

國立中央大學

統計研究所

碩士論文

股票變化之穩健預測

指導教授：陳玉英博士

研究生：楊文熙

中華民國九十二年六月



國立中央大學圖書館 碩博士論文授權書

(91年5月最新修正版)

本授權書所授權之論文全文與電子檔，為本人於國立中央大學，撰寫之碩/博士學位論文。(以下請擇一勾選)

- ()同意 (立即開放)
()同意 (一年後開放)，原因是：_____
()同意 (二年後開放)，原因是：_____
()不同意，原因是：_____

以非專屬、無償授權國立中央大學圖書館與國家圖書館，基於推動讀者間「資源共享 互惠合作」之理念，於回饋社會與學術研究之目的，得不限地域 時間與次數，以紙本 光碟 網路或其它各種方法收錄、重製、與發行，或再授權他人以各種方法重製與利用。以提供讀者基於個人非營利性質之線上檢索、閱覽、下載或列印。

研究生簽名： 楊文熙

論文名稱：股票變化之穩健預測

指導教授姓名：陳玉英

系所：統計 所 博士 碩士班

學號：90225011

日期：民國 92 年 7 月 14 日

備註：

1. 本授權書請填寫並親筆簽名後，裝訂於各紙本論文封面後之次頁(全文電子檔內之授權書簽名，可用電腦打字代替)。
2. 請加印一份單張之授權書，填寫並親筆簽名後，於辦理離校時交圖書館(以統一代轉寄給國家圖書館)。
3. 讀者基於個人非營利性質之線上檢索、閱覽、下載或列印上列論文，應依著作權法相關規定辦理。

摘要

本文研究股票指數及股票報酬率的預測。由於上述資料屬於非平穩(nonstationary)非線性(nonlinear)時間數列，本文首先參考 Huang *et al.* (1998)提出的經驗協振分解(empirical mode decomposition，記作 EMD)，取用其中變化量較大的數個本質協振函數(intrinsic mode function，記作 IMF)，描述上述時間數列。然後藉由配適資料預測未來數值。本文分析的資料除台灣的加權平均股票變化，亦包含美國高科技的那斯達克指數(Nasdaq index)及道瓊工業指數(Dow Jones industrial average index)的變化。

目錄

第一章	緒論.....	1
1.1	研究動機.....	1
1.2	研究方法.....	3
第二章	文獻回顧.....	5
2.1	經驗協振分解.....	5
2.2	南方震盪指數分析.....	9
第三章	股票指數分析.....	10
3.1	台灣加權平均指數分析.....	10
3.2	道瓊工業平均指數分析.....	11
3.3	那斯達克指數分析.....	12
第四章	股票報酬率分析.....	14
4.1	台灣加權平均指數週報酬率分析.....	14
4.2	道瓊工業平均指數週報酬率分析.....	15
4.3	那斯達克指數週報酬率分析.....	16
第五章	結論.....	18
	參考文獻.....	50

表目錄

表1 台灣加權股票平均指數的IMF量.....	19
表2 道瓊工業平均指數的IMF分量.....	20
表3 那斯達克指數的IMF分量.....	21
表4 台灣加權股票平均指數週報酬率的IMF量.....	22
表5 道瓊工業平均指數週報酬率的IMF分量.....	23
表6 那斯達克指數週報酬率的IMF分量.....	24

圖目錄

圖 1. 1995 年第二週到 2002 年最後一週的台灣股票變化.....	25
圖 2. 1995 年第二週到 2002 年最後一週的道瓊工業股票變化.....	26
圖 3. 1995 年第二週到 2002 年最後一週的那斯達克股票變化.....	27
圖 4. 樂器聲音的 HHT 分解說明.....	28
圖 5. 南方震盪指數在 1980 到 2001 年之間的 8 個 IMF 分量.....	29
圖 6. 南方震盪指數的第 4 個 IMF 分量及 Hilber 頻譜.....	30
圖 7. 南方震盪指數及第 4 個 IMF 分量比較.....	30
圖 8. 南方震盪指數的 IMF4 分量及 48 個月的 IMF4 分量的預測...	31
圖 9. 台灣加權平均指數的 7 個 IMF 分量及趨勢分量.....	32
圖 10. 台灣加權平均指數(a) c_7 及(b) c_6 分量的希伯特能量圖.....	33
圖 11. 台灣股票加權平均指數，及其 6 個 IMF 分量 ($c_5, c_2, c_3, c_6, c_7, c_8$) 的 組合.....	34
圖 12. 台灣股票加權週平均指數之預測與實值比較.....	34
圖 13. 道瓊工業指數的 8 個 IMF 分量及趨勢分量.....	35
圖 14. 道瓊工業指數 c_5 分量的希伯特能量圖.....	36
圖 15. 道瓊工業平均指數，及其 7 個 IMF 分量 ($c_6, c_7, c_8, c_2, c_4, c_5, c_9$) 的組 合.....	36

圖 16.道瓊工業週平均指數之預測與實值比較.....	37
圖 17.那斯達克指數的 9 個 IMF 分量及趨勢分量.....	38
圖 18.那斯達克指數指數的 c_9 分量的希伯特能量圖.....	39
圖 19.那斯達克指數, 及其 9 個 IMF 分量 ($c_2, c_3, c_4, c_5, c_6, c_7, c_8, c_9, c_{10}$) 的組合.....	39
圖 20.那斯達克指數之預測與實值比較.....	40
圖 21.台灣加權平均指數週報酬率的 11 個 IMF 分量及趨勢分量....	41
圖 22.台灣加權平均指數週報酬率(a) c_1 及(b) c_2 分量的希伯特能量圖.....	42
圖 23.台灣加權平均指數週報酬率, 及其 IMF 分量 (c_{12}, c_1) 的組合.....	43
圖 24.台灣加權平均指數週報酬率之預測與實值比較.....	43
圖 25.道瓊工業指數週報酬率的 12 個 IMF 分量及趨勢分量.....	44
圖 26.道瓊工業指數週報酬率 c_1 分量的希伯特能量圖.....	45
圖 27.道瓊工業平均指數週報酬率, 及其 IMF 分量 (c_{13}, c_1) 分量的組合.....	45
圖 28.道瓊工業指數週報酬率之預測與實值比較.....	46
圖 29.那斯達克指數週報酬率的 11 個 IMF 分量及趨勢分量.....	47
圖 30.那斯達克指數週報酬率(a) c_1 及(b) c_2 分量的希伯特能量圖.....	48

圖 31. 那斯達克指數週報酬率, 及其 IMF 分量 ($c_{12}, c_3, c_2, c_1, c_7$) 的組合...49

圖 32. 那斯達克指數週報酬率之預測與實值比較.....49

第一章 緒論

1.1 研究動機

在許多的科學領域裡，針對時間數列資料建立模型並且進行未來數值的預測一直都是重要的課題。在財務分析方面，Fama(1965)根據 1957 年到 1962 年的道瓊工業指數進行實證分析，證實市場股價是一個隨機漫步(random walk)。此一結果意謂市場股價的變化是沒有記憶性的(no memory)，亦即市場股價是沒辦法預測的。於是，在傳統的線性模式無法描述股價變化的複雜性之下，嘗試預測股價變化的專家變轉而使用圖表法(charts)和技術分析(technical analysis)方法分析市場股價的變化及預測未來可能的趨勢。

另一方面，接受市場股價變化是一種隨機漫步(Random walk)的學者，轉向研究投資股票的報酬率，除了從報酬的角度探索財務現象，更進一步的建立模型並且預測未來的報酬。一般而言，報酬率的樣本均數(sample mean)約為 0，其邊際分配是近似對稱於零但具厚尾現象或是輕微的偏歪分配；報酬率的自我相關係數(autocorrelation coefficient)，幾乎在所有的時間落差(lag)中都很小；但報酬率的絕對值或平方之自我相關係數在大的時間落差(lag)中仍相當的顯著；並且

