0.4956)
相對物價 水準	-0.5816 * (0.2451)	0.0902 (0.3537)	0.1089 (0.1089)	1.2743 * (0.4441)
R square	0.4680	0.1602	0.7212	0.1682
樣本數	96	96	96	96

註:括號內為標準差, \* 為在 5% 顯著水準下顯著

$$\text{方程式: } \ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \varepsilon_t$$

(1) 首先注意到美國所得對出口量的係數符號, 可以發現除了對其他製品這類商品外其他類的係數為正且具統計上之顯著性, 符號的正負號大致符合預期。

(2) 相對物價的係數符號是較為奇怪的地方, 除了化學品及未列名有關產品這類出口品符號為負外, 其他組分類的係數符號皆為正; 但只有化學品及未列名有關產品和其他製品這兩類商品具統計上之顯著性, 其他皆不具統計上顯著性。

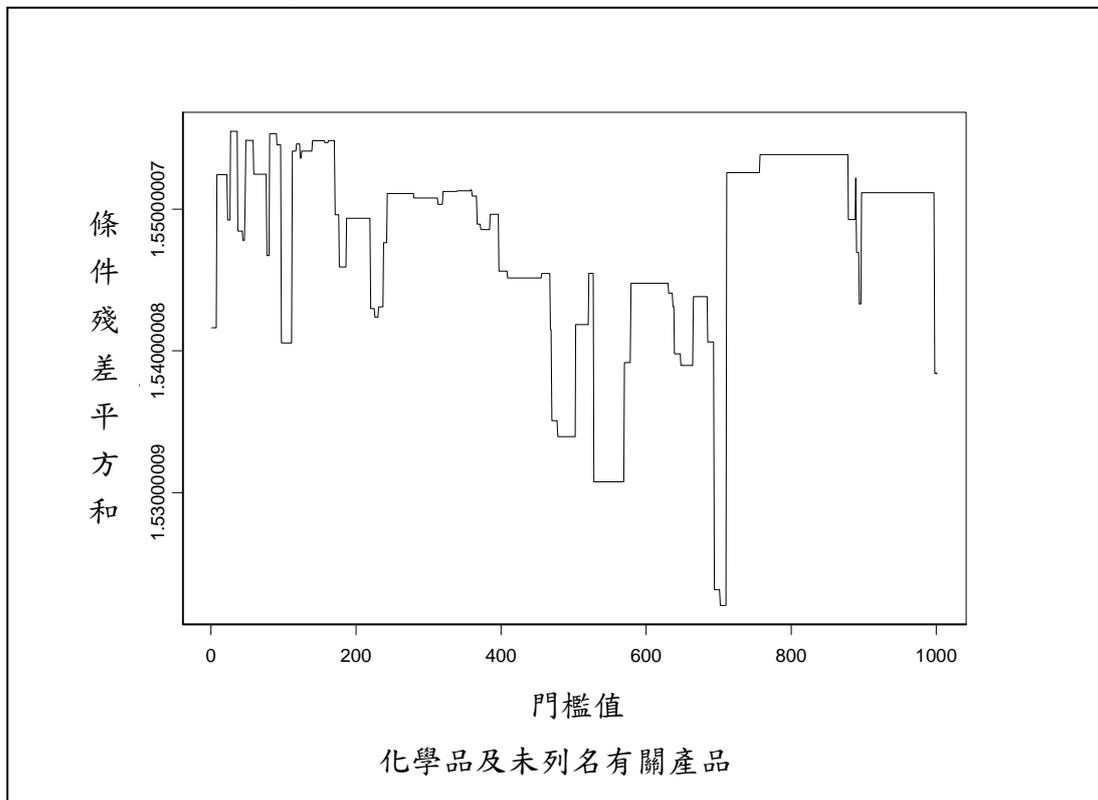
(3) 最後則是實質匯率波動的係數, 所有分類的商品皆為負的, 但只有機械及運輸設備和其他製品具統計上之顯著性。此結果顯示在這段期間內, 台灣的實質匯率波動性提高會對貿易量有負向的影響, 符合之前的一些研究如 De Grauwe and Verfaillie(1988) 等的結論認為, 匯率不確定性對出口量的影響為負向的。但沒有考慮到實質匯率波動性可能的非線性效果可能會造成無法捕捉到實質匯率波動性和貿易量的某些關係。所以要加入門檻值來建立門檻模型來捕捉此效果。

