

那斯達克與費城半導體指數對台灣電子股指數之影響-ARDL 模型之應用

Impact of Nasdaq and Philadelphia Semiconductor Index on Taiwan's Electronic Stock Index- An Application of the ARDL Model

李政峯¹

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

jflee@nkust.edu.tw

連春紅²

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

黃鈺展³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士在職專班 研究生

kevinhuang807897@yahoo.com.tw

摘要

針對全球對電子科技業的影響，一直以來都是以美國為主要的先驅與重要領航為指標，尤其當前的核心技術與重要軟硬體開發，美國仍主導著世界對於應用延伸的重要來源。近期美國聯邦通信委員會（FCC）在 2018/4/17 敲定禁止美國國內通信運營商對外國企業通信設備之採購。受限對象企業主要中國的華為技術和中興通訊。此兩家公司均為中國具有代表性的大型企業，業務營運遍佈全球。因此在技術開發及企業形象肯定遭受重挫與負面影響，對整體營運將帶來巨大的打擊。由此可知，反觀本研究以那斯達克指數及費城半導體指數來預期台灣電子股指數的波動及影響，有利於投資者對科技業的景氣判定及關係影響，也都將會是重要的參考依據。另對於道瓊指數及 S&P500 指數也是具有一定的影響程度；不過對牽動電子產業為前提下，本研究僅依循及考量科技成分較高之那斯達克指數與費城半導體指數為主要觀察變數來進行分析與比較。並以時間序列之共整合分析，探討那斯達克指數及費城半導體指數對台灣電子股指數間之長期關係，以提供後續延續性研究與投資者之參考。

本研究選取有那斯達克指數、費城半導體指數、台灣電子股指數，從 1995 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 1 日指數之月資料，共計 276 筆資料進行實證分析，採時間序列之單根檢定、共整合檢定及 ARDL 邊界檢定法，以及兩種共整合係數檢定方法，實證顯示經由單根檢定確認本研究之變數均具有單根；接著以 Johansen 共整合檢定與 ARDL 邊界檢定發現這些變數之間具有一個共整合關係。最後，比較 FM-OLS 與 ARDL 之長期估值的差異，發現 NASDAQ 與 SOX 對台灣電子股均有連動性的影響，且 NASDAQ 比 SOX 對台灣電子股的影響來的大，且 ARDL 檢定值也較 FM-OLS 檢定值來的高，因此代表變數間對於長期而言都將會往均衡方向調整。

關鍵詞：單根檢定、共整合檢定、FM-OLS 檢定、ARDL 邊界檢定

Keywords: Unit Root Test, Co-integration Test, Fully Modified OLS, ARDL Model

1. 緒 論

1.1 研究背景及動機

從 2007 年至 2012 年為全球之金融危機，亦稱世界金融危機，包括次貸危機、信用危機與 2008 年起名為金融海嘯及華爾街海嘯等，是一場在 2007 年 8 月 9 日開始所浮現的金融危機。因此回顧 2009 年，全球經濟在 2008 年的金融危機及流動性緊縮持續蔓延影響下，各國實質需求下滑，導致世界貿易量銳減，全球經濟成長率向下修正，儘管各國政府及央行大規模注入流動性，啟動各種財政及貨幣手段刺激景氣，市場信心仍顯不足。2009 年上半年市場持續震盪，全球股市自 3 月起先行反彈，經濟實質面則遞延到第三季才開始有起色。

美股與台股，在以往的投資觀察與認為，兩者都具有相當程度的連動關係。其中具重要性的關鍵指數分別有道瓊指數、S&P500、那斯達克與費城半導體指數。因此至今美股仍左右全球金融動向，換言之其漲幅對台股的影響

更為之緊密；台灣當前仍是世界電子科技業代工重鎮，尤其在晶圓代工領域更甚卓越。

那斯達克為美國的電子證券交易機構，創立於 1971 年。是由那斯達克股票市場股份有限公司 (Nasdaq Stock Market, Inc., NASDAQ: NDAQ) 所擁有與操作，主要以高科技公司為主；包括了微軟 (Microsoft)、英特爾 (Intel)、戴爾 (Dell) 和思科 (Cisco) 等，台灣的電子股受其連動關係密切，而且那斯達克與台灣股票一樣都是股價加權指數，其成分股超過 5000 支，包括電腦硬體、軟體、半導體、網路通訊或是生化科技類股，是全世界科技股的重要指標；在反映指數的上漲與下跌，各國之科技股均會連動受到影響。

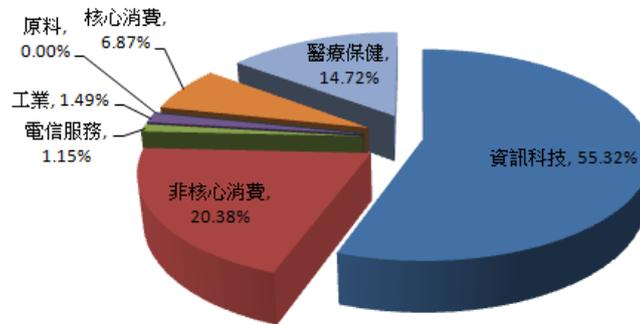


圖 1-1 NASDAQ 成分股權重比例

表 1-1 NASDAQ 成分股權重(前 20 大)

排序	公司名稱	權重%	排序	公司名稱	權重%
1.	蘋果公司	11.09	11.	安進公司	2.31
2.	微軟	8.52	12.	Celgene 公司	1.80
3.	亞馬遜網路書店	5.76	13.	卡夫亨氏公司	1.73
4.	Alphabet 公司	4.97	14.	星巴克	1.69
5.	臉書	4.52	15.	沃爾格林博姿公司	1.64
6.	Alphabet 公司	4.30	16.	高通	1.43
7.	英特爾	3.09	17.	Mondelez 公司	1.36
8.	吉利德科學公司	2.77	18.	好市多	1.36
9.	康卡斯特	2.63	19.	生物基金公司	1.28
10.	思科系統	2.59	20.	價格線上集團	1.17

資料來源：2016/10/24 群益證卷

那斯達克 100 指數做為納斯達克的主要指數，其 100 只成分股均具有高科技、高成長和非金融的特點，可以說是美國科技股的代表。值得一提的是，納斯達克 100 指數裡，這些高成長性股票的良好業績，都為各自內生性的高成長帶來的，特別是創新業務；而非像是資產註入等外延式的增長。從納斯達克 100 指數十大權重成分股來看，他們主要都為高科技企業，其中電腦行業的公司居多，權重最大的為蘋果電腦(Apple)，另外包括微軟(Microsoft)、谷歌(Google)、思科(Cisco)、英特爾(Intel)等知名公司。

而費城半導體指數則由美國費城證券交易所編製，取樣標準涵蓋半導體的設計、製造與銷售及配銷等為基礎，並以 1993 年 12 月 1 日為基期，採價格加權方式計算。該指數有 19 個成分股，包括應用材料(Applied Materials)、超微(AMD)、博通(Broadcom)、飛思卡爾(Freescale)、英飛凌(Infinion)、英特爾(Intel)、美光(Micron)、意法半導體(STMicroelectronics)、德儀(TI)、賽靈思(Xilinx)、國家半導體(National Semiconductor)、科磊(KLA-Tencor)、泰瑞達(Teradyne)、諾發(Novellus Systems)、Maxim、Marvell Technology、Linear Technology、Altera 等，此外台積電的 ADR 也在此列。

