

國立臺灣大學社會科學院經濟學系在職專班

碩士論文

Mid-Career Master Program

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis



道瓊運輸指數、工業指數與總體經濟變數關係之研究

The Dow Jones Transportation Index, Industrial Index
and Macroeconomic Variables-An Empirical Evidence

楊俐玲

Li -Ling Yang

指導教授:謝德宗 博士

Advisor: Der-Tzon Hsieh, Ph.D.

中華民國 105 年 09 月

September, 2016



國立臺灣大學碩士學位論文 口試委員會審定書

道瓊運輸指數、工業指數與總體經濟變數關係之研究

The Dow Jones Transportation Index, Industrial Index and
Macroeconomic Variables-An Empirical Evidence

本論文係楊俐玲君（學號 P01323015）在國立臺灣大學經濟學系
在職專班完成之碩士學位論文，於民國一〇五年九月二十六日承下列
考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：

謝德宗

（指導教授）

林惠玲

李顯峰

陳正倉

謝辭



在口試結束之後，心中既欣喜又失落，欣喜的是工作、家庭及學業同時兼顧的煎熬終於告一段落，並達成人生重要的里程碑，失落的是即將離開這帶給我知識，豐富我視野的學術殿堂。

此論文能順利完成，首先要感謝指導教授謝德宗老師的殷勤敦促，耐心且不厭其煩地給與指正，並給予生活上的關心及工作方向的指引。另外，要感謝同學張芳碩及許誠哲助教，在計量方法的釋疑給我許多幫助。感謝口試委員李顯鋒、林惠玲及陳正倉老師在百忙之中撥冗指導並給與寶貴的意見，使這篇論文更臻完備。同時要感謝負責專班的毛慶生老師以及所有任教老師，在這裡上的每一堂課，都帶給我知識的啟發與思想的更新，課程結束後仍有意猶未盡之感。最後要感謝鼓勵我報名專班考試的同事黃玉君以及愛我、支持我前進的家人，有您們的關懷與鼓勵才讓今日的我有幸由台大畢業。

謹將此論文獻給所有關懷我的家人，謝謝你們。

楊俐玲 謹誌於

台灣大學經濟研究所

2016 年 9 月

中文摘要



本文係以道瓊運輸指數、道瓊工業指數及總體變數為研究對象，探討道瓊運輸指數和美國股價及總體變數的關聯性，選取的總體變數包括 PMI 製造業指數、新屋開工數字、零售銷售數字及失業率。

研究架構係採樣自2000年01月至2015年10月之月樣本資料，以單根檢定、向量自我迴歸模型(VAR)、Granger因果檢定、衝擊反應函數及預測誤差變異數進行實證分析，首先以單根檢定確認各變數取對數並經一階差分後為定態數列後，建立變數間向量自我迴歸模型觀察道瓊運輸指數與股價及總體變數落後期之相關性，由衝擊反應函數分別了解外生衝擊對道瓊運輸指數與股價的影響，並以Granger因果關係檢定變數間是否存在領先、落後、互相領先，或兩者無任何關係，最後以預測變異數誤差分解了解各變數之間的解釋能力。研究結果顯示:道瓊運輸指數對道瓊工業指數無解釋能力，道瓊工業指數對道瓊運輸指數解釋能力高，可解釋此二指數走勢同向且一致，道瓊運輸指數和道瓊工業指數並無「領先-落後」關係，有運輸需求的新屋開工數、PMI製造業指數及零售銷售數和道瓊運輸指數關聯性大，且領先道瓊運輸指數。

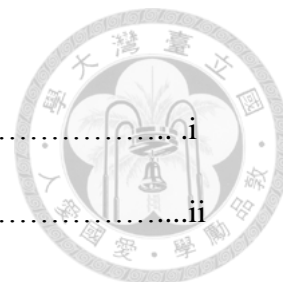
關鍵詞:向量自我迴歸模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應函數、預測變異數誤差分解

Abstract

This paper discusses the relationship between the Dow Jones transportation index 、 the Dow Jones industrial average index and the macroeconomic variables, including retail sales, purchasing managers ' index, new house starts and unemployment rate in US. We use quantitative methods such as Unit Root Test, Vector Autoregression Model, Granger Causality Test, Impulse Response Analysis and Forecast error Variance Decomposition. This research collected monthly data ranging from January 2000 to October 2015. First, we use unit root test to ensure all the series used in regression analysis are stationary. Then, we create the vector autoregression (VAR) model to analyze how explanatory variables affect that the Dow Jones industrial average index and The Dow Jones transportation index ,and use impulse response function to figure out the response of the Dow Jones transportation index and the Dow Jones transportation index to the exogenous shock of another variables. Granger causality test is also used to determine whether a time series is useful in forecasting another. Eventually, use the Forecast Error Variance Decomposition to indicates that how much of the forecast error variance of each of the variables can be explained by exogenous shocks to the other variables. The conclusion of this research shows that the Dow Jones transportation index movements explain a rarely fraction of the forecast error variance in the Dow Jones Industrial Average Index. The Dow Jones Industrial Average Index movements explain a larger fraction of the forecast error variance in the Dow Jones transportation index than itself. This result can explain the trend of the two index are consistent. The Dow Jones transportation index Granger cause the Dow Jones Industrial Average Index is not significant. The variables with transportation demands, the new house starts, the retail sales and the PMI , are Granger cause and play important roles in affecting the Dow Jones transportation index.

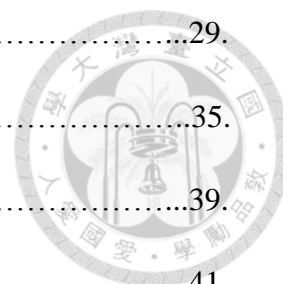
Keywords: Vector Autoregression Model, Granger Causality Test, Impulse Response Analysis, Forecast error Variance Decomposition.

目錄



口試委員審定書.....	i
謝辭.....	ii
中文摘要.....	iii
英文摘要.....	iv
目錄.....	v
圖目錄.....	vii
表目錄.....	viii
第一章 導論.....	1.
1-1 研究背景與動機.....	1.
1-2 研究對象及範圍.....	4.
1-3 研究流程.....	4.
第二章 文獻探討與回顧.....	6.
第三章 研究資料與實證方法.....	11.
3-1 研究資料敘述.....	11.
3-2 單根檢定.....	18.
3-3 向量自我迴歸模型.....	21.
3-4 Granger 因果關係檢定.....	23.
3-5 衝擊反應函數.....	24.
3-6 預測誤差變異數分解.....	25.
第四章 實證結果	27.
4-1 相關係數分析.....	27.

4-2 向量自我迴歸模型.....	29.
4-3 Granger 因果關係檢定.....	35.
4-4 衝擊反應函數.....	39.
4-5 預測誤差變異數分解.....	41.
第五章 結論與建議.....	45.
5-1 結論.....	45.
5-2 研究建議.....	47.
參考文獻.....	48.



圖目錄

圖 1-1	道瓊工業指數(INDU)與道瓊運輸指數(TRAN)股價變動趨勢)	2.
圖 1-2	研究流程.....	5.
圖 3-1	各變數原始走勢及處理後(取對數及差分)走勢圖.....	15.
圖4-1	Granger 因果檢定結果關係圖(箭頭表示Granger cause方向)	38.
圖4-2	總體變數變動產生的衝擊反應(Tran為內生變數)	39.
圖4-3	總體變數變動產生的衝擊反應(INDU為內生變數)	40.

表目錄



表1-1 主要國家景氣領先指標構成項目.....	3.
表 3-1 道瓊工業指數及道瓊運輸指數各股名稱及佔指數權重.....	14.
表 3-2 樣本變數名稱及代號對照表.....	15.
表 3-3 各變數之單根檢定結果—ADF 檢定.....	20.
表 3-4 各變數之單根檢定結果—PP 檢定.....	21.
表 4-1 變數相關係數表(原始值)	28.
表 4-2 變數相關係數表(經差分及取對數)	28.
表 4-3 以 VAR 模型運用各種資訊評選準則選取最適落後期.....	29.
表4-4 各變數落後5期之VAR模型估計值.....	32.
表4-5 Granger 因果關係實證結果.....	37.
表4-6 各變數間Granger 因果檢定結果彙整表.....	38.
表 4-7 預測變異數誤差分解.....	43.

第一章 導論



1-1 研究背景與動機

傳統上，觀察總體經濟數據走勢向來是觀察股市興衰的重要指標，歐洲的投資大師 **André Kostolany** 曾經說過：「總體經濟和股市的關係就像主人與狗，狗會跑前跑後，但最終會回到主人身邊。」，此即說明股市和基本面的關係。美股是全球股市的領頭羊，美國景氣向來是全球關注重點，此由每次聯邦公開市場理事會(Federal Open Market Committee，簡稱 **FOMC**)召開前，全球秉息以待即可窺知一二。近幾十年來，國內財富管理業務興起，除金融商品多元化外，理財節目、部落格與網站也隨之蓬勃發展。隨著資訊傳遞型態改變，在智慧型手機持有密度大增下，理財資訊 APP 猶如雨後春筍般增加，投資人可接觸的理財資訊十分豐富及廣泛，是以許多另類指標亦成為投資人普遍判斷景氣或股市多空的依據。

近年來常常看到財經報導或投資理財部落客以道瓊運輸指數做為判斷美國景氣多空的依據，如 2009 年 6 月 13 日知名理財入口網站鉅亨網新聞標題「道瓊運輸指數沒跟上，美國股市有敗筆」；2011 年 7 月 25 日北美新浪網中國日報標題「美股領先指標有轉弱跡象」表達道瓊運輸指數做為領先指標的論述；2012 年 8 月 11 日鉅亨網新聞標題再次刊登「道瓊運輸指數長期疲弱，美國股市讓人憂」；2014 年 10 月 25 日雅虎奇摩新聞標題「道瓊運輸指數像極了股市先行指標」；2015 年 3 月 27 日鉅亨網新聞標題「道瓊運輸平均指數，美國股市的領先指標」；2016 年 5 月 29 日經濟日報「道瓊運輸指數跌…大盤警訊」，上述理財新聞媒體一致表達道瓊運輸指數為「美國股市」之領先指標。

另外，擁有眾多讀者的人氣理財部落格亦有許多相關訊息，如「Fundhot 強

基金」討論區於 2015 年 6 月 19 日刊登「股市先行指標：道瓊運輸指數」，並引起熱烈討論；「啟富達」FB 粉絲團於 2016 年 5 月 18 日發表道瓊運輸指數為美股領先指標的文章，並有 836 個點閱數。同時，更多的理財部落格轉貼分享上述新聞來源，讓道瓊運輸指數做為美股的領先指標似乎成為投資界的共識。

由圖 1-1 所示，2000~2015 年期間，道瓊運輸指數與道瓊工業指數兩者走勢同向且一致，似乎可以驗證上述各種說法的可信度。

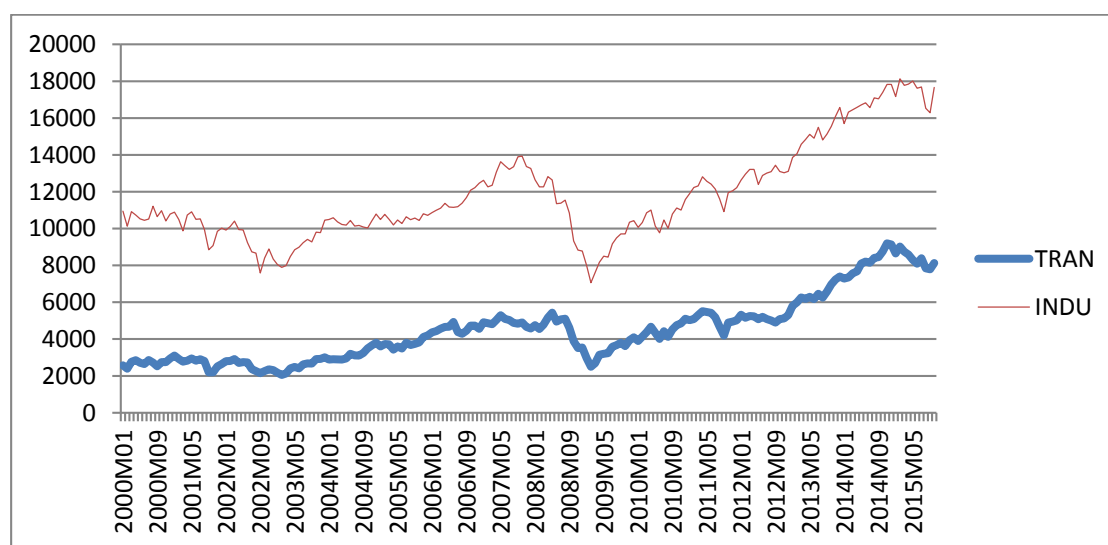


圖 1-1 道瓊工業指數(INDU)與道瓊運輸指數(TRAN)股價變動趨勢)

資料來源:Bloomberg

顧名思義，領先指標是能夠率先反映景氣變動情況且敏感度較高的經濟指標，做為判斷未來經濟走勢的依據，並用來預測未來景氣變動的方向與幅度。而各國編列領先指標時，股價指數本身即是其中十分重要的構成項目。目前發布領先指標的國家有美、日、中國大陸、新加坡等，另外經濟合作暨發展組織(Organisation for Economic Co-operation and Development，簡稱OECD)編製許多歐洲國家的領先指標，且被廣泛的採用，主要國家領先指標因經濟結構及統計資料差異而有不同，但均有採用股價指數做為領先指標構成項目(見表1-1)。

表1-1 主要國家景氣領先指標構成項目

國家	貿易	金融	生產	就業及所得	不動產	國外或其他
美國		股價指數	製造業非國防資本財實質新接訂單(排除飛機)	製造業每週平均工時	建築許可件數	ISM 新接訂單指數
		領先借貸指數		每週平均初次申請失業給付件數		平均消費者對景氣預期(密西根大學消費者對未來 12 個月景氣預期及 TCB 消費者對未來 6 個月景氣預期之平均)
		(1990 前仍使用實質貨幣供給額 M2)				
		10 年期國庫券殖利率與聯邦基金利率之利差				
德國		股價指數	投資財新接訂單	企業和土地的所得	住宅新接訂單	消費者信心指數
		長短期利差	存貨變動			
英國		股價指數	新增訂單	企業盈餘		預期產出水準消費者信心指數
		長短期利差	整體生產力			
日本		股價指數	工業生產財存貨率指數	新求才人數(不含畢業生)	新建住宅開工樓地板總面積	消費者信心指數
		日本經濟新聞商品(42 種)指數	實質新接機械訂單			製造業投資氣候指數
		東京證交所股價指數				中小企業未來銷售預測擴散指數
中國大陸		先行指標合成指數(恆生內地流通股指數、產品銷售率、M2、新開工項目、物流指數、房地產開發投資先行指數)				消費者預期指數
		國債利率差				

