

東海大學經濟系碩士論文

關稅政策與台灣經濟成長相互影響之分析

指導教授：賀惠玲 博士

研究生：黃肅貽 撰

中華民國 一 百 年 七 月

## 謝 辭

從大學開始到研究所畢業，很熟悉也很喜歡東海的一切，要畢業了真是非常地捨不得。在短短兩年的研究生涯中，也是我收穫最多的時候，論文的寫作比想像中還要困難多了，許多讀不完的文獻、不完整的數據資料、甚至是不斷重跑的實證結果，種種的挫折伴隨在這段過程之中。但也是讓我成長很多的時候，培養了我獨立思考的能力，並養成自己尋求問題答案的習慣，以及更懂得去處理壓力。感謝這兩年中所有幫助我、鼓勵我的人，因為有你們，我才有今日的成長。

首先，感謝我的指導老師賀惠玲老師，認識賀老師好幾年了，您總是非常的親切，讓人沒有距離感。謝謝老師在論文上不辭辛勞的指導，使我能夠逐步的完成論文，您也培養了我嚴謹的思考能力，並教導了我面對各種人事物熱心負責的態度。感謝王宜甲老師、姚名鴻老師、陳文典老師和研討會的評論人林佑龍老師，在我遇到問題時，總是細心的指導，給了我許多寶貴的建議，使論文能夠更完整。也感謝在研究所期間，每位老師對我的教導，讓我奠定良好的基礎，才能夠往更深、更廣的領域邁進。

感謝秀娟學姊給了我很多論文上的幫助，以及研究所的同學們欣芝、虹瑋、思蓓、尙珉、啓家、生富、崇憲、佳惠、倩瑩、博丞、正杰、晨激，有了你們的陪伴，使我不孤單，很高興在研究所可以認識你們，大家也要一起努力往人生的下個階段前進！

最感謝的就是我的家人，因為有父母親的全力支持，讓我可以全心全意的完成碩士學業。也感謝我的好朋友們，給了我許多意見，也分擔了我的不愉快，使我能夠邁開腳步，更堅強地走下去。我會好好珍惜擁有的一切，並微笑地面對未來的每一天。

黃肅貽 謹識

中華民國 100 年 7 月

## 摘 要

本文利用 1989 年第 1 季至 2010 年第 2 季的台灣總體時間序列資料，探討關稅和貿易政策與經濟成長間是否會相互影響。以有效稅率及貿易條件作為影響經濟成長的因素。實證分析首先對各變數作單根檢定，接著檢定變數間是否存在共整合關係，再以誤差修正模型及因果關係檢定來分析貿易政策與經濟成長之間的關係。實證結果顯示，各變數間存在一組長期的穩定均衡，有效稅率與實質每人國內生產毛額間互有負向且顯著的影響。有效稅率對實質每人國內生產毛額為負向顯著的影響，表示對某些產品課徵進口關稅，將提高這些產品的國內價格，使生產因素的分配及國內消費者的消費都受到扭曲，以國際價格計算之國民所得將降低，社會福利也會下降；同時也將使進出口量減少。實質每人國內生產毛額對有效稅率也有負向顯著的影響，表示經濟成長程度高時，國家會傾向自由貿易，希望國內生產的產品能在較低的關稅稅率之下出口到其他國家，因此，也會降低國內的進口關稅，期望他國能給予降低關稅稅率的優惠，以便擴展國外市場。

**關鍵詞：**關稅稅率、貿易政策、經濟成長、共整合、因果關係

## Abstract

This paper investigates the long-run equilibrium and short-run dynamic adjustment relationship among the tariff rate, trade policy and economic growth, using quarterly time-series data of Taiwan from 1989Q1 to 2010Q2. We first conduct the unit root test for the above variables. Then, we perform cointegration tests for these variables. Finally, we apply the vector error correction model (VECM) and Granger causality test to analyze the dynamic relationship between trade policy and economic growth. Our empirical results show that there exists a significant negative relationship between per capita real GDP and the effective tariff rate (measured as the ratio of tariff revenues on the imports value). The decrease in the effective tariff rate stimulates the economic growth in Taiwan. This confirms that the imposition of tariff will distort the distribution of inputs and consumption, real income, trade volume and social welfare. On the other hand, the increase in per capital GDP results in the decrease in the effective tariff rate, which implies that tariff policy can be endogenously determined by the government for economic growth.

**Keywords:** Trade policy, Economic growth, Cointegration, Causality test

# 目 錄

<b>第一章 前言</b> .....	<b>1</b>
第一節 我國經濟貿易政策之發展.....	2
第二節 國際重要組織介紹.....	7
第三節 研究動機與目的.....	9
<b>第二章 文獻回顧</b> .....	<b>11</b>
第一節 關稅和貿易政策對經濟成長的影響.....	11
第二節 經濟成長影響關稅和貿易政策.....	14
<b>第三章 理論模型</b> .....	<b>16</b>
第一節 經濟模型.....	16
第二節 計量模型.....	17
第一項 單根檢定.....	18
第二項 共整合檢定.....	19
第三項 因果關係檢定.....	21
<b>第四章 實證分析</b> .....	<b>23</b>
第一節 資料說明.....	23
第二節 單根檢定.....	24
第三節 共整合檢定.....	25
第四節 誤差修正模型.....	28
第五節 Granger 因果關係檢定.....	29
<b>第五章 結論</b> .....	<b>32</b>
<b>附錄一：各變數之時間趨勢圖</b> .....	<b>34</b>
<b>參考文獻</b> .....	<b>36</b>

## 表目錄

表一	貿易依存度.....	1
表二	變數定義.....	23
表三	單根檢定.....	24
表四	VAR 模型的選擇落後期數檢定 (VAR lag order selection criteria) .....	25
表五	共整合檢定.....	26
表六	誤差修正模型.....	28
表七	Granger 因果關係檢定 .....	29

## 圖目錄

圖一	貿易依存度.....	2
圖二	實質每人國內生產毛額之時間趨勢圖.....	34
圖三	實質有效稅率之時間趨勢圖.....	34
圖四	貿易條件之時間趨勢圖.....	35

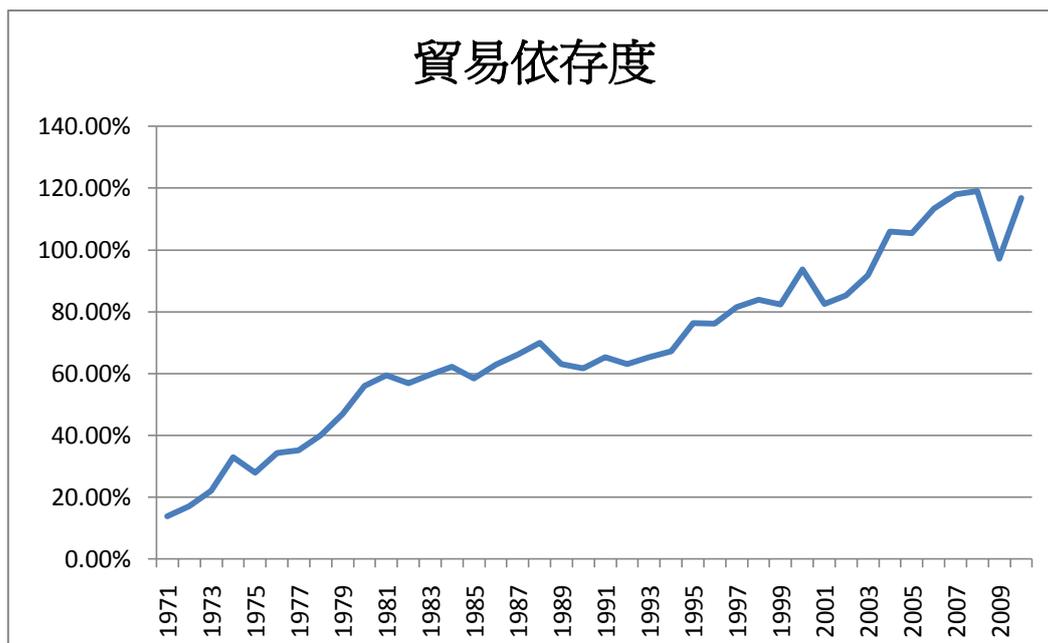
# 第一章 前言

我國是一個海島型國家，缺乏資源，因此貿易對國家之經濟非常重要。由表一可以看出進出口占國內生產毛額的比例在近 30 年來不斷地攀升，我國的開放程度一直提高，貿易依存度也從約 14% 增為 119%。由圖一也可看出貿易依存度一直呈現穩定的成長，除了在 2009 年因為金融風暴的影響，呈現稍微下滑的趨勢，但貿易依存度仍然有 97%，可以看出進出口貿易對台灣的佔有極大的影響，所以台灣的貿易政策更顯得非常重要。

表 1 台灣地區貿易依存度

年別	實質 GDP	實質出口		實質進口		貿易依存度
	合計	金額	佔 GDP 比例	金額	佔 GDP 比例	
1971	1,133,818	82,452	7.27%	73,950	6.52%	13.79%
1975	1,540,574	203,170	13.19%	226,849	14.73%	27.91%
1980	2,549,742	714,624	28.03%	712,414	27.94%	55.97%
1985	3,477,891	1,226,718	35.27%	803,382	23.10%	58.37%
1990	5,316,579	1,808,420	34.01%	1,473,688	27.72%	61.73%
1995	7,536,283	2,994,173	39.73%	2,755,095	36.56%	76.29%
2000	9,731,208	4,729,286	48.60%	4,391,226	45.13%	93.72%
2005	11,612,093	6,374,496	54.90%	5,877,163	50.61%	105.51%
2006	12,243,471	7,279,318	59.45%	6,604,337	53.94%	113.40%
2007	12,975,985	8,087,934	62.33%	7,211,791	55.58%	117.91%
2008	13,070,681	8,010,379	61.29%	7,551,084	57.77%	119.06%
2009	12,818,935	6,708,884	52.34%	5,757,178	44.91%	97.25%
2010	14,213,925	8,656,832	60.90%	7,943,487	55.89%	116.79%

