



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

美國公債殖利率與市場指數關聯性實證研究
An Empirical Study of Relationship between US Treasury
Yield and Market Indices

延任
Jen Yen

指導教授：林建甫 博士
Advisor: CHIEN-FU LIN, Ph.D.

中華民國 111 年 9 月
September, 2022

口試委員會審定書



國立臺灣大學碩士學位論文 口試委員會審定書

美國公債殖利率與市場指數關聯性實證研究
An Empirical Study of Relationship between US Treasury
Yield and Market Indices

本論文係 延任 君（學號 P09323002）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 111 年 09 月 23 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：

林建甫

（指導教授）

謝德文

李顯峰

王柏元

誌謝

工作之餘同時撰寫論文，我想很多在職專班的同伴都會感同身受，在一整天疲勞轟炸下，回家後再默默拾起書本，把已經榨乾的精力再一點一滴敲進論文裡。

碩士論文能夠順利完稿，要由衷感謝指導教授林建甫老師的提攜，不厭煩的從題目發想、架構建立、方法論再到實證結果，過程經老師不斷的啟迪與建議乃有最終的定稿，每次與老師信件或聊天的往來都能得到不少收穫，另外老師不僅在求學的道路上給予建議、在人生的道路上亦提供後進寶貴的經驗，很慶幸能夠覓得林老師這位良師益友，另外也感激謝德宗老師、李顯峰老師、王柏元老師等三位口試委員的寶貴建議，讓這份論文可以更臻完善。

時光荏苒，不知不覺中與台大經研所的緣分已相聚兩載有餘，特別感謝求學過程中互相回饋的各位同學與老師，工作中的經驗可以反覆從課堂上的知識相得益彰，課後各種師生活動也可以看到老師們風趣的一面。而認識各位同學更是這兩年最大的禮物，我永遠記得面對黑板上的艱澀知識，第一年大家叫苦連天，但到第二年大家可以在茶餘飯後之間用經濟學知識侃侃而談。

最後感謝我的太太、天上的奶奶、與其他摯愛的家人，從小到大對我的包容與鼓勵，有你們的愛才得以有今天的我，謹獻上最誠摯的謝意。也再次感謝各位老師及同學，或許作為師生或同儕的日子將暫告一段落，但往後作為摯友的時光將從此持續下去。我可以很自豪地說，人生道路上能夠認識諸位老師及同學實在是太棒了！

延任 謹誌

國立台灣大學經濟研究所

中華民國一一一年九月

中文摘要

本研究欲探究日頻率尺度下各市場指數對長天期美國公債殖利率之影響，選取之市場變數包括「標普 500 指數」、「WTI 原油價格」、「貿易加權美元指數」與「美國三個月期公債殖利率」等四個變數對於「美國十年期公債殖利率」之關係，樣本研究資料期間自 2021 年 11 月 3 日至 2022 年 7 月 29 日，共 182 筆日資料。

分析方式透過單根檢定、共整合分析、向量自我迴歸模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應分析及預測誤差變異數分解等計量方法進行研究，實證結果如下：

- (1) 變數均為非定態(差分後定態)，變數間不存在共整合關係，即不存在長期均衡。
- (2) 向量自我迴歸模型(VAR)顯示美國十年期公債殖利率變動率與 WTI 原油價格變動率、貿易加權美元指數變動率呈現正相關。
- (3) 考慮各變數間之關係下，WTI 原油價格變動率將「Granger 領先」美國十年期公債殖利率的變動率；「美國十年期公債殖利率變動率」、「貿易加權美元指數變動率」的變動會「Granger 影響」WTI 原油價格變動率，綜合兩者可發現 WTI 原油價格的變動率與美國十年期公債殖利率的變動率具相互回饋關係。衝擊反應及預測誤差變異數分解亦顯示美國十年期公債殖利率的變動率有部分可為 WTI 原油價格的變動率所解釋。

關鍵詞：美國十年期公債殖利率、WTI 原油價格、向量自我迴歸模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應、預測誤差變異數分解

Abstract

This empirical research intended to study the relationship between the 10-year U.S. Treasury yield and four market indices including S&P 500 Index, West Texas Intermediate crude oil price, Nominal Broad U.S. Dollar Index, and the 3-month U.S. Treasury yield. By using unit root test, cointegration test, vector autoregression model, Granger causality test, impulse response function and variance decomposition of forecast errors. The data period is from November 3, 2021 to July 29, 2022, with a total of 182 daily observations per variable. The results of the analysis are shown as follows:

- (1) By using unit root test, we find that all variables are non-stationary at level but stationary in first difference. Also by using cointegration test, we did not find any cointegration between each variable.
- (2) By using vector autoregression model(VAR), the change in 10-year U.S. treasury yield is positively related to the growth rate of WTI crude oil price and also positively related to the growth rate of U.S. Dollar Index.
- (3) Considering the interaction between each variable in the model, the change of WTI crude oil price will "Granger-causes" the change of 10-year U.S. treasury yield. And the changer of 10-year U.S. treasury yield and the change of nominal broad U.S. dollar index will "Granger-causes" the change of WTI crude oil price. We can see the change of WTI crude oil price and the change of 10-year U.S. treasury yield shows feedback between the two variables. We can also find that some of the variance from the change in 10-year U.S. treasury yield can be explained by the change of WTI crude oil price.

Keywords: 10-year U.S. treasury yield, WTI crude oil price, vector autoregression model, Granger causality test, impulse response function, variance decomposition of forecast errors

目錄



口試委員會審定書	i
誌謝	ii
中文摘要	iii
Abstract	iv
目錄	v
圖目錄	vi
表目錄	vii
第一章 緒論	1
1.1 研究背景與動機	1
1.2 研究目的	2
1.3 研究流程與架構	3
第二章 文獻回顧	5
2.1 利率期限結構理論	5
2.2 風險溢酬文獻回顧	6
第三章 研究方法	10
3.1 單根與共整合檢定	10
3.2 向量自我迴歸模型與向量誤差修正模型	14
3.3 Granger 因果關係檢定	15
3.4 衝擊反應分析與預測誤差變異數分解	16
第四章 實證結果分析	17
4.1 變數、資料來源與實證模型	17
4.2 敘述統計	20
4.3 單根與共整合檢定	22
4.4 向量自我迴歸模型	24
4.5 Granger 因果關係檢定	26
4.6 衝擊反應分析與預測誤差變異數分解	29
第五章 結論	33
參考文獻	34

圖目錄

圖 1 - 1 美國十年期公債殖利率走勢圖	2
圖 1 - 2 研究架構流程圖	4
圖 4 - 1 各變數走勢圖(未取一階差分)	20
圖 4 - 2 各變數走勢圖(取一階差分後)	23
圖 4 - 3 VAR 模型之特性根與單位圓	26
圖 4 - 4 衝擊反應函數圖	31
圖 4 - 5 衝擊反應函數結合圖	31

表目錄



表 4 - 1 變數說明	19
表 4 - 2 敘述統計	21
表 4 - 3 相關性矩陣-原始數據	21
表 4 - 4 相關性矩陣-一階差分	21
表 4 - 5 ADF 檢定	22
表 4 - 6 PP 檢定	22
表 4 - 7 最適落後期數	24
表 4 - 8 跡檢定與最大特性根檢定	24
表 4 - 9 向量自我迴歸模型實證結果	25
表 4 - 10 多變數 Granger 因果關係檢定：美國十年期公債殖利率變動率	27
表 4 - 11 多變數 Granger 因果關係檢定：美國三個月期公債殖利率變動率	27
表 4 - 12 多變數 Granger 因果關係檢定：標普 500 指數變動率	28
表 4 - 13 多變數 Granger 因果關係檢定：貿易加權美元指數變動率	28
表 4 - 14 多變數 Granger 因果關係檢定：WTI 原油價格變動率	29
表 4 - 15 衝擊反應函數表	30
表 4 - 16 預測誤差變異數分解	32

第一章 緒論



1.1 研究背景與動機

公債在金融市場中扮演著舉足輕重的角色，一般而言公債殖利率在學術或實務上常被視為無風險利率，廣泛用於資產定價(如 Sharpe (1964)提出的 CAPM¹)的參考依據，傳統投資理論認為當無風險利率上升，意味著資金運用的機會成本(opportunity cost)上升，投資工具若無法於無風險利率上升時提供更多的風險溢酬，則其價格將面臨修正。故就投資角度而言，本研究認為除了研究個體面—投資標的本身之風險溢酬外，研究總體面—即無風險利率之變化，進而衡量持有的機會成本，亦為投資人應關注的重點。

然而當檢視無風險利率變化時可窺見，自 2020 年初全球爆發了 Covid-19 新冠肺炎疫情以來，我們看到經濟發展陷入停滯，美國政府為因應衝擊陸續祭出寬鬆政策以振興經濟，而隨著疫情逐漸緩解，經濟狀況逐漸回穩，美國開始逐步收緊貨幣及財政政策，2021 年 11 月 3 日美國聯準會率先宣布開始縮減購債規模²，雖被外界解讀為較溫和的緊縮政策，但亦等同宣告緊縮時期即將來臨，有趣的是面對緊縮的這個事實，被視為無風險利率的公債，卻因為長短天期的差異而有不同的漲跌變化，甚至到了今年 6 月，被投資人視為經濟衰退訊號的「殖利率倒掛」現象開始常態性的出現，令人不禁思考究竟何者因素驅動長債的走勢變化。

圖 1-1 為 2021 年以來之美國公債殖利率走勢圖，藍線、紅線、綠線分別為十年、兩年、三個月期公債殖利率，由圖可見 2021 年 1 月至 11 月美國公債殖利率大致呈現震盪走勢，而自 11 月起三者皆開始攀升，且於 2022 年三月宣布升息後³開始加劇，直觀上我們可以認為緊縮政策影響了債券走勢，但這無法解釋不同長度的債券為何有明顯不同程度的波動，我們大致能推測可能有其他因素影響，但仍無法

¹ CAPM 表達式為 $E(r_i) = r_f + \beta_{im}[E(r_m) - r_f]$ ，其中 $E(r_i)$ 為標的預期報酬率， r_f 為無風險利率， $\beta_{im}[E(r_m) - r_f]$ 為風險溢酬。詳細說明可參考 Sharpe, W. F. (1970). *Portfolio theory and capital markets*. New York: McGraw-Hill College.

