

逢甲大學學生報告 ePaper

報告題名：

匯率、利率與股價之關聯性探討：以台灣金融業為例

The association of Exchange Rate, Interest Rate and Stock Price -
Taiwan Financial Industry as an Example

作者：黃郁婷、王倩逸

系級：會計學系 碩一

學號：M0597493、M0659463

開課老師：王漢民 教授

課程名稱：計量經濟學

開課系所：會計學系 碩一

開課學年：105 學年度 第 2 學期

中文摘要

2008 年爆發金融危機使得各國的經濟及金融市場皆面臨極大的重創。各國利率、匯率與股價遭受巨大變動。股市、匯率與利率之聯繫的議題也受到了關係人之密切關注。匯率和股價是反應國家經濟實力的重要指標，利率政策則是指央行為了實現既定之經濟目標，運用調整利率等方式干預市場，影響並改善總體經濟環境。台灣金融控股公司已完成立法，關於金融業之規範日益健全，2016 年台灣金融機構分支機構逾六千多家。由於金融風暴中金融業首當其衝，本研究將針對台灣金融業市場，探討匯率、隔夜拆款利率、股價三者之關連性。本研究採 Chow test 模型探討金融產業是否發生結構性改變；利用 ADF 進行單根檢定，使用 Johansen (1988) 所提出的共整合檢定方法來進一步探討利率、股價及匯率三者之時間序列彼此之間是否也會存在一種長期的均衡關係，而具有共整合的現象，同時我們使用 Granger 模型來探討利率、匯率與股價間的因果關係。研究結果發現匯率與股價兩者具有雙向的因果關係，而股價與隔夜拆款利率長期間彼此則不具有因果關係，匯率與隔夜拆款利率則彼此互為獨立。此結果顯示：股價與匯率可能互相影響，而股價在短期內雖與利率(隔夜拆款)有顯著的因果關係，但長期而言卻可能藉由市場因素而回歸基本面，最後利率(隔夜拆款)應主要反映台灣內需市場之故，因此不與匯率有相互影響。



關鍵字：隔夜拆款利率與匯率、股價、結構性改變、共整合與
因果關係

Abstract

The outbreak of the financial crisis in 2008 has made the economic and financial markets of all countries face great devastation. Interest rates, exchange rates and share prices have changed dramatically. The issue of how exchange rate and interest rate connected with the stock market has also been closely watched by the stakeholders. Exchange rate and stock price is an important indicator of the economic strength of the country, the interest rate policy refers to the central bank in order to achieve the established economic goals. As the financial crisis in the financial industry bear the brunt, this study will be focus on the Taiwan financial industry market, to explore the exchange rate, overnight lending rates, share price, the three variables of the relevance. In this study, the Chow test model was used to explore the structural changes in the financial industry. A single test was conducted using the ADF. The cointegration method proposed by Johansen (1988) was used to further explore the time series between the interest rate, stock price and exchange rate. Whether there is a long-term equilibrium relationship, but with a co-integration phenomenon, and we use the Granger model to explore the stock market, exchange rate and overnight lending rate of their causal relationship. The study found that both the exchange rate and the stock price have a two-way causal relationship, and the stock price and overnight lending rate for a long time each other does not have a causal relationship between the exchange rate and overnight lending rates are independent of each other.

**Keyword : Exchange Rate 、 Interest Rate(overnight lending) 、 Stockprice
Structural changes 、 Cointegration 、 Causal relationship**

目 錄

摘要.....	1
Abstract.....	2
目錄.....	3
第一章 緒論.....	4
第一節 研究背景與動機.....	4
第二節 研究目的.....	5
第二章 文獻回顧.....	5
第三章 樣本資料與研究方法.....	7
第一節 樣本資料.....	7
第二節 研究方法.....	8
第四章 實證結果.....	9
第一節 敘述性統計.....	9
第二節 ADF 單根檢定.....	10
第三節 結構性改變.....	12
第四節 共整合檢定.....	14
第五章 結論.....	19
參考文獻.....	20

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

匯率之變化反映了本幣國際購買力的經濟基本面的變化。而股票價格指數也可體現當前經濟局勢，迅速反映實體經濟的細微變化。匯率和股價作為兩個主要金融市場的價格，又同為反映實體經濟的指標，兩者之間存在著內在聯繫，匯率的變化可能導致股價的波動，反之亦然。貨幣政策是指央行為了實現既定之經濟目標，而運用政策工具，例如調整利率等方式干預市場，造成金融流動性及貨幣數量擴張或收縮之效果，進而影響並改善總體經濟環境(Acemoglu, 2006)。Fama (1981)認為股價報酬與實質經濟活動之間會存在正向關係，同時也支持股價報酬的變動會領先於總體經濟變數而成為領先指標。

2008 爆發了全球金融危機，而因為全球化的金融市場使各國的資金皆能相互流動，因此金融海嘯使得各國的經濟及金融市場皆面臨極大的重創。而追溯 1997 年亞洲金融風暴，受到波及的國家出現了匯率貶值時，股票市場的價值也出現大幅下降的現象。而股市、匯率與利率之聯繫的議題也受到了關係人之密切關注。