資料來源：行政院主計處統計資料庫，經本研究整理，以 2006 年為基期。



圖一 貿易依存度時間趨勢圖

自由貿易（Free Trade）是指國與國之間免關稅的貨物及服務流通，且勞工及資金可以在國與國之間自由地流動，沒有保護國內產業的政策、補貼等保護主義，也是全球化的目標。

### 第一節 我國經濟及貿易政策之發展改革

我國於 2002 年 1 月 1 日正式成為世界貿易組織（World Trade Organization，以下簡稱 WTO）的會員，WTO 致力於國際間的自由貿易，我國加入 WTO 自然必須降低關稅和非關稅的貿易障礙。因此本國農產品的平均名目關稅由 2001 年的 20.02% 至 2002 年降為 14.86%，工業品由 2001 年的 6.03% 至 2002 年降為 5.78%。在台灣加入 WTO 之前，政府推動一連串的國家經濟建設計畫時，就已經有許多與經濟發展有關的貿易政策。根據徐世勳與吳中峻（1996）、賀惠玲（2002）可以將本國的經濟與貿易發展分為以下幾個階段：

#### 一、日本殖民統治時期（1895 年~1945 年）：

台灣曾是日本殖民地，因此在日本人「工業日本，農業台灣」的政策之下，本國對日本的輸出大多是農產品，如糖和米；而進口的產品大都是爲了滿足台灣人生活所需的工業品和原料。

#### 二、經濟重建期（1945 年~1952 年）：

台灣在 1945 年抗戰勝利回歸中華民國的版圖，但卻因爲人口暴增而造成物品供給相對不足，以及貨幣供給高速增加所引起的通貨膨脹，自 1945 年到 1949 年 6 月，平均每年的物價上漲率約爲 10 倍，幾乎可以說是平均每個月上漲約 22%。戰前台灣的對外貿易依賴日本，戰後日本欠缺外匯，使得台灣的產品失去外銷市場，出口市場萎縮；又因爲當時實施外匯管制，使得台灣的對外貿易幾乎停頓。因此，通貨膨脹和貿易停頓可以說是中央政府遷臺以來，首度面臨最棘手的難題。

1949 年政府進行幣值改革，隔年又與日本簽訂貿易協定，通貨膨脹和貿易停頓的問題才逐漸趨緩。但最佳的解決方法則歸功於 1951 年起美國對台灣的經濟援助，美國增加了對台灣的物資供給，成功地抑制了通貨膨脹。

#### 三、進口替代時期（1953 年~1958 年）：

政府實施第一期經濟建設計畫，發展勞力密集輕工業，以替代進口商品，再加上發展進口替代政策，以低利率及複式稅率，並提高關稅，還有嚴格的限制進口及外匯管制，以保護國內幼稚產業，特別是紡織業，此一時期也同時實施節省外匯支出的政策，使得進口佔國民生產毛額的百分比由 1952 年的 25.3% 降爲 1956 年的 22.2%。

#### 四、出口擴張時期（1959 年~1973 年）：

政府在這段期間實施放寬貿易管制、鼓勵出口，對生產過剩的紡織業採取促進出口政策，由出口帶動生產，並改革外匯管制以增加產品競爭力，使得 1963

年台灣對外貿易首次出現出口大於進口的出超，也使進出口總值除以國內生產毛額的貿易依存度從 1957 年的 21.1% 上升到 1973 年的 77.1%。此一時期本國[台灣也成爲美國及日本主要的加工地，兩國來台的投資額佔總投資額的 60% 以上，使台灣開始有了外匯累積。這個時期台灣經濟發展非常快速，到 1996 年的平均經濟成長率超過 9%，物價從膨脹轉爲穩定，失業率降低，儲蓄和投資大量增加，政府預算及國際收支也由赤字轉爲盈餘。

#### 五、第二次進口替代時期（1973 年~1979 年）：

在 1970 以前，每桶原油價格都在 2 美元以下，在 1974 年 1 月卻漲到每桶 11.651 美元，1980 年 11 月更漲到每桶 32 美元，因此稱這兩個時間爲第一次、第二次石油危機，全球皆陷入了經濟不景氣。石油危機對以出口爲主又能源稀少的台灣產生了很重大的衝擊，於是政府在 1974 年到 1980 年間，再度推動進口替代和出口工業並進的政策，由於出口快速增加，帶動了經濟的高度成長，使所得和儲蓄不斷提高。1974 年蔣經國總統推動十大建設，爲台灣的石化業和重工業打下良好的基礎，也使台灣的所得持續提高，從 1963 年到 1980 年，這 18 年來台灣的平均成長率爲 10%，也使台灣晉升到亞洲四小龍的行列，即使發生了兩次石油危機，這段時間依然是台灣經濟成長最快速的時期。

#### 六、自由化與國際化時期（1980 年至今）：

1980 年設立新竹科學園區，以優惠鼓勵投資高科技產業；1983 年放寬進出口與投資設限。1987 年取消戒嚴，政府開放大陸探親，促進兩岸經貿交流，許多台商到大陸投資，我國的出口也快速成長，使得所得不斷提高。但同年又卻因爲受到大量出超及外匯存底的壓力，使台幣升值，產生泡沫經濟，產值開始降低。

在此同時我國的國家建設計劃也開始積極地推動貿易自由化，與全球經濟潮流並進。這段期間我國一直與各國進行雙邊諮商，簽署雙邊協議，使我國具備了自由經濟及自由貿易的條件，爲台灣發展成亞太營運中心及加入 WTO 做準備。

政府並加強宣導對大陸政策，推動三通，以期望兩岸加入 WTO 之後，可從農業、服務業、貿易、生物科技等方面進行合作，爭取兩岸最大的經貿利益，有助於促進亞太地區金融及經濟的穩定，也能促使地區間各國的合作。

1989 年在坎培拉首次召開亞太經濟合作會議；歐盟也在 1991 年簽訂歐洲經濟暨貨幣聯盟草約，決定陸續完成境內貨幣的統一；美國、加拿大及墨西哥於 1994 年 1 月 1 日正式成立北美自由貿易區；WTO 更於 1995 年正式成立。許多經濟、貿易合作會議的簽定，都顯示出世界各國逐漸朝著經濟自由化前進。並由於電腦科技的發展，以及國際間網際網路的無遠弗屆，資訊革命對全球經濟產生重大的影響力。因此在這段期間各國的經濟不論是生產、消費、貿易都出現了結構性的轉變。

台灣受到了經濟自由化和資訊革命的影響，在 1991 年至 1996 年間，政府推動國家建設六年計畫，以「重建經濟社會秩序，謀求全面平衡發展」為目標，並且還有提高國民所得、厚植產業潛力、均衡區域建設、提升生活品質的輔助計畫，以加強推動重大公共建設，帶動國內需求繼續擴張來增強生產力，並以經濟成長率年平均達到 7.0% 為目標。在 1997 年至 2000 年間，則推動跨世紀國家建設計畫，長期目標為經濟成長年平均達到 6.5%，消費者物價上漲率平均每年不超過 3.1%。同時努力建構兩岸協商，以達到互信互惠的兩岸關係，進而使兩岸成為整體對外經貿關係的一環。

1997 年 7 月發生東南亞金融風暴，泰銖大幅貶值，股市崩盤，迅速影響到附近的印尼、馬來西亞、菲律賓及新加坡，台灣、香港以及東北亞的日本、韓國也深受其害。因為這個金融風暴，台灣的經濟成長率從 1997 年的 6.7% 降至 1998 年的 4.6%，出口成長率變為負值，新台幣更從一美元兌換 27.49 元貶值到兌換 32.64 元。由此可見，全球化之後，各國間的經濟更是環環相扣，互相影響的。

七、二十一世紀：

二十世紀之後，資訊通信科技的研發與創新，使得全球朝向數位化邁進，對全球及台灣的發展都有重大的轉變。自由化的腳步在金融貿易方面也加速進行著，各國的資本、勞務及產品移轉都藉由網際網路的蓬勃發展而更加順暢。

台灣自 1953 年以來，政府持續堆動了十一期的國家經濟建設計畫，將台灣帶入了經濟富足、政治民主的社會。但在以經濟發展為第一目標的狀況下，卻忽視了環境保護的問題，因此在 2001 年至 2004 年的新世紀國家建設計劃中，除了長期目標經濟成長率年平均為 5.6%，消費者核心物價（不含新鮮蔬果及魚類和能源）上漲率平均每年不超過 2.0%，並以將「台灣成為綠色矽島」為主要目標，且繼續貫徹「自由化」、「國際化」及「制度化」的政策。

我國自 2002 年加入 WTO 之後，經貿空間原本應該可以隨著 WTO 的多邊協議架構而展開，但 WTO 談判進展延宕及多邊經貿談判困難，導致區域貿易聯盟逐漸形成潮流。例如歐洲聯盟、北美自由貿易區及東協自由貿易區等，這些自由貿易區除了關稅自由化之外，還包含消除其他非關稅障礙，促進雙邊投資，人員及資金流動的便捷，區域內的自由化對非會員不可避免的產生了一定的排擠效果。