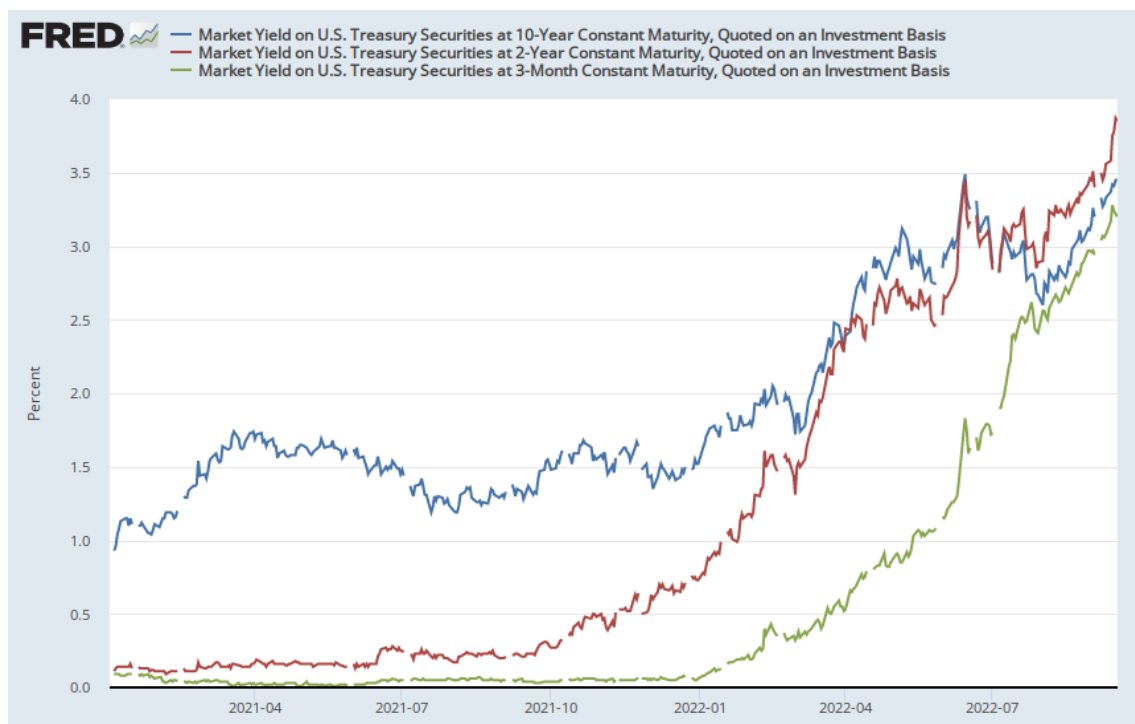
² 2021 年 11 月 FOMC 聲明稿，可參考

<https://www.federalreserve.gov/newsevents/pressreleases/monetary20211103a.htm>

³ 2021 年 03 月 FOMC 聲明稿，可參考

<https://www.federalreserve.gov/newsevents/pressreleases/monetary20220316a.htm>

從圖中確定由何種因素導致，以上為本研究之動機初衷，本研究嘗試以緊縮時期為樣本研究期間，實證檢視美國公債殖利率受到哪些因素影響及受影響之程度維何，天期選取方面，本研究採用了十年期公債殖利率作為研究對象，除了實務上常以十年期公債作為固定收益市場的定錨再加碼、一般也常見十年期公債作為防禦性的資產配置首選，故相較短天期公債而言，關注十年期債券更可用來觀察全球對於未來經濟的發展及信心程度。



資料來源：美聯儲經濟數據庫(FRED)

圖 1 - 1 美國十年期公債殖利率走勢圖

1.2 研究目的

基於了解公債殖利率之變化有助於釐清無風險利率的概貌及投資工具之評價，故本研究欲以「美國十年期公債殖利率」為研究對象，採用 VAR 或 VECM 模型進行分析，探討美國十年期公債殖利率與市場指數之關聯性。

回顧文獻可見過去研究分析多以月頻率資料為主，蒐集時間較費時且對於投資決策較不具即時性，故本研究嘗試以日資料進行分析。在市場指數之選取上，考

慮投資人每日面對的各種市場息息相關，將採用股票市場、債券市場、外匯市場、能源價格⁴等四個構面進行分析，即採用「標普 500 指數」、「貿易加權美元指數」、「美國三個月期公債殖利率」與「WTI 原油價格」等四個市場指數對美國十年期公債殖利率進行分析。

具體分析流程將透過單根檢定、Johansen 共整合檢定決定使用 VAR 模型或 VECM 模型，再依據因果關係檢定、衝擊反應分析、預測誤差變異數分解等工具進行分析，期許研究結果能為一般關注美國十年期公債殖利率之投資人提供參考價值，以下列舉本研究欲探討之議題：

- (1) 探討十年期美國公債殖利率和四個市場指數間是否存在長期均衡關係。
- (2) 探討十年期美國公債殖利率和四個市場指數間在多變數與雙變數 Granger 檢定下之因果關係。
- (3) 探討四個市場指數對十年期美國公債殖利率之衝擊反應函數結果。
- (4) 探討四個市場指數對十年期美國公債殖利率之預測誤差變異數解釋能力。

1.3 研究流程與架構

本文研究流程如下圖 1-2 所示，總共分為五個章節。

第一章為緒論，解說本研究的動機、目的及整體架構流程。

第二章為文獻回顧，介紹過去文獻對於美國公債殖利率的研究結果。

第三章為研究方法，介紹本研究所使用之方法及模型之定義。

第四章為實證結果分析，透過上述分析方法說明實證之結果。

第五章為結論，簡述本研究之成果及後續方向建議。

⁴ 有關變數之選取，詳參文獻回顧。

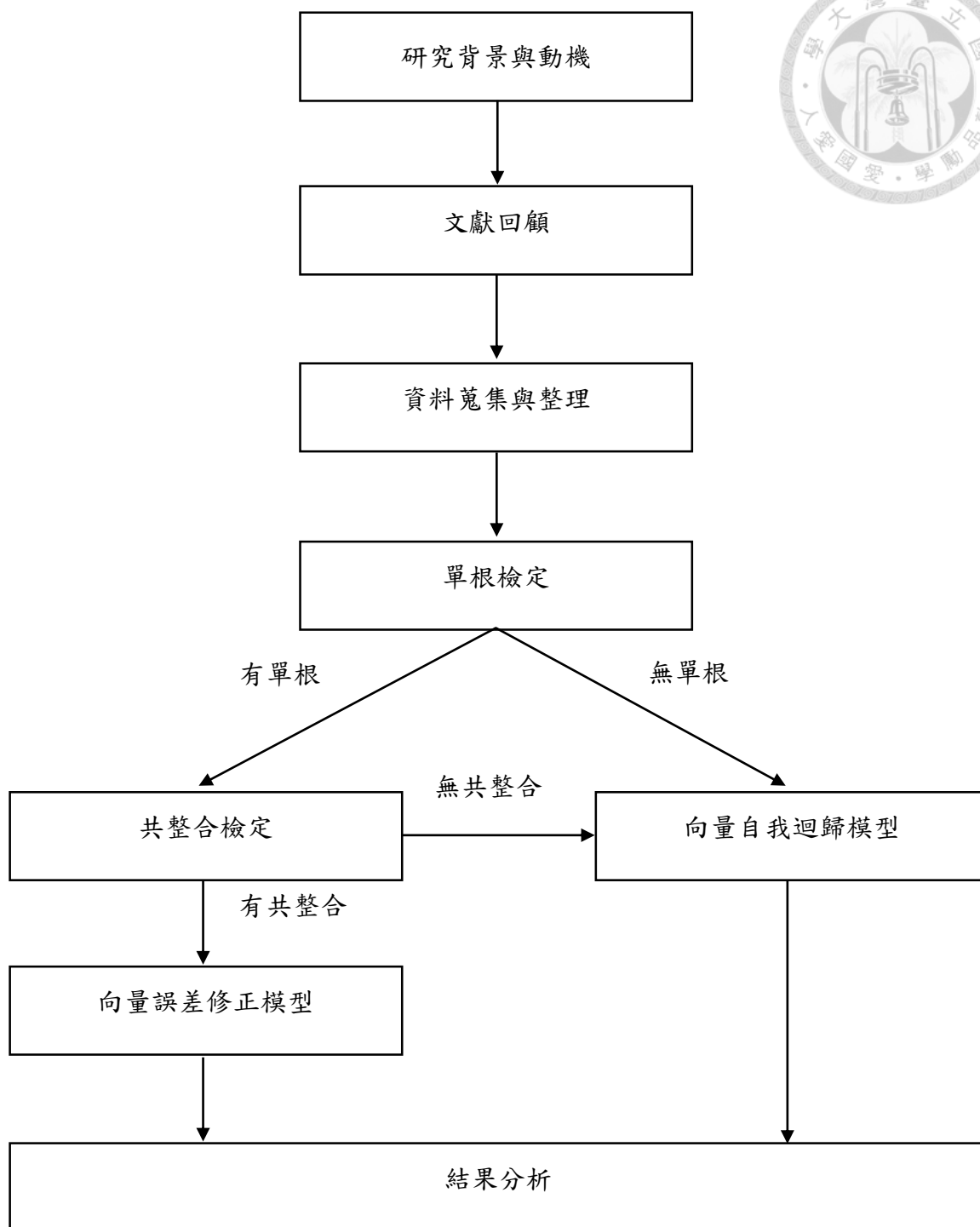


圖 1 - 2 研究架構流程圖

第二章 文獻回顧



本章節將介紹債券相關理論基礎，並整理回顧相關文獻研究。

2.1 利率期限結構理論

有關債券評價的理論基礎，根據 Malkiel (1962)的債券價格五大定理，我們知道債券的價格與利率基本呈現反向關係，而市場利率如何決定，一般以利率期限結構(term structure of interest rates theory)作為研究的理論基礎，常見的利率期限結構理論有以下三種：

(1) 純粹預期理論(pure expectation theory)：

純粹預期理論最早由 Fisher, I. (1930)提出，主張長期利率是目前和未來短期利率的平均值，不同天期的債券可以互相替代，故殖利率曲線反映的是投資人對未來一系列之即期利率的預期，即隱含了到期風險溢酬為零。

(2) 流動性溢酬理論(liquidity preference theory)：

流動性溢酬理論主要由 Hicks, J. R. (1946)提出，由於純粹預期理論假設投資人為風險中立(risk neutral)，對未來之利率波動不需要任何溢酬，與現實較不相符，故 Hicks 將風險趨避的概念引入到殖利率曲線中，該理論主張較長天期的債券會面臨利率波動，即價格風險，是以持有長天期債券理應給予流動性溢酬作為補償。

(3) 市場區隔理論(segmented market theory)：

市場區隔理論由 Culbertson J. M. (1957)提出，與前面兩者理論不同的地方是，Culbertson 將市場對於長短天期債券的買賣以產品異質性去解釋，投資人會去買賣不同天期的債券是因為其自身條件的限制，只能參與特定市場，故其主張不同天期的債券無法相互替代，有屬於自己的市場供給與需求。

除此上述最常見的利率理論以外，學術上尚其他的利率理論如可貸資金理論(loaneable funds theory)、流動性偏好理論(liquidity preference theory)等，各派之定義雖不同，但大致可勾勒出投資人對於利率之決定，取決於供需均衡，而供需的變化則仰賴雙方對於利率之評價，即風險溢酬所決定，以下列舉常見的風險溢酬：



- (1) 違約風險溢酬(default risk premium)
- (2) 通貨膨脹風險溢酬(inflation risk premium)
- (3) 到期風險溢酬(maturity risk premium)
- (4) 流動性風險溢酬(liquidity risk premium)

在架構出利率的決定取決於風險溢酬後，接下來將回顧對於風險溢酬的實證回顧。

2.2 風險溢酬文獻回顧

上節提到的各種風險溢酬已從過去文獻獲得實證，除了公債對於違約及流動性風險的實證較不常見外⁵，如 Mehra (1998)研究了 1959 年至 1996 年之十年期公債，發現物價變動確實使公債殖利率變動，Palmon and Parker (1991)的研究顯示對於名目、實質利率以及通貨膨脹的不確定性會對流動性溢價有不同的影響，投資人更傾向持有短天期的債券以增加流動性溢酬。另外就實務上的經驗，交易過程中還有其他風險因子，如交割風險、法律風險、作業風險、交易對手風險等，惟較不具普遍性故本研究暫不探討。然而債券理論雖將利率變動的因素以風險溢酬區分，但如同 Ross (1976)提出之套利定價理論(APT)—預期報酬取決於各種風險因子的組合⁶，實際市場上各類風險因子眾多無法一一列舉，且過度窮舉可能有過度配適(over-fitting)的問題，如 Fama and French (1993)有鑑於 APT 的理論價值大於實證價值，故提出 Fama-French 三因子模型，以三個最具解釋力的變數去捕捉股票的報酬，故以下延續此精神，回顧過去學者較常實證的債券文獻。