我們知道，利率上升使得投資與消費減少，短期內對企業有負面之影響，不利於經濟成長，進而影響到股價。而當國內央行決定將利率調升時，其他國家的資金會受到此利誘因素流入銀行體系，使得貨幣供給減少，促使新台幣升值；反過來說，當央行調降利率時，會導、致他國資金流出銀行體系，轉往其他投資領域，使得市場上的貨幣供給量增加，進而引發新台幣貶值。而當新台幣升值超過央行預期時，央行會採取於公開市場拋售的手段，以此增加貨幣的供給量，使得利率下降，以穩定匯率；當新台幣貶值過度，央行會在公開市場出售美元，將新台幣買回，藉此拉回匯率。由此可知，各國家的利率變動會引起資金流動，亦影響匯率的變化。

台灣金融控股公司已完成立法，關於金融業之規範日益健全（許意婉，2005）。而有鑒於金融海嘯之全球性骨牌效應為雷曼兄弟、AIG、花旗銀行(美國)等大型金融業巨頭面臨週轉危機而造成，本研究將針對台灣金融業市場，探討匯率、利率、股價三者之關聯性。

第二節 研究目的

本研究探討匯率、利率及股價三者間於台灣金融業之關聯性，預期實證之結果應有助於投資人將更為瞭解台灣金融市場的互動情形，以利其進行儲蓄或投資方面的策略管理。

研究目的為利用單根檢定、共整合檢定，找出利率、匯率與股價之關聯性，並探討三者之間相互影響。歸納本研究目的如下：

- 一、利用單根檢定探討利率、匯率與股價是否為一定態關係之序列。
- 二、利用共整合、因果檢定探討匯率、利率與股價三者之間的變動及反應時間。
- 三、利用鄒檢定探討匯率、利率、股價三者之間的關聯性是否在某一時點具有結構性改變。

第二章 文獻回顧

Keynes (1923)提出利率平價理論，用以解釋利率與匯率的關聯性。該理論認為，外國利率比本國利率高時，投資者會因為預期本國貨幣升值，較願意投資本國貨幣。此外，該貨幣之匯差也能填補投資本國貨幣所造成的利息損失。在此情況之下，只要存在著利差，投資者便能進行套利，造成兩國之間匯率產生波動。利率與匯率存在著因果關係，在固定匯率之下，匯率影響利率，但利率不影響匯率；浮動匯率之下，該因果關係呈現反向(Hatemi and Irandoust, 2000; Pi-Anguita, 1998)。陳翊鏘(2002)認為以台灣現況而言，因開放管制匯率影響利率的因果關係開始轉為雙向因果關係。林姿妤(2015)探討美國與台灣匯率、利率之因果關係。證實美國利率會影響匯率；美國利率會影響台灣利率。

晚近之研究表明，利率的漲幅與股價的變動通常呈反向關係，其原因在於，當資金流入銀行獲得高的利息收入或投資債券時，會減少股票市場的資金，使股票需求下降，造成價格的下降；央行提升利率使得短期投資交易之成本增加，使得股票需求降低，股價下降。此外，利率的提高也使得企業貸款成本提高，進而影響企業盈餘，而影響股價。利率的變動對金融業股票的報酬成顯著負相關，代表利率上升會造成股價下跌(Booth and Officer, 1985; Flannery and James, 1984)。蘇珍(2002)利率與股價成負向關係。張航濤(2015)認為股價與匯率之間的關係呈股價上漲則匯率升值的反向變動，股價變動為利率的動因、而匯率變動為利率的動因，最後更支持加權股價指數的漲跌為總體經濟的領先指標。

McMillan (2005) 檢查股價指數與利率，是否具有共整合關係，且同時估計兩者間在時間上變動之關聯性，研究結果支持股價與利率呈負相關。Elyasinai and Mansur(1998)認為利率波動性直接影響股票報酬波動性進而產生股票超額報酬，代表利率與股票報酬的波動性呈正相關。

股價下跌造成本國居民財富減少，使貨幣需求降低，導致利率下滑，造成資本的流出，因此使匯率與股價呈正關係。匯率升值時，使進口業成本降低，利潤提高，使得股價上揚；使出口業成本提高，利潤下降，股價下跌。反之，匯率貶值時則利於出口不利於進口，因此匯率的變動會對股價造成影響。Aggarwal (1981)發現匯率波動與股價指數間呈正向關係，表示當匯率時升值，會使股價上漲，由其短期之下，效果最明顯 Krueger(1983)。Fang(2000)認為台幣貶值會造成股市報酬減少，兩者呈正向關係。江宜蓁(2016)新加坡、印尼、南韓、台灣和泰國股價和匯率之間呈負相關，與其模型預測是一致的。曾莉薇(2015)探討東南亞金融風暴金融風暴前日本、泰國等亞洲國家之匯率對股價之因果關係，發現日本、泰國、香港、馬來西亞之匯率與股價有顯著因果關係，同時發現香港、韓國和新加坡股價市場對匯率有單一因果關係，且在亞洲金融風暴期間因果關係更加顯著。張弘毅(2016)該研究由時間序列分析證實了匯率理論和現金流導向模型，說明油價做為出口品如何影響匯率，以及匯率變動如何影響股市，結果證實匯率和股價有顯著相關，且匯率收益率會影響股價收益率，方向為匯率升值，股價上漲。