為了避免遭排擠於各區域貿易聯盟之外，造成貿易衰退，我國於 2010 年 6 月 29 日簽訂兩岸經濟合作架構協議(Economic Cooperation Framework Agreement，以下簡稱 ECFA)，ECFA 是一個台灣與中國之間排除關稅和非關稅障礙的商品貿易協定，屬於雙邊的自由貿易協定，在 10 年之內，台灣與中國的市場將會互相大幅開放，並且 90% 的商品及服務在兩岸流轉完全免關稅。因此出口商品在進口國免關稅，也是 ECFA 簽訂的主要利益來源。ECFA 於 2011 年 1 月 1 日生效，對台灣短期的經濟相當有幫助，因為出口的增加，使得台灣的企業收益增加，股價上漲，外資會流入台灣，增加台灣的就業機會，人民的所得會因此提高許多，但也會造成對中國的依賴逐漸提高。

## 第二節 國際重要組織介紹

### 一、世界貿易組織

世界貿易組織是現代最重要的國際經濟組織之一，負責監督成員之間的各種貿易協議，總部位於瑞士日內瓦，前身是 1948 年開始實施的關稅及貿易總協定（GATT）秘書處；在 1990 年 12 月，關貿總協定在烏拉圭回合談判，形成了「多邊貿易組織協定」；1993 年 11 月，美國提議將「多邊貿易組織」易名為「世界貿易組織」；而世界貿易組織於 1995 年 1 月 1 日正式成立。截至 2008 年 7 月 23 日，世界貿易組織共有 153 個成員，成員間的貿易額佔世界貿易額的大多數，因此被稱為「經濟聯合國」。

設立 WTO 主要目標為提高生活水平，保證充分就業，大幅地提高實際收入和有效需求，並擴大貨物和服務的生產及貿易，通過實質性削減關稅的措施，以維持多邊貿易體制。WTO 的基本原則為非歧視性原則（最惠國待遇原則）、透明度原則、自由貿易原則、公平競爭原則，若是有成員國不遵守貿易協議，則世界貿易組織可以授權對不遵守規定的國家施行貿易制裁。

中華民國於 2002 年 1 月 1 日以台澎金馬個別關稅領域正式加入世界貿易組織，成為 WTO 第 144 個會員，這也是台灣對外經貿及國際關係一個重要的成就，除了擴大台灣對外的經貿活動，也希望藉由 WTO 這個國際間重要的經貿舞台，提升台灣在國際上的地位。

### 二、東南亞國家協會（The Association of Southeast Asian Nations，簡稱 ASEAN）

1967 年由印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡及泰國簽署了「曼谷宣言」，創建了東南亞國家協會，目前則有印尼、越南、寮國、汶萊、泰國、緬甸、菲律賓、柬埔寨、新加坡、馬來西亞等東南亞十個國家所組成的國際組織，主張以對話方式推動區域內政治、經濟與社會合作。組織內目前的稅率在開發程度較高的六個國家間均低於 2%，東協十國希望於 2015 年達成「東協經濟共同體」（ASEAN

Economic Community，簡稱 AEC）及會員國間的貨品貿易零關稅的目標。

除了原本的會員國之外，爲了推動東亞區域整合，東協於 2002 年開始與區域外的國家以「加一」（如東協加上中國或日本或韓國）、「加三」（東協加上中日韓）、「東亞高峰會」（東協加上中、日、韓、紐、澳、印度六個國家）的形式建立合作關係。目前東協已與以上六個國家簽訂自由貿易協定，與區域外貿易夥伴逐漸達成關稅減讓及消除非關稅貿易障礙等目標。

東協與中國大陸自由貿易區於 2010 年 1 月 1 日正式生效，將有 90% 的中國大陸產品在東協境內享受零關稅待遇，在服務業市場也享有互惠的優惠待遇，就經濟規模而言，東協與中國大陸將會僅次於歐盟與北美自由貿易區，成爲全世界第三大自由貿易區。

中華經濟研究院成立了「台灣東南亞國家協會研究中心」（Taiwan ASEAN Studies Center，簡稱 TASC「台灣東協中心」），於 2009 年 12 月 16 日開幕，主要針對 2008 年全球金融風暴對東亞經濟的影響，以及台灣如何加強與東南亞國家進行合作等議題進行研究。黃暖婷（2010）提到我國在市場上競爭最爲激烈的韓國，分別與美國、歐盟、印度簽署協定，在 2009 年更與東協簽署自由貿易協定，所以出口產品與韓國高度相似的台灣，如何將經貿力量延伸，並建立自己不可取代的地位，就顯得相當重要，如此才能避免在亞太經貿地區被邊緣化的命運。

### 三、兩岸經濟合作架構協議

ECFA 是一個台灣與中國之間排除關稅和非關稅障礙的商品貿易協定，屬於雙邊的自由貿易協定，在 10 年之內，台灣與中國的市場將會互相大幅開放，並且 90% 的商品及服務在兩岸之間完全免關稅。因此出口商品在進口國免關稅，也是 ECFA 簽訂的主要利益來源。

對台灣短期的經濟相當有幫助，因爲出口的增加，使得台灣的企業收益增加，股價上漲，外資會流入台灣，增加台灣的就業機會，人民的所得會因此提高許多，

但也會造成對中國的依賴逐漸提高。在 10 年之內，台灣也必須開放讓中國的商品進口免關稅，這會導致中國廉價的勞工與商品進入台灣，影響了本國勞工的就業與國產商品的競爭力。

台灣智庫編輯群（2010）在「ECFA，不能說的秘密？」書中提到，台灣要簽訂 ECFA 必須要有以下的前提：把不公平的稅制或政策拿掉；具體保證台灣可以與其他國家簽訂 FTA；須想好配套措施，協助受害的產業及失業者；要公平，不要有特權，以免妨礙台灣產業的發展。所以台灣必須有完整的配套措施，提高中小企業與農漁業的產品競爭能力，讓 ECFA 簽署之後，台灣依然可以與中國的勞力及商品競爭。現在全球化之後，資本家會選擇到薪資較少的國家進行生產，所以國際要素價格均等化之後，台灣一定要找比我們更富有的國家進行經貿合作，才能維持台灣的工作機會和薪資所得。所以要發展別人沒有的能力與技術，才能創造自己在全球化下的競爭機會。

### 第三節 研究動機與目的

由以上敘述可見，不論是長程或短程，貿易在台灣經濟成長中都扮演了極為重要的角色，貿易政策及關稅的改變在許多研究中都被證實對經濟成長有顯著的影響。而在國際貿易的理論中，自由貿易對貿易小國而言是可以使國家福利最大的貿易政策，但貿易大國則可以藉由增減進出口量（金額）來影響世界市場的價格，因此，可藉由課徵關稅來提高國家的福利，也有國家如日本及印度，主張內需的擴張才是造成經濟成長的原因。這些都使我們對「我國的關稅對經濟成長的影響」產生研究的興趣。

過去的研究大多偏於理論模型之探討，或是使用的實證資料年代較早，且大多數是針對歐美國家的研究。因此本研究利用我國由西元 1989 年第 1 季至 2010 年第 2 季的資料，來分析探討我國關稅對經濟成長的關係。

本文研究的結果希望可以提供貿易政策的決策者瞭解改變進口關稅稅率對經濟成長的影響，在將來進行對其他各國的雙邊或多邊談判時，能預知談判結果對我國經濟的影響，以期望有更佳的決策。並期望能了解經濟成長的程度不同，是否也會有不同的貿易政策。

本文內容共分爲五節。第一節爲前言，說明本文的研究動機與目的以及我國經濟貿易的發展。第二節爲文獻回顧，分別對關稅與貿易政策影響經濟成長及經濟成長影響關稅與貿易政策雙向關係的理論及實證文獻加以探討。第三節爲理論模型，分別以經濟模型與計量模型做介紹。第四節爲實證結果分析，並說明資料的來源與處理方法以及實證的結果。第五節爲結論以及對後續研究方向的建議。

## 第二章 文獻回顧

### 第一節 關稅和貿易政策對經濟成長的影響

過去十幾年有許多關於關稅和貿易政策與經濟成長之間的研究，這些文獻有人支持貿易政策越開放，經濟成長越快速。如徐世勳與吳中峻（1996）採取澳洲 ORANI 模型之 Johansen 方法及 GEMPACK 電腦軟體處理一般均衡聯立方程式求解的問題。以計算一般均衡模型（CGE）重新評估出口部門對我國總體經濟與產業成長及關聯性的政策效果，並探討出口結構與產出結構的變動關係，更進一步的分析關稅的變動對我國出口貿易及總體經濟的影響。作者以民國五十五年及民國八十年間，當中八年的投入產出表作為實證研究。得到了以下的結論：（1）出口部門的擴張是我國國內生產毛額成長的主要來源之一；（2）進口數量管制，在價格機能的調整下，使國內生產成本與商品價格提高，反而不利經濟成長；（3）以進口數量限制為手段的進口替代措施，會降低出口擴張對經濟成長的效果。作者並個別分析了進出口的政策涵義：進口數量限制可能透過價格機能的調整，抑制部分經濟成長的速度，因此應該盡量避免無謂的進口管制；在出口部門方面，自 1986 年以後農業產品的出口出現負成長，因此在關心加入國際貿易組織所可能引發農產品進口衝擊之餘，亦應該注意農產品國際貿易自由化之下，我國農產品出口在國際市場上競爭力的變化，而工業商品出口對國內生產毛額所誘發的百分比變動率，已有遞減的現象，因此服務業將可成為引領我國經濟成長的另一開端產業。

Osang and Pereira（1996）主張大部分的關稅會降低經濟成長，特別是短期。但是低關稅制度下的高成長率，提供消費水準快速增加，而減緩降低相對福利是高關稅制度的優勢。此外，採用高關稅時，短期產出價值和消費成長率皆在基本的水準之上。不論長期或短期，實施關稅皆會使經濟成長降低，但是對消費財課徵關稅則例外。收益中立的關稅改革，可能會增加經濟成長和福利。關稅改革造