表 1-2 費城半導體指數成份股為美國 16 家具代表性的半導體公司如下：

廠商	主要業務
Intel(英特爾)	全球最大的半導體公司，旗下產品涵蓋伺服器、記憶體、主機板、晶片組。在全球個人電腦處理器的市佔率達 92%。
AMD(超微)	同時擁有中央處理器 (CPU)、圖形處理器 (GPU) 與晶片組的三合一半導體大廠。也是唯一可與 Intel 和 NVIDIA 匹敵的廠商。(除了英特爾以外，最大的 x86 架構微處理器供應商)
Xilinx(賽靈思)	全球最大的 PLD/FPGA 晶片供應商，產品主要交由聯電代工。(PLD/FPGA 廣泛運用在通訊設備產品、或是高頻交易的伺服器上)
Altera(拓朗)	全球第二大的 PLD/FPGA 晶片供應商，產品交由台積電代工。2015 年已被 Intel 斥資 167 億美元收購，這也是 Intel 歷史上最大宗的收購案。
Lattice(萊迪思)	全球第三大的 PLD/FPGA 晶片供應商
Micron(美光)	全球第三大 DRAM 廠。為美國僅存最大的 DRAM 供應商。
TI(德州儀器)	全球最大 DSP 與類比 IC 供應商。(DSP 晶片用於通訊的數位訊號處理)
MOTOROLA(摩托羅拉)	半導體、手機製造廠。
LSI Logic(美商艾薩)	全球第四大 ASIC 晶片廠。主要生產通訊晶片，包括 RF、網路、寬頻及 STB 產品。
National Semiconductor (國家半導體)	系統單晶片(SoC) 大廠。
Rambus	記憶體 IP 大廠，擁有 RAMBUS 架構專利。(DRDRAM 也稱 Rambus DRAM 或 RDRAM，即是 Rambus 公司出產的一種同步 DRAM)
Applied-Materials	全球最大半導體生產設備供應商。
KLA-Tencor(科磊)	全球最大半導體檢測設備廠商。
Teradyne(泰瑞達)	半導體測試設備大廠。
Novellus(諾發)	沉積生產設備大廠。
Linear Technology	線性 IC 專業生產廠商

資料來源：IC Insights

有鑒於台股中的半導體產業佔了總市值的 23%，費城半導體指數中的企業也多與台灣半導體廠商亦有連結，也將會是一個重要的觀察指標。

表 1-3 2016 年全球前十大半導體廠商如下：

排名	廠商	2016 年營收(百萬美元)
1	Intel(英特爾)	56,313
2	Samsung(三星)	43,535
3	TSMC(台積電)	29,324
4	Qualcomm(高通)	15,436
5	Broadcom(博通)	15,332
6	SK Hynix(海力士)	14,234
7	Micron(美光)	12,842
8	TI(德州儀器)	12,349
9	TOSHIBA(東芝)	10,922
10	NXP(恩智普)	9,498
11	MEDIATEK(聯發科)	8,610

資料來源：IC Insights

1.2 研究目的

本研究在於探討台灣電子股指數與那斯達克、費城半導體指數是否存在顯著的共整合關係及短、長期的關係；並採用單根檢定及自我迴歸分佈落後模型 ARDL Model 來探討台灣電子股與美國 NASDAQ 指數、SOX 指數的連動關係。此外，考慮到 2000 年網路泡沫、2008 年金融大海嘯、與歐債危機的發生，對全球的金融秩序產生很大的影響；另外，網路與通訊的進步，大大影響金融市場的連動關係，而這些影響是否會影響台股指數與美股指數之間的關係，也是本論文的討論重點。因此本研究所設立的研究期間為自 1995 年 1 月 1 日起，至 2017 年 12 月 1 日止之月資料，共計 276 個月之那斯達克指數(NASDAQ)、費城半導體指數(SOX)與台灣電子股指數(TWE)的月收盤資料為主要階段分析。

進而分析與探討美國那斯達克指數(NASDAQ)及費城半導體指數(SOX)對台灣電子股價的連動性及領先與落後關係的分析和結構，這些結果對於想投資台股電子股指數的投資人，若能事先確定彼此的因果關係，對於股票的投資及操作，或許有莫大的參考建議。

1.3 研究架構與流程

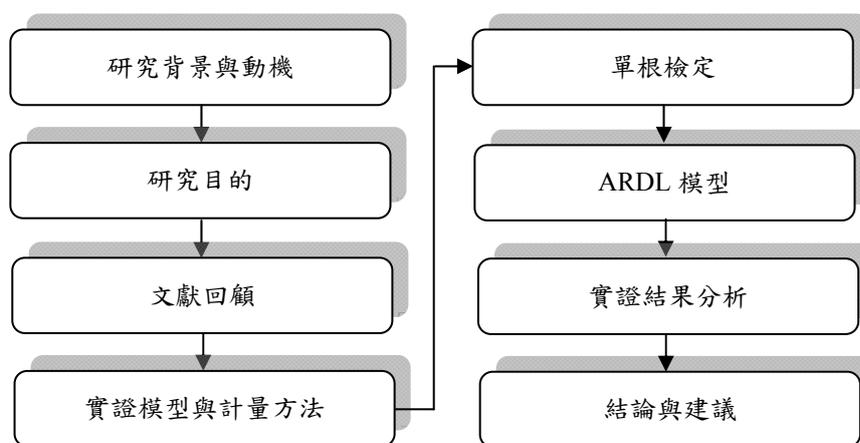


圖 1-2 研究流程圖

2. 文獻探討

2.1 台灣電子科技產業概況

由於全球政經局勢仍然充滿高度不確定性，科技產業的未來發展仍然詭譎多變，半導體產業的競爭也將依舊激烈，臺灣由於半導體產業仍具備競爭力，因此在 2016、2017 年仍會有不錯的表現。工研院 IEK 研究經理彭茂榮指出，2016 年臺灣半導體產業產值達新臺幣 2.43 兆元，成長 7.5%，預估 2017 年將「維持領先，精益求精」的優於全球姿態，再成長 7.2%，產值達到新臺幣 2.61 兆元，躍居全球第二，僅次於美國；2020 年更將上看新臺幣 3 兆元。

整體半導體應用市場，隨著越來越多廠商投入在創新智慧載具，如：智慧機器人、無人機、智慧車輛等，從以往僅應用於特殊領域，近期正走向商用與消費型的市場，將帶動半導體應用新商機。工研院 IEK 產業分析師江柏風指出，物聯網半導體市場規模將在 2020 年達 352 億美元。車輛隨智慧化程度越來越高，將帶動車用電子在 2020 年可達到 31.6 億美元的市場規模；進而促使車用半導體市場在 2020 年達 364 億美元規模的需求。另對於綠能、通訊 5G 的週邊佈局及未來看好的物聯網 (IoT)、穿戴型裝置及智慧家庭等科技產品之未來的成長與爆發性，也同步將為半導體產業帶來無限的商機與挑戰。

表 1-4 台灣電子科技產業之應用與佈局

	Consumer	TV, Portable DVD, HD Player, Pad
	Computer/Peripherals	NB, M/B, IPC, Server, Computer Peripherals
	Networking/Mobile	Telecom, Networking, Smart Mobile, Smart home
	Industry/ Power Management	UPS/ Industry, Telecom Power, Motor Inverter, E-bike/ E-motor
	Green Energy/Optical	PV Inverter, LED Lighting, Battery Pack, Touch Panel
	Home Appliances	Inverter controller, Rice Cooker, Soymilk Maker
	IoT	Wearable device, UAV
	Automotive	New energy, vehicles, Automotive, Entertainment, Vehicle Safety, Control

資料來源：Zenitron Corporation

本研究的主要目的於探討美國 NASDAQ 指數與 SOX 指數對台灣電子股指數之關係與連動影響，基於資本市場的自由化與全球貿易往來頻繁以至跨國投資亦不斷進行，對其金流速度也呈現線性增長的現象。不過對於影響股價的原因，除市場因素、產業因素與公司因素外，當然政治因素有時也是介入干擾的要因。因此將藉由 1995 至 2017 的階段性實際收盤月資料來進行驗證、分析與探討。

2.2 美股起伏影響台灣電子產業之實證研究

一、國內文獻

蔡幸芬(2005)採用 2000 年 1 月至 2006 年 4 月的日資料，來探討台灣電子股與美國 NASDAQ 指數對及 INDU 指數，對報酬率波動與外溢效果進行分析，實證結果並從多變量 GARCH 摸行發現，對開放外資後的 INDU 指數與 NASDAQ 指數對台灣電子股指數的日報酬率有波動傳遞效果，較外資開放前為顯著。