較常見有關債券的實證文獻，一般都由經濟數據進行切入分析，國外文獻如 Fleming and Remolona (1999)分析美國公債殖利率是否會受到各種經濟公開訊息所影響，實證結果顯示經濟數據的發布對於債券價格將會產生劇烈的變動，Cologni and Manera (2008)以 VAR 模型分析 G7 國家的油價、利率、貨幣供給、GDP、物價

⁵ 文獻上仍有對於公債違約及流動性的研究，如 Afonso et al. (2012)透過研究歐盟主權信用違約交換(CDS)發現，當信評機構公布調整信用評級或展望後，對 CDS 的變化有顯著性的影響，Subramanian and Jarrow (2001)利用流動性加權目標函數去估計殖利率曲線，發現流動性較佳的債券價差較小。

⁶ APT 表達式為 $E(r_i) = r_f + \beta_{i1}RP_1 + \beta_{i2}RP_2 \dots + \beta_{in}RP_n$ ，其中 $E(r_i)$ 為標的預期報酬率， r_f 為無風險利率， $\{\beta_{ij}RP_j\}_n^1$ 為各種風險溢酬。詳細說明可參考 Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jetheo:v:13:y:1976:i:3:p:341-360>

與匯率之間的關係，發現油價變動與通膨變動有顯著影響，而通膨變動的影響將透過利率上升傳導至實體經濟，Ludvigson and Ng (2009)在研究債券風險溢酬時，亦發現實質利率與通貨膨脹率在預測債券報酬上有很強的解釋力。

國內文獻部分，葉國俊 (2015)透過 Probit 模型，以公債殖利率做為解釋變數，探究是否能作為國家主權債務違約的良好指標，實證結果顯示對於先進經濟體系，公債殖利率變動對違約率的解釋並不顯著，然而新興經濟體的違約機率則相對較高。田瑞駒與黃宇軒 (2022)以 Fama-French 五因子模型另增加了公債殖利率及無風險利率二變數並檢驗疫情對臺灣及美國股價報酬率之影響，實證顯示疫情對於臺灣股市、無風險利率、公債殖利率有顯著影響，但美國股市方面則依時期而定，如 Covid-19 期間聯準會透過調整利率對股市產生影響，然而 SARS 期間卻無明顯相關。

整理上述文獻後發現，多數文獻對於公債殖利率的實證以經濟變數為主，然而濟變數多為月或季資料頻率，而實務上投資人的投資周期短則數日、數週，長期亦較少有人以數年為單位長期持有，有關以日資料進行研究之文獻，如蕭宇翔與繆維正 (2021)運用台灣每日批發或零售價格做為消費者物價指數年增率之替代變數進行預測，結果顯示日資料模型的樣本外誤差均方根較傳統 AR 模型低 34%，意味高頻率之資料模型更能捕捉通膨的即時變化，國外文獻如 Modugno (2013)、Breitung and Roling (2015)亦有類似結論，顯示較高頻之資料對於經濟變數之預測表現優於月、季資料頻率之模型，故本研究欲採取日資料進行分析，企圖了解各變數每日波動下是否對於美國十年期公債殖利率產生影響。考量前揭文獻多提及「通貨膨脹」、「匯率」、「股市」、「利率」等因子做為變數進行研究，故本研究欲嘗試尋找這四構面的日資料替代變數進行分析，以下進行相關回顧。

有關通貨膨脹之過去文獻，除上述 Cologni (2008)提及油價變動與通膨變動的顯著性外，Cunado and De Gracia (2005)亦研究油價衝擊對消費者物價指數之影響，結果顯示原油價格對消費者物價指數有顯著影響，Sadorsky (1999)透過 VAR 模型，探討了美國利率、能源價格、工業指數與股價報酬率的關係，實證結果顯示能源價

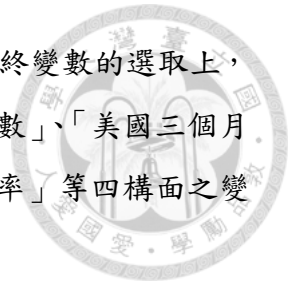
格對股價報酬與工業指數影響巨大，其預測誤差變異數分析中顯示能源價格變動對利率、工業指數、股票報酬率的變異數影響有較高的解釋力，綜合上述文獻顯示原油價格可作為通膨之良好替代變數，而 Knotek and Zaman (2017)透過僅用石油與天然氣價格兩變數之過去 12 個月平均值去預測美國通膨率與核心通膨率，結果顯示較精簡的變數對於預測通膨表現會優於聯準會綠皮書之預測，故本研究將以 WTI 原油價格之每日收盤價做為通膨之替代變數。

有關匯率文獻方面，根據 Branson (1977)實證結果顯示當計價幣別走強，則會吸引國際法人資金進駐，債券價格有上漲之趨勢，而 Chow et al. (1997)實證了實質匯率對於債券及股市的影響，其結果顯示債券由於固定收益特性，故對匯率、利率反映較大，而股票則同時反映利率及公司現金流影響，Andersen et al. (2007)亦有類似實證結果，發現匯率的變動對債券市場的價格變動具一定程度的解釋力，本研究擬以「貿易加權美元指數」作為本研究的外匯變數。

股票文獻方面，Jammazi et al. (2017)以 Granger 檢定研究了 2007 年美國次貸危機以來的美國十年期公債殖利率與標普股票報酬率，研究結果顯示兩變數存在相互回饋關係，並推論可能是由於在金融動盪時期資金流入美國國債作為優質收益(flight-to-quality)的所致，故本研究擬以「標普 500 指數」作為本研究的股票變數。

有關利率文獻方面，Sarkar and Ariff (2002)指出利率變動對美國公債價格的影響，表示利率變動將會影響價格變化，且兩者呈現負相關，另外過去文獻多以利差或利率期間結構角度進行分析，如 Estrella and Hardouvelis (1991)認為美國公債的殖利率曲線斜率可用於預測未來實質經濟及進入衰退的機率，Haubrich (2006)則採用美國長短公債之利差用於預測未來經濟成長率是否高於長期平均值，上述研究多採用長短天期債券的變化或差異進行分析，本研究欲採用類似概念，考慮到美國三個月期與十年期公債利差與十年期公債殖利率進行迴歸分析恐有共線性問題，故本研究以「美國三個月期公債殖利率」作為本研究的利率變數。

綜合上述，鑑於總體因素對債市波動的重要性，本研究在最終變數的選取上，將使用「WTI 原油價格」、「貿易加權美元指數」、「標普 500 指數」、「美國三個月期公債殖利率」，分別作為「通貨膨脹」、「匯率」、「股市」、「利率」等四構面之變數，並嘗試勾勒與美國十年期公債殖利率之關聯性。



第三章 研究方法



本章節將介紹研究方法，為實證樣本期間內四個市場變數對公債殖利率之影響性，本研究欲使用向量自我迴歸模型或向量誤差修正模型來探討變數間之關係。基於本研究所使用之樣本資料具有時間序列特性，故須先行確認樣本態樣是否為定態，具體流程上將先從單根檢定開始，並將結果為非定態之變數進行差分至定態為止。

單根檢定完成後需透過共整合分析進一步判斷變數之間是否有共整合關係，原始的向量自我迴歸模型尚未考慮到共整合的關係，若體系中的變數都具有單根的 $I(1)$ 序列且沒有共整合關係，始可透過差分後的向量自我迴歸模型進行後續分析。但若存在共整合關係，差分後的向量自我迴歸模型將忽略長期均衡關係，故必須將共整合誤差項加入，即透過向量誤差修正模型進行分析，最後再依據向量自我迴歸模型或向量誤差修正模型架構下的衝擊反應分析及預測誤差變異數分解進行探討。以下分別對各檢定方法進行整理說明。

3.1 單根與共整合檢定

3.1.1 單根檢定

統計資料可區分為時間序列資料與非時間序列資料兩種型態，而時序資料又分為定態(stationary)與非定態(non-stationary)兩種結構⁷，一般的時間序列模型皆假設資料為定態結構，若在非定態結構下直接進行分析，陳旭昇(2013)提到一般可能產生三種問題：(1)小樣本向下偏誤(small sample downward bias)、(2)迴歸係數 t 統計量之極限分配不為標準常態分配、(3)由 Granger and Newbold (1974)提出的「虛假迴歸」(spurious regression)問題，進而導致不正確的統計推論，故在進行時間序列研究時需檢定資料態樣是否為定態，稱為單根檢定(unit root test)，若檢定結果具有單根則判斷為非定態結構。本研究採用的單根檢定方法有兩種，分別為 Said and Dickey (1984)提出的 ADF 檢定及 Phillips and Perron (1988)提出的 PP 檢定：

⁷ 所謂定態指時間序列資料僅會在長期平均值附近波動，有均值回歸的特徵，故發生外生衝擊僅會造成短期影響，而非定態資料則否。較嚴謹的定義分為弱定態(weak stationary)與強定態(strictly stationary)，相關說明可參考相關計量書籍，實證研究人員多採用弱定態，本文亦採用之。

(1) ADF 檢定(Augmented Dickey-Fully Test)

ADF 檢定改良自 Dickey and Fuller (1979) 發表之 DF 檢定(Dickey Fuller Test)，由於 DF 檢定的迴歸殘差項設定為 i.i.d.，可能有自我相關(autocorrelation)問題⁸，故 Said 與 Dickey 於 1984 年提出改良後的 ADF 檢定法，加入多期被解釋變數的落後期調整以解決自我相關問題。ADF 檢定以是否含有截距項(drift)及趨勢項(trend)區分，共有三種形式：

有截距項之模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

有截距項及趨勢項模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

沒有截距項及趨勢項模型

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

上述模型中， Δy_t 為 y_t 之一階差分(first difference)， β_0 為截距項， t 為趨勢項， δ 與 α 為迴歸係數， $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 為殘差項， p 為落後期數，落後期數一般由 AIC 準則或 BIC 準則⁹決定。三種模型之假設檢定如下：

$$\begin{cases} H_0: \delta = 0 & (\text{即時序 } y_t \text{ 有單根, } y_t \text{ 非定態}) \\ H_1: \delta \neq 0 & (\text{即時序 } y_t \text{ 沒有單根, } y_t \text{ 為定態}) \end{cases}$$

(2) PP 檢定(Phillips-Perron Test)

ADF 檢定模型中，雖然已將自我相關的問題修正，但仍可能有異質變異數(heteroscedasticity)的問題，即隨機變數的變異數不同，違反同質變異數(homoscedasticity)的假設，因此 Phillips 與 Perron 於 1988 年透過無母數方法提出 PP 檢定法，允許誤差項存在異質變異數與自我相關。PP 檢定亦具有以下三種形式：

⁸ 一般迴歸分析針對殘差項需滿足三大假設：常態性、獨立性、同質變異數假設。

⁹ 有關 AIC 準則及 BIC 準則，詳見 3.2 最適落後期選取。



有截距項(drift)之模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

有截距項(drift)及趨勢項(trend)模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha t + \delta y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

沒有截距項(drift)及趨勢項(trend)模型

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

上述模型中， Δy_t 為 y_t 之一階差分， β_0 為截距項， t 為趨勢項， δ 與 α 為迴歸係數， u_t 為殘差項，因 PP 檢定允許殘差項存在自我相關及異質變異數，故不需符合 i.i.d 之條件。三種模型之假設檢定如下：

$$\begin{cases} H_0: \delta = 0 & (\text{時序 } y_t \text{ 有單根, } y_t \text{ 非定態}) \\ H_1: \delta \neq 0 & (\text{時序 } y_t \text{ 沒有單根, } y_t \text{ 為定態}) \end{cases}$$