## 第二項 門檻效應模型結果

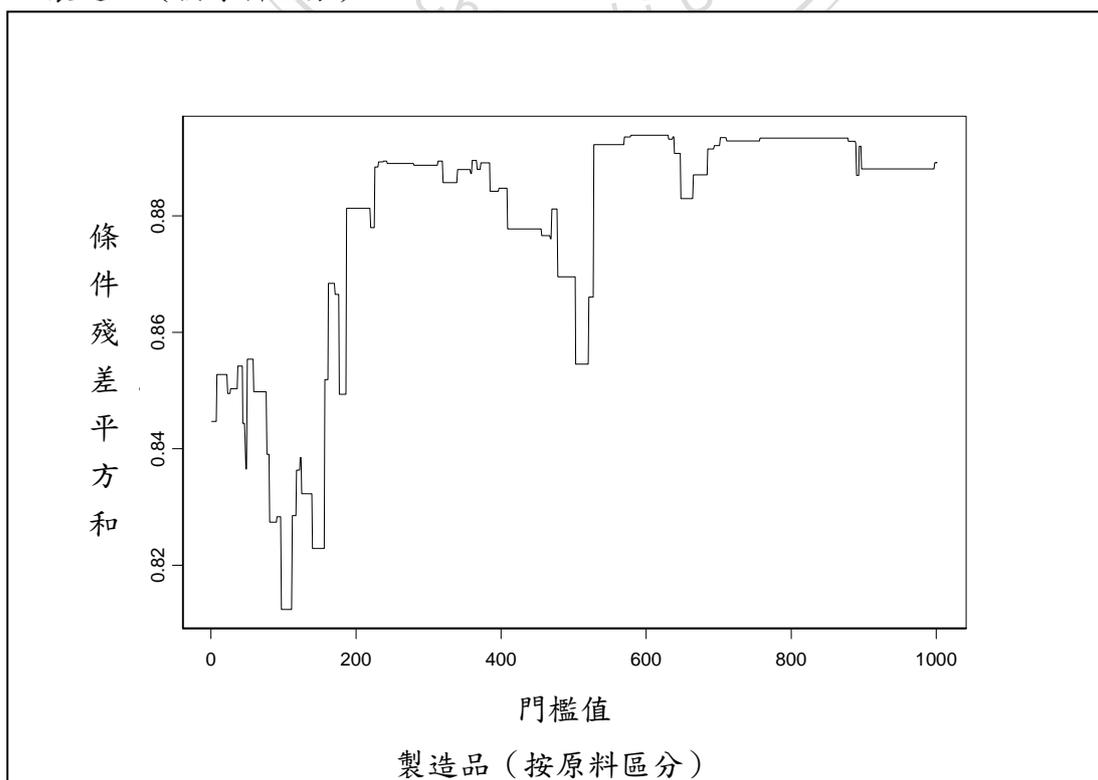
以 $\tau$ 值做分界點，加入門檻值估計出實質匯率波動和貿易量的非線性關係。先用格式搜尋法找到的門檻值可能範圍，再找到數個目標方程式中的最小的條件殘差平方總和。四個分類的結果如[圖六]。

