

國立政治大學經濟學系碩士論文

住宅抵押貸款證券與總體變數之關連性分析

An Analysis of the Impact of Macroeconomics Variable
on the Return of Mortgage-Backed Securities



指導教授：林祖嘉 博士

研究生：黃慕晨

中華民國一〇七年六月

摘要

2008 年美國次級房貸所造成的金融風暴影響全球的實質經濟，而此次的導火線正是住宅抵押貸款。2000 年科技泡沫讓美國進入低利率的時代，資金便宜加上法規的緣故，讓次級貸款量大幅上升，也讓房價越炒越高。隨著 FED 升息的政策，房價開始走跌，導致違約率與拖欠率大幅的上升，因為同一個資產池的負債已經被包裝且賣出過好幾次，讓借貸關係牽連到許多金融機構與投資人，一連串的連鎖反應讓許多金融機構倒閉，也讓許多投資人血本無歸。過去在金融海嘯前就有文獻評價住宅抵押貸款的價格，一直到金融海嘯後陸續都有模型在評價住宅抵押貸款的價格，但與實際的價格一直有所出入。可能的原因在於過去所使用的無套利模型並沒有考慮到與過去變數之間的關係，只有客戶過去違約率會作為模型的參考依據，但實際上其他總體或個體變數對於違約率或拖欠率都會有影響。故本研究透過時間序列分析住宅抵押貸款與總體變數之間的關係。本研究的資料為 Barclays US MBS Index Total Return Value、S&P CoreLogic Case-Shiller Home price Index、消費者信心水準、聯邦基金利率、個人所得與拖欠率，本研究發現長期來說，拖欠率與 MBS 報酬率有負向關係，個人所得與 MBS 報酬率亦有負向關係，且短期有脫離長期關係時，MBS 市場是有效率的，會以反方向修正回來。短期落後期數方面顯著的有 MBS 報酬率落後一期與兩期的變動率，拖欠率落後兩期的變動率，個人所得落後一期與落後三期的變動率，表示總體經濟變數的落後期數對於 MBS 報酬率有顯著的影響，且透過因果關係檢定可知總體變數大多為 MBS 報酬率的先行指標。

目錄

第一章 緒論.....	5
第二章 住宅抵押貸款證券相關文獻回顧.....	7
2-1 住宅抵押貸款證券化.....	7
2-2 住宅抵押貸款證券評價.....	9
2-3 個體因素.....	10
2-4 總體因素.....	11
2-5 住宅抵押貸款證券之時間序列分析.....	12
第三章 住宅抵押貸款證券之時間序列模型.....	13
3-1 結構性改變.....	13
3-2 單根檢定.....	15
3-3 單根模型選擇.....	18
3-4 向量自我迴歸模型.....	20
第四章 住宅抵押貸款證券之實證結果.....	22
4-1 住宅抵押貸款證券之理論架構.....	22
4-2 總體變數資料.....	23
4-3 總體資料之敘述統計.....	29
4-4 總體變數之結構性改變檢定.....	31
4-5 總體變數之單根檢定.....	33
4-6 Johansen 共整合檢定.....	35
4-7 住宅抵押貸款證券與總體變數之向量誤差修正模型.....	39
4-8 住宅抵押貸款證券與總體變數之因果關係檢定.....	46
4-9 總體變數對住宅抵押貸款證券之衝擊反應函數.....	48

4-10 總體變數對住宅抵押貸款證券之變異數分解.....	50
第五章 結論.....	52
參考文獻.....	54



表目錄

表 4-1 金融海嘯前敘述統計.....	30
表 4-2 金融海嘯後敘述統計.....	30
表 4-3 Augmented Dickey-Fuller Test(Level value).....	33
表 4-4 Augmented Dickey-Fuller Test(First difference).....	33
表 4-5 Phillips Perron unit root test(Level value).....	34
表 4-6 Phillips Perron unit root test(First difference).....	34
表 4-7 最適落後期數選.....	35
表 4-8 共整合檢定檢定.....	36
表 4-9 共整合估計結果.....	38
表 4-10 向量誤差修正模型估計結果.....	43
表 4-11 因果關係檢定.....	47
表 4-12 預測誤差變異數分解.....	50

圖目錄

圖 3-1 單根檢定流程圖.....	19
圖 4-1 流通在外債券組成.....	23
圖 4-2 Bloomberg Barclays US MBS Index Total Return Value Unhedged USD.....	25
圖 4-3 S&P CoreLogic Case-Shiller Home price Index.....	26
圖 4-4 Consumer confidence index.....	27
圖 4-5 Fed fund rate	27
圖 4-6 Personal Income	28
圖 4-7 Delinquency.....	29
圖 4-8 結構性改變 cusum 檢定.....	32
圖 4-9 衝擊反應函數圖形.....	50



第一章 緒論

在美國經濟大蕭條新政府上任後，美國聯邦政府建立了聯邦住宅管理局¹ (Federal Housing Administration, FHA)去協助住宅的建設、收購與修復的工作，並且協助與規範貸款的設計與使用，包括付款方式等。

1938 年美國政府建立了聯邦抵押協會(Fannie Mae)，在抵押貸款市場中建立一個次級市場，投資人可以購買 FHA 所擔保的貸款。1968 年住房和城市發展案 Fannie Mae 也參與其中，當時為了政策需求把 Fannie Mae 拆分成目前的 Fannie Mae 與 Ginnie Mae，此兩機構皆是有政府作為保證的官方機構，除了協助 FHA 所擔保的貸款，也作為退伍軍人管理局(Veterans Administration)與農民家庭管理局(Farmers Home Administration)抵押貸款的後盾。1970 年聯邦政府授權 Fannie Mae 可以購買私人的貸款，也就是那些沒有受到政府官方機構所擔保的貸款，Ginnie Mae 不能購買私人的貸款，並且創立了 Freddie Mac，扮演類似於 Fannie Mae 的角色。

美國房貸抵押債券(MBS)是指金融機構將所持有的房貸或住宅抵押貸款組成群組，透過中介機構的保證後，以其未來所產生的一連串現金流量作為標的，發行證券到資本市場籌資。其中，每一期的現金流量，乃由貸款服務者將借款者每月所償還的本息(包括本金、利息、提前償還金額)，扣除手續費和服務費後，再轉付(pass-through)給投資者，當然投資者也就承擔了借款人的提前償還風險。

1.聯邦住宅管理局(Federal Housing Administration, FHA)是美國經濟大蕭條時期，羅斯福總統為經濟復甦推行的新政之一。其初衷是為了在 1930 年代大蕭條中穩定房價，而長期策略是使美國中低收入家庭可以買得起房子。

隨著投資概念的普及與金融科技的進步，越來越多的衍生性金融商品的出現挑戰著相關政府機構所訂定的法規，也讓金融市場的交易更加的複雜化，了解這些大宗的衍生性金融商品與造成這些商品漲跌的因素對於投資大眾或是訂定法規的機構都是很有幫助的。

2008 年次貸風暴所引發的金融海嘯的主因就是住宅抵押證券，而造成此危機的原因在於低利率催生房市泡沫，金融創新鼓勵過度放貸與金融監管的不足，根據國際貨幣基金(IMF)在 2008 年 10 月估計，此次金融危機造成金融機構損失金額高達 1.4 兆美元，為歷次重大金融危機最大的，除了對金融機構有重大的損失，對全球房市、股市、信貸市場與匯市等等都造成重大的影響。金融市場的大幅度震盪補緊影響投資人情緒，也影響了全球的實質經濟，歐美日三大經濟體系邁入衰退，新興國家的成長幅度也因為此海嘯而趨緩。

過去文獻中許多論文都著重在於評價的部分，考慮到的變數包含個體與總體，但評價出來的結果與實際的價格都有所出入，從時間序列的角度去看許多總體變數與個體變數其實都會受到自身落後期數的影響，而過去評價的文獻中都只用到了當期的資料，只有違約會用到過去的歷史資料，並未考慮到某變數會受到自身落後項與其他變數落後期數的影響，實際借款人的拖欠或是違約會受到許多因素的影響，要確切的模擬出正確的提前款速度與違約機率並不是容易的事情，況且還有外生衝擊的因素，例如金融海嘯等等。本研究主要透過時間序列模型來探討 MBS 報酬率與總體或個體變數的關係，模型考慮到落後期數的影響後，也可以透過因果分析來探討變數之間領先落後關係與是否對於預測其他變數有資訊，最後透過衝擊反應函數分析 MBS 受到其他變數衝擊後的反應，可以讓評價模型有一個參考的依據。

第二章 住宅抵押貸款相關文獻回顧

2-1 抵押貸款證券化

1968 年 Ginnie Mae 擔保了第一個經過批准的貸款人的抵押貸款證券，1971 年 Freddie Mac 發行了第一個抵押貸款證券，資產池主要是以私人標的為主，1981 年 Fannie Mae 發行了第一個抵押貸款。

1960 年政府頒布了房地產投資信託法(Real Estate Investment Trust Act)，允許建立房地產投資基金(REITs)以鼓勵房地產投資，並在 1977 年美國銀行發行了第一個私人的抵押貸款證券，1983 年聯邦儲備委員會修訂了法規，允許經紀商使用抵押貸款證券作為保證金抵押品，此時的抵押貸款證券已經具有跟不可轉債相同的市場定位了。1984 年美國政府通過次級抵押貸款市場增強法案(Secondary Mortgage Enhancement Act)，提升私人抵押證券市場的流動性，且宣布國家機構認可為評級 AA 以上的抵押貸款證券是合法且安全的投資標的，且是相當於投資美國政府公債等風險低且穩定的投資標的。

1986 年免稅的房地產抵押投資管道(Real Estate Mortgage Investment Conduit, REMIC)有助於投資抵押貸款，此法案對 1980 年代與 1990 年代的儲蓄與貸款危機的處理有重要的貢獻，這大大的改變儲蓄和貸款行業及其他聯邦法規，鼓勵了貸款的起源。

2007 年 7 月美國發生了次級房貸風暴，此事件所影響的範圍是歷史以來最廣的也是最嚴重的，造成了全球金融混亂。在 2008 年 9 月雷曼兄弟宣布破產，美林投資銀行被美國銀行併購，美國國際集團(AIG)向 FED 申請緊急融資等重大事件持續擴大，影響也波及全球，形成金融海嘯，各國的股市全面崩盤，投資人信心也跟著動搖，為了穩定金融市場，各國政府也相繼採行貨幣寬鬆政策或其他

有助於資金流通等政策為金融業進行紓困，挽救金融體系的信心，而造成這次主要的關鍵就在於次級房貸證券。

會造成此次金融危機第一個原因在於低利率的環境。2000 年的科技泡沫與 911 事件，引發了通縮危機，FED 從 2001 年 1 月至 2003 年 6 月共降息了 13 次，將聯邦基金利率(Fed Fund Rate)從 6.5%降為 1%，資金因此活絡充滿各個市場，在取得資金成本低的情況下，所有民眾都湧入投資的行列。但一些信用不佳的投資大眾無法透過一般程序取得資金，所以只能透過次級房貸業者去得資金，當時許多次級房貸業者為了賺取佣金把門檻降低且給出優惠，加上當時監管制度沒有很完善，讓當時的次級貸款量大增。

第二個原因在於金融創新所帶來負面的效果。房貸證券化確實可以降低資金成本、提高流動性與分散風險的功能，金融機構可以把次級貸款的風險透過證券化把風險移至資本市場由投資大眾來承擔，此時金融機構有更多的資金去貸款給下一批信用不佳卻想借錢的投資大眾，如此循環擴大次級貸款的總量。另外投資銀行也與特殊目的公司(Special Purpose Vehicle)合作推出像是擔保債務憑證(Collateralized Debt Obligation;簡稱 CDO)等商品，原理是把 MBS 作為抵押資產，衍伸出來的金融商品，還有信用違約互換交易(Credit default swap;簡稱 CDS)的出現，類似於買保險的概念，MBS 投資人額外去向第三方購買 CDS 以規避違約風險，種種衍生性金融商品讓交易市場更加的複雜。

種種原因讓市場上資金充沛，投資人沒有危機意識，經濟、股市、債市與房市都出現了榮景，金融機構推出高槓桿的衍生性商品，因為收益高也被大眾所接受。但隨著 FED 從 2004 年至 2006 年連續升息 17 次，聯邦基金利率從 1%提升至 5.25%，美國房市崩跌引發次級房貸風暴，那些信用不佳的投資人違約透過 MBS、CDO 與 CDS 等衍生性金融商品連鎖反應，導致了全球金融危機。

2-2 住宅抵押證券評價

最早研究建模去評價MBS的是Dunn and McConnell(1981)，他利用一因子模型去評價，該模型假設借款人存在提前還款的機率，當市場上有投資報酬率更好的標的(MBS)則會提前還款。Brennan and Schwartz(1985)使用二因子模型，該模型假設借款人存在提前還款機率，當市場上其他投資標的(MBS)的投資報酬率標的的高低，都會發生提前還款的可能。Dunn and McConnell(1981)與Brennan and Schwartz(1985)皆是運用或有索取權理論(contingent claims theory)的概念，也就是借款人會極大化隱含利率選擇權，在當下提前還款或是延後提前還款比較利益後作出抉擇看是否履約。Dunn and Spatt(2005) and Stanton and Wallace(1998)延伸了上述的方法，提前還款的抉擇不是極大化隱含利率選擇權，而是極小化一生貸款成本。

後來的文獻加入了違約的因子，也就是同時考慮了提前還款與違約的可能。例如Titman and Torous(1989), Kau, Keenan, Muller, and Epperson(1992), and Kau and Slawson(2002), Doening, Stanton, and Wallace(2005), Longstaff(2005)等等的論文，但模型所定預測與定價出來的現金流與MBS價格皆與實際上的有所落差。