3.1.2 最適落後期選取

因估計之結果將受到選擇的落後期數所影響，須謹慎選取落後期數進行分析，對於最適落後期數的選取有許多準則，根據追求不同的統計性質或樣本特徵而有不同的選取標準，此處提供較本研究採用的 AIC 準則或 BIC 準則並做下列說明：

(1) AIC 準則(Akaike Information Criterion)

Akaike (1973)提出之最適落後選擇準則，是最常見也較簡便的準則，模型如下：

$$AIC = T \times \ln(SSE) + 2k \quad (7)$$

其中 T 為樣本數， $\ln(SSE)$ 為殘差平方和取自然對數， k 為待估計之參數總數。

(2) BIC 準則(Bayesian Information Criterion)

BIC 準則又稱 SBIC 或 SIC 準則，由 Schwarz (1978)提出，模型如下：

$$BIC = T \times \ln(SSE) + k \times \ln(T) \quad (8)$$

其中 T 為樣本數， $\ln(SSE)$ 為殘差平方和取自然對數， k 為待估計之參數總數。相較 AIC 準則，BIC 傾向選擇較精簡之模型。

從兩準則可看出，因 AIC、BIC 公式中計算均含 SSE，故兩模型計算出的數值越小，代表迴歸平方和(SSR)越高，解釋力越佳，且公式中加號右方為懲罰項 (penalty)，當估計參數 k 越多個，懲罰項越高，模型解釋力越差，故兩準則可以在過度簡化及過度配適之間取得平衡。

3.1.3 共整合檢定(Cointegration Test)

共整合概念主要為探究兩個或多個變數之間的長期關係，前面提及若資料為非定態，則資料的統計性質將隨時間改變，無均值回歸(mean regression)的傾向，但當非定態之變數間可以透過線性組合方式組成一組新的向量且為定態，則稱此組變數具有共整合關係，而共整合關係會使非定態變數因線性轉換而被判定具有定態性質，進而導致虛假迴歸的問題。為確認變數之間是否有共整合關係，一般我們可透過以下兩種常用的共整合檢定方法檢視：

(1) Engle-Granger 二階段共整合檢定法

二階段檢定法為 Engle and Granger (1987)提出之共整合檢定法，第一階段先估計 OLS 共整合關係，並於第二階段對其殘差 u_t 進行 ADF 檢定，若存在單根則不具共整合關係。二階段檢定法由於一次至多只能檢定一組共整合關係，當模型具有 n 個變數時，二階段檢定法無法同時判斷多組共整合關係。

(2) Johansen 共整合檢定法

Johansen (1988)提出之共整合檢定法，以向量自我迴歸模型為基礎，用最大似法(maximum likelihood estimation, MLE)進行共整合檢驗，此方法允許變數間可存在多個共整合向量，本研究因選取變數為四個，故採用 Johansen 共整合檢定法，模型如下：

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (9)$$

模型中， y_t 為 $(n \times 1)$ 之向量， Π 與 γ_i 為 $(p \times p)$ 之係數矩陣， p 為落後期數，

$u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 為 $(p \times 1)$ 矩陣。透過檢視係數 Π 的秩(rank)來決定共整合個數，若 $rank(\Pi) = 0$ ，則不存在共整合向量；若 $rank(\Pi) = r$ ，則表示存在 r 個共整合向量，若 $rank(\Pi) = n$ ，則表示滿秩(full rank)，即 y_t 中所有變數皆為 $I(0)$ 定態，以下提出兩種常用的檢定方法：

跡檢定(trace test)

$$\begin{cases} H_0: rank(\Pi) \leq r & (\text{至多只有 } r \text{ 個共整合向量}) \\ H_1: rank(\Pi) > r & (\text{至少有 } r + 1 \text{ 個共整合向量}) \end{cases}$$

檢定統計量為

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

其中 T 為樣本個數(期數)， $\hat{\lambda}_i$ 為 Π 之特性根

最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

$$\begin{cases} H_0: rank(\Pi) = r & (\text{有 } r \text{ 個共整合向量}) \\ H_1: rank(\Pi) = r + 1 & (\text{有 } r + 1 \text{ 個共整合向量}) \end{cases}$$

檢定統計量為

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (11)$$

其中 T 為樣本個數(期數)， $\hat{\lambda}_i$ 為 Π 之特性根

跡檢定與最大特性根檢定最初假設變數間未有共整合關係($r = 0$)，若第一次拒絕 H_0 ，後續再逐次增加共整合 r 的組數進行檢定，直到不拒絕 H_0 即檢定結束，即表示存在 r 組共整合關係，若不拒絕 $r = 0$ ，表示變數間不存在共整合關係。

3.2 向量自我迴歸模型與向量誤差修正模型

3.2.1 向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model, VAR)

傳統線性迴歸隱含變數間存在因果關係，即自變數影響因變數，在經濟相關文獻中我們亦稱外生變數(exogenous variable)會影響內生變數(endogenous variable)，

然而現實中各類因素往往交互影響，使無法合理的辨認變數是否為外生，過往研究為避免此問題，將模型設定極其複雜或帶有嚴格的限制條件，而 Sims (1980)在面對此環境下，發表了向量自我迴歸模型，該模型優勢在於不需要事先假定的理論基礎，直接將所有的變數皆當作內生變數處理，不憑藉研究人員的條件限制，克服了主觀認定的問題。

3.2.2 向量誤差修正模型(Vector Error Correction model, VECM)

我們知道共整合關係意味著變數長期有均值回歸之現象，故當非定態之變數有共整合關係時，會使研究誤判其長期將往均衡方向修正，故這時使用向量自我迴歸模型，可能導致虛假迴歸的問題，故當共整合檢定結果為具有共整合關係時，必需使用向量誤差修正模型。向量誤差修正模型提供了反映長期資訊的誤差修正項，使共整合而產生的誤差得到修正。

3.3 Granger 因果關係檢定

Granger (1969)於 1969 年提出的因果關係檢定法，模型如下：

$$\begin{aligned} X_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_{2i} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\ Y_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{2i} X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (12)$$

上述模型中 p、q 為落後期數，最適落後期數可參考前揭之 AIC 或 BIC 準則， ε_{1t} 與 ε_{2t} 為殘差項，進行如下聯合假設檢定：

$$\begin{cases} H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} \dots = \alpha_{2q} = 0 \\ H_1: \alpha_{2i} \text{不全為 } 0, i = 1 \sim q \end{cases}$$

$$\begin{cases} H'_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} \dots = \beta_{2q} = 0 \\ H'_1: \beta_{2i} \text{不全為 } 0, i = 1 \sim q \end{cases}$$

根據檢定結果，Granger 因果關係檢定將產生四種結論，分別如下說明：

- (1) 同時 H_0 拒絕與 H'_0 ，表示 X_t 與 Y_t 具備雙向回饋關係(Feedback)。
- (2) 拒絕 H_0 但無法拒絕 H'_0 ，表示具備單向因果關係(Causality)，關係為 Y_t 「Granger 領先」 X_t (Y_t Granger-cause X_t)。
- (3) 無法拒絕 H_0 但拒絕 H'_0 ，表示具備單向因果關係(Causality)，關係為 X_t 「Granger 領先」 Y_t (X_t Granger-cause Y_t)。
- (4) 同時無法拒絕 H_0 與 H'_0 ，表示 X_t 與 Y_t 不具備 Granger 因果關係(Independent)。

3.4 衝擊反應分析與預測誤差變異數分解

衝擊反應函數(Impulse Response Function)主要用於研究 VAR 或 VECM 模型中，當內生變數受到來自外生的衝擊後所觀察的後續動態反應，透過給予變數的殘差項一單位標準差的衝擊，同時觀察該衝擊對於 VAR 或 VECM 模型其他變數跨期間的影響，並由所估計的係數大小、正負值來判斷衝擊反應之程度與方向。

預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)主要用於研究 VAR 或 VECM 模型裡觀察某變數之預測誤差的變異數，其中的預測誤差波動有多少比例為其他變數所解釋，藉此判斷變數間的關係程度。

第四章 實證結果分析



4.1 變數、資料來源與實證模型

在文獻回顧曾提及，影響債券殖利率之因素眾多，過去理論及文獻大抵將因素概以總經濟變數進行分析，惟總經數據多為月頻率資料，故本研究嘗試將各類日頻率資料作為變數，資料來源透過美聯儲經濟數據庫(FRED)蒐集，變數選取上，被解釋變數採用美國十年期公債殖利率(DGS10)，解釋變數採用美國三個月期公債殖利率(DGS3MO)、標普 500 指數(SP500)、貿易加權美元指數(DTWEXBGS)、WTI 原油價格(DCOILWTICO)，資料頻率為日資料，樣本期間以聯準會宣布開始縮減購債規模至今作為緊縮期間，即自 2021 年 11 月 3 日至 2022 年 7 月 29 日，有效資料共 182 筆，以下針對各變數進行說明：

4.1.1 美國十年期公債殖利率(FRED 代號：DGS10)

美國公債為美國政府所發行之固定收益證券，因受到美國政府所擔保而擁有極高之信用品質，廣泛受投資人作為無風險利率之參考，為世上最熱門的債券交易債種。常見的類型依發行期限分為三種，分別為 T-Bill(一年內到期之債券)、T-Note(十年內到期之債券)、T-Bond(十年以上到期之債券)。

債券價格與殖利率為一體兩面之關係，且實務上債券市場亦多採殖利率報價，故本研究以美國十年期公債殖利率作為主要研究變數，欲探究資料期間內四個市場指數對於長天期債券之影響。

4.1.2 美國三個月期公債殖利率(FRED 代號：DGS3MO)

有關美國公債之定義同前揭，在此不另贅述，本研究以美國三個月期公債殖利率作為短天期債券利率之參考變數，此處假設除天期以外之其他因素皆分別反應於三個月期及十年期公債殖利率之每日變化中，故引用此變數為單純探究到期風險溢酬，即資料期間內長短天期債券之影響。



4.1.3 標普 500 指數(FRED 代號：SP500)

美國的股票市場指數廣受全世界投資人關注，其中最具代表性之指數有三，分別為道瓊工業平均指數(Dow Jones Industrial Average)、標普 500 指數(Standard & Poor's 500)、那斯達克指數(NASDAQ)。考量道瓊工業平均指數採價格加權平均而非市值加權平均，漲跌判斷會受高價股影響，且道瓊成分僅 30 檔龍頭股，除了較為集中外也無法反應中小型成長股的變化，故一般而言較常作為龍頭股的指標。而那斯達克指數成分較偏重科技產業類股，而科技產業的財務槓桿較高，對於利率的敏感度更大，故為兼具產業分散及成分股樣本數夠多的考量下，本研究以標普 500 指數作為股票市場之參考變數，欲探究資料期間內股票市場對長天期公債之影響，根據傳統股債關係，本研究預期兩者呈現負相關。

4.1.4 貿易加權美元指數(FRED 代號：DTWEXBGS)

廣義美元指數(Nominal Broad U.S. Dollar Index)亦稱貿易加權美元指數(trade-weighted US dollar index)，由聯準會每日編制。相較常用之美元指數(USDIX)僅納入六種貨幣(歐元、日圓、英鎊、加幣、瑞典克郎、瑞朗)而言，貿易加權美元指數採納 26 種貨幣作為組成成分，較能代表美國相對全球匯率之變化。本研究以貿易加權美元指數作為外匯市場之參考變數，欲探究資料期間內外匯市場對長天期公債之影響，根據 Branson (1977)的實證，本研究預期強勢美元吸引資金流入，應與價格呈正關係，殖利率成負相關。