高波動(volatility)可能出現在某一段時間，而低波動則出現在其他時間。針對報酬率變化的特色，Engle(1982)提出自我回歸條件異質性 (autoregressive conditionally heteroscedastic，記作 ARCH)模式群，Taylor(1986)則提出不同於 ARCH 模式的隨機波動(stochastic volatility)模式群。但是，上述二種模式皆需平穩(stationary)的假設。Kokoszka & Leipus (2000)認為唯有非平穩的時間數列模式才能描述報酬率的變化，因此提出具有改變點(change point)的 ARCH 模式。事實上，就非平穩的時間數列而言，Dahlhaus (1996)發展局部平穩傅立葉(locally stationary fourier，記作 LSF)過程並且據以建立近似的時間數列模型。Kim (1998)則在 LSF 的架構下提出許多在財務和總體經濟應用的統計分析。鑒於不同的時間尺度(time scale)中有不同的經濟因素影響，因此，根據小波(wavelets)的多重尺度(multiscale)特色，Piotr (2002)參考 Nason *et al.* (2000)的結果提出局部平穩小波(locally stationary wavelet，記作 LSW)建立報酬率的時間數列模型。

傳統的傅立葉轉換是單一時間尺度的分析，小波轉換模型則為多重尺度的分析，可以反應在不同的時間之下不同週期變化的權重，所以，小波轉換比傅立葉轉換更具分析資料的實用性。但是，小波轉換必須決定小波函數及功率頻譜(power spectrum)的適當門檻值，之後才能就顯著尺度之下的小波加以整合，描述資料的變化。Huang *et*

al.(1998) 根據 Hilbert 轉換建立經驗協振分解 (empirical mode decomposition, 記作 EMD), 將非平穩的非線性時間數列依高頻至低頻加以分解為數個本質協振函數 (intrinsic mode function, 記作 IMF), 此一方法簡稱為 HHT。本文則利用 HHT 的結果進行股票指數或其報酬率變化的描述及預測。

1.2 研究方法

Huang *et al.*(1998)提出非平穩且非線性時間數列的 HHT 分析方法, 目前大量使用在自然科學的研究, 如風速、海潮、海溫、海面高度及雷達訊號的變化, 也有應用於醫學數據的分析。本文則應用 HHT 的結果對財務的時間數列資料建立模型, 並且進一步根據此一模型進行財務時間資料變化之預測。

Huang *et al.*(1998)將時間數列用 EMD 分解為數個本質協振函數, 不同本質協振函數具有不等的頻率變化, 也具有不等的能量或權重。本文根據本質協振函數的能量選取重要的本質協振函數, 同時也將能量小的成分累加後進行隨機性檢定, 鑑別其是否可視為干擾項。然後依據重要本質協振函數的組合進行各種時間數列的描述與預測。本文研究的資料為 1995 年到 2002 年的台灣股票每一週加權平均數及其報酬率(圖一), 同時期的美國道瓊工業的週指數和報酬率(圖二)

及那斯達克週指數和報酬率(圖三)。

本文第二章說明 Huang et al.(1998)的 EMD 過程(HHT)及介紹 Salisbury & Wimbush (2002)如何應用 HHT 結合多項式函數進行南方震盪指數(SOI)的預測。第三章提出如何應用 HHT 於股票週指數的描述及預測。第四章則討論股票指數週報酬率的預測。最後第五章進行討論並且結語。

第二章 文獻回顧

2.1 經驗協振分解(EMD)

Huang et al.(1998)的 EMD 分解方式是直接從不同的時間尺度 (time scale)抽取能量得到一組本質協振函數(intrinsic mode function , 記作 IMF)。我們可藉由 IMF 的希伯特轉換(Hilbert transform)得到局部能量(local energy)和瞬間的頻率(instantaneous frequency)進而獲得完整的能量-頻率-時間的分布(energy-frequency-time distribution)。對任意 IMF , $C_i(t)$, 我們可得其希伯特轉換 :

$$Y_i(t) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{C_i(t')}{t-t'} dt' \quad (2.1)$$

得知解析訊號(analytic signal) :

$$Z_i(t) = C_i(t) + iY(t) = a_i(t)e^{i\theta_i(t)} \quad (2.2)$$

其中振幅 $a_i(t)$ 及角度 $\theta_i(t)$,

$$a_i(t) = [C_i^2(t) + Y_i^2(t)]^{1/2} , \theta_i(t) = \arctan\left(\frac{Y_i(t)}{C_i(t)}\right) \quad (2.3)$$

及瞬間的頻率，

$$\omega_i = \frac{d\theta_i(t)}{dt} \quad (2.4)$$

振幅(amplitude)的頻率-時間分布(frequency-time distribution)被稱為希伯特振幅頻譜(Hilbert amplitude spectrum)， $H(\omega, t)$ ，或是希伯特頻譜(Hilbert spectrum) 或著可將振幅平方，將希伯特振幅頻譜(Hilbert amplitude spectrum)改為希伯特能量頻譜(Hilbert energy spectrum)。

Huang *et al.*(1998)根據函數的局部性質定義了 IMF：此函數的瞬間頻率在任何地方存在(Instantaneous frequency)。一個 IMF 必須滿足兩個條件：(1) 在整個資料中，極值得個數和跟 0 交會(Zero crossing)的個數必須相等或是至多相差一個。(2) 再任意一個點，由局部極大值定義的封包(envelope)和局部極小值定義的封包的均值是 0。不幸的，大部分所獲取的資料並非本 IMF。所以 Huang *et al.*提出 EMD 的方法，將資料分解成許多 IMF 的集合。

EMD 的分解是根據以下的假設：(1) 整個資料必須至少有兩個以上的極值-一個極大值和一個極小值。(2) 時間尺度(time scale)是由兩個極值的時間推移(time lapse)定義。(3) 如果資料本身缺乏極值但又反曲點(inflexion point)存在，可將其微分一次或多次以上至出現極值為止，。

在獲得資料 $x(t)$ 的 IMF 前，首先第一步必須先定義資料 $x(t)$ 的極值。然後用三次曲線(cubic line)連結局部極大值，此為上封包(upper envelope)，在用相同的手法連結局部極小值，此為下封包(lower envelope)。兩個封包的局部均數是一時間的函數，因此定義為 $m_1(t)$ 。而資料 $x(t)$ 和 $m_1(t)$ 的差則為第一個分量 $h_1(t)$ 。如下：

$$h_1(t) = x(t) - m_1(t) \quad (2.5)$$

獲得本質協振函數的過程在圖 4a-c。圖 4a 是樂器聲音的原始資料。圖 4b 中黑線代表的是原始的資料，藍線代表的是連結局部極大值的上封包，紅線則是連結局部極小值的下封包，中間粉紅的線則是上下封包的局部均數。此 $h_1(t)$ 差不多可為第一個本質協振函數。為了能獲得更符合本質協振函數條件，我們可將 $h_1(t)$ 當作是一新的資料，接著如同上面所提到的方法，先找出極值，接著在分別決定上封包和下封包並計算出新的均數 $m_{11}(t)$ 。最後在計算出新的差 $h_{11}(t) = h_1(t) - m_{11}(t)$ 。這 $h_{11}(t)$ 同樣也可再次被作為新的資料，然後再重複上面的過程。這可以重複做很多次的過程被稱做”位移(shifting)”。當 $h_{1p}(t)$ 跟 0 交會的個數等於或至少跟極值的個數相差 1。然後將會獲得一收斂的結果 $c_1(t)$ ，也就是 $x(t)$ 第一個 IMF。將資料 $x(t)$ 和第一個 IMF $c_1(t)$ 的差叫做”

第一個殘差(the first residue)”：

$$r_1(t) = x(t) - c_1(t) \quad (2.6)$$

因為殘差(residue) $r_1(t)$ 仍然含有常週期分量的資訊，我們將把它當作是一新的資料並再做上面描述的位移過程(shifting process)。這過程可以在之後的 $r_{j,s}$ 一直重複做，最後可獲得以下的結果

$$r_1(t) - c_2(t) = r_2(t), \dots, r_{n-1}(t) - c_n(t) = r_n(t) \quad (2.7)$$

位移過程(shifting process)在滿足下列事先決定條件之一就會停止：(1) 當分量 c_n 或殘差 r_n 小於事先決定的條件值。(2) 當殘差變成單調函數(monotonic function)。將式子(2.6)和(2.7)相加，最後可以得到以下的結果

$$x(t) = \sum_{i=1}^n c_i(t) + r_n(t) \quad (2.8)$$

如此，我們將資料分解成 n 個 empirical modes，而最後的殘差 r_n 可被當作是一個趨勢(trend)或一常數。

我可將資料看成是這些 IMF 展開(expansion)。這些 IMF 幾乎是正交(orthogonal)而且是一完備的基底(complete basis)：所有 IMF 的總