資料來源:劉欣姿(2013)

股價指數本是重要的領先指標，而股票市場波動與經濟活動變化是相互關聯（N. Gregory Mankiw, 1997）。Tobin q 比率理論說明股價可用來衡量企業投資與否的指標，而對企業投資與否則影響總體經濟因素中的投資量多寡，進而再影響總體經濟生產面。是以在股價變動可能間接影響體系總產出的假設下，總體經濟活動和股價指數間的關聯將是值得探討的課題。

1-2 研究對象及範圍

時至今日，道瓊運輸指數做為美股的先行指標是否有根據或僅是都市傳說？道瓊運輸指數和總體經濟變數間的關聯為何？本研究欲探討道瓊運輸指數和美國股價及總體變數的關聯性，進而了解道瓊運輸指數與美股、總體變數之間「領先—落後」關係及預測能力。美國股市經過 2000 年科技泡沫化、2008 年金融海嘯、2011 年歐債危機，已歷經完整的景氣循環過程，是以本文採用道瓊運輸指數自 2000 年 01 月至 2015 年 10 月 之月資料，共計 189 個樣本數，探討道瓊運輸指數與美股及景氣之互動關聯性及預測能力，各變數則以道瓊工業指數做為美股變數，總體景氣變數則選擇具代表性之 PMI 製造業指數、新屋開工數字、零售銷售數字及失業率。

1-3 研究流程

本文架構如圖 1-2 所示。第一章為緒論，說明本文研究動機、目的及架構。第二章為文獻回顧。第三章為實證模型與方法，包含單根檢定、向量自我迴歸模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應函數及預測變異數誤差分解。第四章為實證結果分析。第五章為結論與建議。

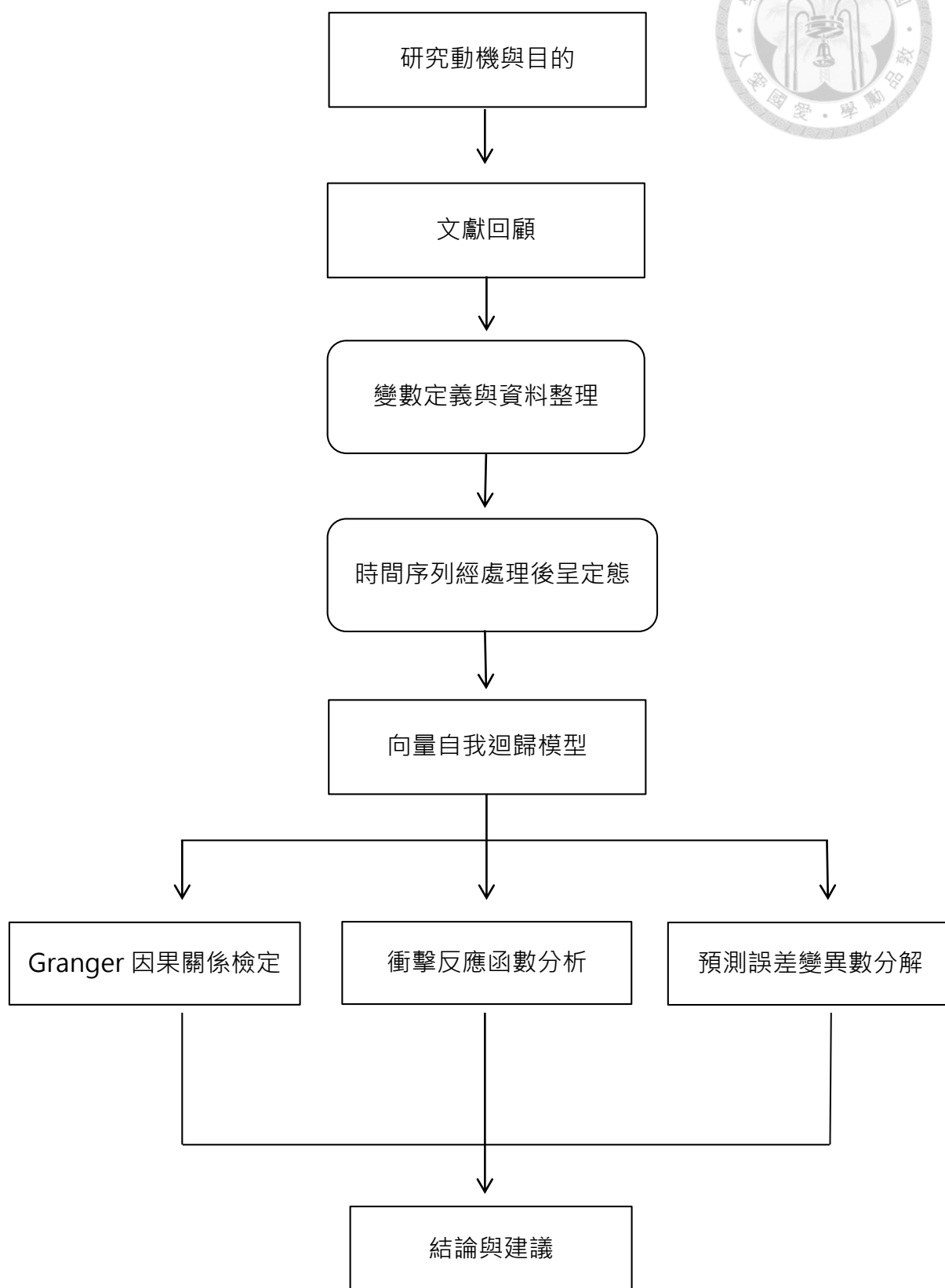


圖 1-2 研究流程

第二章 文獻探討與回顧



運輸服務業指從事運送貨物和旅客的部門，使用運輸工具將貨物或旅客送達目的地，使其空間位置得以轉移的業務活動。早期的商品交易市場往往在人口相對密集、交通比較便利的地方。在依靠人力和畜力運輸的年代，市場位置確定很大程度上受人和貨物可及性的影響。對於多數人來說，交通相對便利，人和貨物容易到達的地方將是較好的商品交換場所。

運輸的時間效用與空間效用密切相關。市場對某種商品需求有很強的時限性，超過這一時限，商品需求量就會大幅減少甚至消失。某種商品若因時間關係喪失市場需求，該商品在特定時間內就再無價值，或是價值大打折扣。高效率運輸能夠確保商品在市場需要的時間內適時運到，從而創造出「時間效用」活絡經濟。地域分工的結果增加產品需求，更具大量生產條件，從而造成規模經濟，降低生產成本，提高比較利益，增強地域分工趨勢。另外，大量生產需要良好的運輸系統，以運送原料與產品至生產設施所在地與產品銷售地。由於運輸系統投資提高土地的可及性與人貨的機動性，除降低運輸成本外，可開發使用土地，提高土地的使用價值。由於人貨的機動性提高，對於人力資源運用與物料、產品運送有極大助益，顯示運輸對區域經濟的貢獻。時至今日，運輸網絡發達，工業生產、民眾家戶消費、房屋興建的需求上升皆需運輸服務業來完成，即便是電子商務操作僅需按鍵即可消費，但在網際網路下單後，仍需要運輸服務業將貨物運送到目的地。是以運輸服務業興衰應與景氣循環有相當程度的相關性。

Lahiri(2002)指出，運輸服務業與景氣衰退有相關性。Lahiri 和 Yao(2006)依據美國國家經濟研究局(NBER)選擇七個領先指標，包含道瓊運輸指數在內，編製一個運輸業的綜合領先指標指數(Composite Leading Index (CLI))，研究結果指出



運輸業衰退時間較總體經濟更長，且復甦時間較總體經濟慢。在第一章研究動機中提到道瓊運輸指數的財經相關報導中，內容多有指出道瓊運輸指數為美股的領先指標，其證明是來自美國運輸統計局研究。美國運輸統計局於 2007 年發表《運輸服務指數與經濟》(Transportation Services Index and the Economy) 研究報告指出，2002 年美國運輸統計局為了觀測經濟活動，發展出「運輸服務產出指數」(Transportation Services Output Index(TSOI))，將運輸服務編制為貨物運輸指數及乘客運輸指數兩類，實證結果發現自 1979 年~2007 年，無論是由復甦或是衰退階段的轉折點，貨物運輸服務指數皆領先景氣循環。2014 年美國運輸統計局發表《再探運輸服務指數與經濟》(Transportation Services Index and the Economy—Revisited)，實證結果顯示貨物運輸指數及乘客運輸指數皆會影響經濟循環。綜合上述研究，運輸服務業與總體景氣循環的關聯性非常密切。

對於運輸指數與股價關係的探討，陳肇安(2005)以短期互動關係實證，結果顯示波羅的海航運指數(BDI 指數)對台、日、韓三國運輸航運類股指數具領先地位。韓國航運類股指數在亞洲金融風暴期間對 BDI 造成影響，其他時間則不影響其他指數，原因可能是韓國身處亞洲金融風暴核心。在亞洲金融風暴發生前，台灣運輸指數受日本航運類股影響，在風暴期間，台灣運輸類股不受其它指數影響。在金融風暴後期受日本航運類股及 BDI 影響，顯示台灣運輸類股指數與國際連動明顯。蕭堯仁(2011)探討波羅的海綜合運費指數(BDI 指數)與金磚四國間股價指數的長短期互動，結果指出波羅的海綜合運費指數和金磚四國股價存在共整合關係。葉家堯(2014)則探討中、美、日、歐股價指數與波羅的海運費指數之間關聯性，研究顯示短期內中、美、日、歐的股價指數對 BDI 指數存在單向因果關係，長期則皆與 BDI 指數存在雙向因果關係，而美、歐與 BDI 指數，存在單

向因果關係。

影響股價的因素包含投資人對上市公司前景之預期、營運績效與獲利能力。在做投資決策時，投資者會依可獲得的相關資訊做為買進賣出之判斷，影響投資者決策之相關資訊包含：

1. 總體經濟因素:國民所得、通貨膨脹、物價水準、貨幣供給額、失業率、工業生產指數、利率、匯率、房地產相關指數、國際原物料價格等。
2. 市場因素:預期心理效果、人為操作、法令限制、產業特性與生命週期。
3. 上市公司自身因素:企業競爭優勢與未來發展、營收狀況、盈餘與股利狀況、財務與資本結構、技術等。
4. 其他因素:政治環境、外交、戰爭、不可預期之天災等。

Blanchard (1981)指出股票市場與總體經濟變數之間有相當密切關係，因而建立包含股票市場的總體經濟模型，討論產出、股票市場以及利率的決定，且進一步討論財政政策與貨幣政策的影響。陳和順（1981）以逐步迴歸分析方法，取1971~1980 的資料為觀察值，得到國民生產毛額與股價變動呈現正相關的關係。但並未研究兩者間的因果關係。Schwert (1989)研究指出，美國股票市場波動受到實質及名目總體變數影響很大，實證結果顯示，以 1857~1957 資料分析，許多總體經濟變數與股價波動有關。Errunza and Hogan(1998)研究指出，德國和法國會因貨幣的不穩定而波動，而義大利和荷蘭股市的波動因素則來自產業的生產波動。此外，N. Gregory Mankiw （1997）說明股票市場與經濟活動相關聯，股票市場變動會反應實質 GDP 變動，原因是 GDP 指數為每季公佈一次，股票市場資料則每日更新，取得較為容易迅速，是以股票市場表現可視為經濟活動的指標。

總體經濟變數可能有助於預測未來股票報酬，而基於此概念，已有相當多的

實證研究探討總體經濟變數的預測力，Fama (1981) 發現股價報酬與實質經濟活動間存在正向關係，且股價報酬領先總體經濟變數之變動。Chen et al.(1986) 探討一系列總體經濟變數而指出，工業生產指數成長率與期間利差 (term spread) 對美國股票報酬有較佳預測表現。Thornton (1993) 採用Granger 的因果關係法探討英國貨幣供給、實質產出與股價的相互領先關係，結果顯示股價報酬確實為實質產出的領先指標。Domian與Louton (1995) 以工業生產指數成長率作為景氣循環代替變數以檢測美國股票報酬與工業生產指數成長率之領先落後關係，其實證結果顯示當股價報酬為負時，工業生產成長率將會明顯下降。Choi et al. (1999) 利用共整合模型與誤差修正模型，探討七大工業國家之股價報酬率與工業生產指數成長率間的關係，結果發現除義大利外，七大工業國家在此兩變數間均存在明顯的長短期均衡關係，且實質股價報酬率與工業生產成長率確實具有顯著領先或落後之因果關聯性。

陳佳妘(2007)針對美國21種經濟指標公佈對美國股市及債市以GARCH的模型分析指標公佈的實際值和事前預測值的相互關係找出對股、債市有實際影響的指標，其中ISM採購經理人指數、ISM非製造業採購經理人指數、失業率、生產者物價指數對股市報酬率有顯著影響，個人所得、消費者信心指數、零售銷售、新屋開工、營建許可、領先指標、消費者物價指數等不影響市場報酬率，卻明顯影響市場波動。Chen (2009) 則考慮各種總體經濟變數對美國股市熊市的預測力，探討熊市可預測性在樣本內與樣本外的統計意涵與穩健性 (robustness)。主要實證結果顯示，在考慮的總體經濟變數中，期間利差與通貨膨脹率為預測美國熊市的最佳變數，而工業生產指數成長率與失業率變動亦具有不錯的預測力。Wu and Lee (2012) 的研究顯示，相較於期間利差與通貨膨脹率，消費與財富比率

(consumption-wealth ratio) 對美國熊市有更佳預測力。Wu et al. (2013) 則擴展上述文獻而探討描述當地與全球經濟狀態的總體經濟變數對12個主要國際股市之熊市的預測力，實證結果顯示，利率相關變數具有較一致的預測力，而各類總體經濟變數對熊市的預測力亦可能因國家特性而異，如，油價變動對原油進口國具預測力，對原油輸出國則無任何預測力。綜上文獻所評述可知，股價與總體經濟變數間存在某種程度的互動關係。

第三章 研究資料與實證方法



3-1 研究資料敘述

本文選取道瓊運輸指數自 2000 年 01 月至 2015 年 10 月 之月資料，共計 189 個樣本數，探討道瓊運輸指數與美股及景氣之互動關聯性及預測能力。道瓊工業指數和 S&P500 指數、納斯達克指數高度相關，又無個股和道瓊運輸指數重覆取樣，是以本文以道瓊工業指數做為美股的代表變數。總體景氣變數則選取具代表性之 PMI 製造業指數、新屋開工數字、零售銷售數字及失業率，各樣本變數名稱及代號對照列於表 3-2 並說明如下：