後來文獻就比較多為偏向實證的方法，例如Schwartz and Torous(1989, 1992, 1993), Richard and Roll(1989), 及Deng, Quigley, and Van Order(2000)的論文皆是此架構的文章。在此架構下利率是在風險中立的假設下模擬出來的，提前還款模型則是建立在歷史數據所估計出來的機率，在利率路徑模擬出來後，根據不同路徑去設定不同的現金流量，但此架構下的模型並沒有考慮到利率變化所帶來的影響。但是此架構的模型依然不被市場上的交易員所認同，最主要的原因還是在於所估計出來的價格跟所預測出來的提前還款機率與實際有所落差，所以後續加入了期權調整價差(Option-adjusted spread)。

Cheyette(1996), Chen(1998), Chan(1998), 及 Chaudhary(2006)首先架構出考慮選擇調整價差概念的模型，此架構讓計量模型在估計提前還款的現金流時考慮到選擇權價差調整，也就是考慮到了利率與現金流量的波動性。例如提前還款會因為選擇權調整價差而乘上一個倍數，波動越大倍數就越大，模型的優點在於可以根據不同的MBS(interest-only或principal-only)去評估風險溢酬，但缺點在於不同的MBS都需要校正，不同的MBS(interest-only或principal-only)有不同波動所帶來的倍數，並沒有一個一致通用的模型去評價不同種類或票面利率的MBS。Levin and Davidson (2005)延伸了此模型，選擇權調整價差會受到兩個變數影響而有兩個倍數存在，一個是總體因素而導致風險上升，另一個是在融資風險，優缺點與上述的大致相同。

Schwartz and Torous(1989)將實證的提前還款方程式放入二因子模型，提前還款的機率會隨著資產池裡面的貸款剩餘年數而有所變化，通常是隨著剩餘年數減少，提前還款的機率也會跟著下降。Dunn and Longstaff(2017)延伸模型變為三因子模型，加入了總體因素，提前還款不僅受到利率的影響，也會受到另外兩類型的變數影響，第一種是偏向個體因素的影響，失業率、加計單位所得與取消贖回權，另外一類型則是利率相關的總體因素，此模型有別於1989年文章裡所使用的實證題錢環款方程式，改使用隱含提前還款方程式，也就是考慮到前面所提到的兩類型變數，此篇論文發現抵押貸款確實有著提前還款的溢酬，且此兩類型的變數扮演著很重要的角色。

2-3 個體因素

個體因素主要著重於借款者的特質，例如年齡、教育程度、薪資水準、婚姻狀況等，而這些特質對於提前還款抑或是違約是否有影響是個體因素基準的關鍵。

Ingram and Frazier(1982)指出幾乎所有的研究者在分析時都會考量個體因素，而且這些屬性大多為顯著的，Vandell and Thibodeau(1985)分析借款人違約與否發現個人的屬性因素是重要的解釋變數，這些變數例如婚姻狀況(Vandell, 1978 ; Canner et, 1991)、職業(Herzog and Earley, 1970 ; Webb, 1991; Lawrence, 1992)、借款人過去信用狀況(Grandner and Mills, 1989 ; Lawrence, 1992)、借款人所得(Von Furstenberg, 1969 ; Von Furstenberg and Green, 1974)、借款人年齡(Von Furstenberg, 1969 ; Canner, 1991 ; Lawrence , 1992)、教育程度(盧秋玲與郭姿伶,2000 ; 李桐豪與呂美慧,2000)、撫養親屬人數(Morton,1975 ; Canner, 1991)等;但 Webb(1982)提出性別、種族、年齡與貸款拖欠並沒有顯著關係，Herzog and Earley(1970)也提出貸款者年紀、婚姻狀況、撫養親屬人數與貸款拖欠沒有顯著關係，總合以上文獻發現借款人的特質中借款人所得、信用狀況、職業、教育程度對繳交貸款與否有顯著的影響，但年齡、婚姻與撫養親屬人數則沒有一致的結論。

2-4 總體因素

金融機構在貸款的當下可以收集到很多借款者的資訊，例如性別、職業、年齡及教育程度等，藉由設計貸款契約來控制借款者以符合金融機構期待之個人特性，降低違約之機率。但總體因素並不像個體因素可以透過契約來掌控，總體因素的改變可能造成借款者個人特性的轉變，例如經濟不景氣導致失業率上升，借款人整體可支配所得下降導致違約與拖欠的機率上升等，或是貸款利率上升導致拖欠機率的上升。研究總體變數與住宅抵押貸款違約與拖欠與否的有以下，Jung(1962)、Page(1964)發現貸款利率的變化會影響借款人是否會違約，Vandell(1978)、Grandner and Mill(1989)、Deng(1996)與林左裕(2004)發現失業率與離婚率會影響貸款人違約與否，Kau and Keenan(1999)發現房屋價格變動對於貸

款人違約與否也有顯著影響，林左裕(2004)也提出金融海嘯等全球性金融衝擊對貸款人違約也是有顯著影響的。綜合以上文獻可發現，貸款利率、失業率、離婚率、死亡率、房屋價格變動、金融風暴等總體因素是造成違約的因素，同時也可能是造成拖欠的原因。

2-5 住宅抵押貸款證券化之時間序列研究

Kolari , Frase and Anari(1998)探討證券化對於貸款市場的報酬的影響，運用共整合分析抵押貸款證券與貸款利差、提前還款速度(PSA)、違約風險之間的關係，此篇結果發現貸款證券化有助於增加貸款市場的流動性且降低房屋貸款的利率，然而對於利率下降或其他因素而導致提前還款的機率上升。Steven Yodd(2001)也探討抵押貸款證券化對於房貸成本的影響，以票面利率與手續費來衡量貸款成本，與上篇相比加入了其他變數，例如手續費、公債波動度、公司信用利差、公債期貨等變數，結果發現並沒有證據證明抵押貸款證券化會降低貸款成本，但是證券化有效降低貸款所帶來的手續費。Mukaramah Harun and Yusuf haji Othman(2007)也研究馬來西亞市場中房貸證券化與房貸利差之間的關係，研究時間為1988年到2003年，與上述文獻相同的認為證券化是有效活絡貸款市場增加流動性並降低貸款利率的。

第三章 住宅抵押貸款與總體變數之實證模型

經濟資料大致上可以分為三種類型，包括為時間序列資料(time series)、橫斷面資料(cross-sectional data)、追蹤資料(panel data)，例如 1980 年到 2010 年台灣的儲蓄率資料屬於時間序列資料，1980 年台灣各個縣市的儲蓄率資料屬於橫斷面資料，那 1980 年到 2010 年台灣各縣市的儲蓄率則屬於追蹤資料。

本研究資料皆屬於時間序列資料，是隨著時間軸所記錄出來的資料，頻率可分為年、季、月與日等，時間序列資料與橫斷面資料最大的差別在於時間序列資料是依時間排序，並不是隨機抽樣。透過時間得排序往往會隱含重要的資訊，例如一個事件衝擊可能會影響幾期後的某變數，這種衝擊並不會立即反應，而是透過某種關係去間接影響稱為遞延效果。

3-1 結構性改變：

在研究時間序列資料時，如果所選取的資料時間較長，或是樣本期間有重大的經濟因素改變，可能會因為這些經濟因素的改變導致過去的資料或誤差和當期的資料之間的關係產生改變，也就是考量模型是否存在結構性改變(Structural change)，才能降低模型估計的錯誤，避免統計推論或是預測發生問題。

文獻中常用的檢定方式為 Cusum 檢定，Cusum 檢定利用逐次迴歸殘差(recursive residual)。如果沒有結構性改變的話，不論用哪一段資料所估計出來的模型來進行樣本外預測(one-step ahead forecast)，誤差不會太大，反之，如果模型出現了結構性改變，則估計出來的模型來進行預測的話，所產生的誤差會越來越大，Cusum 檢定利用此概念來判斷資料是否存在結構性改變，舉例如下：

假設有一個變數真實的 DGP 為 AR(1)如下：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + e_t$$

如果總樣本數為 T 個，則利用用本中的任一小段子樣本(sub-sample)，例如 $[1,n]$ 為所選取的子樣本，估計出來的模型去預測 $n+1$ 期應該不會有太大的誤差產生，同理，如果所選取的子樣本為 $[1,n+1]$ ，那麼估計出來的模型來預測 $n+2$ 期應該也不會有太大的誤差，以此類推，逐一增加一個子樣本直到所選取的子一本為 $[1,T-1]$ ，然後預測最後一期為止。每一次的預測值與實際值的誤差(逐次迴歸誤差)可表示為以下：

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{y}_t, t=n+1, n+2, \dots, T$$

所以如果選用的 DGP 沒有結構性改變，如此處的 AR(1)，那虛無假設就是

$$E(\hat{e}_t) = 0$$

且 $\hat{e}_t \sim (0, \sigma^2)$ ，我們將逐次迴歸殘差預測值的條件變異數用以下形式來表示：

$$\sigma_{r,t} = \text{Var}(\hat{e}_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1)$$

則標準化過後的變數我們定義為：

$$w_t = \frac{\hat{e}_t}{\sigma_{r,t}}, \text{ 其中 } t=n+1, n+2, \dots, T$$

在虛無假設成立的的前提下，根據 Kmenta (1986) 指出， w_t 會是常態分配

$$w_t \sim N(0, \sigma^2)$$

$$w_t \text{ 的平均數為： } \bar{w} = \frac{1}{T-n} \sum_{s=n+1}^T w_s$$

$$\text{而 } w_t \text{ 的變異數為： } \hat{\sigma}_w = \frac{1}{T-n-1} \sum_{s=n+1}^T (w_s - \bar{w})^2$$

$$\text{令一個新的變數 } W_t = \sum_{s=n+1}^t \frac{w_s}{\hat{\sigma}_w}$$

在虛無假設成立的前提下，當 $t=n$ 時， w_t 的值會介於

$$-\theta\sqrt{T-n} < W_t < \theta\sqrt{T-n}$$

而當 $t=T$ 時， w_t 的值會介於

$$-3\theta\sqrt{T-n} < W_t < 3\theta\sqrt{T-n}$$

其中的 θ 是臨界係數，當顯著水準為 5%時， $\theta=0.948$ ，當顯著水準為 1%時， $\theta=1.143$

在不同的 t 值下會有不同的臨界值，在圖形上會形成一個傘狀的區域，若是檢定出來的圖形，變數超出此區域表示存在結構性改變。

3-2 單根檢定：

在分析時間序列資料時，我們最先檢視的是這筆資料是否為定態，如果一組時間序列資料有單根(Unit Root)，代表此變數的序列的特性根方程式的解或其中一個解等於 1。

根據 Brooks(2002)的定義，定態可分為強勢定態(strictly stationary)與弱式定態(weakly stationary)。

一. 強勢定態：如果一組隨機過程 $\{y_t = 1, 2, 3, \dots\}$ ，如果 $(y_{t1}, y_{t2}, \dots, y_{tn})$ 的機率分配與 $(y_{t1+k}, y_{t2+k}, \dots, y_{tn+k})$ 相同，代表此隨機過程為強勢定態過程。

二. 弱式定態：如果一隨機過程滿足下列條件代表此隨機過程為弱勢定態。

$$E(y_t) = E(y_{t-i}) = \mu_y$$

$$var(y_t) = var(y_{t-i}) = \sigma_y^2$$

$$cov(y_t, y_{t-i}) = cov(y_{t-j}, y_{t-i-j}) = \gamma_i, \text{ for all } t, t-i, t-i-j$$

一般而言，過去文獻上所用的定態檢定所指的是弱式定態。

以一個簡單的一般式來表示，AR(2)可以表示成：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2}$$

若用 lag 的運算方式表示，可以將上式改寫成：

$$(1 - a_1 L - a_2 L^2)y_t = a_0$$

特性根方程式為 $(1 - a_1 L - a_2 L^2) = 0$ 。透過因式分解可將上式分解為：

$$(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L) = 0$$

展開變為：

$$1 - (\lambda_1 + \lambda_2)L + \lambda_1\lambda_2L^2 = 0$$

從上式可以得出 $a_1 = \lambda_1 + \lambda_2$, $a_2 = -\lambda_1\lambda_2$, L 的兩個根為 $L = 1/\lambda_1$ 或 $1/\lambda_2$ 。只要 λ_1 或 λ_2 其中一個為 1 或者兩個皆等於 1 , 則稱此 AR(2) 的時間序列具有單根。

定態的時間序列或者說定態過程(stationary process)在分析時間序列資料扮演重要的角色, 在給定時間的前提下, 每個變數都會有機率分配, 一個定態的時間序列是指隨著時間的改變, 這些機率分配都是穩定的, 若有一個衝擊在 t 期發生, 以定態的時間序列來說, 衝擊所帶來的影響是暫時的, 影響會隨著時間變小, t+3 所受到的衝擊會比 t+2 的小, 如果時間序列不是穩定的, 有就是非定態的話, 一個衝擊的產生並不會隨著時間而減少, 而是一直存在的, 這會使得時間序列不會收斂到長期均衡的狀態。

一般文獻常用的單根檢定方法為 Dickey-Fuller Test 單根檢定(簡稱 DF 檢定)與 Phillips-Perron 單根檢定(簡稱 PP 檢定)。為了解決 DF 檢定殘差有自我相關的問題, 進一步發展出 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定(ADF 檢定), ADF 與 DF 最大的差別在於加入了自變數差分的落後期, 讓估計出來的殘差符合白噪音(white noise)的性質, 此篇論文會以 ADF 檢定為主要檢定模型。