探討有關匯率、利率與股價三變數之聯繫有很大之必要性，其可充分為台灣投資人資產組合配置、企業經營單位營運決策、乃至政府政策單位設定施政目標的提供有效之參考依據。根據過往文獻顯示，利率與匯率、股價三者應有一定之關聯性，鄭淑娟(2011)用 Johansen 共整合來探討利率、匯率、股價指數間聯繫，發現三者並沒有長期均衡之共整合關係，而從因果檢定中得知利率領先股價指數、股價指數再領先匯率。鄭婉秀;吳佩珊;陳君達;陳玉瓏(2010)指出，貨幣供給對股價呈現正向之單向影響關係，對匯率則呈現負面且單向之影響關係，至於股價與匯率在總和檢定中皆呈現不顯著結果。陳昭穆(2007)在探討1997年融風暴前後東協五國匯率、利率與股市之互動關係中指出，股市與匯率的相關性最為強烈，大部分國家在金融風暴發生前匯市波動均領先股市走向，甚至出現股匯市互為領先的情形。至於利率等貨幣變數與股價間的相關性與互動情形，相較之下較匯率與股價間為不顯著，但卻日益扮演重要角色。

據統計，至2016年台灣金融機構分支機構逾六千多家，平均每家分行服務約三前七百人，每平方公里設0.17家。而根據世界投入產出表資料，分析2000-2011年11年在全球價值鏈下，中、美、日、台、韓各11產業部門附加價值及其占GDP比重，顯示台灣金融業所創造的附加價值，比重不僅遠超過鄰近的中、日、韓，更與金融服務業發達的美國相當(張博欽, 2015)。由於金融風暴中金融業首當其衝，奠基於此基礎，本研究欲探討台灣金融業中利率、匯率、股價三者之關聯性、以及其反應時間，與其是否有結構性改變。

第三章 樣本資料與研究方法

第一節 樣本資料

前述緒論提到，台灣金融產業已隨著經濟發展規模日漸壯大，其附加價值也因此增長，因此本研究欲探討台灣金融產業其股票市場價格是否與利率、匯率兩者相關，而由於金融業中金控股與單一銀行股家數甚多，因此本研究選用 TEJ 金融保險業指數(M2800)為研究對象，並使用 TEJ 提供之貨幣市場指數中銀行業隔夜拆款利率做為利率此項變數之代理因子。而以中央銀行提供的當日對美元匯率價格為匯率變數之資料。我們的研究期間為 2000 年至 2015 年(共 15 年)，實際研究筆數為 3969 筆。除了匯率此項變數取自中央銀行統計資訊外，其相關資料與變數來源，均取自台灣經濟新報(TEJ)資料庫。

第二節 研究方法

基於為了探討台灣金融產業股票市場價格是否與利率、匯率兩者是否具有長期趨勢，也就是所謂的共整合現象，本研究先以單根檢定(Unit Root Test)分別檢驗股價指數、利率、匯率三項變數分別是否為定態序列，再分別對股價、匯率；股價、利率；匯率、利率三者進行共整合分析，並檢驗 Granger 因果檢定，最後再進行檢視台灣金融產業是否會因各項因素而發生結構性改變。

一、ADF 單根檢定(Augmented Dickey and Fuller, 1979)

檢定時間序列是否為恆定的單根檢定中，一般常見的方法之一為 Said and Dickey (1984) 所提出 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法則。有關 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法則的形式，又依檢定模型中是否有考量到常數項或時間趨勢項的形式，因此將區分成三種形式分別有：一、對於檢定模型中並未有常數項和時間趨勢項的形式；二、對於檢定模型中雖無常數項但有時間趨勢項的形式；三、對於檢定模型中將同時具有時間趨勢項及常數項的形式等三種 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法則。有關三種形式的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法則之模型形式分別為：

$$\text{形式一: } \Delta y_t = b \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} b_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{形式二: } \Delta y_t = a \cdot t + b \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} b_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{形式三: } \Delta y_t = c + a \cdot t + b \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} b_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

二、共整合分析

本研究將進一步採用 Johansen (1988) 所提出的共整合檢定方法來進一步探討利率、股價及總經濟數據等序列彼此之間是否也會存在一種長期的均衡關係，而具有共整合的現象。有關 Johansen 的共整合模型之形式如下：

$$Y_t = c + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + \alpha_p \cdot Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

在上式中，各項參數的估計方法主要是採用最大概似估計 (maximum likelihood estimation) 法來進行估計所獲得的結果。 Y_t 為利率、股價及總體經濟指標等研究序列在第 t 個交易月時所組成的變數矩陣，此時階數為 $n \times 1$ ； C 為常數項矩陣其階數同樣也為 $n \times 1$ ； α_i 則表示成落後第 i 個交易月之各項序列或變數的估計參數之矩陣，此時矩陣的階數為 $n \times n$ ； ε_t 為誤差項之矩陣而階數也為 $n \times 1$ ，在誤差項之矩陣中每一個誤差項均須符合獨立均等分配且平均數將被設定為零。

三、Granger 因果關係

研究台灣金融產業與利率、匯率之間的關係，可先用『Granger 因果檢定』(Granger Causality Test)。此測試模型是用來解釋兩變數之間(X 與 Y)彼此是否具有因果關係，亦即就是顯著影響，或兩者無任何關係。但要進行測試前，必須要先檢定變數是否為定態(stationary)。因此我們使用『單根檢定』此項測試(Unit Root Test)來檢驗變數間是否呈現定態之情況。變數若經過檢驗皆為定態，即可用「向量自我迴歸模型」(Vector Autoregressive Model --- VAR)來進行，若變數並不是處於定態的情況，呈現具有單根的狀態(unit root)，即會產生虛假(spurious)的因果關係。變數假若為呈現非定態，則須進行差分(differencing)，直到變數在某一階段的差分結果顯示為定態。之後再以 Granger 方法，利用 VAR 模型分析因果關係。但進行差分之後則會將變數中的長期趨勢消除，所以，VAR 在檢定短期因果關係下較具有效果。