和等於原來的資料。最重要的是，展開(expansion)具有適應性(adaptive)。因對於展開非線性(non-linear)和非穩定(non-stationary)的時間數列具有局部化(locality)和適應性(adaptivity)是必須的

2.2 南方震盪指數分析

Salisbury & Wimbush (2002)用 EMD 分解從 1866 年 1 月到 2000 年 12 月的月平均南方震盪指數(SOI)。選擇具較大變化率(圖 5)，並且在 Hilbert 頻譜顯示具有近似 ENSO 暖現象 3.6 年週期頻率(圖 6)的第 4 個 IMF 分量，為主要訊號。第 4 個 IMF 分量是較平滑的南方震盪指數(圖 7)。並以第 4 個 IMF 分量的資訊，用多項式預測函數(polynomial predicting function)預測未來南方震盪指數的變化。

Salisbury & Wimbush (2002)以最後 48 筆資料為樣本外預測。根據樣本內誤差(in sample errors)和最小樣本外誤差(out of sample errors)的原則，選擇以前 4 個月資料組合的 3 階多項式為預測函數。以此多項式預測函數和 1866 年 1 月到 2000 年 12 月的南方震盪指數獲得的第 4 個 IMF 分量預測 2001 年 1 月到 2004 年 12 月的南方震盪指數(圖 8)。

第三章 股票指數分析

3.1 台灣加權平均指數分析

首先利用經驗協振分解(EMD)將 1995 年至 2002 年的台灣加權平均指數分解成 7 個本質協振函數(IMF)分量(圖 9)。最後一個分量 c_8 為趨勢分量，顯示台灣股票指數長期而言在 1995 年至 1998 年 11 月成上升趨勢，之後便呈現下滑趨勢。分量 c_7 的變化介於 ± 1000 之間，佔指數變化的 20% ($\approx 1000 \times 2 / 10000$)，屬於重要的分量。事實上， c_7 分量在 1998 年之後於 105 至 125 之間有較高的能量(圖 10)，意味台灣股票加權平均指數在 1998 年之後有 2 年至 2 年半的週其存在。同樣的，分量 c_6 的週期變化在 ± 500 之間(佔指數變化的 10%)，對應的能量(圖 10)指出在 2000 年後有 50 週左右的週期現象。所以，台灣股票加權平均指數，除 c_7 和 c_8 分量外，2000 年後上有一年左右的週期變化出現。

將 IMF 分量依其變化幅度由小到大排列得到 $c_1 \rho c_4 \rho c_5 \rho c_2 \rho c_3 \rho c_6 \rho c_7 \rho c_8$ ，其中 $a \rho b$ 代表 b 比 a 重要。因為資料(data)主要由訊號(signal)及干擾(noise)組成，一方面希望能找出重要訊號描述資料，另一方面則希望去除干擾，反應重要訊號。本文利用無母數連升降(runs up and down)檢定可能干擾的隨機性，另外，使用

Kolmogorov-smirnov(KS)檢定其常態分配性質。此處可能的干擾項即為較不重要分量的累加，可能的訊號則為較重要 IMF 分量的累加(表 1a)。各種可能干擾項的隨機性檢定顯示 c_1 ， c_1+c_4 及 $c_1+c_4+c_5$ 皆具隨機變化(表 1b)。另一方面，將全期資料分割成樣本外的 21 週(2002 年 8 月第 2 週至 2002 年 12 月第 4 週)及其他樣本內資料。假如採用前 m 週配適資料之加權平均預測第 $(m+1)$ 週資料，然後根據 21 週知預測直及其真正資料之差異計算預測均方差之方根(SRPMSE)。最後採用 m 及分量數 k 組合，使得其對應之 SRPMSE 為最小者(表 1c)。結果顯示台灣股票加權平均指數可由 6 個 IMF 分量 $c_5, c_2, c_3, c_6, c_7, c_8$ 之組合加以配適，前一週配適資料即可用於預測下一週之加權平均指數。事實上干擾項， c_1+c_4 的 KS 常態分配檢定之 p 值為 0.7394，因此，就台灣股票指數而言， c_1 和 c_4 可為干擾項，其他 IMF 分量組合則可以視為相當可靠的訊息(圖 11)。最後一個配適值預測下一週指數，能追蹤真正指數的走向(圖 12)。因此，我們預測 2003 年 1 月第一週的台灣加權平均指數可能為 4480.5。

3.2 道瓊工業平均指數分析

用經驗協振分解(EMD)將 1995 年至 2002 年的道瓊工業指數分解成 8 個本質協振函數(IMF)分量(圖 13)。最後一個分量 c_9 為趨勢分量，

顯示道瓊工業指數長期而言,在 1995 年至 2000 年 10 月成上升趨勢,之後便呈現下滑趨勢。分量 c_5 的變化介於 ± 500 之間(佔指數變化的 10%),對應的能量(圖 14)指出在 2001 年後有 50 週左右的週期現象。所以,道瓊工業平均指數,2001 年後上有一年左右的週期變化出現。

IMF 分量依其變化幅度由小到大排列(表 2a)。各種可能干擾項的隨機性檢定顯示 c_1 , c_1+c_3 , $c_1+c_3+c_6$ 及 $c_1+c_3+c_6+c_7$ 皆具隨機變化(表 2b)。另一方面,將全期資料分割成樣本外的 21 週(2002 年 8 月第 2 週至 2002 年 12 月第 4 週)及其他樣本內資料。其對應之 SRPMSE 為最小者(表 2c)。結果顯示道瓊工業平均指數可由 7 個 IMF 分量 $c_6, c_7, c_8, c_2, c_4, c_5, c_9$ 之組合加以配適,前一週配適資料即可用於預測下一週之加權平均指數。事實上干擾項, c_1+c_3 的 KS 常態分配檢定之 p 值為 0.2035, 固此,就道瓊工業平均指數而言, c_1 和 c_3 可為干擾項,其他 IMF 分量組合則可以視為相當可靠的訊息(圖 15)。最後一個配適值預測下一週指數,能追蹤真正指數的走向(圖 16)。因此,我們預測 2003 年 1 月第一週的道瓊工業平均指數可能為 8491.4。

3.3 那斯達克指數分析

經驗協振分解(EMD)將 1995 年至 2002 年的那斯達克指數分解成 9 個本質協振函數(IMF)分量(圖 17)。最後一個分量 c_9 為趨勢分量,顯

示那斯達克指數長期而言，呈緩慢上升趨勢。分量 c_9 的變化介於 ± 1000 之間(佔指數變化的 40%)，對應的能量(圖 18)指出在 2000 年後週期隨時間增長。所以，那斯達克指數要恢復 2000 年時的榮景，需要越來越長的時間。

IMF 分量依其變化幅度由小到大排列(表 3a)。各種可能干擾項的隨機性檢定顯示 c_1 及 $c_1 + c_2$ 皆具隨機變化(表 3b)。另一方面，將全期資料分割成樣本外的 21 週(2002 年 8 月第 2 週至 2002 年 12 月第 4 週)及其他樣本內資料。其對應之 SRPMSE 為最小者(表 3c)。結果顯示那斯達克指數可由 9 個 IMF 分量 $c_2, c_3, c_4, c_5, c_6, c_7, c_8, c_9, c_{10}$ 之組合加以配適，前一週配適資料即可用於預測下一週之加權平均指數。干擾項 c_1 的 KS 常態分配檢定之 p 值為 0，不是常態分配。不過，就那斯達克指數而言， c_1 可為干擾項，其他 IMF 分量組合則可以視為相當可靠的訊息(圖 19)。最後一個配適值預測下一週指數，同道瓊工業指數和台灣股票加權平均能追蹤真正指數的走向(圖 20)。因此，我們預測 2003 年 1 月第一週的那斯達克指數可能為 1395.9。

