

國立政治大學商學院金融系碩士班

碩士論文

**Graduate Institute of Money and Banking**

**National Cheng-Chi University**

**Master Thesis**

**Beveridge-Nelson 分解趨勢方法對匯率預測模型績效之影響**

**-以新台幣兌美元匯率為例**

研究生：紀荃惟

指導教授：林建秀 博士

中華民國一〇三年六月

# 摘要

本研究以新台幣兌美元之匯率日資料作為主要研究標的，同時加入台灣加權股價指數及金融業隔夜拆借利率之日資料作為股價與利率之代理變數，利用 Beveridge-Nelson 分解趨勢的方法將變數資料拆解成趨勢項與循環項之時間序列資料，藉此捕捉匯率資料具有景氣循環的特性。在循環項的序列資料，以向量自我迴歸模型來分析並予以估計，趨勢項的部分，利用共整合檢定來探討趨勢項變數間長期的均衡關係，再以向量誤差修正模型予以估計，得到未來 30 天期之匯率走勢。接著，再以 RMSE 與 MAE 指標來衡量不同模型之匯率預測績效，以期能找出最適之匯率預測模型。

實證研究結果發現，將匯率資料先透過 Beveridge-Nelson 分解趨勢的方法予以拆解後，再利用時間序列模型進行分析及預測，時間序列模型的預測能力都比原始匯率利用時間序列模型進行預測或透過 ARIMA 模型進行預測還要來的好。因此，根據實證研究的結果，若企業與政府在進行匯率預測的分析時，能夠考慮先將匯率資料透過 Beveridge-Nelson 分解方法予以處理，便能更有效提升模型的預測能力，除了企業能夠降低避險成本來提高公司整體績效，對於國家而言，有效的掌握匯率的趨勢便能夠迅速且正確的制定政策，提升國家的經濟發展。

關鍵字：匯率預測、Beveridge-Nelson 分解、向量誤差修正模型

# 目錄

摘要	I
目錄	II
表目錄	IV
圖目錄	V
第壹章 緒論	1
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	2
第貳章 文獻回顧	6
第一節 匯率預測相關文獻	6
第二節 匯率、股價及利率之關聯性探討之相關文獻	9
第三節 Beveridge-Nelson 分解	11
第參章 研究方法	13
第一節 單根檢定(Unit Root Test)	13
第二節 ARMA(p, q)/ARIMA(p, d, q)	15
第三節 最適落後期之選取	17
第四節 預測績效指標	18
第五節 向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)	19
第六節 共整合與向量誤差修正模型	20
第七節 Beveridge-Nelson 分解(B-N 分解)	25
第肆章 實證分析	28
第一節 資料來源及分析	28
第二節 ADF 單根檢定	28
第三節 匯率預測—ARIMA 模型	30
第四節 匯率預測—向量誤差修正模型	31

第五節 匯率預測—Beveridge-Nelson 之應用 .....	34
第六節 績效比較 .....	43
第伍章 結論與建議 .....	45
第一節 結論 .....	45
第二節 研究建議 .....	46
第陸章 附表 .....	48
參考文獻 .....	55



## 表目錄

表 4-1	樣本資料期間與資料筆數 .....	28
表 4-2	樣本資料之敘述統計分析 .....	28
表 4-3.1	匯率資料之 ADF 檢定 .....	29
表 4-3.2	股價資料之 ADF 檢定 .....	29
表 4-3.3	利率資料之 ADF 檢定 .....	29
表 4-4	ARIMA(2, 1, 2)模型估計係數 .....	30
表 4-5	ARIMA(2, 1, 2)模型之匯率預測績效表現.....	31
表 4-6	匯率、股價及利率—Johansen 共整合檢定 .....	31
表 4-7	匯率、股價及利率之共整合向量.....	32
表 4-8.1	誤差修正項之估計係數 .....	33
表 4-8.2	向量誤差修正模型估計係數 .....	33
表 4-9	向量誤差修正模型之匯率預測績效表現.....	34
表 4-10	匯率之趨勢項、一階差分趨勢項及循環項之 ADF 檢定.....	36
表 4-11	股價趨勢項、一階差分後趨勢項及循環項之 ADF 檢定.....	37
表 4-12	利率趨勢項、一階差分後趨勢項及循環項之 ADF 檢定.....	37
表 4-13	調整後之 LR 值 .....	38
表 4-14	匯率、股價及利率趨勢項—Johansen 共整合檢定 .....	38
表 4-15	匯率、股價及利率趨勢項部分之共整合向量.....	39
表 4-16.1	誤差修正項之估計係數 .....	40
表 4-16.2	向量誤差修正模型估計係數 .....	40
表 4-17	循環項落後期之選取 .....	41
表 4-18	VAR(8)模型之估計係數 .....	42
表 4-19	Beveridge-Nelson 拆解之匯率預測績效表現 .....	43
表 4-20	匯率預測績效表現比較表 .....	44

## 圖目錄

- 圖 1.1 匯率走勢圖(2003/01/01~2013/12/05)..... 3
- 圖 2 原始樣本資料、趨勢項和循環項波動圖..... 35



# 第壹章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

匯率為兩國之間貨幣交換的一個比率，換句話說就是用一國貨幣表示另一國貨幣的價格，而自 1973 年布列敦森林制度(Bretton Woods System)瓦解後，各國紛紛放棄固定匯率制度，而台灣也自 1978 年宣布放棄固定匯率制度改採機動匯率制度，加上國際貿易活動漸漸頻繁，匯率的變動將會受到市場供需所造成貨幣交換量多寡的影響，導致匯率波動的不確定性相較於過去採用固定匯率制度的年代增加許多，對於各公司企業在匯率避險上，難度也提升不少，因此，如果我們能夠找出一個最適的匯率預測模型，使其對於匯率預測有較佳的績效表現，就能夠讓企業降低其避險成本來提高公司的報酬，因此，匯率走勢之研究一直以來都是財務領域上重要議題。

美元一直以來都是國際的準備貨幣，加上台灣的經濟貿易活動主要以出口為導向，截至 2013 年止台灣對外貿易總額達到 5,732.9 億美元，其中出口總額就達 3,032.2 億美元，對美國出口總額為 324.86 億美元，顯示美國依然為台灣主要出口的家，因此，新台幣兌美元匯率就不單只是企業關注的經濟數據而已，更是影響台灣整體經濟發展的主要因子，政府採取機動的浮動匯率制度，目的也是為了能夠在不影響台灣整體經濟發展的條件下來實施匯率的自由化，所以，以新台幣兌美元作為研究標的，依舊是在匯率預測上相當重要的一個主題。

在匯率預測研究當中，過去有相當多的實證研究都以經濟理論為基礎來進行分析，從最早提出的購買力平價理論(Purchase Power Parity)、利率平價理論(Interest Rate Parity)，甚至連貨幣學派的學者都提出了相關理論來探討匯率決定的因素。雖然現在各國紛紛採用浮動的匯率制度，處在國際貿易活動頻繁的時代，各國政府勢必會採取某些手段來干預匯市及資本市場來維持整個國家的經濟，這些干預的做法都會造成經濟理論與現實不符的情況。此外，上述經濟理論所建立的模型，往往只能分析變數間的單一方向的影響，也就是說，我們並無法來衡量

自變數是否會受到因變數的影響，加上模型中所採用的總體經濟變數，如購買力平價理論中衡量通膨的消費者物價指數按月發布，衡量該國經濟活動的經濟成長率則按季發布，而貨幣理論中衡量貨幣總計數的 M1A 與 M2B 則都由中央銀行按月來發布，受限於總體經濟數據發布的頻率，我們若是將這些低頻的經濟變數作為樣本資料來預測高頻的每日匯率走勢，除了可能會有資料筆數過少造成訊息的蒐集不夠完全外，更可能會產生模型配適不適的問題，預測的績效表現勢必受到影響。因此，在本篇研究中，我們便以高頻的日資料，如台灣加權股價指數及金融業隔夜拆借利率等發布頻率為日資料型態來做為本文中樣本資料的選取，透過時間序列的分析模型，將資料過去的歷史訊息擷取並建立模型，可以有效的解決資料筆數過少的問題，讓訊息可以更完整的被揭露，同時透過共整合檢定及向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)來探討變數間長期的均衡關係，最後，透過分解趨勢的方法將資料做拆解，更能有效地描繪出個別資料的型態並加以估計，以期能建立起最適的匯率預測模型。

## 第二節 研究目的

在做經濟數據的預測時，早期學者認為匯率的變動可以透過總體經濟理論來解釋，如利率平價理論、購買力平價理論等，因而在過去我們常將原始資料直接分析並做出預測，但由於實行浮動匯率制度後，匯率的資料型態開始變得更加複雜且不穩定，加上原始樣本資料型態往往都是非定態的時間序列資料，預測出來的績效表現往往有其侷限性；因此，我們試著利用 Beveridge-Nelson 的拆解方法，將各個變數拆解成長期趨勢項及短期波動項之時間序列資料，並分析變數間在長、短期間之關聯性。

雖然 Beveridge-Nelson 的分解方法多數運用在衡量總體經濟的景氣循環研究上，我們依然可以將其分解的方法運用在多數非定態的時間序列資料上。從圖一的匯率走勢圖，我們可以發現匯率從 03 年以來，長期而言，匯率的走勢一直有

往下的趨勢存在；同時，我們也可以從短期的波段來觀察匯率的走勢，03 年一整年新台幣兌美元的匯率的走勢是持續升值，直到 04 年的 4 月 13 日新台幣兌美元匯率升值為 32.81；四月下旬受到中國經濟降溫措施和美國升息的預期，新台幣兌美元匯率則開始走貶，8 月 6 日貶至 34.12 為 04 年全年之最低價位；八月中旬因為國際資金大量回流亞洲並大舉加碼台股，在匯市供過於求的情況下，造成新台幣兌美元匯率又轉而走升。此外，我們也可以觀察在 08 年至 12 年的匯率波段，08 年初受到美國次貸危機的影響，Fed 持續的降息造成美元走弱，使得新台幣兌美元匯率在 08 年初期走升，一直到 08 年 3 月 25 日新台幣兌美元匯率 29.995 為自 03 年以來的最高價位，之後受到金融海嘯持續的影響，造成出口大幅的衰退及外資移出，新台幣兌美元匯率則持續走貶，至 09 年 3 月 2 日貶破 35 元，該日匯率最低價位為 35.165 元，而後受到美國 Fed 實施量化寬鬆(Quantitative easing)的貨幣政策，使得美元走貶造成新台幣兌美元匯率持續走升的現象。

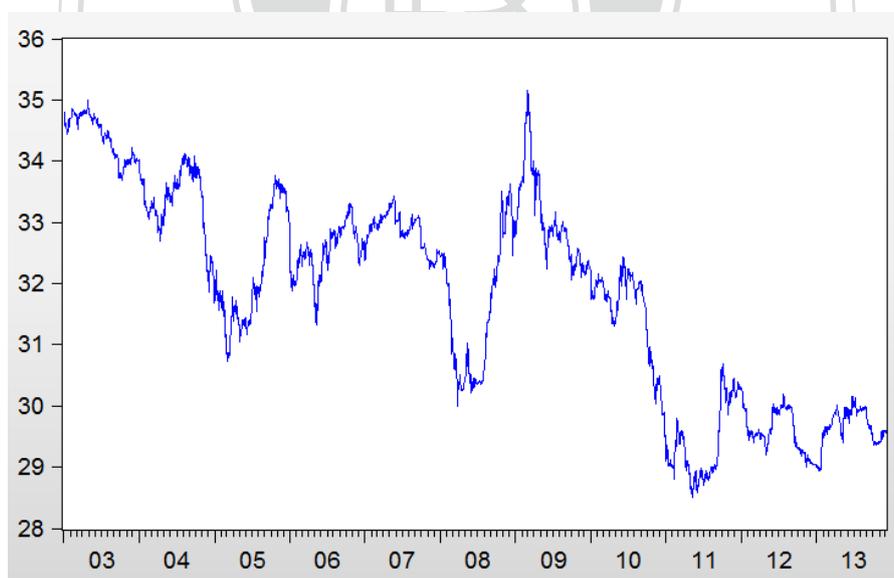


圖 1.1 匯率走勢圖(2003/01/01~2013/12/05)

所謂的景氣循環，指的是經濟變數在長時間下無法維持一個穩定而呈現上下波動的現象，一般我們將景氣循環分成衰退、蕭條、復甦及繁榮四個階段，從上

述的觀察，我們可以發現匯率也有類似景氣循環的特性，我們便可以透過 Beveridge-Nelson 分解趨勢的方法加以拆解，藉以完整捕捉匯率資料的特性，接著，我們利用向量誤差修正模型來探討各個變數非定態趨勢項間之長期均衡關係，在短期的定態循環項時間序列資料，我們則透過向量自我迴歸模型(Vector autoregression, VAR)來分析各變數循環項間短期之影響，最後，將所預測出之趨勢項及循環項合併得到我們想要預測的匯率序列資料。

時間序列的分析模型當中，過去在匯率預測的文獻大部分都以 ARIMA 模型作為主要分析模型，如 Fang and Kwong(1991)以 1983 年 1 月至 1988 年 12 月之美元對英鎊之月資料來作為研究標的，分析不同模型間匯率預測表現比較，結果發現以匯率預測數字準確度而言，以 ARIMA 模型之準確度最佳； Mehran and Shahrokhi(1997)利用 ARIMA 模型、隨機漫步、遠期匯率模型和即期匯率模型來探討不同模型間匯率預測的績效表現，研究結果也發現以 ARIMA 模型所預測出之績效多數情況都優於其他模型之績效表現；在國內文獻當中，林家卉(2008)也以美元兌新台幣之即期匯率作為研究標的，探討以 ARIMA 模型來進行匯率預測之績效表現，實證結果顯示，不論是長短期的估計期間，ARIMA 模型都有不錯之績效表現，顯示將 ARIMA 模型應用在匯率預測領域上，都可以得到不錯之預測效果。