成經濟成長提高，但不一定會使福利提高，因為可能會有強的反向移轉效果。

Walde and Wood (2004) 認為在靜態效果中，當一個國家進口商品的關稅降低，會造成進口增加、出口增加和經濟成長。較低的關稅會造成勞動密集商品的本國價格較低，導致失業以及 GDP 和福利潛在的損失。在動態分析中，資本密集的最終商品價格下跌，導致較高的成長；若是勞動密集的最終商品價格下跌，則成長較緩慢。一國研究開發的補貼增加，將使世界創新的比率增加，出口成長率也會上升。本篇作者同時得到以下結論：較高的出口稅和進口稅會使出口數量和進口數量降低；貿易自由化，降低進出口關稅，才會導致較高的成長。較低的關稅會使得進口增加和經濟成長增加，當關稅為零時，GDP 達到極大。所以貿易對經濟成長有益，因此，國家應該採自由貿易政策，以產生更多的貿易和更高的經濟成長。

王騰坤、黃子庭 (2006) 指出徵收關稅導致進口數量減少，換取外匯的需求量將減少，會導致外匯市場上本國貨幣對外國貨幣比價的上升，反而不利出口，間接也影響國民所得。而徵收進口關稅，對某些產業實施保護，其結果會降低經濟增長的效益和效率。因為徵收關稅阻礙了國際貿易的發展，影響各國比較優勢和規模經濟之效益的發揮，使得資源不能得到合理的配置和有效的使用，降低了經濟的增長速度。且在政府徵收關稅的保護下，企業發展的動力因而被削弱，降低了經濟的增長速度。

但也有學者主張保護本國產業的貿易政策，會促進經濟成長。張瑞雲 (2001) 提出在一個經濟體系中，課徵關稅除了可以提高政府收入之外，其主要之目的就是保護國內的產業，來促進經濟的發展，提升經濟成長，改善一國在國際間的競爭能力。作者同時指出亞太經濟合作會議 (Asia Pacific Economic Cooperation, 以下簡稱 APEC) 國家之政策背景，主要為加強全球多邊貿易體系與加速國際自由化的腳步，積極參與活動及推動多邊協商，並尋求與世界貿易組織合作發展的可能性。為了加入世界貿易組織，各國關稅稅率亦大幅削減，積極削減關稅及非

關稅貿易障礙，以期促進亞太區域之貿易及經濟成長。實證研究顯示，作者以 Unconditional Convergence Model 及 Factor Accumulation Model 之經濟成長方程式為分析基礎，並採用 O'Rourke (2000) 所設立的模型，分析 1970 年至 1998 年這段期間經濟指標與經濟成長之間的關係。作者使用平均關稅率來代替關稅率，算法為總關稅收入除以總進口值，可得到最初所得與平均關稅率為顯著的且對經濟成長率有負向的影響，代表課徵關稅稅率較高的國家，其競爭力較低，會減緩經濟成長的速度。作者另以出口值佔進口值的比例來代表關稅政策，可以得到顯著的結果且對經濟成長有正向的影響，說明了出口值占進口值的比例越大，貿易開放程度越大，經濟成長率越高。所以採行開放的貿易政策，逐步減少貿易障礙，對經濟成長率的提升有正面助益。

也有學者根據不同的開發程度進行分析，Young (1991) 證實了不同的開發程度會影響經濟成長率，他採用了內生成長模型級邊做邊學的方法探討貿易與經濟成長的關係，調查了低度開發國家和已開發國家的經濟成長，兩者的區別在於已開發國家有較高的知識水準，作者發現自由貿易在低度開發國家(已開發國家)的地區，造成的技術發展率和經濟成長小於或等於(大於或等於)那些自給自足的地區。因為已開發國家的人民有高所得，可以消費品質較好且數量較多的商品，因此自由貿易使得已開發國家的經濟成長率增加，而低度開發國家的經濟成長率則下降。

而 Naito (2003) 採用兩個最終財、兩個投入小型開放的內生成長模型，並假設稅收總額不變，分析關稅的成長效果。結果得到以下結論：(1) 貿易型態會影響關稅制度的成長效果。例如：若開發中國家出口機器，那麼對食物所課之關稅與對原物料所課之關稅的替代效果將促進成長；若開發中國家是出口食品，則無法判斷哪兩種關稅之替代效果可促進成長。(2) 若一個國家出口消費財，產品之間的替代彈性可以提供給決策者知道該利用何種產品之間的關稅替代效果，來促進經濟成長。(3) 可以促進經濟成長的關稅結構未必能提高福利。

Naito (2006) 也指出在 WTO 的壓力下，開發中國家的政府皆實施降低關稅的政策，這些國家便藉由課徵間接稅來彌補政府的稅收。Naito 並建構一個資本財及一個消費財的小型開放內生成長模型，在稅收不變的假設下，尋求最適的進口關稅及消費稅的組合。得到的結論有 (1) 最適課稅結構對資本財之消費的扭曲比對消費產品大、(2) 最適關稅稅率是正的，表示自由貿易對貿易小國也不一定是最適的貿易政策。

## 第二節 經濟成長影響關稅及貿易政策

本文主要探討關稅及貿易政策與經濟成長之間是否具有相互影響的關係，而同樣也有部分學者提出經濟成長會影響貿易政策。如 Bahra and Kaempfer (1991) 使用 1890 年至 1970 年總體變數的年資料及 vector autoregressive model，探討進口關稅與美國之間的關係。作者提到失業率、實質 GNP、物價之變動皆會影響平均關稅稅率，但貿易收支之變動則對平均關稅沒有影響。這個結論也支持了關稅稅率確實應該具有內生性。實證的結果顯示，該研究指出關稅對通貨膨脹和貿易收支有影響，然而在美國沒有證據支持關稅影響實質 GNP 或失業改變的假說。不過這個假說是建立在國際貿易扮演一個相對較不重要之角色的經濟體系。在更開放的環境中，關稅對實質 GNP 和失業之改變的影響應該更重要。

李茂 (2002) 認為各國設置關稅之目的主要是考慮保護國內產業的發展。儘管關稅在增加財政收入和維護社會公平等方面也有重要的作用，但就絕大多數國家而言，關稅之基本功能仍是保護國內新生產業的成長，以促進經濟的長遠發展。但關稅保護亦有時限，即關稅經過一定時間之後應該降低，甚至完全取消。所以隨著一國經濟的成長，關稅水準下降是必然的趨勢。

Walde and Wood (2004) 提出在靜態效果中，GDP 上升，會造成資本密集商品的產出增加，勞動密集商品的產出減少。在資本充裕的國家中，因為更專業化，

資本存貨增加會導致貿易產生。在勞動充裕的國家中，資本存貨增加則會導致貿易減少，因為專業化降低。在動態分析中，補貼使研究開發的部門有更多的資源，研究開發密集使用的要素相對價格較高，商品較專業化。所以一國的研究開發補貼增加，造成世界創新率上升，出口成長率上升。

林鐘雄（2009）在「西洋經濟思想史」一書中也提到，在重商主義時期，爲了創造貿易順差，經濟學家皆主張管制對外貿易。對於國內不能自己生產的原料給予免稅或輕稅進口；對於國內能生產的原料及製造品則給予保護，並禁止國內原料的出口。例如英國伊利莎白女王時代禁止活綿羊的出口，違者重罰，對製成品的進口課高關稅，出口則給予鼓勵並補貼。目的在阻止外國製造業者取得廉價原料的機會；並使本國業者能獲得低廉的原料，以增加產品出口的競爭力，重商主義者主張貿易順差可使國家富強。相對的，到了十八世紀中葉，英國不論貿易或製造業都超越鄰國，不必擔心國外的競爭，因而古典學派高唱自由貿易，主張各國根據比較利益法則進行貿易，將使各國的福利最大。

### 第三章 理論模型

#### 第一節 經濟模型

本文主要探討關稅政策與台灣經濟成長的相互影響，我們以徐世勳與吳中峻（1996）使用的關稅收入除以進口值等於實質有效稅率，代表台灣的關稅政策。但是黃台心（2002）認為採用兩個變數從事因果關係檢定，忽略其他變數的重要性，易導致獲得雙向因果關係。實質每人國民生產毛額與實質有效稅率兩變數間，可能根本沒有任何關係，但因模型中忽略其他變數，使得其他變數對實質每人國民生產毛額與實質有效稅率的影響效果進入模型中，使研究者誤以為兩者間呈現雙向因果關係。

因此加入實質出口價格指數除以實質進口價格指數再乘以 100 當作貿易條件指數（terms of trade index, TOT index），貿易條件指數是用來衡量一個國家出口相對於進口的獲利能力，並能夠反映出一國的對外貿易狀況。加入貿易條件指數這個變數後，除了可以消除只使用兩個變數易獲得雙向的因果關係外，它也代表本國產品的價格競爭力，進而與實質匯率有相當程度關連。

而 Bohara and Kaempfer（1991）提出在一般的情況下，時間數列分析的變數都是自然平均，例如總體經濟變數的失業、通貨膨脹、實質國民生產毛額，在模型中都扮演非常有效的因素。

黃台心（2002）使用 1951 年至 2001 年間，四個變數（所得、出口、固定資本形成及貿易條件）的向量自我回歸模型，探討出口導引經濟成長的假說，是否適用於台灣。實證結果顯示，政府過去所採行的出口擴張政策，成功地導引總體經濟成長。而 Walde and Wood（2004）提出出口對成長有正向的影響力，因為廠商從外國貿易伙伴學習較佳的技術和組織體制，使得生產力提高。但是當進口變數加入回歸模型中，出口變數之係數將變小，表示每人 GDP 成長率的解釋力主

