

國立臺灣大學社會科學院經濟學系在職專班



碩士論文

Mid-Carrer Master Program

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master's Thesis

總體經濟變數對股價指數報酬之非線性影響：臺灣、
南韓與日本之驗證

Non-linear Effects of Macroeconomic Variables on Stock
Returns: Evidence from Taiwan, South Korea and Japan

張仲堯

Zhong-Yao Zhang

指導教授：謝德宗 博士

Advisor: Der-tzon Hsieh, Ph.D.

中華民國 113 年 9 月

September 2024

目次



口試委員會審定書	i
誌謝	ii
中文摘要	iii
ABSTRACT	v
第一章 緒論	1
1.1 研究緣起	1
1.2 研究目的與主要研究問題	2
1.2.1 研究目的	2
1.2.2 主要研究問題	3
1.3 論文架構與流程	4
1.3.1 論文架構	4
第二章 相關理論回顧與文獻探討	6
2.1 通膨對於股票報酬的影響	6
2.1.1 股票收益與通膨間的負相關性	6
2.1.2 股票收益與通膨間的正相關性	7
2.2 油價衝擊的傳遞效果	7
2.2.1 油價對總體經濟影響及央行政策	8
2.2.2 油價對企業營運影響及股票報酬率影響	9
第三章 研究設計	12
3.1 研究方法	12
3.2 變數定義與衡量	13
3.3 縱橫單根檢定	15
3.3.1 Phillips-Perron 單根檢定法	15
3.3.2 KPSS 單根檢定法	16
3.3.3 PP-Fisher Chi-square 檢定縱橫單根檢定法	18
3.3.4 Hadri Z-stat 縱橫單根檢定法	18
3.4 縱橫平滑移轉迴歸模型	21
3.5 縱橫平滑移轉迴歸模型之設定	26
3.5.1 同質性檢定	26
3.5.2 選擇轉換模型	28
3.5.3 轉換區間門檻個數之檢定	29
第四章 實證結果	31
4.1 敘述統計	31
4.2 縱橫單根檢定	32
4.3 縱橫平滑移轉迴歸模型實證	39

4.3.1 選擇最適落後期.....	39
4.3.2 臺灣總體經濟變數對臺灣發行人加權股價指數報酬率 之影響.....	40
4.3.3 南韓總體經濟變數對南韓綜合股價指數報酬率之影響	45
4.3.4 日本總體經濟變數對日經平均指數報酬率之影響	48
4.3.5 臺灣、韓國、日本同期總體經濟變數對股價指數報酬 率之影響.....	52
第五章 結論與建議.....	57
5.1 主要研究發現.....	57
5.2 研究限制及後續研究建議.....	60
參考文獻.....	61
I. 中文.....	61
II. 英文	61

圖 次



圖 1-1 油價走勢與景氣榮枯	2
圖 1-2 TAIEX v.s. WTI	3
圖 1-3 KOSPI v.s. WTI.....	3
圖 1-4 Nikkie 225 v.s. WTI	3
圖 1-5 研究流程與架構.....	5
圖 3-1 變數架構圖.....	13
圖 3-2 轉換函數 $m = 1$ 之轉換模型	24
圖 3-3 轉換函數 $m = 2$ 之轉換模型	25
圖 4-1 股價指數報酬率 (臺灣).....	33
圖 4-2 油價變動率 (臺灣).....	33
圖 4-3 有效實質匯率變動率 (臺灣).....	33
圖 4-4 實質利率 (臺灣).....	33
圖 4-5 消費者物價指數變動率 (臺灣).....	34
圖 4-6 工業生產指數變動率 (臺灣).....	34
圖 4-7 貨幣供給量變動率 (臺灣).....	34
圖 4-8 股價指數報酬率 (南韓).....	35
圖 4-9 油價變動率 (南韓).....	35
圖 4-10 有效實質匯率變動率 (南韓).....	35
圖 4-11 實質利率 (南韓).....	35
圖 4-12 實質利率一階差分 (南韓).....	36
圖 4-13 消費者物價指數變動率 (南韓).....	36
圖 4-14 消費者物價指數變動率一階差分 (南韓).....	36
圖 4-15 工業生產指數變動率 (南韓).....	36
圖 4-16 貨幣供給量變動率 (南韓).....	36
圖 4-17 股價指數報酬率 (日本).....	37
圖 4-18 油價變動率 (日本).....	37
圖 4-19 有效實質匯率變動率 (日本).....	37
圖 4-20 實質利率 (日本).....	37
圖 4-21 實質利率一階差分 (日本).....	38
圖 4-22 消費者物價指數變動率 (日本).....	38
圖 4-23 工業生產指數變動率 (日本).....	38
圖 4-24 貨幣供給量變動率 (日本).....	38
圖 4-25 油價變動率對 TAIEX 報酬率之轉換函數	43

圖 4-26	油價變動率對 KOSPI 報酬率之轉換函數.....	47
圖 4-27	油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之轉換函數	51
圖 4-28	油價變動率對各國股價指數報酬率之轉換函數	55

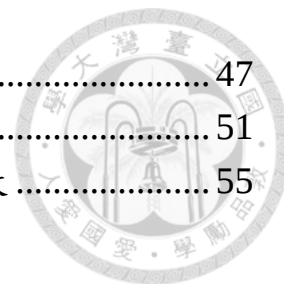


表 次



表 4-1 各項變數敘述統計表 (臺灣).....	31
表 4-2 各項變數敘述統計表 (南韓).....	31
表 4-3 各項變數敘述統計表 (日本).....	32
表 4-4 單根檢定結果 (臺灣).....	32
表 4-5 單根檢定結果 (南韓).....	34
表 4-6 單根檢定結果 (日本).....	36
表 4-7 單根檢定結果 (臺、韓、日三國).....	38
表 4-8 最適落後期數 (臺灣).....	40
表 4-9 最適落後期數 (南韓).....	40
表 4-10 最適落後期數 (日本).....	40
表 4-11 最適落後期數 (臺、韓、日三國).....	40
表 4-12 油價變動率對 TAIEX 報酬率之同質性檢定	41
表 4-13 油價變動率對 TAIEX 報酬率之轉換模型檢定	41
表 4-14 油價變動率對 TAIEX 報酬率之移轉區間個數檢定	42
表 4-15 油價變動率對 TAIEX 報酬率之 PSTR 模型估計結果.....	44
表 4-16 油價變動率對 TAIEX 報酬率之 PSTR 模型實證結果.....	45
表 4-17 油價變動率對 KOSPI 報酬率之同質性檢定.....	45
表 4-18 油價變動率對 KOSPI 報酬率之轉換模型檢定.....	46
表 4-19 油價變動率對 KOSPI 報酬率之移轉區間個數檢定.....	46
表 4-20 油價變動率對 KOSPI 報酬率之 PSTR 模型估計結果.....	47
表 4-21 油價變動率對 KOSPI 報酬率之 PSTR 模型實證結果.....	48
表 4-22 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之同質性檢定	49
表 4-23 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之轉換模型檢定	49
表 4-24 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之移轉區間個數檢定	50
表 4-25 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之 PSTR 模型估計結果..	51
表 4-26 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之 PSTR 模型實證結果..	52
表 4-27 油價變動率對各國股價指數報酬率之同質性檢定	53
表 4-28 油價變動率對各國股價指數報酬率之轉換模型檢定	53
表 4-29 油價變動率對各國股價指數報酬率之移轉區間個數檢定	53
表 4-30 油價變動率對各國股價指數報酬率之 PSTR 模型估計結果	55
表 4-31 油價變動率對各國股價指數報酬率之 PSTR 模型實證結果	56

國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書
MASTER'S THESIS ACCEPTANCE CERTIFICATE
NATIONAL TAIWAN UNIVERSITY



總體經濟變數對股價指數報酬之非線性影響：臺灣、南韓與日本之驗證

Non-linear Effects of Macroeconomic Variables on Stock Returns:
Evidence from Taiwan, South Korea and Japan

本論文係 張仲堯（學號 P11323022）在國立臺灣大學經濟學系碩士在職專班完成之碩士學位論文，於民國 113 年 09 月 16 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明。

The undersigned, appointed by the Department of Economics on 16/ 09/ 2024 have examined a Master's Thesis entitled above presented by Zhong-Yao Zhang (student ID P11323022) candidate and hereby certify that it is worthy of acceptance.

口試委員 Oral examination committee:

謝德辛

(指導教授 Advisor)

賴錦滄

林惠玲

李顯峰

誌 謝



蒙受恩師謝德宗博士的細心指導及諄諄教誨，從閱讀文獻、確立研究方向、論文破題、擬定研究方法、進行實證分析，一步步的引領我完成碩士論文，在日常生活中亦為學生提供寶貴的知識及經驗，並適時的授予學習的機會，在此謹向恩師致上最崇高的敬意。同時也感謝賴錦璋博士、林惠玲博士、李顯峰博士在百忙之中撥冗參與口試，以最嚴謹的學術理論提供精闢的建議，讓本篇論文方得臻於完善。

有些人會問我，你已經有碩士學位，為什麼還要報考臺大經研所？你是頭殼壞去嗎？上課內容的推論都是微積分跟你從未見過的數學符號，而且都是一群天資聰穎的同儕，你確定有辦法招架得住嗎？我總會回答：「學習是一場永不中斷的過程，永遠都會有發生新知，讓你持有充分的好奇心，等待你去挖掘！」

但其實這是二年前許下的生日願望，要陪愛妻完成她的碩士論文並取得學位！但沒想到的是，這個生日願望竟會跟這幾年發生巨大變革的生活產生連結，得以有更多的機會，在知識的殿堂跟上人工智慧發展的浪潮，不再只是在局外端倪第四次工業革命演變的過程。

在就讀臺大經研所的過程，與愛妻締結此生的盟約，職涯上也發生了一些變化，用古典學派的觀點來看，這些外在的衝擊所引起的漣漪，也只是一小段浪花，無損我堅定的信念跟做人處事的原則。感謝我任職的公司-華南金控及華南銀行，讓我得以在安穩的工作環境中日益茁壯，同時培養我從集團的高度觀視金融業的發展，也讓我有機會在數位金融的領域發揮所學。特別感謝張振芳總經理對於後輩的提攜，石含光經理、曹仁威副理、柯宗壽副理、陳厚軒副理及鄭仁傑組長如同手足般的照顧，讓我在工作之餘仍有暇餘時光耕讀，精進自己的學識。

在研所生涯又要再次畫上句點的同時，感謝一路上給支持、鼓勵及鞭策的長輩及朋友們，尤其是亦師亦友的棋凱、軒荻、弘旻、威凱、勇霖、頌胤及偉祺不時的提供新知且讓我請益，幫助我擴大眼界及建構思維；特別感謝我的母親、岳父母親、狄彥的照顧及支持，讓我能無後顧之憂的學習新知；也感謝我的愛妻，用愛與我一同攜手向前走；也謝謝自己仍保有對學習熱誠的初心，其餘的就謝天吧！

中文摘要



本研究係採用 Gonza'lez, Teräsvirta and van Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型 (Panel Smooth Transition Regression Model, PSTR Model)，以油價變動率做為門檻變數，觀察臺灣、南韓以及日本等國之股價指數報酬是否存在平滑移轉效果。挑選有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數以及貨幣供給量等 5 項總體經濟變數做為解釋變數，檢驗當油價產生波動時，前述之解釋變數對於各國的股價指數報酬是否產生顯著性影響。

本研究的實證結果發現：油價變動率對於臺灣、南韓以及日本等國之股價指數報酬存在平滑移轉效果，臺灣的實證結果發現，轉換函數呈現跳躍向上的指數型模型；南韓及日本的實證結果發現，轉換函數呈現緩步向上的邏輯型轉換模型；以三國同期的實證結果發現，轉換函數亦呈現跳躍向上的指數型轉換模型。

以臺灣的實證結果顯示，當油價變動率落於轉換門檻值 2.1695%及 2.8100%區間內，實質利率及工業生產指數對臺灣發行量加權股價指數報酬率產生顯著正向影響；而消費者物價指數及貨幣供給量皆對臺灣發行量加權股價指數報酬率產生顯著負向影響。

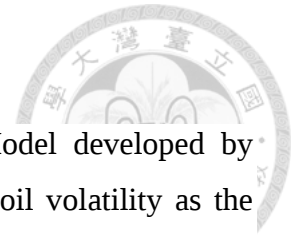
以南韓的實證結果顯示，當油價變動率低於且接近轉換門檻值-20.1977%時，消費者物價指數及工業生產指數對南韓綜合股價指數報酬率產生顯著正向影響；當油價變動率高於且接近轉換門檻值-20.1977%時，工業生產指數對南韓綜合股價指數報酬率產生顯著負向影響。

以日本的實證結果顯示，當油價變動率低於且接近轉換門檻值-15.6538%時，有效實質匯率及貨幣供給量對日經平均指數報酬率產生顯著負向影響；當油價變動率高於且接近轉換門檻值-15.6538%時，有效實質匯率及貨幣供給量對日經平均指數報酬率產生顯著正向影響。

以三國同期的實證結果顯示，當油價變動率落於轉換門檻值-7.8271%及-8.4461%區間內，實質利率及工業生產指數對各國股價指數報酬率產生顯著正向影響；而貨幣供給量對各國股價指數報酬率產生顯著負向影響。

關鍵字：縱橫平滑移轉迴歸模型、油價波動率、股價指數報酬、總體經濟變數、非線性影響、生命循環恆常所得臆說、租稅效果臆說

ABSTRACT



This study uses Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Model developed by Gonzá'lez, Teräsvirta and van Dijk (2004, 2005) and takes crude oil volatility as the threshold variable to see if there is smooth transition effect on stock returns. We select five macroeconomic variables as independent variables to examine whether macro environment approaches have a significant impact on stock returns in three main countries of Northeast Asia, which included Taiwan, Korea and Japan. The five macroeconomic variables include Real Effective Exchange Rate (REER), Real Interest Rate (RIR), Consumer Price Index (CPI), Industrial Production Index (IPI) and Money Supply (MS).

The study result shows that the crude oil volatility has a smooth transfer effect on stock returns in these countries. The PSTR present jump-ups on the exponential modeling in Taiwan. Furthermore, the PSTR present mildly rises on the logistic modeling in Korea and Japan. Combining with three countries in the same period, the PSTR present jump-ups on the exponential modeling.

In Taiwan evidence, when the crude oil volatility is between 2.1695% and 2.8100%, the RIR as well as the IPI both have positive and significant impacts on stock returns. Furthermore, the CPI as well as the MS both have negative and significant impacts on stock returns.

In Korea evidence, when the crude oil volatility is below and nearly the threshold at -20.1977%, the CPI as well as the IPI both have positive and significant impacts on stock returns. Furthermore, the crude oil volatility is above and nearly the threshold at -20.1977%, the IPI has negative and significant impacts on stock returns.

In Japan evidence, when the crude oil volatility is below and nearly the threshold at -15.6538%, the REER as well as the MS both have negative and significant impacts on stock returns. Furthermore, the crude oil volatility is above and nearly the threshold at -15.6538%, the REER as well as the MS both have positive and significant impacts on stock returns.

Comparing with three countries in the same period, when the crude oil volatility is between -7.8271% and -8.4461%, the RIR as well as the IPI both have positive and significant impacts on stock returns. Furthermore, the MS has negative and significant impacts on stock returns.

Keywords: Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Model, Crude Oil Volatility, Stock Returns, Macroeconomic Variables, Non-linear Effects, Life-Cycle Permanent Income Hypothesis, Tax Effect Hypothesis.

第一章 緒 論



1.1 研究緣起

原油 (crude oil) 是化石燃料之一，也是當今全球最重要的生產要素，自從 18 世紀工業革命內燃機的發明以來，其一直位於全球最重要的能源之首，對於人類文明的推動功不可沒，儘管近年來再生能源 (renewable energy) 逐漸興起，但全球對於化石燃料 (煤、原油、天然氣) 的需求仍在高峰，根據國際能源總署 (International Energy Agency, IEA) 的預估，雖然各國政府逐漸以替代能源 (包含乾淨能源及再生能源) 取代對化石燃料的需求，但化石燃料仍將在 2030 年之前維持高峰狀態 (約佔 80%)，由此可知化石燃料對於我們的重要性不言而喻。

原油價格的波動更是與經濟活動高度相關，原油價格大幅上揚，容易造成生產成本增加，推動物價上漲引起通貨膨脹；原油價格快速滑落，被視為消費者需求不振，導致經濟活動疲弱。此外，產油國的政經情勢也是影響原油價格波動的原因之一，1973 年 10 月的贖罪日戰爭期間，以美國為首的歐美國家支持以色列對埃及和敘利亞發動攻擊，並佔領蘇伊士運河，在贖罪日戰爭結束後，在沙烏地阿拉伯的號召之下，石油輸出國組織 (Organization of the Petroleum Exporting Countries, OPEC) 宣布對美國、加拿大、英國、日本以及荷蘭等國實施石油禁運，引爆第一次石油危機，原油價格由每桶 3 美元飆升至 12 美元，上漲幅度將近 300%，直至禁運解除，才短暫的化解危機；然而，1979 年又因伊朗發生政變爆發伊斯蘭革命，伊拉克趁虛而入發動兩伊戰爭，兩大產油國生產停擺，使得原油日產量驟降，爆發第二次石油危機，原油價格由每桶 15 美元飆升至 39 美元，上漲幅度約 160%。

兩次的石油危機皆對全球的經濟成長造成衝擊，第二次石油危機更是讓以美國為首的西方國家在 1980 年代初期產生嚴重的經濟衰退，因物價大幅上升造成停滯性通膨 (stagflation) 現象，由高通膨、高失業率以及經濟衰退互相影響下，美國經濟在 1981 年 7 月開始急速衰退，直到 1982 年 11 月才著陸，衰退的幅度更勝 1930 年代經濟大蕭條，使得雷根政府推動「雙赤字」的政策，透過減稅和削減聯邦支出試圖刺激美國經濟活動，降低高物價及失業率，但也因此讓美國花費數年穩定經濟。由此可觀，原油價格的快速上漲對於總體經濟會帶來巨大的衝擊，對於股

市、匯市也會掀起波瀾，以股票市場走勢與原油價格走勢之高度相關性可知，原油波動對於經濟影響甚鉅。

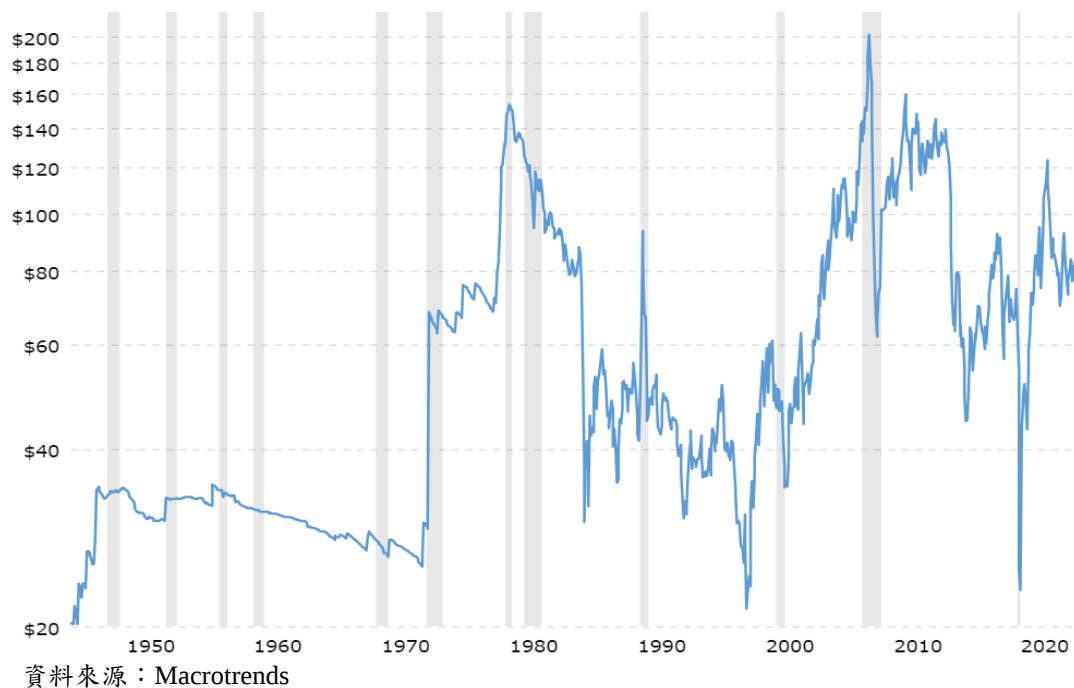


圖 1-1 油價走勢與景氣榮枯

1.2 研究目的與主要研究問題

1.2.1 研究目的

本研究的目的，是要探討油價波動對於股票市場是否存在非線性的顯著性影響。資料選取範圍係針對東北亞地區的原油淨輸入進口國，包含臺灣 (Taiwan)、南韓 (Korea)、日本 (Japan)，資料分析期間以 2000~2023 年間共 288 個月度資料，以時間序列 (time series) 及橫斷面資料 (cross section data) 建構縱橫資料 (panel data)，以油價波動率做為門檻變數，以各國的總體經濟變數-實質有效匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數以及貨幣供給量作為解釋變數，檢驗各國的股價指數報酬率，是否會因為油價波動率的變化，存在非線性的顯著性影響。進而觀察各國央行 (central bank) 在面對油價波動時所採行及對應的貨幣政策，其施行成效能否充分抵減油價波動所造成的影響，進而反應於各國的股價指數表現。