因此，在本篇論文當中，我們便以 ARIMA 模型作為不同模型間的比較基準，我們希望能夠透過不同模型間的績效比較，在我們所建立的研究架構方法下(如圖 1.2)，找出最適的匯率預測模型，並希望利用 Beveridge-Nelson 方法拆解後的資料來進行資料分析及匯率預測，整體而言，會優於一般匯率預測模型的績效表現。

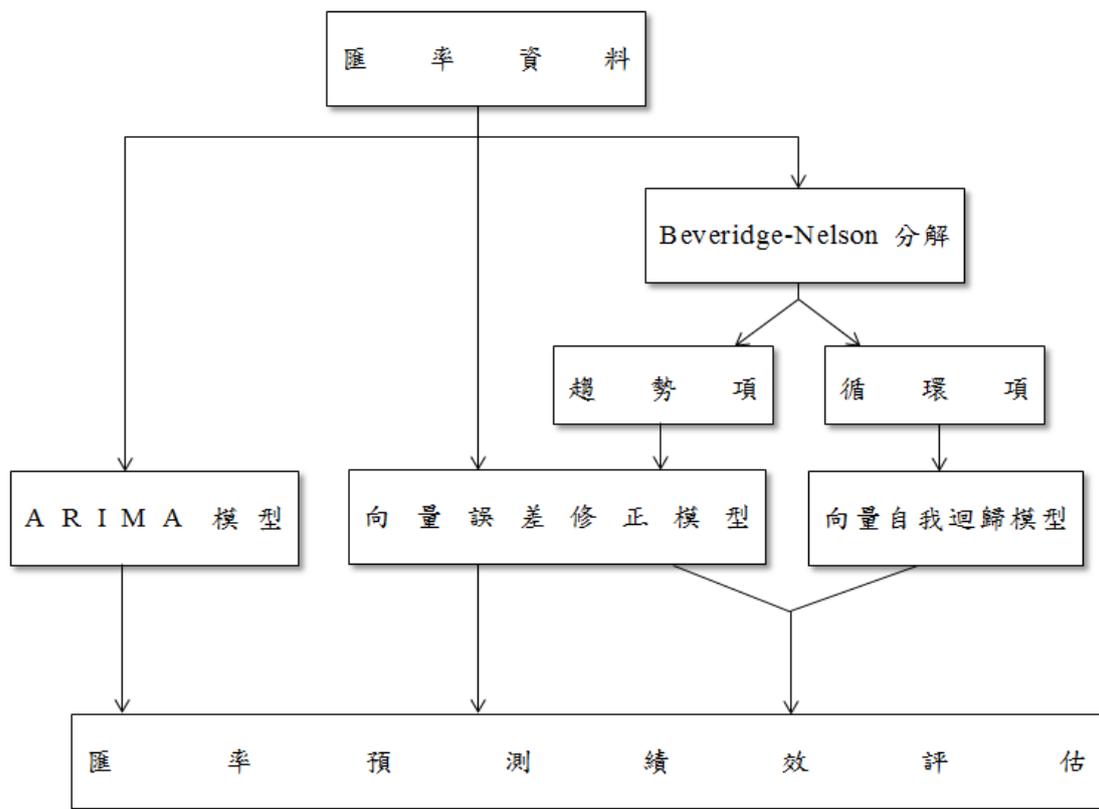


圖 1.2 模型間分析架構圖



## 第貳章 文獻回顧

### 第一節 匯率預測相關文獻

#### (一) 匯率決定理論

Edison and Fisher(1991)以英鎊兌美元、馬克兌美元兩種匯率作為研究標的，以購買力平價理論為基礎下，利用了 Johansen 共整合分析檢定與誤差修正模型來探討歐洲貨幣體系(European Monetary System, EMS)下的長期觀點，研究發現，兩種匯率不論是在短期或長期的預測下，模型的預測能力都較隨機漫步模型為佳。

MacDonald and Marsh(1997)利用動態調整模型，將購買力平價模型加入了未拋補利率平價說及實質利率差的模型後對匯率進行估計，預測結果發現當預測期間超過三個月以上時，預測的績效表現會優於隨機漫步模型，說明了購買力平價模型提出的兩國間相對的貨幣購買力，對於長期匯率仍具有相當的解釋力。

MacDonald(1999)則主張以購買力平價理論作為模型的架構，可以更有效地捕捉匯率波動的行為，藉此探討模型對匯率的解釋能力及預測能力。

黎明淵(2002)採用非線性的馬可夫轉換模型來探討購買力平價模型對於匯率解釋能力的實證研究。實證研究結果指出，PPP 模型對於匯率的解釋能力在匯率處於低波動狀態時具有統計上顯著，而在高波動狀態下則不具顯著性；此外，在預測能力方面，結合 PPP 理論之馬可夫轉換模型績效表現會優於以 PPP 模型或馬可夫轉換模型個別預測時為佳。

Branson(1969)利用美元、加幣及英鎊三國的貨幣作為研究標的，以樣本期間 1962 年 7 月至 1964 年 12 月這段期間來檢定利率平價理論是否成立，實證研究結果發現，因為有套利的交易成本存在，使得利率平價理論是不成立的。

Frankel and Levich(1975, 1977)同樣也提出在實際的資本市場交易活動當中，存放款利率及買賣匯率間存在著差異的情況下，利率平價理論是不成立的。

Aliber(1973)以1968年1月至1970年6月期間來檢定利率平價理論的成立與否，其實證研究結果發現利率平價條件的成立可能因為不同資本管制產生的政治風險而不成立。

Jong-Cook Byun and Son-Nan Chen(1996)以經濟合作暨發展組織(Organization for Economic Cooperation and Development, OECD)中十個國家90天期國庫券每日平均後之月利率作為短期名目利率，透過誤差修正模型來對1960年2月至1991年7月期間進行檢定，實證研究結果發現，國際間利率平價理論長期而言是成立的。

沈中華(1992)依據制度的改變將樣本期間1960年1月至1989年12月分成四個不同的階段來檢定無拋補利率平價理論，驗證其是否能夠用來解釋台灣在這四個不同階段利率與匯率之間的關係。其結果發現，資本及利率遭到政府的刻意管制，加上央行採取機動的浮動匯率制度對匯率干預的情況下，使得不論在哪一個階段下無拋補利率平價理論皆是不成立的。

Frankel(1976a)以馬克兌美元的匯率資料作為研究標的，選取1920年2月至1923年2月8月的樣本期間，利用無拋補利率平價條件做為理論基礎，將預期名目匯率的變動做為遠期溢價的替代變數，把名目匯率、貨幣供給和預期貶值率取對數後以普通最小平方法來進行實證，在實證期間德國存在著惡性通貨膨脹的現象，因此，Frankel認為德國的貨幣衝擊(monetary impulses)是決定匯率的主要因素，即物價是匯率波動的主要原因，因而忽略國內外所得變動的衝擊因素，將焦點放在德國的通貨與預期通貨膨脹上，實證研究的結果支持浮動價格模型(flexible-price monetary model)。Bilson(1978)也利用相同的模型在加入落後項之後，對樣本期間1972年至1976年馬克兌英鎊的匯率資料來進行實證分析，實證結果也支持浮動價格模型。

MacDonald and Taylor(1994)選取1976年資料，檢定英鎊兌美元的名目匯率與相對貨幣供給、實質所得、長期利率間是否存在共整合關係。實證方法採用

多變量的共整合分析方法，結果發現變數間存在共整合關係。在發現變數間存在共整合關係後，MacDonald and Taylor 更進一步利用誤差修正模型來分析變數之間的短期動態過程，發現以誤差修正模型做樣本外預測的績效表現遠優於隨機漫步模型的績效表現。

楊凱文(2001)以貨幣學派的匯率決定模型所隱含的總體經濟變數做為檢定的基礎，這些變數包括兩國相對物價水準、相對貨幣供給額、相對所得及兩國名目利率的差距等，透過共整合分析來探討這些變數和新臺幣對美元匯率間之長期關係，以期更能適切地解釋匯率的變動。

陳秀香(2006)以 Frankel(1979)的實質利率差異模型(Real Interest Differential, RID)為基礎模型，導入馬可夫轉換的機制，並且以台灣及韓國貨幣作為研究對象，探討貨幣模型是否能夠解釋匯率的波動行為。實證研究結果發現，傳統的 RID 模型並不能夠完全的解釋匯率的波動行為，但在加入了馬可夫的轉換機制後，模型的解釋能力有顯著的改善；此外，透過穩健性分析(robustness analysis)發現，在台灣的資料當中，利率最能夠捕捉匯率的波動行為，而韓國的資料中，不論是貨幣供給、產出和利率對於匯率的解釋能力都是一樣的重要。

## (二) ARIMA 模型

Fang and Kwong(1991)探討分別利用遠期匯率模型、ARIMA 模型及迴歸模型進行匯率預測時的比較。研究樣本期間以 1983 年 1 月至 1988 年 12 月之美元對英鎊之月資料來作為研究的標的，結果發現，以匯率預測數字準確度而言，以 ARIMA 模型之準確度最佳；但若以匯率變動方向而言，則以迴歸模型有較佳的解釋能力。

Mehran and Shahrokhi(1997)利用 ARIMA 模型、隨機漫步、遠期匯率模型和即期匯率模型來探討不同模型間匯率預測的績效表現。樣本研究期間為 1982 年 1 月至 1991 年 2 月，採用墨西哥披索兌美元之匯率日資料作為研究之標的，並

以均方根誤差(RMSE)、平均絕對誤差(MAE)和平均絕對誤差百分比(MAPE)三種績效指標來衡量，研究結果發現以 ARIMA 模型所預測出之績效多數情況都優於其他模型之績效表現。

張小彤(2003) 利用 ARIMA 模型研究新台幣對美元匯率月資料的預測，樣本期間從 1989 年 1 月至 2002 年 12 月來預測在 2003 年匯率之趨勢變化，研究結果發現，以 2002 年的月匯率資料為驗證期，預測結果的平均誤差為 0.2152；並將預測期間分類為一季、半年及一年來做預測結果之比較，結果發現以三個月的預測效果為最佳，因此，以季預測的效果較佳。

管相柔(2007)以不同頻率的匯率日資料及月資料，並以 ARIMA 模型為基礎來預測匯率，並以三種衡量績效指標的誤差均方根(RMSE)、平均誤差絕對值(MAE)及平均絕對誤差百分比(MAPE)值來做為衡量的標準，研究結果發現，不論以哪種績效指標作為衡量的依據，日資料所預測出的誤差值都比月資料要來的小，顯示出高頻資料之預測能力的確較低頻資料要來的佳。

林家卉(2008) 以美元兌新台幣之即期匯率作為研究標的，以 ARIMA 模型來進行匯率之預測，研究之樣本內期間為 2006 年 1 月 1 日至 2008 年 5 月 31 日與 2008 年 3 月 1 日至 2008 年 5 月 31 日，樣本外期間為 2008 年 6 月 1 日至 2008 年 6 月 20 日，研究結果顯示，無論是用較長期間估計期間或較短估計期間，該模型都有不錯之績效表現，顯示將 ARIMA 模型應用在匯率預測領域上，可以得到不錯之預測效果。

## 第二節 匯率、股價及利率之關聯性探討之相關文獻

### (一) 匯率與股價之關聯性

Dornbusch and Fischer(1980)的研究提到經常帳餘額與匯率的關係，該模型研究結果發現，匯率的變動會影響一個國家在國際競爭的地位及該國之實質收入及產出，此外，由於公司的股價是對於未來預期現金流的折現值，當國家的貨

幣貶值，對於出口商而言，其出口商品相對便宜了有利於出口，公司獲利進而拉抬公司股價，即貨幣的移動最終會影響到股價的論點。而 Hekman(1985)的研究結果提出了匯率是股票價格的其中一個解釋變數，也同樣驗證了相同的論點。

Branson and Frankel(1983)指出，匯率決定於股票、債券等金融商品的供需情況，舉例而言，股票市場的供需情況，會透過財富效果和流動性效果進而影響貨幣需求，當股價下跌時，會導致投資大眾的財富相對減少，流動性也降低，貨幣需求的減少造成利率的下跌，而利率的下跌不利於資本的流入進而影響匯率，造成匯率的貶值，因此，金融資產價格的變動會影響匯率變動的情形，這樣的觀點也建立了匯率與股票間因果關係之理論模型。

Pan, Fok, & Liu(2007)探討七個亞洲新興國家匯率和股價的動態關聯性，樣本期間採用 1988 年 1 月至 1998 年 10 月期間的資料，而這七個國家分別是香港、韓國、日本、馬來西亞、新加坡、台灣、和泰國，結果顯示，匯率和股價兩者的關聯性可能會因為各個國家的匯率政策、進出口貿易、資本控制程度大小而有所不同。

張鳳貞(1999)以民國 86 年 7 月 2 日至 88 年 2 月 26 日之日資料，再利用共整合與向量誤差修正模型來研究匯率、利率與股價指數三個變數間的長期均衡關係及短期的動態調整過程，其實證結果發現，在長期，匯率與股價指數具有反向變動關係。

## (二) 匯率與利率之關聯性

Hatemi-J & Manuchehr(2000)利用利率與匯率之因果關係，實證結果發現，在固定匯率制度時，匯率與利率呈現了單一影響之因果關係；在浮動匯率時因果關係卻表現出相反之方向。

Benigno, Benigno & Ghironi(2007)研究出經過設計的利率規則可以維持匯率的穩定性，同時結果亦顯示出一個現代化的總體經濟架構中，利率、匯率政策及

合理預期平衡的決定是有關連性的。

陳翊鏞(2001)參考 Hatemi-J&Manuchehr 的研究，基於國際收支帳平衡之假設，推演出一套以利率、匯率因果方向判斷一國資本移動程度之模型，實證結果發現，隨著管制的逐步開放，匯率對利率的單向因果關係將逐漸轉換為匯率、利率雙向影響之因果關係，證明資本移動在這段管制開放的期間內確實有所增加；而加入資本移動進行實證的結果，再度證實資本移動隨著管制的開放，與雙率的互動更顯的密切。