[圖六]台灣對美國出口的分類商品門檻模型方程式條件殘差平方和分佈

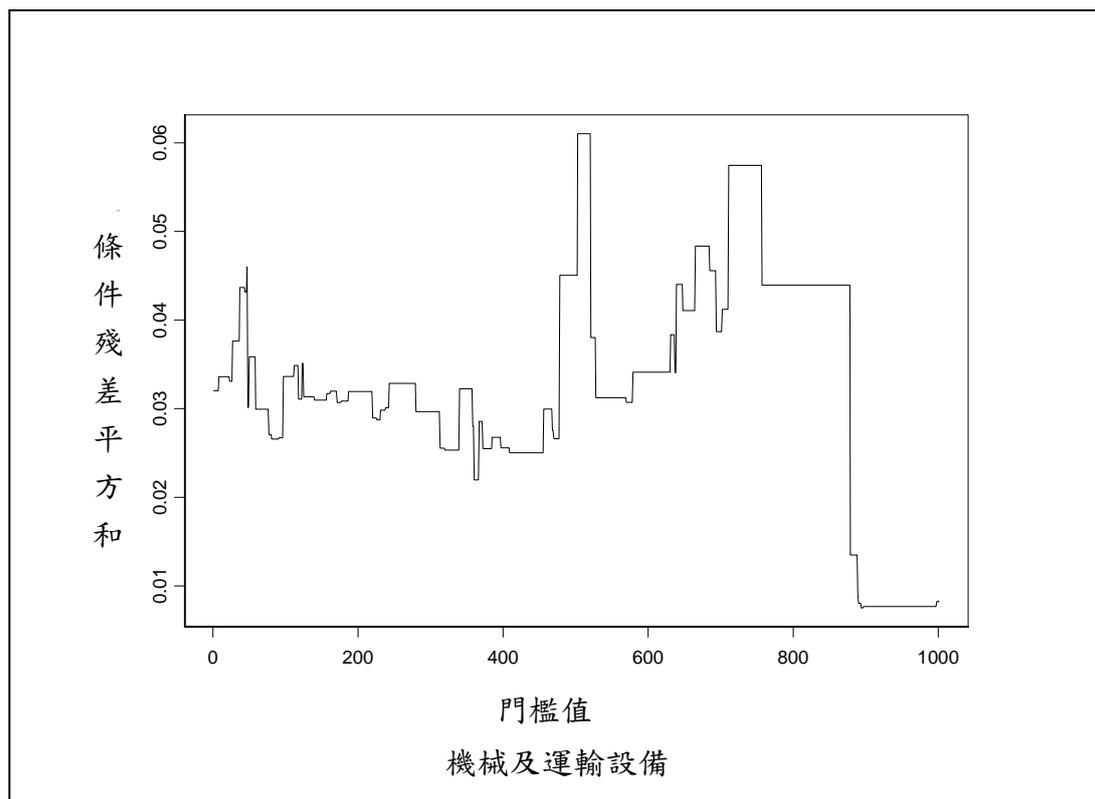
6.a 化學品及未列名有關產品



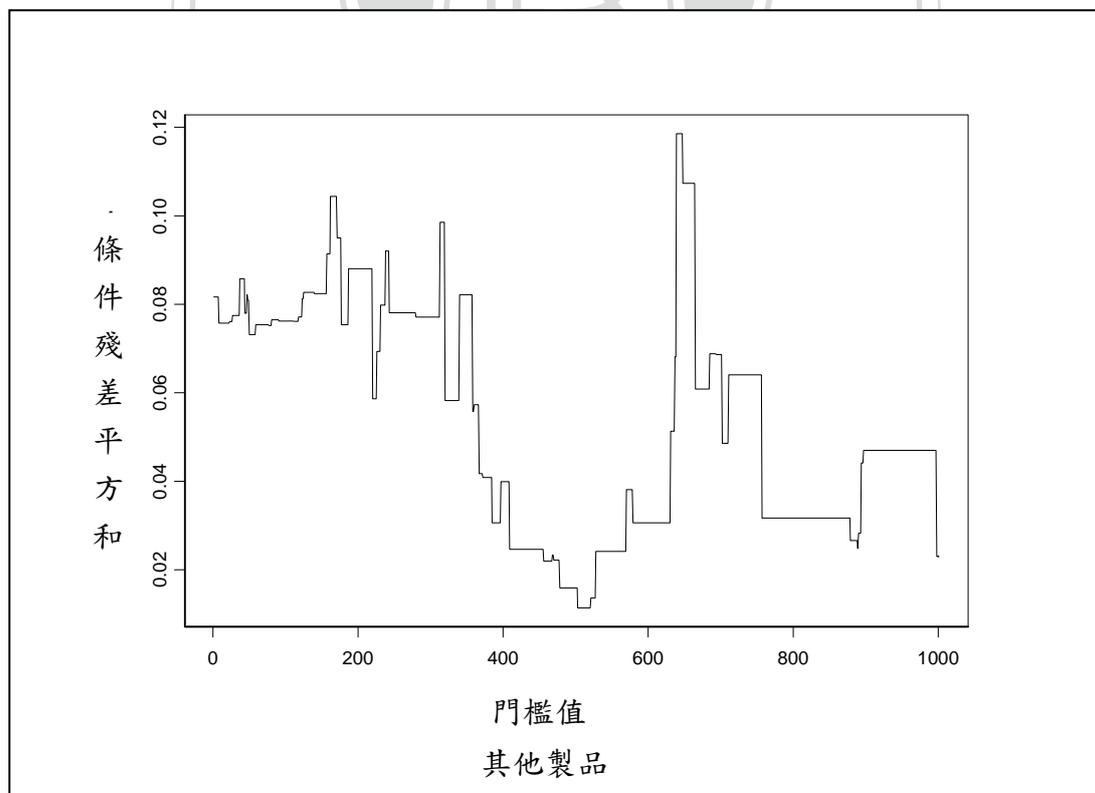
6.b 製造品 (按原料區分)



### 6.c 機械及運輸設備



### 6.d 其他製品



在門檻值找到後，利用 Supremum LM test 來檢驗門檻值的統計顯著性。經

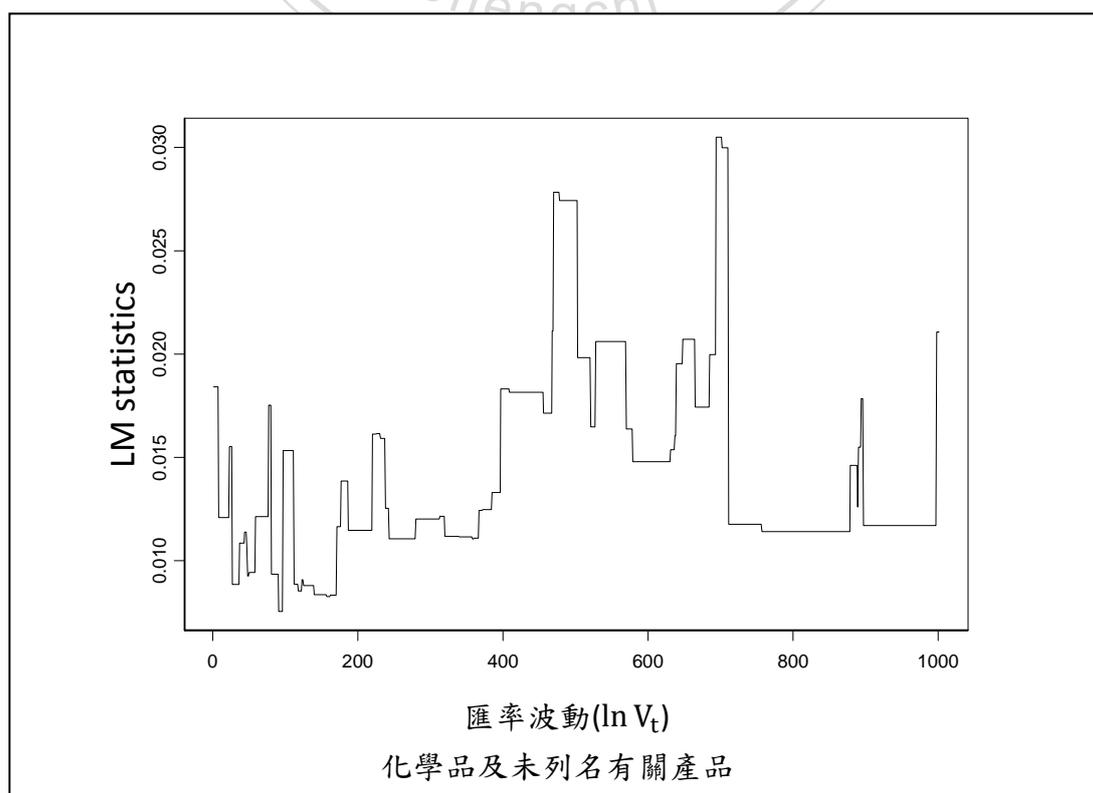
過拔靴法會得到一個 Supremum LM test 的分配。檢定結果呈現在[表十五]。