第四章 股票報酬率分析

4.1 台灣加權平均指數週報酬率分析

利用經驗協振分解(EMD)將 1995 年至 2002 年的台灣加權平均指數週報酬率分解成 11 個本質協振函數(IMF)分量(圖 21)。最後一個分量 c_{12} 為趨勢分量，顯示台灣股票指數週報酬率長期而言在 1995 年至 1998 年 11 月成上升趨勢，之後便呈現下滑趨勢。分量 c_1 的變化介於 ± 0.05 之間，佔指數變化的 50%，屬於重要的分量。事實上， c_1 分量在週期 5 有較高的能量(圖 22)。同樣的，分量 c_2 的週期變化在 ± 0.04 之間(佔指數變化的 40%)，對應的能量(圖 22)指出分量 c_2 有 5 週左右的週期現象。所以，台灣股票加權平均指數週報酬率，有 5 週左右的週期變化出現。

將 IMF 分量依其變化幅度由小到大排列(表 4a)，各種可能干擾項的隨機性檢定顯示 $c_{11} + c_9 + c_7 + c_8 + c_{10} + c_4 + c_5 + c_6 + c_2 + c_3 + c_1$ 具隨機變化(表 4b)。另一方面，將全期資料分割成樣本外的 21 週(2002 年 8 月第 2 週至 2002 年 12 月第 4 週)及其他樣本內資料。其對應之 SRPMSE 為最小者(表 4c)。結果顯示台灣股票加權平均指數週報酬率可由 2 個 IMF 分量 c_{12}, c_1 之組合加以配適，前 10 週配適資料即可用於預測下一

週之加權平均指數週報酬率。如此干擾項，將為 $c_{11} + c_9 + c_7 + c_8 + c_{10} + c_4 + c_5 + c_6 + c_2 + c_3$ ，且為非隨機。然而，就台灣股票指數週報酬率而言， c_{12} 和 c_1 仍可以視為可靠的訊息(圖 23)。最後 10 個配適值預測下一週報酬率，無法追蹤報酬率走向(圖 24)。而我們預測 2003 年 1 月第一週的台灣加權平均指數報酬率可能為-0.016。

4.2 道瓊工業平均指數週報酬率分析

利用經驗協振分解(EMD)將 1995 年至 2002 年的道瓊工業平均指數週報酬率分解成 12 個本質協振函數(IMF)分量(圖 25)。最後一個分量 c_{13} 趨勢分量，顯示平穩的週報酬率。分量 c_1 的變化介於 ± 0.04 之間，佔指數變化的 53%，屬於重要的分量。事實上， c_1 分量顯示在週期 2.5 有較高的能量(圖 26)。所以，台灣股票加權平均指數週報酬率，有 2.5 週左右的週期變化出現。

將 IMF 分量依其變化幅度由小到大排列(表 5a) 各種可能干擾項的隨機性檢定顯示 $c_9 + c_{10} + c_{11} + c_{12} + c_7 + c_8 + c_4 + c_5 + c_6 + c_2 + c_3 + c_1$ 具隨機變化(表 5b)。另一方面，將全期資料分割成樣本外的 21 週(2002 年 8 月第 2 週至 2002 年 12 月第 4 週)及其他樣本內資料 其對應之 SRPMSE 為最小者(表 5c)。結果顯示道瓊工業平均指數週報酬率可由 2 個 IMF 分量 c_{13}, c_1 之組合加以配適，前 10 週配適資料即可用於預測下一週之

加權平均指數週報酬率。如此干擾項，將為 $c_9 + c_{10} + c_{11} + c_{12} + c_7 + c_8 + c_4 + c_5 + c_6 + c_2 + c_3$ ，且為非隨機。然而，就道瓊工業指數週報酬率而言， c_{13} 和 c_1 可以視為可靠的訊息(圖 27)。最後 10 個配適值預測下一週報酬率，無法追蹤報酬率走向(圖 28)。而我們預測 2003 年 1 月第一週的道瓊工業平均指數報酬率可能為 0.0035。

4.3 那斯達克指數週報酬率分析

經驗協振分解(EMD)將 1995 年至 2002 年的那斯達克指數週報酬率分解成 11 個本質協振函數(IMF)分量(圖 29)。最後一個分量 c_{12} 為趨勢分量，顯示那斯達克指數週報酬率長期而言在 1995 年至 1998 年 11 月成上升趨勢，之後便呈現下滑趨勢。分量 c_1 的變化介於 ± 0.05 之間，佔指數變化的 33%，屬於重要的分量。 c_1 分量在 2000 年 10 月有週期約 2.5 有較高的能量(圖 30)，之後就不太明顯。同樣的，分量 c_2 的週期變化在 ± 0.05 之間(佔指數變化的 33%)，對應的能量(圖 30)指出分量 c_2 在 2000 年 10 月有 5 週左右的週期現象，之後也不太明顯。所以，那斯達克指數週報酬率，在 2000 年 10 月後沒有明顯的週期現象。

將 IMF 分量依其變化幅度由小到大排列(表 6a) 各種可能干擾項的隨機性檢定顯示 $c_{11} + c_8 + c_{10} + c_9 + c_4 + c_5 + c_6 + c_7 + c_1 + c_2$ 及 $c_{11} + c_8 + c_{10} + c_9 + c_4 + c_5 + c_6 + c_7 + c_1 + c_2 + c_3$ 皆具隨機變化(表 5b)。另一方

面，將全期資料分割成樣本外的 21 週(2002 年 8 月第 2 週至 2002 年 12 月第 4 週)及其他樣本內資料。其對應之 SRPMSE 為最小者(表 5c)。結果顯示那斯達克指數週報酬率可由 5 個 IMF 分量 $c_7, c_1, c_2, c_3, c_{12}$ 之組合加以配適，前 11 週配適資料即可用於預測下一週之加權平均指數週報酬率。如此干擾項，將為 $c_{11} + c_8 + c_{10} + c_9 + c_4 + c_5 + c_6$ ，且為非隨機。然而，就那斯達克指數週報酬率而言， $c_7, c_1, c_2, c_3, c_{12}$ 仍可以視為可靠的訊息(圖 31)。最後 11 個配適值預測下一週報酬率，無法追蹤報酬率走向(圖 32)。而我們預測 2003 年 1 月第一週的台灣加權平均指數報酬率可能為-0.0032。

第五章 結論

我們選取訊號和干擾的方法，在指數和報酬率上明顯有不同的結果。指數上獲得最小 SRPMSE 的重要分量 IMF 組合，對應的不重要 IMF 分量組合滿足隨機性。相反的，報酬率上相對應不重要 IMF 分量組合是非隨機。如此，在報酬率上相對應的不重要 IMF 分量組合還可以是干擾嗎？本文我們應用線性預測函數作預測。指數樣本外預測顯示預測值的趨勢能跟上指數的變化。不過，長期的預測將是一常數。報酬率的樣本外預測，則不像指數的預測，可以追蹤報酬率的變化。IMF 分量的圖形顯示，用非線性預測函數應較線性預測函數適當。本文都是以加總 IMF 後的資料作預測，這使得原本單純的 IMF 分量複雜化。所以，我們可以先對個別的 IMF 分量作預測，如此可能獲得較好預測。

台灣加權股票平均指數和道瓊工業指數兩者的趨勢分量，在 1999 年前都是上升，而 1999 年後也都是下滑現象。就長期來看，台灣加權平均指數和道瓊工業指數是有明顯的相關性。台灣加權平均指數和那斯達克指數，就趨勢分量而言，並沒有明顯的相關性存在。

表 1 台灣加權股票平均指數的 IMF 分量

(a) 依分量之變化量排序重要性

重要性	1	2	3	4	5	6	7
IMF 分量	c_1	c_4	c_5	c_2	c_3	c_6	c_7

(b) 連升降隨機性檢定

累加 IMF 分量	c_1	c_1, c_4	c_1, c_4, c_5	c_1, c_4, c_5, c_2
P 值	0.6127	0.697	0.8762	0.0001

(c) 預測誤差平方根

		k : 累加 IMF 分量個數						
m : 前 期 資 料 個 數		2	3	4	5	6	7	8
	1	584.72	226.67	192.75	176.23	144.93	146.11	183.19
	2	598.98	225.36	204.13	203.61	179.10	188.53	215.94
	3	613.51	226.87	216.76	223.29	207.52	223.32	241.71
	4	628.17	231.42	230.39	238.92	233.07	252.68	263.69
	5	642.86	239.10	244.56	253.50	256.81	278.30	287.04
	6	657.51	249.86	258.76	268.44	279.25	301.13	307.01
	7	672.01	263.53	272.90	284.36	301.18	321.95	326.35
	8	686.29	279.89	287.42	299.61	321.18	339.50	344.46
	9	700.29	298.64	303.52	313.44	338.05	353.44	357.90
10	713.95	319.46	322.63	329.08	354.73	366.98	371.22	