1.2.2 主要研究問題

近年來在面對全球暖化及環境保護的議題倡議下，替代能源 (alternative energy) 的發展及使用逐漸興起，使得全世界對於化石燃料的需求日趨減少，但替代能源的使用，會受限場域或儲存等因素，暫時無法大規模的使用，仍需仰賴化石燃料，使得原油仍是當今全球最重要的生產要素，圖 1-2 至圖 1-4，分別是臺灣發行量加權股價指數 (Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index, TAIEX)、南韓綜合股價指數 (Korea Composite Stock Price Index, KOSPI) 以及日經平均指數 (Nikkei Stock Average, Nikkei 225) 與西德州中間基原油 (West Texas Intermediate, WTI) 價格 2000~2023 年間的走勢圖，可以很直觀的發現，油價的上漲或下跌，皆會牽動原油進口國的股價指數走勢，得以推測油價的波動是會對於依賴原油進口國家的總體經濟產生變化。

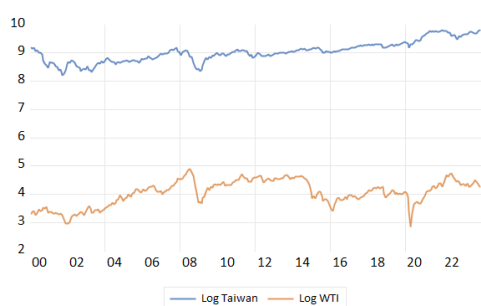


圖 1-2 TAIEX v.s. WTI

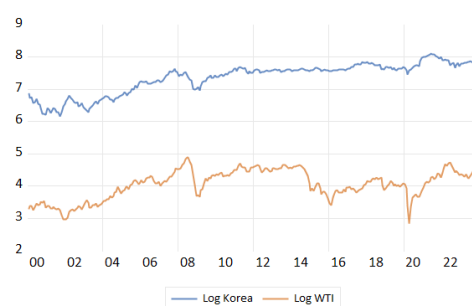


圖 1-3 KOSPI v.s. WTI

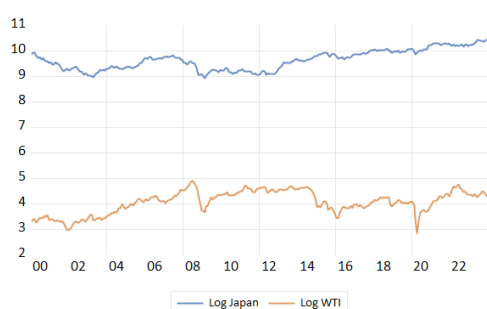


圖 1-4 Nikkie 225 v.s. WTI

從直觀上推論，油價上漲會推升生產成本增加，廠商會將推升的成本轉移到終端產品的售價，進而轉嫁到消費者，消費者在所得不變的情況下，會因為購買商品的售價上漲，壓縮可支配所得，進而影響消費者購買商品的意願，造成需求下降，使得經濟成長趨緩。當經濟成長持續趨緩或呈現低迷時，央行會採行寬鬆的貨幣政

策，刺激景氣復甦回歸到經濟成長的正軌。反之，當油價下跌時，央行會採行緊縮的貨幣政策，以適度的方式控制過熱的總體經濟，使經濟維持在成長的軌道上。

而油價波動率高低變化，不一定符合直觀上呈現單方面的線性變化，亦有可能存在一個或多個轉換區間，產生非線性的變化，故本研究希望藉由計量方式推估油價波動率高低變化的轉換區間，衡量各國經濟成長的先行指標-各國的股價指數的變化，可作為未來央行施行貨幣政策的參考依據之一。

1.3 論文架構與流程

1.3.1 論文架構

本研究之內容共分為五個章節，研究流程將依圖 1-5 所述進行，依序概略敘述如下：

一、緒論

本章藉由研究緣起、研究目的及主要研究問題建構研究流程，並建立本研究的架構。

二、文獻探討

本章藉由油價、通貨膨脹、股票市場等過往相關研究的實證文獻作探討，並藉此找尋研究缺口進行延伸。

三、研究設計

本章由理論及實證文獻的探討，建立研究假說，並採以縱橫平滑移轉迴歸模型分析做為本研究方法的主軸，研究股票市場是否會受到總體經濟環境影響作為之相關變數是否會對其績效產生非線性的顯著影響。

四、實證結果與分析

本章根據所收集的研究資料，進行前述的研究分析，並根據實證結果作分析與研判，以確認研究結果與研究假設之間的合理性，對實證結果提出合理的解釋。

五、結論與建議

彙整本研究結果，描述研究限制並提出對後續研究的建議。

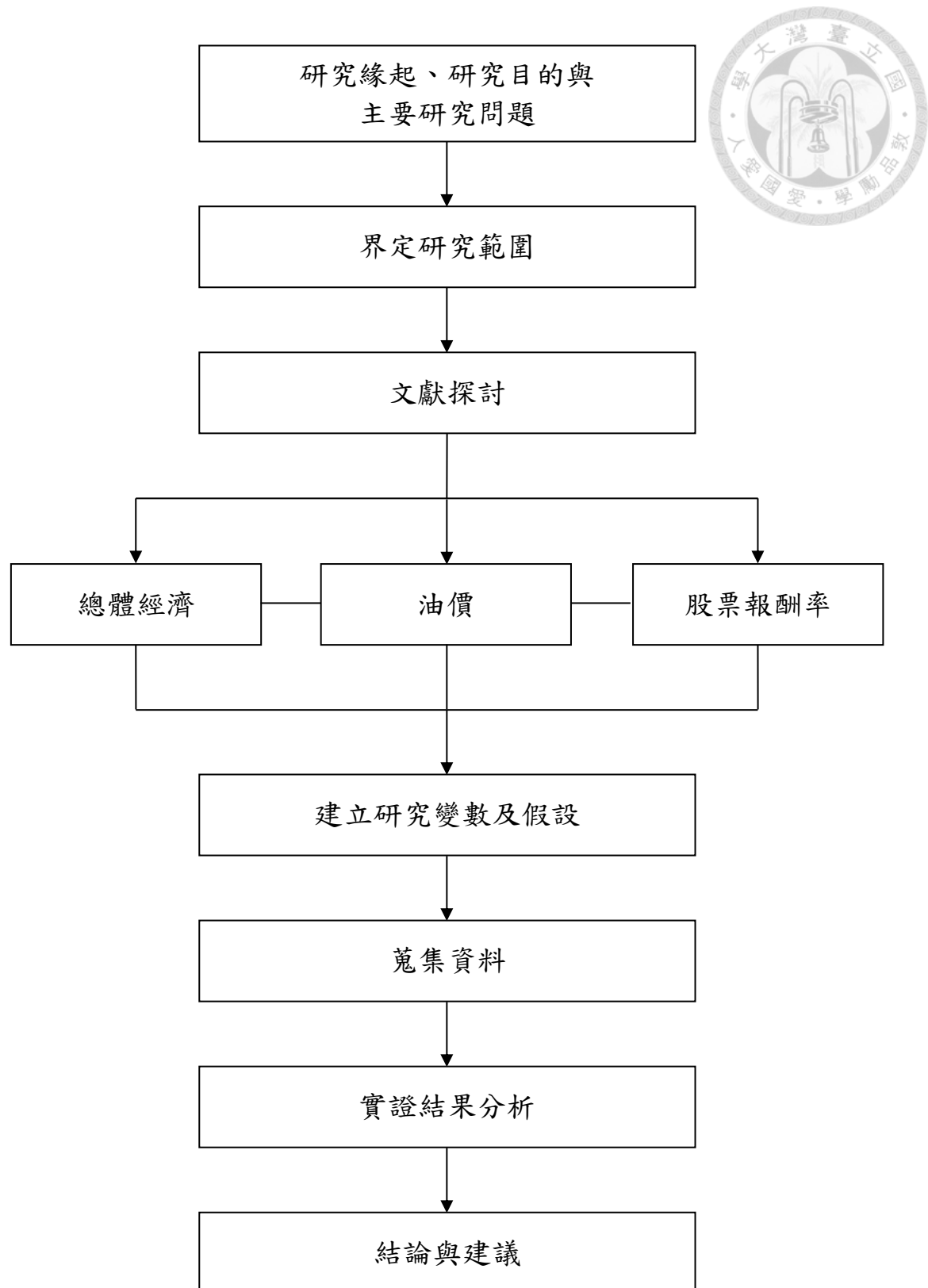


圖 2-5 研究流程與架構

第二章 相關理論回顧與文獻探討



2.1 通膨對於股票報酬的影響

過往文獻發現，通膨對股票報酬影響臆說論述，正向臆說是基於 Fisher (1930) 提出的費雪效果 (Fisher effect) 以及 Ando 與 Modigliani (1963) 生命循環恆常所得臆說 (life-cycle permanent income hypothesis) 提到的財富效果論點，兩者認為名目股票報酬和通膨之間應該存在正相關性。然而也有許多研究指出，實際股票收益與通膨之間存在負相關性，反向臆說是來自於貨幣幻覺 (money illusion) 及租稅效果臆說 (tax effect hypothesis) 等論點，出現與費雪效果和財富效果相反論點。由一些實證結果顯示，實際股票報酬與通膨間有顯著負相關性。

2.1.1 股票收益與通膨間的負相關性

Modigliani 與 Cohn (1979) 提出貨幣幻覺臆說，認為參與股市投資人無法理解通膨對名目現金流的影響，通膨持續出現將導致投資人嚴重低估其持股價。此外，通膨也會增加公司租稅負擔，Feldstein (1980) 認為在租稅效果下，通膨持續上升除會降低實際股票價格，造成人為資本利得，額外增加公司負稅，進而減少稅後實際收益。

若從代理臆說 (proxy hypothesis) 觀點來看，Fama (1981) 由股票市場、經濟活動及預期通膨相互間的關係推論，實際股票收益與預期通膨率間是呈現負相關，此係股票市場與經濟活動發展是呈現正相關，而通膨確實會影響實際經濟活動，並且會產生負向關係。

股價反應對未來經濟活動預期，且與財政政策及貨幣政策也有關聯，Geske 與 Roll (1983) 認為，當體系內產出下降導致政府財政赤字，必須採取舉債或貨幣融通彌補赤字缺口，如選擇擴增貨幣融通將導致通膨迅速蔓延。由財政和貨幣之間的反向因果關係可推論，股票收益和通膨是呈現負相關。

諸如 Lintner (1975)、Bodie (1976)、Fama 與 Schwert (1977)、Fama (1981)、Gertler 與 Grinols (1982)、Kaul (1987)、Kaul 與 Seyhum (1990)、Hess 與 Lee (1999) 的實證研究與上述的臆說均不支持費雪效果，但其研究的範疇多為較短時間內檢驗通膨與股票收益間的關係。而 Boudoukh 與 Richardson (1993)、Solnik 與 Solnik (1997)、Schotman 與 Schweitzer (2000)、Lothian 與 McCarthy (2001) 的研究結果支持費雪效果。

2.1.2 股票收益與通膨間的正相關性

Lothian 與 McCarthy (2001) 在實證研究中發現股票被視為對抗通膨的對沖工具，股票上漲可消彌通膨侵蝕實質價格的影響。Cagan (1974) 也發現，股市確實會隨通膨進行調整，調整期至少會持續十年。部分文獻對股票收益受通膨影響程度，取決於通膨發生頻率及強度。Kim 與 In (2005) 的實證研究指出，在短尺度期間（以 1 個月為週期）和長尺度期間（以 128 個月為週期）檢驗，股票收益與通膨間存在正相關性，然而在中尺度期間（分別以 8 個月、16 個月、32 個月及 64 個月為週期）卻顯示兩者存在負相關性。

Tiwari et al. (2015) 使用巴基斯坦的數據分析檢驗費雪效果，發現股票可作為對抗長期通膨的對沖工具，實證結果也顯示，通膨與股票報酬間的相關性，會隨時間推移而產生異質改變，Valcarcel (2012)、Antonakakis、Gupta 與 Tiwari (2017) 的研究也顯示在不同時序下，通膨與股票報酬間的相關性會產生異質改變。

過往固然有許多理論試圖解釋股票報酬與通膨間的關係，但諸多實證研究發現，兩者間的關係未有定論，對後續探討因應策略產生的影響也會截然不同。

2.2 油價衝擊的傳遞效果

石油是當今全球生產的主要投入因素，油價上漲都會直接導致生產成本上升，進而削減企業獲利。油價上漲並不局限於影響產業層面，也會間接外溢到其他部門，亦即油價波動除影響生產者外，也會影響消費者。油價大幅上漲可能導致人們可支配所得減少或增加預防性儲蓄，進而間接削減對石油業不直接敏感的其他商

品和服務支出。油價向金融市場的直接和間接傳遞效果與 Filis、Degiannakis 與 Floros (2011)、Jones、Leiby 與 Paik (2004) 以及 Gogineni (2010) 的研究結果發現一致。

2.2.1 油價對總體經濟影響及央行政策

Balke、Brown 與 Yücel (2002) 發現油價變化可能與經濟活動變化有關，並以四個主要假設來解釋這種關聯：(1) 對供給面衝擊可能導致基本資源生產減少，進而降低潛在產出。(2) 從石油進口國到石油出口國的移轉收入可能會影響市場。(3) 油價變化與經濟活動變化關係可能源自於真正的平衡效果。(4) 貨幣政策可能導致經濟活動與油價間存在顯著關係。以往諸多文獻證實，油價衝擊會對多項經濟活動產生重大影響。油價劇烈波動透過工業生產和短期利率等間接傳遞管道影響股市，對總體經濟產生巨大影響，影響層面包含 GDP 成長、通膨和匯率等。

油價上漲對 GDP 成長產生重大負面影響，引起大多數國家通膨率攀升，尤其是對依賴石油進口的國家影響甚鉅。Hamilton (2009) 研究發現，美國在 2007 年第四季到 2008 年第三季經濟衰退的主要原因，係油價在 2007 年第三季開始到 2008 年第二季快速上漲造成。Cogni 與 Manera (2008) 使用結構式協整向量自我迴歸模型 (structural cointegrated VAR model) 研究油價對七大工業國 (G-7) 產出與物價的直接影響，以及貨幣變數對外部衝擊的反應，結果顯示油價上漲是立即性影響，會透過通膨促使利率上升，進而傳遞至實質經濟活動。Lardic 與 Mignon (2008) 的研究指出，在 G-7 國家與歐元區國家，油價與 GDP 間會產生不對稱協整。

央行經常將油價上漲視為通膨，通常會藉此調高利率以因應油價引發的通膨，油價的正向和負向衝擊效果會藉由央行調整短期利率引起的損益吸收（產生正效應）和補償（產生負效應），油價變動對實質工業生產的影響會被短期利率調整效果抵銷 (Dhaoui、Chevallier 與 Ma, 2021)。是以油價波動對實際產出和通膨影響，將會在一國經濟成長中扮演重大關鍵角色，可以直觀預期油價衝擊將對股市帶來重大影響。經濟衰退和通膨壓力將會導致消費者信心惡化、進而減少消費支出、放緩投資支出，進而對股市造成影響。

Chen (2010) 以變動移轉機率馬可夫轉換模型 (time-varying transition-probability Markov-switching models)，檢驗油價是否為引發 2008 年金融海嘯 (financial crisis) 期間股市劇烈崩跌的主要原因，他以 1973 年第一次石油危機、1978 年伊朗革命、1980 年兩伊戰爭以及 1990 年波斯灣戰爭為例，這四次產油國皆因戰爭或政權動盪導，導致油價快速的上漲進而引發全球經濟衰退，故推論在 2007 年 6 月至 2008 年 6 月期間，油價在短短的一年間飛快的上漲，而且漲幅比起前四次危機來得更高，再將油價推向歷史高點之際，也因此將股市由牛市推入熊市，實證結果也證明，油價飛快的上漲確實是會將股市推入熊市。

Driesprong、Jacobsen 與 Maat (2008) 使用全球 48 國的股市資料研究油價與股價間的關係，發現油價變化可以預測全球股市報酬，而且油價上漲會大幅降低股票預期報酬。Kilian 與 Park (2008) 認為應檢視油價上漲是源自於石油需求面影響或來自供給面影響，以美國市場的實際股票總報酬率的反應檢視，源自需求面或供給面影響會產生相當大差異。Park 與 Ratti (2008) 以油價衝擊和油價波動對美國和 13 個歐元區國家的實際股票收益做估計，發現油價衝擊在極短期間內 (1 個月) 對當期實際股票報酬產生顯著影響。

Gupta 與 Modise (2013) 利用 12 個工業化國家的總體經濟變數來檢驗股票報酬的可預測性，將通膨率、貨幣存量、利率、期限利差、工業生產和失業率等總體經濟變數建構成一組「標準」總體變量，以這組總體變量檢驗在這些工業化國家的股市報酬預測的共同模式是否會在各國出現，或是某些總體變數預測能力僅只針對一個或少數國家，實證結果顯示利率在預測各國股票報酬有顯著影響，通膨率對某些國家的股票報酬具有預測能力，其餘總體經濟變數對各國股票報酬預測能力有限，尤其工業生產和失業率這兩個變數較無預測能力。

2.2.2 油價對企業營運影響及股票報酬率影響

面對油價上漲，央行會依據 Fisher 方程式 ($\text{名目利率} = \text{實質利率} + \text{預期通膨率}$) 的傳遞效果，透過調整名目利率抑制通膨的影響，但調整後將會影響股票評價模型中的現金流量折現率，間接提升投資人持有股票需求的風險溢酬。此外，當油價上

漲，企業將花費更多資金維持營運，此係企業是透過陸運、空運或海運運送商品或原物料，而石油是左右運輸成本的主要因素。當油價處於高檔，較高運送成本會減少公司獲利以及支付股東股利，從而導致股價下跌。Gisser 與 Goodwin (1986) 認為，在生產因素間無其他能源可以替代的情形下，油價上漲會增加生產成本，較高生產成本將會影響企業現金流並降低股價。Huang、Masulis 與 Stoll (1996) 的研究結果也證實，油價經由影響未來現金流量的方式直接影響股價，或透過影響未來現金流的折現率間接影響股票估計值。是以油價上漲可表明央行可透過提高利率來控制通膨壓力 (Henriques 與 Sadorsky, 2008)。

油價上漲對產油國的經濟發展是有所挹注，尤其是高度依賴原油產業的 OPEC 組織之成員國，以全球最大的產油國沙烏地阿拉伯而論，強大的原油出口能力對其產生二項好處：(1) 在中東地區得以發揮政治及經濟的影響力。(2) 石油生產為其產生了可觀的財富，得以支撐公共政策推行及增進經濟成長。也因為高度依賴原油產出，使得該國的經濟容易缺乏多元化的發展，如遇上油價暴跌將容易，將容易引起經濟發生巨大的變化衝擊 GDP 的成長 (Jawadi 與 Ftiti, 2019)。為避免此一衝擊導致國家財富縮水，多數的產油國如阿拉伯聯合大公國、挪威、沙烏地阿拉伯、科威特、卡達等，多有成立主權財富基金 (sovereign wealth fund, SWF) 進行對外投資。Bremer、Ploeg 與 Wills (2016) 的實證研究發現，產油國成立主權財富基金主係透過對沖或預防性儲蓄的方式，平滑抵減當原油開採量減少或原油價格維持在相對低檔等因素，造成石油收入減少的對其的影響。Baffes et al. (2015) 以世界銀行的統計資料進行比對，有成立主權基金的產油國，相較於沒有成立的國家而言，在面對石油收入減少時，能減緩財政衝擊，不必透過大規模擴張性的財政政策或削減政府預算等方式緩衝財政失衡的現象。