要來自進口變數，進口對經濟成長具有正向且有意義的影響。

但是本文有效稅率變數的分母即為進口值，若再放入進口這個變數，兩變數之間可能會有高度的相關性。因此，本文選用有效關稅稅率、貿易條件指數作為影響經濟成長的因素，各變數對經濟成長之影響可由（1）式表示：

$$y_t = f(RATE_t, TOT_t) \quad (1)$$

其中  $y$  表示實質每人國內生產毛額； $RATE$  表示有效稅率； $TOT$  表示貿易條件，下標  $t$  為時間。因為本文要探討台灣的關稅政策與經濟成長是否會互相影響，因此將有效稅率當作被解釋變數，實質每人國內生產毛額當作解釋變數，則模型可改寫成如（2）式所表示：

$$RATE_t = g(y_t, TOT_t) \quad (2)$$

大部分的文獻都顯示關稅政策和貿易政策對經濟成長有顯著的相關，關稅的提高會造成經濟成長下降，而開放性的貿易政策則會提高經濟成長。但是僅有較少的文獻提到經濟成長會影響關稅政策及貿易政策，因此，本文以計量模型檢驗經濟成長與關稅政策之間，彼此是否會相互影響，即兩者是否可互為解釋變數與被解釋變數。

## 第二節 計量模型<sup>1</sup>

研究時間序列的模型中，必須先檢定數列是屬於定態或是非定態，若變數是屬於非定態的特性，則容易產生「假性回歸」(spurious regression) 的現象。假性回歸是指原本可能毫無因果關係的變數之間，出現假的因果關係。為了避免此種狀況的發生，我們不採用一般的最小平方法(Ordinary least square, 簡稱 OLS) 進行估計。

---

<sup>1</sup> 計量模型的部分，本文參考楊弈農（2006）、張淑華等（2008）、Hill et al.（2008）

本文首先以「單根檢定法」(unit root test) 檢定所研究的變數是否為定態，張淑華等(2008)提到若時間序列變數為定態，則當一個外在衝擊發生時，只會產生短暫的影響，隨著時間的拉長，時間序列變數將會回到長期的均衡；若外在的衝擊造成了恆常性的影響，則無法隨著時間經過回到長期的均衡。其次，檢定變數間是否存在共整合(cointegration) 關係，若變數間具有共整合關係時，表示這些變數長期而言，具有往「均衡方向調整」的特性。最後再以誤差修正模型(vector error correction model, VECM)，估計變數之間的因果關係。

## 第一項 單根檢定

本文採用 Dickey and Fuller(1981)所提出的 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 檢定法來進行單根檢定，ADF 檢定方程式如下：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 $\Delta$ 表示一階差分運算因子(first-difference operator)， $\Delta y_{t-1} = (y_t - y_{t-1})$ ， $\alpha$ 為截距項， $\beta$ 為係數， $t$ 為時間趨勢， $p$ 為落後期數， $\varepsilon_t$ 為定態的殘差項，其期望值為零且變異數固定。增加許多被解釋變數一階差分的落後項，以確保殘差不存在自我相關。方程式中(3)式沒有截距項和時間趨勢，(4)式有截距項但是沒有時間趨勢，(5)式含有截距項與時間趨勢。我們從各個變數的時間趨勢圖中發現，各變數皆具有截距項，並存在線性趨勢，所以選擇用含有截距項和時間趨勢的(5)式來進行檢定。

虛無假設為時間序列變數具有單根，當 $\gamma = 0$ 時，無法拒絕虛無假設，我們稱此時間序列變數有單根，為非定態的數列；若臨界值拒絕虛無假設 $\gamma = 0$ 時，

可以拒絕單根的存在，我們稱此變數為定態數列。

ADF 檢定的殘差必須符合無自我相關和具有同質變異的特性，若這些條件無法被滿足時，可以採用 Phillips and Peron (1988) 所提出的 PP 檢定法，PP 檢定允許殘差存在自我相關和異質變異。因此本文以 ADF 檢定法和 PP 檢定法來檢定時間序列變數是否具有單根的存在。若使用的 ADF 檢定法與 PP 檢定法兩者的單根檢定結果不同時，以較嚴謹的方法判斷，當兩者的檢定結果皆無法拒絕虛無假設時，才決定變數具有單根存在，為一個非定態的時間序列變數。

## 第二項 共整合檢定

根據 Engle and Granger (1987) 對共整合的定義，是指將一組非定態時間序列變數的線性組合調整為定態。而整合級次相同的定態數列有共整合關係時，表示這些數列長期而言，有一種穩定的均衡關係。若要檢定  $y_t$  和  $x_t$  是否存在共整合關係時，我們檢定殘差項  $e_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t - \delta t$ ，若殘差項為穩定，則稱  $y_t$  和  $x_t$  具有共整合，彼此之間存在長期均衡關係。但在短期時，變數間可能存在偏離的現象，但是偏離長期均衡的情況會逐漸減小，即為誤差修正機能。

檢定  $n$  個變數在落後  $p$  期時是否具有共整合關係，以矩陣的方式表示如下：

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \cdots + A_p X_{t-p} + e_t \quad (6)$$

其中  $X$  為整合級次相同的變數所組成的  $n \times 1$  向量， $A$  分別為係數所組成的  $n \times n$  矩陣， $e_t$  為隨機誤差項組成之向量，其期望值為零，變異數固定之對角矩陣。由於 Johansen (1988) 的共整合檢定是以 VAR 模型為分析基礎，所以必須先選取最適的落後期數。李建強與許義忠 (1999) 指出落後期數的個數越多，模型中需要估計的參數就越多，自由度會減少，使模型變的沒有效率；但若落後期數選擇的期數太少，會使得殘差項不是純白噪音 (white noise)，而產生偏誤的估計。因

此文獻上常以和 AIC<sup>2</sup> (Akaike Information Criterion) 和 SC<sup>3</sup> (Schwarz Criterion) 最小，來決定最適落後期數。

再令  $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ,  $\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ , 其中  $p$  為落後期數,  $I$  為單位矩陣 (unit matrix), 可將 (6) 式轉換成向量誤差修正模型 (vector error correction model, 簡稱 VECM):

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Pi_1 \Delta X_{t-1} + \Pi_2 \Delta X_{t-2} + \cdots + \Pi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + e_t \quad (7)$$

Johansen (1992) 考慮了共整合向量是否包含常數項或時間趨勢項, 提出了五種的共整合模型:

1. 在共整合方程式或 VAR 模型中, 沒有截距項或時間趨勢項。
2. 在共整合方程式中有截距項, 在 VAR 模型中沒有截距項。
3. 線性趨勢的資料當中, 共整合方程式和 VAR 模型都有截距項。
4. 線性趨勢的資料當中, 共整合方程式中有截距項和趨勢項, 在 VAR 模型中沒有趨勢項。
5. 二次趨勢的資料當中, 共整合方程式有截距項和趨勢項, 在 VAR 模型有線性趨勢。

本文為時間趨勢的變數並含有截距項, 因此選擇模型三作為共整合的模型。共整合檢定可利用跡檢定 (trace test) 和最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 來檢定  $\Pi$  矩陣之秩數 (rank)。

<sup>2</sup>  $AIC = -2l/T + 2K/T$ , 其中  $l = -T(1 + \log(2\pi) + \log(\hat{e}'\hat{e}/T))/2$ ,  $T$  為樣本個數,  $K$  為估計參數的個數,  $\hat{e}'\hat{e}$  為殘差項的平方和, 由 Akaike 於 1973 年所提出的, 並以 AIC 最小為最適落後期數。

<sup>3</sup>  $SC = -2l/T + (K \log T)/T$ , 其中  $l = -T(1 + \log(2\pi) + \log(\hat{e}'\hat{e}/T))/2$ ,  $T$  為樣本個數,  $K$  為估計參數的個數,  $\hat{e}'\hat{e}$  為殘差項的平方和, 由 Schwartz 於 1978 年所提出的, 並以 SC 最小為罪是落後期數。

(A) 跡檢定 (trace test) :

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \widehat{\lambda}_i) \quad (8)$$

(B) 最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) :

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

在進行共整合檢定時，可能出現以下情況：若落後項係數矩陣 $\Pi$ 的秩數為零，即 $\text{rank}(\Pi)=0$ 時， $\Pi$ 的特性根也都為零，稱為零秩 (null rank) 矩陣，表示變數間沒有共整合關係，即彼此不相關；若 $\text{rank}(\Pi)=1$ 時，變數間存在一組共整合，即彼此有一組獨立的共整合向量，長期時會趨近於一個穩定的均衡；若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < \text{被解釋變數的個數}$ 時，則 $\Pi$ 矩陣存在 $r$ 個共整合向量；若 $\text{rank}(\Pi)=\text{被解釋變數的個數}$ 時，則為滿秩 (full rank) 矩陣，表示各時間序列變數皆為定態，可以採用 OLS 估計法，結果相同。

### 第三項 因果關係檢定

Granger 因果關係檢定可以說明加入過去的 X 變數，是否會增加對 Y 變數的解釋能力，如果有助於對 Y 變數的預測，則稱為 X 變數領先影響 Y 變數，兩個變數具有因果關係。

若共整合檢定的結果為不存在共整合關係， $\text{rank}(\Pi)=0$ ，即表示變數間沒有長期的均衡關係，則(7)式可改寫為：

$$\Delta X_t = \Pi_1 \Delta X_{t-1} + \Pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + e_t \quad (10)$$

進行因果關係檢定時，虛無假設 $H_0$ ：各落後期自變數的係數皆為零。若拒絕虛無假設時，各落後期自變數的係數不為零，表示各自變數的變動會領先於應變數，稱為自變數領先影響應變數，所以變數間存在因果關係。