若變數之間存在共整合的情況，那將可以初步判斷兩者具有長期均衡關係，那麼，兩方應該具有有一定的因果關係；即變數 X 會領先變數 Y (亦即 X 為因， Y 為果)，或 Y 領先 X ，或互為領先。但共整合只能判斷變數之間具有長期關係，而不能檢驗短期間的因果關係。

但加入「誤差修正模型」的檢驗方式(Error Correction Mechanism)，可以同時包含短期動態和長期資訊。因此本文將 Granger 因果關係的分析方式應用在 VECM 模型。如此，檢定因果關係的結果就會包含了短期和長期的內容。

Granger(1969)的研究中指出以變數預測能力的角度，來敘述兩種變數間的因果關係，當訊息集中加入過去的 X 有助於 Y 的預測，則稱 X Granger 領先 Y ，即 X 為 Y 的「因」。此因果關係為。檢定兩變數間是否存在因果關係有不同的方

法。

本研究根據 Johansen 模型的結果，當變數間不存在長期均衡關係，亦為不存在共整合關係，則為零秩矩陣。由模式中進行因果檢定，此一階差分變數所形成的自我向量回歸模型如下：

$$\Delta\chi_t = \Gamma_1\Delta\chi_{t-1} + \Gamma_2\Delta\chi_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta\chi_{t-p+1} + \Psi D_t + u_t \quad (5)$$

根據 Serletis(1992)，此模型係為檢定自變數與因變數的 Granger 因果關係，虛無假設定為，進行 F 檢定。若拒絕 H0 表示自變數本身的變動會領先當其因變數的變動，稱此自變數領先因變數，亦即自變數為因變數的「因」。

四、結構性改變

為探討金融產業是否發生結構性改變，本研究亦採 Chow test 模型進行額外分析。迴歸方程式之相等檢定又稱為 Chow 檢定(Chow Test)。這個檢定的過程是將模型中的每個變數，皆創造一個截距及斜率的虛擬變數，並用 Wald 檢定對虛擬變數係數之顯著性進行聯合檢定，其 F 值如下：

其中， SSE_R 為限制迴歸下為解釋變異， SSE_U 為未限制下未解釋變異， n 為樣本數， m 為參數估計個數。

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/m}{SSE_U/(n - 2m)} \quad (3)$$

第四章 實證結果

本研究欲探討台灣金融業與匯率、利率兩者間之關係，因此以台灣金融保險業股市加權指數為研究對象，後統稱此金融加權指數。我們首先使用 Chow 檢定金融產業是否於 2000 年至 2015 年間發生結構性改變，值得觀察的是 2000 年亞洲金融風暴與 2008 年由次級房貸風暴而引發的金融海嘯，以及 2011 年開始延燒的歐債危機皆對世界金融體系及經濟造成變化，藉由 Chow 檢定可了解金融海嘯是否對金融產業造成重大影響。接著我們進行共整合分析及 Granger 因果關係之研究，探討金融加權指數與匯率是否具有共整合關係，並進一步研究兩者間之因果關係。

第一節 敘述性統計

	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差.	觀察值
股價	910.9653	929.4550	1254.490	459.7600	150.1122	3969
匯率	31.76102	31.94850	35.17400	28.63200	1.569801	3969
利率	1.328540	0.976000	5.005000	0.095000	1.367827	3969

第二節 ADF 單根檢定

在針對變數進行共整合檢定或鄒檢定前，必須先確認變數是否為一定態序列，即確認其是否具有單根，其虛無假設 H_0 為具有單根(非定態)。本研究分別對中央銀行公告美元兌台幣匯率及金融加權指數、及貨幣市場中銀行隔夜拆款利率分別進行 ADF 單根檢定，結果顯示匯率序列及股價指數序列均具有單根現象，即拒絕 H_1 ，如下列表格所示。

匯率進行 ADF 單根檢定之結果：

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.602956	0.6454
Test critical values:		
1% level	-3.432041	
5% level	-2.862173	
10% level	-2.567151	

金融加權指數進行 ADF 單根檢定之結果：

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.912700	0.0440
Test critical values:		
1% level	-3.431812	
5% level	-2.862071	
10% level	-2.567096	

匯率、利率與股價關聯性探討-以台灣金融業為例

利率(隔夜拆款利率)進行 ADF 單根檢定之結果:

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.38091	0.0973
Test critical values: 1% level	-3.431818	
5% level	-2.862074	
10% level	-2.567098	

由上列表格中，可以看出金融加權指數為定態序列，亦即其為不具有單根。但利率(隔夜拆款)、匯率則是非定態序列，在進行共整合前必須將其進行一階差分，使其成為定態序列。經過一階差分後之結果列式於下列表格:

利率(隔夜拆款)經一階差分後之單根檢定:

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.39078	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.431818	
5% level	-2.862074	
10% level	-2.567098	

匯率經一階差分後之單根檢定:

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-62.18953	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.432013	
5% level	-2.862160	
10% level	-2.567144	

第三節 結構性改變(Chow 檢定)

基於為了檢測金融加權指數於 2000 年 1 月至 2015 年 12 月此期間是否發生結構性改變，針對各變數設立迴歸式，並針對常數以 Quandt-Andrews unknown breakpoint test 的方式尋找 Breakpoint，再進行該 Breakpoint 之 Chow Test，