表 2 道瓊工業平均指數的 IMF 分量

(a) 依分量之變化量排序重要性

重要性	1	2	3	4	5	6	7	8
IMF 分量	c_1	c_3	c_6	c_7	c_8	c_2	c_4	c_5

(b) 連升降隨機性檢定

累加 IMF 分量	c_1	$c_1 + c_3$	$c_1 + c_3 + c_6$	$c_1 + c_3 + c_6 + c_7$	$c_1 + c_3 + c_6 + c_7 + c_8$
P 值	0.0268	0.1999	0.0805	0.0805	0.0268

(c) 預測誤差平方根

		k : 累加 IMF 分量個數							
m		2	3	4	5	6	7	8	9
前期資料個數	1	341.09	491.16	314.12	243.51	202.65	166.29	186.29	217.57
	2	338.92	482.34	342.65	274.96	238.27	208.00	260.54	280.43
	3	337.02	473.68	378.77	313.31	277.37	249.90	322.58	336.39
	4	335.42	465.05	411.75	347.10	311.24	286.66	370.43	380.59
	5	334.17	456.41	430.92	366.93	333.36	312.95	399.71	406.93
	6	333.34	447.85	436.02	373.35	344.96	330.31	413.12	418.76
	7	333.02	439.60	433.80	372.76	350.99	343.09	417.08	422.20
	8	333.29	432.03	427.29	367.75	352.98	352.27	414.77	420.44
	9	334.24	425.58	416.62	358.41	351.10	357.96	408.23	413.45
	10	335.96	420.71	403.15	346.91	348.31	363.23	402.28	406.40

表 3 那斯達克指數的 IMF 分量

(a) 依分量之變化量排序重要性

重要性	1	2	3	4	5	6	7	8	9
IMF 分量	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5	c_6	c_7	c_8	c_9

(b) 連升降隨機性檢定

從小能量 IMF 的累加 個數	c_1	$c_1 + c_2$
P 值	0.3512	0.0805

(c) 預測誤差平方根

		k : 累加 IMF 分量個數								
m : 前 期 資 料 個 數		2	3	4	5	6	7	8	9	10
	1	81.36	328.08	120.46	78.98	70.83	71.84	56.58	44.27	46.48
	2	80.41	325.44	123.20	81.45	71.03	70.28	62.27	59.70	60.24
	3	79.68	322.74	125.92	83.88	71.47	68.98	68.23	71.12	70.90
	4	79.15	319.98	128.62	86.24	72.24	68.18	73.99	79.00	77.63
	5	78.80	317.18	131.33	88.54	73.41	68.11	79.19	84.24	82.12
	6	78.62	314.34	134.04	90.77	75.06	68.98	83.62	87.86	85.90
	7	78.60	311.46	136.78	92.96	77.23	70.90	87.18	90.25	88.47
	8	78.73	308.56	139.55	95.13	79.95	73.88	90.02	91.42	89.90
	9	78.98	305.64	142.38	97.32	83.23	77.81	92.47	91.69	90.35
	10	79.36	302.70	145.28	99.58	87.04	82.56	94.95	92.02	90.69

表 4 台灣股票加權平均指數週報酬率的 IMF 分量

(a) 依分量之變化量排序重要性

重要性	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
IMF 分量	c_{11}	c_9	c_7	c_8	c_{10}	c_4	c_5	c_6	c_2	c_3	c_1

(b) 連升降隨機性檢定

從小能量 IMF 的累加 個數	$c_{11} + c_9 + c_7 + c_8 + c_{10} + c_4 + c_5 + c_6 + c_2 + c_3 + c_1$
P 值	0.5333

(c) 預測誤差平方根

		k : 累加 IMF 分量個數								
m : 前 期 資 料 個 數		1	2	3	4	5	6	7	8	9
	1	0.0451	0.0659	0.066	0.0663	0.0622	0.06	0.0589	0.0584	0.0585
	2	0.0451	0.0582	0.0598	0.0634	0.06	0.0581	0.0572	0.0567	0.0568
	3	0.0451	0.0534	0.0563	0.0604	0.0577	0.0561	0.0558	0.055	0.0554
	4	0.0451	0.0502	0.0535	0.0557	0.0535	0.0526	0.053	0.0521	0.0525
	5	0.0451	0.0485	0.0516	0.0516	0.0497	0.0499	0.051	0.0502	0.0505
	6	0.0451	0.0476	0.0502	0.0501	0.0487	0.0498	0.0513	0.0504	0.0507
	7	0.0450	0.046	0.0479	0.0491	0.0482	0.05	0.0515	0.0506	0.0509
	8	0.0450	0.0457	0.0471	0.0491	0.0486	0.051	0.0521	0.0513	0.0516
	9	0.0450	0.0452	0.046	0.0471	0.0471	0.0498	0.0506	0.0498	0.0501
10	0.0450	0.045	0.0456	0.0455	0.0459	0.0488	0.0492	0.0483	0.0486	

表 5 道瓊工業指數週報酬率的 IMF 分量

(a) 依分量之變化量排序重要性

重要性	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
IMF 分量	c_9	c_{10}	c_{11}	c_{12}	c_7	c_8	c_4	c_5	c_6	c_2	c_3	c_1

(b) 連升降隨機性檢定

從小能量 IMF 的累加 個數	$c_9 + c_{10} + c_{11} + c_{12} + c_7 + c_8 + c_4 + c_5 + c_6 + c_2 + c_3 + c_1$
P 值	0.1999

(c) 預測誤差平方根

		k：累加 IMF 分量個數								
m : 前 期 資 料 個 數		1	2	3	4	5	6	7	8	9
	1	0.269	0.0328	0.03	0.0299	0.03	0.03	0.0315	0.0307	0.0318
	2	0.269	0.0299	0.0275	0.0295	0.0294	0.0293	0.0314	0.0307	0.0317
	3	0.269	0.029	0.0281	0.0308	0.0304	0.0303	0.0331	0.0323	0.0334
	4	0.269	0.0282	0.0289	0.0306	0.0301	0.03	0.0331	0.0325	0.0333
	5	0.269	0.0275	0.0295	0.0301	0.0297	0.0296	0.0328	0.0325	0.0329
	6	0.269	0.0273	0.0298	0.0298	0.0294	0.0293	0.0324	0.0323	0.0324
	7	0.269	0.027	0.0293	0.0296	0.029	0.029	0.0318	0.0317	0.0318
	8	0.269	0.0274	0.0291	0.0299	0.0293	0.0293	0.0316	0.0316	0.0316
	9	0.269	0.0272	0.0281	0.0292	0.0285	0.0285	0.0303	0.0304	0.0303
	10	0.269	0.0268	0.0271	0.0278	0.027	0.0271	0.0284	0.0285	0.0283

表 6 那斯達克指數週報酬率的 IMF 分量

(a) 依分量之變化量排序重要性

重要性	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
IMF 分量	c_{11}	c_8	c_{10}	c_9	c_4	c_5	c_6	c_7	c_1	c_2	c_3

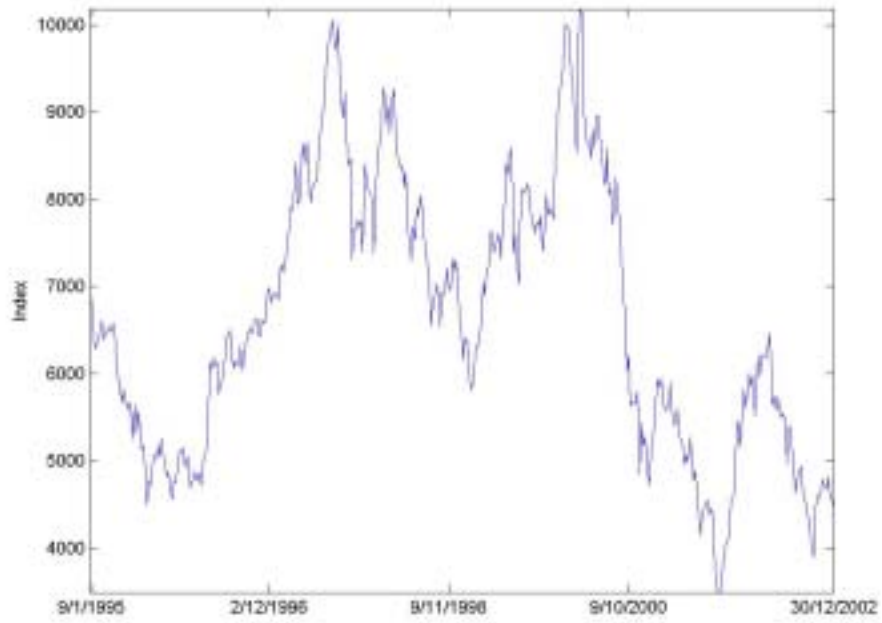
(b) 連升降隨機性檢定

從小能量 IMF 的累加個數	$c_{11} + c_8 + c_{10} + c_9 + c_4 + c_5 + c_6 + c_7 + c_1 + c_2$
P 值	0.1999
從小能量 IMF 的累加個數	$c_{11} + c_8 + c_{10} + c_9 + c_4 + c_5 + c_6 + c_7 + c_1 + c_2$
P 值	0.5601