若共整合檢定的結果為變數間存在共整合關係，則(7)式的 $\Pi = \alpha\beta'$ ，可以改寫為：

$$\Delta X_t = \alpha\beta'X_{t-1} + \Pi_1\Delta X_{t-1} + \Pi_2\Delta X_{t-2} + \cdots + \Pi_{p-1}\Delta X_{t-p+1} + e_t \quad (11)$$

其中 $\alpha$ 和 $\beta$ 皆為  $r \times p$  的矩陣， $\alpha$ 為誤差修正係數，或稱為調整係數，表示變數調整到長期均衡狀況的速度； $\beta$ 為共整合矩陣； $\beta'X_{t-1}$ 為  $r \times 1$  的誤差修正向量，或稱共整合方程式，表示偏離長期均衡關係的狀況。因果關係檢定時， $H_0$ ：各落後期自變數的係數皆為零且誤差修正項的係數也為零。若拒絕虛無假設，表示自變數的變動和誤差修正均同時領先當期的應變數，表示自變數和誤差修正項皆會領先影響應變數，所以變數間存在因果關係。Granger (1988) 提到誤差修正項為變數偏離長期均衡關係對應變數的影響，可以稱為長期的因果關係；而各落後期自變數對應變數的影響，可以稱為短期的因果關係。

## 第四章 實證分析

### 第一節 資料說明

本文實證期間取自 1989 年第一季至 2010 年第二季之季資料，共 82 筆資料。資料來源分別為行政院主計處統計資料庫與統計年報，其中因為 1989 年貨品號碼重新編列，所以無法取得更早年份的進出口物價指數。以下為對各變數的定義：

表二 變數定義

變數簡稱	變數中文名稱	變數意義	變數單位
RPGDP	實質每人國內生產毛額	表示經濟成長，以 2006 年為基期	新台幣元
RATE	有效稅率	關稅收入/進口值×100，表示關稅政策	百分比
TOT	貿易條件	實質出口物價指數/實質進口物價指數×100	百分比

資料來源：行政院主計處統計資料庫與統計年報，本研究整理

繪出各變數的時間數列趨勢圖，可以了解各變數長期間的變化。由附錄的圖一可以發現，從 1989 年第 1 季開始，實質每人國內生產毛額即一直呈現遞增的趨勢，直到 2008 年，下跌的原因來自美國的金融危機逐漸蔓延，使得全球的資產縮水、股市下跌，我國的實質每人國內生產毛額也從 2007 年第 4 季的新台幣 144,405 元跌至 2009 年第 2 季的新台幣 124,428 元，直到 2009 年下半年才逐漸回升。由圖二可以看出，隨著經濟成長，有效稅率呈現降低的趨勢，這與文獻上得到的結果一致。從圖三可以發現，在 1989 年第 1 季至 2000 年第 4 季之間，貿易條件在 84 至 99 之間變動，差距不大；在 2001 年第 1 季至 2006 年第 4 季，貿易條件指數大於 100，出口價格比進口價格相對高，表示出口相同數量的商品能夠換回更多的進口商品，貿易條件改善了；但在 2007 年第 1 季之後，貿易條件指數降至 100 以下，出口價格比進口價格相對低，表示出口相同數量的商品能夠換

回的進口商品減少了，貿易條件惡化。以下本文希望透過共整合的檢定，找出變數的長期均衡關係，並探討經濟成長與關稅之間是否存在相互的因果關係。

## 第二節 單根檢定

本文使用的資料為季資料，所以先將所有變數做季節調整。而在進行共整合檢定之前，必須確定變數為定態，因此須對各變數做單根檢定。本文以 Dickey and Fuller (1981) 與 Phillips and Peron (1988) 所提出的單根檢定法，利用統計軟體 Eviews 進行 ADF 和 PP 的單根檢定，分別對各變數檢定是否有單根。

表三 單根檢定

變數	ADF 檢定		PP 檢定	
	有截距項及趨勢項		有截距項及趨勢項	
	原始數列	一次差分項	原始數列	一次差分項
RPGDP	-2.1912	-9.0855***	-1.5402	-8.6945***
RATE	-3.0270	-8.6775***	-1.8380	-10.2261***
TOT	-1.7894	-7.4032***	-1.7029	-8.0577***

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著。

由表三的 ADF 檢定法可以發現所有變數在顯著水準為 5%時，無法拒絕虛無假設，表示變數的原始數列為具有單根的非定態數列。因此我們將非定態的變數進行差分，經過差分之後的變數，其中實質每人國內生產毛額、有效稅率、貿易條件的變數統計量可以拒絕虛無假設，表示這些變數可以拒絕單根存在，一階差分值為定態，有相同的整合級次 I(1) (integrated of order 1)。

再由表三的 PP 檢定法可以發現所有變數在顯著水準為 5%時，無法拒絕虛無假設，表示變數的原始數列為具有單根的非定態數列。將非定態的變數進行一

階差分，經過差分之後的變數，其中實質每人國內生產毛額、有效稅率、貿易條件的變數統計量可以拒絕虛無假設，表示這些變數可以拒絕單根存在，有相同的整合級次 I(1)。

本文以 ADF 檢定法和 PP 檢定法的結果相同，實質每人國內生產毛額、有效稅率、貿易條件皆在差分一次之後，可以拒絕單根的存在，因此整合級次相同。

### 第三節 共整合檢定

利用變數差分，使各變數成爲一個穩定的 I(1)數列，我們選擇實質每人國內生產毛額與有效稅率、貿易條件進行共整合檢定，在變數間找出一組定態的線性組合，即爲變數共整合。共整合是使原本非定態時間序列變數的線性組合，變成整合級次爲 I(0)的定態數列之現象，即表示各變數間具有長期的均衡關係。

因爲共整合檢定是以 VAR 模型爲分析基礎，所以在進行共整合檢定之前，必須先選取最適的落後期數。因此本文分別以 AIC 和 SC 最小的判斷準則，來決定各變數的最適落後期。

表四 VAR 模型的選擇落後期數檢定 (VAR lag order selection criteria)

lag	AIC (Akaike Information Criterion)	SC (Schwarz Criterion)
0	29.2626	29.3533
1	22.1853*	22.5479*
2	22.2855	22.9200
3	22.3569	23.2633
4	22.4795	23.6578
5	22.4942	23.9445
6	22.3825	24.1047
7	22.4431	24.4372
8	22.5160	24.7821

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著。

由表四可以發現實質每人國內生產毛額在落後一期時 AIC 為 22.1853，SC 為 22.5479，為八期當中的最小，所以選擇落後一期作為實質每人國內生產毛額的最適落後期數。在確定了各模型的最適落後期數均為一期之後，接著將各模型中的變數以跡統計量和最大特性根檢定來決定變數間是否存在共整合關係。

表五 共整合檢定

虛無假設 $H_0$		$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
對立假設 $H_1$		$r = 1$	$r = 2$	$r = 3$
跡檢定	Trace 統計量	30.5566**	8.3814	2.6514
	95% 臨界值	29.7971	15.494	3.8415
	機率	0.0408**	0.4255	0.1035
最大特性根檢定	$\lambda_{\max}$ 統計量	22.1852**	5.7300	2.6514
	95% 臨界值	21.1316	14.265	3.8415
	機率	0.0356**	0.6481	0.1035

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著。

表五為實質每人國內生產毛額作共整合檢定的結果。在 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設 $H_0 : r \leq 0$ ，表示變數間至少存在一組共整合向量；而在 5%的顯著水準下，則沒有足夠的證據可以拒絕 $H_0 : r \leq 1$ 。所以實證的結果顯示，實質每人國內生產毛額與有效稅率和貿易條件間，存在一組共整合向量，且不管是使用跡統計量檢定或是最大特性根檢定，結果都相同，表示這些變數間有一種長期穩定的均衡關係。將共整合向量中各變數進行標準化後的結果如下：

$$RPGDP_t = 167,624 - 13,606RATE_t - 174.65TOT_t \quad (11)$$

$$(655.35) \quad *** \quad (147.80)$$

式中括弧內的數字為標準差，\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著。

由上式的結果可知，有效稅率對經濟成長有負向且顯著的影響。有效稅率增加 1 個百分點，會造成實質每人國內生產毛額降低約 13,606 元，表示有效稅率增加，

也就是關稅收入占進口值的比例提高，會降低經濟成長。

若將被解釋變數改為有效稅率進行共整合檢定時，檢定結果與表四相同，在 5% 的顯著水準下，跡檢定和最大特性根檢定皆可以拒絕虛無假設  $H_0: r \leq 0$ ，表示有效稅率與實質每人國內生產毛額及貿易條件之間，存在一組共整合向量，所以變數之間有長期的均衡關係。將共整合向量中各變數進行標準化，可得到下列結果：

$$RATE_t = 12.1620 - 7.02 \times 10^{-5} RP GDP_t - 0.0150 TOT_t \quad (12)$$

$(3.09 \times 10^{-6})^{***} \quad (0.0089)^*$

由上式可知，實質每人國內生產毛額和貿易條件對有效稅率都有負向且顯著的影響。當實質每人國內生產毛額增加 10 萬元時，會使有效稅率降低約 7.02 個百分點，所以當經濟逐漸成長時，關稅稅率也會逐漸下降。貿易條件增加 1 個百分點，則會造成有效稅率降低約 0.02 個百分點，所以實質出口價格指數相對於實質進口價格指數提高，即貿易條件提高，也會造成關稅收入占進口值的比例降低。