檢測是否真的存在結構性改變，進而分析該結構性改變之原因。

表（一）金融加權指數之 Breakpoint 與 Chow Test 結果

Breakpoint	Chow Test	
	F-statistic	Prob. F
2003 年 10 月	1400.482	0.0000***

由表(一)可以得知，根據鄒檢定測試發現台灣金融加權指數在 2003 年 10 月發生結構性改變，而進一步使用 Multiple Breakpoint Test 估計是否還有其他的結構性轉變點。從實證結果可以得知台灣金融加權指數分別在 2003 年 10 月、2008 年 7 月、2010 年 11 月、2013 年 10 月發生四次結構性改變。預計此結構性改變之原因是與 2003 年下半年台灣與大陸開啟小三通等正面訊息導致台灣金融業者及投資人預期投資機會而使股票上漲，2008 年產生結構性轉變的原因我們推估是由於爆發了次級房貸風暴，當時全球第四大投資銀行『雷曼兄弟』甚至傳出即將破產的消息，使得台灣金融業產生連動效應。而 2010 年 11 月產生結構性改變的原因則推估為在 2010 年由於全球景氣開始復甦，各國的出口貿易總額開始上升、失業率下降；台灣又由於兩岸 ECFA 等貿易協定的簽訂而致民間投資大幅成長、薪資水準上漲，各種正面訊息而使股價上升。最後，2013 年 10 月的結構性改變則是推估來自美國華府在九月底的無預警宣布停止局部運作，由於期將預計提高其債務上限的計畫和針對 2014 年度的預算案送至國會審查，卻發生了民主、共和兩黨史上最為激烈的政治攻防，最終 10 月初華府及國會被迫局部停止行政作業十六天，加上 2011 年歐豬四國債務危機爆發後，歐洲地區等小國接連傳出可能破產的負面訊息：2013 年 3 月塞浦路斯小國獅子大開口向歐盟請求金援，餘波盪漾直到 8 月中才宣告暫時終結，但此期間法國的經濟(工業製造指數)也日顯衰退跡象，而歐盟在 10 月中宣布預計降息。整體而言，在 2013 年間因為全球經濟體系的不穩定，加上美國華府部門的突然性宣布停止運作，使得台灣對外幣匯率產生波動，並連動到了台灣金融加權指數的結構變動。

表（二）利率(隔夜拆款)之 Breakpoint 與 Chow Test 結果

Breakpoint	Chow Test	
	F-statistic	Prob. F
2002 年 5 月	8667.863	0.0000***

由表(二)之鄒檢定測試結果，我們也發現在 2002 年 5 月台灣金融業隔夜拆款利率之間關係產生了結構性變動。接著使用 Multiple Breakpoint Test 檢測是否有其他的結構性改變點。而從實證結果可以得知隔夜拆款利率在 2002 年 5 月、2006 年 7 月、2008 年 12 月、2011 年 6 月皆發生了四次結構性改變。在 2002 年預計產生此結構性變動的原因是 2001 年 9 月發生了 911 事件，使得以美國為首的西方經濟體系投資信心嚴重不足，而至 2001 年年底世界仍然處在對恐怖攻擊的恐懼中，因此美國 FED 在 2002 年第二季開始連續降息刺激企業經營的信心，

推估這因素也使得台灣政府跟進以低利率維持經濟成長。在 2006 年 7 月，西亞地區爆發了以黎衝突(第二次黎巴嫩戰爭)，導致全球油價急速上升，各國都面對通貨膨脹的危機，使得貨幣緊縮政策成為各國央行或者金融主管機關暫時解決通膨危機的手段，以升息使日趨增長的消費者物價指數下降，讓大眾從消費市場轉為進行儲蓄行為。而 2008 年 12 月的結構性改變原因則推估在當年度 9 越全球第四大投資銀行『雷曼兄弟』傳出破產消息之後，全球有許多大型金融機構因為持有雷曼兄弟之投資性金融資產而出現財務困難(AIG、花旗、美聯)，而當年度 10 月份冰島傳出破產的消息，而美國的金融股災也影響到當地汽車業，種種因素使得全球之經濟開始出現劇幅衰退的現象。因此當時美國聯準會開始以降息手段進行

表 (三) 匯率之 Breakpoint 與 Chow Test 結果

Breakpoint	Chow Test	
	F-statistic	Prob. F
2005 年 03 月	3757.699	0.0000***

由表(三)之鄒檢定測試結果，我們發現匯率在 2005 年 3 月產生了結構性變動。接著再使用 Multiple Breakpoint Test 檢驗是否還有其他結構性改變點。根據我們實證結果發現了 2005 年 3 月、2008 年 1 月、2010 年 9 月及 2013 年 11 月發生結構性改變。2005 年 3 月預計產生此結構性變動的原因來自於當年度美國雖提升多次短期利率，但長期利率仍維持較低之水平上，因此使得許多資金流出轉往如中國、印度等新興市場，而另外一項關於美國經濟的負面訊息則是他的貿易赤字，使得美元大幅貶值，而台幣則為升值之情況。而我們推估 2008 年 1 月之結構性改變則來自於次級房貸風暴的爆發，使得美元兌台幣匯率下跌(美元貶值)，而 2010 年初則由於全球經濟開始復甦，台灣出口貿易金額急遽上升，但美國仍舊維持貨幣寬鬆政策，使得美元持續貶值，甚至來到所謂『彭淮南防線』的 30:1 關卡，因而強烈干預匯率市場。最後 2013 年 11 月之結構性改變，我們同樣推估是由於美國華府的無預警停止運作加上歐盟區域的債務危機層出不窮，導致歐美金融體系的不穩定，使得大量資金轉往亞洲(如中國、東南亞)等新興市場投資，使得美元兌台幣匯率下跌。