鑒於全球前十大主權財富基金約佔全體總資產 80%，其中有 2/3 的主權財富基金是以商品為基礎，主權財富基金增漲的動能，主要是因為油價上漲以及亞州國家的超額儲蓄所帶動 (Fry、McKibbin 與 O'Brien, 2011)。蔡學儀 (2011) 認為當油價攀升時，產油國的收益增加，將會挹注主權財富基金的規模成長，進而使得主權財富基金可增持的資產更加龐大，成為全球金融市場主要的參與者。當主權財富基金不斷的挹注，且該資金進入全球金融市場循環時，可擴增金融市場的流動性，進而

對股市產生正向的影響。(朱美智與鍾世靜, 2008)

最後，Nandha 與 Faff(2008) 調查全球 35 個工業部門的股票指數，結果顯示油價上漲對礦業、石油和天然氣業的股票報酬有正面影響，但對其餘行業的股票報酬是產生負面影響。Dhaoui、Chevallier 與 Ma (2021) 則是指出股價與油價、實質工業生產和短期利率等總體經濟變數呈現非線性關係，對總體經濟變數影響是正向或負向，取決於反應速度和達到新均衡狀態所需的時間。這將對投資人有相當大程度的幫助，投資人可根據這些變化調整投資策略，制定更有效決策，用於緩解意外事件帶來的負面衝擊。

第三章 研究設計



3.1 研究方法

油價波動對經濟活動影響重大，除受供給及需求兩股勢力拉扯外，全球主要產油國的政經情勢、武裝衝突事件、替代能源使用量以及油價的計價貨幣升貶值，皆會對油價產生影響，且油價波動容易引起的連鎖效應 (chain effect)，對全球金融市場影響甚鉅。過往文獻已應證油價波動，對總產出和通膨率有極為重大影響，油價上漲將提高廠商生產成本，拉抬終端商品售價，進而影響消費者購買力減少需求，廠商獲利受到影響，又會影響到廠商支付員工薪水高低。在此一循環下，必然減少體系總產出，將對經濟成長產生衝擊。尤其是油價急速上升，將加速上述循環速度，導致體系成長趨緩或轉為蕭條，產生負面影響。

由金融面檢視，油價波動對金融市場帶來較高風險及不確定性 (Bouri, 2015)，油價上漲除會削弱資產價格 (Dhaoui、Chevallier 與 Ma, 2021)，更因經濟衰退以及通膨壓力，將導致消費者信心惡化、體系消費和投資支出放緩，油價衝擊將對股市產生影響。

本研究藉由探討油價波動對金融市場影響，提供金融市場參與者面對油價產生波動時，如何調整決策或改變投資組合。本研究將探究油價波動與股票市場及經濟成長間的非線性影響效果，分析 2000~2023 年間，以油價波動作為門檻變數建構實證模型，驗證總體變數變化時對於股票市場影響，進而做為政府施行公共政策之建議。

本研究使用各國每月的時間序列，並建構縱橫資料，係以 Hsiao (1986) 提出利用縱橫資料蒐集研究樣本，能同時能掌握橫斷面資料的個別差異，以及時間序列面資料的動態性，藉此降低樣本資料在時間序列較短情況下存在的偏誤現象，又可藉由增加自由度的方式降低線性重合 (collinearity) 程度，進而提升估計值效率，以及解釋變數與變數間之關聯性，及其背後隱含之經濟行為。

本研究將先以各變數蒐集之資料做單根檢定 (unit root test) 及縱橫單根檢定 (panel unit root test)，驗證資料是否呈現定態 (stationary)，待確認後再使用 González、Teräsvirta 與 van Dijk (2004, 2005) 提出之縱橫平滑移轉迴歸模型 (panel smooth transition regression model, PSTR)，以油價波動率作為該模型之轉換變數，針對平衡式縱橫資料 (balanced panel data) 進行平滑移轉效果分析，觀察及探討當總體經濟活動改變時，是否存在平滑移轉效果，影響金融市場波動程度。

3.2 變數定義與衡量

本研究主要探討油價波動對於資本市場影響，使用非線性方式實證研究，以油價波動率作為門檻變數，判斷在非線性情況下，探討實質有效匯率指數、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數以及貨幣供給量等總體經濟變數對股價指數報酬率產生的影響效果，模型架構及變數關係如圖 3-1 所示：

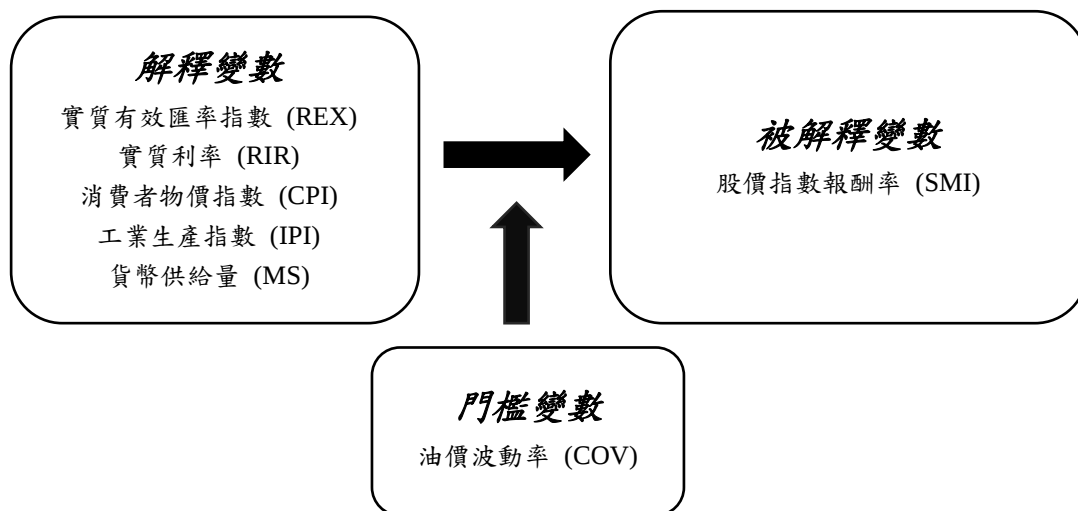


圖 3-1 變數架構圖

為探討總體經濟變化對股票市場之非線性影響，將以實質有效匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數以及貨幣供給量作為解釋變數，以各國的股價指數報酬率作為被解釋變數，前述各項變數在探究對股價指數報酬率的影響以月資料作為研究頻率，樣本涵蓋期間包含牛市及熊市，分析東北亞地區對於原油進口高度倚賴國家-臺灣、日本及南韓，在面臨油價波動時，金融市場的變動情形是否

存在非線性的影響。資料來源取自聯邦儲備經濟數據 (FRED)、經濟合作暨發展組織 (OECD)、各國中央銀行 (central bank)、各國統計局 (statistics bureau)、各國證券交易所 (stock exchange) 等資料庫。

為便利後續進行迴歸分析，以下先針對縱橫平滑移轉迴歸模型所述之解釋變數、被解釋變數和門檻變數進行嚴謹定義，且為利後續實證研究進行，解釋變數及被解釋變數之單位都將轉換以百分比 (%) 呈現，以報酬率或變動率做為實證研究的衡量基準，以避免來源資料單位的差異過大，造成實證研究的結果產生偏誤。

本模型的相關解釋變數內容說明如下：

(1) 實質有效匯率指數 (REX)：匯集一國面對國際間眾多的雙邊匯率資訊，以判別貿易競爭國的重要性而給予不同的權重數，再歸納為方便比較的系列指數，目的在衡量一國總合匯率變動狀況。本研究以實質有效匯率指數取自然對數後，再進行一階差分。

(2) 實質利率 (RIR)：以央行之基準利率 (央行貸放資金給銀行收取的利率) 減去通膨率，作為本研究之解釋變數。

(3) 消費者物價指數 (CPI)：係指「一般物價水準在某一時期內，連續性地以相當的幅度上漲」或是「等值的貨幣，其購買力持續性的下滑」，本研究以消費者物價指數取自然對數後，再進行一階差分。

(4) 工業生產指數 (IPI)：為衡量工業部門的產品生產量，在某一時間與基期間之相對變動指標，本研究以工業生產指數取自然對數後，再進行一階差分。

(5) 貨幣供給量 (MS)：在特定時間內，央行發行貨幣的總量，本研究除臺灣使用 M1B 之外，其餘各國以準貨幣 (M2) 作為衡量貨幣發行總量的基準。M2 定義=M1B (通貨淨額+支票存款+活期存款+活期儲蓄存款)+準貨幣 (定期存款+定期儲蓄存款+郵匯局轉存款)，本研究以貨幣供給量取自然對數後，再進行一階差分。

其次，本模型的被解釋變數為股價指數報酬率 (SMI)：以各國的股價指數報酬率衡量為實質股票價格，本研究將分別以臺灣發行量加權股價指數、南韓綜合股價指數以及日經平均指數，取自然對數後再進行一階差分。

最後，模型使用的門檻變數為油價波動率 (COV)：油價的波動對經濟有很大的影響，油價上漲能刺激產油國的經濟發展，但對原油進口國而言，油價上漲會增加企業的生產成本，從而對經濟發展不利，本研究以西德州中間基原油價格除以該國消費者物價指數，取自然對數後再進行一階差分。

3.3 縱橫單根檢定

時間序列是一種隨機過程所生，儘管在短期間內，資料序列可能會產生偏離的現象，然而隨著時間變動，資料序列會在長期時回復至平均值，而此資料序列則可稱之為定態；倘若資料序列未能隨著時間變動，在長期時仍未能回復至平均值，則該資料序列可稱之為非定態 (non-stationary)，表示資料序列中存在單根。是以當使用時間序列資料進行計量模型分析時，就必須先了解該模型中的變數是否呈現定態，以避免在分析時產生虛假迴歸 (spurious regression)，影響檢定的結果。

為判斷縱橫資料是否為定態，可以進行縱橫單根檢定判定，其檢定力更優於傳統的單根檢定，亦能解決受限小樣本資料的限制。本研究檢驗各國的時間序列資料，將採 Phillips-Perron 以及 KPSS 二種單根檢定法；在檢驗跨國的時間序列資料，將採 PP-Fisher Chi-square 以及 Hadri Z-stat 二種縱橫單根檢定法，檢定資料序列是否為定態或非定態。

3.3.1 Phillips-Perron 單根檢定法

Phillips-Perron 單根檢定法是由 Phillips 與 Perron (1988) 提出，單根檢定的模型建構如下：

- (1) 不含截距項與時間趨勢的模型

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

(2) 含截距項的模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

(3) 含截距項與時間趨勢的模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha T + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Δ 代表一階差分， y_t 代表被檢定的方程式， T 代表時間趨勢變數， ε_t 代表殘差項。

Phillips 與 Perron 認為，方程式 3.1-3.3 的殘差項不僅只存在序列相關，也有可能產生異質性 (heteroskedastic)，故藉由修正 Dickey-Fuller 的檢定統計量，校正方程式中可能同時存在的序列相關以及異質性的問題。

Phillips-Perron 單根檢定假說：

- (1) $H_0: \delta = 0$ (有單根，呈現非定態)
- (2) $H_1: \delta \neq 0$ (無單根，呈現定態)

倘若拒絕虛無假設，資料將呈現定態，表示該時間序列不具有單根現象。反之，檢定結果若無法拒絕虛無假設，則此資料呈現非定態，表示此時間序列具有單根現象。(Phillips 與 Perron, 1988)

3.3.2 KPSS 單根檢定法

KPSS 單根檢定法是由 Kwiatkowski et al. (1992) 提出，因其認為 Phillips-Perron 單根檢定法即使是資料呈現時間趨勢恆定的時間序列狀態 (trend stationary) 時，檢定力表現不佳但檢定結果卻很可能無法拒絕時間序列存在單根，故他們提出可以時間趨勢恆定為虛無假設的 KPSS 單根檢定法，作為 Phillips-Perron 單根檢定法互補之用。

KPSS 單根檢定的模型建構如下：

考慮以下兩個模型：

$$\text{模型 1: } y_t = r_t + \varepsilon_t$$

$$\text{模型 2: } y_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t$$

(3.4)

(3.5)

又 r_t 是隨機漫步值：

$$r_t = r_{t-1} + u_t$$

(3.6)

ε_t 代表殘差項， u_t 代表白噪音殘差項， $t = 1, \dots, T$ 代表時間趨勢。

其檢定統計值：

$$S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\sigma_\varepsilon^2}$$

(3.7)

ε_i 代表模型一及模型二的殘差項， σ_ε^2 代表殘差變異數， T 代表樣本數。KPSS 的臨界值，在 10%、5%、2.5%、1% 時，分別為 0.119、0.146、0.176、0.216。(Kwiatkowski et al., 1992)



3.3.3 PP-Fisher Chi-square 檢定縱橫單根檢定法

PP-Fisher Chi-square 縱橫單根檢定法是由 Phillips 與 Perron (1988) 提出，針對 ADF 單根檢定法進行修正，僅考量殘差項產生的自我相關問題，故 Phillips 與 Perron 進一步提出修正殘差項產生之異質性。考量誤差項的時間序列相關時，沒有加入被迴歸項的落後差分項，而使用的非參數統計方法 (nonparametric statistical methods)。

PP-Fisher Chi-square 單根檢定的模型建構如下：

$$Z_{\alpha} = \frac{T(\hat{\alpha} - 1) - \frac{1}{2}(S_{T1}^2 - S_{\alpha}^2)}{(T^{-2} \sum_{t=1}^T X_{t-1}^2)} \quad (3.8)$$

$$Z_t = \frac{(\sum_{t=1}^T X_{t-1}^2)(\hat{\alpha} - 1)}{S_{\alpha}} - \frac{1}{2}(S_{T1}^2 - S_{\alpha}^2) \left[S_{T1} \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T X_{t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}} \right]^{-1} \quad (3.9)$$

T 代表樣本數， Z_{α} 由標準化估計式 $T(\hat{\alpha} - 1)$ 轉換而來， S_{α}^2 為 α^2 之一致估計式， Z_t 個為迴歸 t 統計量轉換。

PP-Fisher Chi-square 單根檢定假說：

- (1) $H_0: \hat{\alpha} = 1$ (有單根，呈現非定態)
- (2) $H_1: \hat{\alpha} < 1$ (無單根，呈現定態)

倘若拒絕虛無假設，資料將呈現定態，表示該時間序列不具有單根現象。反之，檢定結果若無法拒絕虛無假設，則此資料呈現非定態，表示此時間序列具有單根現象。(Phillips 與 Perron, 1988)

3.3.4 Hadri Z-stat 縱橫單根檢定法

Hadri (2000) 提出 Hadri Z-stat 單根檢定法與 KPSS 單根檢定法極為相似，原假設縱橫資料有趨勢穩定和差分穩定之態樣，亦即資料為定態且序列都沒有單根。

在檢驗小樣本的資料效果佳，更適合用於大時間序列及中等程度的縱橫數據檢驗。適用於固定效應、個體決定趨勢和異方差模型，並可應用在更廣泛存在自相關的縱橫數據分析。

Hadri Z-stat 單根檢定法的模型建構如下：

考慮以下兩個模型：

$$\text{模型 1: } y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.10)$$

$$\text{模型 2: } y_{it} = r_{it} + \beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.11)$$

又 r_{it} 是隨機漫步值：

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it}$$

而 $t = 1, \dots, T$ 和 $i = 1, \dots, N$ 其中 ε_{it} 及 u_{it} 假設對所有的 i 和 t 間彼此都是獨立且分配相同 (independent identical distribution, iid)，即 $E[\varepsilon_{it}] = 0$ ， $E[\varepsilon_{it}^2] = \sigma_\varepsilon^2 > 0$ ， $E[u_{it}^2] = \sigma_u^2 \geq 0$

若 $\sigma_u^2 = 0$ ，則 y_{it} 為穩定數列。令：

$$\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2}$$

則虛無假設與對立假設分別為：

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda > 0$$

當虛無假設是模型 1 時，則統計檢定量為：

$$z_\mu = \frac{\sqrt{N}(\widehat{LM}_\mu - \xi_\mu)}{\zeta_\mu} \Rightarrow N(0,1)$$

當 $\zeta_\mu^2 = \text{var}(\int V^2)$ ，隨機變數的平均數 $\xi_\mu = \frac{1}{6}$ 、變異數 $\zeta_\mu = \frac{1}{45}$



$$z_\mu = \frac{\sqrt{N} \left(\widehat{LM}_\mu - \frac{1}{6} \xi_\mu \right)}{\frac{1}{45} \zeta_\mu} \Rightarrow N(0,1)$$

(3.12)

其中

$$\widehat{LM}_\mu = \frac{\eta_\mu}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2$$

$$\eta_\mu = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it}^2$$

$$S_{it}^2 = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{ij}$$

如果虛無假設是模型 2 時，則統計檢定量為：

$$z_\tau = \frac{\sqrt{N} (\widehat{LM}_\tau - \xi_\tau)}{\zeta_\tau} \Rightarrow N(0,1)$$

當 $\zeta_\tau^2 = \text{var}(\int V_2^2)$ ，隨機變數的平均數 $\xi_\tau = \frac{1}{15}$ 、變異數 $\zeta_\tau^2 = \frac{11}{6300}$

$$z_\tau = \frac{\sqrt{N} \left(\widehat{LM}_\tau - \frac{1}{15} \right)}{\sqrt{\frac{11}{6300}}} \Rightarrow N(0,1)$$

(3.13)

其中

$$\widehat{LM}_\tau = \frac{\eta_\tau}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}$$

另外， $\widehat{LM}$ 統計量亦可表為：

$$\widehat{LM} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2} \right)$$



在 (上) 式中，隨機誤差項是齊質變異數，因此若考慮異質變異數的情況，則：

$$\widehat{LM} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon,i}^2} \right)$$

(Hadri, 2000)

3.4 縱橫平滑移轉迴歸模型

本研究係探討在 2000~2023 年間，油價波動程度對股價報酬率的影響，同時彙整時間序列及橫斷面的資料，並採以縱橫資料迴歸模型進行研究，可藉由此模型檢視個別效果 (individual effect) 與時間效果 (time effect)，並能有效掌握資料中存在之異質性 (heterogeneity)。

常見使用縱橫數據模型的文獻大多假設參數為固定，但從過去實證研究發現，在參數固定情況下，可能無法適切描述變數與變數間的實際關係，進而導致錯誤結果。是以部分縱橫模型允許參數可隨時間變化，如：參數為外生變量的函數模型或是隨機參數模型。

前者係由 Hansen (1999) 所建構的縱橫門檻模型，縱橫數據的觀測資料分屬不同均勻狀態，且在不同結構中將存在不同參數。該模型可透過門檻變數將縱橫資料分成兩個不同區間，允許模型內的參數是可以隨著時間的變化而產生改變。此外，在不同的個體之間，也會產生不同的迴歸係數。是故，模型的觀察值接近門檻變數時將產生跳躍效應，然而此種跳躍效應在一些實證研究中並不合理。

本研究採取縱橫平滑移轉迴歸模型，係由 González、Teräsvirta 與 van Dijk 於 2004 年提出，其將 Hansen (1999) 建構的模型修正為一個平滑移轉效果，再增加一個移轉速度的設定至模型中，同時將移轉速度參數納入，可檢視並解釋，當觀測值在門檻值附近時，是否產生平滑移轉現象，而非僅為一種跳躍的現象。(González, et al., 2004, 2005)