本文的實證資料顯示，由 (11) 式可以發現有效稅率對經濟成長有負向且顯著的影響，有效稅率提高可能是關稅收入之增加大於進口值之增加，或進口值之減少大於關稅收入之降低。因此若關稅稅收相對於進口值提高時，會使得經濟成長的速度降低。因為關稅稅率提高，使價格上漲，消費者會減少消費進口品，轉而購買國內生產的商品；出口產品為國內相對價格降低，所以國內消費者對出口產品的消費會增加，因而使出口量也降低。由此可知，提高關稅稅率，雖然可以達到保護國內產業的目的，但因為限制了自由貿易，同時也會降低國內的經濟成長。

將有效稅率當作被解釋變數時，可以從 (12) 式可以發現，經濟成長對有效稅率有負向且顯著的影響，表示實質每人國內生產毛額增加會使關稅稅率下降。經濟成長程度高時，國家會傾向自由貿易，希望國內生產的產品能在較低的關稅

稅率之下出口到其他國家，因此，也會降低國內的進口關稅，期望他國能給予降低關稅稅率的優惠，以便擴展國外市場。這是 WTO 的對等互惠原則的精神。

從 (12) 式也可以發現，貿易條件對有效稅率有負向且顯著的影響，表示實質出口價格指數相對於質進口價格指數提高，也就是說平均每出口一單位產品所能進口之數量增加，會使關稅稅率降低，這可以說明當貿易條件改善時，政府會施行降低關稅的政策。

#### 第四節 誤差修正模型

由以上分析可以知道，實質每人國內生產毛額、有效稅率與貿易條件之間有一組共整合關係，可以將模型加上一個遞延一期的誤差修正項  $EC_{t-1}$ ，以形成誤差修正模型，其中的誤差修正項可以反映出長期實際值與目標值間的偏離狀況。由最適落後期數檢定可以得知，VAR 模型的最適落後期數為一期，因此轉換成誤差修正模型時，VECM 模型的最適落後期數為零期。

表六 誤差修正模型

變數	$\Delta$ (RPGDP)	$\Delta$ (RATE)	$\Delta$ (TOT)
誤差項	-0.1950 (0.0600) ***	-1.81E-05 (5.0E-06) ***	-6.76E-05 (6.1E-05)
C	814.48 (254.82) ***	-0.0635 (0.0246) ***	0.0352 (0.2606)

註 1：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著。

註 2：表中括號內的數字為標準差。

而誤差修正模型的落後差分項為顯著時，表示該變數直接影響被解釋變數；若誤差修正項為顯著則表示，所有解釋變數透過短期失衡的調整，間接影響被解

釋變數。當誤差修正項 $EC_{t-1}$ 為正值時，表示當期的產出水準高於長期的均衡值，則下一期的產出水準必須降低，所以誤差修正項 $EC_{t-1}$ 的係數為負值，顯示有修正到長期均衡的情形。

實質每人國內生產毛額與有效稅率和貿易條件的誤差修正模型如表六所示，其中第一列的數字為係數，第二列括號中的數字為標準差。實證結果顯示誤差修正項 $EC_{t-1}$ 在實質每人國內生產毛額與有效稅率為被解釋變數時為顯著，表示各個解釋變數會間接影響當期的實質每人國內生產毛額，同樣地各個解釋變數也會間接影響當期的有效稅率。這表示關稅政策以及本國的對外貿易，對經濟成長有顯著的影響；同時，政府也會依據本國的經濟狀況以及對外的貿易狀況，來制定關稅政策。而誤差修正項的係數皆為負值，表示各變數所組成的方程式皆會逐漸修正到長期均衡，所以各變數對實質每人國內生產毛額和有效稅率之間，存在長期的因果關係。

## 第五節 Granger 因果關係檢定

本文再以 Granger 因果關係檢定探討各變數之間是否存在因果關係。結果如表七所示。

表七 Granger 因果關係檢定

虛無假設			F 統計量	p-value
D (RATE)	不會領先影響	D (RPGDP)	5.1587	0.0258**
D (RPGDP)	不會領先影響	D (RATE)	0.6036	0.4395
D (TOT)	不會領先影響	D (RPGDP)	3.1832	0.0781*
D (RPGDP)	不會領先影響	D (TOT)	0.0884	0.7670
D (TOT)	不會領先影響	D (RATE)	2.1617	0.1453
D (RATE)	不會領先影響	D (TOT)	0.4853	0.4880

註 1：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著。

虛無假設為有效稅率不會領先影響實質每人國內生產毛額時，在 5%的顯著水準下，可以拒絕虛無假設，表示有效稅率會影響數期之後的實質每人國內生產毛額。領先影響期數可由選擇落後期數檢定而決定，根據檢定結果，前一季的有效稅率會影響當季的實質每人國內生產毛額。但是在虛無假設為實質每人國內生產毛額不會領先影響有效稅率時，在 5%的顯著水準下，無法拒絕虛無假設，所以實質每人國內生產毛額不會影響數期之後的有效稅率。所以有效稅率和實質每人國內生產毛額之間，只有有效稅率會單方向影響實質每人國內生產毛額，兩者不會互相影響。因此可以確定關稅稅率會影響經濟成長，因為關稅政策的不同，而造成國內經濟狀況的改變。

但若將虛無假設改為貿易條件不會領先影響實質每人國內生產毛額時，在 10%的顯著水準之下，可以拒絕虛無假設，表示前一季的貿易條件會影響當季的實質每人國內生產毛額。但是在虛無假設為實質每人國內生產毛額不會領先影響貿易條件時，則無法被拒絕。所以貿易條件和實質每人國內生產毛額之間，只有貿易條件會單方向影響實質每人國內生產毛額。因此，貿易條件的改變，也會影響國內的經濟狀況。

虛無假設為貿易條件不會領先影響有效稅率及有效稅率不會領先影響貿易條件時，皆無法拒絕虛無假設，表示貿易條件和有效稅率兩變數皆不會領先影響另一個變數，兩者之間並無因果關係存在。

由上述實證結果可知，若以共整合方程式來看，當期的有效稅率對當期的實質每人國內生產毛額有負向且顯著的影響，當期的實質每人國內生產毛額對當期有效稅率也有負向且顯著的影響。表示以長期來看，有效稅率提高雖然可以保護國內的產業，但是會限制自由貿易，所以會降低經濟成長，這與 Osang and Pereira (1996) 的觀點相同。李茂 (2002) 也認為隨著一國的經濟成長，關稅下降是必然的趨勢。在經濟成長較佳的時期，每人的實質所得較高，較有能力去購買商品，對進口品的需求增加，因此降低關稅；同時，也希望他國可以在較低的關稅稅率

之下購買本國的出口產品，兩者皆使貿易政策傾向於自由貿易。

根據國際貿易理論，提高關稅對貿易小國而言，若以一般均衡分析來看，對某些產品課徵進口關稅，將提高這些產品的國內價格，使國內資源產生不當的移轉，生產因素的分配受到扭曲，以國際價格計算之國民所得降低。同時，因為國內產品之相對價格改變，消費者的消費也受到扭曲，所以社會福利會下降。對進口品課徵進口關稅，使進口產品的國內價格提高，進口數量將減少。相對的出口產品的價格降低，所以對出口產品的國內需求提高，而導致出口數量也降低。

## 第五章 結論

以往探討有關經濟成長與關稅的文獻，主要是觀察關稅政策是否會單方面影響經濟成長，鮮少有文章探討兩者間是否會相互影響。因此，本文利用總體時間序列資料，探討台灣在 1989 年第一季至 2010 第二季這段期間，關稅政策與經濟成長間是否存在相互影響的關係。首先使用單根檢定法，檢定本文使用的各變數是否為定態，根據 ADF 檢定和 PP 檢定的結果顯示，各變數均無法拒絕虛無假設，表示各變數的水準項均為具有單根的非定態數列。因此將各變數進行一階差分，確認其皆為一階定態的數列，再對變數作共整合檢定，檢定變數間是否存在一個長期均衡的方程式。之後以誤差修正模型，探討各變數間長、短期的影響。最後再以 Granger 因果關係檢定，檢定各變數是否會領先影響數期之後的另一個變數。

實證的結果顯示，長期間，關稅政策、貿易條件與經濟成長之間，存在一組長期的共整合關係，有效稅率對經濟成長有負向且顯著的影響，實質每人國內生產毛額和貿易條件對有效稅率也都有負向且顯著的影響。表示經濟成長和關稅政策在當期彼此會互相影響。以誤差修正模型來檢定因果關係時，各變數會透過誤差項間接影響當期的實質每人國內生產毛額和有效稅率，在長期時變數間有顯著的關係。

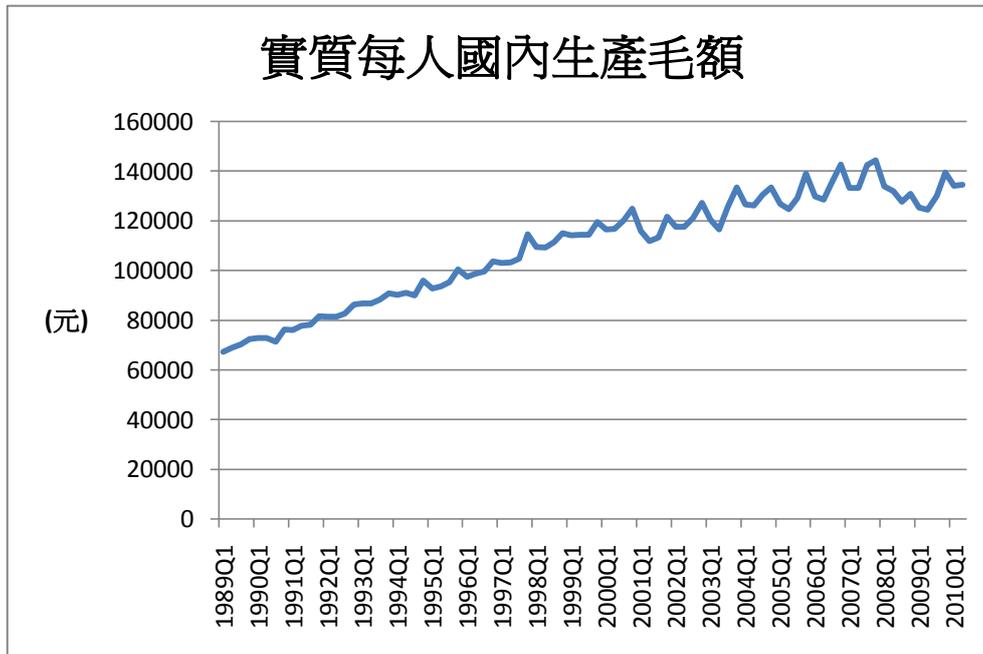
但由誤差修正模型中無法得知短期的結果，而由 Granger 因果關係檢定僅能得知前一期的有效稅率和貿易條件可以影響當期實質每人國內生產毛額，前一期的實質每人國內生產毛額無法影響當期的有效稅率和貿易條件。