邱瑞文(2001)採用 1997 年 7 月至 2000 年 12 月的日資料，以單根檢定、共整合與因果關係檢定為研究基礎。共整合檢定發現，對北美自由貿易區與亞洲區域，在風暴期間並不具備長期穩定的均衡關係，與台灣亦無法顯示穩定與均衡關係。另對於因果關係結果得知，在北美自由貿易區域當中，對他國影響力最大為美國股市；在亞洲區域當中，日本對亞洲區域股市的影響力有減緩的趨勢。

方文碩(2001)採用 1997 年 1 月至 2000 年 12 月的日資料，以雙變量 GARCH-M 的模型為基礎，進行匯率貶值對股票市場報酬之影響。實證結果與分析顯示在匯率貶值與波動皆顯著負面影響股票市場報酬，因此反映政府當局若想穩定國內股票市場則不可以忽略股票與外匯市場之關聯性，以修正預期的目標。

姚志泯(2001)以費城半導體指數為研究之標的，來探討對台灣電子股的影響程度。對國內重量級的電子股股票，像是台積電、聯電、華邦電等市值較大的 IC 股，從探討費城半導體指數及美光股價對台灣電子股的影響，再分別以 VAR 模型分析報酬率之領先落後關係，並以共整合模型探討原始故價指數是否仍存在長期的均衡關係與以 GARCH 模型探討的外溢效果，從 1997 年 8 月至 2000 年 7 月之日資料為主要研究期間。研究發現 1.費城半導體指數對台灣電子股的影響力遠大於 NASDAQ 指數。2.IC 設計股受到費城半導體指數之短期的衝擊遠大於其他的 IC 產業，研究可能為 β 值較大的關係。3.美光股價對台灣 IC 製造業會有其實質性的影響。

謝朝光(2001)對美國道瓊與那斯達克、日本、香港、南韓與新加坡等五個國家之六個指數與台灣股市進行研究

比較，採 1993 年 1 月至 2000 年 12 月；依不同期間長度分別為 1、3、5 日等三組報酬率的資料作為研究的區隔。並運用 BI-GARCH 探討台灣與亞太各股市間，在不同研究樣本下之領先與互動的關係。另運用狀態空間模型(SSM)分析該動態相關的係數序列是否異於固定常數，同時探討各組動態的相關係數是否具隨機性，再行進行模擬投資，對投資組合報酬率、標準差及涉險值(VaR)之指標，比較不同投資策略的優劣勢。研究發現 1.亞太股市日報酬率，除了南韓之外，均對台灣具有領先的效果，但報酬率估算期間長度增加也會使領先效果消失。2.台灣在報酬率波動性上除新加坡外，對其他國家股市皆具有領先效果，表示台灣與美國或台灣與日本皆有互相影響的關係存在。不過不同報酬率估算期間長度對波動性的影響程度也較不明顯。台灣與亞太各國的股市報酬率間的動態相關係數具隨機性，且結果也不會隨報酬率估算期間之長度的增加而改變。4.模擬投資結果發現，對台灣與各國股市間的動態關係係數，若適時調整投資組合權重，將有效降低風險與增加報酬。

邱建良、劉聰衡、記嘉政(2000)主要在探討台灣、美國、日本、香港與深圳股市間報酬之共移性現象。研究期間為 1996 年 1 月 1 日至 1998 年 12 月 31 日之資料，並且透過多變量 GARCH 模型為主要的實證模型，其實證結果發現 1.除了日本與深圳的股票報酬外，其餘九個國家的股票報酬在不論長期或短期間都具有相關性。2.各國股市間的相關性並非固定不動支現象，且發現十個組合的條件之相關係數存在正相關的機率會大於負相關的機率。3.俄羅斯的金融危機導致美國股市在 1998 年 8 月 31 日崩盤的事件分析中，顯示若投資者參考每日條件相關係數改變的過程來調整適合的負債組合，則可以擴大國際投資組合之風險分散的潛在利益。

賴怡洵(2000)，以多元 GARCH 模型來探討美國、日本、香港、台灣四地股價指數的資訊傳遞與波動性傳遞問題，實證顯示 1.美國股市落遲一期的報酬率對其他三地股市當期報酬率皆具有正向顯著的影響。2.對於像美國之大型資本市場受其本身前旗報酬率波動性的影響相較小型資本市場來的小。3.台灣股市除了受到本身前期影響外，仍會受到其他市場的影響。

李敏生(2000)對 1997 年 8 月至 1998 年 3 月之股市日報酬率，來探討 NASDAQ 綜合指數、NASDAQ 電腦類指數與 NASDAQ-100 指數對台灣上市櫃大盤及電子類指數報酬率與波動性之影響。採 AR-GARCH 模型、單根檢定、Ljung-Box Q 檢定、AIC 準則、LM 檢定來決定模型的階數與配適性。研究顯示 1.NASDAQ 綜合指數、NASDAQ 電腦類指數、NASDAQ-100 指數對台股都具正面影響力。2.對台股報酬率而論，NASDAQ 綜合類股指數對台股的影响力最大。對台股的波動性而論，NASDAQ 電腦類股對台股的影响力最大。另在台股空頭時期，NASDAQ 對台股的影响力大於在台股的多頭時期。

二、 國外文獻

Huang(2000)以美國、日本、台灣、香港與中國大陸等五個國家，來探討彼此間股票市場的互相影響，研究期間以 1992 年 10 月 2 日至 1997 年 6 月 30 日。實證結果發現美國股票市場在改變的同時，可以用來預測台灣與香港之次營業日的股票市場；同樣對於香港股票市場的變動對台灣股市的次營業日也有所影響；而上海和深圳彼此間的股票市場也是明顯相互影響的關係。

Chou(1999)，在利用多元 GARCH 模型，來檢視台灣股票市場與美國股票市場是否存在報酬與波動性的外溢效果，實證顯示美國股市引發了台灣股市日報酬的波動性 12%，尤其在收盤與開盤(隔夜報酬)最為顯著。在收盤至隔日開盤期間，因為無法透過交易來反映資訊，因此國外市場的資訊扮演著重要的角色。並於開盤後，透過交易活動所反映的國內資訊凌駕國外資訊，所以開盤與收盤報酬的溢傳效果並不顯著。

Salim 與 Partha(1997)，以多元 GARCH 模型檢驗為基礎，對美國、英國、加拿大及日本國家的主要資本市場的連動現象分析，結果為日本與美國存在顯著的暫時性報酬率之相關，並不存在永久之相關性。另外報酬率之間的相關性同常不會隨著時間改變，因此對分散投資組合的風險判斷，跨國投資具有潛在獲利價值。

Lin, Engle 與 Ito(1994)採用 1998 年至 1993 年的股票市場之國際傳導現象，對報酬率與報酬變異特性為主要基礎探討，其結果顯示 1.股票的波動性將會隨時間而改變。2.若股票的波動性越大，對全球股票市場變動將呈現高度相關性。3.股票價格與變異數之相關性，是由美國傳遞至其他國主要股市。

3.研究方法

本研究在於探討「那斯達克與費城半導體指數對台灣電子股指數之影響」。研究的過程以1995年1月1日至2017年12月1日指數之月收盤資料進行單根檢定，再確認各變數均存在單根後，再依自我迴歸分佈落後模型ARDL Model 進行分析並確立彼此的關聯性。

3.1 單根檢定(Unit Root Test)

對於進行時間序列分析的前提，必須先行確認時間序列變數是為定態還是非定態，Nelson 與 Plosser (1982) 指出，多數的總體時間數列為非定態數列居多，因此必須先對其是否為定態的問題事先處理，才有辦法符合漸進分配的理论，並對其各項相關的檢定才會正確。單根檢定(unit root test)可確定時間序列的整合級次，藉此才可以判斷其為定態與否。若有發現資料產生的過程呈現無規則的隨機漫步(Random Walk)或趨於正負無限大之狀況，則此時間序列變數為不恆定，在迴歸分析後亦可能會出現「虛假迴歸」(Spurious Regression) 的問題。本研究採 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)及 DF-GLS 單根檢定法，並藉由檢定力較高之 NP 單根檢定法來進行單根檢定，藉以確立檢定的正確性。