### (三) 匯率、股價及利率之關聯性

Kim(2003)利用了 Johansen 的共整合分析來探討美國股價、實質匯率、工業生產、利率和通貨膨脹長期間的均衡關係，樣本資料為月資料，研究期間為 1974 年 1 月至 1998 年 12 月，研究結果發現美國 S&P 500 股價指數和工業生產呈現正相關的關係，但與實質匯率、利率及通貨膨脹則呈現反向的關係。

朱清貴(2008)則利用了向量自我迴歸模型(VAR)來探討匯率、股價、利率及物價四者間的關聯性，同時加入了衝擊反應函數(Impulse response function, IRF)的概念來驗證當一個變數發生變動時，可能會對其他變數所產生的衝擊影響大小，進而分析並且釐清四個變數間互動所造成的影響。

### 第三節 Beveridge-Nelson 分解

在衡量一個國家的景氣循環時，經常因為每個國家的經濟體特性的不同，而可能發展出不同面向的衡量方法，在國外文獻上所提到的方法有兩種，分別為「古典循環」和「成長循環」。古典循環所衡量的，是國家經濟活動「絕對數值」的上升或下降，而成長循環則是衡量經濟活動在去除長期趨勢 (detrending) 後的變化情形，所以，在衡量景氣循環的實證研究上，便會發展出許多不同分解趨勢的方法，而 Beveridge-Nelson 分解則是其中一種方法。

Beveridge,Nelson(1981)建立了一個分解趨勢的方法，將非定態的時間序列資料拆解成趨勢項和循環項，並利用美國 1947 年第二季至 1977 年第一季的季資料來進行景氣循環的實證研究，其研究大致上皆符合美國國家經濟研究局(NBER)的資料。

Attfield,Silverstone(1998)利用 Beveridge-Nelson 的拆解方法來對序列資料做拆解，估計出產出和失業率的潛在水準值，將實際值與潛在水準值相減的差定義為循環項，再利用共整合分析來估計美國的資料，得到了與奧肯法則類似的結果。

Lee(2000)更進一步利用 Hodrick-Prescott，Beveridge-Nelson 與 Kalman 三種不同的分解方法來預估潛在水準值，結果發現不論採用何種分解方法，在循環性產出和循環性失業之間仍然具有負向的關係。

彭惠琴(2003)以奧肯法則和菲利浦曲線的相關理論，利用三種不同的分解方法(H-P 分解、B-N 分解及 Kalman 分解)對產出和就業這兩個變數進行分析，將各個變數分別拆解成趨勢項及循環項之時間序列資料，檢定產出與失業間、通貨膨脹和失業間之關聯性；同時，也利用向量自我迴歸的衝擊反應函數和誤差變異分解，以及共整合與共特徵(co-integration and co-feature)搭配趨勢項與循環項分解的分析，來探討變數間長期間的均衡關係及跨景氣循環短中期共同移動現象。

Beveridge-Nelson 分解的方法普遍應用在估計景氣循環的研究上，主要是由於它能夠捕捉到景氣循環上的一些特性，但我們還是可以將其運用在多數時間序列資料的分析上，並且得到一些有趣的經濟意涵。由於匯率的序列資料多數為非定態的時間序列資料，我們透過 Beveridge-Nelson 的分解，將非定態的匯率趨勢項資料運用共整合分析來探討與股價、利率間的長期均衡關係，同時利用向量自我迴歸的模型來分析變數間的交互影響，並進而預測未來匯率的走勢。

## 第參章 研究方法

在運用時間序列資料分析時，首先，我們所要瞭解的是該序列資料是否為定態，所謂的定態(stationarity)，是指外來衝擊對於時間序列資料可能只造成短暫的影響，隨著時間的經過，外來衝擊所造成的效應會逐漸地消失，而使資料重新回到長期均衡的水準。在 1974 年 Granger 及 Newbold 發現，若資料型態為非定態時，所分析出的結果可能會有「虛假迴歸(spurious regression)」的問題，一旦沒有察覺到虛假迴歸的情況，則可能會造成實證研究結果的誤判，造成研究結果與實際情況不符之情況。

過去傳統時間序列的計量方法都著重在定態時間序列資料的研究上，但我們卻發現，多數的經濟或財務領域上時間序列資料往往都為非定態的資料型態，造成了過去許多實證研究的結果可能遭到推翻，然而，在 Engle and Granger(1987) 提出了共整合(cointegration)相關理論之後，這樣的問題終於得到了解答。因此，本章將會介紹時間序列分析的相關理論，包括了資料型態是否為定態的檢定方法、共整合相關理論等，同時也涵蓋了本篇論文中所用到之相關模型，如向量自我迴歸、誤差修正模型及 Beveridge-Nelson 分解。

### 第一節 單根檢定(Unit Root Test)

單根檢定目前學者常用的方法普遍有 Dickey-Fuller test (DF 檢定)、Augmented DF test (ADF 檢定)、Phillips-Perron test(PP 檢定) 以及 Panel 檢定……等等，而本節僅針對本文所使用之 ADF 檢定的介紹說明如下：

Dickey and Fuller(1979)提出了 DF 單根檢定的方法，是利用最小平方法來進行迴歸式參數的估計，因此，在迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質就會影響到迴歸估計係數的性質，當迴歸式中的殘差項出現一階自我相關的現象及非白噪音的現象時，可能造成 DF 值的不正確，導致於無法拒絕錯誤的虛無假設的機率增加，也就是 DF 檢定的檢定力不足；因此，Dickey and Fuller(1981)

便針對 DF 單根檢定方法所可能產生的問題提出了修正的方法，假設殘差項為白噪音下，將模型 DF 檢定式中再加入被解釋變數變數( $y_t$ )差分的落後項(Lags)後，使檢定估計式的殘差項符合白噪音的性質後，再進行單根檢定。

ADF 單根檢定包含三種模型如下：

(一)不含截距項和時間趨勢項

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

(二)含截距項但不含時間趨勢項

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

(三)含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t$$

其中， $p$  為最適落後期數， $a_0$  為截距項， $t$  為時間趨勢項， $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1}$  為被解釋變數的落後項，落後項的最適落後期  $p$  的選擇可以利用 AIC 及 SBC 之最小估計值作為判定標準。本文以 SBC 作為判定標準。

上述三種模型的虛無假設與對立假設分別如下：

$H_0$ (虛無假設)： $y_t$  具有單根； $\gamma = 0$ ；序列資料呈現非定態。

$H_a$ (對立假設)： $y_t$  不具有單根； $\gamma < 0$ ；序列資料呈現定態。

透過 ADF 單根檢定，若檢定結果拒絕虛無假設，表示  $y_t$  不具有單根，即該時間序列資料為定態；但若檢定結果為不拒絕虛無假設，表示 ADF 檢定無法去拒絕  $y_t$  不具有單根，即該序列資料型態為非定態的時間序列資料，可能出現「虛假迴歸」的問題，故我們需先將序列資料先做差分後在做單根檢定，直至序列資料為定態的資料型態。

## 第二節 ARMA(p, q)/ARIMA(p, d, q)

ARMA 模型是 1976 年由 Box 和 Jenkins 兩位學者所提出的模型，是一種時間序列的「資料產生過程(Data generating process, DGP)」，而所謂的「資料產生過程」，在時間序列的理論當中，指的就是「現在的變數和過去的變數的函數或統計『關係』」。模型的前提假設是該時間序列資料型態必須是定態，但由於多數在總體經濟上的時間序列資料型態多為非定態(non-stationarity)的時間序列資料，所以後來便將 ARMA 模型加以擴展成一般化的 ARIMA 模型來表示非定態的時間序列資料；其一般化模型設定型態的說明如下：

### (一) 自我迴歸模型(Autoregressive model, 簡稱 AR 模型)：AR(p)

AR 模型的意義，簡單來說就是現在的某一變數值，會和同一變數值過去的變數值，可能是第一期、第二期，甚至到第  $p$  期等有關；換句話說，就是當期的變數  $y_t$  為該變數過去  $p$  期的變數值  $y_{t-p}$  之函數，而  $p$  期的選擇則依據 AIC 或 SBC 準則來決定。

AR(p) 之一般化模型為：

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

其中， $a_0$  表示常數的截距項， $p$  代表落後期數， $a_i$  為  $y_{t-i}$  的係數， $\varepsilon_t$  是白噪音。

(二)移動平均模型(Moving average model, 簡稱 MA 模型)：MA(q)

MA 模型隱含「經濟行為體系的結構式中，含有『誤差修正(error correction)』的特性」，也就是該變數長期而言，是具有往「均衡方向調整」的特性，即使在短期可能有偏離均衡的現象，但偏離均衡的現象長期會透過誤差修正機能而使得差距慢慢的縮小，換句話說，就是當期變數 $y_t$ 為該變數過去 q 期的隨機誤差值 $\varepsilon_{t-p}$ 之函數，而 q 期的選擇則依據 AIC 或 SBC 準則來決定。

MA(q)之一般化模型為：

$$y_t = a_0 + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q b_i \varepsilon_{t-i}$$

其中， $a_0$ 表示常數的截距項，q 代表落後期數， $b_i$ 為 $\varepsilon_{t-i}$ 的係數， $\varepsilon_t$ 是白噪音。

(三)自我迴歸與移動平均模型(Autoregressive and moving average model, 簡稱 ARMA 模型)：ARMA(p,q)

ARMA 模型為上述 AR 與 MA 模型的結合，即當期的變數 $y_t$ 為該變數過去 p 期的變數值 $y_{t-p}$ 與過去 q 期的隨機誤差值 $\varepsilon_{t-p}$ 之函數，而 p 和 q 期的選擇則依據 AIC 或 SBC 準則來決定。

ARMA(p, q)一般化模型為：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q b_i \varepsilon_{t-i}$$

其中， $a_0$ 表示常數的截距項，p 代表落後期數，q 代表落後期數， $a_i$ 為 $y_{t-i}$ 的係數， $b_i$ 為 $\varepsilon_{t-i}$ 的係數， $\varepsilon_t$ 是白噪音。

(四)自我迴歸整合移動平均模型(Autoregressive Integrated Moving Average

Model，簡稱 ARIMA 模型)

當時間序列變數呈現隨機漫步(Random Walk, RW)這種非定態的情況時，在利用 ARMA 模型估計時會有向下偏誤的問題，Box-Jenkins 的模型將不再適用。但我們可以透過將 ARMA 模型擴展成 ARIMA 模型，可以解決模型估計上偏誤的問題，使模型依然可以適用非定態時間序列的資料。

ARIMA(p, d, q)一般化模型為：

$$\Delta^d y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta^d y_{t-i} + e_t + \sum_{i=1}^q b_i e_{t-i}$$

其中， $\Delta^d y_t$ 表示將 $y_t$ 變數差分 $d$ 次。我們可以想成，ARIMA 模型與 ARMA 模型的定義幾乎完全一樣，差別在於 ARIMA(p, d, q)模型是以 $\Delta^d y_t$ 取代原本 ARMA(p, q)模型中的 $y_t$ 變數作為被解釋變數。

### 第三節 最適落後期之選取

傳統上，在迴歸模型當中模型配適度的評估最常使用的是判定係數 $R^2$  (coefficient of determination)或調整後判定係數 $\bar{R}^2$  (adjusted coefficient of determination)，但是，在時間序列分析的實證研究當中，透過上述兩者作為模型配適度的指標情形並不多見，多數實證所採行的方法，反而以 Akaike(1973)所提出的 AIC(Akaike information criterion)判定準則或 Schwartz (1978)所提出的 SBC(Schwartz Bayesian information criterion，也被簡寫為 SBIC、BIC 或 SC)判定準則作為模型選擇的基準。其判定指標之計算式分別如下：

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

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

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

從統計的觀點我們可以知道， $\text{SST} = \text{SSR} + \text{SSE}$ ，當  $\text{SSR}$  越大則代表模型當中樣本資料對於模型的解釋能力越好，若假設  $\text{SST}$  固定不變的情形下， $\text{SSE}$  越小則相對代表著  $\text{SSR}$  越大，及樣本資料對於模型的解釋能力越好，因此，在模型配適度的判定準則，我們可以發現是以  $\text{AIC}$  或者是  $\text{SBC}$  之最小值作為最適模型選取。

#### 第四節 預測績效指標

在比較不同模型樣本外預測力的指標，在文獻上常用的有兩種，分別為「誤差的均方根」(Root Mean Square Error, RMSE) 及「平均誤差絕對值」(Mean Absolute Error, MAE)，以下我們便針對兩種指標來一一介紹：

首先，我們先定義甚麼是預測誤差，若樣本外資料的實際觀察值為  $y_t$ ，模型預測值以  $\hat{y}_t$  來表示，則

$$\text{預測誤差} = y_t - \hat{y}_t$$

有了預測誤差的概念後，接著，若總樣本數有  $t+n$  筆，我們保留最後的  $n$  筆作為「樣本外」資料，以前面第 1 筆至第  $t$  筆資料作為「樣本內」資料來估計模型，則樣本外預測力指標可以定義如下：

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=t+1}^{t+n} (y_i - \hat{y}_i)^2}$$

$$\text{MAE} = \frac{1}{N} \sum_{i=t+1}^{t+n} |y_i - \hat{y}_i|$$

從以上的公式我們可以知道，RMSE 是將預測誤差的平方和加以平均後再開根號；而 MAE 則是將所有預測誤差取絕對值加總後的平均值，其實，我們可以發現在概念上兩種指標是相同的，而到底哪種指標較佳？文獻上並沒有一致的看法，績效的衡量可能因為所採用指標不同而有不同的結果，在本文中我們便將兩種指標都納入考慮並加以比較。

## 第五節 向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)

在利用多變數時間序列模型以線性迴歸式表示時，其實就隱含著變數之間存在著因果關係的假設，也就是假設迴歸方程式中的「內生變數(又稱因變數或者是被解釋變數)」是受到「外生變數(又稱自變數或者是解釋變數)」的影響，而解釋變數並不會受到被解釋變數的影響。然而在某些時候我們並無法確定該變數是否為解釋變數或者是被解釋變數時，若使用這類模型在估計變數之間的關係時，可能就會受到質疑。