(1) 道瓊運輸指數: 道瓊運輸業平均指數創始於 1884 年，是 20 種在美國交易的交通業股票的股價加權平均。此係道瓊公司(Dow Jones & Co.)根據美國 20 家最大的航空，公路，鐵路和貨運公司股票的價格計算的加權平均指數，包括 20 種有代表性的運輸業公司的股票，即 8 家鐵路運輸公司、8 家航空公司和 4 家公路貨運公司，各股票名稱及權重見附表 3-1。

(2)道瓊工業指數: 道瓊工業指數 (Dow Jones Industrial Average Index)，又稱道瓊工業平均指數，是美國股票市場最悠久的指數之一，包括美國 30 家最大、最知名上市公司加權平均的指數。時至今日，平均指數包括美國 30 家構成公司，大部分已與重工業不再有關，只有通用電氣(奇異公司)仍然留在指數中，各股票名稱及權重見附表 3-1。

(3)PMI 指數(PMI, Purchasing Managers Index): 由美國供應管理協會(Institute Supply Management, ISM)每月編製而成，於每月第一個工作日公佈。由於是 ISM 協會公佈，也稱為 ISM 指數。指數編制方式為供應管理協會針對 20 種製造業中

的 300 家公司的採購經理人進行問卷調查，問卷內容有十個指標，新訂單、生產、聘僱狀況、供應商交貨速度、存貨、客戶存貨、原料價格、未交貨訂單、出口、進口，根據採購經理人回覆的答案用來計算擴散指數(Diffusion Index, DI)，其中以新訂單、生產、聘僱狀況、供應商交貨速度、存貨五種指標的加權綜合指數為採購經理人指數(PMI)。

(4)新屋開工數字: 美國統計局在每月前兩週，以電話或信件方式訪問全美 19,000 個地區的地產商，以了解該地新開工的住宅建案，新屋開工統計上個月的住宅建案，調查分成三個項目，單一家庭房屋是最大項目，約佔所有新住宅建案的 75%，第二項目是有五個以上居住單位的建築，此項目佔 20%，第三個項目是有二到四個居住單位的建築，這個項目只佔 5%

(5)零售銷售數字: 美國當地每月零售商品及食品服務之銷售金額，商務部(Department of Commerce) 每個月 11 日至 14 日公佈前一個月的數據。商務部統計局每個月針對零售及食品服務業進行抽樣調查，自產業中抽取 5,000 個零售及食品服務廠商，經加權處理、與樣本母體分配比較及季節性調整之後，用以表示超過 300 萬家零售及食品服務廠商的銷售情形。該統計數字約可反映全美 65%的銷售金額。零售銷售反映消費支出的情形，由於民間消費占 GDP 比重達 70%，故零售銷售情形可以預示整體經濟表現。當零售銷售持續成長，表示民間消費熱絡，景氣將可持續擴張；反之，若零售銷售持續衰退，則預示經濟擴張將趨緩甚至衰退。此外，因零售銷售中之汽車銷售波動頻繁，故亦會將之扣除，即觀察扣除汽車後之零售銷售變化，以預測消費支出的動向及景氣狀況。

(6)失業率:由美國勞工統計局每個月第一個星期五發佈前一個月的統計結果，內容來自家庭調查(Household Survey)與機構調查(Establishment Survey)兩份獨

立的調查資料。其中，家庭調查資料是由美國普查局(Census Bureau)先作當期人口調查(Current Population Survey)，然後勞工統計局(BLS)再統計出失業率。而機構調查資料又稱薪資調查(Payroll survey)，是由勞工統計局與州政府的就業安全機構合作彙編，根據的樣本包括約 38 萬個非農業機構。失業率高低、非農業就業人口增減及薪資變化是用來判斷勞動市場興衰的重要數據。

表 3-1 道瓊工業指數及道瓊運輸指數各股名稱及佔指數權重

編號	名稱	權重
0	道瓊工業指數	100
1	3M	6.5950
2	國際商業機器公司(IBM)	5.8897
3	美商高盛證券	5.7056
4	聯合健康集團	5.3112
5	波音公司	5.0751
6	家得寶	4.9145
7	麥當勞	4.6457
8	嬌生公司	4.4855
9	旅行者保險公司	4.3072
10	雪佛龍	3.9397
11	聯合科技	3.9035
12	華德迪士尼	3.8049
13	蘋果公司	3.6801
14	艾克索美孚	3.5114
15	寶鹼公司	3.2187
16	Visa Inc	2.9476
17	卡特彼勒公司	2.9437
18	沃爾瑪百貨有限公司	2.7635
19	杜邦公司	2.6217
20	摩根大通銀行	2.4153
21	美國運通	2.3860
22	默克藥廠	2.1969
23	耐吉	2.1018
24	威瑞森電信公司	2.0810
25	微軟	1.9639
26	可口可樂	1.7278
27	輝瑞大藥廠股份有限公司	1.3276
28	英特爾	1.2437
29	奇異公司(GE)	1.1855
30	思科系統	1.1062

編號	名稱	權重
0	道瓊運輸指數	100
1	聯邦快遞	12.5438
2	聯合包裹服務公司	8.4916
3	堪薩斯市南方	7.1996
4	聯合太平洋公司	7.0120
5	諾福克南方公司	6.8966
6	JB Hunt Transport Services Inc	6.3805
7	CH Robinson Worldwide Inc	5.7594
8	Kirby Corp	5.3787
9	Landstar System Inc	5.3378
10	萊德系統	5.2256
11	阿拉斯加航空集團	4.7832
12	Expeditors International of Washington I	3.8895
13	United Continental Holdings Inc	3.6138
14	西南航空	3.2267
15	達美航空	3.0897
16	Avis Budget Group Inc	2.6825
17	Matson Inc	2.6673
18	美國航空集團	2.3956
19	CSX Corp	2.1279
20	捷藍航空公司	1.2984

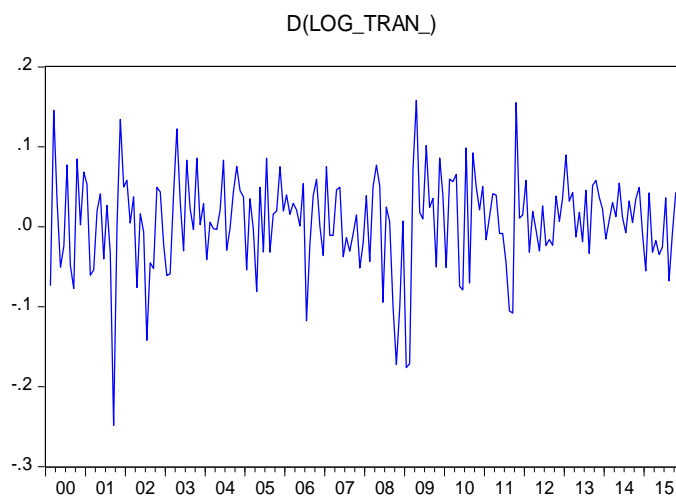
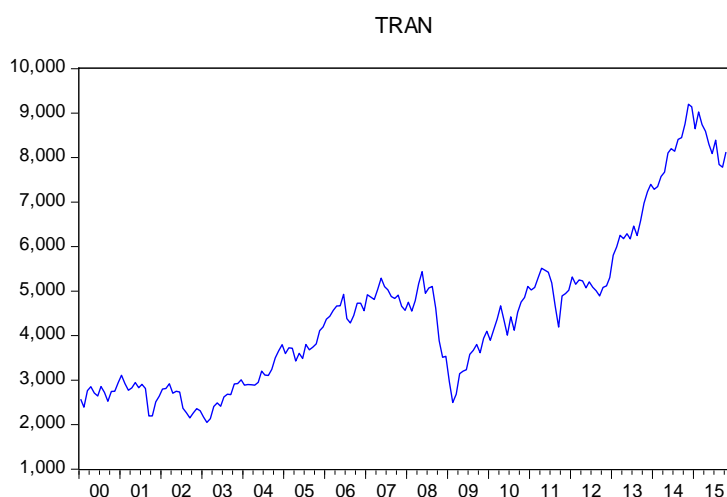
資料來源:Bloomberg，本研究整理

表 3-2 樣本變數名稱及代號對照表

名稱	代號	單位	資料來源
道瓊運輸指數 The Dow Jones Transportation Index	TRAN	Index	Bloomberg
道瓊工業指數 The Dow Jones industrial average Index	INDU	Index	Bloomberg
美國零售銷售數字 US Retail Sales	RETAIL SALES	數值/百萬	Bloomberg
美國供應管理協會全國製造業採購經理人指數(經季調) US Purchasing Managers ' Index	PMI	Index	Bloomberg
美國新屋開工數字(私有住宅經季調) US New House Starts	NEW HOUSE	人數/千	Bloomberg
美國失業率(總勞動力經季調) US Unemployment rate	UNEMPLOYMENT RATE	%	Bloomberg

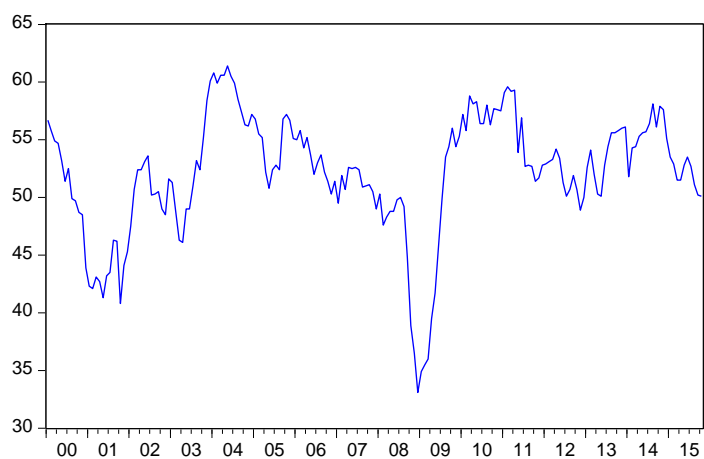
資料來源:本研究整理

上述各變數之原始走勢及處理後(取對數和差分)趨勢列於圖 3-1

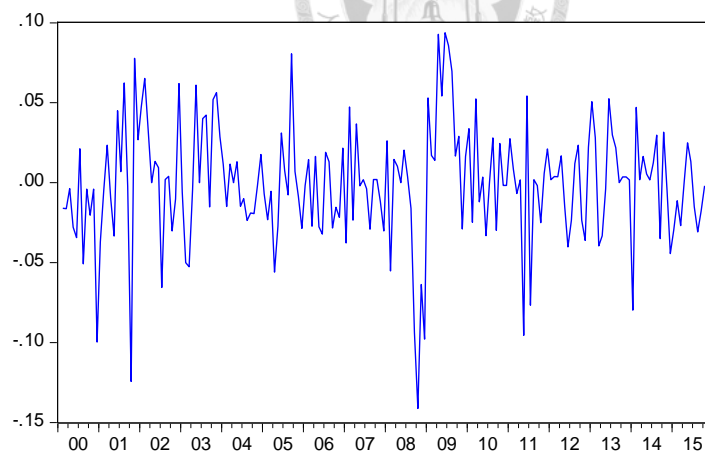




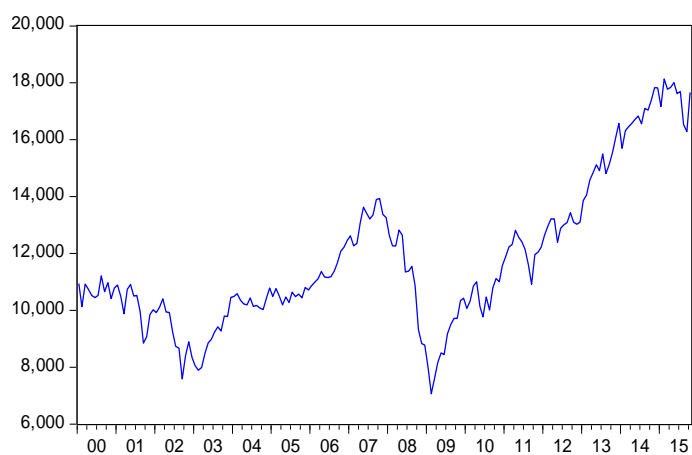
PMI



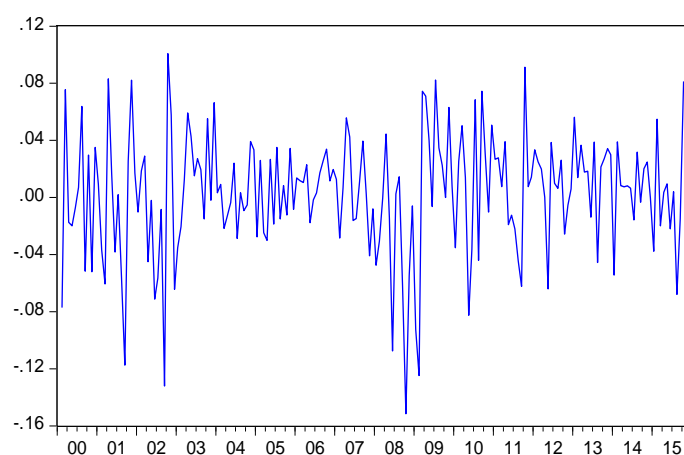
D(LOG_PMI_)



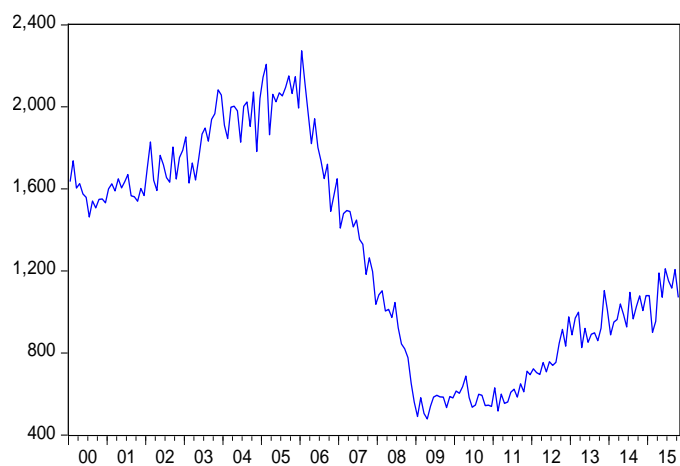
INDU



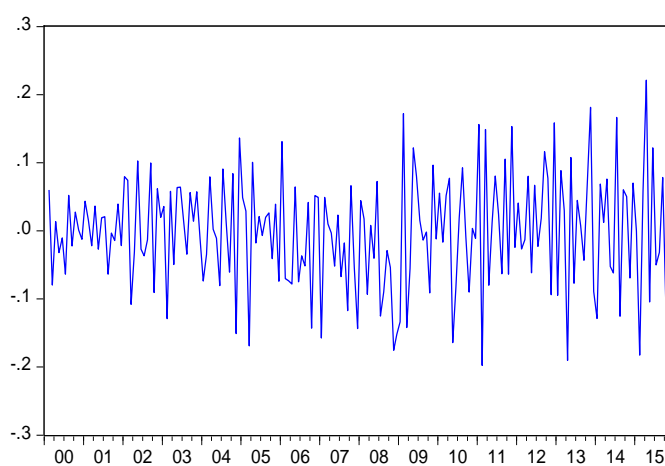
D(LOG_INDU_)