[表 十五]台灣對美國出口的 SITC 分類商品的的估計門檻值

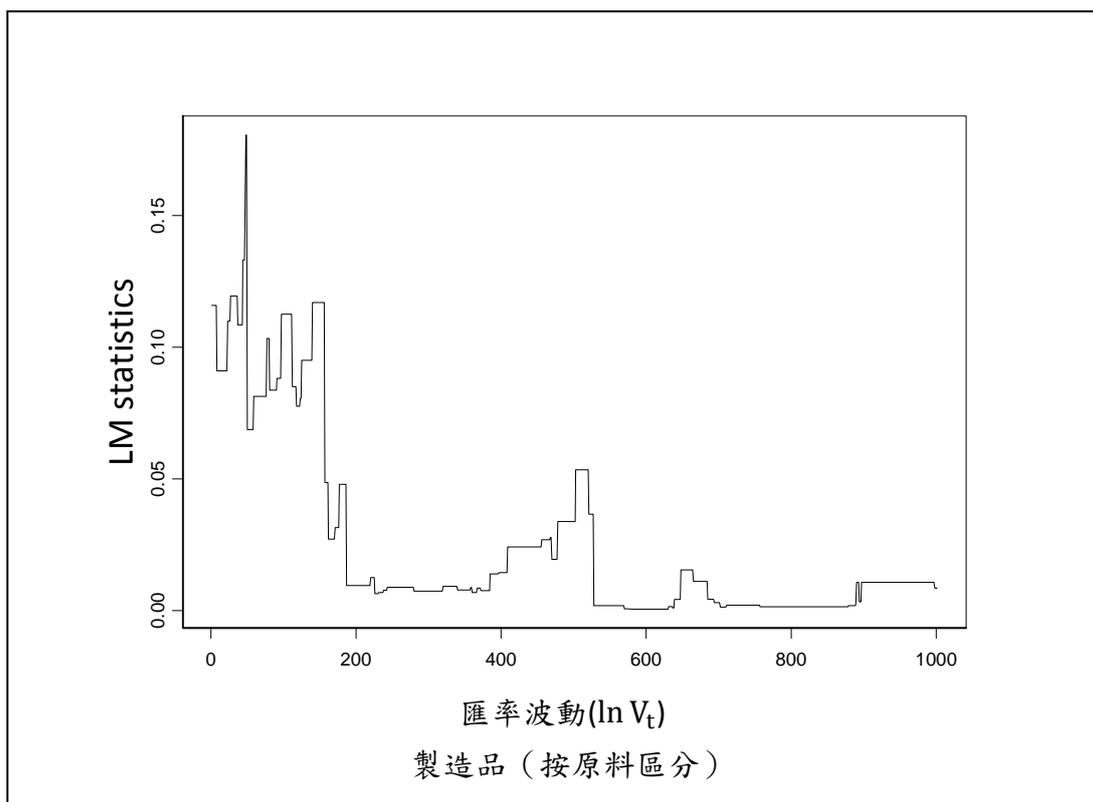
	門檻值	Supremum LM P-value	Regime 2	Regime 1	樣本數	
化學品及未列名有 關產品	-8.278616	0.030498	0.243	23	73	96
製造品 (按原料區分)	-8.831528	0.180614	0.006	67	29	96
機械及運輸設備	-8.460483	0.061007	0.052	35	61	96
其他製品	-8.702668	0.1185422	0.012	53	43	96

由[表十五]可以看出，台灣在 SITC 分類下第 6 和 8 類商品皆在 5% 的顯著水準下具有統計上的顯著性，顯示有門檻效應的存在。另外同樣可以觀察到，台灣在按原料區分的製造品和其他製品這兩組樣本期間則是有在超過一半的樣本時間點有實質匯率波動大於門檻點的現象；而台灣在另外兩組分類商品，也就是化學品及未列名有關產品和機械及運輸設備這兩類出口品在超過一半的樣本時間點有實質匯率波動小於門檻點的現象。原因可能在於產業特性和出口廠商對匯率波動風險認知的不同，導致台灣的原料區分的製造品和其他製品出口廠商對實質匯率波動變化的反應其他產業出口廠商來的較敏感。LM 統計量分布見[圖七]。

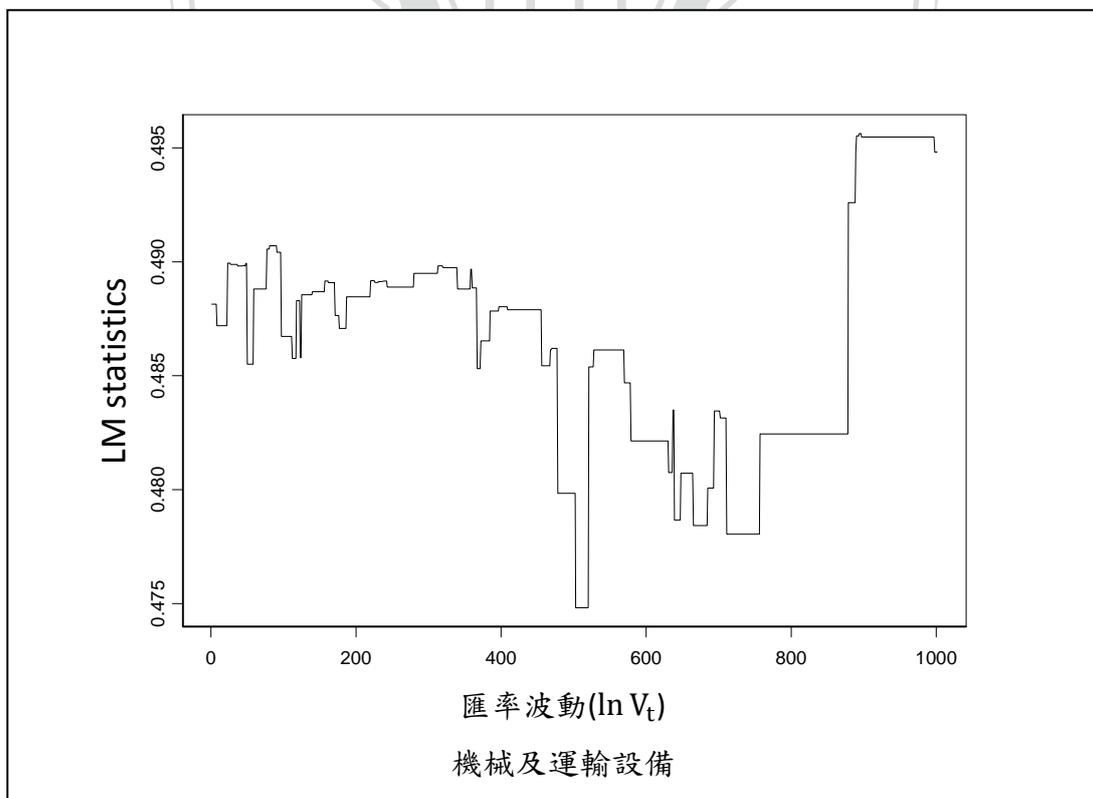
[圖 七]台灣對美國出口的 SITC 分類商品的匯率波動( $\ln V_t$ )和 LM 統計量  
7.a 化學品及未列名有關產品