Sims(1980)提出了向量自我迴歸的模型這種方法可以將所有的變數都視為內生變數來處理，同時也解決了模型認定(identification)的問題，每一組 VAR 是由多變數和多條迴歸方程式所組成，每一條迴歸方程式當中，內生變數都可以內生變數本身的落後期，再加上其他變數落後期來表示，也就是內生變數為本身落後期及其他變數落後期的函數。

$n$  個變數之 VAR( $p$ )一般化模型為：

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

其中，在 VAR 模型當中，變數序列資料型態必須為定態。 $n$  為模型中內生變數的個數， $y_t$  為  $n \times 1$  維度之內生變數向量矩陣， $a_0$  為  $n \times 1$  維度之常數向量矩陣， $\beta_t$  為  $n \times n$  維度且落後  $t$  期之係數向量矩陣， $\varepsilon_t$  為  $n \times 1$  維度之誤差向量矩陣。

## 第六節 共整合與向量誤差修正模型

共整合理論是 Engle-Granger(1987)所提出，該理論指出若一組非定態的時間序列變數的線性組合為定態，那我們就稱這些時間序列變數具有「共整合」關係。共整合關係檢定的目的主要是檢驗非定態的經濟變數長期間是否具有均衡的關係，而這樣的均衡關係有時可能會滿足某種經濟意涵的存在。

### (一) 共整合關係

若一非定態時間序列 $y_t$ 經過 $k$ 次差分之後才會變成定態，則此變數我們就稱為「 $k$ 階整合變數」(integrated of order  $k$ )，我們以符號 $y_t \sim I(k)$ 來表示，而 $\Delta^k y_t \sim I(0)$ 。

根據 Engle-Granger(1987)對共整合的定義，若有兩個經濟變數 $x_t$ 與 $y_t$ 皆為 $I(d)$ 序列資料， $x_t$ 與 $y_t$ 的線性組合為 $I(0)$ 數列，則表示 $x_t$ 與 $y_t$ 兩變數兼具有共整合關係。我們同樣可以用矩陣的方式來表達多變數序列資料的共整合的關係，假設時間序列有 $m$ 個變數且所有變數皆為 $I(d)$ 序列資料，以向量 $X_t \sim I(d)$ 表示，如果存在一組向量 $\beta$ 使得 $\beta' X_t = \varepsilon_t \sim I(d-b)$ 且 $d > b > 0$ ，則我們稱 $X_t$ 存在 $(d-b)$ 階的共整合關係，表示為 $X_t \sim I(d-b)$ ， $\beta$ 稱為共整合向量(cointegration vector)。

### (二) 共整合檢定

檢定數列之間是否存在共整合關係的檢定方法有兩種，一種為 Engle-Granger 兩階段共整合檢定法，另一種則為 Johansen 之共整合檢定，本文中我們採 Johansen 共整合檢定，因此，我們便針對 Johansen 之檢定方法來做介紹。

Johansen 所提出之最大概似估計法(maximum likelihood estimation)所進行之共整合檢定可以有效解決 Engle-Granger 兩階段共整合檢定的缺失，將兩變數擴充為多變數，允許有多組共整合向量的存在，並以向量自我迴歸模型為基礎，將所有變數均視為聯合內生變數，解決了因果關係的問題，同時也將變數之間相

互影響之效果納入了考慮。

Johansen 共整合檢定假設  $Y_t$  為一具有  $n$  個變數的  $(n \times 1)$  之  $I(1)$  向量，則落後  $p$  期之向量自我迴歸模型 VAR( $p$ ) 表示為：

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \cdots + \Pi_p Y_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T$$

其中， $p$  為落後期數， $\varepsilon_t \sim iid N(0, \Sigma_\varepsilon)$ ， $\Sigma_\varepsilon$  為共變異數矩陣， $\Phi$  為  $(n \times n)$  之係數矩陣， $D_t$  為  $(n \times 1)$  之確定項 (deterministic term，包括時間趨勢、虛擬變數及其他外生變數等)， $\mu$  為  $(n \times 1)$  之常數向量， $\Pi_t$  為  $(n \times n)$  之係數矩陣。

根據 Granger (1987) 提出之「Granger 表現定理」(Granger representation theorem)，若  $\Delta = I - L$ ， $L$  是落後運算因子 (lag operator)，則我們可以將上式落後  $p$  期之向量自我迴歸模型轉換成以誤差修正模型的方式來呈現，其表示如下：

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \\ &= \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

其中， $\Gamma_i = -(I_p - \Pi_1 - \Pi_2 - \cdots - \Pi_i)$   $i=1, 2, \dots, p-1$

$$\Pi = -(I_p - \Pi_1 - \Pi_2 - \cdots - \Pi_p)$$

上式中  $\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i}$  反映出變數  $Y_t$  的短期動態關係，亦即當體系受到干擾時，模型中各個變數脫離均衡關係後的動態調整情形， $\Pi Y_{t-1}$  為誤差修正項，此項反映了模型中經過差分後所喪失的長期訊息的調整情形，用來刻劃變數  $Y_t$  的長期關係， $\Pi$  為所有落後項係數矩陣  $\Pi_i$  的線性組合，為過去各期效果的累積，也代表著所有長期相關訊息都可以由  $\Pi$  反應出來，因此， $\Pi$  又稱作長期衝擊矩陣 (impact

matrix)。其中，我們可以透過 $\Pi$ 矩陣的秩(rank)來決定共整合向量的數目，藉此來檢定變數間是否具有共整合關係，檢定結果可以分成下列三種情況：

1. 若  $\text{rank}(\Pi) = p$ ， $\Pi$ 即為滿秩(full rank)，表示 $Y_t$ 為一定態序列。
2. 若  $\text{rank}(\Pi) = 0$ ， $\Pi$ 即為空矩陣(null matrix)，表示向量 $Y_t$ 中沒有共整合向量，也就是變數間沒有長期的均衡關係，即不存在共整合關係。
3. 若  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ ，表示向量 $Y_t$ 中存在  $r$  個共整合向量，變數之間存在共整合的關係。

由上述情況我們可以得知，檢定的過程其實在於確定 $\Pi$ 矩陣秩(rank)的個數，此外，再根據 Granger 表現定理，我們可以再將 $\Pi$ 矩陣分解成 $\Pi = \alpha\beta'$ ，故我們可以令虛無假設為：

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r < p \quad \text{或} \quad \Pi = \alpha\beta'$$

其中， $\alpha$ 與 $\beta$ 皆為 $(p \times r)$ 的矩陣且 $\text{rank}(\alpha) = \text{rank}(\beta) = r$ 。 $\alpha$ 代表的是誤差修正項的係數，同時也用來衡量各變數偏離均衡的情況下，透過誤差修正項來修正往長期均衡水準的調整速度，故係數越大則表示調整的速度越快，反之則調整速度越慢，因此， $\alpha$ 又被稱為權重向量(loading vector)或調整係數矩陣(adjustment coefficient matrix)， $\beta$ 則為共整合向量。

檢定出共整合關係後，Johansen 提出兩種統計量來決定共整合階次，藉此檢定經濟變數中共整合向量的個數，其分述如下：

1. 軌跡檢定(trace test, 又稱「對角元素和檢定」)

在還沒有確定共整合向量的個數前，我們先透過計算求得特性根值，並利用特性根來進行軌跡檢定，找出共整合向量的個數，其虛無假設與對立假設如下：

$H_0 : \text{rank}(\Pi) \leq r$  (即最多有  $r$  個共整合向量)

$H_a : \text{rank}(\Pi) > r + 1$  (即最少有  $r+1$  個共整合向量)

軌跡檢定之統計量為： $\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$

其中， $T$  代表樣本總數， $\hat{\lambda}_i$  是第  $i$  個特性根的估計值

## 2. 最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

在進行最大特性根檢定時，我們依然利用所求之特性根來進行檢定，其虛無假設與對立假設如下：

$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$  (即有  $r$  個共整合向量)

$H_a : \text{rank}(\Pi) = r + 1$  (即有  $r+1$  個共整合向量)

最大特性根之統計量為： $\lambda_{\text{max}}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$

其中， $T$  代表樣本總數， $\hat{\lambda}_i$  是第  $i$  個特性根的估計值。

### (三) 向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)

根據 Granger 提出的 Granger 表現定理，共整合與誤差修正模型存在著某種對應關係，也就是說，當模型中的經濟變數間存在著共整合關係時，我們可以將變數間的關係透過誤差修正模型來呈現。我們可以將上述利用 Johansen 最大似估計法檢定變數間是否具有共整合關係之模型之方程式整理成五個不同的向量誤差修正模型如下：

#### 1. VAR 與 CE(共整合向量)都無截距項

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' Y_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t$$

2. VAR 無截距項，CE 含截距項

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha(\beta', \alpha_0)(Y'_{t-1}, 1)' + \phi D_t + \varepsilon_t$$

3. VAR 與 CE 都有截距項

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha(\beta', \alpha_0)(Y'_{t-1}, 1)' + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t$$

4. VAR 有截距項，CE 含截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha(\beta', \alpha_0)(Y'_{t-1}, t)' + \mu_0 + \phi D_t + \varepsilon_t$$

5. VAR 與 CE 都含有截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha(\beta', \alpha_0)(Y'_{t-1}, t)' + \mu_0 + \mu_1 t + \phi D_t + \varepsilon_t$$

我們分別利用這五個向量誤差修正模型來進行共整合向量個數的檢定，但由於上述的模型個別都有不同的檢定統計式，因此，我們必須根據事前的資訊來選取出最適當的模型來進行共整合個數的檢定及估計。

#### (四) 向量誤差修正模型落後期之選取

向量誤差修正模型落後期的選取，不同於單一變量落後期的選擇是依據 AIC 或 SBC 之最小值作為判斷準則，由於模型中涉及到多變量的變數，我們必須以向量自我迴歸模型為基礎來選取最適的落後期數，因此，我們利用調整後的 LR 統

計量來決定。

$$\text{LR(likelihood ratio)統計量} = T(\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_U|) \sim \chi^2(d)$$

$$\text{調整的 LR 統計量} = (T - c)(\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_U|) \sim \chi^2(d)$$

其中， $T$  為樣本總數， $c$  是未受限式中的「其中一條方程式」待估參數數目， $\chi^2$  的自由度  $d$  則是限制式的數目， $\Sigma_U$  為未受限式之共變異數矩陣， $\Sigma_R$  為受限制式之共變異數矩陣。

## 第七節 Beveridge-Nelson 分解(B-N 分解)

Beveridge and Nelson(1981)建立了一個分解趨勢的方法，將非定態的時間序列資料拆解成趨勢項和循環項，其中，趨勢項的部分是具有飄移項(drift term)的隨機漫步(random walk)，循環項的部分則是平均數為零的定態時間數列。

我們假設變數  $y_t$  為非定態序列， $y_t$  之整合階次為 1，以  $y_t \sim I(1)$  表示。 $w_t$  表示為一階差分後之  $y_t$ ，則我們可以關係表示如下：

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = w_t$$

依據 Wold(1938)的分解理論，經過一階差分後之  $w_t$  序列為定態，則  $w_t$  可以移動平均(moving average, MA)的形式來表示：

$$w_t = \mu + \varepsilon_t + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \gamma_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

其中， $\mu$  為  $w_t$  之平均數， $\gamma_i$  為參數， $\varepsilon_{t-i}$  則為隨機干擾項，且  $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$ 。

若我們已知  $y$  在時間點為  $t$  期的情況下，要去預測  $y$  在  $t+k$  期的期望值，我們可以將式子表示如下：

$$\begin{aligned}
\hat{y}_t(k) &= E(y_{t+k} | \dots, y_{t-1}, y_t) \\
&= y_t + E(w_{t+1} + w_{t+2} + \dots + w_{t+k} | w_1, \dots, w_{t-1}, w_t) \\
&= y_t + \hat{w}_t(1) + \hat{w}_t(2) + \dots + \hat{w}_t(k)
\end{aligned}$$

因此， $\hat{y}_t(k)$  即為已知  $y$  在  $t$  時間點條件下，預測  $y$  在時間點  $t+k$  期的期望值；同理，我們也可以將  $\hat{w}_t(k)$  解釋成已知  $w$  在  $t$  時間點條件下，預測  $w$  在時間點  $t+k$  期的期望值，以移動平均表示如下：

$$\begin{aligned}
\hat{w}_t(k) &= \mu + \gamma_k \varepsilon_t + \gamma_{k+1} \varepsilon_{t-1} + \gamma_{k+2} \varepsilon_{t-2} + \dots \\
&= \mu + \sum_{j=k}^{\infty} \gamma_j \varepsilon_{t+k-j}
\end{aligned}$$

將上式代入  $\hat{y}_t(k)$  式子中，整理可以得到：

$$\hat{y}_t(k) = y_t + k\mu + \left( \sum_{i=1}^k \gamma_i \right) \varepsilon_t + \left( \sum_{i=2}^{k+1} \gamma_i \right) \varepsilon_{t-1} + \dots$$

由上述數學式子我們可以得知，隨著時間的經過，過去歷史的衝擊對於預測方程式的影響會越來越小， $k\mu$  為第  $t$  期至第  $t+k$  期的確定性趨勢增量，也就是說，長期而言  $\hat{y}_t(k)$  的預測數學式會收斂成斜率為  $\mu$  之線性方程式。因此，我們將  $k\mu$  確定性增量扣除後即可得到當期的趨勢項  $x_t$ ，其表示如下：

$$x_t = \hat{y}_t(k) - k\mu = y_t + \left( \sum_{i=1}^k \gamma_i \right) \varepsilon_t + \left( \sum_{i=2}^{k+1} \gamma_i \right) \varepsilon_{t-1} + \dots$$

循環項的部分定義為當期的變數值與當期趨勢項部分之差，因此，循環項部

分我們可以表示為：

$$c_t = y_t - x_t = - \left[ \left( \sum_{i=1}^k \gamma_i \right) \varepsilon_t + \left( \sum_{i=2}^{k+1} \gamma_i \right) \varepsilon_{t-1} + \dots \right]$$

故我們可以發現，循環項的部分為隨機干擾項的線性組合，所以必為定態的時間序列；而我們便可以知道，趨勢項的部分除了定態的隨機干擾項以外，還包含了非定態的序列資料，也就是說，經濟變數當中所有非定態的部分全部都由趨勢項來解釋，也符合趨勢項必為一隨機漫步且具有漂浮項之時間序列。