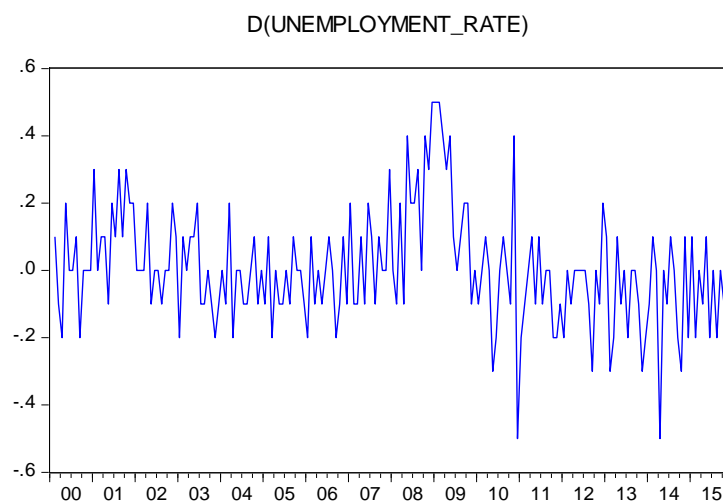
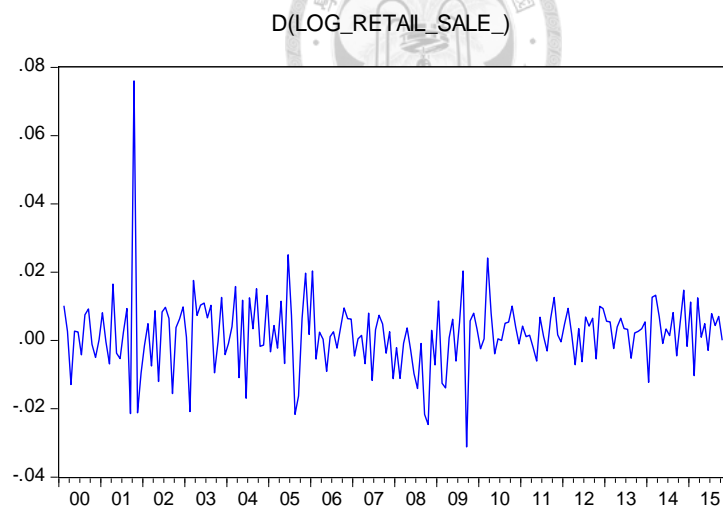
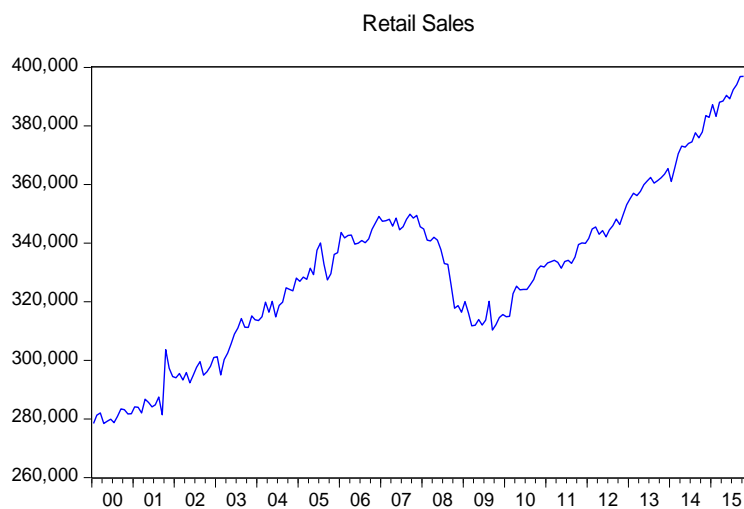


New House



D(LOG_NEW_HOUSE_)





資料來源:Bloomberg

圖 3-1 各變數原始走勢及處理後(取對數及差分)走勢圖

3-2 單根檢定

總體經濟的時間序列通常具有非定態特性，非定態時間序列會造成一些檢定統計量如 R^2 、t 值、Durbin Waston 值失真的問題，另外，外來衝擊對非定態時間序列會帶來長期性影響，使其逐漸偏離平均值。是以在進行計量方法之前，必須先確定時間序列是否定態。定態資料具有穩定的機率分配結構，故可利用單根檢定判斷資料是否定態，若為非定態，則需對序列資料進行差分轉換處理，直至序列資料為定態，進而使用定態數據進行相關研究。其特性可以數學式表示如下：

$$1. E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu_y$$

$$2. \text{Var}(y_t) = \text{Var}(y_{t-s}) = \sigma_y^2$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-s}) = E(y_{t-j}, y_{t-s-j}) = \gamma_s, \text{ for all } t, s, j$$

本研究採用 ADF 檢定法及 PP 檢定法來進行單根檢定，常用時間序列單根檢定有使用落後項修正殘差自我相關性的 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定(ADF 檢定)，以序列為定態做為虛無假設進行檢定的 Kwiatkowski、Phillips、Schmit 與 Shin 單根檢定(KPSS 檢定)，以及以無母數方法(non parametric)修正殘差項自我相關性的 Phillip-Perron 單根檢定(PP 檢定)。

ADF 檢定，其起源於 Dickey 與 Fuller(1979)提出的 Dickey-Fuller 檢定(DF 檢定)，DF 檢定以 OLS 方式進行。假設 AR(1)模型 $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t$ 中的殘差項 u_t 無自我相關性，當落後項係數 δ 不顯著異於 0，則表示該變數具有單根性質，但根據實證， u_t 通常具有顯著自我相關性，因而降低 DF 檢定之檢定力，是以為解決 DF 檢定中殘差項會出現一階自我相關的問題，Said 與 Dickey(1984)提出應在 DF 模型中加入依 Akaike(1973)提出的 AIC 資訊準則建議之最適落後期資料，對殘差項的自我相關性問題加以處理。ADF 檢定假設迴歸式如方程式(3.1)，並設定虛無假設

y_t 具有單根($H_0: \delta = 0$)，對立假設 y_t 是沒有單根的定態序列($H_1 = \delta < 0$):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta \gamma_0 y_{t-1} + \sum_{p=1}^n \gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_y$$

其中， $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ， n 為依 AIC 準則建議之最適落後階數， α_0 為截距項。由於 ADF 檢定屬於左尾檢定，故檢定 $H_0: \delta = 0$ 的 ADF-t 統計量越小，越可以提供證據拒絕具有單根的虛無假設。

ADF 檢定法雖然已考慮誤差項具有序列相關的可能性，但仍可能存在異質性(heteroscedasticity)問題，Philips-Perron(1988)提出 PP 檢定法來改進，PP 檢定法使誤差項具有相關性及異質性，且其極限分配和 DF 檢定法結果相同，因此臨界值亦可適用，PP 單根檢定法之模型如下:

無時間趨勢項: $Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$

有時間趨勢項: $Y_t = a_0^* + a_1^* Y_{t-1} + a_2^* (t - \frac{T}{2}) + \varepsilon_t$

T:觀察個數， $E(\varepsilon) = 0$ 且允許 ε_t 序列相關或齊質變異存在。

檢定假設為: $H_0: a_1 = 1 (a_1^* = 1)$

$H_1: a_1 < 1 (a_1^* < 1)$

若拒絕虛無假設，表示無單根現象。相對於 ADF 檢定，PP 檢定對於誤差項的異質性現象與非常態情況結果較為穩健(robust)。

本研究各變數序列資料的檢定結果如表 3-3，表 3-4 所示，表 3-3 使用 ADF 檢定結果發現，除失業率以外，各變數經過一階差分後，無論是否包含趨勢或截距項，皆在 1%信賴水準下顯著拒絕具有單根的虛無假設，屬於 I(1)序列(integrated of order one)。失業率在經二階差分後，在 1%信賴水準下顯著拒絕具有單根的虛無假設，屬於 I(2)序列(integrated of order two)，所有序列資料經差分後，皆呈現定

態。表 3-4 使用 PP 檢定結果發現，各變數經過一階差分後，無論是否包含趨勢或截距項，皆在 1%信賴水準下顯著拒絕有單根的虛無假設，屬於 I(1)序列 (integrated of order one)，是以後續研究採用 PP 檢定之結果，所有變數均使用一階差分後的序列資料進行，並對非百分比呈列的變數取自然對數，縮小數值方便進行分析計算。

表 3-3 各變數之單根檢定結果—ADF 檢定

	Log(TRAN)			Log(INDU)			Log(PMI)		
	原始值	一階差分		原始值	一階差分		原始值	一階差分	
無	1.360	-12.428	***	0.807	-13.082	***	-0.507	-12.032	***
含截距項	-0.741	-12.531	***	-0.651	-13.108	***	-2.460	-12.003	***
含趨勢、截距項	-2.435	-12.500	***	-2.102	-13.126	***	-2.555	-11.971	***

	Log(RETAIL SALES)			Log(NEW HOUSE)			UNEMPLOYMENT RATE			
	原始值	一階差分		原始值	一階差分		原始值	一階差分	二階差分	
無	2.944	-16.638	***	-0.627	-19.545	***	-0.534	-2.809	***	-12.920 ***
含截距項	-0.163	-17.229	***	-1.065	-19.516	***	-2.085	-2.796	*	-12.886 ***
含趨勢、截距項	-1.092	-17.197	***	-0.739	-19.509	***	-1.761	-3.000		-12.853 ***

說明: 1. ADF 檢定為 t 統計量，依 Akaike Information Criterion(AIC)準則選擇最適落後期。

2. 假設檢定: H_0 有單根。

表 3-4 各變數之單根檢定結果—PP 檢定

	Log(TRAN)		Log(INDU)		Log(PMI)	
	原始值	一階差分	原始值	一階差分	原始值	一階差分
無	-0.740563	-12.4278 ***	0.807191	-13.08217 ***	-0.308401	-11.47729 ***
含截距項	-0.740563	-12.53085 ***	-0.650731	-13.12632 ***	-3.681588 ***	-11.41873 ***
含趨勢、截距項	-2.435467	-12.49955 ***	-2.102221	-13.10803 ***	-3.802692 **	-11.44868 ***

	Log(RETAIL SALES)		Log(NEW HOUSE)		UNEMPLOYMENT RATE	
	原始值	一階差分	原始值	一階差分	原始值	一階差分
無	1.360098	-16.63773 ***	-0.606702	-19.54453 ***	-0.476793	-13.34675 ***
含截距項	-0.280338	-17.22919 ***	-1.024161	-19.51591 ***	-2.335233	-13.27132 ***
含趨勢、截距項	-1.165955	-17.19667 ***	-0.849496	-19.50908 ***	-2.349492	-13.73272 ***

說明: 1. PP 檢定為 t 統計量, Spectral OLS AR based on SIC 準則選擇最適落後期。

2. 假設檢定: H_0 有單根。

資料來源: 本研究整理

3-3 向量自我迴歸模型

Sims(1980)提出「向量自我迴歸模型」(Vector Autoregression, VAR 模型), 廣泛運用於經濟學實證研究中。在傳統計量經濟研究中, 需要先判別變數是外生變數或內生變數, 再根據經濟理論建立模型。不過判斷變數係屬內生或外生有一定難度, 設定錯誤將大幅降低分析結果可信度。VAR 模型直接以資料本身為基礎, 將所有要討論的變數都當成內生變數, 模型中的每一條方程式, 變數(內生變數)皆以自己的落後期, 加上其他變數落後期表示之, 亦即各個變數皆被自己及其他變數的落後期解釋。VAR 模型綜合考量體系內跨變數的動態行為(cross_variable dynamics), 避免任意限制總體經濟變數間關係的問題, 再透過選擇最適落後期(optimized lag period), 使得解釋變數的落後項可以涵蓋所有相關訊息。

P 階的 VAR 模型可寫成數學式如方程式(3.1):

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + \varepsilon_{yt} \quad (3.1)$$



X_i 為 $(k \times 1)$ 向量，包含 k 個變數； α 為截距項； β_i 為變數落後項之係數矩陣，為 $(k \times k)$ 矩陣； n 為最適落後期；最後， ε_{yt} 為殘差項。

有關選取最適落後期數，可以透過各種資訊評選準則進行。常用的評選標準包括 Akaike(1973) 以最大概似法而產生的 AIC 準則 (Akaike Information Criterion)、Schwarz(1978) 以貝氏法而形成的 SIC (Schwarz Information Criterion)，或稱為 BIC (Bayes Information Criterion, 1978)、以及 HQ 準則 Hannan-Quinn Information Criterion, 1979)。在選擇落後期時，以上述方法可視為選擇最適落後期的輔助判斷，而以 LR test 為主要選擇落後期的依據。本研究以 LR 準則來決定最適落後期數。

$$LR = (T - m) \left(\ln \left| \sum_r \right| - \ln \left| \sum_u \right| \right) \sim X^2(q) \quad (3.2)$$

T = 有效觀測值數量

m = 未受限制式的參數數量，包含常數

\sum_r = 受限模型下所得出之最大概似值

\sum_u = 未受限模型下所得出之最大概似值

q = 限制式的總數量 (等於落後期的 n^2 ， n 是所有變數的數量)

假設 LR 檢定 $<$ 臨界值，則拒絕限制式的虛無假設。LR 檢定較不適合使用在小樣本模型，當模型的樣本數較少時，可使用 AIC 或 SIC 做為最適落後期之準則

$$AIC = T \ln \left| \sum \right| + 2N$$

$$SIC = T \ln \left| \sum \right| + N \ln T$$

$\left| \sum \right|$ = 樣本殘差變異數的估計量

N = 模型中參數的個數

T=有效觀測值的數量

3-4 Granger 因果關係檢定

為區分 VAR 模型中的各變數因果關係，Granger(1969)以「未來發生的事件不會影響過去和現在的事件」為前提，將變數向量拆解成兩組變數群，再根據預測能力界定兩變數群之因果方向。Granger 因果關係檢定，僅能確定變數間是否彼此具有「領先」、「落後」、「獨立」的表徵，並不表示兩者間具有真正的「因果」關係。如將兩定態序列 X、Y 之間的因果關係模型建構如方程式(3.3)、(3.4):

$$X_t = \alpha_{x1} + \sum_{j=1}^m \alpha_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \alpha_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{yt} \quad (3.3)$$

$$Y_t = \beta_{y1} + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{xt} \quad (3.4)$$