1. Dickey-Fuller 單根檢定

由 Dickey and Fuller(1979)提出, 因為 DF 檢定是利用最小平方法(Ordinary Least Squares, 簡稱 OLS), 因此迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質, 對估計出來的迴歸係數的性質會造成影響。DF 檢定的臨界值並不適用一般的 t 檢定臨界值, 所以 Mackinnin(1991)利用蒙地卡羅模擬法建立檢定的臨界值。

DF 檢定有下列三種檢定形式：

(1) 未包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2) 包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3) 包含截距項與時間趨勢

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

其中虛無假設為 $H_0 : \gamma = 0$ ，若時間序列無法拒絕 H_0 ，代表此時間序列具有單根，為非定態變數。不同的檢定模式其臨界值也會有所不同，通常 DF 檢定中待估的變數越多臨界值也就越大。

2. Augmented Dickey-Fuller 單根檢定

殘差出現自我相關讓導致就計出來的 DF 值不正確，進而導致無法拒絕虛無假設，使得 DF 檢定力不足。故 Said and Dickey(1984)提出 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，加入了自變數差分的落後項，來解決殘差有自我相關的問題，ADF 檢定一樣有三種形式：

(1) 未包含截距項與時間趨勢項：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

(2) 包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

(3) 包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

與 DF 檢定相同，虛無假設為 $H_0 : \gamma = 0$ ，若無法拒絕虛無假設代表此時間序列具有單根，不是定態的變數。

3-3 單根模型選取：

以 ADF 檢定來說，有三種檢定形式可以選擇，若有一時間序列資料真實的產生過程與檢定的形式不符合，也會導致檢定力下降，可能讓原本為定態的序列被判定為非定態，所以選擇正確的檢定模式是非常重要的。

Doldado, Jenkinson and Sosvilla-Rivero(1990)提出了選取模式的流程，通常在進入流程前會先以變數資料特走勢圖來判斷是否有趨勢存在，此狀況就優先考量模型中選擇有放入截距項與趨勢項的。本篇文獻篩選流程從包含最多的模型開始逐一篩選，如果在流程中拒絕有單根的存在，就不需要進到下一個流程，如果無法拒絕虛無假設就對時間趨勢項進行 T 檢定，判斷其是否顯著來決定是否時間趨勢要加入模型，如果時間趨勢是顯著的，則檢定 $\gamma = 0$ 即可，若是時間趨勢項不顯著的話，就進行到下一個模型，也就是只包含截距的部分，以此類推，下圖為流程圖方便了解。

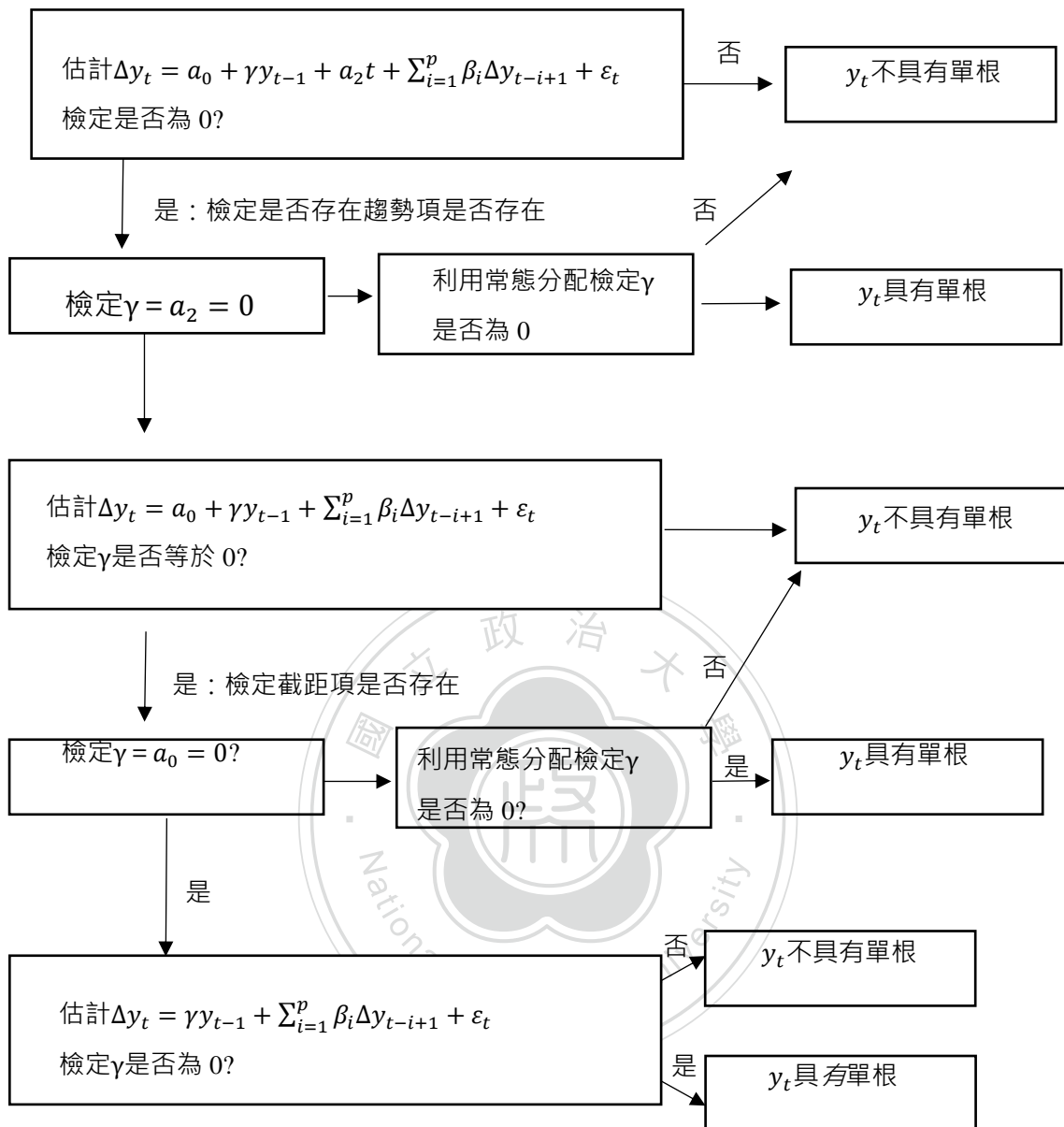


圖 3-1 單根檢定流程

最適落後期選取方法：

再進行檢定前要先確認自變數落後項的期數，也就 ADF 檢定修正 DF 檢定所加入用來消除殘差自我相關的變數，期數選擇太長或是太短都會使估計得結果產生偏誤，所以正確的期數選擇才能讓模型正確的被選擇。一般實證上常用的最適落後選取方法有 AIC、BIC 與概似比檢定(LR Test)，分述如下。

1. AIC(Akaike Information Criterion)

AIC 由 Akaike(1973)所提出，此方法判斷的標準為選取最小的 AIC 為最適落後期數，但利用 AIC 法所篩選出的模型容易有過度配適(overfitting)，也就是落後期數過長的問題(over-parameterization)，會有這種問題是因為 AIC 準則下懲罰項較小的關係，懲罰項是對於期數選擇越多所減少的自由度所設置的平衡機制，AIC 的懲罰項較不敏感，自然就會有過度配適的問題。AIC 計算公式為：

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

其中 T 為樣本總數， $\ln(SSE)$ 為 SSE(殘差平方和)取自然對數，k 為待估參數總數。

2. SBC(Schwartz Bayesian Information Criterion，亦可簡稱為 SBIC 或 SC)

SBC 是由 Schwartz 於 1978 年所提出，其準則是以選取最小的 SBC 值作為模型的最適落後期數，與 AIC 準則相比會傾向選出較精簡的模型，有就是落後期數較短的模型，原因在於 SIC 公式中的懲罰項較敏感，因此較不容易產生過度配適的問題，資料樣本數越大時，SBC 準則會比 AIC 準則高。SBC 的計算公式為：

$$SBC = T \times \ln(SSE) + k \times \ln(T)$$

其中 T 為樣本總數， $\ln(\text{SSE})$ 為 SSE (殘差平方和)取自然對數， k 為待估參數總數， $\ln(T)$ 為樣本總數取自然對數。

3-4 向量自我迴歸模型(Vector Autoregression Model)

向量自我迴歸模型於 1980 年由 Christopher Sims 提出，將所有變數視為內生變數(endogenous variable)，VAR 模型是將當期變數對所有變數的若干落後期數進行迴歸分析變數之間動態的關係，將單變數自我迴歸推廣到由多元時間序列變數組成的向量自我迴歸模型。這樣的做法不帶有任何預先的假設去限制變數之間的關係，此模型是處理多個經濟變數分析與預測最容易操作的模型之一，在一定的條件下，多元 MA 和 ARMA 也可以轉化為 VAR 模型。底下簡述 VAR 模型：

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + e_t$$

其中： c 是 $n \times 1$ 常數向量， a_i 是 $n \times n$ 矩陣。 e_t 是 $n \times 1$ 誤差向量，且滿足底下條件：

1. $E(e_t) = 0$ ，誤差項的平均數為 0
2. $E(e_t e_t^*) = \Omega$ ，誤差項的平方矩陣為 Ω (一個正定矩陣)
3. $E(e_t e_{t-k}^*) = 0$ ，對所有不為 0 的 k 都滿足，誤差項不存在自我相關

上述變數的最適落後其數可根據先前所提到的 AIC、SBC 方法來判斷。

常用於向量自我迴歸模型建模後的兩項工具為衝擊反應函數(Impulse response function)與誤差變異數分解(variance decomposition)。衝擊反應函數提供我們當其他衝擊不變下，一組時間序列受到特定衝擊後是如何反應且到達什麼樣的長期水平，而誤差變異數分解是衡量誤差的變異數分解成不同比例受到衝擊的影響。

第四章 住宅抵押貸款證券之實證結果分析

4-1 住宅抵押貸款證券之理論架構

截至 2016 年底，MBS 佔美國流通在外的債券高達 23%，僅次於 treasury，且有逐年上升的趨勢存在(詳見圖 4-1)，由此可見對於債券市場或是一些衍生性金融商品(CDS.CDO..等)甚至是股市都有可能造成連動的影響。從過去文獻得知在 MBS 評價方面，隨著時間的演進加入了許多變數，但模型評價出來的理論價格一直與實際的價格有所出入，可能的原因於所用的資料都只考慮當期，只有違約率考慮到過去的資料，但不論是個體或是總體的資料多少都會受到自身落後期數的影響，所以在捕捉違約與拖欠時，把落後期數的因素考慮進去可能會有比較好的結果，過去文獻大多用羅吉斯迴歸，適用於被解釋變數可以是類別變數，主要討論變數之間有什麼互相影響的關係，時間序列主要在探討變數之間落後期數的關係，本研究將透過時間序列模型去探討 MBS 價格與總體變數間落後期數之間的關係。

根據過去文獻可以知道房價與提前還款的機率是正相關的，房價越高，貸款人財富上升有誘因去提前還款，預期對 MBS 報酬率有負向的影響。利率對抵押貸款證券的影響可分為兩種力道，一種是與一般債券一樣是負相關的，另外一種是提前還款對於價格的影響，提前還款會讓 MBS 投資人面臨到在投資風險(Reinvestment risk)，當利率上升時，提前還款的機率會下降，預期對 MBS 報酬率為正向影響;當利率下跌，提前還款的機率上升，預期對於 MBS 報酬率為負向的影響，本研究會針對此兩種力道來檢驗哪個力道會比較大。而消費者信心指數主要是反應民眾對於總體經濟環境信心的強弱程度，經濟環境越好對於民眾的所得是有正向的關係的，進而使提前還款的機率上升，預期對於 MBS 造成不利的

影響，但是從違約率的角度來看，消費者信心指數與違約率是負向關係，所以對於 MBS 來說是正向的影響，所以本研究會去探討此一正一負的影響哪一個力道比較大。個人所得與消費者信心水準一樣有兩種力道，個人所得上升有可能去提前還款，但違約率相對的也會下降。拖欠率預期對於 MBS 來說是負向影響，因為現金流如果不能如期的還款對於投資人來說是非常不利的，會讓投資人面臨遞延風險(Extension risk)，故對於 MBS 的報酬是負向的影響。

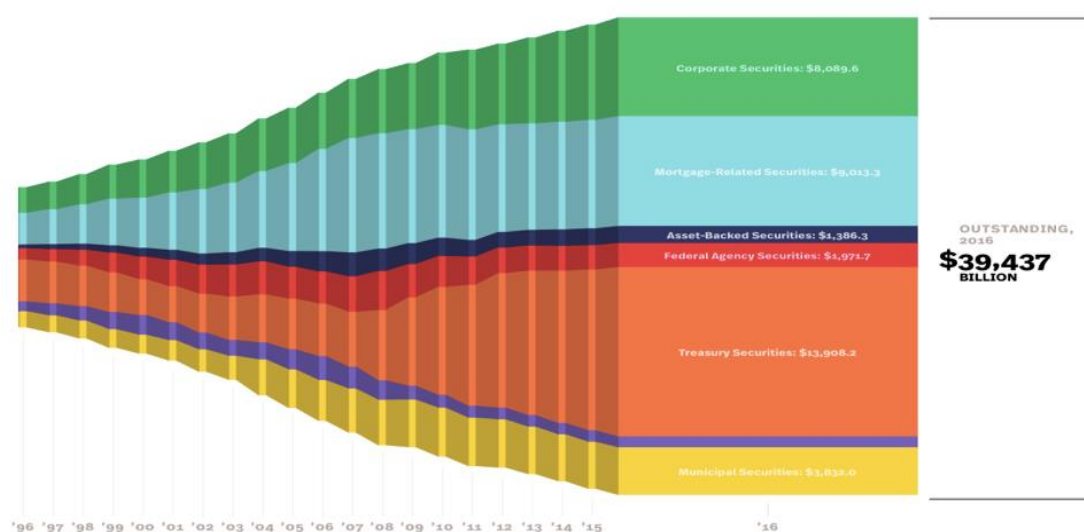


圖 4-1 流通在外債券組成(資料來源：Securities Industry and Financial Market Association)