## 第肆章 實證分析

### 第一節 資料來源及分析

樣本資料來源來自 Datastream 資料庫，匯率為 Reuters 之新台幣兌美元之匯率報價，股價為台灣加權股價指數，利率為金融業隔夜拆借利率，樣本資料期間及資料筆數如表 4-1：

表 4-1 樣本資料期間與資料筆數

資料型態	樣本期間	資料筆數
日資料	估計期間：2003/01/01~2013/10/24	2822
	預測期間：2013/10/25~2013/12/05	30

為了能夠瞭解樣本資料型態及特徵，我們將樣本資料進行統計分析，並同時檢定資料是否服從常態分配，採用 Jarque-Bera 檢定方法，J-B 檢定法的虛無假設為資料服從常態分配，將結果整理成表 4-2，由表中結果很明顯看出 p-value 值為 0，即樣本資料不服從常態分配。

表 4-2 樣本資料之敘述統計分析

	匯率	股價	利率
平均數	31.83193	7058.882	0.9459
中位數	32.18325	7235.625	1.0180
標準差	1.70538	1256.504	0.6775
最大值	35.16500	9809.880	3.9050
最小值	28.51000	4089.930	0.0950
偏態係數	-0.20513	-0.33396	0.4283
峰態係數	1.88700	2.41181	2.1364
Jarque-Bera	167.21 (0.00000)	94.1265 (0.00000)	175.9295 (0.00000)

註：Jarque-Bera 列中的括號內數字代表 p-value

### 第二節 ADF 單根檢定

我們可以知道，當一個時間序列資料為非定態之時間序列資料時，在進行資

料分析時，變數間可能會出現「假性迴歸」的問題，造成實證研究結果的誤判，因此，我們必須透過 ADF 單根檢定來檢定樣本資料是否為定態時間序列資料。我們分別將匯率、股價指數及利率資料做 ADF 單根檢定，檢定結果如表 4-3.1、表 4-3.2 及表 4-3.3：

表 4-3.1 匯率資料之 ADF 檢定

		t-stastic	p-value	
原始匯率資料	不含截距項與時間趨勢	-1.24004	0.1980	
	含截距項	-1.54771	0.5093	
	含截距項與時間趨勢	-2.30241	0.4319	
一階差分之匯率資料	不含截距項與時間趨勢	-51.81703	0.0001	***
	含截距項	-54.83175	0.0001	***
	含截距項與時間趨勢	-51.82399	0.0000	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

表 4-3.2 股價資料之 ADF 檢定

		t-stastic	p-value	
原始股價資料	不含截距項與時間趨勢	0.426821	0.8057	
	含截距項	-2.28985	0.1754	
	含截距項與時間趨勢	-2.52092	0.3178	
一階差分之股價資料	不含截距項與時間趨勢	-51.11217	0.0001	***
	含截距項	-51.11489	0.0001	***
	含截距項與時間趨勢	-51.10942	0.0000	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

表 4-3.3 利率資料之 ADF 檢定

		t-stastic	p-value	
原始利率之資料	不含截距項與時間趨勢	-1.07695	0.2552	
	含截距項	-0.98905	0.7592	
	含截距項與時間趨勢	-1.37913	0.8670	
一階差分利率資料	不含截距項與時間趨勢	-14.80645	0.0000	***
	含截距項	-14.81767	0.0000	***
	含截距項與時間趨勢	-14.81713	0.0000	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

我們可以發現原始樣本資料 ADF 檢定之結果皆為不拒絕單根，表示資料型態為非定態時間序列，因此，我們將其一階差分後進行檢定，檢定結果顯著拒絕單根，表示三個經濟變數整合階次皆為一，即為 I(1) 序列資料。

### 第三節 匯率預測—ARIMA 模型

我們採用 Schwarz criterion(SBC) 準則來進行 p、q 次數配適以選取最適 ARIMA 模型，同時考慮模型中估計係數顯著性的問題，我們得到最適 ARIMA 模型為無截距項之 ARIMA(2,1,2)，並根據模型所得到之估計係數結果如表 4-4：

表 4-4 ARIMA(2,1,2) 模型估計係數

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic
AR(1)	-0.70627	0.1876	-3.765***
AR(2)	-0.63081	0.2132	-2.959***
MA(1)	0.73740	0.179	4.120***
MA(2)	0.68233	0.1981	3.445***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

因此，我們透過 ARIMA(2,1,2) 的時間序列模型來進行匯率的預測，為了能夠更貼近實務上的操作，在本篇論文當中皆採用「逐次更新預測法」(Recursive updating forecasts)，又可以稱做「靜態預測法」(Static forecast method) 來進行預測，此種預測方式是指當我們利用樣本內的資料和已估計出的參數來進行樣本外預測時，每增加一期的預測，就必須將前一期的實際值納入考慮。舉例而言，當我們要在 t 期的時點下要預測的第 t+1 期的值時，要建構一個第 t 期的預測模型，我們用的是樣本內資料  $(y_1, y_2, \dots, y_t)$  所配適出的模型進行預測，進而得到的估計值為  $\hat{y}_{t+1}$ 。到了 t+1 期時，我們會重新配適 t+1 期的預測模型，除了原本樣本內的資料外，再加入了 t+1 期的實際觀察值  $y_{t+1}$ ，所以，我們總共用到  $(y_1, y_2, \dots, y_t, y_{t+1})$  的樣本來建構新的預測模型並估計 t+2 期的值  $\hat{y}_{t+2}$ ，以此類推，即可得到所有樣本外的估計值。其預測結果如表 4-5：

表 4-5 ARIMA(2,1,2)模型之匯率預測績效表現

日期	原始匯率	預測匯率	預測誤差	累加 RMSE	累加 MAE
2013/12/5	29.59250	29.59090	0.00160	0.03161	0.02339

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

30 天期之新台幣兌美元匯率預測結果見附表 1

#### 第四節 匯率預測—向量誤差修正模型

為了能夠比較是否運用 Beveridge-Nelson 拆解的分解趨勢方法對於匯率預測的績效是否較佳，我們首先以沒有經過 Beveridge-Nelson 拆解的原始樣本匯率資料，加入股價及利率兩個變數後以共整合檢定來探討變數間的關係，再透過向量誤差修正模型來進行匯率的預測。

我們從第二節的 ADF 單根檢定結果發現，不論是原始的匯率資料，或者是股價、利率資料，皆為 I(1) 序列。因此，我們便可以利用共整合分析來探討三個變數間的長期均衡關係，本文我們採用 Johansen 共整合檢定程序來檢定匯率、利率及股價三個變數間的共整合關係，其檢定結果如下表 4-6：

表 4-6 匯率、股價及利率—Johansen 共整合檢定

##### A. Unrestricted Cointegration Rank Test(Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	P-value
None*	0.007559	35.66864	29.79707	0.0094
At most 1	0.004165	14.04304	15.49471	0.0818
At most 2	0.000753	2.147537	3.841466	0.1428

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

B. Unrestricted Cointegration Rank Test(Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	P-value
None*	0.007559	21.62560	21.13162	0.0426
At most 1	0.004165	11.89550	14.26460	0.1146
At most 2	0.000753	2.147537	3.841466	0.1428

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

從檢定結果，我們可以發現不論是以軌跡檢定或最大特性根檢定，變數間皆存在一組共整合關係，再從表 4-7 的共整合向量我們可以得到匯率、股價及利率之共整合關係為：

$$E=1.56508R-0.00131S$$

表 4-7 匯率、股價及利率之共整合向量

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-8664.996
Normalized cointegrating coefficients(standard error in parentheses)		
E	R	S
1.000000	-1.565080 (0.43723)	0.00131 (0.00024)

我們可以知道，當變數間存在著共整合關係時，隱含著這些經濟變數長期會達到一個均衡關係，儘管短期而言，變數之間可能存在偏離均衡關係的現象，隨著時間的經過，誤差修正機能(error correction mechanism)會讓這些變數往均衡方向調整，使其滿足經濟意義的均衡。因此，我們可以從變數間的共整合關係發現：

- (1) 匯率的變動與利率呈現同向關係：符合利率平價理論的經濟意涵，也就是當一個國家利率相對處於較高水準時，會吸引國外資金的大量流入，進而造成當期該國幣值的升值，相對地將預期未來該國匯率會呈現貶值的走勢，因此，匯率與利率呈現同向的關係。
- (2) 匯率的變動與股價指數呈現反向關係：股價跟匯率的關係，通常有兩派說法，其中一個觀點是說明股價的變動會影響匯率，當股票市場處於活絡的

狀態下，不論是在人民的財富或者整體資本市場的流動性都相對較佳，貨幣需求增加的情況下，利率上升，進而影響匯率的變化造成匯率升值，造成匯率與股價指數呈現反向的關係。

(3)利率與股價指數呈現反向關係：我們可以解讀為當資本市場中利率相對處於較高水準時，代表債市活動較為活絡，投資人也傾向將資金從股市中移出去投入在高報酬率的債市，而使利率與股價指數呈現反向的現象。

我們可以將上述的共整合關係，我們可以根據 Granger 表現定理將其轉換成以誤差修正模型的方式來呈現，得出之誤差修正項為：

$$EC_{t-1} = E_{t-1} - 1.565080R_{t-1} + 0.001310S_{t-1} - 39.59648$$

由於匯率與股價及利率間存在共整合關係，我們在分析時除了利用向量自我迴歸模型外，應加入誤差修正項來進行分析，也就是將各個變數的殘差值加入模型內來分析，此即向量誤差修正模型(VECM)，其估計係數見表 4-8.1 及表 4-8.2 之結果：

表 4-8.1 誤差修正項之估計係數

Cointegrating Eq:	E(-1)	R(-1)	S(-1)	C
CointEq1	1.00000	-1.565080	0.001310	-39.59648

表 4-8.2 向量誤差修正模型估計係數

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	
EC(-1)	-0.004085	-0.00114	-3.59122	***
DE(-1)	0.018353	-0.02004	0.91589	
DR(-1)	-0.041318	-0.03551	-1.16362	
DS(-1)	-2.00E-05	-0.00002	-1.15299	
C	-0.001773	-0.00156	-1.13335	

註：\*\*\*代表在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設

由表 13，我們便可以得到匯率項之 VECM 為

$$\Delta E_t = -0.004085EC_{t-1} - 0.018353\Delta E_{t-1} - 0.00002\Delta S_{t-1} - 0.041318\Delta R_{t-1} \\ - 0.001773$$

我們可以從表 13 發現，雖然在估計的係數在衡量短期關係的部份皆不顯著，但是在衡量長期均衡關係的誤差修正項係數的部分卻相當顯著，代表著匯率在長期仍然會滿足經濟意義的均衡，其意涵為匯率項當期的變動，短期也許不會受到前一期的利率和股價指數變動的影響，但長期來說，卻會受到匯率、股價及利率共整合均衡關係的影響，並且以 0.4065% 的負向調整來達到均衡。

透過上述之向量誤差修正模型，我們便可以對原始匯率進行預測，並透過 RMSE 與 MAE 之績效指標來衡量其預測績效，其最後一日預測結果如表 4-9：

表 4-9 向量誤差修正模型之匯率預測績效表現

日期	原始匯率	預測匯率	預測誤差	累加 RMSE	累加 MAE
2013/12/5	29.59250	29.58283	0.00967	0.03116	0.02350

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

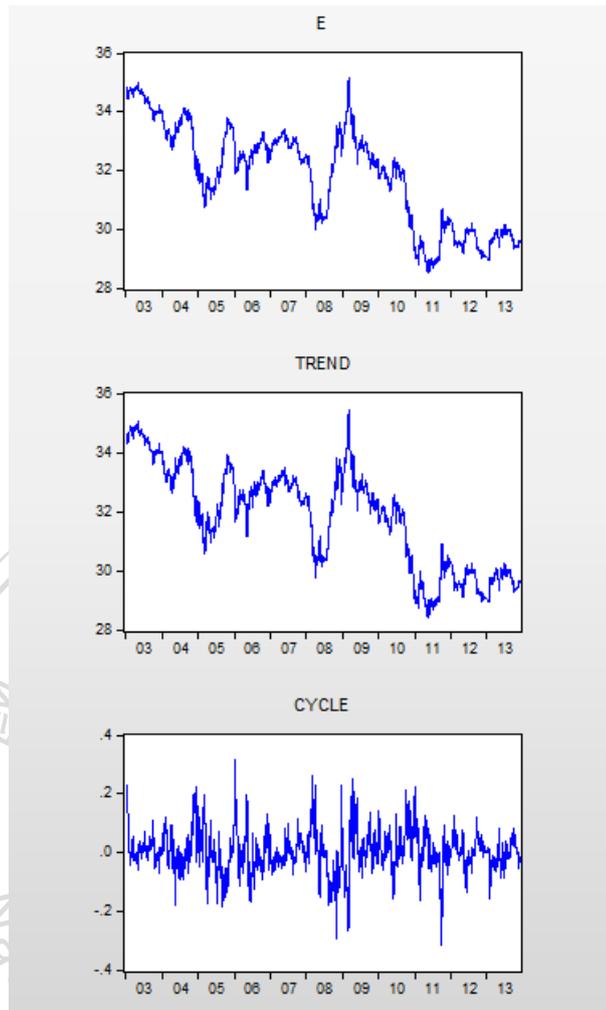
30 天期之新台幣兌美元匯率預測結果見附表 2

## 第五節 匯率預測—Beveridge-Nelson 之應用

### (一) Beveridge-Nelson 分解之匯率預測

將樣本資料做 Beveridge-Nelson 分解後，得到兩項時間序列資料分別為循環項(cycle)和趨勢項(trend)之序列資料，資料之相關波動圖比較，整理如圖 2。從圖 2 我們其實可以概略知道在匯率的循環項部分可能為定態，而趨勢項則為非定態序列。