第四節 共整合檢定

一、Johansen 模型

經過一階差分後，變數皆不具單根，即為定態，接著進行 Johansen 共整合檢定。由 Johansen 共整合檢定後結果顯示於表(四)至表(六)，首先針對金融加權指數與匯率進行共整合檢定，發現結果在 Maximum Eigenvalue Statistic 其

p-value 值分別為 0.0495, 小於 0.05, 表示金融加權指數與匯率具有一個共整合關係。

表(四)共整合分析結果-金融加權指數與匯率

落後期		結果	
		Trace Statistic	Maximum Eigenvalue Statistic
None *	1	11.55819 (P= 0.0668)	11.25092 (P=0.0495)
At most 1	1	0.307275 (P=0.6411)	0.307275 (P=0.6411)

接著，我們再重新進行一次 Johansen 模型，目的是探討金融加權指數與利率之間是否具有共整合關係，其結果列示於表(五)：

表(五)共整合分析結果-金融加權指數與利率

落後期		結果	
		Trace Statistic	Maximum Eigenvalue Statistic
None *	1	31.83173 (P=0.0008)	22.67441 (P=0.0037)
At most 1	1	9.157320 (P=0.0502)	9.157320 (P=0.0502)

由表(五)，我們也發現金融加權指數與利率經過共整合檢定測試，其結果不論在 Trace Statistic 或 Maximum Eigenvalue Statistic 其 p-value 值分別為 0.0008 及 0.0037, 均小於 0.05, 表示金融加權指數與利率具有一個共整合關係。

最後，我們再探討匯率與利率兩者之間是否具有共整合關係，其檢定結果顯示於表(六)：

表(六)共整合分析結果-匯率與利率

落後期		結果	
		Trace Statistic	Maximum Eigenvalue Statistic

None *	1	19.51428 (P=0.2515)	14.49103 (P= 0.2228)
At most 1	1	5.023252 (P= 0.5931)	5.023252 (P=0.5931)

表(六)中再次顯示發現匯率與利率經過共整合檢定測試，其結果不論在 Trace Statistic 或 Maximum Eigenvalue Statistic 其 p-value 值均大於 0.05，表示匯率與利率不具有共整合關係。

二、Granger 因果關係

Granger 因果關係是使用 Granger causality test 是一種假設檢定的統計方法，檢驗一組時間序列是否為另一組時間序列的原因。它的基礎是迴歸分析當中的自迴歸模型。迴歸分析通常只能得出不同變量間的同期 相關性；自迴歸模型只能得出同一變量前後期的相關性；但諾貝爾經濟學獎得主克萊夫·格蘭傑 (Clive Granger) 於 1969 年推論，在自迴歸模型中透過一系列的檢定進而揭示不同變量之間的時間落差相關性是可行的，其迴歸模型式如下：

$$Y_t = c + d_t + \sum_{i=1}^k a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_i X_{t-i} + u_t$$

則檢定虛無假設 $H_0: X$ does not cause Y ，相當於檢定 $H_0: b_i=0, i=1,2,\dots,k$ 。

其檢定統計量的求取可經由估計受限的及未受限的迴歸方程式而得，其為：

$$F = \frac{(SSE_c - SSE_w) / k}{SSE_w / [N - (2k + 2)]}$$

其中，

SSE_c ：受限制迴歸方程的 Residual Sum of Squares。

SSE_w ：未受限制迴歸方程的 Residual Sum of Squares。

k ：落後期數。

N ：樣本個數。

根據 Granger Casualty Test 的模型，我們將分別在已確立共整合檢定的基礎上，直接在共整合檢定視窗中進行初步的 Pairwise 因果關係檢定，並分別針對金融加權指數與匯率；金融加權指數與利率；匯率與利率三者之間因果關係是領先(does Granger Cause)或是落後(does not Granger Cause)，還是互相相關，其三者最終檢定結果分別列示於下表(七)至表(九)：

表(七) Pairwise Granger Causality Tests
股價與匯率

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
MONEY does not Granger Cause PRICE	3969	0.67471	0.0005
PRICE does not Granger Cause MONEY		3.95819	0.1491

表(八) Pairwise Granger Causality Tests
股價與利率

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
RATE does not Granger Cause PRICE	3969	2.63401	0.0719
PRICE does not Granger Cause RATE		4.90955	0.0074

表(九) Pairwise Granger Causality Tests
匯率與利率

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
RATE does not Granger Cause MONEY	3535	1.08742	0.0529
MONEY does not Granger Cause RATE		0.59041	0.4143

由表(七)、表(八)及表(九)股價與匯率、股價與利率、匯率與利率的共整合檢定(未考慮外生性因素之 VECM 模型前)測試結果，可以發現在股價與匯率、股價與利率兩者間皆可發現其具有單向的因果關係：『匯率對於股價有顯著的因果關係，而股價對利率亦有顯著因果的關係。』。