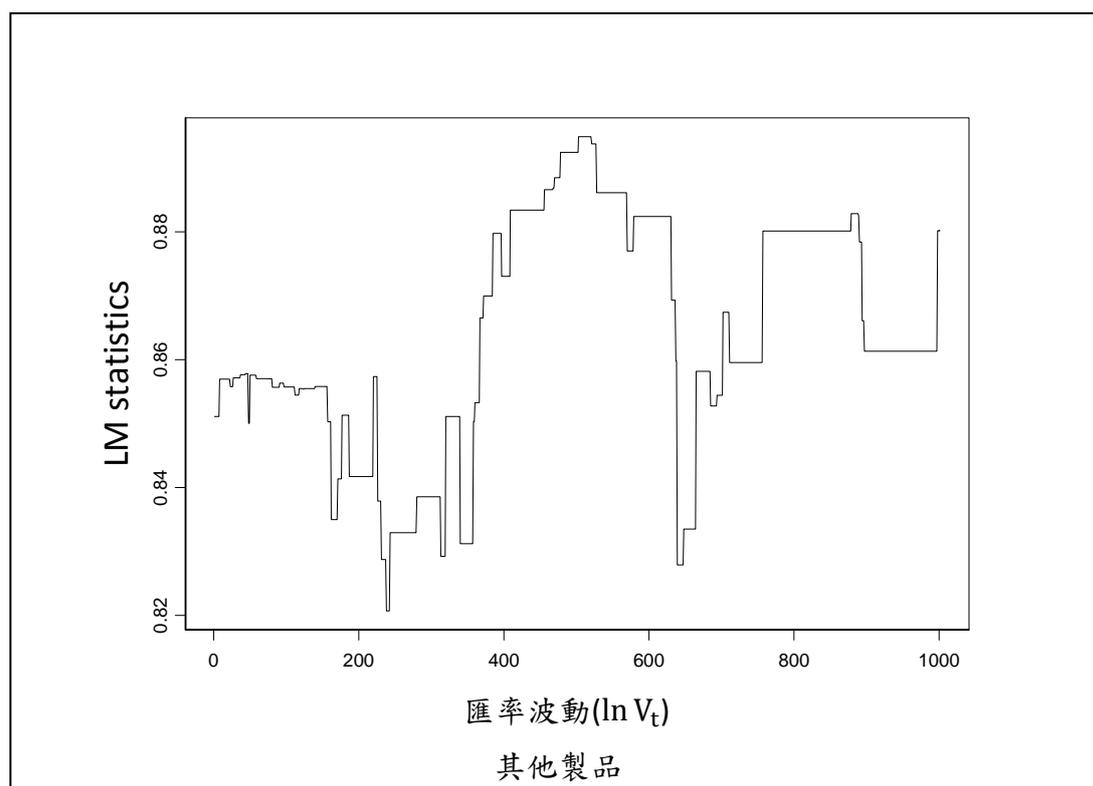
7.b 製造品 (按原料區分)



7.c 機械及運輸設備



## 7.d 其他製品



最小平方法 OLS 估計出的式子。結果呈現在[表十六]。

[表 十六]門檻模型方程式估計  
研究主體:台灣對美國出口的 SITC 分類第 5~8 大類  
樣本期間:1998 年 1 月至 2005 年 12 月月資料

	化學品及未列 名有關產品	製造品 (按原料區分)	機械及運輸設備	其他製品
截距	-6.2369 (3.5849)	16.5304 *	0.8934	20.3406 *
		(2.3960)	(1.5034)	(2.5087)
匯率波動	-0.1339 *	0.4813 *	-0.0588	-0.4524 *
	(0.0646)	(0.1831)	(0.0524)	(0.1202)
所得	4.0308 *	0.7048 *	3.2978 *	-1.8713 *
	(0.1813)	(0.3427)	(0.3222)	(0.4958)
相對物價水 準	-0.5454 *	-0.0384	0.0934	1.2953 *
	(0.2577)	(0.3512)	(0.1077)	(0.4394)
虛擬變數( $\gamma_1$ )	0.4525	-4.6577 *	0.6136	3.1302 *
	(0.9372)	(1.6737)	(0.5311)	(1.1145)
交叉項( $\gamma_2$ )	0.0451	-0.5173 *	0.0778	0.3504 *
	(0.1149)	(0.1872)	(0.0622)	(0.1261)
R square	0.4823	0.2371	0.7345	0.2434

註:括號內為標準差，\*為在5%顯著水準下顯著

虛擬變數是指當匯率波動大於門檻值時，就為1；其他情況就為0的虛擬變數。

交叉項是指虛擬變數乘匯率波動變數

方程式:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln V_t + \gamma_1 D + \gamma_2 D \ln V_t + \varepsilon_t^2$$

$$\text{Where } D = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln V_t \geq \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

由[表十六]可以看出:

(1) 對於進口國所得對出口量估計的係數符號，可以發現台灣除了其他製品外的其他三個分類的商品都是正，且四個分類在此項變數的係數都具統計上之顯著性，符號的正負號大致上符合預期，而且可以發現此變數對除了原料區分的製造品外的其他產業的出口量都具有相當大的影響力。