4.1.5 WTI 原油價格(FRED 代號：DCOILWTICO)

原油又稱為石油，可被煉解燃油、汽油等能源，亦可用於製造各種化合物母，為世上最重要的不可再生能源之一。國際市場中主要有三種原油報價，分別為西德州原油(West Texas Intermediate, WTI)、布蘭特原油(Brent Crude)、杜拜原油(Dubai Crude)，根據文獻回顧，研究大多認為油價變動對通貨膨脹有顯著之影響，而通膨數據多為月頻率資料，故本研究將每日 WTI 原油價格作為通貨膨脹的替代變數，此外北美地區的 WTI 原油價格主要參考 WTI 作為定價，故本研究之 WTI 原油價格以 WTI 原油價格做為變數。欲探究資料期間內通貨膨脹對長天期公債之影響，考慮通膨一般帶動利率走升，故研究前預期此變數將對美國公債殖利率帶來正相

關影響。

另將殖利率以外之指數資料取自然對數，轉換為變動率或成長率之概念以便後續分析，另一併提供後續進行差分後之變數符號，彙整如下表 4 - 1，各變數走勢圖可參考圖 4 - 1，最終之模型如下所示：

$$DT10Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i * DT10Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i * DT3M_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i * DLNSP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i * DLNUSD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \eta_i * DLNWTI_{t-i} + \varepsilon_t$$

表 4 - 1 變數說明

變數	變數定義(括號內為 FRED 資料庫之代號)	資料來源
T10Y	美國十年期公債殖利率(DGS10)	FRED
T3M	美國三個月期公債殖利率(DGS3MO)	FRED
SP	標普 500 指數(SP500)	FRED
USD	貿易加權美元指數(DTWEXBGS)	FRED
WTI	WTI 原油價格(DCOILWTICO)	FRED
LNSP	標普 500 指數收盤價取對數	本研究整理
LNUSD	貿易加權美元指數取對數	本研究整理
LNWTI	WTI 原油價格取對數	本研究整理
DT10Y	美國十年期公債殖利率之一階差分	本研究整理
DT3M	美國三個月期公債殖利率之一階差分	本研究整理
DLNSP	標普 500 指數取對數後之一階差分	本研究整理
DLNUSD	貿易加權美元指數取對數後之一階差分	本研究整理
DLNWTI	WTI 原油價格取對數後之一階差分	本研究整理

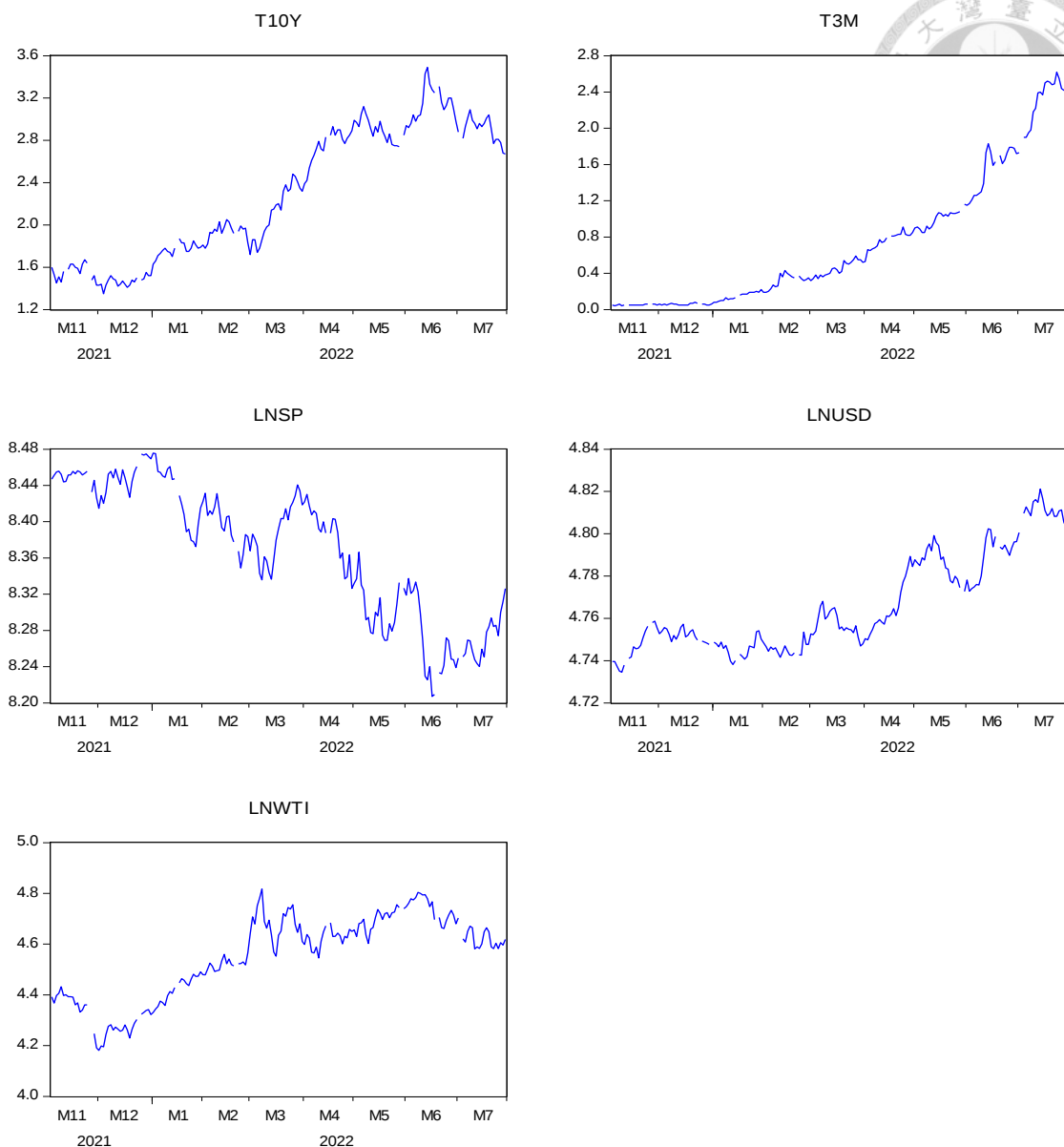
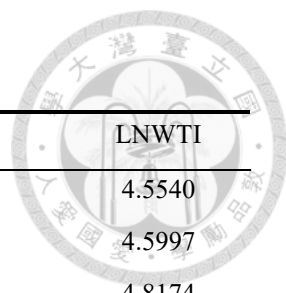


圖 4 - 1 各變數走勢圖(未取一階差分)

4.2 敘述統計

初步敘述統計結果列於下方表 4 - 2 至 4 - 4 中，從相關性矩陣初步可以窺見各變數具有高度相關性，如美國十年期公債殖利率與標普 500 指數報酬率相關係數高達為-0.8463，美國十年期公債殖利率與三個月期公債殖利率相關係數達 0.8321，然而傳統的皮爾森相關係數無法窺見資料的全貌，首先相關性高不代表必然有因果關係，另外皮爾森相關係數僅關注於兩兩變數的變化，忽略了其他變數的影響，是否具有因果關係尚須進一步推斷，進行一階差分後亦可發現變數間相關性大幅降低，已看不出明顯關聯，故接下來進行單根檢定。

表 4 - 2 敘述統計



	T10Y	T3M	LNSP	LNUSD	LNWTI
Mean平均數	2.2966	0.7454	8.3695	4.7667	4.5540
Median中位數	2.2600	0.4800	8.3876	4.7561	4.5997
Maximum最大值	3.4900	2.6200	8.4757	4.8212	4.8174
Minimum最小值	1.3500	0.0400	8.2071	4.7345	4.1811
Std. Dev.標準差	0.6200	0.7309	0.0737	0.0232	0.1634
Skewness偏態	0.0475	1.0648	-0.4412	0.7064	-0.5118
Kurtosis峰態	1.4661	3.0905	1.9515	2.1790	2.1710
Observations樣本數	182	182	182	182	182

註：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

表 4 - 3 相關性矩陣-原始數據

	T10Y	T3M	LNSP	LNUSD	LNWTI
T10Y	1.0000	0.8321	-0.8463	0.8178	0.8273
T3M	0.8321	1.0000	-0.8619	0.9262	0.6145
LNSP	-0.8463	-0.8619	1.0000	-0.8919	-0.7237
LNUSD	0.8178	0.9262	-0.8919	1.0000	0.5665
LNWTI	0.8273	0.6145	-0.7237	0.5665	1.0000

註：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

表 4 - 4 相關性矩陣-一階差分

	DT10Y	DT3M	DLNSP	DLNUSD	DLNWTI
DT10Y	1.0000	0.3895	0.0233	0.0745	0.0621
DT3M	0.3895	1.0000	-0.1169	0.1875	0.0269
DLNSP	0.0233	-0.1169	1.0000	-0.3037	0.0549
DLNUSD	0.0745	0.1875	-0.3037	1.0000	-0.1090
DLNWTI	0.0621	0.0269	0.0549	-0.1090	1.0000

註：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

4.3 單根與共整合檢定

針對各變數分別進行 ADF 與 PP 檢定，落後期之選取採用 AIC 準則選擇落後期數為 2 期，結果列於表 4-5 及表 4-6 中，可以窺見各變數原始值檢定結果皆為非定態，為 $I(0)$ 之時間序列，而將上述變數取一階差分後，檢定結果都呈現為定態，為 $I(1)$ 之時間序列，差分後之走勢圖如圖 4-2，此部分也驗證即便以截至最新的數據，也基本符合 Nelson and Plosser (1982) 提出的結論，即大多數的經濟變數均為非定態。

表 4-5 ADF 檢定

變數	有截距項模型			有截距項及趨勢項模型			無截距項及趨勢項模型		
	t-statistic	p-value	判斷	t-statistic	p-value	判斷	t-statistic	p-value	判斷
T10Y	-1.3659	0.5976	非定態	-0.4975	0.9828	非定態	0.9407	0.9073	非定態
T3M	1.3766	0.9989	非定態	-1.0527	0.9324	非定態	2.9834	0.9993	非定態
LNSP	-1.0698	0.7273	非定態	-2.4465	0.3544	非定態	-0.5425	0.4808	非定態
LNUSD	-0.7212	0.8375	非定態	-2.2913	0.4360	非定態	1.1827	0.9390	非定態
LNWTI	-1.6225	0.4690	非定態	-2.1956	0.4886	非定態	0.8029	0.8849	非定態
DT10Y	-9.6681	0.0000	定態	-9.7325	0.0000	定態	-9.5505	0.0000	定態
DT3M	-7.7912	0.0000	定態	-8.2029	0.0000	定態	-10.7188	0.0000	定態
DLNSP	-12.6938	0.0000	定態	-12.6510	0.0000	定態	-12.7128	0.0000	定態
DLNUSD	-11.9506	0.0000	定態	-11.9132	0.0000	定態	-11.9085	0.0000	定態
DLNWTI	-12.6725	0.0000	定態	-12.6518	0.0000	定態	-12.5969	0.0000	定態

註：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格、LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