單根檢定(unit root test)早期是由Dickey and Fuller(1979)所提出的DF檢定方法，此後專家學者也提出各種方法來分析，像是PP檢定或KPSS檢定法等。本研究主要選擇由Dickey and Fuller(1981)修正DF後的檢定法所提出之ADF檢定法，並依照截距項與時間趨勢項的有無來檢定其模型如下：相關其估計模型有下列三種類型來檢定時間數列是否存在單根：

(1)不含截距項(drift term)及時間趨勢項(time trend)：

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

(2)含截距項(drift term)：

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(3)含截距項(drift term)及時間趨勢項(time trend)：

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

其中 α 為截距項， t 為時間趨勢，而 γ 與 β 為參數， ε_t 為誤差項。以上三種形式下的虛無假設均相同，及 $H_0 : \gamma=0$ ，對立的假設為 $H_1 : \gamma < 0$ 。若原始數列無法拒絕虛無假設，表示此時間序列資料存在單根，必需將其差分後再做一次ADF單根檢定，直到其判定值拒絕虛無假設為止。

$$H_0 : \rho = 0 \quad (\text{yt具有單根，為非恆定的時間數列})$$

$$H_1 : \rho < 0 \quad (\text{yt不具有單根，為恆定的時間數列})$$

DF-GLS單根檢定，由Elliot, Rothenberg, and Stock (2001)提出DF-GLS檢定，其檢定首先必須去除固定趨勢，再行採用下列ADF迴歸式進行估計：

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 d 代表序列去除趨勢，若虛無假設為序列存在非恆定現象：

$$H_o : \pi = 0, H_a : \pi < 0 \quad (\text{左尾檢定})$$

若以 t -統計量檢定上述假設，其中最適落後期選擇AIC (modified AIC, MAIC)或SIC(modified SIC,MSIC)來進行

修正。

Ng-Perron單根檢定為檢定力較高之檢定方法，在於ADF檢定犯型II誤差的機率很高，也就是實際為恆定時間數列，卻無法拒絕具有單根的虛無檢定。因此，NP單根檢定法解決了傳統單根檢定可能會發生的問題：包括DeJong et al. (1992) 提出之當自我迴歸多項式AR(p)的解(root)相當接近且數值接近1時，將導致檢定力(power)不足；且Ng and Perron (1996) 提及在一階差分序列的移動平均多項式MA(1)的殘差項為負根且數值很大同時，會使單根檢定遭受嚴重的誤差扭曲(size distortions)。其NP之檢定統計量如下：

$$MZ_{\alpha} = (T^{-1}y_T^2 - S_{AR}^2)[2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2]^{-1} \quad (5)$$

$$MZ_t = MZ_{\alpha} \times MSB \quad (6)$$

$$MSB = [T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

若虛無假設H0: 則數列為非恆定，若對立假設H1:則數列為恆定。

以上之檢定統計量都是根據 S_{AR}^2 ，而 MZ_{α} 與 MZ_t 的統計量可以視為對檢定之統計量的進一步修正。

因此本研究在以 ADF單根檢定、DF-GLS單根檢定及Ng-Perron單根檢定後推估變數之單根狀態。若三個變數皆具有單根的虛無假設，後續將可對其進行共整合檢定，來確定變數間是否存在共整合關係及共整合向量的個數。

3.2 共整合檢定 (Co-integration test)

Engle and Granger(1987)提出之共整合理論，表示在一組非定態時間序列變數的線性組合後變成定態的序列，對於此種現象稱之為共整合現象；也就是數個I(1)的非定態序列在線性組合後會產生一個I(0)的定態序列，亦為兩個數列有長期的共同移動關係及具有往均衡方向調整的特性。

本研究以 Johansen (1990)所提出的最大似估計法(Maximum Likelihood Approach)來檢定，此檢定方法是假設誤差項為常態分配的前提之下，考慮了所有可能影響變數的因素，其所產生的參數估計值，具有不偏性、效率性及分配具有對稱性之共整合的分析方法；且分為軌跡檢定(Trace test)與最大特性根值檢定(maximum eigenvalue test)方法。

一、軌跡檢定(Trace test)

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \quad (8)$$

特徵根的估計值為、觀察值的個數為、共整合向量個數為

其假設為：

最大共整合階次為r(最多只有r個共整合關係)

最大共整合階次為k(最多只有k個共整合關係)

若虛無假設為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ ， λ_{r+2} ， \dots ， λ_{r+k} 將會非常接近零，

其軌跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

二、最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

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

特徵根的估計值為、觀察值的個數為、共整合向量個數為

其假設為：

H0 最大共整合階次為r(最多只有r個共整合關係)

H1 最大共整合階次為r+1(最多只有r+1個共整合關係)

若虛無假設為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量 $\lambda_{max}(r, r+1)$

會很小；反之在對立假設成立同時，此兩種檢定量會較大。

3.3 ARDL 邊界共整合檢定

共整合 ARDL 模型當前已廣泛運用在匯率、股票市場、就業市場、國防支出、通貨膨脹等財務與總體經濟相關領域的研究。現有文獻多數會以共整合(cointegration)來處理變數的非定態問題，並且透過誤差修正模型來陳述變數間長期及短期動態調整之關係。因此本研究將引用 Pesaran et al.(2001)所提出之 ARDL (autoregressive distribution lag model)邊界共整合檢定法，由於不須考慮變數間的階次是否為相同，縱使變數為 I(0)或為 I(1)，甚至同時為 I(0)或 I(1)皆不會影響檢定結果；並也改善當樣本數過少所會造成檢定力低弱不足的問題，且可以明確的區別兩變數間何者為相依變數何者為獨立變數，進而了解變數間的短期動態與長期均衡的關係。

Pesaran et al. (2001) 所提出以 Wald 統計值或 F 統計值的邊界檢定，在以 ARDL 模型來進行邊界檢定時，大致上可以分為以下兩個步驟來分析。步驟一：檢定變數間是否具有長期關係。假設在經濟體系中存在 x 與 y 兩個變數，且於前的資訊無法得知彼此之間的因果關係，因此可分別將 x 與 y 兩個變數作為被解釋變數列出如下兩條方程式，分別為：

$$\Delta y_t = \alpha_y + \sum_{i=0}^n \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} + \theta_{1y} y_{t-1} + \theta_{2y} y_{t-1} + \mu_{yt} \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \alpha_x + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_{2j} \Delta y_{t-j} + \theta_{1x} x_{t-1} + \theta_{2x} x_{t-1} + \mu_{xt} \quad (2)$$

其中方程式(1)內的 Δy_t 為依變數， Δy_{t-i} 為其自身落後項，而 Δx_t 為其他解釋變數，估計式中 y_{t-1} 與 x_{t-1} 合稱 ECM 項，代表為長期穩定的關係。而最適落後期數 n 的選擇，可藉由 AIC(Akaike Information Criterion)來決定。首先必須要檢驗各個變數之間是否存在有長期共整合關係，再透過聯合檢定確認 y_{t-1} 與 x_{t-1} 的估計係數 θ_{1y} 與 θ_{2y} 是否為 0。其虛無假設與對立假設如下：

$$H_0: \theta_{1y} = 0, \theta_{2y} = 0$$

$$H_1: \theta_{1y} \neq 0, \theta_{2y} \neq 0$$

$$\text{or } \theta_{1y} \neq 0, \theta_{2y} = 0$$

$$\text{or } \theta_{1y} = 0, \theta_{2y} = 0$$

步驟二：以 F 統計值作為判定的基礎，不過 F 統計值視為非標準分配，其分配主要會受到如下因素之影響：一、在自我迴歸遞延分配之模型下，變數為 I(0)或 I(1)。二、解釋變數的數量。三、ARDL 模型是否包含截距項或時間趨勢項。四、樣本數的多寡。