而在表(九)，我們發現匯率與利率彼此應該不會具有顯著的因果關係。基於共整合檢定下的因果關係雖然是呈現長期趨勢，但其未考慮外生性等干擾因素，因此會再進行以 VECM 模型檢測之因果檢定。不過單就此因果關係之檢測結果，我們推估導致此現象：『股價對匯率有顯著因果關係，而股價對利率亦有顯著因果關係』的原因是由於台灣金融業以 104 年之 GDP 產值為雖佔總體之 GDP 產值達 6.51%，佔服務業比重更達 10.44%。但其規模幅度相較於美中日或歐盟等大國則明顯具有落差，而在此情況下台灣金融業家數又過多，使得參與者密度過高瓜分市場資源，使得市場效率相對可能不足。另外一個可推估原因是台灣之整體經濟規模充分仰賴出口導向，也使得匯率之影響相當顯著。綜合來看當台灣金融業投資國外金融性投資商品時，很有可能因受到全球時事影響導致匯率波動發生匯損損失，進而影響到股價；而利率(我們所使用的衡量基礎是隔夜拆款利率)，則有可能亦因為全球金融景氣之波動而造成連動性的影響，或是由於台灣

匯率、利率與股價關聯性探討-以台灣金融業為例

仰賴的出口貿易活動受到東南亞新興市場竄起而致之出口金額減少，使得國內央行必須以下降利率刺激貨幣貶值(美元兌台幣匯率上升)，更使得台灣銀行必須以低利率因應，而股價也會應當連帶反應。

而若考慮外生性因素影響，考慮 VAR 情形之下的 VECM 模型中的因果關係檢定，由於此為額外考慮短期之因果關係，所以結果可能略微不同，我們將其因果檢定結果以下列表格列示：

表(十)向量自我迴歸誤差修正模型下因果檢定-股價對匯率

Dependent variable: D(PRICE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(MONEY)	11.89677	8	0.0007

Dependent variable: D(MONEY)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PRICE)	4.951930	8	0.007

而根據 VECM 模型式，我們可發現股價(金融加權指數)與匯率(美元兌台幣)之共整合關係及誤差修正項：

$$\text{共整合關係: } \text{price}_{t-1} = 103.043 - 380.107 \text{money}_{t-1}$$

誤差修正項: $\text{ecm}_{t-1} = \text{price}_{t-1} + 380.107 - 103.043 \text{money}_{t-1}$ ，反應金融業股票加權指數與匯率的長期均衡關係。

係數向量: $\alpha = [-0.004889, -0.000276]$ 反應變量之間的均衡關係偏離長期狀態時，將其調整到均衡狀態的調整速度。

而自因果檢定後，我們將會發現若決定最適落後期數為 8 期的狀況下，金融加權指數與匯率兩者將會具有雙向的因果關係，而這與先前的 Pairwise 檢定似乎有不符合之處。但先前的 Pairwise 只檢測落後兩期的因果檢定，而當落後期數為 8 期時，可能會有更為全面衡量的狀態，若以實務面來推估，當匯率變動導致金融業股價跟進反應，那亦有可能在股價持續反應之狀況下進而影響匯率。

表(十一) 向量自我迴歸誤差修正模型下因果檢定-股價對利率

Dependent variable: D(PRICE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(RATE)	4.149011	7	0.7625
A11	4.149011	7	0.7625

Dependent variable: D(RATE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PRICE)	7.214783	7	0.4069
A11	7.214783	7	0.4069

而根據 VECM 模型式，我們可發現股價(金融加權指數)與利率(隔夜拆款利率)之共整合關係及誤差修正項：

$$\text{共整合關係: } \text{Price}_{t-1} = 931.0109 + 10.0215 \text{rate}_{t-1}$$

誤差修正項: $\text{ecm}_{t-1} = \text{price}_{t-1} - 10.015 - 93.10109 \text{rate}_{t-1}$ ，反應金融業股票加權指數與利率的長期均衡關係。

係數向量: $\alpha = [0.000183, -0.000237]$ 反應變量之間的均衡關係偏離長期狀態時，將其調整到均衡狀態的調整速度。

由表(八)共整合關係因果檢定，我們可得知金融加權指數將會對利率(隔夜拆款利率)具有 Granger Cause 效果，但表(十一)卻顯示在 VECM 模型下兩者並不具有顯著的因果關係，與先前使用 Pairwise 之因果檢定的結果不符合。但先前的 Pairwise 只檢測落後兩期的因果檢定。而當落後期數為 7 期時，可能因為期數拉長，而使得利率(隔夜拆款利率)對於股價可能並不具顯著影響。

表(十二) 向量自我迴歸誤差修正模型下因果檢定-匯率對利率

Dependent variable: D(MONEY)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(RATE)	6.859697	8	0.8015
A11	6.859697	8	0.8015

Dependent variable: D(RATE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(MONEY)	4.009016	8	0.9208
A11	4.009016	8	0.9208

我們根據表(九)之結果與表(十二)結合，發現以隔夜拆款利率做為利率變數與匯率應該無因果關係，其在共整合檢定上也互為獨立，因此我們認為隔夜拆款利率的變動主要為台灣內需市場所致，較不可能受到匯率影響。

第五章 結論

根據上述分別對股價(金融加權指數)、匯率(台幣兌美元)、利率(隔夜拆款利率)進行實證的結果，我們發現金融業加權指數在對於匯率和利率間具有共整合關係，匯率對金融業加權指數具有顯著的因果關係，而股價對利率有因果關係(Pairwise Cause 檢定)，但可能在一定期間內，縱使匯率或利率繼續浮動，股票市場也因為已經充分反應此項訊息，而逐漸回歸到其基本走勢。而我們推估共整合關係中匯率對於股價具有顯著因果關係的原因，則來自當匯率上升(台幣兌美元升值)，原投資於其他股票市場的國外資金會轉向投資對其有立的台灣市場而導致股票上升，另外則是當全球金融風暴發生或者有負面訊息傳出，皆有可能導致匯率瞬間波動，而使得外資及國內證券法人與大眾投資人觀望股票市場，使股票下跌。