4-2 總體變數資料

由於 MBS 為金融海嘯發生的主因，發生的時間為 2008 年，為了與 2000 年的科技泡沫區分開來，所以本研究選取的時間為 2001 年 1 月至 2017 年 3 月的月資料，資料地區為美國，共 195 筆資料，資料皆來自 bloomberg 資料庫，那在進行分析前，因為所選取的資料的差距太大，所以針對聯邦基金利率以外的資料進行取自然對數，。

1. Bloomberg Barclays US MBS Index Total Return Value Unhedged USD

Bloomberg Barclays US MBS index 是追蹤三大機構所發行的 MBS，包含 Freddie Mac、Fannie Mac 與 Ginnie Mae，資料頻率為月資料，幣別為美元，避險類型屬於為避險，指數的計算是利用市場價值為權重進行加權。

從 2001 年後因為科技泡沫與 911 事件後，美國實施降息措施，FED 從 2001 年 1 月至 2003 年 6 月共降息了 13 次，將聯邦基金利率(Fed Fund Rate)從 6.5%降為 1%，因為市場資金充裕的關係，圖 4-2 中的住宅抵押證券報酬率指數在 2001 年到 2007 年呈現上升的趨勢，與房價有相同的走勢，在金融海嘯期間呈現持平與微幅下降，符合當時由 Freddie Mac、Fannie Mac 與 Ginnie Mae 所發行的 MBS 中只有少部分受到影響，所以並不至於讓整個指數有明顯的下降，但是讓上升的趨勢趨緩下來。再來比較明顯的部分是 2013 年的下降，因為金融海嘯後美國實施降息措施來挽救經濟，隨著經濟與房價的復甦，美聯儲的主席伯南克在 2013 年五月的時候暗示要開始進行遞減式的寬鬆政策，這讓投資人提前反應並出售手中的 MBS，導致在 2013 年有短暫的下降，之後隨著走出金融海嘯的陰霾後經濟開始成長，房價也開始成長回穩。

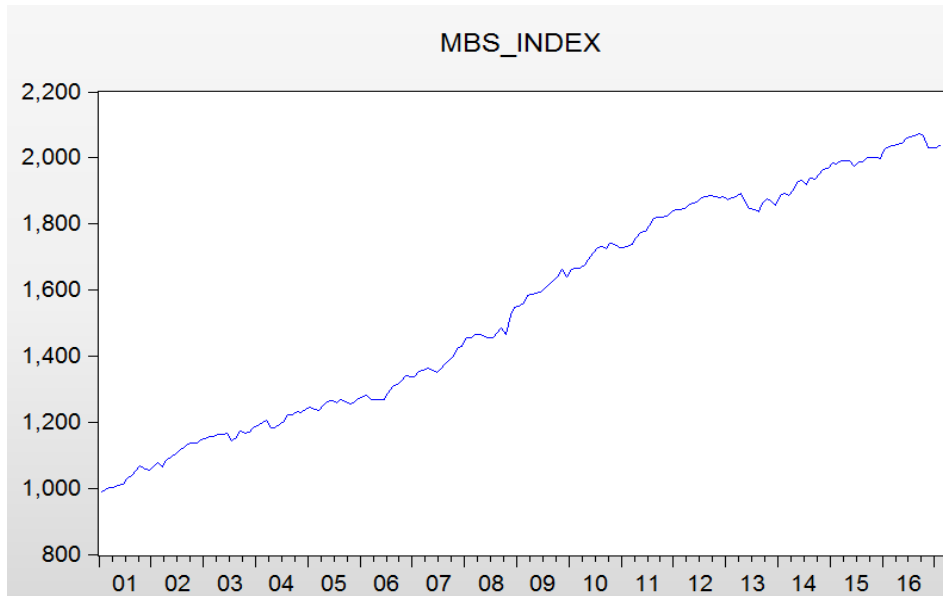


圖 4-2 Bloomberg Barclays US MBS Index Total Return Value Unhedged USD

資料來源：本研究整理

2. S&P CoreLogic Case-Shiller Home price Index

此指標是美國住宅房地產價格的主要衡量指標，追蹤全國以及 20 個大都市地區住宅房地產價值。科技泡沫與 911 恐怖攻擊所帶來的潛在通貨緊縮，所以當時美國政府於 2001 年至 2003 年共降息 13 次，從 6.5% 降至 1%，資金成本低廉讓市場流動性大增。但這過程中因為缺乏適當的金融監管，讓次級房貸大幅的提升，由圖 4-3 中可看出 2001 年至 2006 年房價指數不斷上升，隨著 FED 步入升息循環，房市開始崩跌造成次級貸款人拖欠或違約，金融海嘯後房價慢慢回穩。

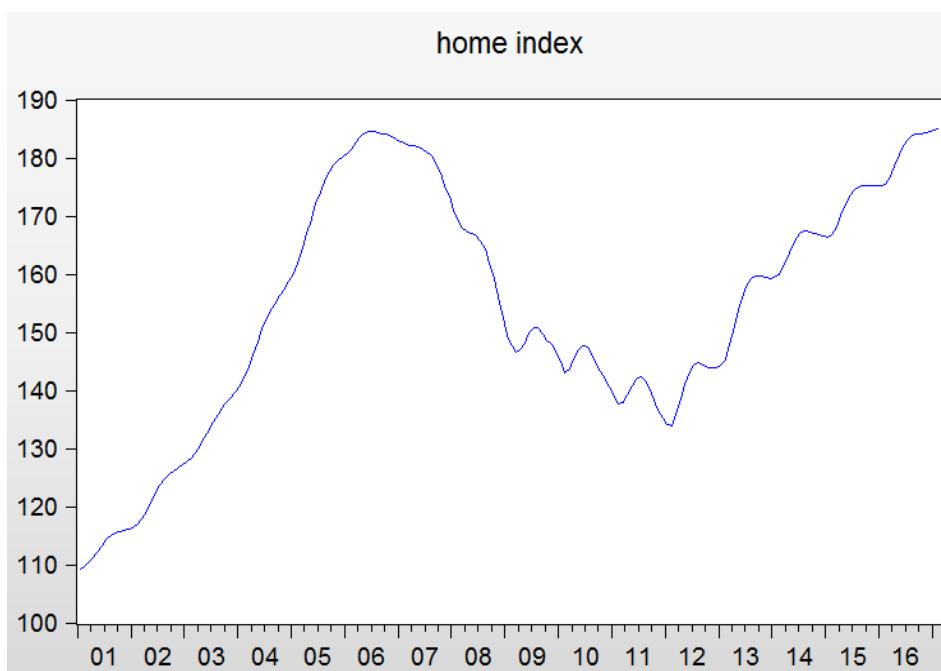


圖 4-3 S&P CoreLogic Case-Shiller Home price Index

資料來源：本研究整理

3. 消費者信心指數(Consumer confidence index)

消費者信心指數主要了解民眾對於經濟環境信心的強弱程度，透過抽樣調查消費者目前對於往後六個月經濟景氣的感受，樣本為 3000 戶家庭。由圖中 2001 年上半年可以看出在科技泡沫後消費者信心指數快速的下降而後回升，在 2001 年 9 月發生了 991 恐怖攻擊事件，消費主信心指數再度大幅度的下降，之後隨著時間慢慢回穩。2008 年時次貸風暴引發金融海嘯導致全球的經濟面受到很大的衝擊，消費者信心指數有巨幅的下降，比起科技泡沫與 911 恐怖攻擊大許多，之後隨著政府的寬鬆政策與經濟狀況穩定，指數慢慢回到 2000 年的水平。

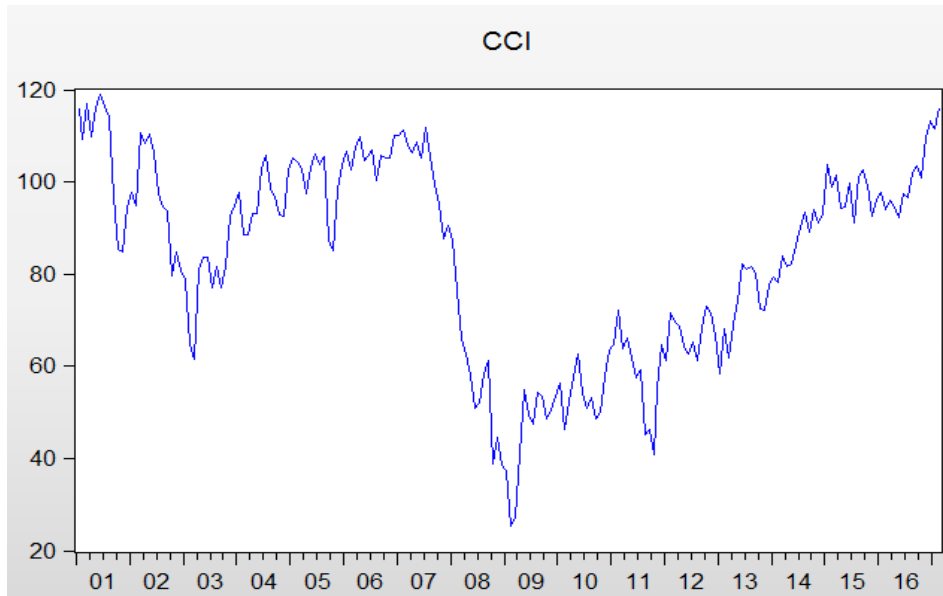


圖 4-4 Consumer confidence index

資料來源：本研究整理

4. 聯邦基金利率(Fed fund rate)

聯邦基金利率為美聯儲會員銀行間的隔夜拆款利率，利率水平由市場供需決定，因為隔日拆所以變動十分頻繁，所以對貨幣市場銀根鬆緊為最敏感的指標，從 50 年代開始逐步成為美國貨幣政策的短期目標。

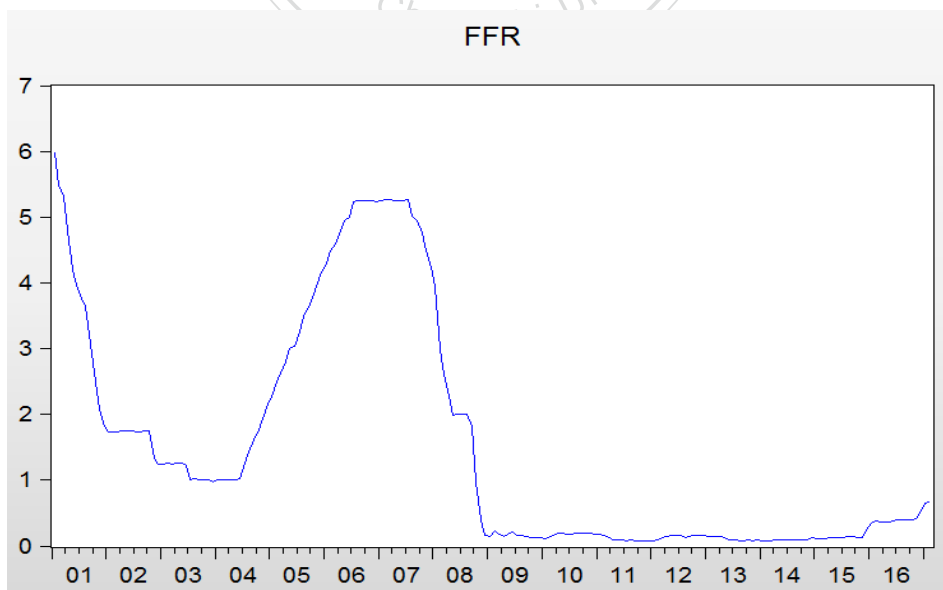


圖 4-5 Fed fund rate

資料來源：本研究整理

5. 個人所得(Personal Income)

資料頻率為月頻率，單位為十億，其資料為美國個人或家計單位的所得的總和，包含薪資、獎金、股利與資本利得等等，在 2008 年金融海嘯期間也可以明顯的發現個人所得的下降。

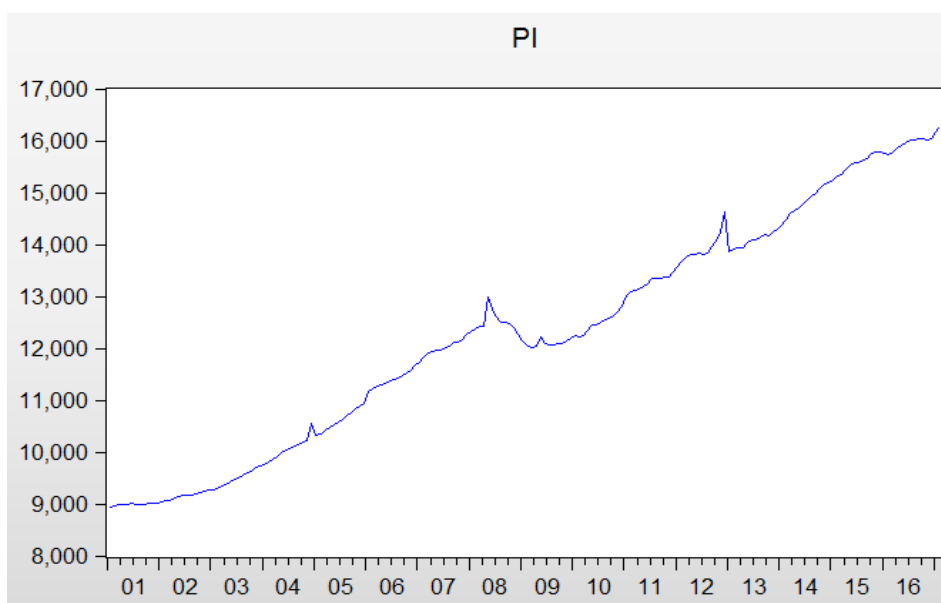


圖 4-6 Personal Income

資料來源：本研究整理

6. 拖欠(Delinquency)