表 4-6 PP 檢定

變數	有截距項模型			有截距項及趨勢項模型			無截距項及趨勢項模型		
	t-statistic	p-value	判斷	t-statistic	p-value	判斷	t-statistic	p-value	判斷
T10Y	-1.3155	0.6220	非定態	-1.5871	0.7944	非定態	0.7011	0.8659	非定態
T3M	1.7600	0.9997	非定態	-0.9947	0.9411	非定態	3.6311	0.9999	非定態
LNSP	-1.0461	0.7362	非定態	-2.5723	0.2936	非定態	-0.5404	0.4817	非定態
LNUSD	-0.7824	0.8212	非定態	-2.4272	0.3642	非定態	1.1355	0.9336	非定態
LNWTI	-1.6225	0.4690	非定態	-2.2080	0.4818	非定態	0.7956	0.8836	非定態
DT10Y	-11.5994	0.0000	定態	-11.6193	0.0000	定態	-11.6203	0.0000	定態
DT3M	-11.2216	0.0000	定態	-12.1094	0.0000	定態	-10.6868	0.0000	定態
DLNSP	-12.6961	0.0000	定態	-12.6536	0.0000	定態	-12.7149	0.0000	定態
DLNUSD	-11.9668	0.0000	定態	-11.9293	0.0000	定態	-11.9369	0.0000	定態
DLNWTI	-12.6725	0.0000	定態	-12.6518	0.0000	定態	-12.5977	0.0000	定態

註：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格、LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

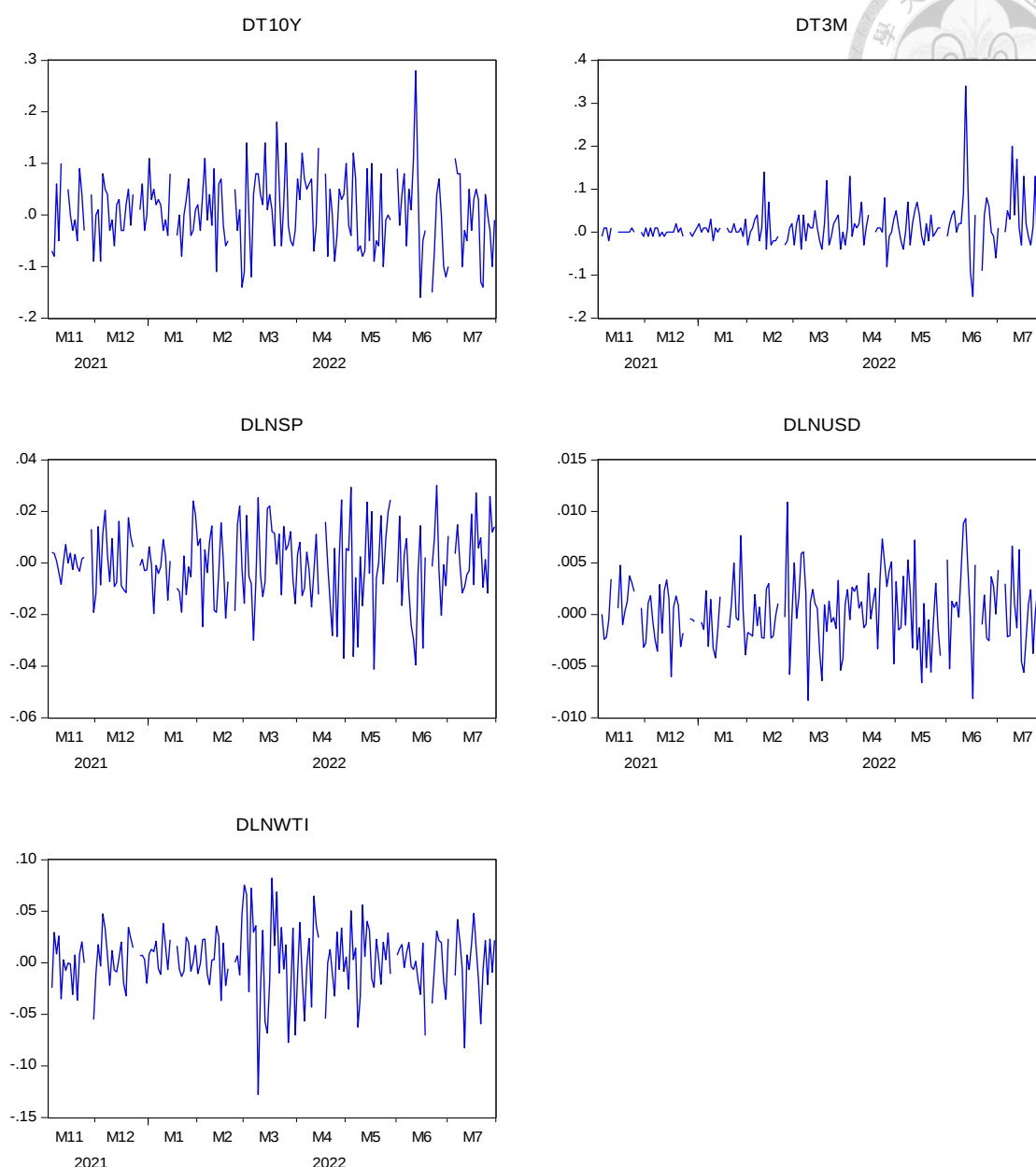


圖 4 - 2 各變數走勢圖(取一階差分後)

由單根檢定得知，選取之變數進行差分後皆為 $I(1)$ 時間序列，為確認變數先是否有共整合關係，本節將進行 Johansen 共整合檢定，落後期方面參考表 4 - 7，顯示透過 AIC 準則下為落後 2 期，而透過 BIC 準則下為落後 1 期，考量 BIC 的懲罰項力度較 AIC 為大，模型較為保守，但可能有過度簡化之問題，再考慮資料型態及實務經驗後，認為選取多期保留較多資訊，故最終採用了 AIC 準則，最適落後期數為 2 期，接著進行共整合檢定。

表 4 - 7 最適落後期數

落後期	0	1	2	3	4	5
AIC	-9.89	-23.68	-23.74*	-23.57	-23.50	-23.33
BIC	-9.77	-23.01*	-22.51	-21.79	-21.16	-20.43

註：AIC: Akaike information criterion，BIC：Bayesian information criterion

共整合檢定分為跡檢定與最大特性根檢定，檢定結果如表 4 - 8，可知透過跡檢定及最大特性根檢定，皆顯示在檢驗 None 項，即判斷是否存在 0 組共整合關係時，在 0.05 臨界值下已無法拒絕虛無假設，且 p-value 分別高達 0.6729 與 0.4338，離一般拒絕之顯著水準尚遠，因此本研究判斷變數間不存在共整合關係，即美國十年期公債殖利率與各市場指數長期間不存在均衡關係，此結論亦合乎資料樣本期間較短之結果，本研究以日頻率資料為分析對象，且緊縮時期至今尚不足一年，故無法於確立長期之關係實屬合理。

表 4 - 8 跡檢定與最大特性根檢定

跡檢定($\alpha = 0.05$)					最大特性根檢定($\alpha = 0.05$)				
虛無假設	特性根	統計量	臨界值	P-value	虛無假設	特性根	統計量	臨界值	P-value
None	0.1505	49.1813	69.8189	0.6729	None	0.1505	24.3002	33.8769	0.4338
At most 1	0.0793	24.8811	47.8561	0.9218	At most 1	0.0793	12.3058	27.5843	0.9197
At most 2	0.0546	12.5753	29.7971	0.9100	At most 2	0.0546	8.3600	21.1316	0.8804
At most 3	0.0246	4.2153	15.4947	0.8854	At most 3	0.0246	3.7180	14.2646	0.8878
At most 4	0.0033	0.4973	3.8415	0.4807	At most 4	0.0033	0.4973	3.8415	0.4807

4.4 向量自我迴歸模型

綜合前揭單根檢定與共整合檢定，得出變數差分後為 I(1)時間序列，且變數間不存在共整合關係，故接下來將使用向量自我迴歸模型進行分析。依 AIC 準則選擇落後期為 2 期，並將差分後之 I(1)時間序列置入 VAR 模型中，模型參數採用有截距項與沒有時間趨勢項模式，實證顯示如下表 4 - 9：

表 4-9 向量自我迴歸模型實證結果

	DT10Y	DT3M	DLNSP	DLNUSD	DLNWTI
DT10Y(-1)	0.0602 [0.6562]	0.0792 [1.1254]	0.0051 [0.2473]	0.0039 [0.96]	-0.0882** [-2.07]
DT10Y(-2)	-0.0993 [-1.1241]	-0.0291 [-0.4299]	-0.0216 [-1.0885]	0.0008 [0.195]	-0.0831** [-2.0253]
DT3M(-1)	0.1377 [1.1614]	0.0826 [0.9079]	-0.0156 [-0.5847]	0.0074 [1.397]	0.0231 [0.4188]
DT3M(-2)	-0.1735 [-1.4284]	-0.1427 [-1.5311]	0.0073 [0.2685]	-0.0052 [-0.9635]	0.0502 [0.8891]
DLNSP(-1)	-0.2664 [-0.6579]	-0.5288* [-1.7019]	0.0587 [0.6445]	-0.1094*** [-6.0373]	0.3948** [2.0989]
DLNSP(-2)	0.3456 [0.7447]	-0.1133 [-0.3182]	0.0317 [0.3034]	-0.0142 [-0.6848]	0.4854** [2.2513]
DLNUSD(-1)	3.7952* [1.9433]	0.8207 [0.5477]	0.4619 [1.0515]	-0.1002 [-1.1466]	1.0215 [1.1259]
DLNUSD(-2)	-0.1971 [-0.1108]	1.4924 [1.0936]	-0.085 [-0.2124]	-0.024 [-0.3011]	0.7802 [0.9443]
DLNWTI(-1)	0.4334** [2.3858]	0.1461 [1.0485]	-0.0327 [-0.7993]	0.0096 [1.1862]	-0.0156 [-0.1853]
DLNWTI(-2)	0.102 [0.564]	-0.0921 [-0.6639]	0.029 [0.7134]	-0.0013 [-0.1651]	-0.0505 [-0.6009]
C	0.0044 [0.7304]	0.0123*** [2.6734]	-0.0005 [-0.3487]	0.0002 [0.6408]	0.0032 [1.1528]

註 1：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格、LN 為該變數取對數、D 為對該變數進行一階差分。

註 2：*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 信賴水準下的顯著結果。

就本研究所關心之美國十年期公債殖利率而言，可推論「過去 1 期貿易加權美元指數變動率(DLNUSD(-1))」與「過去 1 期 WTI 原油價格變動率(DLNWTI(-1))」對「美國十年期公債殖利率變動率(DT10Y)」為顯著正相關，考量本研究以 WTI 原油價格作為通貨膨脹之替代變數，可驗證通貨膨脹對於美國公債殖利率有顯著影響。

其他變數部分可發現，「過去 1 期 S&P500 報酬率變動率(DLNSP(-1))」對「美國三個月期公債殖利率變動率(DT3M)」為顯著負相關；「過去 1 期 S&P500 報酬率變動率(DLNSP(-1))」對「貿易加權美元指數變動率(DLNUSD)」為顯著負相關；「過

去 1 期、過去 2 期之美國十年期公債殖利率變動率(DT10Y(-1)、DT10Y(-2))」對「WTI 原油價格變動率(DLNWTI)」為顯著負相關、而「過去 1 期、過去 2 期 S&P500 報酬率變動率(DLNSP(-1)、DLNSP(-2))」則對其為顯著正相關；最後有關「S&P500 報酬率變動率(DLNSP)」，實證結果顯示各變數過去走勢對於其預測則皆不顯著，意指這些變數就統計上難以去解釋標普 500 指數的漲跌變化，推測股票指數變化較符合隨機漫步(random walk)及 Fama (1970)提出之效率市場假說，即市場資訊已快速反應於股票指數價格。