圖 2 原始樣本資料、趨勢項和循環項波動圖



因此，我們分別對匯率之趨勢項、一階差分趨勢項及循環項作 ADF 檢定，檢定序列資料是否具有單根，也就是序列資料是否為定態，其檢定結果如表 4-10：

表 4-10 匯率之趨勢項、一階差分趨勢項及循環項之 ADF 檢定

		t-stastic	p-value	
匯率之趨勢項	不含截距項與時間趨勢	-0.95651	0.3028	
	含截距項	-1.84043	0.3611	
	含截距項與時間趨勢	-2.92145	0.1557	
匯率趨勢項之一階差分	不含截距項與時間趨勢	-53.1520	0.0001	***
	含截距項	-53.1554	0.0001	***
	含截距項與時間趨勢	-53.1462	0.0000	***
匯率之循環項	不含截距項與時間趨勢	-10.44057	0.0000	***
	含截距項	-10.43753	0.0000	***
	含截距項與時間趨勢	-10.43463	0.0000	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

從表 4-10 我們可以發現，趨勢項序列資料為非定態，而一階差分後之趨勢項及循環項資料為定態資料，因此，我們將定態的循環項序列資料採向量自我迴歸模型(VAR)來處理，非定態的趨勢項序列資料我們則採共整合分析。

## (二) 股價及利率之 ADF 檢定

我們同樣對股價及利率做 Beveridge-Nelson 拆解，並對其趨勢項及循環項做 ADF 檢定，其檢定結果如表 4-11、表 4-12：

表 4-11 股價趨勢項、一階差分後趨勢項及循環項之 ADF 檢定

		t-stastic	p-value	
股價之趨勢項	不含截距項與時間趨勢	0.35163	0.7864	
	含截距項	-2.12256	0.2358	
	含截距項與時間趨勢	-2.44089	0.3581	
股價趨勢項之一階差分	不含截距項與時間趨勢	-53.3407	0.0001	***
	含截距項	-53.3414	0.0001	***
	含截距項與時間趨勢	-53.3338	0.0000	***
股價之循環項	不含截距項與時間趨勢	-53.34069	0.0001	***
	含截距項	-53.34141	0.0001	***
	含截距項與時間趨勢	-53.33380	0.0000	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

表 4-12 利率趨勢項、一階差分後趨勢項及循環項之 ADF 檢定

		t-stastic	p-value	
利率之趨勢項	不含截距項與時間趨勢	-1.06399	0.2601	
	含截距項	-0.98084	0.7621	
	含截距項與時間趨勢	-1.38388	0.8660	
利率趨勢項之一階差分	不含截距項與時間趨勢	-14.9099	0.0000	***
	含截距項	-14.9205	0.0000	***
	含截距項與時間趨勢	-14.9203	0.0000	***
利率之循環項	不含截距項與時間趨勢	-14.8065	0.0000	***
	含截距項	-14.8177	0.0000	***
	含截距項與時間趨勢	-14.8171	0.0000	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

我們發現股價及利率之趨勢項序列資料皆為不拒絕單根，因此趨勢項序列資料為非定態，我們將其一階差分後再做 ADF 檢定，一階差分後之股價趨勢項及利率趨勢項序列資料皆為定態，因此，我們可以知道匯率、股價及利率之趨勢項時間序列資料皆為同階 I(1) 序列，故可以進行共整合分析，探討變數間的長期均衡關係。

(三)趨勢項之共整合分析

我們同樣採 Johansen 共整合檢定程序來檢定匯率、利率及股價趨勢項的共整合關係，不同於 ARIMA 模型落後期的選取是以 SBC 最小值為基礎，在共整合檢定當中，落後期的選取是以向量自我迴歸模型為基礎，以調整後 LR 值來決定落後期，其落後期篩選結果見表 4-13：

表 4-13 調整後之 LR 值

Lag (p)	C	$\Sigma_p$	$\ln  \Sigma_p $	d	調整後 LR (T - c)( $\ln  \Sigma_p  - \ln  \Sigma_{10} $ )	
9	28	0.133714	-2.012052088	27	5.789194006	
8	25	0.133874	-2.01085622	24	9.16173984	
7	22	0.133921	-2.010505205	21	10.16066331	
6	19	0.134201	-2.008416603	18	16.06342705	
5	16	0.134312	-2.007589827	15	18.41532421	
4	13	0.134389	-2.007016699	12	20.05511943	
3	10	0.135568	-1.99828192	9	44.79582911	*
2	7	0.137704	-1.982648825	6	89.13187261	**
1	4	0.143424	-1.941950001	3	204.6481241	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

\*\* 代表在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設

\* 代表在 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設

根據表 4-13 之結果，依據調整後 LR 值準則，我們無法拒絕 VAR(10) 中有方程式中落後項 5 至 10 期之係數為零之假設，表示 VAR(4) 比 VAR(10) 的估計結果來得適切，因此，我們所選出之落後期數為 4 期，其軌跡檢定量及共整合向量如表 4-14：

表 4-14 匯率、股價及利率趨勢項—Johansen 共整合檢定

A. Unrestricted Cointegration Rank Test(Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	P-value
None*	0.008745	40.13590	29.79707	0.0023
At most 1	0.004930	15.15530	15.49471	0.0562
At most 2	0.000386	1.098981	3.841466	0.2945

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

B. Unrestricted Cointegration Rank Test(Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	P-value
None*	0.008745	24.98059	21.13162	0.0136
At most 1	0.004930	14.05632	14.26460	0.0539
At most 2	0.000386	1.098981	3.841466	0.2945

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

從檢定結果，我們可以發現不論是以軌跡檢定或最大特性根檢定，變數間皆存在一組共整合關係，再從表 4-15 的共整合向量我們可以得到匯率、股價及利率之共整合關係為：

$$E\_trend=1.283572R\_trend+0.001655S\_trend$$

表 4-15 匯率、股價及利率趨勢項部分之共整合向量

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-9465.526
Normalized cointegrating coefficients(standard error in parentheses)		
E	R	S
1.000000	-1.283572 (0.50780)	0.001655 (0.00028)

我們同樣可以從變數間的趨勢項共整合關係發現與前述透過原始匯率來進行共整合分析一樣的結論：

- (1) 匯率的變動與利率呈現同向關係
- (2) 匯率的變動與股價指數呈現反向關係
- (3) 利率與股價指數呈現反向關係

根據 Granger 表現定理，我們可以將共整合關係轉換成以誤差修正模型的方式來呈現，得出之誤差修正項為：

$$EC_{t-1} = -42.300071 + E\_trend_{t-1} - 1.2835712R\_trend_{t-1} + 0.001655S\_trend_{t-1}$$

由於匯率與股價及利率趨勢項存在共整合關係，我們在分析時已加入誤差修正項來進行分析，將各個變數的殘差值加入分析，即向量誤差修正模型(VECM)，我們可以得到如表 4-16.1 之誤差修正項估計係數及表 4-16.2 之向量誤差修正模型估計係數如下：

表 4-16.1 誤差修正項之估計係數

Cointegrating Eq:	E_trend(-1)	R_trend(-1)	S_trend(-1)	C
CointEq1	1.00000	-1.283572	0.001655	-42.30007

表 4-16.2 向量誤差修正模型估計係數

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
EC(-1)	-0.003832	-0.00133	-2.87093	**
DE_TREND(-1)	-0.006706	-0.02012	-0.33324	
DE_TREND(-2)	-0.009899	-0.02014	-0.49156	
DE_TREND(-3)	-0.068319	-0.02015	-3.39128	***
DE_TREND(-4)	-0.001663	-0.02016	-0.08246	
DR_TREND(-1)	-0.053934	-0.0425	-1.26895	
DR_TREND(-2)	-0.026633	-0.04252	-0.62636	
DR_TREND(-3)	-0.016864	-0.04251	-0.39672	
DR_TREND(-4)	0.00757	-0.04248	0.17821	
DS_TREND(-1)	-3.10E-05	-3.00E-05	-1.2436	
DS_TREND(-2)	-2.57E-05	-3.00E-05	-1.03225	
DS_TREND(-3)	-4.06E-05	-3.00E-05	-1.62938	
DS_TREND(-4)	2.78E-05	-3.00E-05	1.1175	
c	-0.001763	-0.00204	-0.86458	

註：\*\*\*代表在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設

\*\* 代表在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設

\* 代表在 10%的顯著水準下拒絕虛無假設

從以上之結果我們可以得知，落後 4 期之匯率趨勢項之 VECM 為

$$\begin{aligned} \Delta E_{trend} = & -0.003832 - 0.006706\Delta E_{trend_{t-1}} - 0.009899\Delta E_{trend_{t-2}} \\ & - 0.068319\Delta E_{trend_{t-3}} - 0.001663\Delta E_{trend_{t-4}} - 0.000031\Delta S_{trend_{t-1}} \\ & - 0.0000257\Delta S_{trend_{t-2}} - 0.0000406\Delta S_{trend_{t-3}} \\ & + 0.0000278\Delta S_{trend_{t-4}} - 0.053934\Delta R_{trend_{t-1}} \\ & - 0.026633\Delta R_{trend_{t-2}} - 0.016864\Delta R_{trend_{t-3}} + 0.00757\Delta R_{trend_{t-4}} \end{aligned}$$

#### (四) 循環項之向量自我迴歸分析

對於定態循環項時間序列資料型態，我們採取向量自我迴歸模型來分析，首先，我們利用調整後 LR 值來選擇模型的落後期數，其篩選結果見表 4-17：

表 4-17 循環項落後期之選取

Lag C (p)	$\Sigma p$	$\ln \Sigma p $	d	調整後 LR $(T - c)(\ln \Sigma p  - \ln \Sigma_{10} )$	
9 28	0.000000208	-15.3857	27	13.55183346	
8 25	0.000000208	-15.3857	24	13.56629132	
7 22	0.00000021	-15.3762	21	40.54746214	*
6 19	0.000000221	-15.3251	18	184.6172652	***
5 16	0.000000224	-15.3116	15	222.8905783	***
4 13	0.000000277	-15.0992	12	823.5014614	***
3 10	0.000000283	-15.0778	9	885.0205354	***
2 7	0.000000289	-15.0568	6	945.3944661	***
1 4	0.000000321	-14.9518	3	1244.216527	***

註：\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設

\*\* 代表在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設

\* 代表在 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設

根據表 4-17 之結果，依據調整後 LR 值準則，我們無法拒絕 VAR(10) 中有方

程式中落後項 9 至 10 期之係數為零之假設，表示 VAR(8)比 VAR(10)的估計結果來得適切，因此，我們所選出之落後期數為 8 期。因此，我們便根據 VAR(8)之向量自我迴歸模型來預測匯率之循環項，VAR(8)之模型估計係數表如下：

表 4-18 VAR(8)模型之估計係數

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	
E_CYCLE(-1)	0.935491	-0.01888	49.553	***
E_CYCLE(-2)	-0.010042	-0.02694	-0.37275	
E_CYCLE(-3)	-0.063162	-0.02707	-2.33309	**
E_CYCLE(-4)	0.062741	-0.0271	2.31485	**
E_CYCLE(-5)	0.049403	-0.02712	1.82131	
E_CYCLE(-6)	-0.06842	-0.02713	-2.52234	**
E_CYCLE(-7)	0.053715	-0.02715	1.97837	*
E_CYCLE(-8)	-0.032676	-0.01995	-1.63813	
R_CYCLE(-1)	-0.145922	-0.08459	-1.72501	
R_CYCLE(-2)	-0.179157	-0.10531	-1.70123	
R_CYCLE(-3)	-0.068649	-0.10522	-0.65245	
R_CYCLE(-4)	0.012455	-0.09661	0.12892	
R_CYCLE(-5)	-0.061937	-0.09655	-0.64148	
R_CYCLE(-6)	-0.107908	-0.10509	-1.02683	
R_CYCLE(-7)	-0.040311	-0.10523	-0.38308	
R_CYCLE(-8)	0.06839	-0.0844	0.81031	
S_CYCLE(-1)	0.000154	-0.00015	1.043	
S_CYCLE(-2)	5.03E-05	-0.00016	0.30847	
S_CYCLE(-3)	-0.000324	-0.00016	-1.97302	*
S_CYCLE(-4)	7.67E-05	-0.00016	0.46575	
S_CYCLE(-5)	0.000252	-0.00016	1.53515	
S_CYCLE(-6)	-4.33E-05	-0.00016	-0.26477	
S_CYCLE(-7)	-0.00025	-0.00016	-1.57744	
S_CYCLE(-8)	0.000158	-0.00012	1.37046	
C	5.12E-06	-0.00048	0.01074	

註：\*\*\*代表在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設

\*\* 代表在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設

\* 代表在 10%的顯著水準下拒絕虛無假設

匯率循環項落後 8 期之向量自我迴歸模型如下：

$$\begin{aligned}
 E_{\text{cycle}} = & -0.00000512 + 0.935491E_{\text{cycle}_{t-1}} - 0.010042E_{\text{cycle}_{t-2}} \\
 & - 0.063162E_{\text{cycle}_{t-3}} + 0.062741E_{\text{cycle}_{t-4}} + 0.049403E_{\text{cycle}_{t-5}} \\
 & - 0.06842E_{\text{cycle}_{t-6}} + 0.053715E_{\text{cycle}_{t-7}} - 0.032676E_{\text{cycle}_{t-8}} \\
 & - 0.145922R_{\text{cycle}_{t-1}} - 0.179157R_{\text{cycle}_{t-2}} - 0.068649R_{\text{cycle}_{t-3}} \\
 & + 0.012455R_{\text{cycle}_{t-4}} - 0.061937R_{\text{cycle}_{t-5}} - 0.107908R_{\text{cycle}_{t-6}} \\
 & - 0.040311R_{\text{cycle}_{t-7}} + 0.06839R_{\text{cycle}_{t-8}} + 0.000154S_{\text{cycle}_{t-1}} \\
 & + 0.0000503S_{\text{cycle}_{t-2}} - 0.000324S_{\text{cycle}_{t-3}} + 0.0000767S_{\text{cycle}_{t-4}} \\
 & + 0.000252S_{\text{cycle}_{t-5}} - 0.0000433S_{\text{cycle}_{t-6}} - 0.00025S_{\text{cycle}_{t-7}} \\
 & + 0.000158S_{\text{cycle}_{t-8}}
 \end{aligned}$$