拖欠表示未能支付債務之必要付款額的情況，未能期限內支付債務佔總貸款的比例，資料頻率為季資料，透過 Eviews 中的差補法將資料轉換成月資料，由圖中可以看出在 2006 年以前大致呈現小幅度的波動，但 2006 年開始拖欠開始上升，表示其實在金融海嘯事件爆發前，就已經有拖欠的出現，在 2008 年到 2009 年拖欠達到了巔峰，表示當時房地產投資人因為 FED 步入升息循環所帶來的房市崩跌中的損失非常大，事件過後與法規的改善後拖欠開始慢慢下降至與 2001 年到 2006 年相同水平。

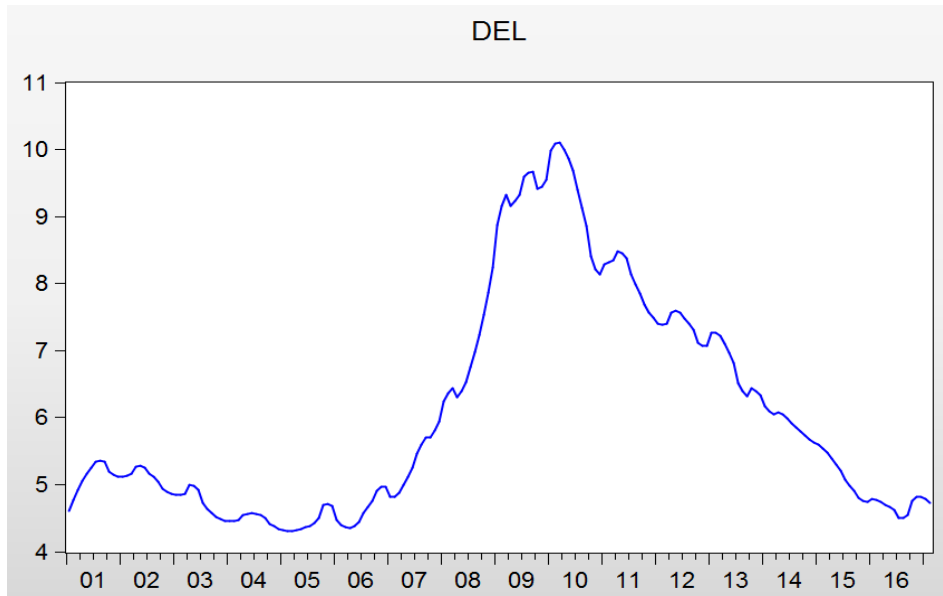


圖 4-7 Delinquency

資料來源：本研究整理

7. Dummy

因為金融海嘯使得變數存在結構性改變，故於模型中加入虛擬變數捕捉在 2008~2010 年資料巨幅變動的部分。

4-3 金融海嘯前後之敘述統計

在開始進行時間序列分析前，先針對金融海嘯前後的敘述統計來分析其中的差異，區分得時間在 2008 年 9 月原因在於在這個時間點金融市場開始失控，許多金融機構倒閉。例如雷曼兄弟破產與美林投資銀行被美國銀行併購等。

由以表 4-1 與表 4-2 可看出消費者信心指數在民眾經歷金融海嘯後明顯的下降，平均數由 97.61 下降至 73.22，對於未來感到悲觀，且標準差也有接近兩倍的波動，標準差由 12.51 上升至 21.9，表示對於經濟的不確定因素是比較大的。拖欠也明顯看出金融海嘯後明顯提升，平均數由 4.89 上升至 7.04，波動也是擴大的現象，標準差由 0.48 上升至 1.72。聯邦基金利率在實質經濟衰退後各國都

採取降息刺激經濟的政策，所以前後比較明顯下降，平均數由 3.04 下降至 0.19，波動率小則是因為在低利率的時間持續很久，標準差由 1.64 下降至 0.15。房價的平均數與變異數差別不大，主要在於房價在金融海嘯時崩跌，在 2012 年後開始回穩，所以並沒有什麼差異，平均數分別是 152.26 與 156.62。個人所得以長時間來看在金融海嘯時確實是有下降的趨勢，但是長期而言是向上的趨勢，跟 GDP 有類似的走勢。

表 4-1 金融海嘯前敘述統計

	CCI	Del	FFR	Home price	MBS	PI
平均數	95	5	2.97	152.26	229.37	10465.63
中位數	97.81	4.86	2.5	157.5	1232.67	10211.7
最大值	118.86	7.28	5.98	184.62	1484.13	12989.8
最小值	50.97	4.31	0.98	109.22	990.17	8923.2
標準差	15.71	0.65	1.61	26	131.26	1233.87
偏態係數	-0.98	1.46	0.29	-0.23	0.13	0.34
峰態係數	3.4	4.83	1.54	1.53	2.25	1.73

資料來源：本研究整理

表 4-2 金融海嘯後敘述統計

	CCI	Del	FFR	Home price	MBS	PI
平均數	73.22	7.04	0.19	156.62	1844.77	14032.24
中位數	70.5	7.17	0.14	150.88	1865.4	13946.4
最大值	124.9	10.1	0.97	185.38	2073.24	16304.9
最小值	25.3	4.5	0.07	133.99	1465.48	12000.5
標準差	21.9	1.72	0.15	15.27	151.45	1356.03

偏態係數	0.1	0.12	2.66	0.45	-0.45	0.05
峰態係數	2.16	1.8	11.06	1.91	2.31	1.72

資料來源：本研究整理

4-4 總體變數之結構性改變檢定

造成資料呈現非定態的原因除了有資料有隨機趨勢，另一個原因是結構性改變(Structural changes)，造成結構性改變的原因可能是因為政策的改變或是制度上的改變，也可能是外生的衝擊。因為資料選取的範圍有包含到金融海嘯的時間，所以很多資料在這段期間都會有很大幅度的變動，屬於外生的變動;如果資料是屬於有結構性改變的，若是用一般的 ADF Test 來檢定，會容易發生把一組具有定態的時間序列誤認為是具有單根的非定態時間序列。所以 Perron(1989)提出了新的檢定方法，可以解決上述的問題，讓檢定結果更加正確。底下透過 Cusum Test 來檢定資料是否存在結構性改變，由圖 4-8 可知，2008 年左右各個變數都有所變動，但只有房價的波動超出信賴區間，故房價存在結構性改變，通常對於結構性改變的解決方式有兩種，一種為把資料切分為解構改變前與結構改變後，但此種方法的缺點在於需要資料長度夠長的情況下，才能進行切分，因為資料筆數在金融海嘯後筆數的限制，故選擇另一種解決方式，另一種解決方式為加入虛擬變數來捕捉結構性改變。

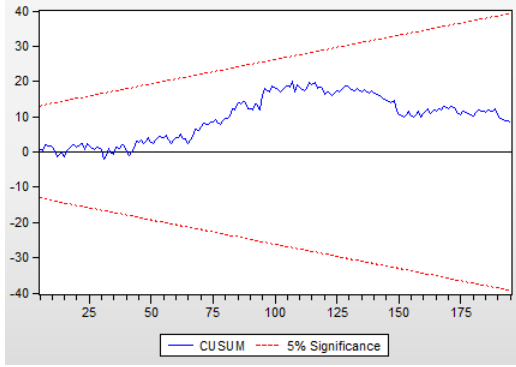


圖 4-8(a) Cusum test of MBS index

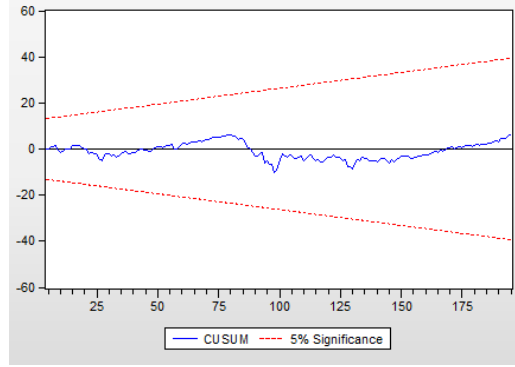


圖 4-8(a) Cusum test of CCI

Del

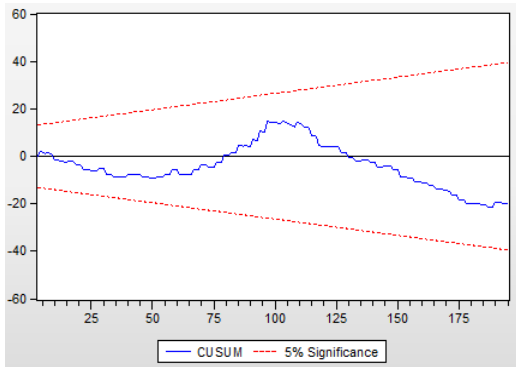


圖 4-8(c) Cusum test of Del

FFR

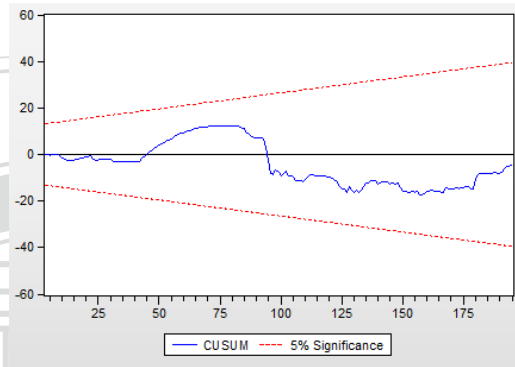


圖 4-8(d) Cusum test of FFR

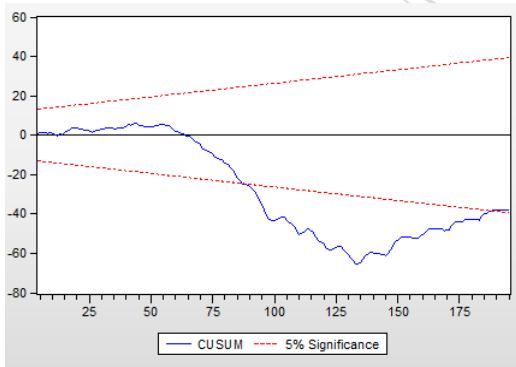


圖 4-8(e) Cusum test of Home Index

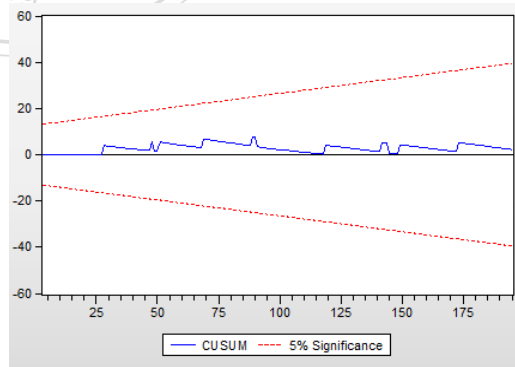


圖 4-8(a) Cusum test of PI

資料來源：本研究整理

4-5 總體變數之單根檢定

單根檢定的目的在於判斷變數是否為定態，虛無假設為變數為變數存在單根，對立假設為變數不存在單根，因為資料大小差異非常大，所以在進行單根檢定前先對變數進行取自然對數。由於考慮到結構性改變的原因，此處會透過 ADF test 與 Phillips-Perron test 來檢定變數是否為定態以利後續研究。

表 4-3 Augmented Dickey-Fuller Test (Level value)

P-value	Trend & Intercept	Intercept	None
ln(MBS)	0.9249	0.3327	1
ln(CCI)	0.5819	0.2068	0.6508
ln(Del)	0.4255	0.1728	0.4288
ln(FFR)	0.9506	0.4826	0.1691
ln(home price)	0.5837	0.4958	0.7596
ln(pi)	0.7938	0.7703	0.9794

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。

表 4-4 Augmented Dickey-Fuller Test (First difference)

P-value	Trend & Intercept	Intercept	None
ln(MBS)	0.000***	0.0000***	0.0000***
ln(CCI)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln(Del)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln(FFR)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln(home price)	0.0000***	0.0000***	0.0000***

ln(pi)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
--------	-----------	-----------	-----------

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。

由表 4-3 可知，經過 ADF test 後發現全有變數的 P-value 都是不顯著的，表示變數都存在單根，表 4-4 為對所有變數進行一階差分後的檢定結果，Phillips Perron 為考慮到結構性改變的單根檢定，由表 4-5 與表 4-6 可以看出原始取自然對數後進行單根檢定，都是存在單根的，一階差分後變數皆呈現定態，由以上檢定可知所有變數整合階次為 1，也就是 I(1)。

表 4-5 Phillips Perron unit root test (Level value)

P-value	Trend & Intercept	Intercept	None
ln(MBS)	0.9677	0.2368	1.0000
ln(CCI)	0.6120	0.2036	0.6597
ln(Del)	0.9845	0.7417	0.6322
ln(FFR)	0.9637	0.4753	0.1739
ln(home price)	0.7303	0.2759	0.9876
ln(pi)	0.4857	0.9583	0.4856

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。

表 4-6 Phillips Perron unit root test (First difference)

P-value	Trend & Intercept	Intercept	None
ln(MBS)	0.0000***	0.0000***	0.0000***

ln(CCI)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln(Del)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln(FFR)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln(home price)	0.0000***	0.0000***	0.0000***
ln(pi)	0.0000***	0.0000***	0.0000***