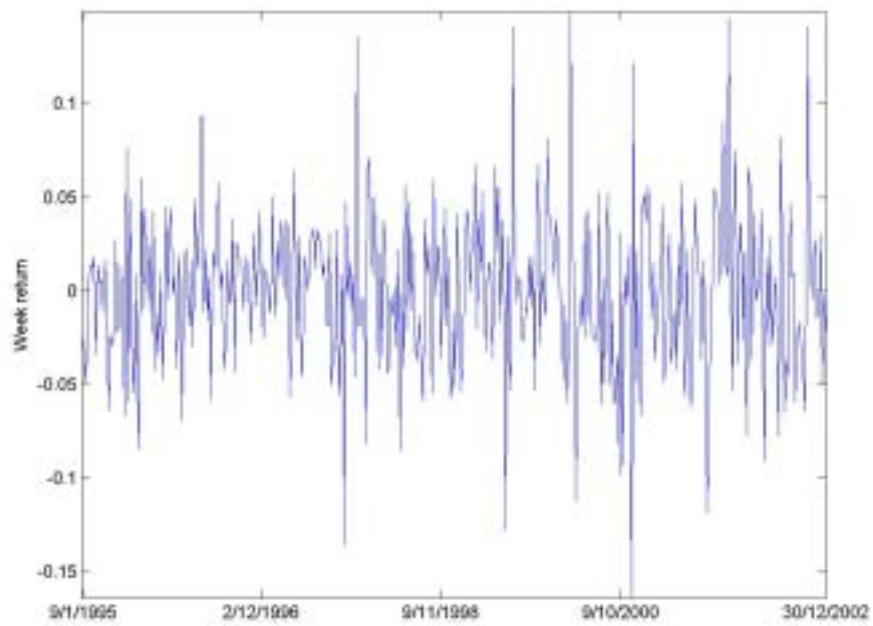
(c) 預測誤差平方根

		k : 累加 IMF 分量個數									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	
前期資料個數	m	6	0.0387	0.0417	0.0402	0.0417	0.0405	0.0405	0.0395	0.0428	0.0425
	:	7	0.0387	0.0412	0.0406	0.0413	0.0398	0.0398	0.0394	0.0427	0.0425
	:	8	0.0387	0.0405	0.0406	0.0412	0.0394	0.0395	0.0395	0.0427	0.0426
	:	9	0.0387	0.0399	0.0397	0.0397	0.0377	0.0378	0.0384	0.0413	0.0414
	:	10	0.0387	0.0394	0.0384	0.038	0.0356	0.036	0.0369	0.0395	0.0396
	:	11	0.0387	0.0390	0.0380	0.0378	0.0352	0.0358	0.037	0.0388	0.0392
	:	12	0.0387	0.0387	0.0385	0.0382	0.0355	0.0364	0.0377	0.0386	0.0391
	:	13	0.0387	0.0386	0.0386	0.0383	0.0356	0.0365	0.0378	0.038	0.0386
	:	14	0.0387	0.0388	0.0384	0.0384	0.0352	0.0363	0.0377	0.0373	0.0381