α_{x1} 、 β_{y1} 為常數項， ε_{xt} 、 ε_{yt} 為白雜訊(white noise)。兩式之虛無假設是解釋變數之係數為 0，分別為 $H_0: \alpha_{2j} = 0, j = 1, 2, \dots, q$ 及 $H_0: \beta_{2j} = 0, j = 1, 2, \dots, q$ ，檢定結果有四種情況:

- (1) 若 $\alpha_{2j} \neq 0, j = 1, 2, \dots, q$ 且 $\beta_{2j} = 0, j = 1, 2, \dots, q$ ，則表示 α_{2j} 具有顯著性， β_{2j} 不具有顯著性，此時表示 Y 領先 X，X 落後 Y(Y Granger 領先 X)
- (2) 若 $\alpha_{2j} = 0, j = 1, 2, \dots, q$ 且 $\beta_{2j} \neq 0, j = 1, 2, \dots, q$ ，則表示 α_{2j} 不具顯著性， β_{2j} 具有顯著性，此時表示 X 領先 Y，Y 落後 X(X Granger 領先 Y)。
- (3) 若 $\alpha_{2j} \neq 0, j = 1, 2, \dots, q$ 且 $\beta_{2j} \neq 0, j = 1, 2, \dots, q$ ，則表示 α_{2j} 、 β_{2j} 均具有顯著性，則表示 X、Y 相互影響，存在有雙向回饋關係。
- (4) 若 $\alpha_{2j} = 0, j = 1, 2, \dots, q$ 且 $\beta_{2j} = 0, j = 1, 2, \dots, q$ ，則表示 α_{2j} 、 β_{2j} 均不具有顯著性，表示 X、Y 間無 Granger 關係。

3-5 衝擊反應函數

衝擊反應函數(Impulse Response Function,IRF)是 Sims(1980)以 VAR 模型為基本架構發展出統計方法。IRF 係指在一時間序列模型中，當某些變數受到未預期外生衝擊(exogenous shock)而變動一個標準差時，自身變數及其它變數對此衝擊隨時間而變化的動態反應過程。此時，透過衝擊反應圖形可以了解變數受到衝擊變化時，所造成的影響是正向或負向、持續性或是短暫效果。

以一個 p 階向量自我迴歸模型 VAR(p)為例

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + e_t$$

Sims(1980)建議將上式經由 Wold 分解定理(Wold Decomposition Theorem)轉換為移動平均(Moving Average,MA)的表示方式，亦即每個變數可以被表示當期和落後期隨機衝擊項的線性組合。過程如下：

將上式移項後
$$Y_t - A_1 Y_{t-1} - A_2 Y_{t-2} - \cdots - A_p Y_{t-p} = A_0 + e_t$$

以落後運算元 L 表示
$$Y_t(I - A_1 L - A_2 L^2 - \cdots - A_p L^p) = A_0 + e_t$$

$$Y_t = \frac{A_0}{(I - A_1 L - A_2 L^2 - \cdots - A_p L^p)} + \frac{e_t}{(I - A_1 L - A_2 L^2 - \cdots - A_p L^p)}$$

$$Y_t = C + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i}$$

其中，C 為(n × 1)的常數向量。 Φ_i 為(n × n)矩陣，且 $\Phi_0=1$ (單位矩陣)。誤差項 ε_{t-i} 用以解釋第t - i期的未預期衝擊。上式表示每個變數 Y_t 皆可由系統內所有變數的當期及落後期之隨機衝擊項組成，可獲得唯一的組合。其理由是各向量可能會有同期相關的現象，並且某變數變動可能會伴隨另一變數變動。若隨機衝擊項和當期無關，即可直接求得唯一預測誤差變異數的分解百分比。但是當一般隨機衝擊

項具有當期相關時，則必須利用 Cholesky 分解定理來處理正交化過程 (orthogonalization)，以去除 VAR 模型中預測誤差項之間的當期相關。這指明在上式中放入一個下三角矩陣(lower triangular matrix) $V(VV' = I)$ 則上式可改寫為:

$$Y_t = C + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i V V' \varepsilon_{t-i}$$

將上式進一步簡化為:

$$Y_t = C + \sum_{i=0}^{\infty} (\Phi_i V)(V' \varepsilon_{t-i}) = C + \sum_{i=0}^{\infty} \Omega_i \omega_{t-i}$$

$\omega_{t-i} = V' \varepsilon_{t-i}$ 為一個與序列無關且與當期無關之正交化隨機衝擊項，根據上式可獲得對角化的共變異矩陣，還有由上式 VAR 模型的移動平均可知，每個變數皆可寫成隨機衝擊項的函數。係數矩陣 Ω_i 是第 N 行第 M 列元素，表示系統是變數 N 對變數 M 的一個標準誤差之正交化衝擊的 i 級脈衝反應，故由 Ω_i 的大小，即能觀測到模型中變數之間的相互關係，同時能觀察到發生衝擊之影響是持續性或反覆地，是正向或負向，影響程度大小以及影響時間長短。

3-6 預測誤差變異數分解

藉著 VAR 模型產生之預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition, Variance Decomposition)，可以衡量每個變數的預測誤差變異數有多少比例來自於本身衝擊，多少比例來自其它變數的衝擊。變異數分解的用途在於分析 VAR 模型中，那些變數的非預期變動之變異，最能影響其它變數的預測變異。

由於預測誤差變異數分解必須在正交變動過程下分解才有意義，而上式中的正交化隨機衝擊項 ω_{t-i} 為序列無關且當期無關。是以，可由此計算唯一預測誤差

變異數分解的百分比，再由百分比大小來判斷變數間之相對解釋程度。由上式中的正交化干擾項可導出 Y_t 的 k 期預測誤差為：

$$Y_t - \hat{E}_{t-k}[Y_t] = \Omega_0 \omega_t + \Omega_1 \omega_{t-1} + \cdots + \Omega_{k-1} \omega_{t(k-1)}$$

其中， $Y_t - \hat{E}_{t-k}[Y_t] = E[Y_t/Y_{t-k}, Y_{t-k-1}, \dots]$ 表示在 $t-k$ 期時，利用 $t-k$ 期前所有的資訊，對第 t 期做預測時可能產生的誤差，同時，由 k 階的預測誤差可求得預測誤差的共變異數矩陣為：

$$\begin{aligned} & E(Y_t - \hat{E}_{t-k}[Y_t])(Y_t - \hat{E}_{t-k}[Y_t])' \\ &= \Omega_0 E(\omega_t \omega_t') \Omega_0' + \Omega_1 E(\omega_t \omega_t') \Omega_1' + \Lambda + \Omega_{k-1} E(\omega_t \omega_t') \Omega_{k-1}' \end{aligned}$$

上式係說明每一個變數預測誤差項的變異數皆可表示為所有變異數的加權總合，權數大小則決定於 Ω_k 之矩陣元素，故透過 VAR 模型的移動平均中之係數矩陣 Ω ，可對各變數之預測 k 階誤差變異數進行分解，由預測變異分解百分比的大小，即可判斷各個變數變異的來源和外生性的相對強弱了。

第四章 實證結果



4-1 相關係數分析

本研究各變數的原始資料相關係數列於表 4-1。相關係數檢定表列於表 4-2，

相關係數分析顯示：

- (1) 道瓊工業指數與道瓊運輸指數相關係數高達 0.95，表明美股之間的同向走勢且高度正相關。
- (2) 道瓊工業指數與零售銷售數相關係數高達 0.85，顯示因美國的消費佔當年 GDP 最大比例，零售銷售數字與股價關聯性高。
- (3) 道瓊工業指數與 PMI 製造業指數相關係數為 0.289，呈現正向相關性。
- (4) 道瓊工業指數相關係數與新屋開工數字呈現負相關性，房地產為景氣的火車頭，此負向相關應為反應時間落差導致。
- (5) 道瓊工業指數與失業率之相關係數檢定結果不顯著。
- (6) 道瓊運輸指數與失業率相關係數為正向相關性 0.133，與零售銷售數字相關係數高達 0.921，呈現正向相關性，除可解釋為同向變動外，經濟直觀或可表示零售銷售的興衰，可直接且高度影響運輸業的業務需求量。
- (7) 道瓊運輸指數與 PMI 製造業指數相關係數為 0.277，呈現正向相關性而與新屋開工數相關係數為-0.443，呈現負向相關性，直觀而言，新屋開工數字上升應有助運輸業之需求上升，方向不同應為需求上升或下降所產生的時間落差導致。



表 4-1 變數相關係數表

Correlation	INDU	NEW_HOUSE	PMI	RETAIL_SALES	TRAN	UNEMPLOYMENT_RATE
INDU	1.000					
NEW_HOUSE	-0.303	1.000				
PMI	0.289	0.117	1.000			
RETAIL_SALES	0.850	-0.333	0.284	1.000		
TRAN	0.950	-0.443	0.277	0.921	1.000	
UNEMPLOYMENT_RATE	-0.054	-0.772	0.144	0.126	0.133	1.000

表 4-2 變數相關係數檢定表

Probability	INDU	NEW_HOUSE	PMI	RETAIL_SALES	TRAN	UNEMPLOYMENT_RATE
INDU	-----					
NEW_HOUSE	0	-----				
PMI	0.0001	0.107	-----			
RETAIL_SALES	0	0	0.0001	-----		
TRAN	0	0	0.0001	0	-----	
UNEMPLOYMENT_RATE	0.4571	0	0.0482	0.0828	0.0677	-----

說明:t-Statistic

資料來源:本研究整理

4-2 向量自我迴歸 VAR 模型

在確定研究資料屬於定態序列後，本研究依據 VAR 模型建構最適落後項建議 (如表 4-3 所示)，選用 LR test 準則建議之落後五期之 VAR 模型，建構包含所有研究變數之模型進行估計。

表 4-3 以 VAR 模型運用各種資訊評選準則選取最適落後期

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LOG_INDU_) D(LOG_NEW_HOUSE_) D(LOG_PMI_) D(LOG_TRAN_)

D(LOG_RETAIL_SALES_) D(UNEMPLOYMENT_RATE)

Exogenous variables: C

Sample: 2000M01 2015M10

Included observations: 181

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1846.245	NA	5.94e-17	-20.33420	-20.22817*	-20.29121
1	1919.984	141.7750	3.92e-17	-20.75121	-20.00901	-20.45030*
2	1963.797	81.33253	3.60e-17*	-20.83754*	-19.45918	-20.27872
3	1986.986	41.50926	4.16e-17	-20.69598	-18.68145	-19.87925
4	2009.746	39.23256	4.84e-17	-20.54968	-17.89899	-19.47503
5	2052.910	71.54227*	4.52e-17	-20.62884	-17.34198	-19.29628
6	2080.586	44.03698	5.03e-17	-20.53686	-16.61384	-18.94638
7	2104.878	37.04283	5.84e-17	-20.40750	-15.84831	-18.55910
8	2129.745	36.26921	6.79e-17	-20.28447	-15.08912	-18.17817

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

使用所有變數進行 VAR(5)模型之估計結果列於表 4-4，可發現以下幾組影響性：

(1) 道瓊工業指數變動與過去本身股價指數變動無關，顯示各期股價指數缺乏持續性效果，或是符合效率市場假說(efficient market hypothesis)。道瓊工業指數不受道瓊運輸指數影響，道瓊工業指數受落後一期的新屋開工數正向影響及落後四期的新屋開工數負向影響；受落後四期的 PMI 製造業指數正向影響及落後三期及四期之零售銷售數正向影響。顯示當房屋銷售出現回升代表景氣即將復甦，對股市有正向影響，PMI 指數上揚象徵景氣復甦在望，對股票市場有正向影響。美國民間消費佔整體 GDP 最大比率，而零售銷售又佔消費項中約四成比重，零售銷售持續成長，表示民間消費熱絡，景氣將可持續擴張，股票市場因此有正面影響，與預期影響方向一致。

(2) 新屋開工數字受自身落後一期及落後二期負向影響，而受自身落後四期及落後五期正向影響，顯示新屋開工數字受自身影響大；受落後一期 PMI 製造業指數正向影響；受落後一期零售銷售數字正向影響；受落後三期失業率負向影響；受落後五期道瓊運輸指數負向影響。直觀來看，新屋開工數增加代表預估未來景氣好轉，民眾對耐久財需求上升，當 PMI 製造業指數上升，零售銷售數增加帶動對新屋開工數正向影響符合預期影響方向。失業率上升恐影響民眾購買耐久財意願，對新屋開工數有負向影響。

(3) PMI 製造業指數受落後一期道瓊工業指數正向影響；受落後五期道瓊運輸指數負向影響；受零售銷售數落後二期正向影響；受落後一期及五期失業率正向影響，顯示股價與零售銷售數上升表示景氣樂觀，激勵製造業信心同步上漲。

(4) 道瓊運輸指數不受道瓊工業指數影響，亦不受自身影響；受落後一期新

屋開工數正向影響，受落後四期新屋開工數負向影響；受落後四期 PMI 製造業指數正向影響；受零售銷售數落後一期、落後三期及落後四期正向影響，若新屋開工、製造業及零售銷售需求暢旺，會帶動運輸業需求增加顯示道瓊運輸指數受上游產業需求帶動影響。

(5)零售銷售數受落後五期道瓊工業指數正向影響；受落後五期道瓊運輸指數正向影響；受零售銷售數落後一期、落後二期負向影響；受落後五期失業率負向影響，顯示零售銷售數受自身影響大，股市及道瓊運輸指數與零售銷售數呈現相互影響關係，而失業率上升則會影響民眾消費意願。

(6)失業率受自身落後二期、落後五期正向影響；受落後二期道瓊工業指數負向影響；受落後五期新屋開工數負向影響；受零售銷售數落後一期、落後三期負向影響，顯示失業率受自身影響以及股價指數、景氣循環影響。