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。

4-6 Johansen 共整合檢定

確定所有變數皆為定態後，我們需要透過共整合檢定來判斷變數之間是否存在長期的線性關係，如果不存在長期的線性關係就使用 VAR 來進行後續分析，若是變數之間存在長期均衡關係，則必須使用 VECM 模型來分析。因為資料時間有包含到金融海嘯，在第二節 Cusum 檢定後也確認了變數存在結構性改變，所以本研究加入了虛擬變數來進行共整合檢定。

在進行共整合分析前，必須先判斷最適落後期數為何，利用 Eviews 軟體呈現的估計結果如下：

表 4-7 落後期數選擇

Lag	AIC	BIC
1	-26.16	-25.33
2	-26.74	-25.29
3	-27.08	-24.67
4	-27.06	-24.38

5	-26.87	-23.74
6	-26.85	-22.93

資料來源：本研究整理

AIC 與 SBIC 選取的標準為最小值，由表 4-7 可知，AIC 的結果來看應該選擇落後三期，其值為-27.08，而以 SBIC 來看應該選擇落後一期，其值為-25.33，AIC 與 SBIC 的差別在於對於解釋變數項的懲罰，SBIC 懲罰相較大，所以傾向用選擇較小的模型，故大樣本選擇 SBIC，小樣本選擇 AIC 表現會比較好，所以本研究選擇落後三期。

選擇完最適落後期數後，進行 Johansen 共整合檢定，來判斷變數之間是否存在長期的均衡關係，檢定結果如表 4-8。

表 4-8 共整合檢定結果

	Max-Eigen Statistic	5% Critical Value	Prob.
None*	56.9818	40.0776	0.0003***
At most 1*	40.9847	33.8769	0.006***
At most 2	23.6654	27.5843	0.1468
At most 3	16.3169	21.1316	0.2069
At most 4	9.7805	14.2646	0.2267
At most 5	3.1210	3.8415	0.0773

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。

共整合結果如表 4-9，檢定結果顯示住宅抵押證券、消費者信心水準、拖欠率、聯邦基金利率、房價指數與可支配所得中存在兩條共整合關係，其共整合關係如下：

$$\ln(MBS) = -0.7655\ln(Del) - 0.3048\ln(FFR) - 0.7092\ln(Home\ price) - 1.388\ln(Pi) \dots\dots(1)$$

$$\ln(CCI) = -8.2\ln(Del) + 3.7877\ln(FFR) + 10.4841\ln(Home\ price) + 3.5188\ln(Pi) \dots\dots(2)$$

其中 $\ln(MBS)$ 為 MBS Index 取自然對數， $\ln(Del)$ 為拖欠率取自然對數， $\ln(FFR)$ 為聯邦基金利率取自然對數， $\ln(Home\ price)$ 為 Home price 取自然對數， $\ln(Pi)$ 為可支配所得取自然對數。

本研究主要探討 MBS 的報酬率與各個變數落後期數有什麼樣的關係，所以我們針對式(1)式來做解讀。由式(1)可知拖欠率與 MBS 報酬率的彈性為-0.7655，表示拖欠率與 MBS 報酬率為負向關係，MBS 與債券性質大致相同，最大的差異在於現金流的不確定性，且 MBS 屬於證券，比起債券來說交易頻率是比較高的，現金流若是有拖欠的狀況發生，投資人就會面臨遞延風險(Extension risk)，有誘因賣出 MBS 尋找更好的投資標的，這會導致 MBS 出現賣壓報酬率下降。由式(1)一樣可以看出聯邦基金利率與 MBS 報酬率呈現負向關係，表示在第三章理論模型我們所要比較的兩種力道中，利率對於 MBS 報酬率的影響還是比較大的，提前還款的力道比較小。

由式(2)可以得知說拖欠率與消費者信心水準呈現反向關係，表示消費者信心水準越高，托千率是越低的，利率與消費者信心水準呈現正向關係，可能的原因為通常經濟復甦會伴隨著政府的升息循環，房價指數與消費者信心水準呈現正向關係，表示通常當民眾對於未來景氣有信心時，會把資金投入於不動產市場進行

投資，那個人所得的與消費者信心水準有正向的關係，表示民眾的信心程度有一部份是來自於個人所得的提升。

表 4-9 共整合向量估計結果

Cointegrating Eq	CointEq 1	CointEq 2
Ln(MBS)	1	0
Ln(CCI)	0	1
Ln(Del)	-0.7655*** (-2.8121)	-8.2007*** (2.5005)
Ln(FFR)	-0.3048*** (-5.1009)	3.7877*** (5.2614)
Ln(Home price)	-0.7092 (-1.4389)	10.4841* (1.7655)
Ln(Pi)	-1.3881 (-2.0719)	3.5188 (0.4359)

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。

因為變數存在共整合關係，因此要將 VAR 模型轉換成為 VECM 模型來進行分析，以下將進行 VECM 模型的分析。底下為模型的建構：

$$\Delta mbs = a_1 + \sum_{i=1}^2 b_{1i} EC_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \omega_{1i} \Delta mbs_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{1i} \Delta cci_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \Delta ffr_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_{1i} \Delta hI_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \eta_{1i} \Delta pi_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \rho_{1i} \Delta del_{t-i} + c_1 dummy$$

其中 EC 項是長期共整合迴歸式，其他變數以此類推。

4-7 住宅抵押貸款證券與總體變數之向量誤差修正模型

透過共整合檢定找出變數之間長期均衡關係後，可藉由誤差修正模型透過共整合關係式來探討變數之間短期的動態調整，由上節 Johansen 共整合檢定發現變數之間存在兩條均衡關係，短期若是有偏離得現象在市場動態調整的機制下會往長期均衡移動，讓短期產生的誤差消失。誤差修正估計結果如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln(MBS_t) = & -0.042EC_{t-1} - 0.0036EC_{t-2} - 0.174\Delta \ln(MBS_{t-1}) - \\ & 0.1653\Delta \ln(MBS_{t-2}) + 0.0109\Delta \ln(MBS_{t-3}) - 0.0042\Delta \ln(CCI_{t-1}) + \\ & 0.0019\Delta \ln(CCI_{t-2}) + 0.0028\Delta \ln(CCI_{t-3}) - 0.0361\Delta \ln(Del_{t-1}) + \\ & 0.1141\Delta \ln(Del_{t-2}) - 0.02438\Delta \ln(Del_{t-3}) - 0.0059\Delta \ln(FFR_{t-1}) + \\ & 0.0071\Delta \ln(FFR_{t-2}) - 0.0007\Delta \ln(FFR_{t-3}) - 0.1611\Delta \ln(Home_{t-1}) + \\ & 0.1061\Delta \ln(Home_{t-2}) - 0.0033\Delta \ln(Home_{t-3}) - 0.0566\Delta \ln(Pi_{t-1}) - \\ & 0.0358\Delta \ln(Pi_{t-2}) - 0.05168\Delta \ln(Pi_{t-3}) - 0.0026dummy + 0.0071\dots(3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(CCI_t) = & -0.1426EC_{t-1} - 0.0192EC_{t-2} - 2.1567\Delta \ln(MBS_{t-1}) - \\ & 1.6809\Delta \ln(MBS_{t-2}) + 2.5212\Delta \ln(MBS_{t-3}) - 0.1487\Delta \ln(CCI_{t-1}) - \\ & 0.1772\Delta \ln(CCI_{t-2}) - 0.1928\Delta \ln(CCI_{t-3}) - 0.1722\Delta \ln(Del_{t-1}) - \\ & 0.412\Delta \ln(Del_{t-2}) + 0.9107\Delta \ln(Del_{t-3}) + 0.0495\Delta \ln(FFR_{t-1}) + \\ & 0.05\Delta \ln(FFR_{t-2}) + 0.1888\Delta \ln(FFR_{t-3}) + 0.2573\Delta \ln(Home_{t-1}) - \\ & 0.5309\Delta \ln(Home_{t-2}) - 2.7655\Delta \ln(Home_{t-3}) - 0.1638\Delta \ln(Pi_{t-1}) + \\ & 0.0097\Delta \ln(Pi_{t-2}) + 0.5309\Delta \ln(Pi_{t-3}) - 0.051dummy + 0.0647\dots(4) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln(Del_t) = & -0.046EC_{t-1} - 0.0026EC_{t-2} - 0.0386\Delta \ln(MBS_{t-1}) + \\
& 0.0862\Delta \ln(MBS_{t-2}) - 0.1273\Delta \ln(MBS_{t-3}) - 0.0036\Delta \ln(CCI_{t-1}) + \\
& 0.0079\Delta \ln(CCI_{t-2}) - 0.0029\Delta \ln(CCI_{t-3}) + 0.5761\Delta \ln(Del_{t-1}) + \\
& 0.1518\Delta \ln(Del_{t-2}) - 0.4263\Delta \ln(Del_{t-3}) - 0.0083\Delta \ln(FFR_{t-1}) - \\
& 0.0143\Delta \ln(FFR_{t-2}) - 0.0029\Delta \ln(FFR_{t-3}) + 0.3233\Delta \ln(Home_{t-1}) - \\
& 0.0678\Delta \ln(Home_{t-2}) - 0.4752\Delta \ln(Home_{t-3}) - 0.0307\Delta \ln(Pi_{t-1}) - \\
& 0.0712\Delta \ln(Pi_{t-2}) - 0.0273\Delta \ln(Pi_{t-3}) + 0.0009dummy + 0.0002\dots(5)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln(FFR_t) = & 0.7545EC_{t-1} - 0.0571EC_{t-2} - 1.9866\Delta \ln(MBS_{t-1}) + \\
& 0.2125\Delta \ln(MBS_{t-2}) - 0.4849\Delta \ln(MBS_{t-3}) - 0.2222\Delta \ln(CCI_{t-1}) + \\
& 0.0006\Delta \ln(CCI_{t-2}) - 0.1243\Delta \ln(CCI_{t-3}) + 0.3881\Delta \ln(Del_{t-1}) - \\
& 0.2106\Delta \ln(Del_{t-2}) - 0.2627\Delta \ln(Del_{t-3}) + 0.3797\Delta \ln(FFR_{t-1}) - \\
& 0.0957\Delta \ln(FFR_{t-2}) + 0.0029\Delta \ln(FFR_{t-3}) - 0.275\Delta \ln(Home_{t-1}) + \\
& 0.2761\Delta \ln(Home_{t-2}) - 0.873\Delta \ln(Home_{t-3}) + 0.0679\Delta \ln(Pi_{t-1}) + \\
& 0.5558\Delta \ln(Pi_{t-2}) + 0.2696\Delta \ln(Pi_{t-3}) - 0.0431dummy + 0.0269\dots(6)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln(home_t) = & 0.02EC_{t-1} - 0.0009EC_{t-2} - 0.1168\Delta \ln(MBS_{t-1}) - \\
& 0.0718\Delta \ln(MBS_{t-2}) - 0.1511\Delta \ln(MBS_{t-3}) + 0.0013\Delta \ln(CCI_{t-1}) - \\
& 0.0006\Delta \ln(CCI_{t-2}) + 0.0052\Delta \ln(CCI_{t-3}) - 0.0152\Delta \ln(Del_{t-1}) + \\
& 0.0218\Delta \ln(Del_{t-2}) + 0.1037\Delta \ln(Del_{t-3}) + 0.0072\Delta \ln(FFR_{t-1}) + \\
& 0.0021\Delta \ln(FFR_{t-2}) + 0.0034\Delta \ln(FFR_{t-3}) + 0.3388\Delta \ln(Home_{t-1}) +
\end{aligned}$$

$$0.3001\Delta\ln(FFR_{t-2}) - 0.227\Delta\ln(FFR_{t-3}) + 0.0191\Delta\ln(Pi_{t-1}) - \\ 0.0295\Delta\ln(Pi_{t-2}) + 0.0089\Delta\ln(Pi_{t-3}) - 0.0066dummy + 0.0068\dots(7)$$

$$\Delta\ln(Pi_t) = 0.2645EC_{t-1} + 0.0223EC_{t-2} - 0.2567\Delta\ln(MBS_{t-1}) - \\ 0.0225\Delta\ln(MBS_{t-2}) - 0.0661\Delta\ln(MBS_{t-3}) - 0.0027\Delta\ln(CCI_{t-1}) - \\ 0.0236\Delta\ln(CCI_{t-2}) + 0.0079\Delta\ln(CCI_{t-3}) - 0.1861\Delta\ln(Del_{t-1}) - \\ 0.0071\Delta\ln(Del_{t-2}) + 0.1558\Delta\ln(Del_{t-3}) - 0.0087\Delta\ln(FFR_{t-1}) - \\ 0.0016\Delta\ln(FFR_{t-2}) - 0.0175\Delta\ln(FFR_{t-3}) + 0.4025\Delta\ln(Home_{t-1}) - \\ 0.3669\Delta\ln(Home_{t-2}) - 0.2739\Delta\ln(Home_{t-3}) + 0.0059\Delta\ln(Pi_{t-1}) - \\ 0.0598\Delta\ln(Pi_{t-2}) + 0.0461\Delta\ln(Pi_{t-3}) - 0.0002dummy + 0.0045\dots(8)$$

$$\Delta\ln(MBS_t) = -0.042EC_{t-1} - 0.0036EC_{t-2} - 0.174\Delta\ln(MBS_{t-1}) - \\ 0.1653\Delta\ln(MBS_{t-2}) + 0.0109\Delta\ln(MBS_{t-3}) - 0.0042\Delta\ln(CCI_{t-1}) + \\ 0.0019\Delta\ln(CCI_{t-2}) + 0.0028\Delta\ln(CCI_{t-3}) - 0.0361\Delta\ln(Del_{t-1}) + \\ 0.1141\Delta\ln(Del_{t-2}) - 0.02438\Delta\ln(Del_{t-3})\dots(9)$$