因此在檢定的驗證過程中，虛無假設視為不存在長期均衡關係，若以方程式 (1) 而言，即是 $H_0: \theta_{1y} = \theta_{2y} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F_x(y | x)$ 來表示。同理，若以方程式 (2) 而言，則為 $H_0: \theta_{1x} = \theta_{2x} = 0$ ，其 F 檢定統計量則將會以 $F_y(x | y)$ 來表示之。根據 Pesaran et al. (2001) 所述，使用 F 檢定作為判斷共整合之方法將會有兩組臨界值，其中一組假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 I(1)，而另一組則是假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 I(0)。若聯合檢定的 F 統計量高於上界臨界值 (upper critical bound)，表示顯著且拒絕虛無假設，意指變數間存在有長期之均衡關係；反之若 F 值低於下界臨界值 (lower critical bound)，則表示統計量不顯著，且無法拒絕共整合的虛無假設。但若 F 值剛好落入兩界限之間，則就無法做出判別。進一步而言，若 $F_y(y | x)$ 高於上界臨界值，但是 $F_x(x | y)$ 卻低於下界臨界值，表示只存在單向之長期穩定關係。因此在此關係中，變數 y 為被解釋變數，變數 x

則為解釋變數。因此，依此方法進行檢定時，除了可判斷變數間是否存在共整合關係外，也將可判斷變數間的因果關係。

最後在確認各變數皆存在共整合關係後，接著將以完全修正之最小平方方法(FM-OLS)來估計那斯達克指數、費城半導體指數與台灣電子股指數的變數在長期均衡關係下與 ARDL 的長期估值之差異來進行比較。

4.實證結果與分析

4.1 資料來源與處理

本研究選取有那斯達克指數、費城半導體指數、台灣電子股指數，從 1995 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 1 日指數之月收盤資料，期間如果遇到台美股市因節慶放假或其它因素致使資料不一致，則會將不一致的資料予以刪除；此外對研究偏差的排除在結論之研究限制有進行說明。經上述標準與研究範圍，每一指數均選取有 276 筆資料。資料數據指數來源為台灣經濟新報 TEJ+。

並藉由前章節所敘述之研究方法，並以 Eviews 統計軟體進行實證分析後，以審視那斯達克指數與費城半導體指數對台灣電子股指數之變數間是否具有長期之影響關係。並針對指數間進行單根及共整合檢定，最後探討美股對台股之因果關係並進行分析。

圖 4-1 顯示那斯達克指數與台灣電子股指數的狀況，依此兩個樣本指數的走勢判斷，其那斯達克指數對台灣電子股指數具顯著影響。圖 4-2 顯示費城半導體指數與台灣電子股指數的狀況，依此兩個樣本指數的走勢判斷，其費城半導體指數對台灣電子股指數具顯著影響。圖 4-3 彙整那斯達克指數、費城半導體指數與台灣電子股指數的狀況，依三個樣本指數的走勢判斷，其那斯達克指數、費城半導體指數對台灣電子股指數具顯著影響。

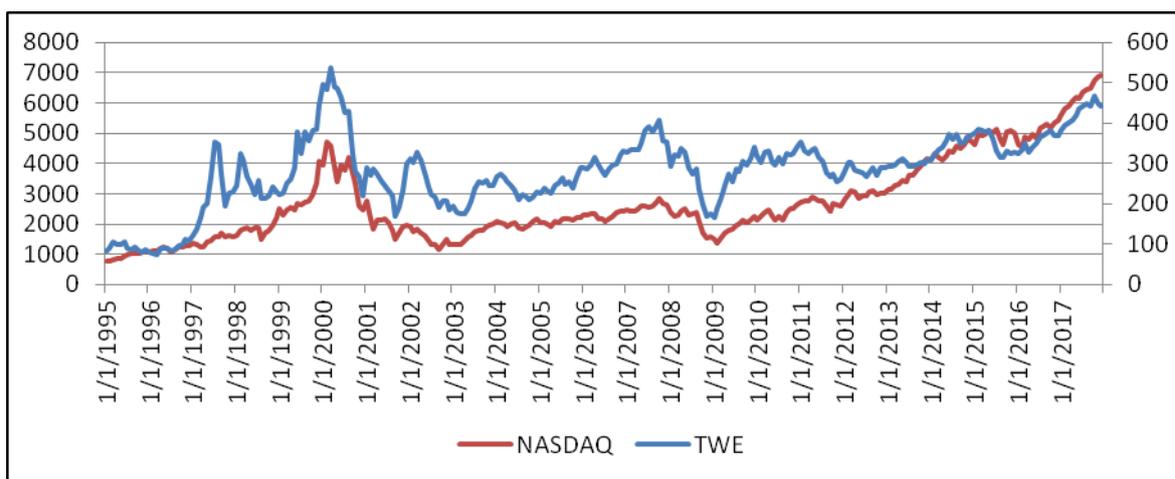


圖 4-1 那斯達克指數與台灣電子股指數長期趨勢圖



圖 4-2 費城半導體指數與台灣電子股指數長期趨勢圖

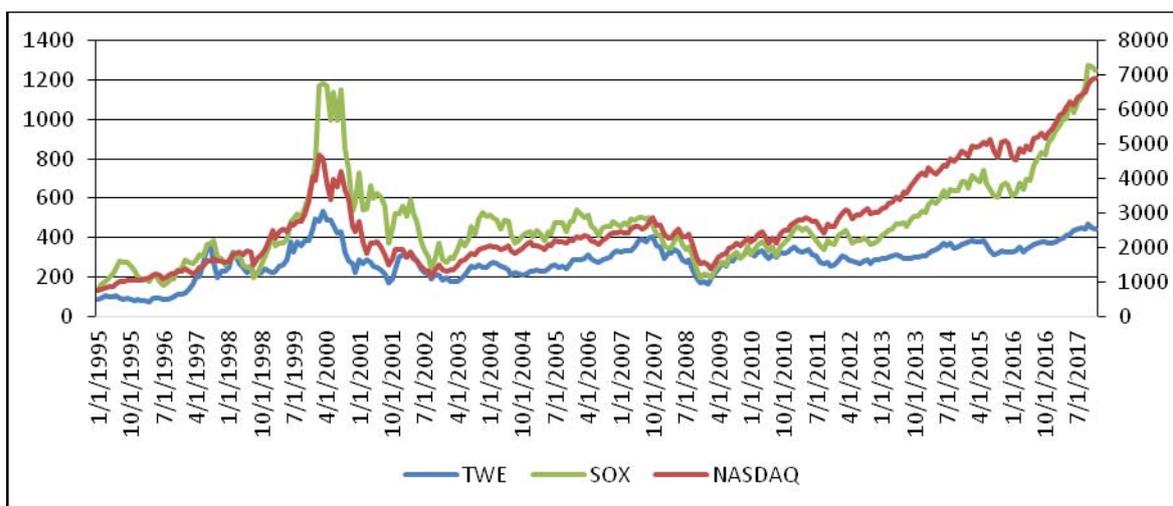


圖 4-3 那斯達克指數、費城半導體指數與台灣電子股指數長期趨勢圖

由表 4-3 將各指數的基本統計量進行彙整，其中最大值為 6903.39，最小值為 75.01。其三個指數資料之變異數由大至小依序為那斯達克指數、費城半導體指數、台灣電子股指數，所以在樣本中離散程度最大為那斯達克指數。且所有指數的峰態係數均小於 3，表示資料型態皆為低闊峰(platykurtic)；此外那斯達克指數與費城半導體指數的偏態係數皆大於零，兩者資料分布狀況為右偏型態分配；而台灣半導體指數的偏態係數小於零，因此資料分布情況為左邊型態分配。

表 4-1 各指數基本統計量 1995-2017

指數 統計量	TWE 台灣電子股指數	NASDAQ 那斯達克指數	SOX 費城半導體指數
平均數	281.3255	2708.733	477.3195
中間值	289.035	2290.505	430.795
標準差	90.36145	1363.514	229.0656
變異數	8165.192	1859169	52471.05
峰態	0.247561	0.493263	2.222092
偏態	-0.27543	1.086412	1.447468
最小值	75.01	755.2	139.515
最大值	536.34	6903.39	1275.61
資料數	276	276	276