(a) 加權平均指數

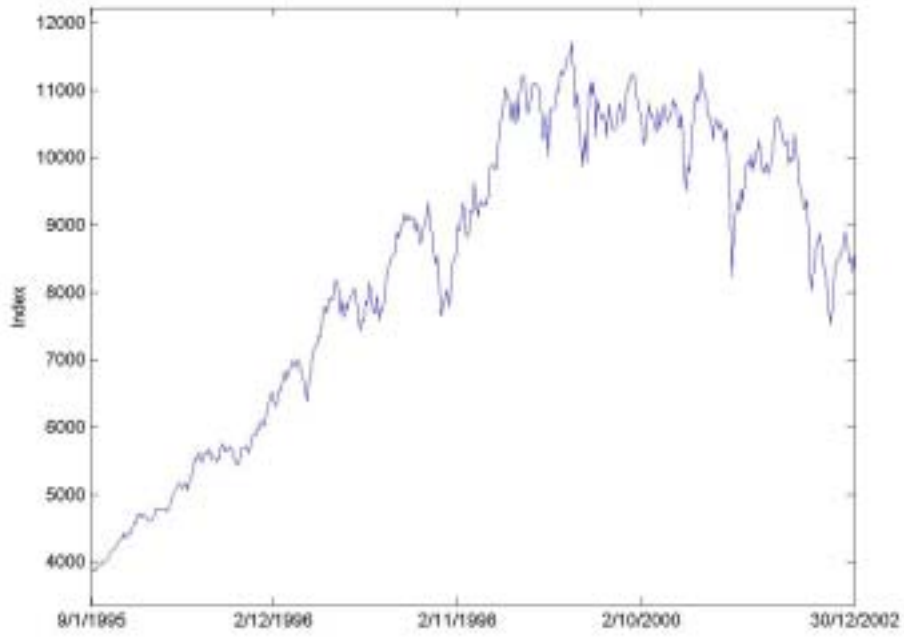


(b) 加權平均指數報酬率



■ 1. 1995 年第二週到 2002 年最後一週的台灣股票變化

(a) 加權平均指數



(b) 加權平均指數報酬率

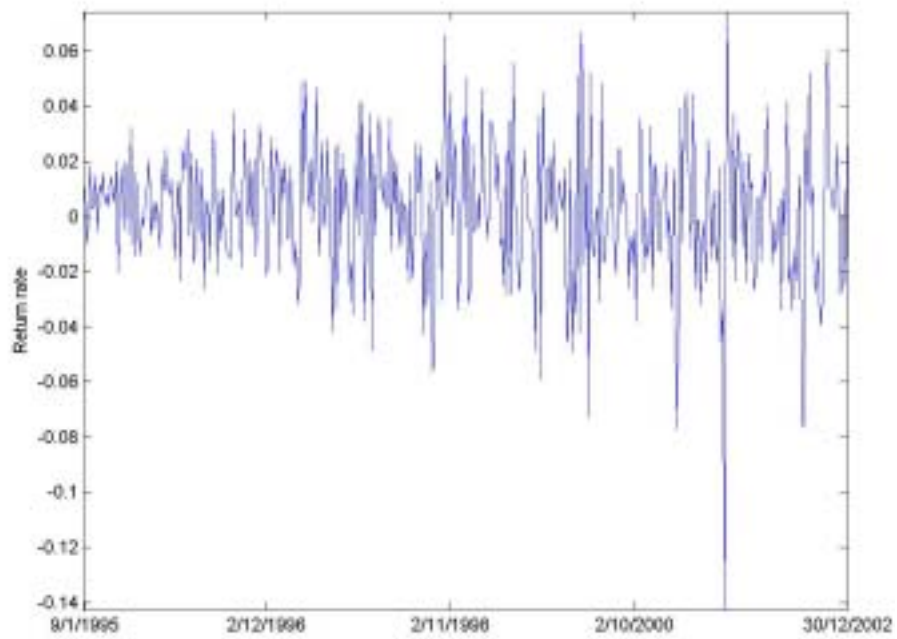
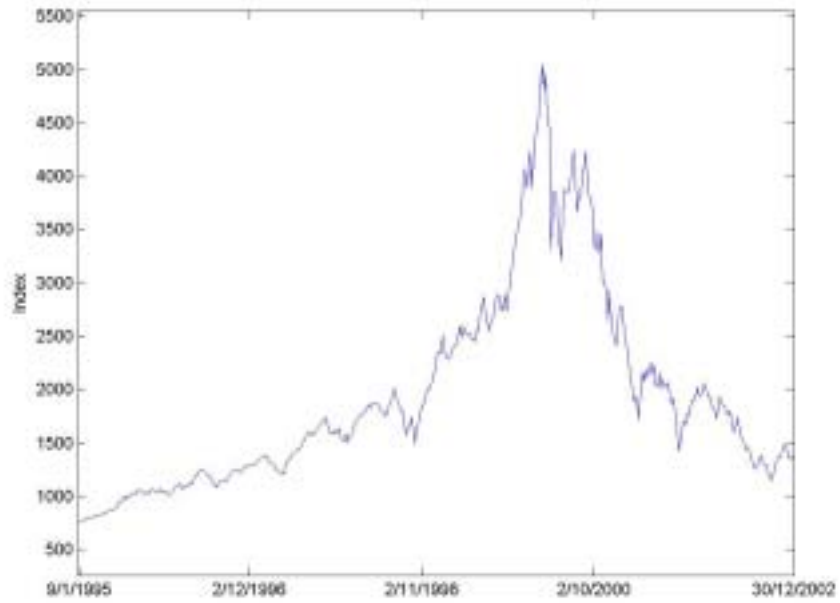
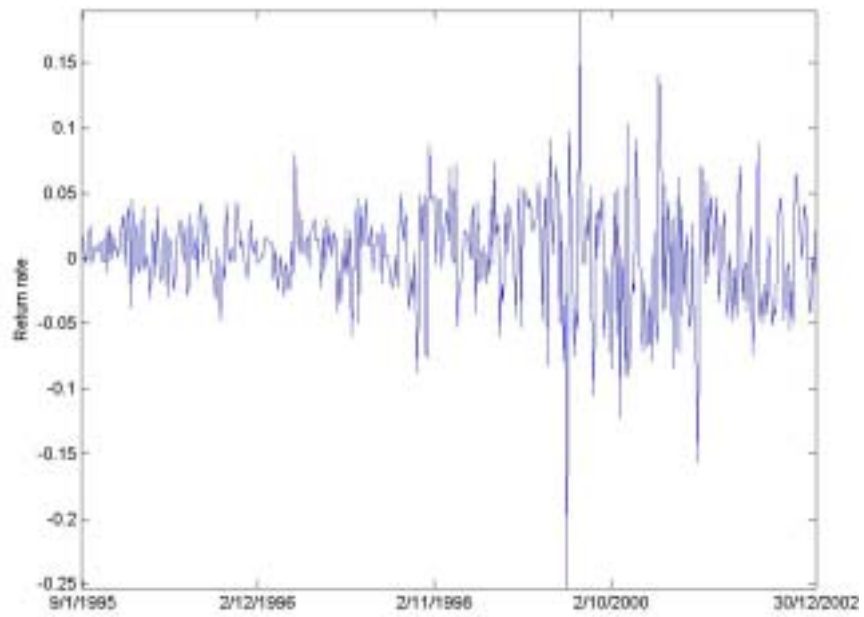


圖 2. 1995 年第二週到 2002 年最後一週的道瓊工業股票變化

(a) 加權平均指數

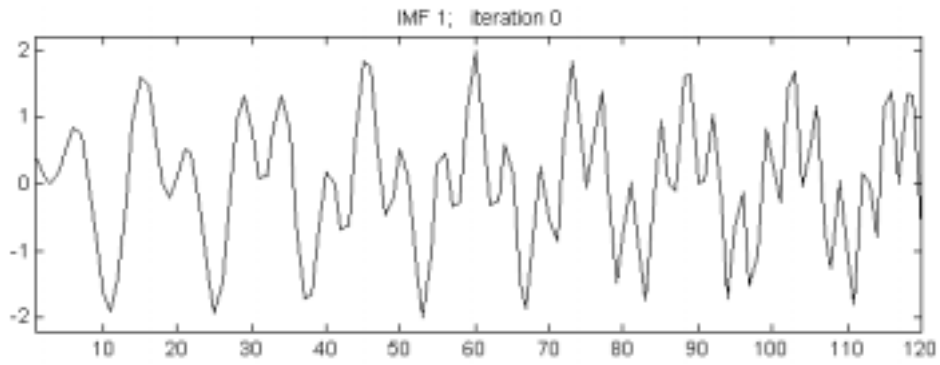


(b) 加權平均指數報酬率

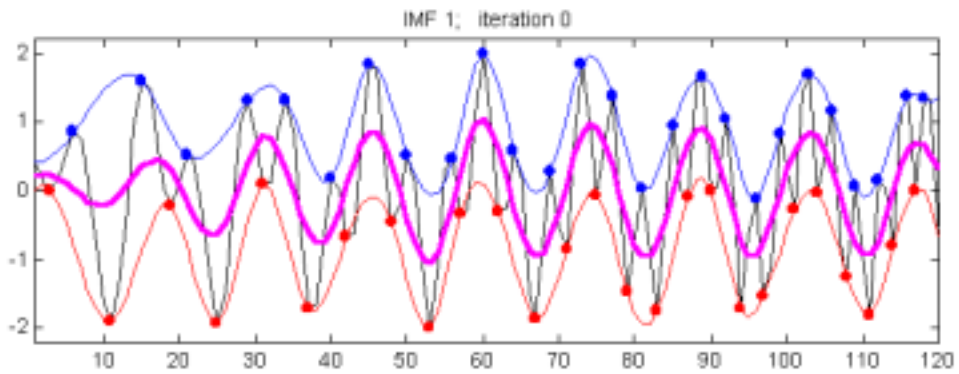


■ 3.1995 年第二週到 2002 年最後一週的那斯達克股票變化

(a) 原始資料



(b) 經驗協振分解



(c) 原始資料和 $m_1(t)$ 的差

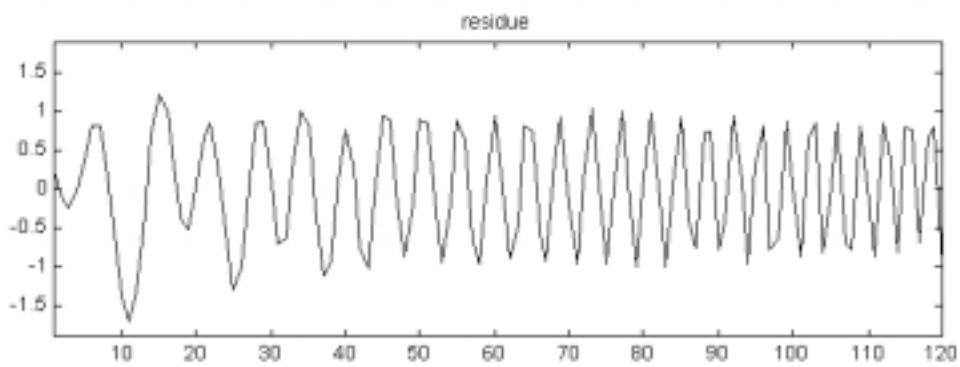


圖 4. 樂器聲音的 HHT 分解說明。(a) 為原始資料；(b) 原始資料為黑線，上封包為藍線，下封包為紅線，均數為粉紅線，即為 $m_1(t)$ ；(c) 則為原始資料和 $m_1(t)$ 的差。