(2) 相對物價的係數符號台灣出口品分類中的其他製品和機械及運輸設備是正的；而台灣在出口品分類中的化學品及未列名有關產品和原料區分的製造品是負的；只有化學品及未列名有關產品和其他製品具統計上的顯著性。這一項變數的係數符號是較不符合經濟原理應該為負號，而在這裡卻是正號的。

(3) 再來是實質匯率波動的係數，這一項也和前兩個研究主題實證結果有所不同。在前兩個研究主題時可以發現加入門檻值估計後會使得跟原本沒加入門檻值估計時的結果會有所不同；但在台灣出口商品別研究時，卻發現加入門檻值估計和原本沒加入門檻值估計時的結果大部分是相同的。原本沒加入門檻值估計時實質匯率波動的係數符號在四種分類商品皆是負，但只有其他製品和機械及運輸設備具統計上的顯著性。再加入門檻值估計後，只有原料區分的製造品這一項商品的此項符號改變了，變成正號了。統計上的顯著性只有機械及運輸設備沒有外，SITC 分類中的其他分類 5、7、8 皆具有統計上的顯著性。這樣的結果顯示當處

於較低程度的實質匯率波動下，台灣的(5)化學品及未列名有關產品、(6)按原料區分的製造品和(8)其他製品出口商相較於(7)機械及運輸設備出口商會對實質匯率波動來的較敏感而調整貿易量。

(4) 另外從[表十六]可以看出由實質匯率波動變數乘虛擬變數的交叉項台灣除了按原料區分的製造品此種商品分類符號為負，且具統計上的顯著性外，其他組樣本期間符號皆為正，但只有其他製品這項商品具有統計上的顯著性。由虛擬變數項和交叉項的係數具有統計上的顯著性與否可以用來判斷門檻效應的存在與否。而由[表十六]的虛擬變數項和交叉項在按原料區分的製造品和其他製品這兩類分類商品係數都具統計上的顯著性可以看出對台灣而言，支持在這兩類分類商品內有門檻效應的存在，表示這兩類商品期間內貿易量會受到實質匯率波動幅度不同而有所不同。此項結果也符合 Supremum LM test 的檢定結果。

結論是台灣其他製品出口在面對較高度的貿易波動，會提昇貿易量來增加收益，顯示出高度的匯率波動會對此類商品貿易量有正面的影響。而台灣在按原料區分的製造品出口在面對較高度的貿易波動，會降低貿易量，顯示出高度的匯率波動會對此類商品貿易量有負面的影響。結果整理如下表[表十七]:

[表 十七]台灣不同出口商品產業的不同程度實質匯率波動對貿易量的影響  
[加入門檻值估計模型後，不同的實質匯率波動幅度大小對貿易量的影響整理]

台灣	化學品及未列名有關產品	製造品 (按原料區分)	機械及運輸設備	其他製品
低實質匯率波動	降低貿易量	增加貿易量	無明顯結論	降低貿易量
高實質匯率波動	無明顯結論	降低貿易量	無明顯結論	增加貿易量

[基本模型中的實質匯率波動對貿易量的影響整理]

台灣	化學品及未列名有關產品	製造品 (按原料區分)	機械及運輸設備	其他製品
實質匯率波動	無明顯結論	無明顯結論	降低貿易量	降低貿易量

來比較基本模型和加入門檻效果的模型的匯率波動效果，可以歸納出在區分出高低程度匯率波動影響後，會獲得較多的資訊。而在SITC分類中占台灣對美國出口的最大宗的第七分類：機械及運輸設備將近有60%的比重，但卻沒有門檻效應的存在，這同樣也可能影響在本章第三小節中的實證結果，台灣在亞洲金融風暴後的樣本期間實質匯率波動對貿易量的影響沒有門檻效應的存在。



## 第五章 結論與建議

此篇研究主要探討的對象是實質匯率波動效果對貿易量的影響，但與之前有些學者的研究使用將實質匯率波動維持固定而有些不同的是，考量到潛在的門檻效果對貿易量的影響，以加入門檻效果的模型為主要研究方法。主要的研究目標有兩個：(1)在亞洲四小龍中、台灣的不同期間的樣本資料和台灣不同產業的出口商品是否有門檻效果的存在(2)利用門檻效果來衡量實質匯率波動對貿易量的影響，與之前學者們的研究無法確定實質匯率波動對貿易量到底有正的影響或是負的影響，來做個比較及驗證。

另外此篇研究主要應用的方法有最近才在相關文獻中興起的門檻效應和時間序列模型的技術來建構分析的模型。值得一提的是利用了格式搜尋法找出目標方程式中的最小條件變異數來估計門檻值 $\tau$ ，再使用 Supremum Lagrange Multiplier test 來檢定格式搜尋法找出的門檻值 $\tau$ 。Zhang et. al(2006)應用了這些技術來研究 G7 實質匯率波動和貿易量的關係，而本篇主要是以亞洲四小龍為研究對象來探討實質匯率波動和貿易量的門檻效應；並深入研究台灣在不同樣本期間和不同產業出口的實質匯率波動和貿易量的門檻效應。為之前的研究做了模型定義和估計技術的延伸應用探討。

本文有下列幾點發現：

(1). 實證結果指出門檻效果在 1989 年至 2008 年(扣除 1997 年亞洲金融風暴發生年)的樣本期間時，亞洲四小龍除了台灣以外的其他三個國家都有門檻效果的存在。此項發現隱含了在實質匯率波動程度的不同時，對貿易量也會有不同的影響，因此一個單純的線性模型並不能夠完美的解釋實質匯率波動與貿易量的關係。

(2). 在 1989 年至 2008 年(扣除 1997 年)時，顯示在實質匯率波動低於門檻

值時，實質匯率波動對貿易量的影響大多國家呈不顯著；而在實質匯率波動高於門檻值時，實質匯率波動對貿易量的影響在香港和南韓兩國呈現負相關且有顯著效果。顯示與 Franke(1991)、De Grauwe(1988)不同的結果。在高實質匯率波動時會對貿易量有負的影響。只有在新加坡才在高實質匯率波動時會對貿易量有正向的影響。