4.2 單根檢定實證結果

所有指數資料在進行共整合分析前必須判定變數是否具有非恆定性質，並以消除殘差之自我相關 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 搭配 DF-GLS 及檢定力較高之 NP(Ng-Perron) 進行單根檢定；以確保檢定結果之可靠性。

另為了判斷單根檢定所使用的模型，本研究將由各變數圖形之時間序列走勢決定模型的類型，依圖 4-4 為台灣電子股指數、那斯達克指數與費城半導體指數取 \ln 之趨勢圖，顯示變數原始值均含有截距項且明顯具有上升之時間趨勢項，因此本研究模型選定包含截距項及時間趨勢項(亦即趨勢漂浮隨機漫步)的檢定模型。

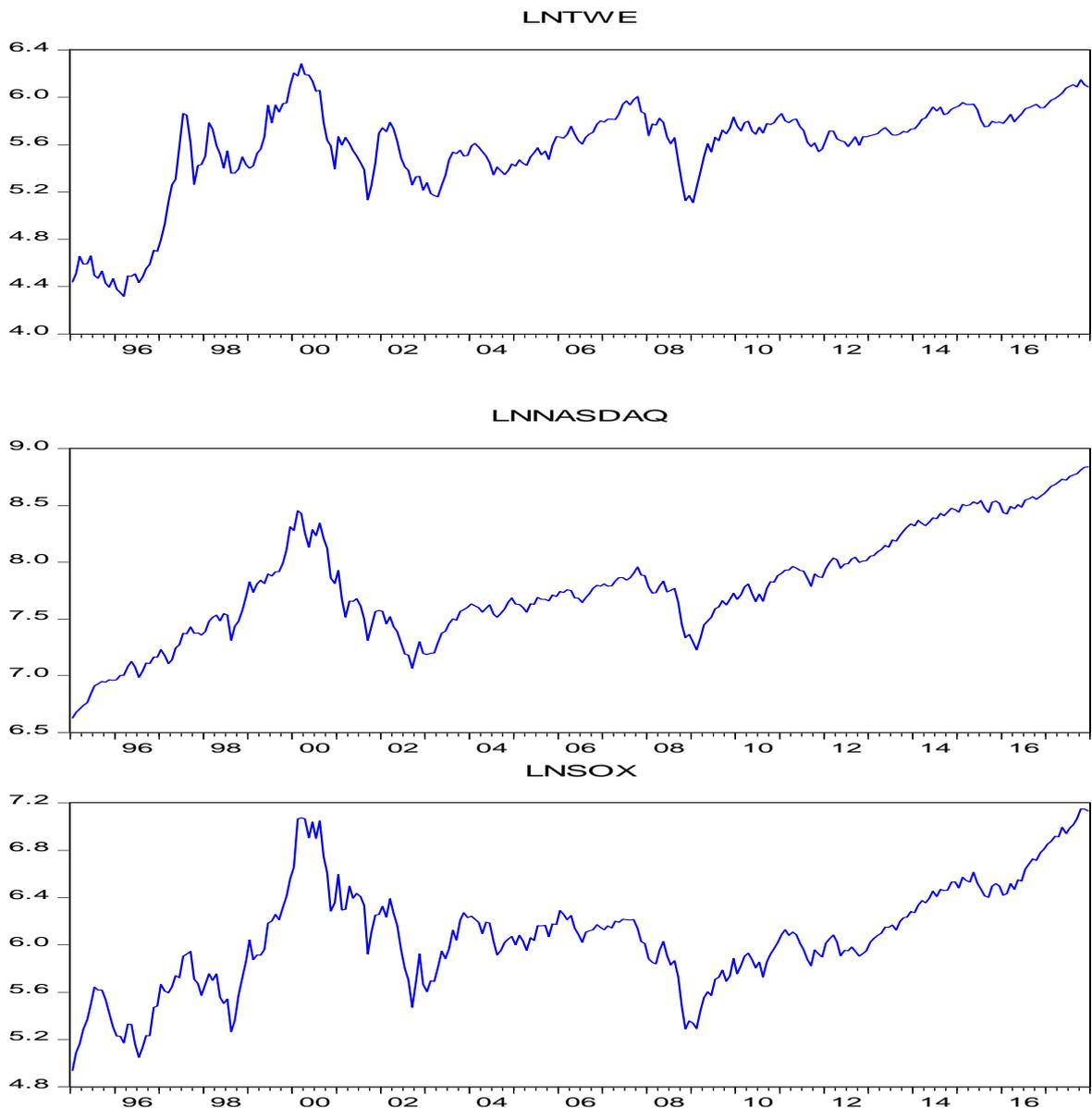


圖 4-4 TWE 與 NASDAQ 與 SOX 之時間序列趨勢圖

由表 4-2 得知發現 ADF 值明顯拒絕差分後資料均存在單根之虛無假設，因此對那斯達克指數、費城半導體指數、台灣電子股指數取自然對數後皆為恆定，所以其整合階次都是一，即為 $I(1)$ 。

表 4-2 各變數水準值之 ADF、DF-GLS、NP 單根檢定表

觀察變數	ADF		DF-GLS		NP	
	Lag	t-值	Lag	t-值	Lag	MZa
TWE	1	-3.052259	6	-1.719652	1	-7.28576
NASDAQ	0	-2.050555	0	-1.494697	0	-4.45177
SOX	0	-2.391378	0	-1.730866	0	-6.00253

1. 「*」、「**」與「***」分別表示在 10%、5%與 1%顯著水準下，拒絕 $H(0)$ ：單根之虛無假設。

2. 最大階次最適落後期數以 AIC 準則選取最小值，另最大階次設定為 9。

由 ADF 檢定 1% 臨界值 -3.99178，5% 臨界值 -3.426251，10% 臨界值 -3.136336。其 TWE 的 t-值為 -3.052259、NASDAQ 的 t-值為 -2.050555、SOX 的 t-值為 -2.391378 皆大於 10% 臨界值 -3.136336 均拒絕單根的虛無假設。

由 DF-GLS 檢定 1% 臨界值 -3.4675，5% 臨界值 -2.915，10% 臨界值 -2.61375。其 TWE 的 t-值為 -1.719652、NASDAQ 的 t-值為 -1.494697、SOX 的 t-值為 -1.730866 皆大於 10% 臨界值 -2.61375 均拒絕單根的虛無假設。

且在檢定力較高之 NP 檢定 1% 臨界值 -23.8000，5% 臨界值 -17.3000，10% 臨界值 -14.2000。其 TWE 的 t-值為

-7.28576、NASDAQ的t-值為-4.45177、SOX的t-值為-6.002538皆大於10%臨界值-3.136336均拒絕單根的虛無假設。

4.3 共整合檢定實證結果

本研究之變數可確認資料皆同步呈現單根，因此可進一步進行共整合檢定。透過 Johansen(1990)所提出之最大似估計法來檢定變數間的共整合關係，可以了解那斯達克指數與費城半導體指數對台灣電子股指數是否達到長期共移現象；若檢定結果存在有共整合現象，表示於變數之間存在線性組合的關係，隱含著那斯達克指數與費城半導體指數對台灣電子股指數之長期而言具有均衡方向及調整之特性。

依據 Johansen(1994)軌跡檢定法與最大特徵根進行分析，來檢定那斯達克指數、費城半導體指數、台灣電子股指數間是否具有長期且穩定的共整合關係，其結果如表 4-3 所呈現。