表 4-4 各變數落後5期之VAR模型估計值

	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
D(LOG_INDU_(-1))	-0.033348 (-0.12665) [-0.26330]	0.103691 (-0.21131) [0.49072]	0.206802 (-0.09888) [2.09141]**	0.123561 (-0.16889) [0.73159]	0.042976 (-0.03249) [1.32289]	0.068224 (-0.43791) [0.15579]
D(LOG_INDU_(-2))	-0.175963 (-0.12851) [-1.36927]	0.327847 (-0.2144) [1.52913]	0.119558 (-0.10033) [1.19165]	-0.081929 (-0.17137) [-0.47809]	-0.005427 (-0.03296) [-0.16464]	-0.738027 (-0.44433) [-1.66101]*
D(LOG_INDU_(-3))	-0.075814 (-0.13118) [-0.57796]	-0.173248 (-0.21885) [-0.79162]	-0.012872 (-0.10241) [-0.12569]	-0.165068 (-0.17493) [-0.94365]	-0.009797 (-0.03365) [-0.29117]	0.143438 (-0.45355) [0.31626]
D(LOG_INDU_(-4))	-0.015058 (-0.13048) [-0.11541]	-0.031469 (-0.21769) [-0.14456]	0.01628 (-0.10187) [0.15981]	-0.035239 (-0.17399) [-0.20253]	-0.003955 (-0.03347) [-0.11817]	0.056149 (-0.45113) [0.12446]
D(LOG_INDU_(-5))	-0.040316 (-0.12681) [-0.31792]	0.200232 (-0.21157) [0.94640]	0.13541 (-0.09901) [1.36769]	-0.202616 (-0.16911) [-1.19815]	0.060667 (-0.03253) [1.86513]*	-0.22432 (-0.43846) [-0.51160]
D(LOG_NEW_HOUSE_(-1))	0.089639 (-0.0495) [1.81096]*	-0.533628 (-0.08258) [-6.46183]***	0.01517 (-0.03864) [0.39255]	0.160166 (-0.06601) [2.42652]**	0.00878 (-0.0127) [0.69154]	-0.201611 (-0.17114) [-1.17803]
D(LOG_NEW_HOUSE_(-2))	0.021447 (-0.05621) [0.38158]	-0.227689 (-0.09377) [-2.42810]**	-0.03053 (-0.04388) [-0.69575]	0.052859 (-0.07495) [0.70525]	0.018517 (-0.01442) [1.28441]	-0.156892 (-0.19433) [-0.80733]
D(LOG_NEW_HOUSE_(-3))	-0.038355 (-0.05752) [-0.66681]	0.027733 (-0.09597) [0.28899]	0.000349 (-0.04491) [0.00777]	-0.048476 (-0.07671) [-0.63197]	0.020023 (-0.01475) [1.35712]	-0.08977 (-0.19888) [-0.45137]
D(LOG_NEW_HOUSE_(-4))	-0.100565 (-0.05504) [-1.82722]*	0.156132 (-0.09182) [1.70036]*	-0.048469 (-0.04297) [-1.12801]	-0.127044 (-0.07339) [-1.73101]*	0.0132 (-0.01412) [0.93506]	-0.13737 (-0.19029) [-0.72189]
D(LOG_NEW_HOUSE_(-5))	-0.042436 (-0.04811) [-0.88213]	0.168187 (-0.08026) [2.09553]**	0.027113 (-0.03756) [0.72190]	-0.095149 (-0.06415) [-1.48321]	0.004863 (-0.01234) [0.39411]	-0.287269 (-0.16633) [-1.72709]*

	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
D(LOG_PMI_(-1))	0.132984 (-0.10084) [1.31873]	0.47105 (-0.16824) [2.79981]***	0.038788 (-0.07873) [0.49267]	0.083826 (-0.13448) [0.62335]	0.000641 (-0.02587) [0.02477]	-0.340177 (-0.34867) [-0.97564]
D(LOG_PMI_(-2))	0.129392 (-0.10193) [1.26946]	0.109278 (-0.17005) [0.64262]	0.092898 (-0.07958) [1.16740]	0.145648 (-0.13592) [1.07157]	0.007156 (-0.02614) [0.27371]	-0.393734 (-0.35242) [-1.11724]
D(LOG_PMI_(-3))	0.046007 (-0.10069) [0.45692]	0.008499 (-0.16799) [0.05059]	-0.013859 (-0.07861) [-0.17630]	0.132764 (-0.13427) [0.98878]	-0.011414 (-0.02583) [-0.44194]	0.196271 (-0.34814) [0.56378]
D(LOG_PMI_(-4))	0.181004 (-0.09823) [1.84269]**	-0.214898 (-0.16388) [-1.31130]	-0.04217 (-0.07669) [-0.54988]	0.426167 (-0.13099) [3.25346]***	0.026727 (-0.0252) [1.06079]	-0.164922 (-0.33963) [-0.48559]
D(LOG_PMI_(-5))	-0.030617 (-0.09311) [-0.32881]	0.226706 (-0.15535) [1.45935]	0.027103 (-0.0727) [0.37283]	-0.11274 (-0.12417) [-0.90797]	0.006125 (-0.02388) [0.25646]	-0.296872 (-0.32194) [-0.92213]
D(LOG_TRAN_(-1))	-0.000176 (-0.08954) [-0.00197]	0.019604 (-0.14938) [0.13123]	0.066124 (-0.0699) [0.94592]	-0.034379 (-0.1194) [-0.28793]	-0.019381 (-0.02297) [-0.84391]	-0.177372 (-0.30958) [-0.57294]
D(LOG_TRAN_(-2))	-0.028183 (-0.08888) [-0.31709]	-0.035167 (-0.14829) [-0.23715]	-0.074066 (-0.06939) [-1.06734]	-0.193615 (-0.11853) [-1.63352]	-0.01218 (-0.0228) [-0.53427]	0.424285 (-0.30732) [1.38061]
D(LOG_TRAN_(-3))	0.016387 (-0.08852) [0.18513]	-0.017909 (-0.14768) [-0.12127]	0.067151 (-0.06911) [0.97169]	0.043124 (-0.11804) [0.36534]	-0.005542 (-0.0227) [-0.24411]	-0.287222 (-0.30605) [-0.93847]
D(LOG_TRAN_(-4))	-0.004113 (-0.08757) [-0.04696]	-0.217158 (-0.1461) [-1.48637]	-0.025703 (-0.06837) [-0.37594]	-0.054755 (-0.11678) [-0.46889]	-0.002166 (-0.02246) [-0.09641]	-0.157096 (-0.30278) [-0.51885]
D(LOG_TRAN_(-5))	0.016138 (-0.08709) [0.18530]	-0.36448 -0.1453 [-2.50843]**	-0.210199 (-0.06799) [-3.09139]***	0.022586 -0.11614 [0.19447]	-0.049356 (-0.02234) [-2.20942]**	0.167358 (-0.30113) [0.55578]

	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
	0.507665	1.342969	0.394778	0.860589	-0.329285	-2.067803
D(LOG_RETAIL_SALES_(-1))	(-0.32693)	(-0.54544)	(-0.25524)	(-0.43596)	(-0.08386)	(-1.13037)
	[1.55284]	[2.46219]**	[1.54669]	[1.97400]**	[-3.92680]***	[-1.82932]*
	0.032212	-0.085413	0.685199	0.113757	-0.169307	-1.084104
D(LOG_RETAIL_SALES_(-2))	(-0.35875)	(-0.59854)	(-0.28009)	(-0.4784)	(-0.09202)	(-1.24041)
	[0.08979]	[-0.14270]	[2.44637]**	[0.23778]	[-1.83991]*	[-0.87399]
	0.762035	0.407941	0.400518	1.601665	-0.087004	-2.248684
D(LOG_RETAIL_SALES_(-3))	(-0.36113)	(-0.60251)	(-0.28195)	(-0.48158)	(-0.09263)	(-1.24864)
	[2.11012]**	[0.67707]	[1.42055]	[3.32587]***	[-0.93927]	[-1.80091]*
	1.029258	0.283559	0.395347	1.472418	-0.043937	-0.571598
D(LOG_RETAIL_SALES_(-4))	(-0.37194)	(-0.62054)	(-0.29039)	(-0.49599)	(-0.0954)	(-1.28602)
	[2.76723]***	[0.45695]	[1.36145]	[2.96862]***	[-0.46054]	[-0.44447]
	0.255106	0.785037	0.445323	0.57824	-0.105216	-0.79846
D(LOG_RETAIL_SALES_(-5))	(-0.35133)	(-0.58614)	(-0.27429)	(-0.4685)	(-0.09011)	(-1.21473)
	[0.72612]	[1.33933]	[1.62356]	[1.23425]	[-1.16759]	[-0.65732]
	-0.001212	-0.06209	0.03449	0.004664	-0.006165	0.004308
D(UNEMPLOYMENT_RATE(-1))	(-0.02267)	(-0.03782)	(-0.0177)	(-0.03023)	(-0.00581)	(-0.07838)
	[-0.05345]	[-1.64173]	[1.94881]*	[0.15429]	[-1.06021]	[0.05496]
	-0.015966	0.034242	0.017117	0.00552	0.002116	0.152418
D(UNEMPLOYMENT_RATE(-2))	(-0.02297)	(-0.03832)	(-0.01793)	(-0.03062)	(-0.00589)	(-0.0794)
	[-0.69523]	[0.89369]	[0.95464]	[0.18024]	[0.35927]	[1.91950]*
	-0.01025	-0.067963	0.016321	-0.044718	-0.004797	0.033284
D(UNEMPLOYMENT_RATE(-3))	(-0.02289)	(-0.03818)	(-0.01787)	(-0.03052)	(-0.00587)	(-0.07913)
	[-0.44787]	[-1.77988]*	[0.91340]	[-1.46520]	[-0.81720]	[0.42060]
	-0.005644	0.028652	-0.01546	0.004933	-0.004416	-0.004738
D(UNEMPLOYMENT_RATE(-4))	(-0.02251)	(-0.03756)	(-0.01758)	(-0.03002)	(-0.00577)	(-0.07784)
	[-0.25068]	[0.76279]	[-0.87955]	[0.16430]	[-0.76474]	[-0.06086]
	0.007531	-0.003388	0.04647	-0.006489	-0.00941	0.305014
D(UNEMPLOYMENT_RATE(-5))	(-0.02212)	(-0.0369)	(-0.01727)	(-0.02949)	(-0.00567)	(-0.07647)
	[0.34053]	[-0.09181]	[2.69128]***	[-0.22004]	[-1.65881]*	[3.98872]***

說明: 1. []內為t統計值。

2. (***)、(**)、(*)分別表示1%、5%及10%信賴水準下的顯著結果;1%信賴水準臨界值為±2.576，5%信賴水準臨界值為±1.96，10%信賴水準臨界值為±1.645。

3.落後期之選用採取LR檢定，最適落後期為5期。

4-3 Granger 因果關係檢定



本研究各變數間的Granger檢定結果如表4-5所示，另依信賴水準區間整理列於表4-6並說明如下：

(1) 在1%信賴水準下，失業率Granger領先PMI製造業指數，顯示製造業的興衰會率先反應在企業的雇用狀況；零售銷售數字Granger領先道瓊運輸指數，顯示運輸業股價受上游產業需求影響。

(2) 在5%信賴水準下，零售銷售數Granger領先道瓊工業指數，顯示美股受到GDP佔比最大的民間消費影響；PMI製造業指數Granger領先新屋開工數，顯示新屋開工會受到製造業景氣影響；道瓊運輸指數Granger領先PMI製造業指數，和文獻中股價指數領先總體變數的情況相符合；PMI製造業指數Granger領先道瓊運輸指數，顯示運輸業股價受上游產業需求影響。

(3) 在10%信賴水準下，新屋開工數 Granger領先道瓊運輸指數，顯示運輸業股價受上游產業需求影響；零售銷售數Granger領先新屋開工數，顯示新屋開工受到零售銷售景氣影響。

由圖4-1所示：

- (1) 零售銷售數Granger領先道瓊工業指數、道瓊運輸指數及新屋開工數。
- (2) 道瓊運輸指數Granger領先PMI製造業指數，並且和PMI製造業指數相互領先。
- (3) 新屋開工數Granger領先道瓊運輸指數。
- (4) PMI製造業指數Granger領先新屋開工數及道瓊運輸指數，並和道瓊運輸指數相互領先。
- (5) 失業率Granger領先PMI製造業指數。

(6) 道瓊工業指數未領先其他指數。

Granger檢定結果顯示，道瓊運輸指數和道瓊工業指數並無「領先-落後」關係，道瓊運輸指數受有運輸需求的新屋開工數、PMI製造業指數及零售銷售數影響。零售銷售數和PMI製造業指數Granger領先新屋開工數字，因房屋是耐久財中的特殊項目，從開始興建到完工通常需要一年以上的時間，在開工前需審慎考慮未來景氣狀況，因而受到零售銷售數及PMI製造業指數的影響。失業率Granger領先PMI製造業指數，顯示製造業的興衰會率先反應在企業的雇用狀況。零售銷售數Granger領先道瓊工業指數，顯示美股受到GDP佔比最大的民間消費影響。



表4-5 Granger 因果關係實證結果

Dependent variable: D(LOG_INDU_)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_NEW_HOUSE_)	7.182230	5	0.2074
D(LOG_PMI_)	7.148012	5	0.2099
D(LOG_TRAN_)	0.161810	5	0.9995
D(LOG_RETAIL_SALES_)	12.31880	5	0.0307**
D(UNEMPLOYMENT_RATE)	0.851716	5	0.9736
All	33.61204	25	0.1165

Dependent variable: D(LOG_PMI_)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_INDU_)	7.591403	5	0.1802
D(LOG_NEW_HOUSE_)	5.540211	5	0.3536
D(LOG_TRAN_)	14.17814	5	0.0145**
D(LOG_RETAIL_SALES_)	8.629566	5	0.1248
D(UNEMPLOYMENT_RATE)	17.23454	5	0.0041***
All	81.94367	25	0.0000

Dependent variable: D(LOG_RETAIL_SALES_)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_INDU_)	5.739020	5	0.3324
D(LOG_NEW_HOUSE_)	2.398987	5	0.7916
D(LOG_PMI_)	1.541250	5	0.9083
D(LOG_TRAN_)	5.752634	5	0.3310
D(UNEMPLOYMENT_RATE)	7.517691	5	0.1849
All	23.21410	25	0.5651

Dependent variable: D(LOG_NEW_HOUSE_)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_INDU_)	4.872342	5	0.4317
D(LOG_PMI_)	11.56688	5	0.0412**
D(LOG_TRAN_)	8.586191	5	0.1268
D(LOG_RETAIL_SALES_)	9.566096	5	0.0885*
D(UNEMPLOYMENT_RATE)	8.896874	5	0.1132
All	66.29547	25	0.0000

Dependent variable: D(LOG_TRAN_)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_INDU_)	3.028486	5	0.6956
D(LOG_NEW_HOUSE_)	9.700538	5	0.0842*
D(LOG_PMI_)	13.75788	5	0.0172**
D(LOG_RETAIL_SALES_)	19.87538	5	0.0013***
D(UNEMPLOYMENT_RATE)	2.455472	5	0.7832
All	53.82357	25	0.0007

Dependent variable: D(UNEMPLOYMENT_RATE)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG_INDU_)	3.663050	5	0.5989
D(LOG_NEW_HOUSE_)	4.909930	5	0.4270
D(LOG_PMI_)	3.456575	5	0.6300
D(LOG_TRAN_)	4.367324	5	0.4978
D(LOG_RETAIL_SALES_)	6.306178	5	0.2776
All	40.16416	25	0.0281