其中前一期的誤差為

$$EC_{t-1} = \ln(MBS_{t-1}) + 0.7655\ln(Del_{t-1}) + 0.3048\ln(FFR_{t-1}) \\ + 0.7092\ln(Home_{t-1}) + 1.388\ln(Pi_{t-1})$$

$$EC_{t-2} = \ln(CCI_{t-1}) + 8.2\ln(Del_{t-1}) - 3.7877\ln(FFR_{t-1}) \\ - 10.4841\ln(Home_{t-1}) - 3.5188\ln(Pi_{t-1})$$

本研究主要研究 MBS 指數報酬率，故針對式(3)來看 MBS 指數報酬率在短期如何修正至長期關係，由式(3) EC_{t-1} 的係數-0.042 且為顯著(由表 11 得知)可知短期的偏離會產生反向的自動修正。在沒有外生衝擊下長期關係如下：

$$\begin{aligned} Ln(MBS)^* = & -0.7655Ln(Del) - 0.3048Ln(FFR) - 0.7092Ln(Home\ price) \\ & - 1.388Ln(Pi) \end{aligned}$$

其中以星號標記表示長期下之值。

若前一期的 MBS 報酬率($Ln(MBS)$)大於 $Ln(MBS)^*$ ，產生正的偏離，短期的 MBS 報酬率與長期均衡的差距為

$$\varepsilon_{t-1} = Ln(MBS) - Ln(MBS)^* > 0$$

如果市場機能存在，則誤差修正就能發揮作用，本期的 MBS 將會向下修正，達到長期均衡。

若前一期的 MBS 報酬率($Ln(MBS)$)小於 $Ln(MBS)^*$ ，產生負的偏離，短期的 MBS 報酬率與長期均衡的差距為

$$\varepsilon_{t-1} = Ln(MBS) - Ln(MBS)^* < 0$$

如果市場機能存在，則誤差修正就能發揮作用，本期的 MBS 將會向上修正，達到長期均衡，這表示在 MBS 市場是有效率的。

表 4-10 向量誤差修正模型估計結果

Error Correction	D(Ln(MBS))	D(Ln(CCI))	D(Ln(Del))	D(Ln(FFR))	D(Ln(Home))	D(Ln(Pi))
CointEq 1	-0.042** (-2.07)	-0.1426 (-0.6947)	-0.046 (-1.6327)	0.7545** (2.2059)	0.02 (1.3865)	0.2645*** (4.8718)
CointEq 2	-0.0036** (-2.1394)	-0.0192 (-1.1234)	-0.0026 (-1.1193)	0.0571** (2.0035)	0.0009 (0.7624)	0.0223*** (4.9271)
$D(LN(MBS_{t-1}))$	-0.174** (-2.2173)	-2.1567*** (-2.7107)	-0.0386 (-0.3539)	-1.9866 (-1.4988)	-0.1168** (-2.0879)	-0.2567 (-1.2203)
$D(LN(MBS_{t-2}))$	-0.1653** (-2.114)	-1.6809** (-2.1201)	0.0862 (0.7921)	0.2125 (0.1608)	-0.0718 (-1.2893)	0.0225 (0.1074)
$D(LN(MBS_{t-3}))$	0.0109 (0.1407)	-2.5212*** (-3.2036)	-0.1273 (-1.1787)	-0.4849 (-0.3698)	-0.1511*** (-2.7324)	-0.0663 (-0.3185)
$D(LN(CCI_{t-1}))$	-0.0042 (-0.6135)	-0.1487** (-2.1443)	-0.0036 (-0.3795)	0.2222* (1.9238)	0.0013 (0.2754)	-0.0027 (-0.1496)
$D(LN(CCI_{t-2}))$	0.0019 (0.277)	-0.1772*** (-2.5868)	0.0079 (0.8426)	0.0006 (0.0054)	-0.0006 (-0.116)	-0.0236 (-1.3046)
$D(LN(CCI_{t-3}))$	0.0028 (0.4186)	-0.1928*** (-2.805)	-0.0029 (-0.3122)	-0.1243 (-1.0856)	0.0052 (1.0795)	0.0079 (0.4335)
$D(LN(Del_{t-1}))$	-0.0036 (-0.729)	-0.1721 (-0.3432)	0.5761*** (8.3714)	0.3881 (0.4645)	-0.0152 (-0.4314)	-0.1861 (-1.4032)
$D(LN(Del_{t-2}))$	-0.1141** (1.9809)	-0.412 (-0.7054)	0.1518* (1.8943)	-0.2106 (-0.2164)	0.0218 (0.5299)	-0.0071 (-0.0457)
$D(LN(Del_{t-3}))$	-0.0244	0.9107* (1.9809)	-0.4263*** (-8.3714)	-0.2627 (-1.0856)	0.1037*** (2.7324)	0.1558 (0.4335)

	(-0.4867)	(1.7936)	(-6.1196)	(-0.3106)	(2.9055)	(1.1607)
<i>D(LN(FFR_{t-1}))</i>	-0.0059	0.0495	-0.0083	0.3797***	0.0072**	-0.0087
	(-1.2734)	(1.0562)	(-1.2836)	(4.8594)	(2.1787)	(-0.7048)
<i>D(LN(FFR_{t-2}))</i>	0.0071	0.0501	-0.0143**	-0.0956	0.0021	(-0.0162)
	(1.4472)	(1.0085)	(-2.0982)	(-1.1563)	(0.5948)	(-1.2302)
<i>D(LN(FFR_{t-3}))</i>	-0.0007	0.1888***	-0.0029	0.0029	0.0034	-0.0175
	(-0.1351)	(3.8564)	(-0.4303)	(0.0349)	(0.9923)	(-1.3498)
<i>D(LN(Home_{t-1}))</i>	-0.1611	0.2573	0.3233**	-0.275	0.3387***	0.4025
	(-1.5859)	(0.2498)	(2.2876)	(-0.1603)	(4.6796)	(1.4778)
<i>D(LN(Home_{t-2}))</i>	0.1061	-0.5309	-0.0678	0.2761	0.3001***	-0.3669
	(1.0527)	(-0.5196)	(-0.4835)	(0.1622)	(4.179)	(-1.3578)
<i>D(LN(Home_{t-3}))</i>	-0.0032	-2.7655***	-0.4752***	-0.873	-0.227***	-0.2739
	(-0.0338)	(-2.8148)	(-3.5252)	(-0.5333)	(-3.2878)	(-1.0545)
<i>D(LN(Pi_{t-1}))</i>	-0.05655*	-0.1638	-0.0307	0.0679	0.0191	0.0059
	(-1.8926)	(-0.5407)	(-0.7384)	(0.1345)	(0.8989)	(0.0733)
<i>D(LN(Pi_{t-2}))</i>	-0.0358	0.0097	-0.0712*	0.5558	-0.0295	-0.0598
	(-1.2536)	(0.0336)	(-1.7932)	(1.1526)	(-1.4513)	(-0.7812)
<i>D(LN(pi_{t-3}))</i>	-0.0517*	0.5309**	-0.0273	0.2696	0.0089	0.0461
	(-1.8307)	(1.8554)	(-0.6953)	(0.5655)	(0.4423)	(0.6087)
Dummy	-0.0026	-0.0511***	0.0009	-0.0431	-0.0066***	-0.0002
	(-1.3957)	(-2.2268)	(0.3709)	(-1.3501)	(-4.8633)	(-0.0319)
C	0.0071***	0.0647***	0.0002	0.0268	0.0068***	0.0045
	(4.248)	(3.8205)	(0.0929)	(0.9535)	(5.6868)	(0.9888)

資料來源：本研究整理

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。



由表 4-10 可知，MBS 報酬率指數落後一期與兩期的變動率都會對自身當期有影響，且是負向的顯著影響。落後兩期(兩個月)的拖欠率的變動率對 MBS 報酬率變動率有負向的影響，表示拖欠率確實會造成 MBS 現金流的波動，不利於投資人，故為負向的影響。個人所得一期(一個月)與三期(三個月)的變動率對 MBS 報酬率變動率都有顯著的負向影響，表示短期提前還款所造成的負向力道大於個人所得提升違約率下降所帶來的正向力道，可能的原因在於一般借款人假設是屬於風險趨避者，在短期有所得的情況下，會傾向把資金優先償還。消費者信心水準的係數為不顯著，表示短期當消費者信心水準上升，違約率下降所為 MBS 報酬率帶來的正向效果跟提前還款上升所帶來的負向影響力道差不多，所以並沒有顯著的正向或是負向的影響。房價在短期並沒有顯著效果，可能的原因為 Freddie Mac、Fannie Mac 與 Ginnie Mae 等三大官方所擔保的住宅抵押貸款證券所擔保的貸款有金額限制，金額較高的不動產價格容易波動且出售的時間較長，所以被解釋變數中所包含的 MBS 並沒有包含到金額較高的貸款，所以透過炒房價而獲利的可能不被包含在裡面，導致沒有顯著的負向關係。

4-8 住宅抵押貸款證券與總體變數之因果關係檢定

由表 4-11 可以發現，MBS 報酬率指數 Granger 影響 CCI，拖欠率 Granger 影響 MBS 報酬率指數，MBS 報酬率 Granger 影響個人所得，拖欠率 Granger 影響 CCI，聯邦基金利率 Granger 影響 CCI，聯邦基金利率與拖欠率互相 Granger 影響，房價指數與拖欠率互相 Granger 影響，聯邦基金利率 Granger 影響房價指數，個人所得 Granger 影響房價指數。表示給定了 MBS 報酬率自我落後項資訊後，拖欠率仍能提供對預測 MBS 報酬率指數的資訊，因此我們可以推論拖欠率的變動對 MBS 報酬率有預測能力。而 MBS 報酬率指數 Granger 影響可支配所得，表

示給定了可支配所得自我落後項資訊後，MBS 報酬率仍能提供預測可支配所得的資訊。那綜合表 4-11 的檢定結果，我們可以得知領先落後關係為拖欠率、個人所得、房價指數、聯邦基金利率、MBS 報酬率指數、消費者信心水準。

表 4-11 因果檢定結果

Null Hypothesis	F-Statistic	Prob.
Ln(CCI) doesn't Granger Cause Ln(MBS)	1.5137	0.2124
Ln(MBS) doesn't Granger Cause Ln(CCI)	2.3979	0.0695**
Ln(Del) doesn't Granger Cause Ln(MBS)	4.1658	0.007***
Ln(MBS) doesn't Granger Cause Ln(Del)	1.5566	0.2015
Ln(FFR) doesn't Granger Cause Ln(MBS)	1.5122	0.2128
Ln(MBS) doesn't Granger Cause Ln(FFR)	0.6218	0.6017
Ln(Home) doesn't Granger Cause Ln(MBS)	1.9467	0.1236
Ln(MBS) doesn't Granger Cause Ln(Home)	0.4285	0.7328
Ln(Pi) doesn't Granger Cause Ln(MBS)	0.7195	0.5415
Ln(MBS) doesn't Granger Cause Ln(Pi)	2.8211	0.0402***
Ln(Del) doesn't Granger Cause Ln(CCI)	5.6569	0.001***
Ln(CCI) doesn't Granger Cause Ln(Del)	1.5056	0.2146
Ln(FFR) doesn't Granger Cause Ln(CCI)	3.3211	0.021**
Ln(CCI) doesn't Granger Cause Ln(FFR)	5.3297	0.0015***
Ln(Home) doesn't Granger Cause Ln(CCI)	1.5716	0.1978
Ln(CCI) doesn't Granger Cause Ln(Home)	1.4722	0.2236
Ln(Pi) doesn't Granger Cause Ln(CCI)	0.1651	0.9198
Ln(CCI) doesn't Granger Cause Ln(Pi)	0.3497	0.7894

Ln(FFR) doesn't Granger Cause Ln(Del)	3.4777	0.0171**
Ln(Del) doesn't Granger Cause Ln(FFR)	4.5377	0.0043***
Ln(Home) doesn't Granger Cause Ln(Del)	2.5574	0.0566*
Ln(Del) doesn't Granger Cause Ln(Home)	2.6809	0.0483**
Ln(Pi) doesn't Granger Cause Ln(Del)	0.1248	0.9453
Ln(Del) doesn't Granger Cause Ln(Pi)	1.7457	0.1592
Ln(Home) doesn't Granger Cause Ln(FFR)	2.0194	0.1127
Ln(FFR) doesn't Granger Cause Ln(Home)	3.518	0.0162**
Ln(Pi) doesn't Granger Cause Ln(FFR)	0.1826	0.9081
Ln(FFR) doesn't Granger Cause Ln(Pi)	0.1828	0.9080
Ln(Pi) doesn't Granger Cause Ln(Home)	2.1969	0.0899*
Ln(Home) doesn't Granger Cause Ln(Pi)	1.5918	0.1929

註：表中為 p-value，*表示 p-value 小於 0.1；**表示 p-value 小於 0.05；***表示 p-value 小於 0.01。

4-9 總體變數對住宅抵押貸款證券之衝擊反應函數

衝擊反應函數主要在探討隨著時間變化，變數受到衝擊後的反應型態，本研究主要探討 MBS 與其他變數之間的關係，故底下列出 MBS 受到其他變數變動一單位隨著時間的影響，然而在運用衝擊反應函數時，變數間的排列順序 (ordering) 對於產生的結果有很大的影響，因此此處的排列順序依據前一小節的因果檢定的結果來排序。排序依序為拖欠率、個人所得、房價指數、聯邦基金利率、MBS 報酬率指數、消費者信心水準。