縱橫平滑移轉迴歸模型是具有外生迴歸係數之固定效果 (fixed effect) 模型，此模型可區分作出以下兩種解釋：(1) 此模型可視為一種線性但具有異質性的縱橫模型，其係數會隨著個別個體及時間改變而異動。在此之中，迴歸係數具有異質性，是指在假定這些係數為觀察變數之連續函數時，會透過一移轉函數 (transition function) 在有限的不同區間內產生波動情況，此係移轉變數會隨時間而改變，而且在個體間會呈現不同的變化，故縱橫資料中個體間的迴歸係數會隨時間同時改變；(2) 是將縱橫平滑移轉迴歸模型視為一非線性的同質縱橫模型，該方式較常用於單一方程式之平滑移轉迴歸模型 (smooth transition regression, STR) 或單變量平滑移轉自我迴歸模型 (smooth transition autoregressive regression, STAR) 使用。(Teräsvirta, 1994, 1998)

本研究彙整的樣本資料同時涵蓋橫斷面與時間序列，在進行縱橫平滑移轉迴歸模型分析時，必須先行檢驗該縱橫資料中，是否有存在異質性的現象，也就是假設，當發現欲檢定的資料有存在異質性時，則此模型則為非線性的縱橫模型。此外，由於轉換變數會產生個體的特徵，而且會隨時間的改變產生變化，故對於每一個體而言，迴歸係數也會隨時間產生變化，言下之意，可以將 PSTR 視為一種非線性的同質性縱橫模型。也由於此模型可透過轉換變數的設定，將模型區分成 $N + 1$ 個區間，而在每一個區間內的縱橫模型皆屬於同質性模型。根據 Teräsvirta 建構的平滑移轉模型 (Teräsvirta, 1994, 1998)，其基本設定如下：

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (3.14)$$

$i = 1, \dots, N$ 代表個體數， $t = 1, \dots, T$ 代表時間， y_{it} 代表一存量， x_{it} 代表一 k 維向量，亦可代表其為隨時間變動之外生變數， u_i 代表個體的固定效果，可捕捉在

不同時期，股價指數在不同條件下產生的異質性； ε_{it} 代表誤差項，且期望值為0，變異數為 σ^2 的同值獨立分配，即 $\varepsilon \sim iid(0, \sigma^2)$ ； $g(q_{it}; \gamma, c)$ 函數代表轉換函數，其中 q_{it} 代表轉換變數，其值介於 0 到 1 之間， γ 代表轉換速度， c 代表轉換門檻值。 $g(\cdot)$ 函數是一種連續函數，根據 Granger、Teräsvirta 與 Jansen 建構的模型，其轉換函數設定如下：(Granger 與 Teräsvirta, 1993; Teräsvirta, 1994; Jansen 與 Teräsvirta, 1996)

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left(-\gamma \sum_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right)^{-1}$$

其中 $\gamma > 0$ ，且 $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$

(3.15)

上式中的 $c = (c_1, \dots, c_m)'$ 代表在 m 個空間中，向量的位置參數 (location parameter)；測量轉換時的平滑程度，則以斜率參數 (slope parameter) γ 作為衡量。

無論 $m = 1, 2, 3$ 時， γ 值皆會影響 $g(\cdot)$ 的函數斜率，當 $\gamma \rightarrow \infty$ 時， $g(\cdot)$ 的函數圖形會越趨呈現陡峭的型態，其隱含的意義即在單一時點會產生結構性的改變，模型會與 Hansen (1999) 提出的縱橫門檻模型相同，呈現出跳躍式的形態，如下列方程式所示：

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} \phi(q_{it}; c) + \varepsilon_{it}$$

$$\phi(q_{it}; c) = \begin{cases} 1, & \text{if } q_{it} \geq c \\ 0, & \text{if } q_{it} \leq c \end{cases}$$
(3.16)

當 $\gamma \rightarrow 0$ 時， $g(\cdot)$ 函數會近似線性函數，即表示其結構性的轉變並不明顯。當 $g(\cdot)$ 函數值介於 0 到 1 之間，其迴歸係數的極端值可視為 β'_0 與 $\beta'_0 + \beta'_1$ 。

常見的轉換型態，是將轉換函數設定為 $m = 1$ 或 $m = 2$ 。當轉換函數設定為 $m = 1$ 時，又可稱之為邏輯型模型 (logistic model)，係根據門檻值將該模型的資料區分成為兩種區間，當轉換變數 q 恰巧落在門檻值 c 時，則 $g(\cdot) = 0.5$ ；當轉換變數 q 為正無窮大時，則 $g(\cdot) = 1$ ；當轉換變數 q 為負無窮大時，則 $g(\cdot) =$

0；而轉換變數 q 在門檻值 c 的附近時， $g(\cdot)$ 會呈現由 0 到 1 的平滑移轉現象，如同公式 (3.17) 所示。圖 3-2 是根據轉換函數 $m = 1$ 時，以不同的轉換速度所描繪出的轉換函數圖形。

$$g(q_{it}; c) = \begin{cases} 1 & , if \ q_{it} \gg c \\ 0.5 & , if \ q_{it} = c \\ 0 \sim 0.5 & , if \ q_{it} \ll c \end{cases} \quad (3.17)$$

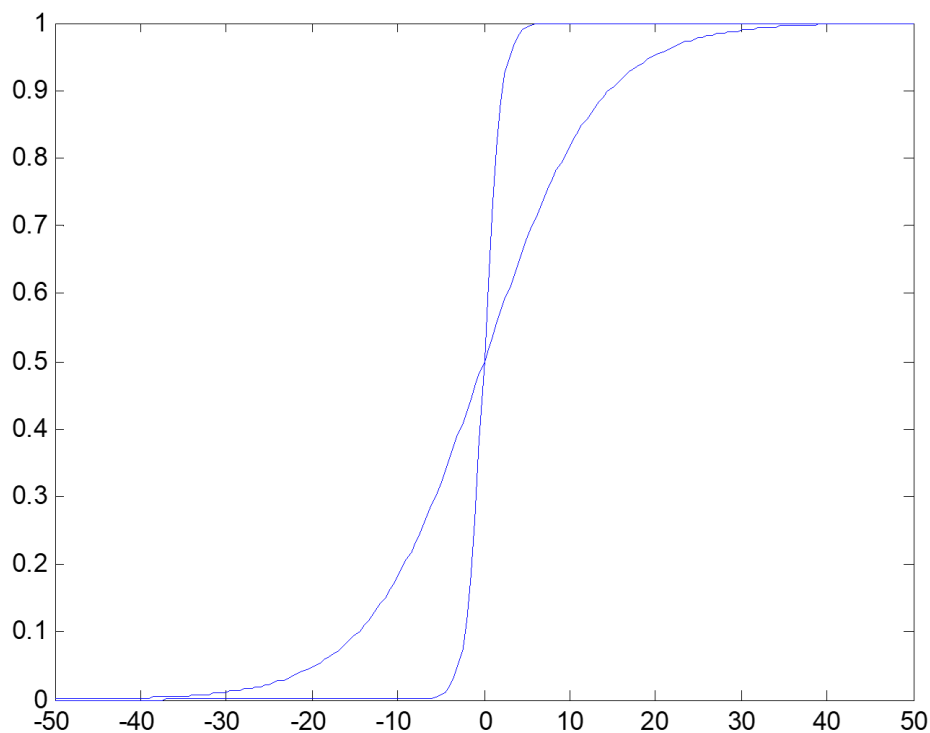


圖 3-3 轉換函數 $m = 1$ 之轉換模型

若轉換函數 $m > 1$ 時，轉換函數的形態就會產生數次的轉換過程，以轉換函數 $m = 2$ 為例，又可稱之為指數型模型 (exponential model)，假設門檻值 $c_1 \leq c_2$ 且轉換速度 γ 趨近無窮大，則轉換函數會呈現不同的轉換速度，可將模型區分為三個區間，當轉換變數 q 分別在兩個門檻值 c 時，即 $q = c_1$ 或 $q = c_2$ 時，則 $g(\cdot) = 0.5$ ；當轉換變數 q 為正或負無窮大時，則 $g(\cdot) = 1$ ；當轉換變數 q 落在兩個門檻值之內，即 q 介於 c_1 及 c_2 時，則 $g(\cdot)$ 將呈現由 0 向左右兩端上升之平滑移轉現象，轉換函數圖形如同圖 3-3 所示：

$$g(q_{it}; c) = \begin{cases} 1 & , \text{if } q_{it} \ll c_1 \text{ or } q_{it} \gg c_2 \\ 0.5 & , \text{if } q_{it} = c_1 \text{ or } q_{it} = c_2 \\ 0 \sim 0.5 & , \text{if } c_1 < q_{it} < c_2 \end{cases}$$



(3.18)

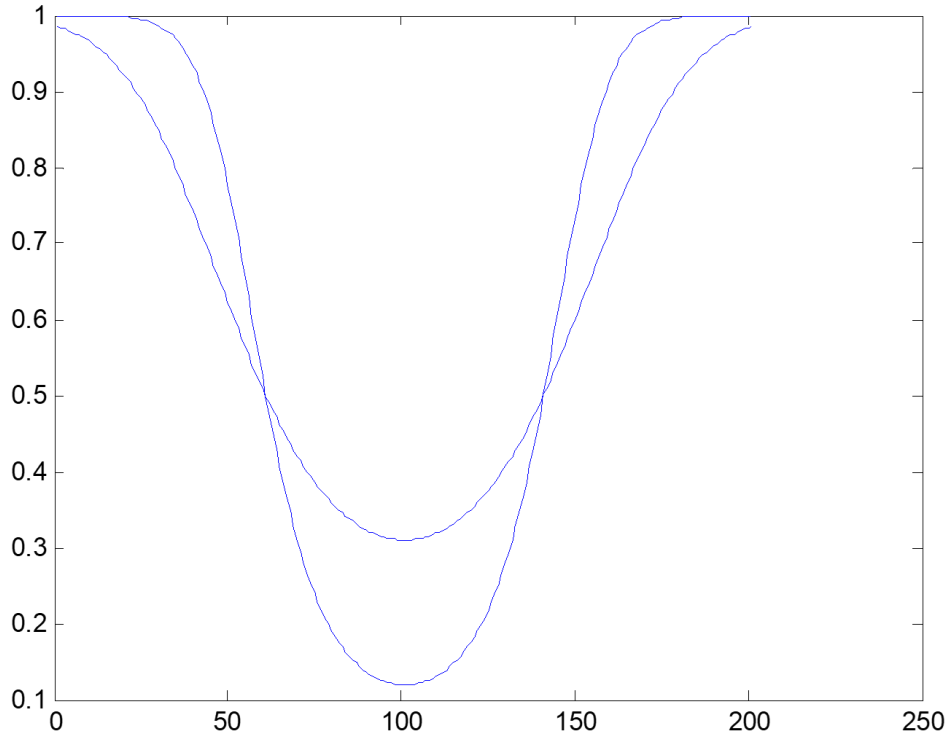
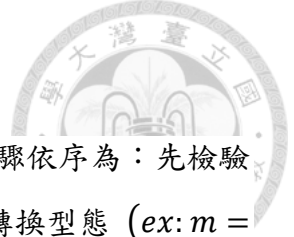


圖 3-4 轉換函數 $m = 2$ 之轉換模型

在一般化的 PSTR 即允許擁有多個不同的區間，其模型的方程式結構如下所示：

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta'_j x_{it} g(q_{it}; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (3.19)$$

而該轉換函數 $g(\cdot)$ 的形狀，是由方程式 (3.15) 決定， $j = 1, \dots, r$ 代表模型中存在 r 個平滑移轉函數，使得模型存在 2^r 個不同影響區間。當轉換函數 $m = 1$ 且轉換速度 γ 趨近無窮大，此模型將會呈現為一 U 型的特例，即當轉換變數 q 分別介於兩個門檻值 c_1 及 c_2 時，則呈現 0 到 1 的單點跳躍變化，可視其為一種 Hansen 的多重門檻區間模型。



3.5 縱橫平滑移轉迴歸模型之設定

在 PSTR 模型中將採用三個步驟項目進行模型設定，其步驟依序為：先檢驗模型是否具有同質性，當檢定結果拒絕同質性時，再選出適當的轉換型態 (*ex: m = 1 或 m = 2*)，最後在決定適當的轉換門檻數 (*ex: j = 1, \dots, r*)，操作步驟如下說明：

3.5.1 同質性檢定

此為模型設定的最重要步驟，須先檢定模型是否屬於非線性模型。需先就樣本資料檢驗是否為線性資料，若該資料為線性資料，就不適合以 PSTR 模型分析該資料，應改以使用一般線性的縱橫模型，再進行資料分析。然而在經濟學上的涵義，透過此項檢驗可以解釋模型中敏感因子 (sensitivity factor)，在所有縱橫資料上的敏感程度是否皆為一致，同時也不會存在結構性的轉變。

當以 $H_0 : \gamma = 0$ 或 $H'_0 : \beta_1 = 0$ 作為 PSTR 的虛無假設時，可以縮減成線性的模型，且執行該項檢定時，尚無存在一致性的做法，因為不論在任何一項的虛無假設中均會包含干擾參數，尤其是位置參數 (c)。此問題是最先由 Davies 提出，並針對此問題進行研究 (Davies, 1977, 1987)，其後由 Luukkonen、Saikkonen 與 Teräsvirta (1988)、Andrews 與 Ploberger (1994) 和 Hansen (1996) 等學者，分別對於在時間序列研究的應用上提出不同的解決方法。本研究是採用 Luukkonen、Saikkonen 與 Teräsvirta (1988) 所提出的方法，當以虛無假設 $H_0 : \gamma = 0$ 進行線性檢定，將 $g(\cdot)$ 進行一階泰勒展開式，為了解決認定問題，並將方程式 (3.14) 替換為下方的輔助迴歸式：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + \varepsilon_{it}^* \quad (3.20)$$

其中 $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$ 代表 γ 的乘數， $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} + R_m \beta_1' x_{it}$ ， R_m 則代表一階泰勒展開式的餘式。在檢定方程式 (3.14) 的 γ 是否為零，與檢定方程式 (3.20) 中 $\beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$ 都具有相同的統計意義；並且在虛無假設下 $\{\varepsilon_{it}^*\} = \{\varepsilon_{it}\}$ ，也就是利用一階泰勒展開式做逼近時，並不會對不對稱分配理論產生影響。在虛無假設下，可以方便進行 LM 統計量的檢定，首先將方程式 (3.19) 去除固定效果影響，再計

算轉換模型之 LM 統計量，在檢定 LM 統計量，又可區分為卡方統計量與 F 統計量，分別如下所示：

(1) 假設

$$\bar{x}_{it} = y_{it} - \frac{\sum_t x_{it}}{T}$$

$$\bar{y}_{it} = y_{it} - \frac{\sum_t y_{it}}{T}$$

計算 $\bar{y}_{it} = \beta \bar{x}_{it} + \varepsilon'$ 的殘差平方和 (residual sum of squares)，並令其為 RSS_0 。

(3.21)

(2) 再假設

$$\tilde{x}_{it} = y_{it} - \frac{\sum_t y_{it}}{T}$$

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \frac{\sum_t y_{it}}{T}$$

計算 $\tilde{y}_{it} = \beta \tilde{x}_{it} + \left(x'_{it} q_{it} - \frac{\sum_t x'_{it} q_{it}}{T}, \dots, \frac{\sum_t x'_{it} q_{it}^m}{T} \right) + \varepsilon''$ 的殘差平方和，並令其為 RSS_1 。

(3.22)

(3) 依前揭計算之殘差平方和結果，分別計算卡方統計量及 F 統計量如下：

卡方統計量：

$$LM = TN \left(\frac{RSS_0 - RSS_1}{RSS_0} \right) \sim \chi^2(mk)$$

F 統計量：

$$LM_F = \left(\frac{(RSS_0 - RSS_1)/mk}{RSS_1/(TN - N - mk)} \right) \sim F(mk, TN - N - mk)$$

(3.23)

可以透過不同分配之 LM 統計量，檢定該模型是否存在非線性的關係。

(Luukkonen et al., 1988)

3.5.2 選擇轉換模型

當前項檢定結果為拒絕線性時，即可在此步驟選出適當的轉換模型（即 $m = 1$ 或 $m = 2$ ）。在過往的縱橫模型，並未對參數的一致性特別地加以說明，係因為一般的縱橫模型通常都具有較長的橫斷面資料，而時間序列資料相比較之下會顯得較短。故 Lundbergh、Teräsvirta 與 van Dijk (2003) 提出 Time Varying Panel Smooth Transition Regression (TV-PSTR)，對參數進行一致性的檢定，其模型設定如下：

$$\begin{aligned} y_{it} = & \mu_i + \left(\beta'_{10}x_{it} + \beta'_{11}x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1) \right) \\ & + f(t/T; \gamma_2, c_2) \left(\beta'_{20}x_{it} + \beta'_{21}x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1) \right) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.24)$$

其中，是以時間作為 $f(\cdot)$ 函數的轉換變數，故可將方程式 (3.24) 改寫為下式：

$$\begin{aligned} y_{it} = & \mu_i + \left(\beta'_{10} + \beta'_{20}f(t/T; \gamma_2, c_2) \right) x_{it} \\ & + \left(\beta'_{11} + \beta'_{21}f(t/T; \gamma_2, c_2) \right) x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.25)$$

此模型以藉由 $f(\cdot)$ 函數來判斷參數是否具有的一致性，將 $f(\cdot)$ 設定如下：

$$f(t/T; \gamma_2, c_2) = \left(1 + \exp \left(-\gamma_2 \prod_{j=1}^h (t/T - c_{2j}) \right) \right)^{-1} \quad (3.26)$$

其參數的定義與方程式 (3.15) 相同，只是將轉換變數由 q_{it} 改設定為 t/T 。

將 $f(\cdot)$ 函數做一階泰勒展開式以便解決問題，並將方程式 (3.24) 替換為下方的輔助迴歸式：

$$\begin{aligned} y_{it} = & \mu_i + \beta_{10}^{*'} x_{it}(t/T)^0 + \beta_1^{*'} x_{it}(t/T)^1 + \beta_2^{*'} x_{it}(t/T)^2 + \cdots + \beta_h^{*'} x_{it}(t/T)^h \\ & + (\beta_{11}^{*'} x_{it}(t/Y)^0 + \beta_{h+1}^{*'} x_{it}(t/T)^1 + \cdots \\ & + \beta_{2h}^{*'} x_{it}(t/T)^h) g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_{it}^* \end{aligned} \quad (3.27)$$

當設定 $m = 1$ 時，TV-PSTR 模型將會呈現單調轉換，如圖 3-2 所示；而設定 $m = 2$ 時，TV-PSTR 則會以 $(c_{21} + c_{22}) / 2$ 為中心呈現對稱轉換，如圖 3-3 所示。

在檢定方程式 (3.24) 的 γ_2 是否為零，與檢定方程式 (3.27) 之假設檢定 $\beta_1^* = \cdots = \beta_h^* = \cdots = \beta_{2h}^* = 0$ 具有相同的統計意義，因為在虛無假設下 $\{\varepsilon_{it}^*\} = \{\varepsilon_{it}\}$ ，也就是利用一階泰勒展開式做逼近時，並不會對不對稱分配理論造成影響。該檢定方法與前段所說明的方法雷同，在虛無假設下可以簡單地對 LM 統計量進行檢定，先將方程式去除固定影響，再計算轉換模型之 LM 統計量。在進行 LM 統計量的檢定，可將其分為自由度為 $2hk$ 的卡方統計量，與自由度為 $(2hk, TN - N - 2K(h + 1) - (m + 1))$ 的 F 統計量。

3.5.3 轉換區間門檻個數之檢定

當轉換模型選定後，在此步驟繼續檢定模型是否還存有異質性，並選出適當的門檻數 ($j = 1, \dots, r$)。首先假設 (3.14) 和 (3.15) 方程式，因為 PSTR 模型中具有可加性之特質，能有效的解釋縱橫資料存有的異質性問題。在方程式 (3.14) 中，先進行 $r = 1$ 的假設檢定，如不拒絕虛無假設，則繼續在方程式 (3.19) 中進行 $r = 2$ 的假設檢定，故即可將方程式 (3.14) 持續擴展為下列方程式：

$$y_{it} = u_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \gamma_1, c_1) + \beta_2' x_{it} g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_{it} \quad (3.28)$$

轉換變數 $q_{it}^{(1)}$ 和 $q_{it}^{(2)}$ 可以設定為同一變數，亦可設定為不同變數。在 $\gamma_2 = 0$ 虛無假設下，若拒絕虛無假設，即表示該模型中存在著三個區間；針對該假設檢定持續地進行檢驗，直到檢定結果能不拒絕虛無假設為止，便能確認模型中門檻數量 (r) 的數值。