我們將預測的匯率循環項與向量誤差修正模型所預測之匯率趨勢項合成我們所要預測之匯率，其最後一日之預測匯率績效表現結果呈現如表 4-19：

表 4-19 Beveridge-Nelson 拆解之匯率預測績效表現

日期	原始匯率	預測匯率	預測誤差	累加 RMSE	累加 MAE
2013/12/5	29.59250	29.58632	0.00618	0.03108	0.02283

註：30 天期之新台幣兌美元匯率預測結果見附表 3

## 第六節 績效比較

根據上述實證分析之結果，我們分別將原始匯率透過 ARIMA 模型及透過共

整合分析及向量誤差修正模型，還有透過 Beveridge-Nelson 拆解變數後，再以共整合分析及向量誤差修正模型，我們將以上三種方法所進行匯率預測的結果來進行績效表現得比較，其最後一日之預測績效比較結果呈現如表 4-20：

表 4-20 匯率預測績效表現比較表

2013/12/5	原始匯率	預測匯率	累加 RMSE	累加 MAE
ARIMA(2,1,2)	29.5925	29.59090	0.03161	0.02339
VECM	29.5925	29.58283	0.03116	0.02350
B-N	29.5925	29.58632	0.03108	0.02283

註：30 天期之匯率預測績效比較見附表 4

從表 4-20 的結果來看，我們可以發現不論是以 RMSE 或以 MAE 作為預測績效指標的衡量，將資料透過 Beveridge-Nelson 分解之後，再進行匯率預測的指標數值都比 ARIMA(2,1,2)模型或原始資料直接進行預測的數值還要小，代表該模型在預測 30 天期的匯率走勢相較於另外兩個模型的預測效果還要來的佳。因此，根據上述的實證研究結果，我們可以知道，將樣本資料經過 Beveridge-Nelson 分解之後，能夠有效地捕捉資料具有景氣循環的特性，進而提升時間序列模型對於匯率預測的能力。

## 第五章 結論與建議

### 第一節 結論

本研究主要以新台幣兌美元之匯率日資料作為研究的標的，同時加上台灣加權股價指數與金融業隔夜拆借利率之日資料，利用 ADF 檢定進行單根檢定，再透過共整合檢定與向量誤差修正模型來探討變數之間長期間的關係並進行匯率預測；接著，以 ARIMA 模型做為不同模型間比較的基準，以 RMSE 與 MAE 指標來衡量預測績效表現，旨在分析是否利用 Beveridge-Nelson 將樣本資料經過拆解後，能夠捕捉到資料具有景氣循環特性，提升時間序列模型整體的預測能力。

根據實證研究結果發現，我們可以發現將資料經過 Beveridge-Nelson 分解後，再以共整合檢定及向量誤差修正模型來進行匯率的預測，整體預測的績效會比透過 ARIMA 模型及不經過拆解的向量誤差修正模型還要來的好。因此，在本篇研究當中，我們認為主要的原因在於樣本資料本身具有景氣循環的特性，還有變數間在長期可能具有經濟意涵的共整合關係，如果單純以時間序列模型直接對原始樣本資料進行分析，並無法捕捉到資料在長短期所具有的訊息，造成模型預測的能力有限。而透過 Beveridge-Nelson 分解趨勢的方法將資料拆解成循環項與趨勢項的序列資料，便能夠將資料完整的的訊息予以揭露，針對不同資料型態與特性，我們便以適當的模型來分析，定態的循環項資料我們以向量自我迴歸來分析，而非定態的趨勢項資料，我們就利用共整合檢定來探討變數間長期的均衡關係，再以向量誤差修正模型來進行分析，透過這樣的研究架構及分析的方法，我們便能夠提升時間序列模型的預測能力，有效的掌握未來匯率整體的走勢，除了能夠幫助企業降低避險成本提高公司整體的報酬外，國家如果能夠掌握匯率的走勢，便能夠更快更有效率的制定國家的經濟政策，促進國家整體經濟發展，進而增加整體貿易的競爭力。

## 第二節 研究建議

本篇研究的目的是在於提供匯率預測領域一個概念及想法，除了利用時間序列的模型來進行匯率的預測外，我們可以透過將樣本資料拆解來擷取更多的訊息，藉此提高模型的預測能力，因此，在模型或變數的選取部分都略顯簡化，故建議日後在進行匯率預測相關研究者可以從以下幾個部分進行加強或延伸：

1. 近年來隨著匯率預測的方法持續地推陳出新，在選取以 ARIMA 模型作為模型間比較的基準時，我們可以考慮再加入 GARCH 相關模型來進行估計，甚至最近普遍被學者使用的預測方法，如類神經網路或基因演算法等也可以納入在比較的基礎上來進行驗證，比較不同模型間的績效表現，進而配適出最適當的匯率預測的模型。
2. 本篇研究選取了 Beveridge-Nelson 分解趨勢的方法作為樣本資料的拆解，而在估計景氣循環的文獻當中，通常都會將 Hodrick-Prescott 分解與 Kalman 濾波分解的方法考慮進來，比較不同分解趨勢方法估計的準確度，如 Lee(2000)及彭惠琴(2003)皆將三種方法納入模型進行分析，因此，在進行匯率預測時，也可以考慮將另外兩種分解趨勢的方法加以考慮，進而找出最適分解趨勢的方法來處理模型中的變數資料。
3. 在變數的選取上，本研究只採用了股價與利率兩種變數，但近年來已有相當多的文獻開始探討匯率與各種經濟變數之間的關聯性，如油價、失業率、股價報酬等，因此，建議未來在進行共整合分析時，可以根據經濟相關理論，同時納入多個變數來分析以提升模型解釋力。
4. 本篇利用了三種模型來進行匯率的預測，附表中分別統計了三種模型預測匯率的方向是同向抑或反向，從統計結果，預測匯率方向同向的有 19 天，反向的有 11 天，代表三種模型在 30 天期的匯率預測中能夠有效掌握匯率的方向將近 20 天，這對於匯率預測領域是一個相當重要的結果。如果未來

能夠以匯率預測的方向做為研究的主題，將預測誤差控制在一定的準確度之下，讓模型能夠有效掌握匯率方向將近八成抑或是九成，這對於進行匯率避險的企業或政府而言，都將有莫大的幫助。



## 第陸章 附表

附表 1 ARIMA(2, 1, 2)模型之 30 天期新台幣兌美元匯率預測結果

日期	2013/10/25	2013/10/28	2013/10/29	2013/10/30	2013/10/31
原始匯率	29.388	29.402	29.4165	29.405	29.3795
預測匯率	29.3955	29.3897	29.4005	29.417	29.4062
預測誤差	-0.00750	0.01230	0.01600	-0.01200	-0.02670
累加 RMSE	0.00750	0.01019	0.01243	0.01232	0.01625
累加 MAE	0.00750	0.00990	0.01193	0.01195	0.01490
預測方向	-	+	+	-	-

日期	2013/11/1	2013/11/4	2013/11/5	2013/11/6	2013/11/7
原始匯率	29.4045	29.418	29.401	29.411	29.4115
預測匯率	29.3771	29.405	29.421	29.3985	29.4099
預測誤差	0.02740	0.01300	-0.02000	0.01250	0.00160
累加 RMSE	0.01858	0.01789	0.01817	0.01763	0.01673
累加 MAE	0.01698	0.01641	0.01686	0.01638	0.01490
預測方向	+	+	-	+	+

日期	2013/11/8	2013/11/11	2013/11/12	2013/11/13	2013/11/14
原始匯率	29.421	29.504	29.5755	29.5935	29.557
預測匯率	29.4148	29.4199	29.5046	29.5809	29.5922
預測誤差	0.00620	0.08410	0.07090	0.01260	-0.03520
累加 RMSE	0.01606	0.02874	0.03390	0.03284	0.03300
累加 MAE	0.01411	0.01994	0.02386	0.02306	0.02387
預測方向	+	+	+	+	-

日期	2013/11/15	2013/11/18	2013/11/19	2013/11/20	2013/11/21
原始匯率	29.5635	29.523	29.468	29.5115	29.565
預測匯率	29.5529	29.5664	29.5236	29.4621	29.5144
預測誤差	0.01060	-0.04340	-0.05560	0.04940	0.05060
累加 RMSE	0.03206	0.03284	0.03450	0.03544	0.03635
累加 MAE	0.02304	0.02424	0.02598	0.02721	0.02838
預測方向	+	+	-	+	+

日期	2013/11/22	2013/11/25	2013/11/26	2013/11/27	2013/11/28
原始匯率	29.5695	29.5895	29.583	29.597	29.59
預測匯率	29.571	29.5648	29.5883	29.5884	29.5944
預測誤差	-0.00150	0.02470	-0.00530	0.00860	-0.00440
累加 RMSE	0.03547	0.03506	0.03430	0.03363	0.03296
累加 MAE	0.02710	0.02699	0.02605	0.02532	0.02448
預測方向	-	+	-	+	-

日期	2013/11/29	2013/12/2	2013/12/3	2013/12/4	2013/12/5
原始匯率	29.594	29.5615	29.5975	29.587	29.5925
預測匯率	29.5876	29.5978	29.5601	29.595	29.5909
預測誤差	0.00640	-0.03630	0.03740	-0.00800	0.00160
累加 RMSE	0.03234	0.03250	0.03269	0.03215	0.03161
累加 MAE	0.02379	0.02425	0.02472	0.02414	0.02339
預測方向	+	-	+	-	+

附表 2 VECM 模型之 30 天期新台幣兌美元匯率預測結果

日期	2013/10/25	2013/10/28	2013/10/29	2013/10/30	2013/10/31
原始匯率	29.38800	29.40200	29.41650	29.40500	29.37950
預測匯率	29.39209	29.38714	29.39822	29.41371	29.40089
預測誤差	-0.00409	0.01486	0.01828	-0.00871	-0.02139
累加 RMSE	0.00409	0.01090	0.01380	0.01272	0.01487
累加 MAE	0.00409	0.00947	0.01241	0.01148	0.01347
預測方向	-	+	+	-	-

日期	2013/11/1	2013/11/4	2013/11/5	2013/11/6	2013/11/7
原始匯率	29.40450	29.41800	29.40100	29.41100	29.41150
預測匯率	29.37655	29.40382	29.41651	29.40095	29.40870
預測誤差	0.02795	0.01418	-0.01551	0.01005	0.00280
累加 RMSE	0.01773	0.01727	0.01706	0.01643	0.01561
累加 MAE	0.01588	0.01564	0.01562	0.01500	0.01378
預測方向	+	+	-	+	+

	2013/11/8	2013/11/11	2013/11/12	2013/11/13	2013/11/14
原始匯率	29.42100	29.50400	29.57550	29.59350	29.55700
預測匯率	29.40946	29.42065	29.50475	29.57431	29.59401

預測誤差	0.01154	0.08335	0.07075	0.01919	-0.03701
累加 RMSE	0.01528	0.02816	0.03342	0.03261	0.03293
累加 MAE	0.01358	0.01939	0.02334	0.02305	0.02398
預測方向	+	+	+	+	-

日期	2013/11/15	2013/11/18	2013/11/19	2013/11/20	2013/11/21
原始匯率	29.56350	29.52300	29.46800	29.51150	29.56500
預測匯率	29.55380	29.56062	29.51996	29.46335	29.51157
預測誤差	0.00970	-0.03762	-0.05196	0.04815	0.05343
累加 RMSE	0.03197	0.03233	0.03372	0.03463	0.03581
累加 MAE	0.02308	0.02394	0.02550	0.02669	0.02803
預測方向	+	-	-	+	+

日期	2013/11/22	2013/11/25	2013/11/26	2013/11/27	2013/11/28
原始匯率	29.56950	29.58950	29.58300	29.59700	29.59000
預測匯率	29.56669	29.56735	29.58614	29.57900	29.59328
預測誤差	0.00281	0.02215	-0.00314	0.01800	-0.00328
累加 RMSE	0.03495	0.03447	0.03372	0.03321	0.03255
累加 MAE	0.02683	0.02661	0.02559	0.02528	0.02440
預測方向	+	+	-	+	-

日期	2013/11/29	2013/12/2	2013/12/3	2013/12/4	2013/12/5
原始匯率	29.59400	29.56150	29.59750	29.58700	29.59250
預測匯率	29.58523	29.58967	29.55741	29.59530	29.58283
預測誤差	0.00877	-0.02817	0.04009	-0.00830	0.00967
累加 RMSE	0.03196	0.03183	0.03216	0.03164	0.03116
累加 MAE	0.02379	0.02396	0.02453	0.02397	0.02350
預測方向	+	-	+	-	+

附表 3 Beveridge-Nelson 分解之 30 天期新台幣兌美元匯率預測結果

日期	2013/10/25	2013/10/28	2013/10/29	2013/10/30	2013/10/31
原始匯率	29.38800	29.40200	29.41650	29.40500	29.37950
預測匯率	29.38866	29.38808	29.39524	29.41300	29.39417
預測誤差	-0.00066	0.01392	0.02126	-0.00800	-0.01467
累加 RMSE	0.00066	0.00985	0.01468	0.01333	0.01361
累加 MAE	0.00066	0.00729	0.01195	0.01096	0.01170

預測方向	-	+	+	-	-
------	---	---	---	---	---

日期	2013/11/1	2013/11/4	2013/11/5	2013/11/6	2013/11/7
原始匯率	29.40450	29.41800	29.40100	29.41100	29.41150
預測匯率	29.37553	29.40191	29.41954	29.40261	29.40814
預測誤差	0.02897	0.01609	-0.01854	0.00839	0.00336
累加 RMSE	0.01715	0.01700	0.01720	0.01646	0.01565
累加 MAE	0.01458	0.01480	0.01527	0.01450	0.01339
預測方向	+	+	-	+	+

日期	2013/11/8	2013/11/11	2013/11/12	2013/11/13	2013/11/14
原始匯率	29.42100	29.50400	29.57550	29.59350	29.55700
預測匯率	29.41153	29.41661	29.50569	29.57482	29.59077
預測誤差	0.00947	0.08739	0.06981	0.01868	-0.03377
累加 RMSE	0.01519	0.02912	0.03402	0.03316	0.03321
累加 MAE	0.01303	0.01923	0.02312	0.02280	0.02353
預測方向	+	+	+	+	-