另就上述模型結果是否穩定進行穩定性檢驗，檢驗方式採透過 AR 根圖(AR roots graph)觀察向量自我迴歸模型之特性根進行判斷，若特性根之倒數都小於 1，即落在單位圓內，則表示該模型為穩定，從圖 4 - 3 可看到所有變數特性根之倒數均落在單位圓內，表示本研究之 VAR 模型符合穩定性質。

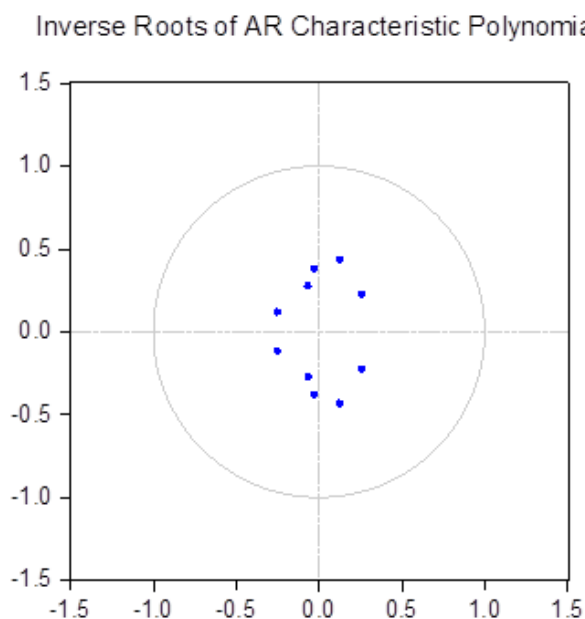


圖 4 - 3 VAR 模型之特性根與單位圓

4.5 Granger 因果關係檢定

以下選定落後期數為 2 期之美國十年期公債殖利率變動率、美國三個月期公債殖利率變動率、標普 500 指數變動率、貿易加權美元指數變動率、WTI 原油價格變動率進行多變數 Granger 因果關係檢定(VAR Granger Causality Test)，檢定結果如下表 4 - 10 至 4 - 14 所示。

表 4 - 10 顯示就短期而言，考量模型中各變數間的相互影響下，在 0.05 的顯著水準下，「WTI 原油價格變動率」的變動會「Granger 影響」美國十年期公債殖利率變動率，且整體亦受變數落後期所影響。



表 4 - 10 多變數 Granger 因果關係檢定：美國十年期公債殖利率變動率

Dependent variable: DT10Y

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DT3M	3.2710	2	0.1949
DLNSP	1.1422	2	0.5649
DLNUSD	3.8325	2	0.1472
DLNWTI	6.0878 **	2	0.0476
All	16.2443**	8	0.0390

註 1：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

註 2：*、**、***分別表示 10%、5%、1%信賴水準下的顯著結果。

表 4 - 11、4 - 12 則顯示就美國三個月期公債殖利率變動率、標普 500 指數變動率而言，在 0.05 的顯著水準下並未有明顯的因果關係，且包含自身之落後期亦不顯著，顯示兩者尚有其他本研究考量外之因素變動。

表 4 - 11 多變數 Granger 因果關係檢定：美國三個月期公債殖利率變動率

Dependent variable: DT3M

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DT10Y	1.4066	2	0.4950
DLNSP	2.9041	2	0.2341
DLNUSD	1.4245	2	0.4905
DLNWTI	1.5032	2	0.4716
All	8.5089	8	0.3854

註 1：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

註 2：*、**、***分別表示 10%、5%、1%信賴水準下的顯著結果。

表 4 - 12 多變數 Granger 因果關係檢定：標普 500 指數變動率

Dependent variable: DLNSP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DT10Y	1.2223	2	0.5427
DLNSP	0.4029	2	0.8175
DLNUSD	1.1846	2	0.5531
DLNWTI	1.1176	2	0.5719
All	3.5714	8	0.8936

註 1：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

註 2：*、**、***分別表示 10%、5%、1%信賴水準下的顯著結果。

表 4 - 13 顯示，就貿易加權美元指數變動率而言，在 0.05 的顯著水準下，與自身落後期最為相關，其餘變數不顯著，顯示貿易加權美元指數自我相關性較高。

表 4 - 13 多變數 Granger 因果關係檢定：貿易加權美元指數變動率

Dependent variable: DLNUSD

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DT10Y	0.9807	2	0.6124
DLNSP	2.7842	2	0.2486
DLNUSD	36.4681***	2	0.0000
DLNWTI	1.4247	2	0.4905
All	45.1547***	8	0.0000

註 1：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

註 2：*、**、***分別表示 10%、5%、1%信賴水準下的顯著結果。

表 4 - 14 顯示，就 WTI 原油價格變動率而言，在 0.05 的顯著水準下，「美國十年期公債殖利率變動率」、「貿易加權美元指數變動率」會「Granger 影響」WTI 原油價格變動率，結合表 4-10 來看，「WTI 原油價格變動率」的變動亦會「Granger 影響」美國十年期公債殖利率變動率，故兩變數間觀察到具相互回饋關係。

表 4 - 14 多變數 Granger 因果關係檢定：WTI 原油價格變動率

Dependent variable: DLNWTI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DT10Y	8.8258**	2	0.0121
DLNSP	0.9947	2	0.6081
DLNUSD	8.3403**	2	0.0154
DLNWTI	2.0304	2	0.3623
All	16.6883 **	8	0.0335

註 1：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

註 2：*、**、***分別表示 10%、5%、1%信賴水準下的顯著結果。

4.6 衝擊反應分析與預測誤差變異數分解

衝擊反應分析是將向量自我迴歸模型中的殘差項進行分析，測試某變數產生一單位標準差的變動下，面對此衝擊其他變數在各期的動態反應情形，本分析採用 Cholesky 分解進行檢定，由於變數之排序順序將影響分析結果，故將變數依其解釋能力以序排列，衝擊反應函數如下表 4 - 15，並繪圖如下圖 4 - 4。

可發現「美國十年期公債殖利率變動率」受到「WTI 原油價格變動率」、「美國三個月期公債殖利率變動率」、「貿易加權美元指數變動率」之衝擊時，會產生正向反應，而對於「SP500 指數變動率」則呈現負向反應，所有衝擊於第 2 期反應最大，後持續遞減，於第 5 日後趨近至 0。

從圖 4 - 5 結合圖來看，可發現「美國十年期公債殖利率變動率」對於自身衝擊影響最大，第一期時約為 7%，隨後明顯遞減，並於第 3 日後開始收斂，其他變數則大約產生正負 1%之變化，以「WTI 原油價格變動率」最為明顯達 1.37%，惟整體影響相對不明顯。

表 4 - 15 衝擊反應函數表

被解釋變數：DT10Y

Period	DT10Y	DT3M	DLNSP	DLNUSD	DLNWTI
1	0.06830	0.00000	0.00122	0.00000	0.00000
2	0.00696	0.00789	-0.00915	0.01053	0.01376
3	-0.00927	-0.00536	0.00074	0.00023	0.00578
4	-0.00586	-0.00234	0.00467	0.00038	-0.00345
5	0.00055	0.00107	0.00118	-0.00079	-0.00169
6	0.00143	0.00058	-0.00084	-0.00039	0.00040
7	0.00013	-0.00003	-0.00032	0.00018	0.00040
8	-0.00024	-0.00011	0.00007	0.00011	0.00000
9	-0.00008	-0.00002	0.00006	-0.00001	-0.00007
10	0.00003	0.00001	0.00000	-0.00003	-0.00002