計算 LM 統計量採用的方法，與 3.5.1 及 3.5.2 兩步驟所使用的方式相同，先求出 $g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$ 的一階泰勒展開式，再利用一階泰勒展開式取代 $g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$ ，將方程式 (3.12) 轉換成下方的輔助迴歸式：

$$\begin{aligned} y_{it} = & u_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) + \beta_{21}^* x_{it} g_{it}^{(2)} + \beta_{22}^* x_{it} (g_{it}^{(2)})^2 + \cdots \\ & + \beta_{2m}^* x_{it} (g_{it}^{(2)})^m + \varepsilon_{it}^* \end{aligned} \quad (3.29)$$

將存在異質性的虛無假設設定為 $H_0^*: \beta_{21}^* = \cdots = \beta_{2m}^* = 0$ ，繼續檢定是否還存有異質性。以 H_0^* 為假設前提下， LM 統計量一樣可區分為卡方統計量與 F 統計量，而此兩種統計量的自由度分別為 $\chi_{(mk)}^2$ 及 $F(mk, TN - N - 2 - k(m + 2))$ 。(Lundbergh、Teräsvirta 與 van Dijk, 2003)

第四章 實證結果



4.1 敘述統計

在進行實證模型研究前，先就樣本資料做基本檢視，查驗樣本資料分布情形，以及檢視是否有離群值須梳理，便於後續實證分析。本節將先探討各項解釋變數及被解釋變數的敘述統計，所選取的敘述統計量包含各項變數的平均數、標準差、最大值、最小值、中位數、偏態係數及峰態係數。為利後續的實證研究分析，本研究選取之解釋變數及被解釋變數之單位皆為百分比(%)，其中，股價指數、油價、有效實質匯率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等變數，因來源資料單位差異過大，先將前揭數據資料取自然對數後再進行一階差分，將單位轉換為百分比，以報酬率或變動率檢視影響差異；實質利率因原單位即為百分比，故無做調整。表4-1至4-3分別為臺灣、南韓及日本，各項變數之敘述統計結果。

表 4-1 各項變數敘述統計表 (臺灣)

變數名稱	平均數	標準差	最大值	最小值	中位數	偏態係數	峰態係數
SMI	0.26	6.14	22.52	-21.50	0.79	-0.25	1.93
COV	0.30	10.21	52.92	-54.41	1.66	-0.91	7.52
REX	0.06	1.48	7.15	-4.46	0.08	0.27	1.58
RIR	1.95	0.87	4.75	1.13	1.75	1.80	2.73
CPI	0.06	0.61	1.78	-2.06	0.01	-0.24	1.12
IPI	0.30	2.60	10.09	-15.94	0.28	-0.89	6.98
MS	0.63	1.30	6.00	-3.59	0.48	0.92	3.10

註：

1.SMI:股價指數報酬率、COV:油價變動率、REX:有效實質匯率變動率、RIR:實質利率、CPI:消費者物價指數變動率、IPI:工業生產指數變動率、MS:貨幣供給量變動率。

2.各項變數單位均為%。

表 4-2 各項變數敘述統計表 (南韓)

變數名稱	平均數	標準差	最大值	最小值	中位數	偏態係數	峰態係數
SMI	0.33	6.23	20.25	-26.31	0.85	-0.47	1.47
COV	0.15	10.22	52.86	-54.36	1.45	-0.92	7.51
REX	0.03	1.91	7.79	-13.50	0.24	-1.42	9.57
RIR	1.56	0.95	3.50	0.25	1.25	0.24	-1.25
CPI	0.21	0.37	1.29	-0.75	0.19	0.10	-0.06
IPI	0.15	0.56	2.10	-2.35	0.13	0.08	2.19
MS	0.61	0.58	2.37	-2.10	0.58	-0.20	1.49



註：

1.SMI:股價指數報酬率、COV:油價變動率、REX:有效實質匯率變動率、RIR:實質利率、CPI:消費者物價指數變動率、IPI:工業生產指數變動率、MS:貨幣供給量變動率。

2.各項變數單位均為%。

表 4-3 各項變數敘述統計表 (日本)

變數名稱	平均數	標準差	最大值	最小值	中位數	偏態係數	峰態係數
SMI	0.20	5.04	13.71	-28.50	0.62	-0.98	3.98
COV	0.32	10.25	52.90	-54.58	1.61	-0.94	7.54
REX	-0.28	2.22	12.37	-6.47	-0.36	0.55	3.57
RIR	0.30	0.16	0.75	0.10	0.30	1.29	2.39
CPI	0.03	0.30	2.07	-0.93	0.00	0.92	6.76
IPI	0.08	0.51	2.86	-1.92	0.00	0.37	5.46
MS	0.24	0.50	2.10	-1.03	0.16	0.99	1.70

註：

1.SMI:股價指數報酬率、COV:油價變動率、REX:有效實質匯率變動率、RIR:實質利率、CPI:消費者物價指數變動率、IPI:工業生產指數變動率、MS:貨幣供給量變動率。

2.各項變數單位均為%。

4.2 縱橫單根檢定

在進行實證研究前，本研究對實證資料之各項解釋變數、被解釋變數及門檻變數進行單根檢定，將以 Phillips-Perron test 及 KPSS test 二種單根檢定法，檢驗各國的時間序列資料是否呈現定態；另採以 PP-Fisher Chi-square 及 Hadri Z-stat 二種單根檢定法，檢驗縱橫資料是否呈現定態。Phillips-Perron test、PP-Fisher Chi-square 的假設檢定，虛無假設 H_0 為存在單根，對立假設 H_1 為不存在單根；KPSS test、Hadri Z-stat 的假設檢定，虛無假設 H_0 為不存在單根，對立假設 H_1 為存在單根。

表4-4為臺灣資料的單根檢定結果，以 Phillips-Perron test 及 KPSS test 進行檢驗，各項變數檢定結果均不存在單根，變數資料呈現定態如圖4-1至圖4-7，故不再進行差分項檢定。

表 4-4 單根檢定結果 (臺灣)

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value/檢定結果
SMI	Phillips-Perron test	-15.9702	0.0000***
	KPSS test	0.0329	

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value/檢定結果
COV	Phillips-Perron test	-12.5866	0.0000***
	KPSS test	0.0376	
REX	Phillips-Perron test	-11.4854	0.0000***
	KPSS test	0.0542	
RIR	Phillips-Perron test	-9.3631	0.0000***
	KPSS test	0.0928	
CPI	Phillips-Perron test	-29.3849	0.0000***
	KPSS test	0.0944	
IPI	Phillips-Perron test	-14.0819	0.0000***
	KPSS test	0.0250	
MS	Phillips-Perron test	-11.2781	0.0000***
	KPSS test	0.0369	

註：

- 1.SMI:股價指數報酬率、COV:油價變動率、REX:有效實質匯率變動率、RIR:實質利率、CPI:消費者物價指數變動率、IPI:工業生產指數變動率、MS:貨幣供給量變動率。
- 2.Phillips-Perron test 之虛無假設 H_0 :存在單根、對立假設 H_1 :不存在單根。以 P-value 的落點檢視顯著水準在 1%、5%及 10%下是否存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 3.KPSS test 之虛無假設 H_0 :不存在單根、對立假設 H_1 :存在單根。顯著水準在 1%、5%及 10%，統計量的臨界值分別為 0.216、0.146、0.119。若高於臨界值代表存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 4.各項變數檢定項均顯著拒絕存在單根，故不進行差分項檢定。

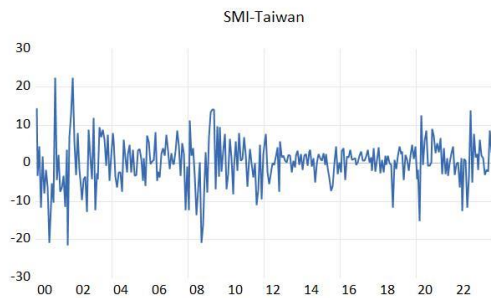


圖 4-1 股價指數報酬率 (臺灣)

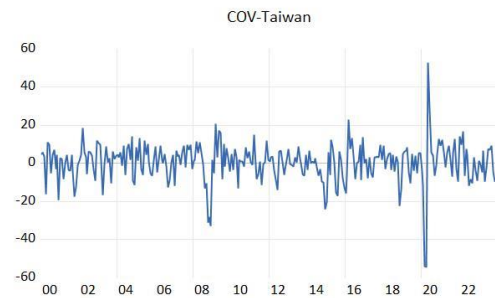


圖 4-2 油價變動率 (臺灣)

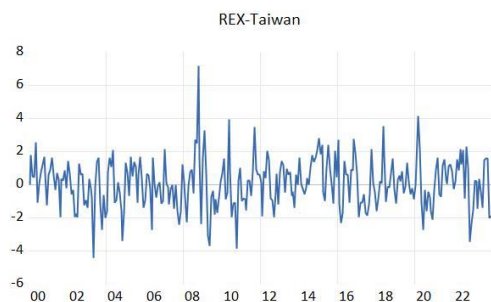


圖 4-3 有效實質匯率變動率 (臺灣)

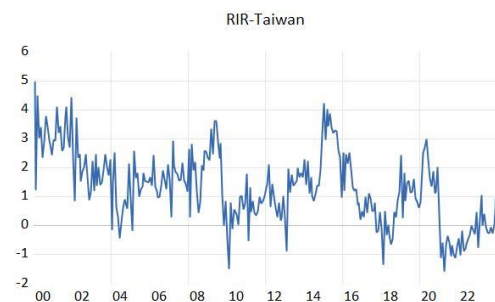


圖 4-4 實質利率 (臺灣)

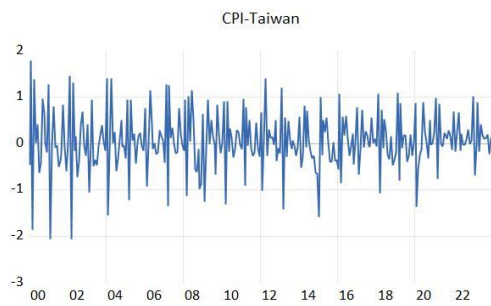


圖 4-5 消費者物價指數變動率 (臺灣)

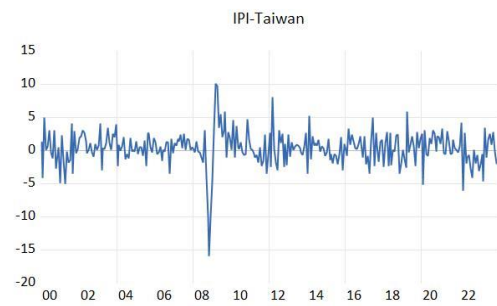


圖 4-6 工業生產指數變動率 (臺灣)

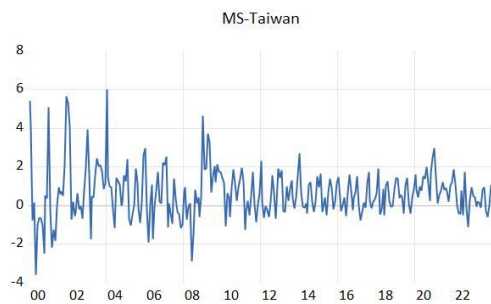


圖 4-7 貨幣供給量變動率 (臺灣)

表4-5為南韓資料的單根檢定結果，以 Phillips-Perron test 及 KPSS test 進行檢驗，各項變數檢定結果除實質利率及消費者物價指數變動率存在單根，其餘變數不存在單根，資料變數呈現定態如圖4-8至圖4-10及圖4-15至圖4-16，故不再進行差分項檢定；實質利率及消費者物價指數變動率之變數資料呈現非定態如圖4-11及圖4-13，再進行差分檢定後，實質利率及消費者物價指數變動率呈現定態如圖4-12及圖4-14。

表 4-5 單根檢定結果 (南韓)

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value/檢定結果
SMI	Phillips-Perron test	-16.6760	0.0000***
	KPSS test	0.0625	
COV	Phillips-Perron test	-12.4919	0.0000***
	KPSS test	0.0361	
REX	Phillips-Perron test	-11.9772	0.0000***
	KPSS test	0.0492	
RIR	Phillips-Perron test	-3.3689	0.0577*
	KPSS test	0.0948	
dRIR	Phillips-Perron test	-15.1660	0.0000***
	KPSS test	0.0340	
CPI	Phillips-Perron test	-12.5651	0.0000***

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value/檢定結果
dCPI	KPSS test	0.1587	**
	Phillips-Perron test	57.4352	0.0001***
	KPSS test	0.0669	
IPI	Phillips-Perron test	-8.5456	0.0000***
	KPSS test	0.1036	
MS	Phillips-Perron test	-17.9636	0.0000***
	KPSS test	0.0706	

註：

- 1.SMI:股價指數報酬率、COV:油價變動率、REX:有效實質匯率變動率、RIR:實質利率、CPI:消費者物價指數變動率、IPI:工業生產指數變動率、MS:貨幣供給量變動率。
- 2.Phillips-Perron test 之虛無假設 H_0 :存在單根、對立假設 H_1 :不存在單根。以 P-value 的落點檢視顯著水準在 1%、5%及 10%下是否存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 3.KPSS test 之虛無假設 H_0 :不存在單根、對立假設 H_1 :存在單根。顯著水準在 1%、5%及 10%，統計量的臨界值分別為 0.216、0.146、0.119。若高於臨界值代表存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 4.各項變數中，RIR、CPI 檢定項因不拒絕虛無假設存在單根，進行差分項檢定後，檢定項顯著拒絕存在單根。
- 5.其餘各項變數檢定項均顯著拒絕存在單根，故不進行差分項檢定。

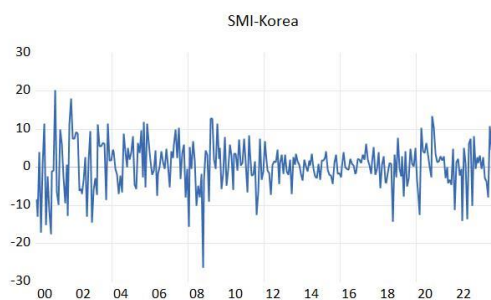


圖 4-8 股價指數報酬率 (南韓)

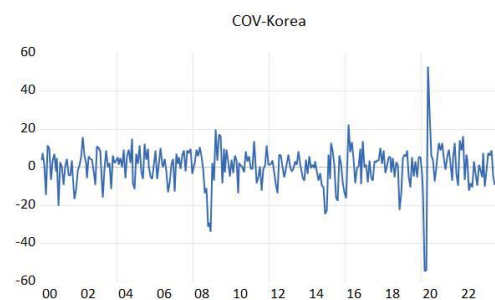


圖 4-9 油價變動率 (南韓)

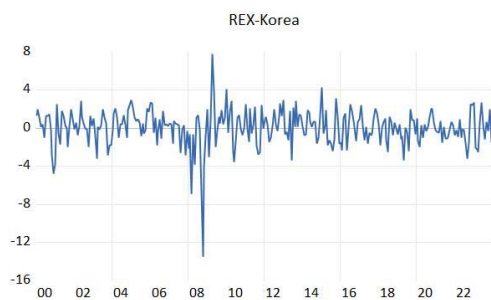


圖 4-10 有效實質匯率變動率 (南韓)

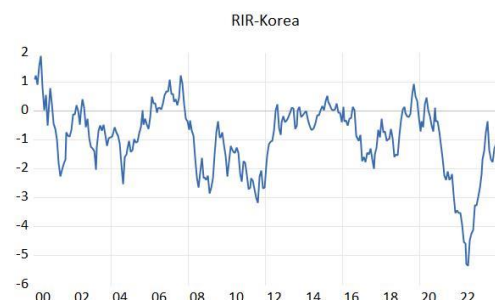


圖 4-11 實質利率 (南韓)

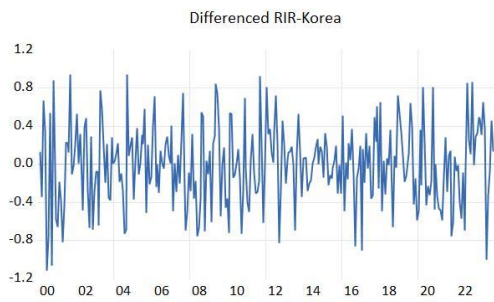


圖 4-12 實質利率一階差分 (南韓)

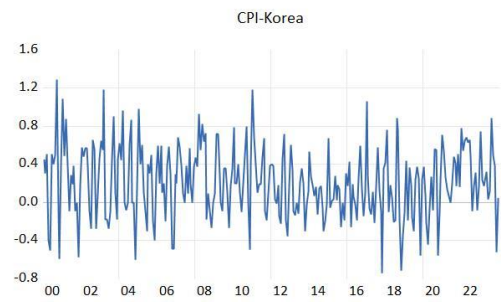


圖 4-13 消費者物價指數變動率 (南韓)

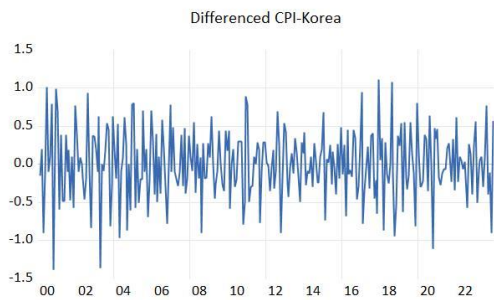


圖 4-14 消費者物價指數變動率
一階差分 (南韓)

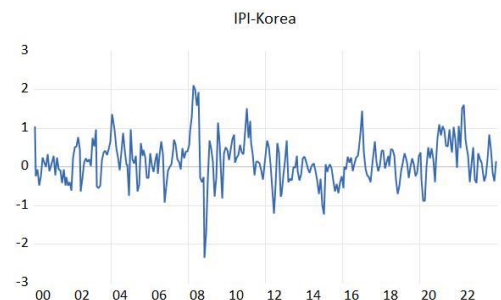


圖 4-15 工業生產指數變動率 (南韓)

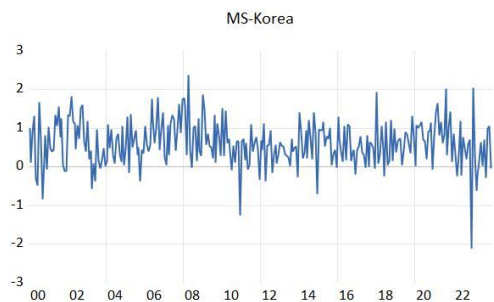


圖 4-16 貨幣供給量變動率 (南韓)

表4-6為日本資料的單根檢定結果，以 Phillips-Perron test 及 KPSS test 進行檢驗，各項變數檢定結果除實質利率存在單根，其餘變數不存在單根，資料變數呈現定態如圖4-17至圖4-19及圖4-22至圖4-24，故不再進行差分項檢定；實質利率之變數資料呈現非定態如圖4-20，再進行差分檢定後，實質利率呈現定態如圖4-21。

表 4-6 單根檢定結果 (日本)

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value/檢定結果
SMI	Phillips-Perron test	-13.9268	0.0000***
	KPSS test	0.0551	
COV	Phillips-Perron test	-12.4433	0.0000***
	KPSS test	0.0370	
REX	Phillips-Perron test	-12.6979	0.0000***

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value/檢定結果
RIR	KPSS test	0.0908	0.1085
	Phillips-Perron test	-3.0992	
	KPSS test	0.0654	
dRIR	Phillips-Perron test	-14.7382	0.0000***
	KPSS test	0.0309	
CPI	Phillips-Perron test	-14.5248	0.0000***
	KPSS test	0.0658	
IPI	Phillips-Perron test	-10.0064	0.0000***
	KPSS test	0.0874	
MS	Phillips-Perron test	-15.4556	0.0000***
	KPSS test	0.0465	

註：

- 1.SMI:股價指數報酬率、COV:油價變動率、REX:有效實質匯率變動率、RIR:實質利率、CPI:消費者物價指數變動率、IPI:工業生產指數變動率、MS:貨幣供給量變動率。
- 2.Phillips-Perron test 之虛無假設 H_0 :存在單根、對立假設 H_1 :不存在單根。以 P-value 的落點檢視顯著水準在 1%、5%及 10%下是否存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 3.KPSS test 之虛無假設 H_0 :不存在單根、對立假設 H_1 :存在單根。顯著水準在 1%、5%及 10%，統計量的臨界值分別為 0.216、0.146、0.119。若高於臨界值代表存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 4.各項變數中，RIR 檢定項因不拒絕虛無假設存在單根，進行差分項檢定後，檢定項顯著拒絕存在單根。
- 5.其餘各項變數檢定項均顯著拒絕存在單根，故不進行差分項檢定。