所以我們可以得到一個結論：關稅政策與經濟成長兩者間在短期僅有單方面的影響，有效稅率和貿易條件在短期都可以做為影響經濟成長的因素。長期來看，關稅政策與經濟成長兩者間有顯著的關聯，彼此會互相影響。

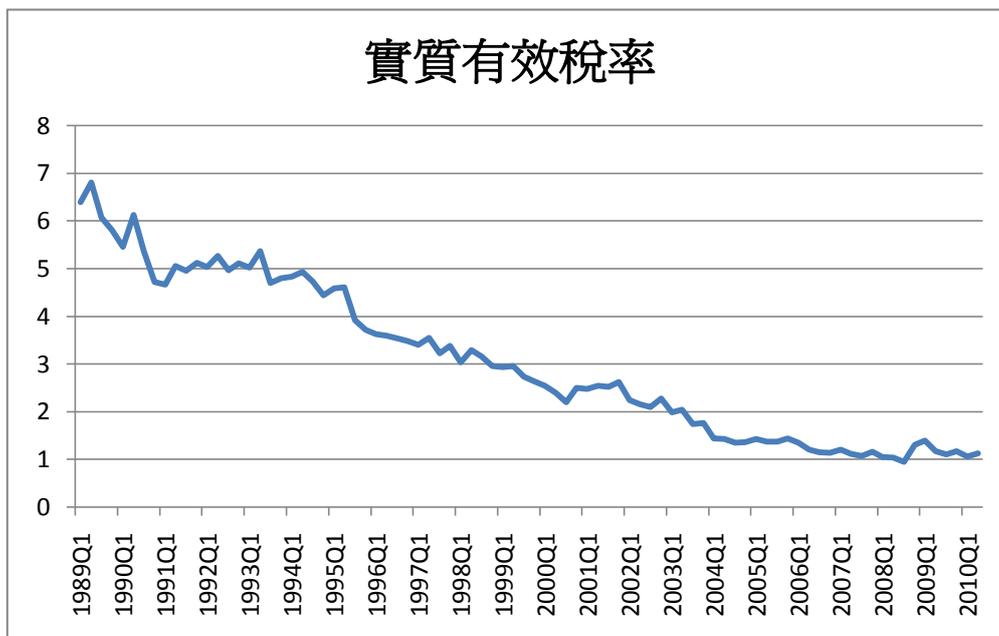
本文討論關稅政策、貿易條件與經濟成長間是否會互相影響，可以考慮加入其他會影響一個國家的重要變數，例如失業率及通貨膨脹率等，再進行實證分析，

以期望可以提出更有效的政策建議。另外，也可以尋找其他國家的相關資料進行分析，比較台灣與不同發展程度國家之經濟成長與關稅、貿易政策的差別與影響。

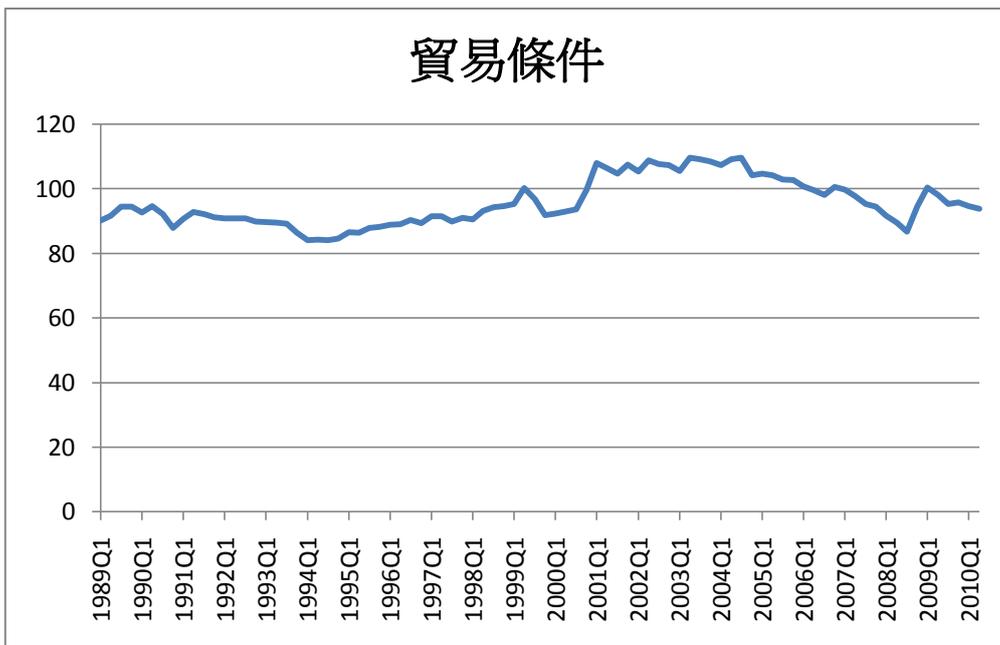
## 附錄一：各變數之時間趨勢圖



圖二 實質每人國內生產毛額之時間趨勢圖



圖三 實質有效稅率之時間趨勢圖



圖四 貿易條件之時間趨勢圖

## 參考文獻

### 中文部分

王騰坤與黃子庭（2006），「關稅課徵對總體經濟福利影響之探討」，財稅研究，38：4，149-157。

台灣智庫編輯群（2010），「ECFA，不能說的秘密？」，台灣智庫。

吳佳紋（2006），「經濟成長與汽、機車成長之因果關係之研究」，碩士論文，國立台灣大學土木工程學研究所。

李茂（2002），「兩岸關稅結構之比較」，財稅研究，34：2，158-166。

李建強與許義中（1999），「預期壽命與經濟成長—台灣的實證研究」，人文及社會科學集刊，11：4，563-586。

李建強與許義中（2005），「公共支出、金融發展與台灣經濟成長」，商管科技季刊，6：4，677-700。

林鐘雄（2009），西洋經濟思想史，台北：三民書局。

徐世勳與吳中峻（1996），「關稅減讓對我國農業產出及勞動力衝擊之一般均衡分析」，農業與經濟，16，31-58。

張淑華（2006），「金融發展與經濟成長之因果關係—日本、臺灣與韓國之實證研究」，真理財經學報，14，1-40。

張淑華、蔡國柱及黃亮洲（2008），「印度金融發展與經濟成長之實證研究」，法制論叢，41，149-176。。

張瑞雲（2001），「關稅與經濟成長之實證研究」，碩士論文，國立東華大學國際經濟研究所。

黃台心（2002），「出口與經濟成長的關係：台灣的實證研究」，經濟論文叢刊，30：2，465-489。

黃暖婷（2010），「2009年雙邊自由貿易協定最新進展分析」，太平洋企業論壇簡訊，99：6，9。

賀惠玲（2002），國際貿易（二），東大圖書股份有限公司。

楊奕農（2006），時間序列分析經濟與財務上之應用，台北：雙葉書廊有限公司。

英文部分

Bahra, A. K. and W. H. Kaempfer( 1991 ), “A Test of Tariff Endogeneity in the United States,” *The American Economic Reviews*, 81 : 4, 952-960.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller( 1981 ), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 49 : 4, 1057-1072.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger ( 1987 ) , “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 51 : 251-276.

Granger, C. W. J. ( 1988 ) , “Some Recent Developments in a Concept of Causality,” *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.

Hill, R. C., W. E. Griffiths and G. C. Lim ( 2008 ) , *Principles of Econometrics*, John Wiley and Sons, Inc..

Johansen, S. ( 1988 ) , “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12 : 2, 231-254.

Johansen, S. and K. Juselius( 1990 ), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52 : 2, 169-220.

Johansen, S. ( 1992 ) , “Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 : 3, 383-397.

Naito, T. ( 2003 ) , “Revenue-neutral Tariff Reform and Growth in a Small Open Economy,” *Journal of Development Economics*, 71, 213-232.

Naito, T. ( 2006 ) , “Tariff and Tax Reform : Dynamic Implications,” *Journal of International Economics*, 68, 504-517.

Osang, T. and A. Pereira (1996), "Import tariffs and growth in a small open economy,"  
*Journal of Public Economics*, 60, 45-71.

Phillips, P. B. C. and P. Peron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series  
Regression," *Biometrika*, 75 : 2, 335-346.

Walde, K. and C. Wood (2004), "The empirics of trade and growth : where are the  
policy recommendations ?," *International Economics and Economic Policy*, 1,  
275-292.

Young, A. (1991), "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International  
Trade," *The Quarterly Journal of Economics*, 106 : 2, 369-405.