(3). 台灣的門檻效果在 1989 年至 1996 年以及 1989 年至 2008 年(扣除 1996 年 7 月至 1998 年 6 月亞洲金融風暴發生年以及其延長影響月份)的樣本期間的樣本期間存在。而在 1998 年至 2008 年這段期間卻無門檻效果，推測可能是亞洲金融風暴後這段樣本期間中，貿易商對於高低的實質匯率波動，不會對貿易量做出太敏感的反應。

(4). 如同大多數國家經濟發展途徑一樣，我國經濟結構已由農業經濟轉向工業經濟，再轉向服務業經濟。台灣在 1989 年 1 月至 1996 年 12 月時，相對物價水準對貿易量有很大的影響力；而台灣在 1998 年 1 月至 2008 年 12 月時，景氣卻變成一個影響貿易量的決定性因素，可能產業結構發生了變化，例如受到經濟不景氣與房地產市場泡沫化的影響，國內營造業實質 GDP 自 1996 年起已多次出現負成長。由於產業結構由勞力密集轉向資本密集與技術密集，出口量的成長也大不如前。由此可以看出產業結構的轉變會使得各項變數的影響力有所改變。

(5). 台灣不同研究期間的實證結果顯示在實質匯率波動低於門檻值時，實質匯率波動對貿易量的影響大多呈不顯著；而在實質匯率波動高於門檻值時，實質匯率波動對貿易量有正向的影響，同 Zhang(2006)對 G7 的實證結果指出在 G7 中除義大利外，實質匯率波動高於門檻值時，實質匯率波動對貿易量有正向的影響。

(6). 台灣除了在 SITC 分類中占台灣對美國出口的最大宗的第七分類：機械及運輸設備貿易商對於高低的實質匯率波動，不會對貿易量做出太敏感的反應外。

台灣在 SITC 分類中的第五分類: 化學品及未列名有關產品、第六分類:按原料區分的製造品和第八分類: 其他製品在出口時面對不同大小程度的貿易波動, 實質匯率波動對貿易量的影響會有門檻效應的存在。

(7). 台灣在 SITC 分類中的第八分類:其他製品出口時在面對較高程度的貿易波動時, 會提昇貿易量來增加收益, 顯示出高程度的匯率波動會對此類商品貿易量有正面的影響。而台灣在 SITC 分類中的第六分類:按原料區分的製造品出口在面對較高程度的貿易波動, 會降低貿易量。在這兩種分類中實質匯率波動對貿易量的影響有門檻效應的存在。

有些國家的中央銀行有時候會利用匯率穩定政策來減少國際貿易或是國際投資等的實質經濟活動匯率波動時代來的潛在不利因素。以亞洲四小龍為例, 對台灣和新加坡而言, 這樣的政策帶來的幫助可能不是很大; 而對香港和南韓來說, 這樣的政策的確會幫助到國家經濟的穩定成長。因此因地制宜可能會是最好的政策制定方法。依照國家的經濟情況以及貿易商的特性來做出最佳的政策制定才是解決之道。

## 參考文獻

### 英文文獻

- Arize, A. C. (1995). The effects of exchange rate volatility on U.S. exports: an empirical investigation. *Southern Economic Journal*, 62, 1, 34-43.
- Asseery, A. and Peel, D.A. (1991). The effects of exchange rate volatility on export. *Economics Letters*, 37, 173-177
- Aurangzeb, A., Stengos, T., Mohammad, A.U. (2005). Short-Run and Long-Run Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Exports: A Case Study for Pakistan. *International Journal of Business and Economics*, 4, 3, 209-222
- Baldwin, R. (1988). Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect. *American Economic Review*, 78(4), 773-785.
- Bini-Smaghi, L. (1991). Exchange rate variability and trade: why is it so difficult to find any empirical relationship? *Applied Economics*, 23, 927-936.
- Bollerslev, T., Chou, R.Y. and Kroner, K.F. (1992) ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Chou, W.L. (2000). Exchange Rate Variability and China's Exports. *Journal of Comparative Economics*, 28, 61-79
- Chowdhury, A. R. (1993). Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models. *Review of Economics and Statistics*, 75, 700-706
- Clark, P.B. (1973). Uncertainty, Exchange risk, and the Level of International Trade.

- Western Economic Journal*, 11 (3), 302-313.
- Côté, A. (1994). Exchange rate volatility and trade: A survey. Working Paper 94-5, Bank of Canada.
- Cushman, D.O., (1983). The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade. *Journal of International Economics*, 15, 45-63.
- De Grauwe, P. (1988). Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade. *IMF Staff Papers*, 35, 63-84.
- De Grauwe, P. and Verfaillie, G. (1988). Exchange Rate Variability, Misalignment, and the European Monetary System. *National Bureau of Economic Research*, 77-104.
- Dixit, A. (1994). Hysteresis and the Duration of the J Curve. *Japan and the World Economy*, 6(2), 105–115.
- Engle, Robert, F. and Clive W.J. Granger. (2001). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Essays in Econometrics: Collected Paper of Clive, W.J. Granger. Volume 2. Causality, Intergration and Cointegration, and Long Memory*, Cambridge University Press.
- Engle, Robert, F. and Ng, Victor K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, American Finance Association, vol. 48(5), pages 1749-78, December.
- Ethier, W. (1973). International trade and the forward exchange market. *The American Economic Review*, 63, 3, 494-503
- Franke, G. (1991). Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy. *Journal of International Money and Finance*, 10,292-307.