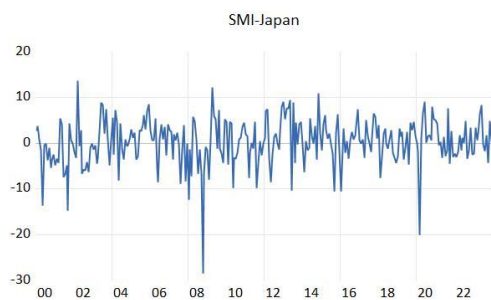


圖 4-17 股價指數報酬率 (日本)

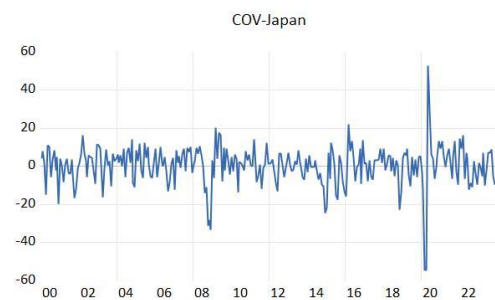


圖 4-18 油價變動率 (日本)

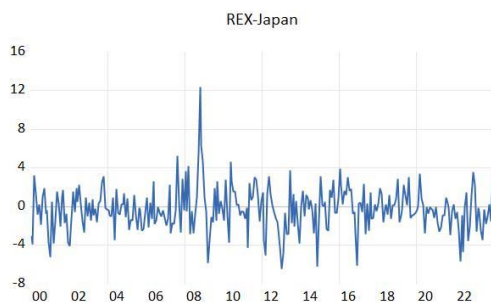


圖 4-19 有效實質匯率變動率 (日本)

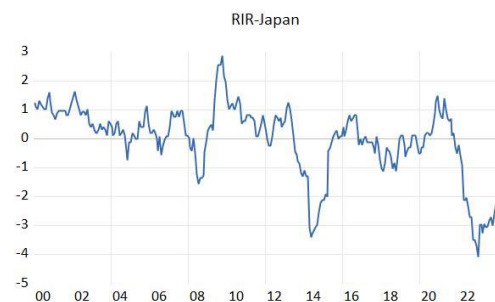


圖 4-20 實質利率 (日本)

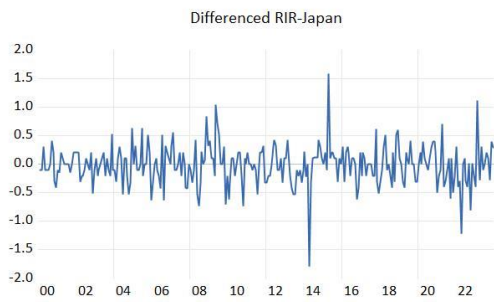


圖 4-21 實質利率一階差分 (日本)

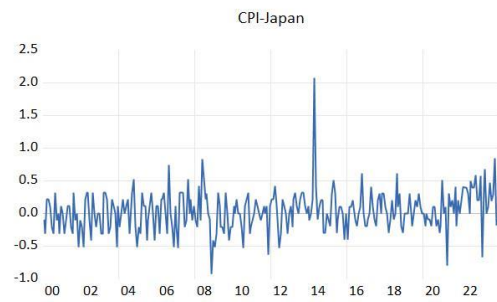


圖 4-22 消費者物價指數變動率 (日本)

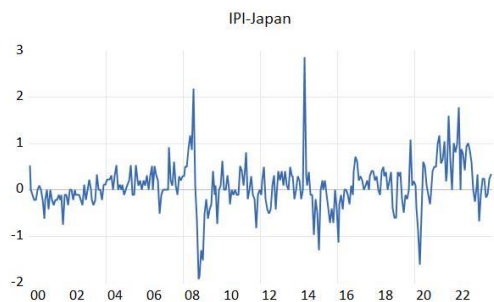


圖 4-23 工業生產指數變動率 (日本)

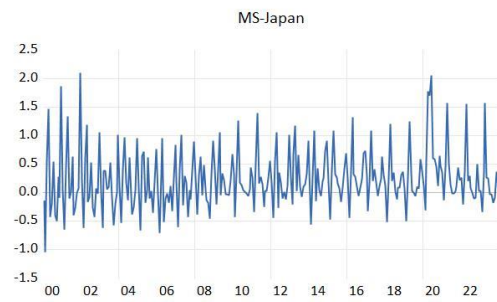


圖 4-24 貨幣供給量變動率 (日本)

表4-7為臺灣、南韓、日本同期資料單根檢定結果，以 PP-Fisher Chi-square 及 Hadri Z-stat 進行檢驗，各項變數檢定結果除消費者物價指數變動率存在單根，其餘變數不存在單根，故不再進行差分項檢定；消費者物價指數變動率之變數資料呈現非定態，再進行差分檢定後，消費者物價指數變動率呈現定態。

表 4-7 單根檢定結果 (臺、韓、日三國)

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value
SMI	PP-Fisher Chi-square	395.7119	0.0000***
	Hardi Z-stat	-0.7108	0.7614
COV	PP-Fisher Chi-square	306.8149	0.0000***
	Hardi Z-stat	-1.2352	0.8916
REX	PP-Fisher Chi-square	290.7432	0.0000***
	Hardi Z-stat	0.1356	0.4461
RIR	PP-Fisher Chi-square	74.1571	0.0000***
	Hardi Z-stat	0.7242	0.2345
CPI	PP-Fisher Chi-square	327.6335	0.0000***
	Hardi Z-stat	1.9920	0.0232**
dCPI	PP-Fisher Chi-square	55.2620	0.0000***
	Hardi Z-stat	0.3975	0.3455
IPI	PP-Fisher Chi-square	245.3261	0.0000***
	Hardi Z-stat	-1.3291	0.9081

變數名稱	單根檢定方法	統計量	P-value
MS	PP-Fisher Chi-square	368.9796	0.0000***
	Hardi Z-stat	-0.9941	0.8399

註：

- 1.SMI:股價指數報酬率、COV:油價變動率、REX:有效實質匯率變動率、RIR:實質利率、CPI:消費者物價指數變動率、IPI:工業生產指數變動率、MS:貨幣供給量變動率。
- 2.PP-Fisher Chi-square 之虛無假設 H_0 :存在單根、對立假設 H_1 :不存在單根。以 P-value 的落點檢視顯著水準在 1%、5%及 10%下是否存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 3.Hardi Z-stat 之虛無假設 H_0 :不存在單根、對立假設 H_1 :存在單根。以 P-value 的落點檢視顯著水準在 1%、5%及 10%下是否存在單根，***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
- 4.各項變數中，CPI 檢定項因不拒絕虛無假設存在單根，進行差分項檢定後，檢定項顯著拒絕存在單根。
- 5.其餘各項變數檢定項均顯著拒絕存在單根，故不進行差分項檢定。

4.3 縱橫平滑移轉迴歸模型實證

本節將運用González、Teräsvirta 與 van Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型 (PSTR)，來檢定有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數對股價指數報酬率，是否受原油價格之波動存在非線性關係。基於模型設定，首先需先使用同質性檢定確認變數是否呈非線性影響，其次為確定區間個數之參數設定，最後探討縱橫平滑移轉迴歸模型檢定結果。

4.3.1 選擇最適落後期

考量時間序列資料有可能因滯後期因素產生相互影響，有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數對股價指數報酬率的影響並非在當期即產生反應，且當期股價指數報酬率亦有可能對後續期間股價指數報酬率產生影響，故在進行縱橫平滑移轉模型分析前，先使用 Andrews 與 Lu (2001) 提出 Moment and Model Selection Criteria (MMSC) 選擇最適對落後期數。MMSC 最大概似估計模型有三種選擇標準，分別為赤池信息量準則 (Akaike Information Criterion, AIC)、貝葉斯信息量準則 (Bayesian Information Criterion, BIC) 以及 Hannan-Quinn 信息量準則 (Hannan-Quinn Information Criterion, HQIC)，依 AIC、BIC 及 HQIC 產生之最小數值作為最佳落後期數之選擇，本研究將以 BIC 作為選擇。

就各國資料分析發現，臺灣在落後1期 BIC 為28.4329(如表4-8)、南韓在落後1期 BIC 為22.7406(如表4-9)，與該國當期及落後2~4期之數值相較為低，故本研究分析臺灣、南韓時，選擇以落後1期之被解釋變數進行後續的實證分析；日本在當期 BIC 為20.6427(如表4-10)，與該國落後1~4期之數值相較為低，故本研究分析日本時，選擇以當期之被解釋變數進行後續的實證分析；若以臺灣、南韓、日本同時進行分析時，在落後2期 BIC 為26.6582(如表4-11)，與當期及落後1、3、4期之數值相較為低，故本研究進行縱橫分析時，將選擇以落後2期之被解釋變數進行後續的實證分析。

表 4-8 最適落後期數 (臺灣)

落後期數	AIC	HQIC	BIC
0	30.0304	30.0665	30.1204
1	27.7134	28.0019	28.4329*
2	27.4061*	27.9470*	28.7552
3	27.4103	28.2036	29.3890
4	27.4201	28.4658	30.0283

表 4-9 最適落後期數 (南韓)

落後期數	AIC	HQIC	BIC
0	23.0926	23.1287	23.1827
1	22.0193	22.3085*	22.7406*
2	21.9293	22.4716	23.2818
3	21.7837*	22.5792	23.7675
4	21.8154	22.8639	24.4303

表 4-10 最適落後期數 (日本)

落後期數	AIC	HQIC	BIC
0	20.5526	20.5887	20.6427*
1	20.0649	20.3542*	20.7863
2	20.0203*	20.5626	21.3729
3	20.0630	20.8584	22.0467
4	20.1181	21.1666	22.7331

表 4-11 最適落後期數 (臺、韓、日三國)

落後期數	AIC	HQIC	BIC
0	29.6477	29.6627	29.6868
1	26.4743	26.5941	26.7872
2	26.0715	26.2962	26.6582*
3	25.9587	26.2884	26.8192
4	25.8057*	26.2402*	26.9400

4.3.2 臺灣總體經濟變數對臺灣發行量加權股價指數報酬率之影響

(一)同質性檢定

本研究為確認解釋變數與被解釋變數間是否存在非線性關係，係採用 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 三種檢定方法衡量。若解釋變數與被解釋變數間無存在非線性關係，則縱橫平滑移轉模型將不會找出任何的門檻值，即代表無法使用縱橫平滑移轉模型進行分析。

由表4-12中可得知，有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數對臺灣發行量加權股價指數 (TAIEX) 報酬率之影響，經Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 三種檢定方法檢驗模型是否存有線性或非線性關係，檢測結果發現 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 的檢定統計量分別為25.329、2.672、26.517，在信賴水準1%下，三種檢定方法均顯著拒絕虛無假設，即臺灣發行量加權股價指數報酬率可做為被解釋變數，本研究以有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數作為解釋變數時，本模型呈非線性模型。

表 4-12 油價變動率對 TAIEX 報酬率之同質性檢定

H_0 : Linear Model		
H_1 : PSTR model with at least one Threshold Variable ($r = 1$)		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	25.329	0.005***
Fisher Tests (LMF)	2.672	0.004***
LRT Tests (LRT)	26.517	0.003***
註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。		

(二)選定轉換模型

經前項同質性檢定確認模型存在非線性關係後，即進行轉換模型之選定。縱橫平滑移轉模型有二個重要的參數設定項目：一為門檻數參數，利用區間轉換檢測來決定；二為空間向量位置參數，運用模型配適度來檢測最適模型。本研究分別對邏輯型模型 (LSTAR) 與指數型模型 (ESTAR) 進行同質性檢定，當檢定資料皆為非線性時，再以赤池信息量準則 (AIC)、貝葉斯信息量準則 (BIC) 之評估標準去分析檢測結果。

由表4-13中可得知，AIC 統計量在 $m=2$ 時小於 $m=1$ ；BIC 統計量在 $m=2$ 時亦小於 $m=1$ ，故選擇 $m=2$ 為轉換模型，即本研究選定之轉換模型為指數型模型。

表 4-13 油價變動率對 TAIEX 報酬率之轉換模型檢定

檢定方法	$m=1$	$m=2$
	統計量	統計量
AIC	3.396	3.370

註：以 AIC 和 BIC 準則為參考，數值越小者越適合。



(三)門檻數量估計

轉換模型選定後，將分析區間轉換個數以決定本研究門檻數量，此一階段同前述同質性檢定，使用 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 三種檢定方法。表4-14之虛無假設當移轉區間個數為1時 ($H_0: PSTR \text{ with } r = 1$)，Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 之檢定統計量分別為31.098、3.233、32.916，檢視此三種之 P-value，其統計結果可知拒絕虛無假設，即本模型存在2個以上門檻數量。

表 4-14 油價變動率對 TAIEX 報酬率之移轉區間個數檢定

$H_0: PSTR \text{ with } r = 1$		
$H_1: PSTR \text{ with at least } r = 2$		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	31.098	0.001***
Fisher Tests (LMF)	3.233	0.001***
LRT Tests (LRT)	32.916	0.000***

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

因此可將縱橫平滑移轉模型的參數設定為： $m=2$ 、 $r=2$ ，即為門檻數量為2個之指數型轉換函數，模型設計如公式4.1所示：

$$\begin{aligned}
 SMI_t = & \beta_{10} + \beta_{11}REX_t + \beta_{12}RIR_t + \beta_{13}CPI_t + \beta_{14}IPI_t + \beta_{15}MS_t \\
 & + (\beta_{20} + \beta_{21}REX_t + \beta_{22}RIR_t + \beta_{23}CPI_t + \beta_{24}PPI_t \\
 & + \beta_{25}MS_t) \times F(COV_t; \lambda, \tau)
 \end{aligned}
 \tag{4.1}$$

SMI_t ：股價指數報酬率； REX_t ：有效實質匯率變動率、 RIR_t ：實質利率、 CPI_t ：消費者物價指數變動率、 IPI_t ：工業生產指數變動率、 MS_t ：貨幣供給量變動率、 COV_t ：原油價格變動率； $F(\cdot)$ 代表移轉函數， λ 為轉換速度， τ 為門檻值， t 為時間。

(四)模型估計結果

經前述同質性檢定、選定轉換模型以及門檻數量估計，並將縱橫平滑移轉模型

的參數設定後，此一階段將檢定縱橫平滑移轉模型。本模型以油價變動率作為門檻變數，預估解釋變數-有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數，對被解釋變數-臺灣發行量加權股價指數報酬率之影響。由表4-15中可得知，本模型有2個門檻值，第1個門檻值 (τ_1) 為2.1695，第2個門檻值 (τ_2) 為2.8100，轉換速度 (λ) 為624.0859，代表當油價變動率分別在2.1695%及2.8100%時發生結構性變化，產生二個轉換區間如圖4-33，模型呈現跳躍向上的指數型轉換模型：

$$SMI_t = \beta_{10} + 0.6338REX_t + 4.0245RIR_t - 4.7637CPI_t + 0.8631IPI_t - 1.9474MS_t + (\beta_{20} - 1.4994REX_t - 4.1330RIR_t + 10.1854CPI_t - 197.6362IPI_t + 184.1622MS_t) \times F(COV_t; 624.0859, 2.1695) \quad (4.2)$$

$$SMI_t = \beta_{10} + 0.6338REX_t + 4.0245RIR_t - 4.7637CPI_t + 0.8631IPI_t - 1.9474MS_t + (\beta_{20} - 1.4994REX_t - 4.1330RIR_t + 10.1854CPI_t - 197.6362IPI_t + 184.1622MS_t) \times F(COV_t; 624.0859, 2.8100) \quad (4.3)$$

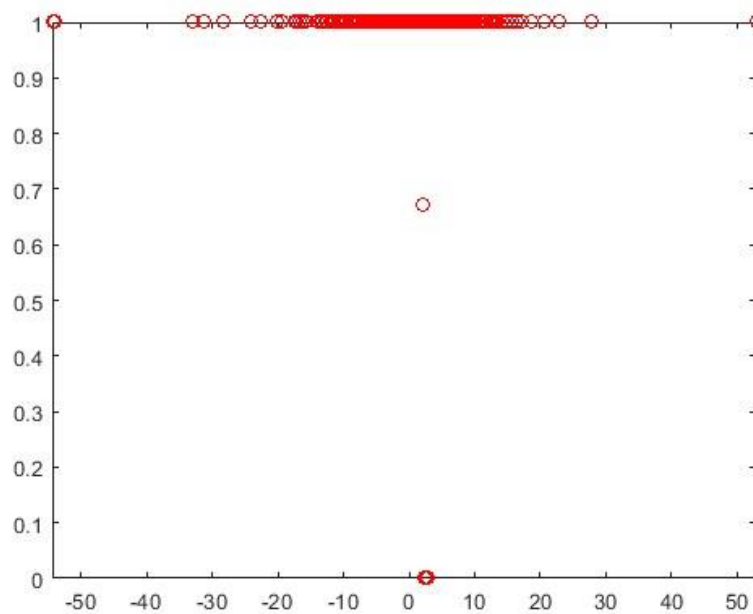


圖 4-25 油價變動率對 TAIEX 報酬率之轉換函數

前項有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數，對被解釋變數-臺灣發行量加權股價指數報酬率之估計結果表列如后：

表 4-15 油價變動率對 TAIEX 報酬率之 PSTR 模型估計結果

	係數	標準差	t 統計量	顯著水準
β_{11}	0.6338	0.9866	0.6424	
β_{12}	4.0245	0.6260	6.4289	***
β_{13}	-4.7637	0.8379	-5.6852	***
β_{14}	0.8631	0.2479	3.4819	***
β_{15}	-1.9474	0.4850	-4.0151	***
β_{21}	-1.4994	1.0273	-1.4595	
β_{22}	-4.1300	0.6203	-6.6584	***
β_{23}	4.6145	1.0206	4.5215	***
β_{24}	-0.5123	0.2812	-1.8220	*
β_{25}	3.9119	0.6111	6.4010	***
τ_1	2.1695	τ_2	2.8100	
λ	624.0859			
AIC	3.370	BIC	3.535	

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

(五)被解釋變數之影響

如表4-16之實證結果顯示，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，除有效實質匯率無產生影響之外，其餘解釋變數-實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數，均對被解釋變數-臺灣發行量加權股價指數報酬率產生顯著影響，說明如后：

當油價變動率落於轉換門檻值2.1695%及2.8100%區間內時，實質利率及工業生產指數與臺灣發行量加權股價指數報酬率呈現顯著正相關，表示油價變動率接近轉換門檻附近時，實質利率及工業生產指數越高，臺灣發行量加權股價指數的表現也越好；消費者物價指數及貨幣供給量與臺灣發行量加權股價指數報酬率呈現顯著負相關，表示油價變動率接近轉換門檻附近時，消費者物價指數及貨幣供給量越高，臺灣發行量加權股價指數的表現也越差。

當油價變動率遠離轉換門檻值2.1695%及2.8100%區間外時，實質利率及工業生產指數與臺灣發行量加權股價指數報酬率呈現顯著負相關，表示油價變動率遠離轉換門檻時，實質利率及工業生產指數越高，臺灣發行量加權股價指數的表現也越差；消費者物價指數及貨幣供給量與臺灣發行量加權股價指數報酬率呈現顯著正相關，表示油價變動率遠離轉換門檻時，消費者物價指數及貨幣供給量越高，臺

灣發行量加權股價指數的表現也越好。惟當模型越接近轉換函數0與1時，影響效果趨弱。

表 4-16 油價變動率對 TAIEX 報酬率之 PSTR 模型實證結果

油價變動率	$\tau_1 < cov < \tau_2$		$cov \ll \tau_1$ $cov \gg \tau_2$	
	係數	影響	係數	影響
有效實質匯率	0.6338	無	-1.4994	無
實質利率	4.0245***	⊕	-4.1300***	⊖
消費者物價指數	-4.7637***	⊖	4.6145***	⊕
工業生產指數	0.8631***	⊕	-0.5123*	⊖
貨幣供給量	-1.9474***	⊖	3.9119***	⊕