表 4-3 各變數 Johansen 共整合檢定分析結果

觀察變數	H0	最大特性根值	軌跡檢定	共整合向量個數
TWE NASDAQ SOX	r=0	12.54628* (0.4947)	29.79707* (0.3072)	H(0)：1 個共整合
	r≤1	7.356160* (0.4479)	9.299024* (0.3385)	H(1)：1 個共整合
TWE NASDAQ	r=0	9.480651* (0.2483)	10.91925* (0.2165)	H(0)：1 個共整合
	r≤1	1.438603* (0.2304)	1.438603* (0.2304)	H(1)：1 個共整合
TWE SOX	r=0	7.952678* (0.3832)	15.49471 (0.0498)	H(0)：0 個共整合
	r≤1	5.884203 (0.0153)	3.841466* (0.2741)	H(1)：0 個共整合

1.()內為 p-值，「*」表示在 5%顯著水準下拒絕 H(0)虛無假設。

依據表 4-3 可得知共整合檢定的結果，在軌跡檢定法(Trace)中，且 5%的顯著水準下可發現，那斯達克指數、費城半導體指數與台灣電子股指數存在一組共整合向量，亦說明那斯達克指數、費城半導體指數與台灣電子股指數三者存在著長期之均衡關係。此外，對另一對一共整合所得到的結果；台灣電子股指數與那斯達克指數也存在一組共整合向量，亦可反映存在長期均衡的關係。

4.4 Fully Modified OLS檢定

既然變數間存在共整合之關係，則可進一步來觀察長期間的相關，即為共整合向量。由表 4-4 為 FM-OLS 估算之三個變數間之迴歸係數值。

表 4-4 FM-OLS 檢定結果

解釋變數	係數	t-統計量	p-值
NASDAQ	0.458948***	3.642533	0.0003
SOX	0.287581***	2.109059	0.0359
NASDAQ	0.679081***	10.05015	0.000
SOX	0.725669***	9.181806	0.000

1.「*」、「**」、「***」表示在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

從表4-4得知，不管是那斯達克指數或費城半導體指數對台灣電子股指數的估計係數值皆為顯著，那斯達克指數的t-統計量分別為3.642533及10.05015、費城半導體指數的t-統計量分別為2.109059及9.181806，其p-值皆小於0.05

即驗證了本研究之推論，顯示那斯達克與費城半導體指數對台灣電子股指數存在顯著之整合現象。

4.5 ARDL邊界檢定法與估計結果

為觀察變數是否具有長期關係，因此須採用 ARDL 共整合檢定，亦即為 Pesaran(2001)所提出之邊界共整合檢定法；其主要不須考慮變數間的階次是否相同，也就是不管變數為 I(0)又或者是 I(1)都不會影響最終檢定的結果。另對於樣本過少將影響檢定力的問題亦可以解決。

表 4-5 線性 ARDL 模型之邊界檢定 Bounds Test

模型	變數	t-統計量	5%I(0) Bound	5%I(1) Bound
模型 1 ARDL(2,0,1)	TWE NASDAQ SOX	3.88466*	3.10	3.87
模型 2 ARDL(2,1)	TWE NASDAQ	4.947162*	3.62	4.16
模型 3 ARDL(1,1)	TWE SOX	4.538994*	3.62	4.16

1. 在 5%顯著水準下，模型 1 之信心水準上界為 3.87，信心水準下界為 3.10。
2. 在 5%顯著水準下，模型 2 與模型 3 之信心水準上界為 4.16，信心水準下界為 3.62。
3. 「*」表示在 5%顯著水準之下，統計量顯著拒絕 H(0)虛無假設。

由表4-5得知，並以bound test來檢定TWE、NASDAQ與SOX三個觀察變數，依模型1所得到的檢定值為3.88466；大於I(1)bound的臨界值3.10，表示TWE、NASDAQ與SOX三個變數具有長期共整合的關係。依模型2所得到的檢定值為4.947162；大於I(1)bound的臨界值3.62，表示TWE與NASDAQ兩個變數具有長期共整合的關係。依模型3所得到的檢定值為4.538994；大於I(1)bound的臨界值4.16，亦表示三個變數具有長期共整合的關係。

接續對ARDL模型的估計結果如表4-6所示，包含短期與長期關係，實證結果於模型1顯示變數TWEt受到TWEt-1、NASDAQt-1、SOXt與ECTt-1的影響，不過僅有SOXt之係數為顯著，且ECTt-1的係數(調整係數)值-0.0557為負號且顯著，表示在模型失衡同時，仍呈現穩定調整。模型2顯示變數TWE t 受到TWEt-1、NASDAQt-1與ECTt-1的影響，其TWEt-1及NASDAQt-1之係數為顯著，且ECTt-1的係數(調整係數)值-0.06062為負號且顯著，表示在模型失衡同時，仍呈現穩定調整。模型3顯示變數TWEt受到SOXt與SOXt-1的影響，其SOXt之係數為顯著，且SOXt-1的係數(調整係數)值-0.04148為負號且顯著，表示在模型失衡同時，仍呈現穩定調整。

表 4-6 線性 ARDL 估計結果

模型	解釋變數	係數	t-統計量	p-值
模型 1 ARDL(2,0,1)	Δ TWEt-1	0.065579	1.304699	0.1931
	Δ NASDAQt-1	0.103556	0.864939	0.3878
	Δ SOXt	0.399759***	5.172176	0.0000
	ECTt-1	-0.0557***	-3.25122	0.0013
模型 2 ARDL(2,1)	Δ TWEt-1	0.106895**	2.053113	0.0410
	Δ NASDAQt	0.628507***	9.245209	0.0000
	ECTt-1	-0.06062***	-3.1874	0.0016
模型 3 ARDL(1,1)	Δ SOXt	0.468711***	11.34117	0.0000
	Δ SOXt-1	-0.04148***	-2.87665	0.0043
模型 1	ECTt-1 = TWEt-1 - (0.5083*NASDAQ - 0.0251*SOX + 1.7998)			
模型 2	ECTt-1 = TWEt-1 - (0.5630*NASDAQ + 1.1916)			
模型 3	ECTt-1 = TWEt-1 - (0.3610*SOX + 3.4352)			

1. 「*」、「**」、「***」表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

最後，我們比較FM-OLS與ARDL的長期估值的差異，結果如表4-7得知：對應FM-OLS係數比較：NASDAQ每上升1%且p-值異於零，TWE隨即上升45%；SOX每上升1%且p-值異於零，TWE隨即上升28%。相較ARDL係數比較：NASDAQ每上升1%且p-值異於零，TWE隨即上升50%；SOX每上升1%且p-值異於零，TWE隨即上升36%。因此可以反映ARDL值會比FM-OLS來的大。

表 4-7 FM-OLS 與 ARDL 檢定結果比較

解釋變數	FM-OLS 係數	ARDL 係數
NASDAQ	0.458948*** (0.0003)	0.508312 (0.1048)
SOX	0.287581** (0.0359)	-0.02506 (0.9442)
NASDAQ	0.679081*** (0.0000)	0.56298*** (0.0007)
SOX	0.725669*** (0.0000)	0.360969 (0.2079)

1.*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

5. 結論與建議

5.1 研究結果

- 一、由單根檢定ADF (Augmented Dickey-Fuller)、DF-GLS及Ng-Perron，對於那斯達克指數、費城半導體指數與台灣電子股指數，經實證確立檢定後之變數皆具有單根。
- 二、透過Johansen共整合檢定確認資料亦同步呈現定態，在進一步進行共整合檢定後，對變數間存在線性組合的關係；意旨那斯達克指數與費城半導體指數對台灣電子股指數之長期而言具有均衡方向及調整之特性。
- 三、另對長期分析而言，藉由ARDL 檢定結果顯示模型1之SOXt的係數為顯著，模型2之TWEt-1及NASDAQt為顯著，模型3之SOXt-1的係數雖是負值但仍為顯著。因此表示那斯達克與費城半導體指數對台灣電子股指數具有存在顯著之整合表現。