表4-6 各變數間Granger 因果檢定結果彙整表

1%信賴水準		
UNEMPLOYMENT_RATE	Granger cause	PMI
RETAIL_SALES	Granger cause	TRAN
5%信賴水準		
RETAIL_SALE	Granger cause	INDU
PMI	Granger cause	NEW_HOUSE
TRAN	Granger cause	PMI
PMI	Granger cause	TRAN
10%信賴水準		
RETAIL_SALE	Granger cause	NEW_HOUSE
NEW_HOUSE	Granger cause	TRAN

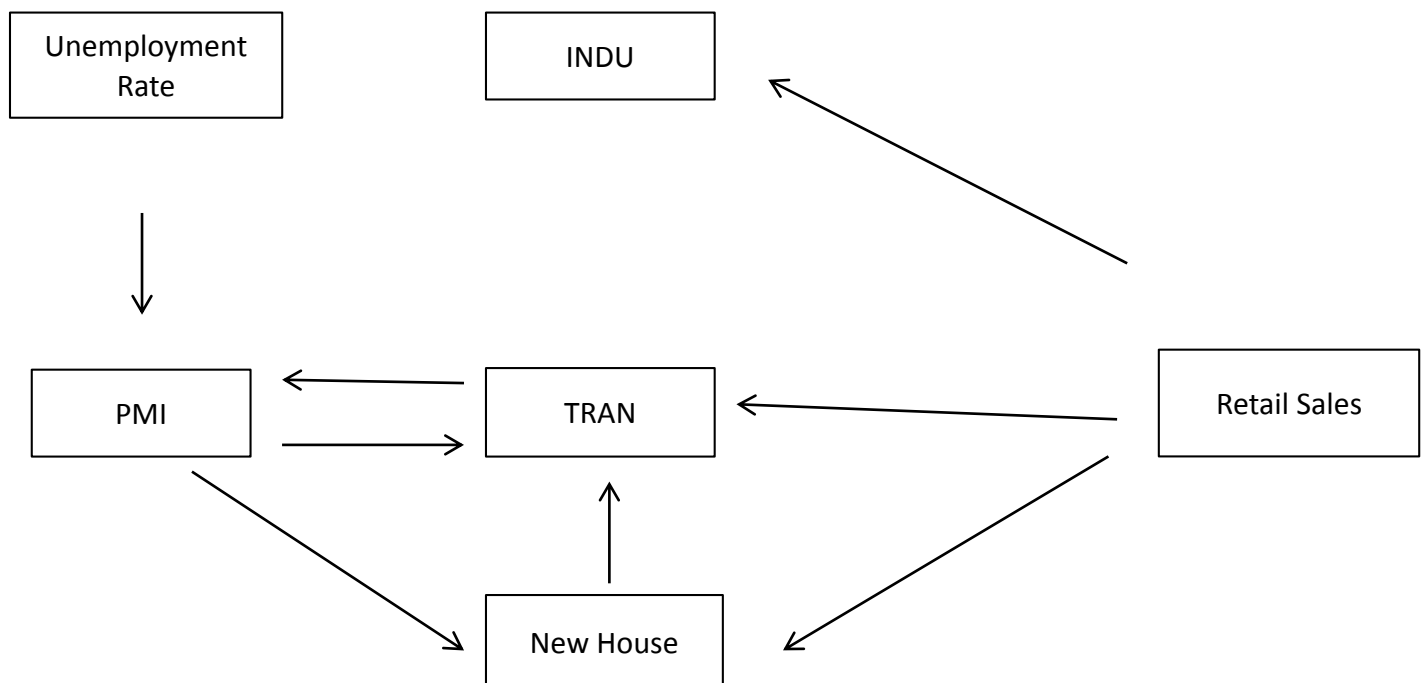


圖4-1 Granger 因果檢定結果關係圖(箭頭表示Granger cause方向)

4-4 衝擊反應函數

本節分別以道瓊運輸指數及道瓊工業指數做為內生變數，觀察其他外生衝擊對此二指數分別引發的動態變化狀況與持續時間，如圖4-2及圖4-3說明如下：

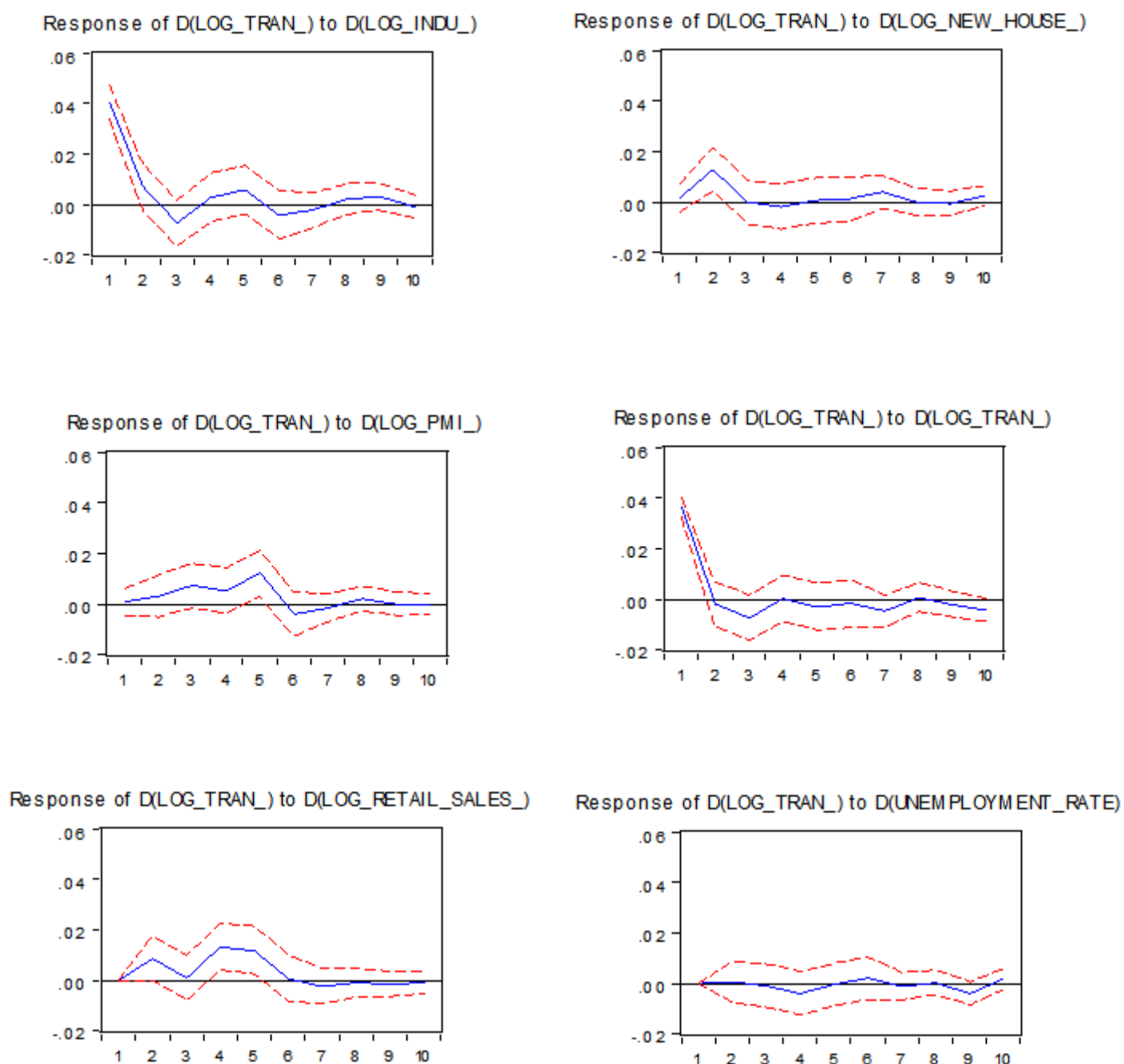


圖4-2 總體變數變動產生的衝擊反應(Tran為內生變數)

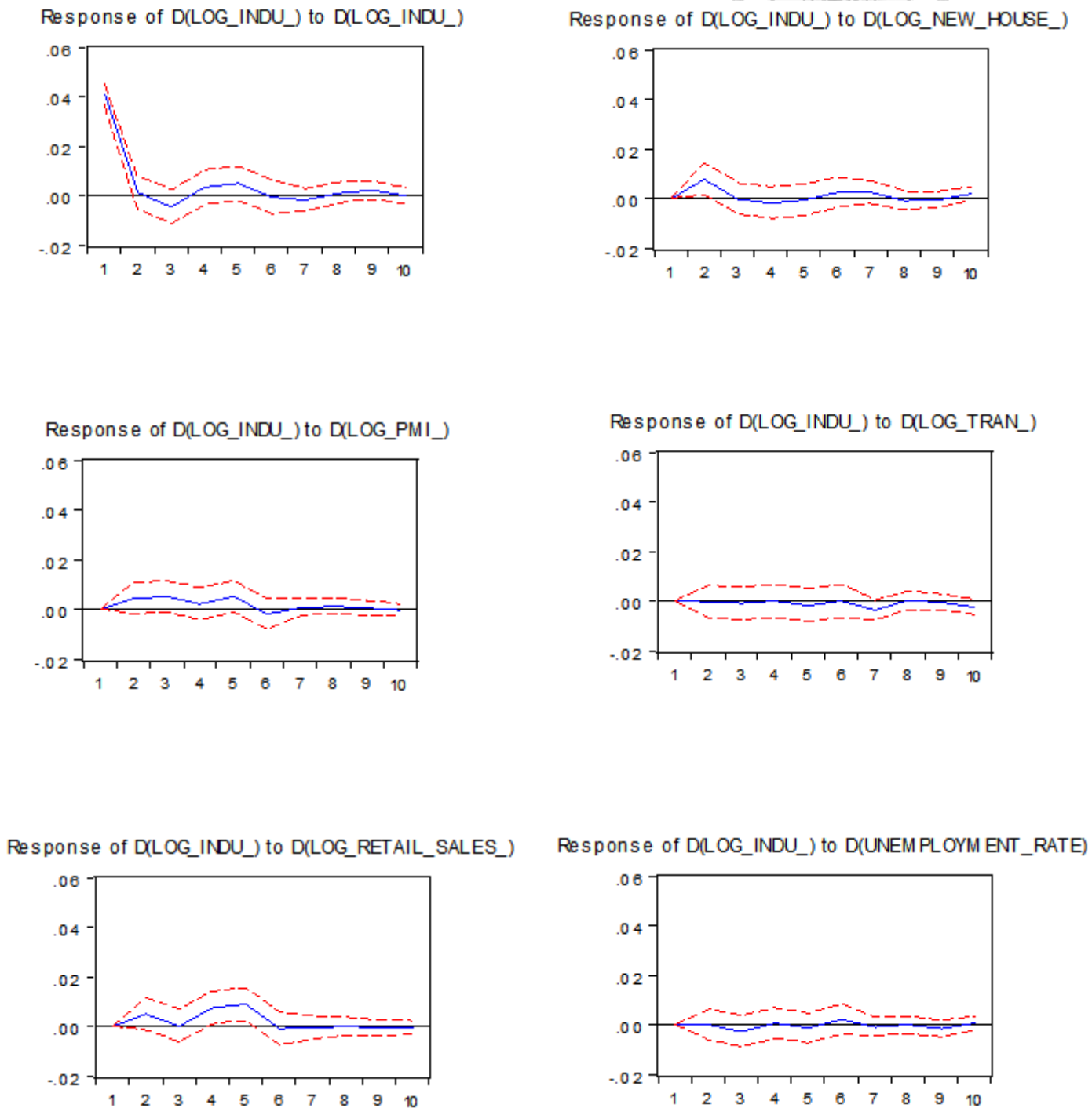


圖4-3 總體變數變動產生的衝擊反應(INDU為內生變數)

圖4-2顯示: 以道瓊運輸指數為內生變數:

(1) 道瓊工業指數對道瓊運輸指數在第一期有顯著正向影響，在第三期後則變得不顯著，但仍持續影響道瓊運輸指數，需較長時間才能再回到穩定狀態。

(2) 新屋開工數對道瓊運輸指數在第一期影響不顯著，但在第二期有顯著正向影響，爾後影響不顯著。

(3) 零售銷售數字第一期對道瓊運輸影響不顯著，到了第四期有顯著正向影響，持續到第六期後影響不顯著。

(4) PMI製造業指數對道瓊運輸指數在第一期影響不顯著，至第五期出現顯著正向影響，爾後影響不顯著。

(5) 而失業率對道瓊運輸指數影響不顯著。

圖4-3顯示: 以道瓊工業指數為內生變數:

(1) 新屋開工數在在第一期對道瓊工業指數影響不顯著，第二期有顯著正向影響，爾後影響不顯著。

(2) 零售銷售數在第一期道瓊工業指數影響不顯著，至第五期有顯著正向影響，爾後影響不顯著。

(3) 其它變數做為外生衝擊對道瓊工業指數均不顯著。

4-5 預測誤差變異數分解

觀察道瓊運輸指數，道瓊工業指數及總體經濟指標的預測誤差變異數分解的實證結果，可分析變數自身變動及其他變數變動所能解釋的程度。由於預測誤差變異數分解的結果，會受變數排列順序影響，故本研究採用相同排序方法，以維

持一致性。表4-9彙整預測誤差變異數分解的實證結果。歸納分析如下：

(1) 道瓊工業指數在第一期時自我解釋能力最高，達100%水準，到第十期時下降至82.81%，顯示其獨立性最強，而其他變數解釋道瓊工業指數的比例僅以零售銷售數第十期的7.49%最高，由此可知，道瓊工業指數受其他變數影響較小。

(2) 新屋開工數的自我解釋能力次高，在第一期為99.85%，至第十期下降至73.89%，而其他變數則隨著期數增加，逐步增加對新屋開工數影響。

(3) PMI製造業指數的自我解釋能力在第一期為95.45%，至第十期時下降至62.54%，其他變數解釋PMI製造業指數的能力以道瓊工業指數至第十期仍有13.46%最高。

(4) 失業率的自我解釋能力在第一期達94.03%的水準，至第十期亦有66.74%水準，顯示其獨立性亦相當高，其它變數解釋該指數的比例以新屋開工數量至第十期的11.01%最高。其它變數解釋失業率的比例皆非常小，由此可知失業率受其他變數影響非常小。

(5) 零售銷售數字在第一期的自我解釋能力為87.24%，至第十期下降為80.35%，而其它變數解釋該指數的比例以道瓊工業指數至第十期的9.02%最高，顯示其獨立性亦相當高。

(6) 道瓊運輸指數在第一期的自我解釋能力最差，僅有44.72%，到第十期更下降至34.85%，而道瓊工業指數在第一期對道瓊運輸指數的解釋能力達55.19%，至第十期雖下降亦有43.90%，顯示道瓊運輸指數的獨立性最弱且受道瓊工業指數影響甚大，在道瓊運輸指數產生預測誤差時，其他變數能解釋道瓊運輸指數的比例以道瓊工業指數最高，零售銷售數字在第十期亦有9.45%次之。