註：

1.***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

2. τ_1 ：第 1 門檻值、 τ_2 ：第 2 門檻值、 cov ：油價變動率。

3.⊕：正相關、⊖：負相關、無：無相關。

4.3.3 南韓總體經濟變數對南韓綜合股價指數報酬率之影響

(一)同質性檢定

同4.3.2節方式進行同質性檢定，由表4-17中可得知，有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數對南韓綜合股價指數 (KOSPI) 報酬率之影響，經 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 三種檢定方法檢驗模型是否存有線性或非線性關係，檢測結果 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test(LRT) 的檢定統計量分別為16.438、3.414、16.928，在信賴水準1%下，三種檢定方法均顯著拒絕虛無假設，即南韓綜合股價指數報酬率可做為被解釋變數，本研究以有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數作為解釋變數時，本模型呈非線性模型。

表 4-17 油價變動率對 KOSPI 報酬率之同質性檢定

H_0 : Linear Model		
H_1 : PSTR model with at least one Threshold Variable ($r = 1$)		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	16.438	0.006***
Fisher Tests (LMF)	3.414	0.005***
LRT Tests (LRT)	16.928	0.005***

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。



(二)選定轉換模型

同4.3.2節方式進行轉換模型之選定，由表4-18中可得知，AIC 統計量在 $m=1$ 時大於 $m=2$ ；BIC 統計量在 $m=1$ 時小於 $m=2$ ，以 BIC 為主要參考依據，選擇 $m=1$ 為轉換模型，即本研究選定之轉換模型為邏輯型模型。

表 4-18 油價變動率對 KOSPI 報酬率之轉換模型檢定

檢定方法	$m=1$	$m=2$
	統計量	統計量
AIC	3.637	3.630
BIC	3.790	3.795

註：以 AIC 和 BIC 準則為參考，數值越小者越適合。

(三)門檻數量估計

同4.3.2節方式進行門檻數量估計，表4-19之虛無假設當移轉區間個數為1時 (H_0 : *PSTR with $r = 1$*)，Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 之檢定統計量分別為7.705、1.495、7.811，以 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF) 之 P-value 檢視皆大於10%的顯著水準，其統計結果不拒絕虛無假設，即本模型存在1個門檻數量。

表 4-19 油價變動率對 KOSPI 報酬率之移轉區間個數檢定

H_0 : <i>PSTR with $r = 1$</i>		
H_1 : <i>PSTR with at least $r = 2$</i>		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	7.705	0.173
Fisher Tests (LMF)	1.495	0.191
LRT Tests (LRT)	7.811	0.167

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

因此可將縱橫平滑移轉模型的參數設定為： $m=1$ 、 $r=1$ ，即為門檻數量為1個之指數型轉換函數，模型設計如同公式4.1所示。

(四)模型估計結果與影響

同4.3.2節方式，經前述同質性檢定、選定轉換模型以及門檻數量估計，並將縱橫平滑移轉模型的參數設定後，此一階段將檢定縱橫平滑移轉模型。由表4-20中可

得知，本模型有1個門檻值 (τ) 為-20.1977，轉換速度 (λ) 為0.3758，代表當油價變動率在-20.1977%時發生結構性變化，產生一個轉換區間如圖4-26，模型呈現緩步向上的邏輯型轉換模型：

$$SMI_t = \beta_{10} + 0.0308REX_t - 2.5681RIR_t + 11.6024CPI_t + 8.3557IPI_t - 0.6786MS_t + (\beta_{20} + 0.6705REX_t + 3.1621RIR_t - 10.3955CPI_t - 7.7473IPI_t + 0.2778MS_t) \times F(COV_t; 0.3758, -20.1977) \quad (4.4)$$

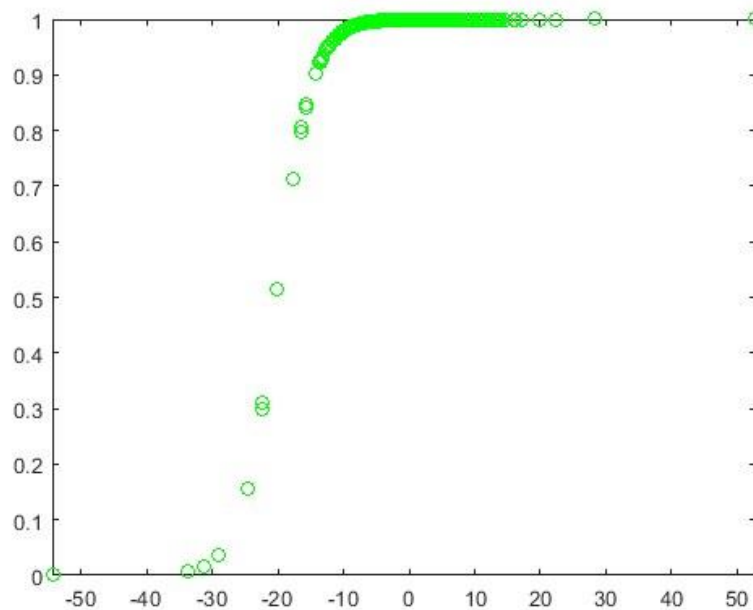


圖 4-26 油價變動率對 KOSPI 報酬率之轉換函數

前項有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數，對被解釋變數-南韓綜合股價指數報酬率之估計結果表列如后：

表 4-20 油價變動率對 KOSPI 報酬率之 PSTR 模型估計結果

	係數	標準差	t 統計量	顯著水準
β_{11}	0.0308	0.4969	0.0621	
β_{12}	-2.5681	4.3375	-0.5921	
β_{13}	11.6024	7.0562	1.6443	*
β_{14}	8.3557	2.0179	4.1408	***
β_{15}	-0.6786	2.4629	-0.2755	
β_{21}	0.6705	0.5591	1.1994	
β_{22}	3.1621	4.5018	0.7024	
β_{23}	-10.3955	7.2541	-1.4330	
β_{24}	-7.7473	2.2074	-3.5097	***

β_{25}	0.2778	2.5701	0.1081
τ	-20.1977		
λ	0.3758		
AIC	3.637	BIC	3.790

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。



(五)被解釋變數之影響

如表4-21之實證結果顯示，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，僅消費者物價指數及工業生產指數，對被解釋變數-南韓綜合股價指數報酬率產生顯著影響，其餘解釋變數-有效實質匯率、實質利率及貨幣供給量均無產生影響，說明如后：

當油價變動率低於且接近轉換門檻值-20.1977%時，消費者物價指數及工業生產指數與南韓綜合股價指數報酬率呈現顯著正相關，表示油價變動率在相對較低的情況下，消費者物價指數及工業生產指數越高，南韓綜合股價指數的表現也會越好；當油價變動率高於且接近轉換門檻值-20.1977%時，工業生產指數與南韓綜合股價指數報酬率呈現顯著負相關，表示油價變動率在相對較高的情況下，工業生產指數越高，南韓綜合股價指數的表現會越差，消費者物價指數雖與南韓綜合股價指數報酬率呈現顯著負相關，但較無影響。

表 4-21 油價變動率對 KOSPI 報酬率之 PSTR 模型實證結果

油價變動率	$cov < \tau$		$cov > \tau$	
解釋變數	係數	影響	係數	影響
有效實質匯率	0.0308	無	0.6705	無
實質利率	-2.5681	無	3.1621	無
消費者物價指數	11.6024*	⊕	-10.3955	無
工業生產指數	8.3557***	⊕	-7.7473***	⊖
貨幣供給量	-0.6786	無	0.2778	無

註：

1.***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

2. τ ：門檻值、 cov ：油價變動率。

3.⊕：正相關、⊖：負相關、無：無相關。

4.3.4 日本總體經濟變數對日經平均指數報酬率之影響

(一)同質性檢定

同4.3.2節方式進行同質性檢定，由表4-22中可得知，有效實質匯率、實質利率、

消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數對日經平均指數 (Nikkie 225) 報酬率之影響，經 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 三種檢定方法檢驗模型是否存有線性或非線性關係，檢測結果 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 的統計量分別為19.698、4.142、20.407在信賴水準1%下，三種檢定方法均顯著拒絕虛無假設，即日經平均指數可做為被解釋變數，本研究以有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數作為解釋變數時，本模型呈非線性模型。

表 4-22 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之同質性檢定

H_0 : Linear Model		
H_1 : PSTR model with at least one Threshold Variable ($r = 1$)		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	19.698	0.001***
Fisher Tests (LMF)	4.142	0.001***
LRT Tests (LRT)	20.407	0.001***

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

(二)選定轉換模型

同4.3.2節方式進行轉換模型之選定，由表4-23中可得知，AIC 統計量在 $m=1$ 時小於 $m=2$ ；BIC 統計量在 $m=1$ 時小於 $m=2$ ，選擇 $m=1$ 為轉換模型，即本研究選定之轉換模型為邏輯型模型。

表 4-23 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之轉換模型檢定

檢定方法	$m=1$	$m=2$
	統計量	統計量
AIC	2.932	2.982
BIC	3.085	3.147

註：以 AIC 和 BIC 準則為參考，數值越小者越適合。

(三)門檻數量估計

同4.3.2節方式進行門檻數量估計，表4-24之虛無假設當移轉區間個數為1時 (H_0 : PSTR with $r = 1$)，Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 之檢定統計量分別為4.484、0.860、4.519，以 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF) 之 P-value 檢視，皆大於10%的顯著水準，其統計結果不拒絕虛無假設，即本模型存在

1個門檻數量。

表 4-24 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之移轉區間個數檢定

H_0 : PSTR with $r = 1$		
H_1 : PSTR with at least $r = 2$		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	4.484	0.482
Fisher Tests (LMF)	0.860	0.508
LRT Tests (LRT)	4.519	0.477

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

因此可將縱橫平滑移轉模型的參數設定為： $m=1$ 、 $r=1$ ，即為門檻數量為1個之邏輯型轉換函數，模型設計如同公式4.1所示。

(四)模型估計結果與影響

同4.3.2節方式，經前述同質性檢定、選定轉換模型以及門檻數量估計，並將縱橫平滑移轉模型的參數設定後，此一階段將檢定縱橫平滑移轉模型。由表4-25中可得知，本模型有1個門檻值 (τ) 為-15.6538，轉換速度 (λ) 為0.6091，代表當油價變動率在-15.6538%時發生結構性變化，產生一個轉換區間如圖4-27，模型呈現緩步向上的邏輯型轉換模型：

$$\begin{aligned}
 SMI_t = & \beta_{10} - 3.1170REX_t + 1.6115RIR_t - 9.3531CPI_t - 3.9576IPI_t - 4.4816MS_t \\
 & + (\beta_{20} + 2.1881REX_t - 1.0349RIR_t + 11.0164CPI_t + 3.5999IPI_t \\
 & + 6.1544MS_t) \times F(COV_t; 0.6091, -15.6538)
 \end{aligned}
 \tag{4.5}$$

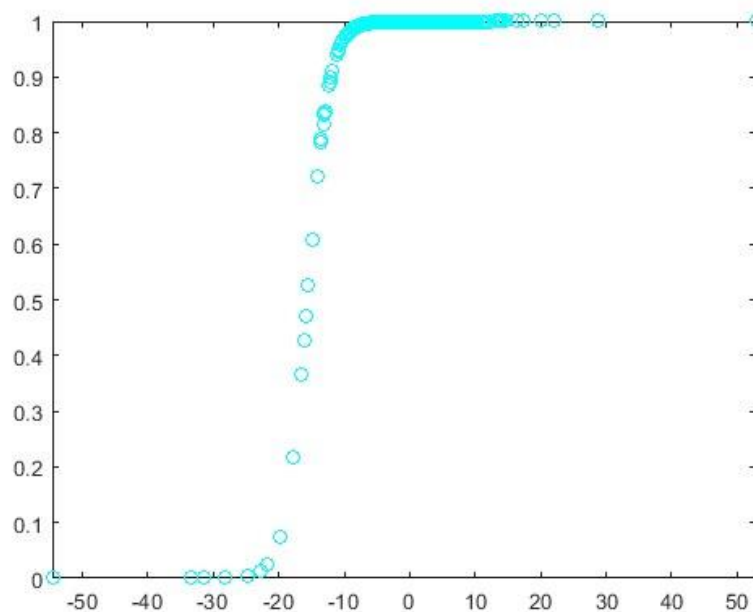


圖 4-27 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之轉換函數

前項有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數，對被解釋變數-日經平均指數報酬率之估計結果表列如后：

表 4-25 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之 PSTR 模型估計結果

	係數	異質化標準差	t 統計量	顯著水準
β_{11}	-3.1170	0.5545	-5.6216	***
β_{12}	1.6115	6.6593	0.2420	
β_{13}	-9.3531	6.7385	-1.3880	
β_{14}	-3.9576	2.6302	-1.5047	
β_{15}	-4.4816	2.5370	-1.7665	*
β_{21}	2.1811	0.5961	3.6589	***
β_{22}	-1.0349	6.7808	-0.1526	
β_{23}	11.0164	6.8889	1.5991	
β_{24}	3.5999	2.8011	1.2851	
β_{25}	6.1544	2.6508	2.3217	**
τ	-15.6538			
λ	0.6091			
AIC	2.932	BIC	3.085	

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

(五)被解釋變數之影響

如表4-26之實證結果顯示，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，僅有效實

質匯率及貨幣供給量，對被解釋變數-日經平均指數報酬率產生顯著影響，其餘解釋變數-實質利率、消費者物價指數及工業生產指數均無產生影響，說明如后：

當油價變動率低於且接近轉換門檻值-15.6538%時，有效實質匯率及貨幣供給量與日經平均指數報酬率呈現顯著負相關，表示油價變動率在相對較低的情況下，有效實質匯率及貨幣供給量越高，日經平均指數的表現也會越差；當油價變動率高於且接近轉換門檻值-15.6538%時，有效實質匯率及貨幣供給量與日經平均指數報酬率呈現顯著正相關，表示油價變動率在相對較高的情況下，有效實質匯率及貨幣供給量越高，日經平均指數的表現也會越好。

表 4-26 油價變動率對 Nikkie 225 報酬率之 PSTR 模型實證結果

油價變動率	$cov < \tau$			$cov > \tau$	
解釋變數	係數	影響	係數	影響	
有效實質匯率	-3.1170***	⊖	2.1811***	⊕	
實質利率	1.6115	無	-1.0349	無	
消費者物價指數	-9.3531	無	11.0164	無	
工業生產指數	-3.9576	無	3.5999	無	
貨幣供給量	-4.4816*	⊖	6.1544**	⊕	

註：

1.***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

2. τ ：門檻值、 cov ：油價變動率。

3.⊕：正相關、⊖：負相關、無：無相關。

4.3.5 臺灣、韓國、日本同期總體經濟變數對股價指數報酬率之影響

(一)同質性檢定

同4.3.2節方式進行同質性檢定，由表4-27中可得知，有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數對各國股價指數報酬率之影響，經 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 三種檢定方法檢驗模型是否存有線性或非線性，檢測結果 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 的統計量分別為29.965、3.058、30.500在信賴水準1%下，三種檢定方法均顯著拒絕虛無假設，即各國的股價指數報酬率可做為被解釋變數，本研究以有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數作為解釋變數時，本模型呈非線性模型。

表 4-27 油價變動率對各國股價指數報酬率之同質性檢定

H_0 : Linear Model		
H_1 : PSTR model with at least one Threshold Variable ($r = 1$)		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	29.965	0.001***
Fisher Tests (LMF)	3.058	0.001***
LRT Tests (LRT)	30.500	0.001***

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

(二)選定轉換模型

同4.3.2節方式進行轉換模型之選定，由表4-28中可得知，AIC 統計量在 $m=2$ 時小於 $m=1$ ；BIC 統計量在 $m=1$ 等於 $m=2$ ，AIC 及 BIC 在 $m=2$ 時皆小於 $m=1$ ，故選擇 $m=2$ 為轉換模型，即本研究選定之轉換模型為指數型模型。

表 4-28 油價變動率對各國股價指數報酬率之轉換模型檢定

檢定方法	$m=1$	$m=2$
	統計量	統計量
AIC	3.475	3.472
BIC	3.541	3.541

註：以 AIC 和 BIC 準則為參考，數值越小者越適合。

(三)門檻數量估計

同4.3.2節方式進行門檻數量估計，表4-29之虛無假設當移轉區間個數為1時 (H_0 : PSTR with $r = 1$)，Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT Test (LRT) 之檢定統計量分別為27.184、2.732、27.624，以Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF) 之 P-value 檢視，其統計結果拒絕虛無假設，即本模型存在2個以上門檻數量。

表 4-29 油價變動率對各國股價指數報酬率之移轉區間個數檢定

H_0 : PSTR with $r = 1$		
H_1 : PSTR with at least $r = 2$		
檢定方法	統計量	P-value
Wald Tests (LM)	27.184	0.002***
Fisher Tests (LMF)	2.732	0.003***
LRT Tests (LRT)	27.624	0.002***

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

因此可將縱橫平滑移轉模型的參數設定為： $m=2$ 、 $r=2$ ，即為門檻數量為2個之指數型轉換函數，模型設計如同公式4.6所示。

$$\begin{aligned}
 SMI_{it} = & \beta_{10} + \beta_{11}REX_{it} + \beta_{12}RIR_{it} + \beta_{13}CPI_{it} + \beta_{14}IPI_{it} + \beta_{15}MS_{it} \\
 & + (\beta_{20} + \beta_{21}REX_{it} + \beta_{22}RIR_{it} + \beta_{23}CPI_{it} + \beta_{24}IPI_{it} \\
 & + \beta_{25}MS_{it}) \times F(COV_{it}; \lambda, \tau)
 \end{aligned}
 \tag{4.6}$$

SMI_{it} ：股價指數報酬率； REX_{it} ：有效實質匯率變動率、 RIR_{it} ：實質利率、 CPI_{it} ：消費者物價指數變動率、 IPI_{it} ：工業生產指數變動率、 MS_{it} ：貨幣供給量變動率、 COV_{it} ：原油價格變動率； $F(\cdot)$ 代表移轉函數， λ 為轉換速度， τ 為門檻值， i 為國家， t 為時間。

(四)模型估計結果與影響

同4.3.2節方式，經前述同質性檢定、選定轉換模型以及門檻數量估計，並將縱橫平滑移轉模型的參數設定後，此一階段將檢定縱橫平滑移轉模型。由表4-30中可得知，本模型有2個門檻值，第1個門檻值 (τ_1) 為-7.8271，第2個門檻值 (τ_2) 為-8.4461，轉換速度 (λ) 為314.1839，代表當油價變動率分別在-7.8271%及-8.4461%時發生結構性變化，產生二個轉換區間如圖4-36，模型呈現跳躍向上的指數型轉換模型：

$$\begin{aligned}
 SMI_{it} = & \beta_{10} + 0.2682REX_{it} + 2.9639RIR_{it} + 1.0448CPI_{it} + 1.5456IPI_{it} - 2.9811MS_{it} \\
 & + (\beta_{20} - 0.1551REX_{it} - 3.1076RIR_{it} - 1.0661CPI_{it} - 0.7568IPI_{it} \\
 & + 3.3126MS_{it}) \times F(COV_{it}; 314.1839, -7.8271)
 \end{aligned}
 \tag{4.7}$$

$$\begin{aligned}
 SMI_{it} = & \beta_{10} + 0.2682REX_{it} + 2.9639RIR_{it} + 1.0448CPI_{it} + 1.5456IPI_{it} - 2.9811MS_{it} \\
 & + (\beta_{20} - 0.1551REX_{it} - 3.1076RIR_{it} - 1.0661CPI_{it} - 0.7568IPI_{it} \\
 & + 3.3126MS_{it}) \times F(COV_{it}; 314.1839, -8.4461)
 \end{aligned}
 \tag{4.8}$$