5.2 研究限制

- 一、美國那斯達克指數與費城半導體指數在夏季交易的時間相當於台灣晚間9:30至隔天清晨4:00，另冬季時間將各延後一個小時，因此對台股交易從9:00至13:30並無重疊現象。故本研究樣本之取得將為美股指數T日對應台股T+1日。
- 二、在於台灣股市有漲跌幅度之限制，相對美國股市皆無漲跌幅度之限制；因此對於資訊恐怕無法即時與充分的反應而導致實證研究的偏差。
- 三、本研究對於實證期間的資料蒐集，將採1995年1月1日起，至2017年12月31日止之月資料，共計276個月之那斯達克指數、費城半導體指數與台灣電子股指數的月收盤資料。
- 四、美國股市同時亦有可能受到台股波動的影響，因此本研究將屏除此一認知及變項來進行相關研究與探討。
- 五、股市對於多頭與空頭及縱斷面的行情判斷相對不容易，因此期間的主觀假設可能將影響起點與終點判斷的實證結果。

5.2 研究建議

- 一、在於上述證實研究分析的結果，那斯達克指數與費城半導體指數對台灣電子股指數存在領先的關係。對於當前證卷國際化、金融自由化與網路的普及化之環境下，將可以多元的投資組合與趨勢預測來分散投資風險。
- 二、半導體為架構電子設備的核心與應用技術的延展，費城半導體指數雖僅有19個主要成分股，不過對國際性電子股價的波動卻有相當程度的影響與連動關係。另相較於大陸半導體產業積極的發展與跟進，對於後續

全球電子產業的衝擊將更具明顯，尤其對爾後工業4.0、電動車及物聯網IoT的需求發展及擴增，將可以明顯感受對未來電子科技產業的侵略與企圖心。

三、台灣電子產業對海外存託憑證的發行日益增加，並企圖朝向國際資金的募集與發展為主要。且面對當前大者恆大的經營擴張趨勢，不僅對製程的垂直整合進行購併熱潮外，另對於同質性的競爭對手也將採取收購或策略聯盟的模式來強化財務的能力及股價的穩定性。

四、綜觀整體檢定之長期股市變化的結果，我們可以發現那斯達克指數對影響台灣電子股指數之程度比費城半導體指數來的強烈，因此除了道瓊工業指數與S&P500指數外，亦可成為重要的參考指標。

6. 參考文獻

中文部份：

1. 吳其定(2007),「滬、港、台、美四地股市指數與區域經濟成長關聯性及共整合之研究-以中、港 CEPA 實施前後期為例」,中央大學財務金融研究所碩士論文。
2. 宋嘉凌(2007),「台灣股市與主要國際股市之相關性研究」,國立台灣大學國際企業研究所碩士論文。
3. 游梓堯(2002),「美國股市與台灣股市關連性研究」,國立台灣大學資訊管理研究所碩士論文。
4. 姚志泯(2001),「費城半導體指數與美光股價對台灣電子股的影響」,淡江大學管理科學研究所碩士論文。
5. 何國誠(2003),「金融風暴前後亞洲四小龍與美、日間股匯市之整合性及相互關聯性」,國立中興大學財務金融所碩士論文。
6. 張加民(2003),「台灣電子類股與美國股市與美國股市波動性之研究」,南華大學財務管理研究所碩士論文。
7. 陳萱倫(2002),「台灣、美國、日本半導體產業股價連動關係之研究」,成功大學企業管理研究所碩士論文。
8. 楊育軒(2002),「台、美、日三國股價資訊傳遞之研究」,國立台北大學企業管理研究所碩士論文。
9. 田峻吉(2001),「美國、日本、香港股市對台灣電子股指數的影響-GARCH 模型之應用」,國立台灣大學農業經濟學研究所碩士論文。
10. 謝朝光(2001),「台灣與亞太各國股市間關聯性與動態相關係數之研究」,國立台北大學企業管理研究所碩士論文。
11. 蔡明修(2001),「亞洲股市互動關係與波動影響因素之探討」,國立台灣大學企業管理系碩士論文。
12. 楊筆琇(1999),「台灣電子股指數與美國股價指數互動關係之實證研究」,成功大學企業管理研究所碩士論文。
13. 葉雲亮(2000),「台灣電子股指數與 NASDAQ 股價指數各階動差關聯性之探討」,淡江大學管理科學研究所碩士論文。
14. 段光齡(2000),「美國、日本與亞洲四小龍之股市相關分析」,國立台北大學經濟研究所碩士論文。
15. 劉健欣(1999),「台灣股市與美國股市關聯性之實證研究」,淡江大學科學管理研究所碩士論文。
16. 張世潔(1999),「美股-台股股價報酬之共移性及海外存託憑證與台灣原股之報酬波動外溢效果」,國立台灣大學國際企業研究所碩士論文。
17. 李敏生(1999),「NASDAQ 股市對於台灣股市報酬率與波動性的影響」,國立交通大學經營管理研究所碩士論文。
18. 蔡幸芬(2005),「美國那斯達克指數及道瓊指數對台股電子股指數連動性分析」,國立雲林科技大學財務金融所碩士論文。

英文部份

1. Asim Ghosh (1999). "Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets-US or Japan? Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration", *The Financial Review*, Vol. 34, pp.159-170.
2. Chang, T., B. S Caudill (2006), "A Note on the Long-Run Benefits from International Equity Diversification for a Taiwan Investor Diversifying in the US Equity Market", *International Review of Financial Analysis*, 15,57-67.
3. Chang, E. C., J. W. Cheng, and J. M. Oinegar (1999), "Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility? The Case of the Nikkei Stock Index Futures Markets," *Journal of Banking & Finance*, Vol.23, pp.727-753

4. Christoffersen, P. F. and F. X. Diebold, (2000), "How Relevant is Volatility Forecasting for Financial Risk Management?" ,The Review of Economics and Statistics, 82(1),pp.12-22.
5. Cheng, H., & Glascock, J. L. (2006). Stock market linkages before and after the Asian financial crisis: evidence from three greater China economic area stock markets and the US. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 9(02), 297-315
6. Eun, C. S. and Shim, S. (1989), "International Transmission of Stock Market Movements", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 24, pp.241-257.
7. Ghosh, A. (1999), "Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets-US or Japan? Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration", The Financial Review, Vol.134, pp.159-170.
8. Granger, C. W. J., B. N. Huang and C. W. Yang (2000), "A Bivariate Causality between Stock Price and Exchange Rates : Evidence form Recent Asian Flu", The Quarterly Review of Economics and Finance, 4, 337-354.
9. Huang, B.N., C.W. Yang, and W.S Hu, (2000), "Causality and Cointegration of Stock Market among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle, "International Review of Financial Analysis, Vol. 9,pp. 281-297.
- 10.Koutmos, G and M Tucker (1996), "Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Market," Journal of Futures Markets, Vol.16(1), pp.55-69.
- 11.Liu, Y. A. and M. S. Pan(1997), "Mean and Volatility Spillover Effects in the U.S and Pacific-Basin Stock Markets, "Multinational Finance Journal, Vol.1, pp.47-62.
- 12.Ozun, A. (2007), "Are the Reactions of Emerging Equity Markets to the Volatility in Advanced Market Similar? Comparative Evidence from Brazil and Turkey", International Research Journal of Finance and Economics, Vol. 9,pp.220-230.
- 13.Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos, and H. M.O'Neill(1998), "An Examination of the Relationship Between Stock Index Cash and Futures Market: A Co-integration Approach," Journal of futures Markets, Vol.18(3),pp.297-305.
- 14.Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. Journal of International Money and Finance, 24(7), 1031-1053.
- 15.Suliman,O. (2005), "Interest rate volatility, exchange rates and external contagion", Applied Financial Economics, Vol.15,pp883-849.
- 16.Theodossiou, P. and U. Lee (1993), "Mean and Volatility Spillovers across Major National Stock Markets: Further Empirical Evidence," Journal of Financial Research, Vol.16(4), pp.337-350.
- 17.Taufiq Choudhry(2000), "Meltdown of 1987 and Meteor Showers among Pacific-Basin Stock Markets", Applied Financial Economics, Vol.10,pp.71-80.
- 18.Yau, H. Y., & Nieh, C. C. (2006). Interrelationships among stock prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen exchange rate. Journal of Asian Economics, 17(3), 535-552.