我們也推估利率(隔夜拆款利率)與金融業加權指數共整合中呈現無因果關係的原因，則是由於隔夜拆款利率是一較短期的利率指標(相對於基本放款利率而言)，當其上升，象徵著央行可能已經預備升息或者已宣布升息，股票市場將會預期景氣變好，使得短期間內股票市場價格將會呈現上升趨勢，但隨著利率調升之訊息反應完畢，金融業加權指數將不再受其影響，而回歸其基本面。

根據緒論所提及之文獻，多數支持利率與股價呈現負相關而言，我們的實證結果與其並不一致，但基於現今全球金融景氣有眾多因素干擾，而外部一般投資人多數以升息做為景氣回溫的指標，和新興國家之股票市場對於升息多數呈現正向反應，我們認為關於股價、利率、匯率三者之關聯性應有更多值得討論之處。

參考文獻

- 王裕仁(2009). 匯率, 油價, 金價, 利率之關聯性探討與預測. 成功大學財務金融研究所學位論文.
- 江宜蓁(2016). 實質匯率與股票價格的動態關聯性-以 GARCH-DCC 模型之應用. 嶺東科技大學財經法律研究所學位論文.
- 李官豫(2016). 股價指數報酬率, 利率與匯率對金融控股業股票報酬影響之實證研究: 以台灣為例. 虎尾科技大學財務金融系碩士班學位論文
- 李沃牆(2017). 臺灣金融業發展金融科技的現況, 挑戰及因應策略. 亞洲金融季報, 51-56.
- 林姿妤(2015). 匯率, 利率關聯性之探討—以台灣, 美國為例. 嶺東科技大學國際企業研究所學位論文
- 張弘毅(2016). 國際油價對產油國家國內匯率和股價之關聯: 以俄羅斯為例. 交通大學經營管理研究所學位論文
- 張航濤(2015). 台灣利率和股價波動對總體經濟影響之分析. 中央大學產業經濟研究所碩士在職專班學位論文
- 張博欽(2015). 從全球價值鏈之附加價值分析法探討我國金融業的角色與定位. 臺灣經濟研究月刊, 38(6), 89-96.
- 陳玉瓏, 李彥賢, 陳淑華(2010)改制專業經理人政策與經營績效關係之研究—以個案為例. 淡江大學財務金融學系暨研究所, 暨在職專班碩士論文。
- 陳昭穆(2007)東南亞金融風暴前後東協五國股市與匯率, 利率以及貨幣供給之互動關係. 臺灣大學國際企業學研究所學位論文
- 陳翊鏘(2002) 利率、匯率互動之實證研究, 國立東華大學國際經濟研究所碩士論文.
- 曾莉薇(2015)日圓匯率對汽車業, 觀光業, 航空運輸業股價異常報酬之影響, 淡江大學會計學系碩士在職專班學位論文.

匯率、利率與股價關聯性探討-以台灣金融業為例

鄭淑娟(2011)「股指、利率與匯率之長期均衡及短期動態關係研究-台灣實證」，

淡江大學全球華商經營管理研究所，暨在職專班碩士論文。

蘇珍(2002)公債殖利率、利率與股價指數互動關係之研究，國立臺北大學企業管理研究所碩士論文

Aggarwal, R. (1981), Exchange Rate and Stock Prices : A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates, *Akron Business and Economic Review*, 12, 7-12.

Benigno, G., Benigno, P., & Ghironi, F. (2007). Interest rate rules for fixed exchange rate regimes. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 2196-2211.

Booth, J. R., & Officer, D. T. (1985). Expectations, interest rates, and commercial bank stocks. *Journal of Financial Research*, 8, 51-58.

Brailsford, T., Penm, J. H., & Lai, C. D. (2006). Effectiveness of high interest rate policy on exchange rates: a reexamination of the Asian financial crisis. *Advances in Decision Sciences*, 2006.

Elyasinai, E. and Mansur, I. (1998), Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate : A GARCH-M Model, *Journal of Banking and Finance*, 22, 535-563

Fang, W. S.,(2000), Risk Premium and Depreciation Effect in Stock Returns over the Asian Financial Crisis, *Journal of Risk Management*, 2, 39-68.

Feldstein, M. (1983). Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run. *European economic review*, 21, 129-151.

Flannery, M. J., & James, C. M. (1984). The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions. *The Journal of Finance*, 39, 1141-1153.

Hatemi-J, A., & Irandoust, M. (2000). Time-series evidence for Balassa's export-led

growth hypothesis. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 9, 355-365.

Keynes, J. M. (1923). Some aspects of commodity markets. *Manchester Guardian Commercial: European Reconstruction Series*, 13, 784-786.

Krueger, A. O (1983) , Exchange-Rate Determination, Cambridge University Press.

Mcmillan, D (2005) , Time variation in the cointegrating relationship between stock prices and economic activity, *International Review of Applied Economics*, 19, 359-368.

Pi-Anguita, J. V. (1998). Real exchange rate, interest rate and capital movements: Evidence for France. *Applied Economics Letters*, 5, 305-307.