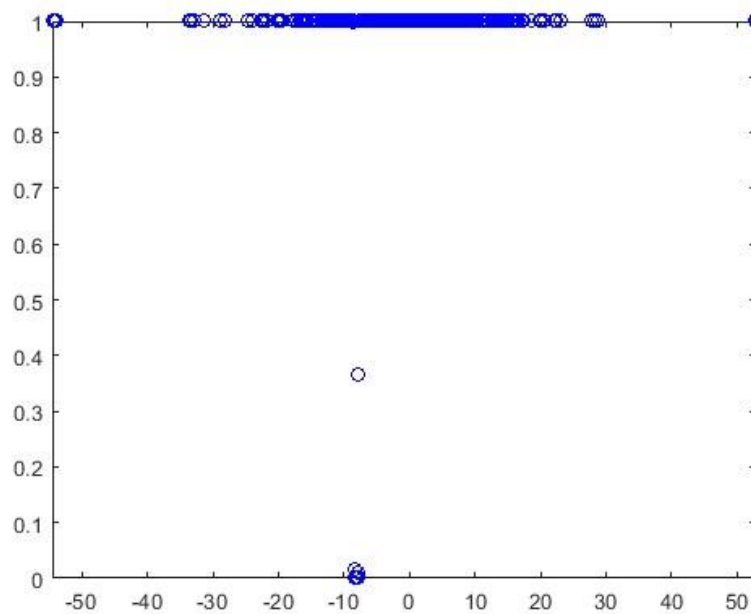


圖 4-28 油價變動率對各國股價指數報酬率之轉換函數

前項有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數，對被解釋變數-各國股價指數報酬率之估計結果表列如后：

表 4-30 油價變動率對各國股價指數報酬率之 PSTR 模型估計結果

	係數	標準差	t 統計量	顯著水準
β_{11}	0.2682	0.8299	0.3232	
β_{12}	2.9639	0.7564	3.9185	***
β_{13}	1.0448	1.8189	0.5744	
β_{14}	1.5456	0.6550	2.3597	**
β_{15}	-2.9811	1.3432	-2.2194	**
β_{21}	-0.1551	0.8377	-0.1851	
β_{22}	-3.1076	0.7643	-4.0662	***
β_{23}	-1.0661	1.8456	-0.5776	
β_{24}	-0.7568	0.6770	-1.1179	
β_{25}	3.3126	1.3657	2.4255	**
τ_1	-7.8271	τ_2	-8.4461	
λ	314.1839			
AIC	3.472	BIC	3.544	

註：***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

(五)被解釋變數之影響

如表4-31之實證結果顯示，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，實質利率、

工業生產指數及貨幣供給量，對被解釋變數-各國股價指數報酬率產生顯著影響，其餘解釋變數-有效實質匯率及消費者物價指數及均無產生影響，說明如后：

當油價變動率落於轉換門檻值-7.8271%及-8.4461%區間內時，實質利率及工業生產指數與各國股價指數報酬率呈現顯著正相關，表示油價變動率接近轉換門檻附近時，實質利率及工業生產指數越高，各國股價指數的表現也越好；貨幣供給量與各國股價指數報酬率呈現顯著負相關，表示油價變動率接近轉換門檻附近時，貨幣供給量越高，各國股價指數的表現也越差。

當油價變動率遠離轉換門檻值-7.8271%及-8.4461%區間外時，實質利率與各國股價指數報酬率呈現顯著負相關，表示油價變動率遠離轉換門檻時，實質利率越高，各國股價指數的表現也越差；貨幣供給量與各國股價指數報酬率呈現顯著正相關，表示油價變動率遠離轉換門檻時，貨幣供給量越高，各國股價指數的表現也越好。惟當模型越接近轉換函數0與1時，影響效果趨弱。

表 4-31 油價變動率對各國股價指數報酬率之 PSTR 模型實證結果

油價變動率	$\tau_1 < cov < \tau_2$		$cov \ll \tau_1$ $cov \gg \tau_2$	
	係數	影響	係數	影響
有效實質匯率	0.2682	無	-0.1551	無
實質利率	2.9639***	⊕	-3.1076***	⊖
消費者物價指數	1.0448	無	-1.0661	無
工業生產指數	1.5456**	⊕	-0.7568	無
貨幣供給量	-2.9811**	⊖	3.3126**	⊕

註：

- 1.***、**、*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。
2. τ_1 ：第 1 門檻值、 τ_2 ：第 2 門檻值、 cov ：油價變動率。
- 3.⊕：正相關、⊖：負相關、無：無相關。

第五章 結論與建議



5.1 主要研究發現

本研究以 González、Teräsvirta 與 van Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型，來檢定總體經濟變數對各國股市之影響，以有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量作為解釋變數，以各國股價指數報酬率作為被解釋變數，探討在不同的油價變動門檻值之下，是否存在非線性關係。根據實證研究之結果發現，有效實質匯率、實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量確實會因為油價波動程度的不同，導致股價指數報酬率產生非線性的影響。

5.1.1 臺灣總體經濟變數對臺灣發行人加權股價指數報酬率之影響結果

以臺灣的實證結果顯示，油價變動率轉換門檻值落於在0軸之上，呈現跳躍向上的指數型轉換模型，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，除有效實質匯率無產生影響之外，其餘解釋變數-實質利率、消費者物價指數、工業生產指數及貨幣供給量等總體經濟變數，均對被解釋變數-臺灣發行人加權股價指數報酬率產生顯著影響。

當臺灣的油價變動率較高的情況下，且油價變動率落於轉換門檻值區間內時，臺灣央行會因應油價上漲帶來的通膨效果，透過調整利率的方式將名目利率提高以抑制通膨，有效將實質利率提升，但提昇實質利率後會影響股票評價模型中的現金流量折現率，再間接影響股票估計值，使得投資人持有股票需求的風險溢酬增加，帶動股票更進一步上漲，與 Henriques 與 Sadorsky (2008) 的實證研究結果一致。

透過油價上漲的傳導機制，將會使得消費者物價指數提升，在面臨景氣放緩下，消費者信心將惡化，影響大眾投資股市的意願。此外，通膨壓力所造成的物價上漲，會使得個人的可支配所得下降，減少消費支出並排擠投資股票的資金，進而

對股市造成影響，對股價指數產生負向顯著影響。



油價上漲將使得生產者的成本增加，臺灣的企業會透過漲價的方式，將生產過程中增加的成本轉嫁給消費者，以確保生產者的獲利得以提升或維持高檔，而生產者的獲利提升，會吸引投資人關注，並預期日後隨著獲利持續增加，股價將會持續提升。

當油價變動率落於轉換門檻值區間內時，臺灣央行除了透過調整利率的方式將實質利率提升，也會透過調節貨幣供給量的方式調整基準貨幣，可避免因市場中的資金過於充裕，導致浮額太多進而推升通貨膨脹壓力，亦能將股市導向正向發展，強化股市的成長動能。

5.1.2 南韓總體經濟變數對南韓綜合股價指數報酬率之影響結果

以南韓的實證結果顯示，油價變動率轉換門檻值落於在0軸之下，呈現緩步向上的邏輯型轉換模型，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，僅消費者物價指數及工業生產指數，對被解釋變數-南韓綜合股價指數報酬率產生顯著影響，當油價變動率低於且接近轉換門檻值，消費者物價指數及工業生產指數與南韓綜合股價指數報酬率呈現顯著正相關；當油價變動率高於且接近轉換門檻值，工業生產指數與南韓綜合股價指數報酬率呈現顯著負相關。

當南韓的油價變動率較低的情況下，且油價變動率高於轉換門檻值時，南韓企業的營運成本增加因素不會僅侷限受油價的影響，故在企業生產的過程中，難以透過漲價的方式將成本轉嫁給消費者，使得企業的現金流減少，進而影響股票市場表現。然而，當油價變動率低於門檻值時，在油價持續走低的情況下，南韓企業的生產成本下降，有助於改善企業的營運，進而使得獲利持續攀升帶動股市成長。

此外，在油價持續走低的情況下，通膨壓力較低，個人的可支配所得增加，在消費支出不變的情況下，投資人會有較多的資金投資股票，進而對股市產生正向顯著影響。

5.1.3 日本總體經濟變數對日經平均指數報酬率之影響結果

以日本的實證結果顯示，油價變動率轉換門檻值落於在0軸之下，呈現緩步向上的邏輯型轉換模型，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，有效實質匯率及貨幣供給量，對被解釋變數-日經平均指數報酬率產生顯著影響，當油價變動率低於且接近轉換門檻值，有效實質匯率及貨幣供給量與日經平均指數報酬率呈現顯著負相關；當油價變動率高於且接近轉換門檻值，有效實質匯率及貨幣供給量與日經平均指數報酬率呈現顯著正相關。

當日本的油價變動率較低的情況下，且油價變動率高於轉換門檻值時，日本央行得以透過控制日圓匯率，同時增加貨幣供給量的方式，持續不間斷的增加基準貨幣量，使得日圓匯率走升，可強化及帶動以外銷為主的日本企業獲利持續攀升，投資人預期日本企業的獲利成長將帶動股市成長，對股市持續挹注資金。另一方面，因日圓匯率走升，為避免日圓的購買力逐漸趨弱，故投資人會藉由投入股市的方式對抗通膨，透過股票上漲的方式消彌通膨對實質價格侵蝕的影響，與 Lothian 與 McCarthy (2001) 的實證研究結果一致。

5.1.4 臺灣、南韓、日本同期總體經濟變數對股價指數報酬率之影響結果

以臺灣、南韓、日本三國同期資料之實證結果顯示，油價變動率轉換門檻值落於在0軸之下，呈現跳躍向上的指數型轉換模型，無論油價變動率是否落於門檻值內、外，實質利率、工業生產指數及貨幣供給量，對被解釋變數-各國股價指數報酬率產生顯著影響，當油價變動率落於且接近轉換門檻值，實質利率及工業生產指數與各國股價指數報酬率呈現顯著正相關、貨幣供給量與各國股價指數報酬率呈現顯著負相關。

當三國同期的油價變動率偏低情況下，且油價變動率落於轉換門檻值區間內時，通膨將不易產生，各國央行得以透過升息的方式有效控制實質利率走揚，而利率走升也意味著景氣在擴張階段，企業的獲利表現良好，企業願意投入更多的生產資源，以正向循環的方式帶動工業生產指數提升，股市表現也越佳。此外，各國央行採以緊縮性的貨幣政策，透過升息的方式減少貨幣供給量，可減少市場的浮資，

並引導資金投入股市，有效提升各國股市表現。



5.2 研究限制及後續研究建議

根據實證研究之結果發現，油價變動率在一定的條件下，總體經濟環境變化確實會讓同屬原油進口國的臺灣、南韓、日本的股價指數報酬率產生非線性的影響。然而，油價變動率對各國股市的影響變化也非同質，以臺灣而言，當油價變動率分別在2.1695%及2.8100%時會產生結構性變化，且轉換速度較快，呈現跳躍向上的指數型轉換模型；以韓國及日本而言，當油價變動率分別為-20.1977%或-15.6538%時亦會產生結構性變化，惟轉換速度較慢，呈現緩步向上的邏輯型轉換模型。且各國股市受到總體經濟變數的影響不一致，有可能是因各國的經濟體不同，各國央行所施行的政策不同有關。

另影響股市的變數較多，本研究僅就常用於觀測股市的總體經濟指標作為研究變數，後續可延續本研究主題，以不同的總體經濟指標作為研究範疇持續延伸，或可針對石油產油國等面向進行探究。

參考文獻



I. 中文

朱美智、鍾世靜 (2008)。〈主權財富基金的興起及其影響〉，《國際金融參考資料》，第55輯，1-31。

蔡學儀 (2011)。〈各國主權基金概況〉，《展望與探索》，9(7)，90-113。

II. 英文

Ando, A. and Modigliani, F. (1963). "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests." *American Economic Review*, 53: 55-84.

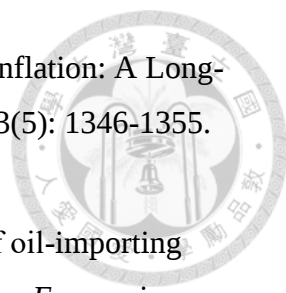
Andrews, D. W. K. and Ploberger W. (1994). "Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative." *Econometrica*, 62(6): 1383-1414.

Antonakakis, N., Gupta, R. and Tiwari, A. K. (2017). "Has the Correlation of Inflation and Stock Prices Changed in the United States over the Last Two Centuries?" *Research in International Business and Finance*, 42: 1-8.

Baffes, J., Kose, M. A., Ohnsorge, F. and Stocker, M. (2015). "The Great Plunge in Oil Prices: Causes, Consequences, and Policy Responses." *Working Paper*, World Bank Policy Research Note.

Balke, N. S., Brown, S. P. A. and Yücel, M. K. (2002). "Oil Price Shocks and the U.S. Economy: Where Does the Asymmetry Originate?" *The Energy Journal*, 23(3): 27-52.

Bodie, Z. (1976). "Common Stocks as a Hedge against Inflation." *Journal of Finance*, 31(2): 459-470.

- 
- Boudoukh, J. and Richardson, M. (1993). "Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective." *The American Economic Review*, 83(5): 1346-1355.
- Bouri E. (2015). "Oil volatility shocks and the stock markets of oil-importing MENA economies: A tale from the financial crisis." *Energy Economics*, 51(C): 590-598.
- Cagan, P. (1974). "Common Stock Values and Inflation-The Historical Record of Many Countries." *Supplement to NBER Report Thirteen*, National Bureau of Economic Research.
- Chen, S. S. (2010). "Do higher oil prices push the stock market into bear territory?" *Energy Economics*, 32(2): 490-495.
- Cologni, A. and Manera, M. (2008). "Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries." *Energy Economics*, 30(3): 856-888.
- Davies, R. B. (1987). "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternatives," *Biometrika*, 74(1): 33-43.
- Dhaoui, A., Chevallier, J. and Ma, F. (2021). "Identifying Asymmetric Responses of Sectoral Equities to Oil Price Shocks in a NARDL Model." *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 25(2): 1-19.
- Driesprong, G., Jacobsen, B. and Maat, B. (2008). "Striking oil: Another puzzle?" *Journal of Financial Economics*, 89(2): 307-327.
- Fama, E. F. (1981). "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money." *American Economic Review*, 71(4): 545-565.
- Fama, E. F. and Schwert, G. W. (1977). "Asset returns and inflation." *Journal of Financial Economics*, 5(2): 115-146.

Feldstein, M. (1980). "Inflation and the Stock Market." *American Economic Review*, 70(5): 839-847.

Filis, G., Degiannakis, S., and Floros, C. (2011). "Dynamic Correlation Between the Stock Market and Oil Prices: The Case of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries." *International Review of Financial Analysis* 20 (3): 152-164.

Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.

Fry, R. A., McKibbin, W. J. and O'Brien, J. (2011). *Sovereign Wealth: The Role of State Capital in the New Financial Order*. Imperial College Press.

Gertler, M. and Grinols, E. L. (1982). "Unemployment, Inflation, and Common Stock Returns." *Journal of Money, Credit and Banking*, 14(2): 216-233.

Geske, R. and Roll, R. (1983). "The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation." *The Journal of Finance*, 38: 1-33.

Gisser, M. and Goodwin, T. H. (1986). "Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions: Note." *Journal of Money, Credit and Banking*, 18: 95-103.

Gogineni, S. (2010). "Oil and the Stock Market: An Industry-Level Analysis." *The Financial Review*, 45(4): 995–1010.

González, A., Teräsvirta, T., and van Dijk, D., (2004). "Panel Smooth Transition Regression Model and an Application to Investment under Credit Constraints." *Working Paper*, Stockholm School of Economics, Stockholm, Sweden.

González, A., Teräsvirta, T., and van Dijk, D., (2005). "Panel Smooth Transition Regression Models." *Working Paper*, Stockholm School of Economics,

Stockholm, Sweden.



Granger, C. W. J., and Teräsvirta, T. (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.

Gupta, R. and Modise, M. P. (2013). "Macroeconomic Variables and South African Stock Return Predictability." *Economic Modelling*, 30: 612-622.

Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data." *Econometrics Journal*, 3(2): 148-161.

Hamilton, J. D. (2009). "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08." *Working Paper*, National Bureau of Economic Research.

Hansen, B. E. (1996): "Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis.," *Econometrica*, 64, 413–430.

Hansen, B. E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics*, 93(2): 345-368.

Henriques, I. and Sadorsky, P. (2008). "Oil Prices and the Stock Prices of Alternative Energy Companies." *Energy Economics*, 30(3): 998-1010.

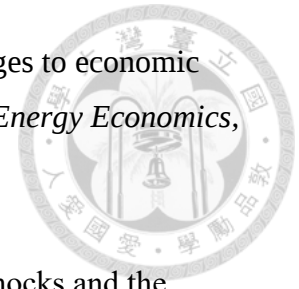
Hess, P. J. and Lee, B. S. (1999). "Stock Returns and Inflation with Supply and Demand Disturbances." *The Review of Financial Studies*, 12(5): 1203-1218.

Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.

Huang, R. D. Masulis, R. W. and Stoll, H. R. (1996). "Energy shocks and financial markets." *Journal of Futures Markets*, 16: 1-27.

Jansen, E. S. and Teräsvirta, T. (1996). "Testing Parameter Constancy and Super Exogeneity in Econometric Equations." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(4): 735-763.

Jawadi, F. and Ftiti, Z. (2019). "Oil price collapse and challenges to economic transformation of Saudi Arabia: A time-series analysis." *Energy Economics*, 80: 12-19.



Jones, D. W., Leiby, P. N. and Paik, I. K. (2004). "Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What has been Learned since 1996." *The Energy Journal*, 25(2): 1-32.

Kaul, G. (1987). "Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector." *Journal of Financial Economics*, 18(2): 253-276.

Kaul, G. and Seyhum, H. N. (1990). "Relative Price Variability, Real Shocks, and the Stock Market." *Journal of Finance*, 45(2): 479-496.

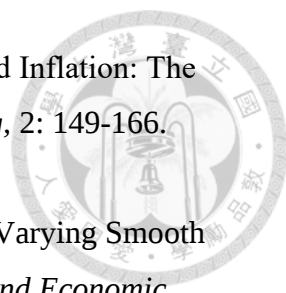
Kilian, L. and Park, C. (2008). "The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market," *forthcoming: International Economic Review*.

Kim, S. and In, F. (2005). "The Relationship Between Stock Returns and Inflation: New Evidence from Wavelet Analysis." *Journal of Empirical Finance*, 12(3): 435-444.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?" *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.

Lardic S. and Mignon, V. (2008). "Oil prices and economic activity: an asymmetric cointegration approach." *Energy Economics*, 30(3): 847-855.

Lintner, J. (1975). "Inflation and Security Returns." *Journal of Finance*, 30(2): 259-280.

- 
- Lothian, J. R. and McCarthy, C. H. (2001). "Equity Returns and Inflation: The Puzzlingly Long Lags." *Research in Finance and Banking*, 2: 149-166.
- Lundbergh, S., Teräsvirta, T., and van Dijk, D. (2003). "Time-Varying Smooth Transition Autoregressive Models." *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(1): 104-121.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., and Teräsvirta, T. (1988). "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models." *Biometrika*, 75(3): 491-499.
- Modigliani, F. and Cohn, R. A. (1979). "Inflation, Rational Valuation and the Market." *Financial Analyst Journal*, 35(2): 22-44.
- Nandha, M. and Faff, R. (2008). "Does oil move equity prices? A global view." *Energy Economics*, 30(3): 986-997.
- Park, J. and Ratti, R. A. (2008) "Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries." *Energy Economics*, 30(5): 2587-2608.
- Phillips, P. and Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Schotman, P. C. and Schweitzer, M. (2000). "Horizon Sensitivity of the Inflation Hedge of Stocks." *Journal of Empirical Finance*, 7(3-4): 301–305.
- Solnik, B. and Solnik, V. (1997). "A Multi-Country Test of the Fisher Model for Stock Returns." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7(4): 289–301.
- Teräsvirta, T. (1994). "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models." *Journal of American Statistical Association*, 89(425): 208-218.

Teräsvirta, T. (1998). "Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regression." *Handbook of Applied Economic Statistics*, 229-246.

Tiwari, A. K., Dar, A. B., Bhanja, N., Arouri, M. and Teulon, F. (2015). "Stock Returns and Inflation in Pakistan." *Economic Modelling*, 47: 23-31.

Valcarcel, V. J. (2012). "The Dynamic Adjustments of Stock Prices to Inflation Disturbances." *Journal of Economics and Business*, 64(2): 117-144.

van den Bremer, T., van der Ploeg, F. and Wills, S. (2016). "The Elephant In The Ground: Managing Oil And Sovereign Wealth." *European Economic Review*, 82: 113-131.