Cholesky Ordering: DLNSP DT10Y DLNWTI DT3M DLNUSD

註：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

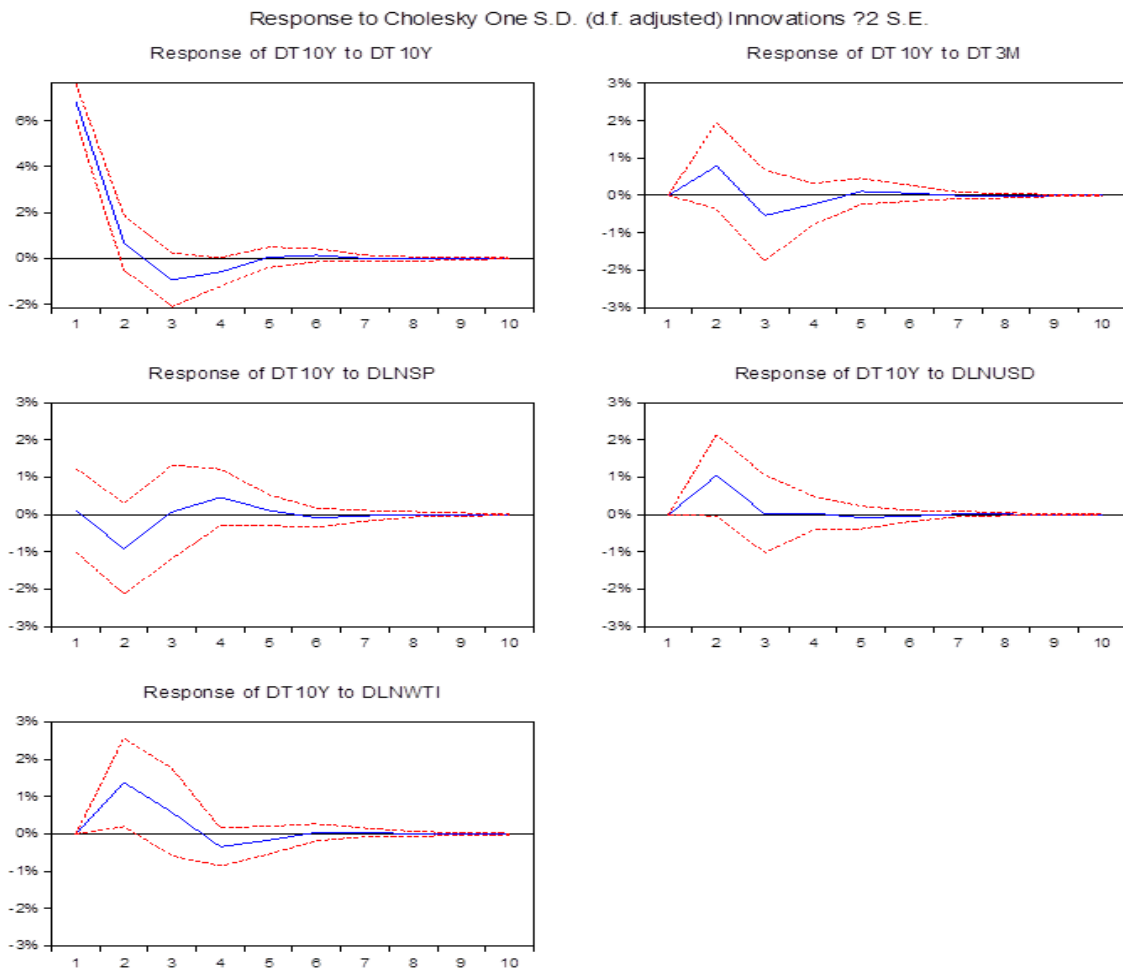


圖 4 - 4 衝擊反應函數圖

Response of DT10Y to Innovations
using Cholesky (d.f. adjusted) Factors

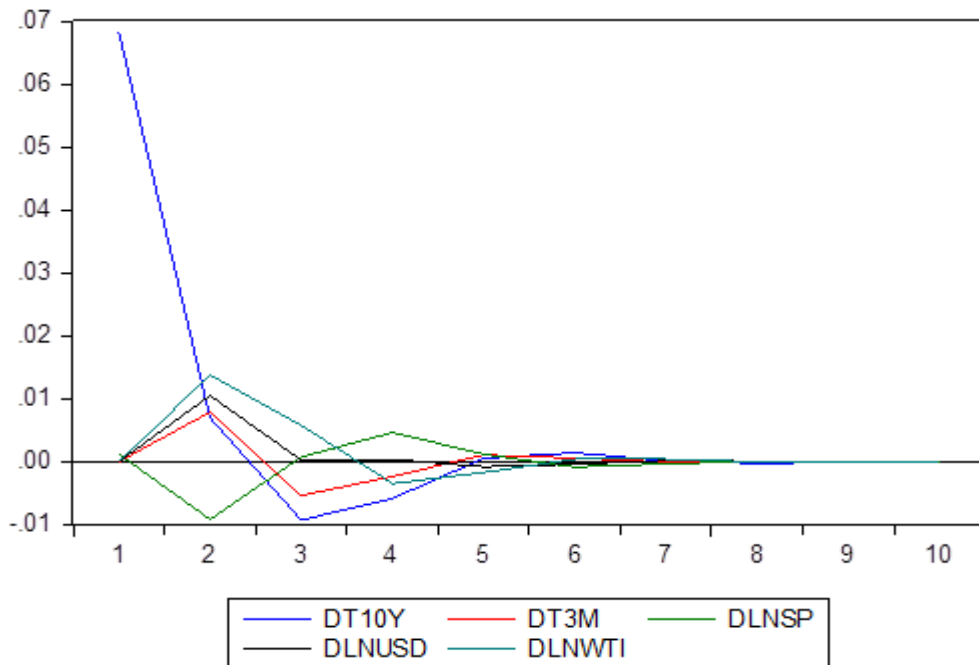


圖 4 - 5 衝擊反應函數結合圖

而預測誤差變異數分解分析方式類似衝擊反應函數，利用向量自我迴歸模型建立美國十年期公債殖利率變動率、美國三個月期公債殖利率變動率、標普 500 指數變動率、貿易加權美元指數變動率、WTI 原油價格變動率之預測誤差變異數分解，分析十年期公債殖利率之變異有多少來自其他變數所貢獻，以助於瞭解變數間短期互動關係，本分析同衝擊反應函數採 Cholesky 分解檢定。

結果如表4-16所示，可以窺見美國十年期公債殖利率變動率於第2期自我解釋之能力就開始下降，於第4期自我解釋能力即低於90%，而其他市場變數隨著期數增加而逐漸上升，其中以「WTI原油價格變動率」最為明顯，於第三期後達到4%，考量資料頻率為日資料，故以變異數分解之結果推論各變數變化就短期而言將快速影響公債殖利率，其中以WTI原油價格解釋能力最高，其他變數也約各有2%之影響。

表 4 - 16 預測誤差變異數分解

被解釋變數：DT10Y

Period	S.E.	DT10Y	DT3M	DLNSP	DLNUSD	DLNWTI
1	0.06831	99.96813	0.00000	0.03187	0.00000	0.00000
2	0.07184	91.32270	1.20490	1.65223	2.14910	3.67106
3	0.07287	90.38504	1.71237	1.61624	2.08996	4.19639
4	0.07337	89.78585	1.79097	1.99907	2.06408	4.36003
5	0.07341	89.68623	1.81001	2.02265	2.07325	4.40786
6	0.07344	89.66770	1.81515	2.03440	2.07475	4.40801
7	0.07344	89.66279	1.81505	2.03617	2.07524	4.41075
8	0.07344	89.66239	1.81526	2.03624	2.07543	4.41067
9	0.07344	89.66223	1.81527	2.03631	2.07543	4.41076
10	0.07344	89.66222	1.81527	2.03631	2.07544	4.41077

Cholesky Ordering: DLNSP DT10Y DLNWTI DT3M DLNUSD

註：T10Y 為美國十年期公債殖利率、T3M 為美國三個月期公債殖利率、SP 為標普 500 指數、USD 為貿易加權美元指數、WTI 為 WTI 原油價格，LN 為該變數取對數，D 為對該變數進行一階差分。

綜合上述 VAR 模型、因果關係檢定、衝擊反應分析與預測誤差變異數分解可發現，通膨變數對於美國十年期公債殖利率變動有一定的解釋力。而此實證結果亦與 Mehra (1998)、Sadorsky (1999) 研究之結果吻合，但本研究美元走強、殖利率卻上揚之現象與 Branson (1977) 提出之論點相反，該研究指出強勢貨幣將吸引資金流入使債券價格上揚(即殖利率下跌)，推測本研究相反之可能原因為樣本期間之取樣關係，當市場發生系統性風險遭到恐慌拋售時，投資人傾向持有美元資產而非風險性投資，如 Jammazi et al. (2017) 研究次貸危機時的股債關係，投資人傾向追求安全(flight-to-quality)的標的，但與當時不同的是目前的修正伴隨著升息循環，故即使較安全之美國公債，也因升息預期而望之卻步。

此外 VAR 及 Granger 檢定亦發現所有變數對 SP500 指數變動率則皆不顯著，顯示難以用其他指數的變化去推論將直接影響股市漲跌，推測股票指數變化仍呈現隨機漫步(random walk)且具 Fama (1970) 提出的效率市場假說，即市場資訊已快速反應於股票指數價格。

第五章 結論

過去已有許多文獻探究經濟數據對債券殖利率之影響，研究的經濟變數包括政策利率、物價、貨幣供給、GDP、股價、匯率等等。本研究欲使用日頻率資料嘗試捕捉過去月頻率經濟變數對債券殖利率的影響。綜合各章的陳述及分析結果，可歸納出在日規模尺度下原油價格(通膨因子)會影響公債殖利率變化，WTI 原油價格變動率與美國十年期公債殖利率變動率具相互回饋關係。衝擊反數及預測誤差變異數分解亦顯示美國十年期公債殖利率變動率有部分可為 WTI 原油價格變動率所解釋。

後續建議方面，本研究樣本取樣期間主要以緊縮期間為例，未探討宣布緊縮效果本身對於債券市場是否有顯著影響，建議後續研究可將樣本拓展至寬鬆期間，並建立虛擬變數進行分析。另本研究以原油價格作為通膨之替代變數，然而 CPI 組成中可以發現其仍有其他部分組成(如房價、食物價格等等)，本研究考量日資料之取得不易而忽略不計，故後續研究可嘗試引入其他細項之日資料進行研究分析，預期相關預測將更為準確。

參考文獻

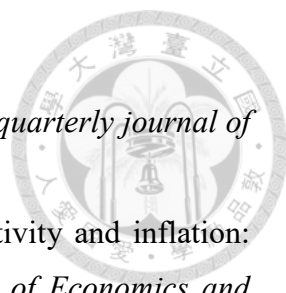


中文參考文獻

- 田瑞駒,黃宇軒. (2022). “以七因子模型分析疫情對臺灣及美國股價報酬率之影響.” *華人經濟研究*, 20(1), 33-52. (Tien,Jui-Chu and Huang,Yu-Xuan. (2022).”Implement Seven-factor model to analyze the Impact of epidemic on Taiwan and United States's stock rate of return.” *Journal of Chinese Economic Research*, 20(1), 33-52.).
- 陳旭昇. (2013). *時間序列分析: 總體經濟與財務金融之應用*. 臺灣東華.
- 葉國俊. (2015). “公債殖利率能否作為解釋國家主權債務違約的良好指標-歐元區, OECD 與重要新興經濟體的實證研究.” *經濟論文*, 43(4), 417-446. (Hsiehlin, Fang-yu and Yeh, Kuo-chun. (2022). “Government Bond Yields and The Sovereign Debt Crises: An Empirical Analysis For The Euro Area, Oecd And The Emerging Markets.” *Academia Economic Papers*, 43(4), 417-446.)
- 蕭宇翔,繆維正. (2021). “以高頻物價數據進行通膨預測.” *經濟論文叢刊*, 49(3), 371-414. (Hsiao,Yu-Hsiang and Miao,Wei-Cheng. (2021). “Inflation Nowcasting Using High Frequency Price Data.” *Taiwan Economic Review*, 49(3), 371-414.)

英文參考文獻

- Akaike, H. (1973). “Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models.” *Biometrika*, 60(2), 255-265.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., and Vega, C. (2007). “Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets.” *Journal of International Economics*, 73(2), 251-277.
- Branson, W. (1977). “Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination.”, IIES Seminar. In: Paper.
- Breitung, J., and Roling, C. (2015). “Forecasting inflation rates using daily data: A nonparametric MIDAS approach. *Journal of Forecasting*,” 34(7), 588-603.
- Chow, E. H., Lee, W. Y., and Solt, M. E. (1997). “The exchange-rate risk exposure of asset returns.” *Journal of Business*, 105-123.
- 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-

- 
- Culbertson, J. M. (1957). "The term structure of interest rates." *The quarterly journal of economics*, 71(4), 485-517.
- Cunado, J., and De Gracia, F. P. (2005). "Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries." *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1), 65-83.
- Engle, R. F., and Granger, C. W. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Estrella, A., and Hardouvelis, G. A. (1991). "The term structure as a predictor of real economic activity." *The journal of Finance*, 46(2), 555-576.
- Fama, E. F. (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work." *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
- Fisher, I. (1930). *Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it.* Augustus Kelly Publishers, Clifton.
- Fleming, M. J., and Remolona, E. M. (1999). "Price formation and liquidity in the US Treasury market: The response to public information." *The journal of Finance*, 54(5), 1901-1915.
- Granger, C. W. (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods." *Econometrica, journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Granger, C. W., and Newbold, P. (1974). "Spurious regressions in econometrics." *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Haubrich, J. G. (2006). "Does the yield curve signal recession?" *Federal Reserve Bank of Cleveland*, 15.
- Hicks, J. R. (1946). *Value and Capital*, Clarendon Press, Oxford.
- Jammazi, R., Ferrer, R., Jareño, F., and Hammoudeh, S. M. (2017). "Main driving factors of the interest rate-stock market Granger causality." *International Review of Financial Analysis*, 52, 260-280.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors." *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Knotek, E. S., and Zaman, S. (2017). "Nowcasting US headline and core inflation."

- 
- Journal of Money, Credit and Banking*, 49(5), 931-968.
- Ludvigson, S. C., and Ng, S. (2009). "Macro factors in bond risk premia." *The Review of Financial Studies*, 22(12), 5027-5067.
- Mehra, Y. P. (1998). "The bond rate and actual future inflation." *FRB Richmond Economic Quarterly*, 84(2), 27-47.
- Modugno, M. (2013). "Now-casting inflation using high frequency data." *International Journal of Forecasting*, 29(4), 664-675.
- Nelson, C. R., and Plosser, C. R. (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications." *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- Palmon, O., and Parker, J. (1991). "Inflation Uncertainty, Real-Interest-Rate Uncertainty, and the Liquidity Premium on Government Bonds." *Financial Review*, 26(4), 459-477.
- Phillips, P. C., and Perron, P. (1988). "Testing for a unit root in time series regression." *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Ross, S. (1976). "The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*," 13(3), 341-360.
- Sadorsky, P. (1999). "Oil price shocks and stock market activity." *Energy Economics*, 21(5), 449-469.
- Said, S. E., and Dickey, D. A. (1984). "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order." *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Sarkar, S., and Ariff, M. (2002). "The effect of interest rate volatility on treasury yields." *Applied Financial Economics*, 12(9), 667-672.
- Schwarz, G. (1978). "Estimating the dimension of a model." *The annals of statistics*, 461-464.
- Sharpe, W. F. (1964). "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk." *The journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Sharpe, W. F. (1970). *Portfolio theory and capital markets*. New York: McGraw-Hill College.
- Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and reality." *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.