表 4-7 預測變異數誤差分解

Variance Decomposition of D(LOG_INDU_):

Period	S.E.	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
1	0.0411	100	0	0	0	0	0
2	0.0423	94.181	3.356	1.0627	0.0122	1.3869	0.0016
3	0.043	92.469	3.255	2.4341	0.0841	1.3442	0.4132
4	0.0438	89.506	3.2998	2.5605	0.0826	4.1397	0.4109
5	0.0453	84.913	3.122	3.6397	0.234	7.6061	0.4852
6	0.0455	84.317	3.3484	3.7832	0.2338	7.5998	0.7176
7	0.0458	83.431	3.5922	3.7559	0.9522	7.5224	0.7467
8	0.0458	83.342	3.6228	3.8254	0.951	7.5106	0.7477
9	0.0459	83.188	3.6325	3.8214	0.9612	7.5048	0.8921
10	0.046	82.807	3.7489	3.8167	1.2377	7.4942	0.8955

Variance Decomposition of D(LOG_NEW_HOUSE_):

Period	S.E.	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
1	0.0685	0.1457	99.854	0	0	0	0
2	0.0785	2.0748	90.749	3.3501	0.0133	2.6274	1.1851
3	0.0806	4.3017	86.234	3.2357	0.0131	3.4485	2.7671
4	0.0842	5.848	81.612	3.0606	0.3083	4.4396	4.731
5	0.085	6.1718	80.062	3.3278	0.5257	4.4465	5.4658
6	0.0878	6.1753	75.161	5.307	2.7812	4.883	5.692
7	0.0883	6.3097	74.552	5.5044	2.9476	5.0541	5.6317
8	0.0888	6.4862	74.292	5.4916	2.92	5.0941	5.7159
9	0.0891	6.4457	73.944	5.4499	3.146	5.1479	5.8664
10	0.0894	6.5463	73.888	5.4131	3.1918	5.1288	5.8322

Variance Decomposition of D(LOG_PMI_):

Period	S.E.	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
1	0.0321	2.5363	2.0139	95.45	0	0	0
2	0.035	14.222	1.8003	80.3	0.4333	1.4058	1.8383
3	0.0365	14.994	1.6717	75.117	1.4223	4.7753	2.0191
4	0.0368	14.868	1.7214	74.301	1.6635	4.8365	2.6098
5	0.0373	14.473	2.0366	72.285	1.8448	6.2965	3.0638
6	0.0394	13.584	2.032	65.094	6.4752	6.8911	5.924
7	0.0398	13.677	3.0315	63.78	6.423	7.2279	5.8605
8	0.04	13.568	3.011	63.368	6.3747	7.4064	6.2714
9	0.0402	13.624	2.992	62.688	6.3013	8.1689	6.2249
10	0.0405	13.463	3.0171	62.535	6.2365	8.5674	6.1811

Variance Decomposition of D(LOG_TRAN_):

Period	S.E.	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
1	0.0547	55.19	0.0712	0.0199	44.719	0	0
2	0.0574	51.682	5.0596	0.2982	40.757	2.1909	0.0125
3	0.0588	50.805	4.8194	1.7784	40.445	2.1126	0.0397
4	0.0607	47.896	4.6232	2.3625	37.959	6.6706	0.4885
5	0.0634	44.802	4.2474	5.8539	35.073	9.5688	0.4552
6	0.0638	44.79	4.2253	6.2163	34.754	9.4696	0.5438
7	0.0642	44.34	4.5273	6.1941	34.873	9.4889	0.5768
8	0.0643	44.331	4.5171	6.2767	34.803	9.4963	0.5763
9	0.0645	44.18	4.4911	6.2271	34.644	9.4901	0.9678
10	0.0647	43.898	4.597	6.1849	34.845	9.4472	1.028

Variance Decomposition of D(LOG_RETAIL_SALES_):

Period	S.E.	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
1	0.0105	8.5078	3.3686	0.1652	0.7183	87.24	0
2	0.0111	7.6937	3.0527	0.1933	0.8201	87.653	0.5868
3	0.0112	8.521	3.5136	0.4574	0.8099	85.943	0.7555
4	0.0112	8.4515	3.554	0.5164	0.8048	85.209	1.4642
5	0.0113	8.6102	3.5958	1.1657	0.8033	84.321	1.5038
6	0.0116	8.9419	3.4686	1.1372	3.2447	80.813	2.3949
7	0.0116	8.8739	3.566	1.1751	3.2841	80.686	2.415
8	0.0116	8.9714	3.5938	1.2106	3.2785	80.519	2.4264
9	0.0117	9.0374	3.5973	1.214	3.2786	80.447	2.4255
10	0.0117	9.0235	3.6379	1.2258	3.337	80.347	2.4291

Variance Decomposition of D(UNEMPLOYMENT_RATE):

Period	S.E.	D(LOG_INDU_)	D(LOG_NEW_HOUSE_)	D(LOG_PMI_)	D(LOG_TRAN_)	D(LOG_RETAIL_SALES_)	D(UNEMPLOYMENT_RATE)
1	0.142	0.8509	3.3691	1.2151	0.2332	0.3013	94.031
2	0.1459	1.6103	5.017	1.7838	0.3211	2.2229	89.045
3	0.1529	4.947	5.4432	2.3975	1.7072	2.2899	83.215
4	0.157	6.286	5.7952	2.348	1.8192	4.7988	78.953
5	0.1596	6.7409	7.0251	2.8876	1.7655	4.8325	76.748
6	0.1709	6.7622	10.29	3.0451	2.0459	4.9527	72.904
7	0.1737	7.2335	10.002	3.5894	2.4055	5.9542	70.815
8	0.1773	7.9485	10.508	4.2044	2.9941	6.0565	68.288
9	0.1787	7.9996	10.67	4.2354	3.0776	6.5347	67.483
10	0.1797	8.0138	11.011	4.2788	3.3204	6.64	66.736

資料來源:本研究整理

第五章 結論與建議



5-1 結論

本研究探討道瓊運輸指數和美國股價及景氣的關聯性，以及了解道瓊運輸指數與美股、景氣之間「領先—落後」關係及預測能力。本文採取向量自我迴歸模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應函數及預測變異數誤差分解進行實證研究。

綜合實證結果可得下列結論：

(1) 向量自我迴歸模型實證結果可知，道瓊工業指數變動與過去本身股價指數變動無關，顯示各期股價指數缺乏持續性效果。道瓊工業指數受落後一期新屋開工數正向影響及落後四期新屋開工數負向影響；受落後四期 PMI 製造業指數正向影響及落後三期及四期零售銷售數正向影響。道瓊運輸指數不受道瓊工業指數影響，亦不受自身影響；受落後一期新屋開工數正向影響，受落後四期新屋開工數負向影響；受落後四期 PMI 製造業指數正向影響；受零售銷售數落後一期、落後三期及落後四期正向影響。

(2) 在 Granger 因果關係檢定中，零售銷售數 Granger 領先道瓊工業指數、道瓊運輸指數及新屋開工數；新屋開工數 Granger 領先道瓊運輸指數，而 PMI 製造業指數與道瓊運輸指數分別在 5% 及 10% 信賴水準下，出現相互領先情形；PMI 製造業指數 Granger 領先新屋開工數；失業率 Granger 領先 PMI 製造業指數。道瓊運輸指數對道瓊工業指數在 Granger 因果關係檢定下不顯著。

(3) 衝擊反應函數分析顯示，以道瓊運輸指數為內生變數，道瓊工業指數對道瓊運輸指數在第一期有顯著正向影響，而影響在第三期後變得不顯著，但仍持續影響道瓊運輸指數，需較長時間才能再回到穩定狀態。新屋開工數對道瓊運輸

指數在第一期影響不顯著，而在第二期有顯著正向影響，爾後影響不顯著。零售銷售數字第一期對道瓊運輸影響不顯著，到第四期有顯著正向影響，持續到第六期後影響不顯著。PMI製造業指數對道瓊運輸指數在第一期影響不顯著，至第五期出現顯著正向影響，爾後影響不顯著。失業率對道瓊運輸指數影響不顯著。以道瓊工業指數為內生變數時，除新屋開工數在第二期對道瓊工業指數有顯著正向影響，爾後影響不顯著，零售銷售數字在第五期對道瓊工業指數有顯著的正向影響，爾後影響不顯著以外，其它變數做為外生衝擊對道瓊工業指數均不顯著。

(4) 從預測變異數誤差分解值來看，道瓊工業指數在第一期時自我解釋能力最高，達100%水準，到第十期時下降至82.81%，顯示其獨立性最強，而其他變數解釋道瓊工業指數的比例僅以零售銷售數字第十期的7.49% 最高，由此可知，道瓊工業指數受其他變數影響較小。道瓊運輸指數在第一期的自我解釋能力最差，僅有44.72%，到第十期更下降至34.85%。而道瓊工業指數在第一期對道瓊運輸指數的解釋能力達55.19%，至第十期雖下降亦有43.90%，顯示道瓊運輸指數的獨立性最弱且受道瓊工業指數影響甚大，在道瓊運輸指數產生預測誤差時，其他變數能解釋道瓊運輸指數的比例以道瓊工業指數最高，零售銷售數字在第十期亦有9.45%次之。

由實證結果來看，道瓊運輸指數對道瓊工業指數無解釋能力，道瓊工業指數對道瓊運輸指數解釋能力高，可解釋此二指數走勢同向且一致，道瓊運輸指數和道瓊工業指數並無「領先-落後」關係，有運輸需求的新屋開工數、PMI製造業指數及零售銷售數和道瓊運輸指數關聯性大，且領先道瓊運輸指數。

5-2 研究建議

在實證研究過程中，本文仍有進一步研討方向，相關建議供日後研究發展方向的參考。

(1) 本研究僅探討道瓊運輸指數與美股和總體變數間的相關性及「領先-落後」關係，日後亦可採用油價等和運輸產業成本相關之總體變數納入模型，且可使用共整合檢定及 ARIMA 模型深入探討道瓊運輸指數之預測能力。

(2) 由研究結果與文獻可知，道瓊運輸指數與總體變數關聯性大，日後研究可以台灣運輸類股編制指數探討和台灣景氣循環之關聯性。



參考文獻



1. 陳和順(1981),「台灣股價變動行為之研究」,淡江大學企業管理研究所碩士論文
2. 陳旭昇(2013),「時間序列分析:總體經濟與財務金融之應用」2版,台北:東華書局。
3. 陳佳妘(2007),「美國經濟指標公佈對美國股市影響分析」,輔仁大學金融研究所碩士論文
4. 陳肇安(2005),「台灣運輸類股指數與 BDI 等國內外相關指數連動性之探討」,中山大學財務管理研究所碩士論文
5. 葉家堯(2014),「波羅的海運價指數與主要國家股價指數之關聯性研究---門檻共整合之應用」,台灣海洋大學航運管理學系碩士論文
6. 劉欣姿(2013),「領先指標預測能力之研究」,經濟研究,13:3 (2013),頁 79-108。
7. 劉祥熹、涂登才(2012),「美國股市及其總體經濟變數間關連性與波動性之研究」,經濟研究,48:1 (2012),頁139-189。
8. 蕭堯仁(2011),「波羅的海乾散貨運價指數與金磚四國股價之關聯性」,航運季刊,第 20 卷第 4 期,第 21-24 頁。
9. 顏嘉欣(2004),「總體經濟指標預測股價指數報酬率之實證研究」,中山大學經濟研究所碩士論文
10. Ang, G Bekaert, M Wei,(2007) " Do macro variables, asset market , or surveys forecast inflation better? " Journal of Monetary Economics 54(4),1163-1212.
11. Blanchard ,Olivier. (1981) "Output, the Stock Market, and Interest Rates" , American Economic Review, vol. 71, issue 1, pages 132-43.
12. Chen , Nai - Fu ,Richard Roll , Stephen A.Ross(1986), "Economic Forces and the Stock Market" ,The Journal of Business, p383-p403.
13. Chen, Shiu-Sheng (2009) "Predicting the Bear Stock Market: Macroeconomic Variables as Leading Indicators," Journal of Banking and Finance, 33:2, 211-223.
14. Choi, J. J., Hauser, S. and Kopecky, K. J. (1999) Does the stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries, Journal of Banking & Finance,

23, 1771 – 92.

15. Domian, D. and D. Louton (1995), "Business Cycle Asymmetry and the Stock Market," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 35, 451-466.
16. Errunza ,Vihang R. , Kedreth Hogan (1998), “Macroeconomic Determinants of European Stock Market Volatility” .
17. FAMA, E. (1981), “Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money” . *American Economic Review*, 71, pp. 545-65.
18. Hjalmarsson ,E. (2010) Predicting global stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45(1): 49-80.
19. Lahiri ,Kajal , Yao ,Vincent Wenxiong,(2006), “Economic indicator for the US transportation sector" ,*Transportation Research Part A*.
20. Lahiri, Kajal, H.O. Stekler, w Yaw, Peg Young,(2002), “Monthly Output Index for the U.S. Transportation Sector” *Transportation Research Part A*.
21. Mankiw, N. Gregory ,David Romer , Matthew Shapiro(1985), ” An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility” , *Journal of Finance* Vol .677-687.
22. Rapach, D., & Wohar, M. R. (2005). Macro variables and International Stock Return Predictability. *International Journal of Forecasting* , 137 -166.
23. Sarpong ,Frederick Asafo-Adjei (2008), “Testing Granger causality with application to Exchange rates for Swedish kronor with GB poundand US dollar.” , Lund University School of Economics and Management Department of Statistic, Master Thesis.
24. Schwert, G. William (1989),” Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?” ,*The Journal of Fimance*. VOL .XLIV,NO.5.
25. Thornton, John(1993), “Money, Output, and Stock Prices in the UK: Evidence on Some (non) Relationships.” *Applied Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, pp. 335-38.
26. Wu, S. J., W. M. Lee and S. Y. You (2013), “Predicting Bear Stock Markets:International Evidence,” *Unpublished Working Paper*. Sadia , Usman .
27. Wu, Shue-Jen, Wei-Ming Lee,(2012) ” Predicting the U.S. bear stock market using the consumption-wealth ratio” , *Economics Bulletin*.

28. Young ,Peg, Ken Notis, Theresa Firestine,(2014),” Transportation Services Index and the Economy-Revisited” , Bureau of Transportation Statistics Technical Report.
29. Young ,Peg, Ph.D.; Ken Notis; Gary Feuerberg, Ph.D.; and Long Nguyen(2007), “Transportation Services Index and the Economy” , Bureau of Transportation Statistics Technical Report.