- Grier, K., Smallwood, A., (2007). Uncertainty and export performance: Evidence from 18 countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 4, 965-979
- Hansen, Bruce E., (1996). Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis, *Econometrica*, 64(2), 413-430.
- Hansen, Bruce E., (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation, *Econometrica*, 68(3), 575-603.
- Hooper, p. and Kohlhagen, S. (1978). The effect of exchange rate uncertainty on the price and volume of International trade. *Journal of International Economics*, 8, 483-511
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vector. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Kasman, A. and Kasman, S. (2005). Exchange rate uncertainty in Turkey and impact on export volume. *METU Studies in Development*, 32, 41-58
- Klaassen, F. (2004). Why is it so difficult to find an effect of exchange rate risk on trade? *Journal of International Money and Finance*, 23, 817-839
- Koray, F. and Lastrapes, William, D. (1989). Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 71(4), pages 708-12, November.
- Kroner, Kenneth, F. and Lastrapes, William, D. (1993). The impact of exchange rate volatility on international trade: Reduced form estimates using the GARCH-in-mean model, *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol. 12(3), pages 298-318, June.
- McKenzie, M.D. and Brooks R.D. (1997). The impact of exchange rate volatility on German-US trade flows. *Journal of International Finance Markets*, 7, 73-87
- McKenzie, M.D. (1999). The Impact of Exchange Rate Volatility on International

- Trade Flows. *Journal of Economics Surveys*, 13, 71-106.
- Mohsen Bahmani-Oskooee. (1998). Cointegration approach to estimate the long-run trade elasticities in LDCs. *International Economic Journal*, Korean International Economic Association, 12 (3), 89-96.
- Nien, C.C.(2002) The effect of the Asian financial crisis on the relationships among open macroeconomic factors for Asian countries. *Applied Economics* , 34, 491-502.
- Peree, E. and Steinherr, A. (1989). Exchange rate uncertainty and foreign trade. *European Economic Review*, 33, 1241-64.
- Pozo, S. (1992). Conditional exchange rate volatility and Volume of international trade Evidence from early 1900's. *The Review of Economics and Statistics*, 74, 325-329
- Savvides, A. (1992). Unanticipated exchange rate variability and the growth of international trade. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128, 446-463.
- Sercu, P. (1992). Exchange rates, volatility and the option to trade. *Journal of International Money and Finance*, 11, 579-593.
- Sercu, P. and R. Uppal (2003). Exchange Rate Volatility and International Trade: A General–Equilibrium Analysis. *European Economic Review*, 47(3), 429–441.
- Sercu, P. and Vanhulle, C. (1992). Exchange rate volatility, international trade, and the value of exporting firm. *Journal of Banking and Finance*, 16(1), 152-182.
- Sukar, A. H. and Hassan, S. (2001). US exports and time-varying volatility of real exchange rate. *Global Finance Journal*, 12, 109-119.
- Teräsvirta. T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89,

208-218.

Tsay, R.S. (2005), Analysis of financial time series, second edition,  
Wiley-Interscience publication.

Venables, W.N. and Ripley, B.D. (2002), Modern applied statistics with S, Springer  
publication.

Viaene, J.M., de Vries, C.G. (1992). International trade and exchange rate volatility.  
European Economic Review, 36 (6), 1311-1321

Wang, Jianxin and Yang, Minxian, (2006). Asymmetric Volatility in the Foreign  
Exchange Markets. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=927173>

Zhang, Yanhong, Chang, Hui S. Gauger and Jean (2006). The Threshold Effect of  
Exchange Rate Volatility on Trade Volume: Evidence from G-7 Countries.  
*International Economic Journal*, Vol. 20, No. 4, 461-476

#### 中文文獻

方文碩與賴奕豪，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。

張瑞娟、徐茂炫、林君滢，民國94年，「匯率波動對出口貿易量之不對稱影響—  
台灣產業之實證研究」，台灣經濟論衡，第3卷第11期，頁1-35。

張瑞娟、徐茂炫、林君滢，民國95年，「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，  
第36卷第2期，頁115-140。

吳祥銘，民國89年，「亞洲金融風暴前後匯率波動對於出口影響之探討—以亞洲  
國家為例」，淡江大學國際貿易學研究所出版碩士論文。

林君滢，民國 93 年，「匯率波動對台灣出口貿易量之不對稱影響」，暨南大學經濟學研究所出版碩士論文。

胡育豪，民國 84 年，「匯率波動對出口量的影響--台灣出口產業之實證研究」，政治大學國際貿易學研究所出版碩士論文。

莊佳穎，民國 89 年，「匯率波動對台灣進口量影響之實證研究」，淡江大學國際貿易學研究所出版碩士論文。

陳乙銘，民國 82 年，「匯率及其波動對臺灣各產業部門出口的影響」，中興大學經濟學研究所出版碩士論文。

郭佩婷，民國 97 年，「匯率不確定性對台灣出口波動之影響」，政治大學國際貿易學研究所出版碩士論文。

黃久倫，民國 97 年，「匯率波動對貿易進出口影響之實證研究」，中正大學國際經濟學系研究所出版碩士論文。

黃韻禎，民國 96 年，「匯率波動對台灣出口的影響」，政治大學國際貿易學研究所出版碩士論文。

熊勇智，民國 84 年，「匯率波動對台灣進出口貿易量之影響」，中興大學經濟學研究所出版碩士論文。

趙蒼頡，民國 94 年，「匯率波動對台灣出口量的影響：以新加坡和泰國為例」，台灣大學國際企業學系研究所出版碩士論文。

蔡孟純，民國 88 年，「匯率波動風險對出口量的影響--對不同資料型態的分析」，淡江大學國際貿易學研究所出版碩士論文。

鄭俊揚，民國 93 年，「匯率波動對台灣產業進出口的影響」，台北大學經濟學研究所出版碩士論文。

蘇哲逸，民國 95 年，「匯率波動對出口貿易量的影響—非線性動態模型之分析」，南華大學經濟學研究所出版碩士論文。