日期	2013/11/15	2013/11/18	2013/11/19	2013/11/20	2013/11/21
原始匯率	29.56350	29.52300	29.46800	29.51150	29.56500
預測匯率	29.55225	29.56174	29.51894	29.46294	29.51336
預測誤差	0.01125	-0.03874	-0.05094	0.04856	0.05164
累加 RMSE	0.03227	0.03269	0.03396	0.03488	0.03591
累加 MAE	0.02277	0.02371	0.02522	0.02645	0.02771
預測方向	+	-	-	+	+

日期	2013/11/22	2013/11/25	2013/11/26	2013/11/27	2013/11/28
原始匯率	29.56950	29.58950	29.58300	29.59700	29.59001
預測匯率	29.56915	29.57239	29.58426	29.57473	29.59002
預測誤差	0.00035	0.01711	-0.00126	0.02227	-0.00002
累加 RMSE	0.03504	0.03443	0.03367	0.03328	0.03260
累加 MAE	0.02640	0.02598	0.02491	0.02480	0.02381
預測方向	+	+	-	+	-

日期	2013/11/29	2013/12/2	2013/12/3	2013/12/4	2013/12/5
----	------------	-----------	-----------	-----------	-----------

原始匯率	29.59400	29.56150	29.59750	29.58700	29.59250
預測匯率	29.58282	29.58631	29.55799	29.59516	29.58632
預測誤差	0.01117	-0.02481	0.03951	-0.00816	0.00618
累加 RMSE	0.03205	0.03181	0.03211	0.03159	0.03108
累加 MAE	0.02332	0.02338	0.02395	0.02341	0.02283
預測方向	+	-	+	-	+

附表 4 匯率預測績效比較表

日期	2013/10/25	2013/10/28	2013/10/29	2013/10/30	2013/10/31
原始匯率	29.388	29.402	29.4165	29.405	29.3795
<b>ARIMA(2,1,2)</b>					
預測匯率	29.3955	29.3897	29.4005	29.417	29.4062
累加 RMSE	0.00750	0.01019	0.01243	0.01232	0.01625
累加 MAE	0.00750	0.00990	0.01193	0.01195	0.01490
<b>VECM</b>					
預測匯率	29.39209	29.38714	29.39822	29.41371	29.40089
累加 RMSE	0.00409	0.01090	0.01380	0.01272	0.01487
累加 MAE	0.00409	0.00947	0.01241	0.01148	0.01347
<b>B-N</b>					
預測匯率	29.38866	29.38808	29.39524	29.41300	29.39417
累加 RMSE	0.00066	0.00985	0.01468	0.01333	0.01361
累加 MAE	0.00066	0.00729	0.01195	0.01096	0.01170
日期	2013/11/1	2013/11/4	2013/11/5	2013/11/6	2013/11/7
原始匯率	29.4045	29.418	29.401	29.411	29.4115
<b>ARIMA(2,1,2)</b>					
預測匯率	29.3771	29.405	29.421	29.3985	29.4099
累加 RMSE	0.01858	0.01789	0.01817	0.01763	0.01673
累加 MAE	0.01698	0.01641	0.01686	0.01638	0.01490
<b>VECM</b>					
預測匯率	29.37655	29.40382	29.41651	29.40095	29.40870
累加 RMSE	0.01773	0.01727	0.01706	0.01643	0.01561
累加 MAE	0.01588	0.01564	0.01562	0.01500	0.01378
<b>B-N</b>					
預測匯率	29.37553	29.40191	29.41954	29.40261	29.40814
累加 RMSE	0.01715	0.01700	0.01720	0.01646	0.01565

累加 MAE	0.01458	0.01480	0.01527	0.01450	0.01339
--------	---------	---------	---------	---------	---------

日期	2013/11/8	2013/11/11	2013/11/12	2013/11/13	2013/11/14
----	-----------	------------	------------	------------	------------

原始匯率	29.421	29.504	29.5755	29.5935	29.557
------	--------	--------	---------	---------	--------

ARIMA(2,1,2)

預測匯率	29.4148	29.4199	29.5046	29.5809	29.5922
------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 RMSE	0.01606	0.02874	0.03390	0.03284	0.03300
---------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 MAE	0.01411	0.01994	0.02386	0.02306	0.02387
--------	---------	---------	---------	---------	---------

VECM

預測匯率	29.40946	29.42065	29.50475	29.57431	29.59401
------	----------	----------	----------	----------	----------

累加 RMSE	0.01528	0.02816	0.03342	0.03261	0.03293
---------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 MAE	0.01358	0.01939	0.02334	0.02305	0.02398
--------	---------	---------	---------	---------	---------

B-N

預測匯率	29.41153	29.41661	29.50569	29.57482	29.59077
------	----------	----------	----------	----------	----------

累加 RMSE	0.01519	0.02912	0.03402	0.03316	0.03321
---------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 MAE	0.01303	0.01923	0.02312	0.02280	0.02353
--------	---------	---------	---------	---------	---------

日期	2013/11/15	2013/11/18	2013/11/19	2013/11/20	2013/11/21
----	------------	------------	------------	------------	------------

原始匯率	29.5635	29.523	29.468	29.5115	29.565
------	---------	--------	--------	---------	--------

ARIMA(2,1,2)

預測匯率	29.5529	29.5664	29.5236	29.4621	29.5144
------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 RMSE	0.03206	0.03284	0.03450	0.03544	0.03635
---------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 MAE	0.02304	0.02424	0.02598	0.02721	0.02838
--------	---------	---------	---------	---------	---------

VECM

預測匯率	29.55380	29.56062	29.51996	29.46335	29.51157
------	----------	----------	----------	----------	----------

累加 RMSE	0.03197	0.03233	0.03372	0.03463	0.03581
---------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 MAE	0.02308	0.02394	0.02550	0.02669	0.02803
--------	---------	---------	---------	---------	---------

B-N

預測匯率	29.55225	29.56174	29.51894	29.46294	29.51336
------	----------	----------	----------	----------	----------

累加 RMSE	0.03227	0.03269	0.03396	0.03488	0.03591
---------	---------	---------	---------	---------	---------

累加 MAE	0.02277	0.02371	0.02522	0.02645	0.02771
--------	---------	---------	---------	---------	---------

日期	2013/11/22	2013/11/25	2013/11/26	2013/11/27	2013/11/28
----	------------	------------	------------	------------	------------

原始匯率	29.5695	29.5895	29.583	29.597	29.59
------	---------	---------	--------	--------	-------

ARIMA(2,1,2)

預測匯率	29.571	29.5648	29.5883	29.5884	29.5944
------	--------	---------	---------	---------	---------

累加 RMSE	0.03547	0.03506	0.03430	0.03363	0.03296
累加 MAE	0.02710	0.02699	0.02605	0.02532	0.02448
<hr/>					
VECM					
預測匯率	29.56669	29.56735	29.58614	29.57900	29.59328
累加 RMSE	0.03495	0.03447	0.03372	0.03321	0.03255
累加 MAE	0.02683	0.02661	0.02559	0.02528	0.02440
<hr/>					
B-N					
預測匯率	29.56915	29.57239	29.58426	29.57473	29.59002
累加 RMSE	0.03504	0.03443	0.03367	0.03328	0.03260
累加 MAE	0.02640	0.02598	0.02491	0.02480	0.02381
<hr/>					
日期	2013/11/29	2013/12/2	2013/12/3	2013/12/4	2013/12/5
原始匯率	29.594	29.5615	29.5975	29.587	29.5925
<hr/>					
ARIMA(2,1,2)					
預測匯率	29.5876	29.5978	29.5601	29.595	29.5909
累加 RMSE	0.03234	0.03250	0.03269	0.03215	0.03161
累加 MAE	0.02379	0.02425	0.02472	0.02414	0.02339
<hr/>					
VECM					
預測匯率	29.58523	29.58967	29.55741	29.59530	29.58283
累加 RMSE	0.03196	0.03183	0.03216	0.03164	0.03116
累加 MAE	0.02379	0.02396	0.02453	0.02397	0.02350
<hr/>					
B-N					
預測匯率	29.58282	29.58631	29.55799	29.59516	29.58632
累加 RMSE	0.03205	0.03181	0.03211	0.03159	0.03108
累加 MAE	0.02332	0.02338	0.02395	0.02341	0.02283
<hr/>					

## 參考文獻

- Aliber, R. H., 1973. The Interest Parity Theorem: A Reinterpretation. *Journal of Political Economy*, 81(6), 1451-1459.
- Attfield, C. L. F. and B. Silverstone, 1998. Okun's Law, Cointegration and Gap Variables. *Journal of Macroeconomics*, 20(3), 625-637.
- Benigno, G, P. Benigno, and F. Ghironi, 2007. Interest Rate Rules for Fixed Exchange Rate Regimes, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(7), 2196-2211.
- Beveridge, S., and C. Nelson, 1981. A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 151-174
- Bilson, J. F. O., 1978. The Monetary Approach to Exchange: Some Empirical Evidence. *International Monetary Fund Staff Papers*, 25(1), 48-75.
- Branson, W. H., 1969. The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity. *Journal of Political Economy*, 77(6), 1028-1035.
- Branson, W. H., 1983. Macroeconomic Determinants of Real Exchange Rate Risks, in R. J. Herring, ed.: *Managing Foreign Exchange Risk* (Cambridge University Press, Cambridge, MA).
- Byun, Jong-Cook, Chen Son-Nan, 1996. International Real Interest Rate Parity with Error Correction Models. *Global Finance Journal, Fall/Winter96*, 7(2), 129-151.
- Dornbusch, R., and S. Fischer, 1980. Exchange Rates and Current Account. *American Economic Review*, 70(5), 960-971.

- Edison, H. J., and E. O. Fisher, 1991. A Long-run View of the European Monetary System. *Journal of International Money and Finance*, 10(1), 53-70.
- Fang, H., and K. K. Kwong, 1991. Forecasting Foreign Exchange Rate. *The Journal of Business Forecasting*, Winter, 10(4), 16-19.
- Frankel, J., and R. Levich, 1975. Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profit? *Journal of Political Economy*, 83(2), 325-338.
- Frankel, J. A., 1976a. A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 200-224.
- Frankel, J., and R. Levich, 1977. Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods. *Journal of Political Economy*, 96(2), 358-370.
- Frankel, J. A., 1979. On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rate Based on Real Interest Differentials. *American Economic Review*, 69(4), 610-622.
- Garratt, A., D. Robertson, and S. Wright, 2004. Permanent vs Transitory Components and Economic Fundamentals. *Journal of Applied Econometrics*, 21(4), 521-542.
- Hatemi-J, A., and M. Irandoust 2000. Exchange Rates and Interest Rates: Can Their Causality Explain International Capital Mobility? *International Trade Journal*, 4(3), 299-314.
- Kim, K. H., 2003. Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model. *Review of Financial Economics*, 12(3), 301-313.
- Lee, J., 2000. The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, 22, 331-356.
- Macdonald, R., and M. P. Taylor, 1994. The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk. *Journal of International Money and Finance*, 13(3), 276-290.

- MacDonald, R. and I. W. Marsh, 1997. On Fundamentals and Exchange Rate: A Casselian Perspective. *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 655-664.
- MacDonald, R., 1999. Exchange Rate Behavior: Are Fundamentals Important? *Economics Journal*, 109(459), 673-691.
- Mehran, J., and M. Shahrokhi, 1997. An Application of Four Foreign Currency Forecasting Models to the U.S. Dollar and Mexican Peso. *Global Finance Journal*, Fall, 8(2), 211-220.
- Pan, M. S., Fok, R. C. W., and Liu, Y. A, 2007. Dynamic Linkages Between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets. *International Review of Economics and Finance*, 16(4), 503-520.
- 王裕仁，2009。〈匯率、油價、金價、利率之關聯性探討與預測〉，國立成功大學財務金融研究所碩士論文。
- 朱清貴，2008。〈物價、利率、股價與匯率關聯性探討〉，南華大學管理科學研究所碩士論文。
- 沈中華，1992。〈用「無拋補利率平價說」解釋台灣利率與美元匯率的變動〉，《企銀季刊》，第16卷第1期，頁1-13。
- 林家卉，2008。〈匯率預測研究-ARIMA 模式之應用〉，國立高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文。
- 徐志宏，2009。〈台灣景氣指標長期趨勢估計法之研析〉，《經濟研究年刊》，第十一期，行政院經濟建設委員會經濟研究處。
- 張鳳貞，1999。〈台灣地區利率、匯率與股價互動關係之研究〉，中興大學統計學系研究所碩士論文。
- 張小彤，2003。〈匯率預測研究——時間數列分析法之應用〉，大葉大學事業經營研究所碩士論文。
- 陳翊鋒，2001。〈台灣利率、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。

陳秀香，2006。〈貨幣模型能否解釋匯率的波動行為？台灣與韓國的實證研究〉，東海大學經濟學系研究所碩士論文。

彭惠琴，2003。〈通貨膨脹、就業及貨幣政策與景氣循環之關聯性〉，中原大學國際貿易研究所碩士論文。

楊凱文，2001。〈貨幣學派匯率決定理論之新臺幣對美元匯率實證研究〉。

楊士慶，2001。〈台灣偏離利率平價理論之成因探討〉，國立中山大學財務管理學系研究所碩士論文。

管相柔，2007。〈匯率預測模型之研究—ARIMA 之應用〉，中原大學國際貿易學系研究所碩士論文。

黎明淵，2002。〈購買力平價說對匯率動態有解釋能力嗎？-台幣與美元匯率實證結果〉，《亞太經濟合作評論第九期》，頁 50~71。

蔡佳玲，2004。〈台灣景氣循環特性之實證研究〉，輔仁大學經濟學系研究所碩士論文。

蔡火蓮，2006。〈新台幣匯率預測之探討〉，國立中山大學財務管理學系研究所碩士論文。

楊亦農(2009)，《時間序列分析—經濟與財務上之應用》，雙葉書廊有限公司。