由圖 4-9 可得知，MBS 報酬率指數面對自身一單位標準差干擾的反應程度是最大的，大約到了第十期趨於長期均衡，個人所得的衝擊在短期(1 個月)的影響是微幅下降，隨後便往上轉變為正向的影響，表示借款人在有個人所得正向衝擊時，短期會有誘因提前還款，造成 MBS 價格有負向的影響，但兩期過後把資金轉回投資在金融市場，一部份資金會流入 MBS 市場，對 MBS 的報酬率產生正向的影響。房價指數對於 MBS 報酬率有負向的影響，但衝擊較平滑，只有在衝擊一發生的時候有波動，在第 10 期後就趨於均衡。聯邦基金利率對於 MBS 報酬率在衝擊發生後，會有負向的影響，MBS 投資人在利率上漲的衝擊後會進行拋售 MBS 的動作，導致報酬率下降，但當期數拉長後到了第 20 期初(兩年後)，這個衝擊會轉變為正向的效果，可能是經濟回穩，FED 開始減少寬鬆貨幣政策，甚至進行升息，但經濟回穩表示借貸市場的拖欠或是違約下降，對於 MBS 報酬率是有正向影響的，但共整合檢定以整個時間軸來看兩者為負向的關係。

消費者信心水準短期會有負向影響，表示借款人在消費者信心水準高時會提前還款，造成 MBS 價格有負向的影響，時間拉長到 25 期左右(兩年)時此衝擊會轉變回正向的影響，主要是經濟狀況良好，民眾有多餘的資金投入於金融市場，對 MBS 報酬有正向的影響。拖欠率對 MBS 報酬率是負向的影響，短期有較大波動，表示當拖欠一發生投資人會拋售手中的 MBS 尋找更好的投資標的，衝擊隨著時間慢慢平滑到第 15 期趨於平滑。

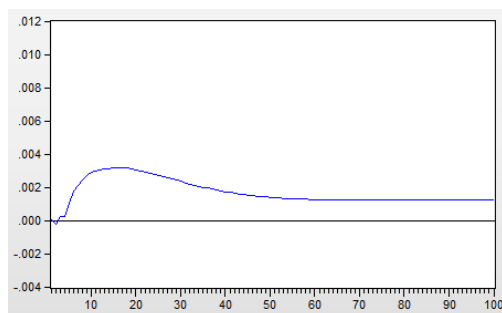


圖 4-9(a) Response of Ln(MBS) to Ln(Pi)

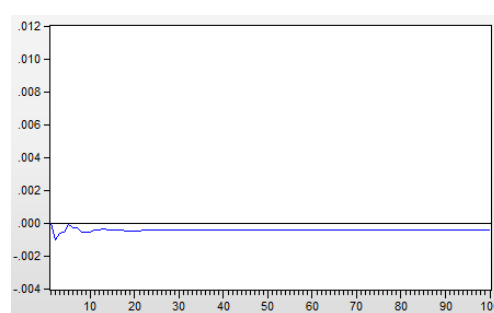


圖 4-9(b) Response of Ln(MBS) to Ln(Home)

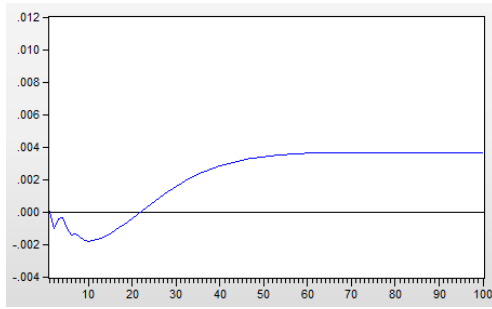


圖 4-9(c) Response of Ln(MBS) to Ln(FFR)

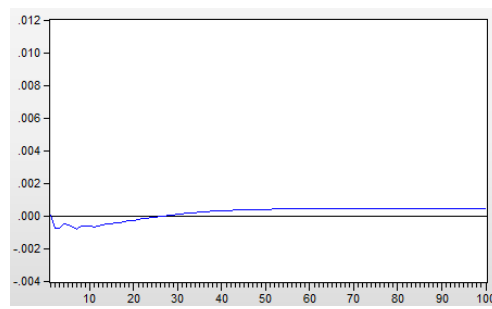


圖 4-9(d) Response of Ln(MBS) to Ln(CCI)

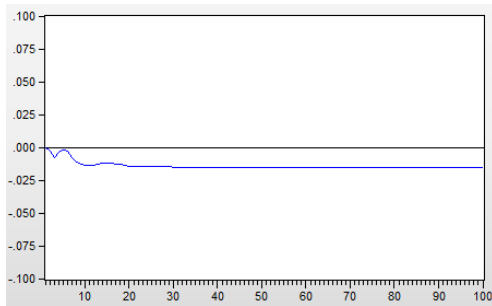


圖 4-9(e) Response of Ln(MBS) to Ln(Del)

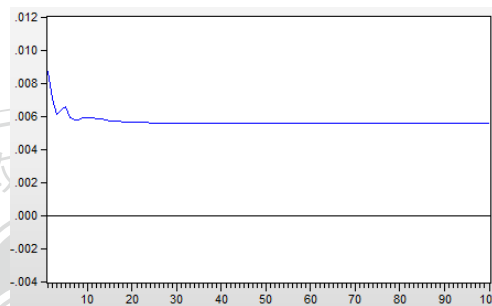


圖 4-9(f) Response of Ln(MBS) to Ln(MBS)

資料來源：本研究整理

4-10 總體變數對住宅抵押貸款證券之變異數分解

變異數分解的用途在於分析哪些變數的非預期變動的變異，最能影響其他變數的預測變異，變異數分解隱含的意思是變數之間隨著時間的過程交互影響的程度。

表 4-12 預測誤差變異數分解

Period	Ln(MBS)	Ln(CCI)	Ln(Del)	Ln(FFR)	Ln(Home)	Ln(Pi)
1	94.0957	0.0000	2.3239	0.3224	2.7825	0.4753
5	74.5469	0.1384	10.9584	4.0314	9.6433	0.6815
10	64.1396	0.4323	14.5224	7.2415	13.3288	0.3354

15	59.5725	0.9516	15.5429	8.3664	15.3499	0.2165
20	57.4762	1.3696	16.1914	8.3623	16.4299	0.1704
25	56.4515	1.6871	16.6957	7.9492	16.9323	0.1822
30	55.9083	1.9305	17.1022	7.4365	17.3645	0.2578

資料來源：本研究整理

MBS 報酬率指數在第一期自我解釋能力是最高的，但隨著時間慢慢遞減，到了第 30 期(兩年半)就從 94.0957 遞減到 55.9083。MBS 報酬率指數受到消費者信心水準的解釋力是有逐步上升的，但影響相對較小。拖欠率的影響是僅次於 MBS 報酬率指數的，隨著時間有遞增的現象。利率對 MBS 報酬率也是相對較小，但是也有逐步上升的趨勢存在，房價指對於 MBS 報酬率的影響大小與拖欠率差距不大，也是有逐步增加得趨勢存在。個人所得所佔的比例是最小的，且存在下降的趨勢。



第五章 結論

在金融科技的進步下，越來越多的衍生性金融商品的出現，讓金融市場的交易更加的複雜，本研究針對造成 2008 年金融海嘯的主因 MBS，透過時間序列模型來探討變數之間的關係，也作為評價的參考。

由共整合可知長期來說，拖欠率與聯邦基金利率對 MBS 報酬率是負向影響的，由 VECM 的估計結果可知，在 MBS 報酬率短期如果有偏離的現象，誤差修正的力道會讓報酬率以反方向修正回來，表示在 MBS 市場是有效率的，以落後期數來說，MBS 自身落後期數一期(一個月)與兩期(兩個月)的變動率對於當期的變動率都是負向影響，落後兩期(兩個月)的拖欠率變動率對於 MBS 報酬率變動率也是有負向影響，可支配所得落後一期(一個月)與三期(三個月)的變動率對於 MBS 報酬率變動率皆有負向的影響。

由衝擊反應函數可知，MBS 自身的衝擊還是最大的，個人所得的衝擊為短期負向，之後此衝擊就會轉為正向影響。房價指數的衝擊對 MBS 報酬率為負向影響，只有在短期回有些許波動。聯邦基金利率的衝擊為負向的，表示短期會有拋售的行為，此衝擊隨著經濟回穩轉為正向影響，原因在於經濟回穩通常伴隨著政府的升息政策。消費者信心指數短期會有負向的影響，長期會有正向影響。拖欠率的衝擊短期會有波動較大的負向影響，隨著時間慢慢平滑。

此研究的所選取的資料為信用較佳的住宅抵押貸款證券，因為個體資料取得不易，也就是貸款背後的借款人基本資料，例如性別、種族、年齡、婚姻狀況、撫養親屬人數、所得、信用狀況、職業與教育程度等，故本研究大多用總體變數來進行研究，未來如果有較詳細的個體資料可以更加完整的來解釋 MBS 報酬率的走勢，以及背後的原因，另外資料中的拖欠率的資料轉換方法雖然比起線性差

補法來的平滑，但是對於研究結果來說可能不夠精準，若是可以取得拖欠率的月資料，對於研究的結果將更加精確。



參考文獻

- 林左裕(2004)，“台灣住宅抵押貸款終止行為之研究”，*農業經濟半年刊*，76，第169-195頁
- 楊顯爵、林左裕、陳宗豪(2007)，“住宅抵押貸款違約之研究 影響因素之顯著性分析”，*台灣土地研究*，11，第1-36頁。
- 楊奕農.(2005). 時間序列分析: 經濟與財務上之應用. 雙葉書廊.
- 彭建文、林秋瑾、楊雅婷(2004)，房價結構性改變影響因素分析-以台北市、台北縣房價為例，*台灣土地研究*，7，第27-46頁。
- 陳美菊(2008)，“全球金融危機之成因、影響及因應”，*經濟研究*，9，第261-296頁。
- Brennan, M. J., & Schwartz, E. S. (1985). Evaluating natural resource investments. *Journal of business*, 135-157.
- Chernov, M., Dunn, B. R., & Longstaff, F. A. (2017). Macroeconomic-driven prepayment risk and the valuation of mortgage-backed securities. *The Review of Financial Studies*, 31(3), 1132-1183.
- Deng, Y., Quigley, J. M., & Van Order, R. (2000). qMortgage Terminations, Heterogeneity, and the Exercise of Mortgage Options. *Econometrica*, 68(2), 275.
- Deng, Y., Quigley, J. M., Van Order, R., & Mac, F. (1996). Mortgage default and low downpayment loans: the costs of public subsidy. *Regional science and urban economics*, 26(3-4), 263-285.
- Downing, C., Stanton, R., & Wallace, N. (2005). An Empirical Test of a Two-Factor Mortgage Valuation Model: How Much Do House Prices Matter?. *Real Estate Economics*, 33(4), 681-710.
- Dunn, K. B., & McConnell, J. (1981). Valuation of GNMA Mortgage-Backed Securities. *The Journal of Finance*, 36(3), 599-616.
- Dunn, K. B., & Spatt, C. S. (2005). The effect of refinancing costs and market imperfections on the optimal call strategy and the pricing of debt contracts. *Real Estate Economics*, 33(4), 595-617.

- Gardner, M. J., & Mills, D. L. (1989). Evaluating the likelihood of default on delinquent loans. *Financial Management*, 55-63.
- Jung, A. F. (1962). Terms on Conventional Mortgage Loans on Existing Houses. *The Journal of Finance*, 17(3), 432-443.
- Kau, J. B., & Keenan, D. C. (1999). Patterns of rational default. *Regional Science and Urban Economics*, 29(6), 765-785.
- Kau, J. B., & Slawson, V. C. (2002). Frictions, heterogeneity and optimality in mortgage modeling. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24(3), 239-260.
- Kau, J. B., Keenan, D. C., Muller, W. J., & Epperson, J. F. (1992). A generalized valuation model for fixed-rate residential mortgages. *Journal of money, credit and banking*, 24(3), 279-299.
- Levin, A., & Davidson, A. (2005). Prepayment risk-and option-adjusted valuation of MBS. *Journal of Portfolio Management*, 31(4), 73.
- Longstaff, F. A., Mithal, S., & Neis, E. (2005). Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market. *The Journal of Finance*, 60(5), 2213-2253.
- Page, A. N. (1964). The variation of mortgage interest rates. *The Journal of Business*, 37(3), 280-294.
- Richard, S. F., & Roll, R. (1989). Prepayments on fixed-rate mortgage-backed securities. *The Journal of Portfolio Management*, 15(3), 73-82.
- Schwartz, E. S., & Torous, W. N. (1989). Prepayment and the Valuation of Mortgage-Backed Securities. *The Journal of Finance*, 44(2), 375-392.
- Schwartz, E. S., & Torous, W. N. (1989). Prepayment and the Valuation of Mortgage-Backed Securities. *The Journal of Finance*, 44(2), 375-392.
- Schwartz, E. S., & Torous, W. N. (1992). Prepayment, default, and the valuation of mortgage pass-through securities. *Journal of Business*, 221-239.
- Schwartz, E. S., & Torous, W. N. (1993). Mortgage prepayment and default decisions: A Poisson regression approach. *Real Estate Economics*, 21(4), 431-449.

Stanton, R., & Wallace, N. (1998). Mortgage choice: What's the point?. *Real estate economics*, 26(2), 173-205.

Titman, S., & Torous, W. (1989). Valuing Commercial Mortgages: An Empirical Investigation of the Contingent-Claims Approach to Pricing Risky Debt. *The Journal of Finance*, 44(2), 345-373.

Vandell, K. D. (1978). Default risk under alternative mortgage instruments. *The Journal of Finance*, 33(5), 1279-1296.