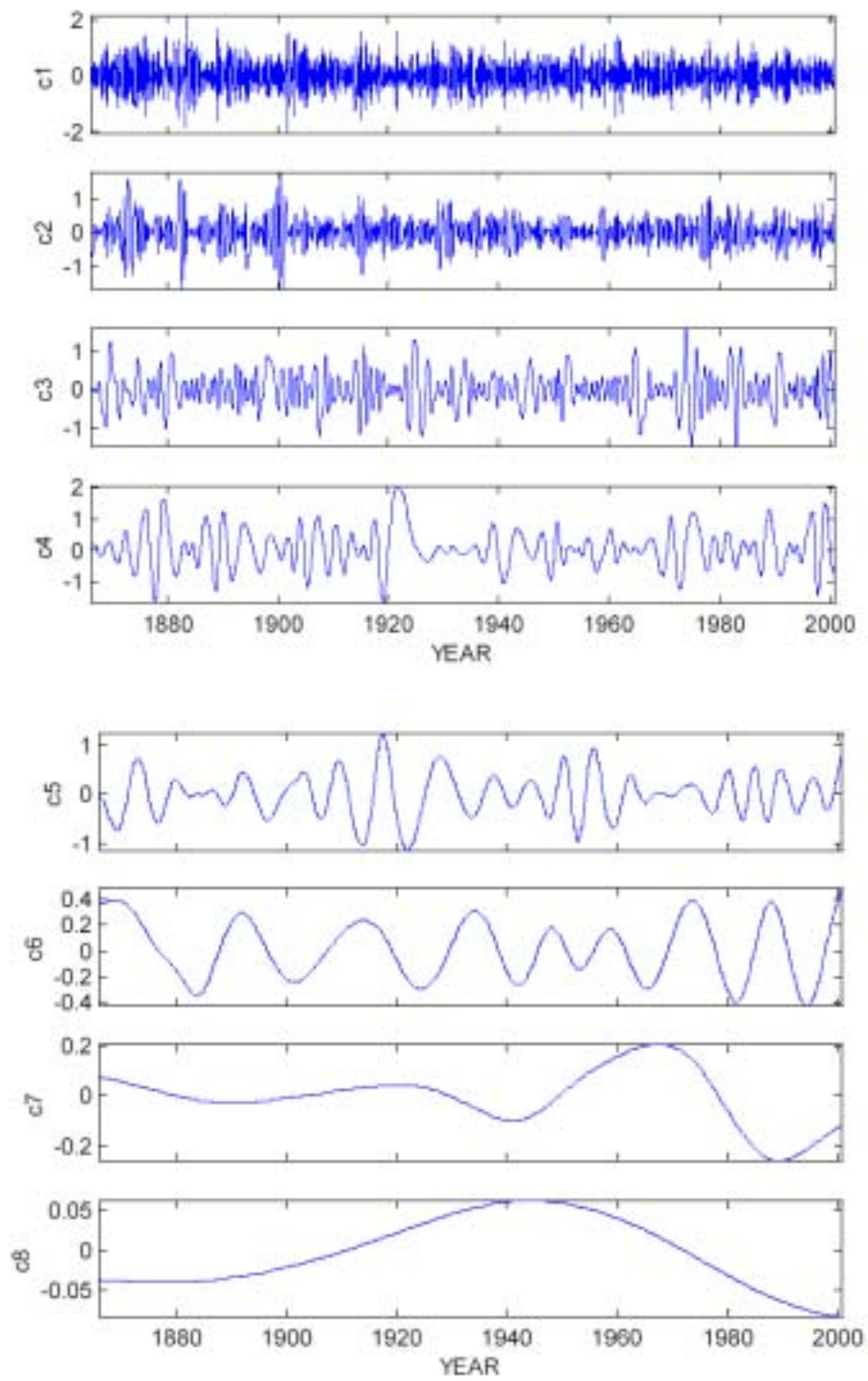
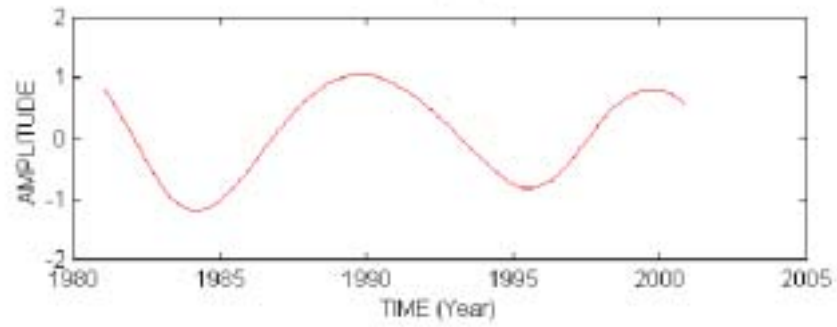


圖 5. 南方震盪指數的 8 個 IMF 分量(Salisbury & Wimbush , 2002)

(a)



(b)

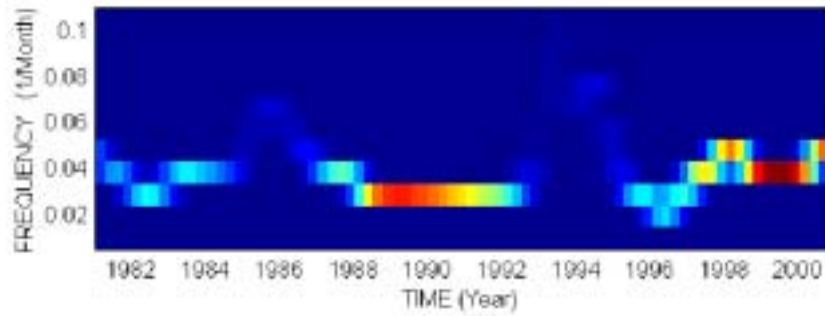


圖 6. 南方震盪指數(SOI)在 1980 年至 2001 年之間的(a)第 4 個 IMF 分量及(b) Hilbert 頻譜

(Salisbury & Wimbush , 2002)

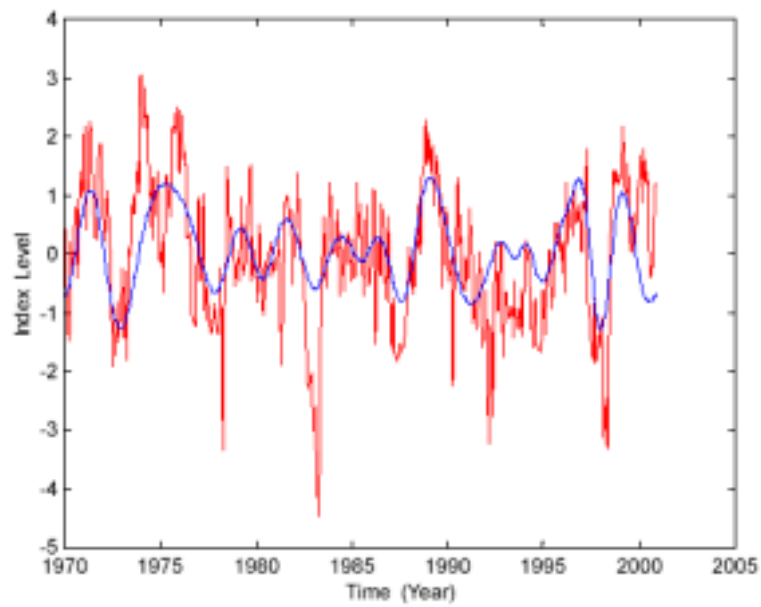


圖 7. 1970 年 1 月到 2000 年 10 月的南方震盪指數(紅) , 及第 4 個 IMF 分量(藍)

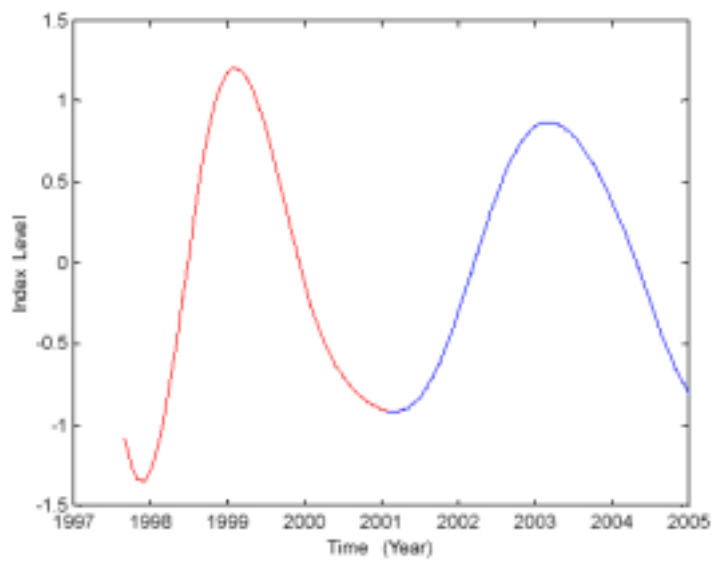


圖 8. 1866 年 1 月到 2000 年 12 月 EMD 解的 IMF4 分量(紅), 48 個月(2001-2004)的 IMF4 分量的預測(藍)

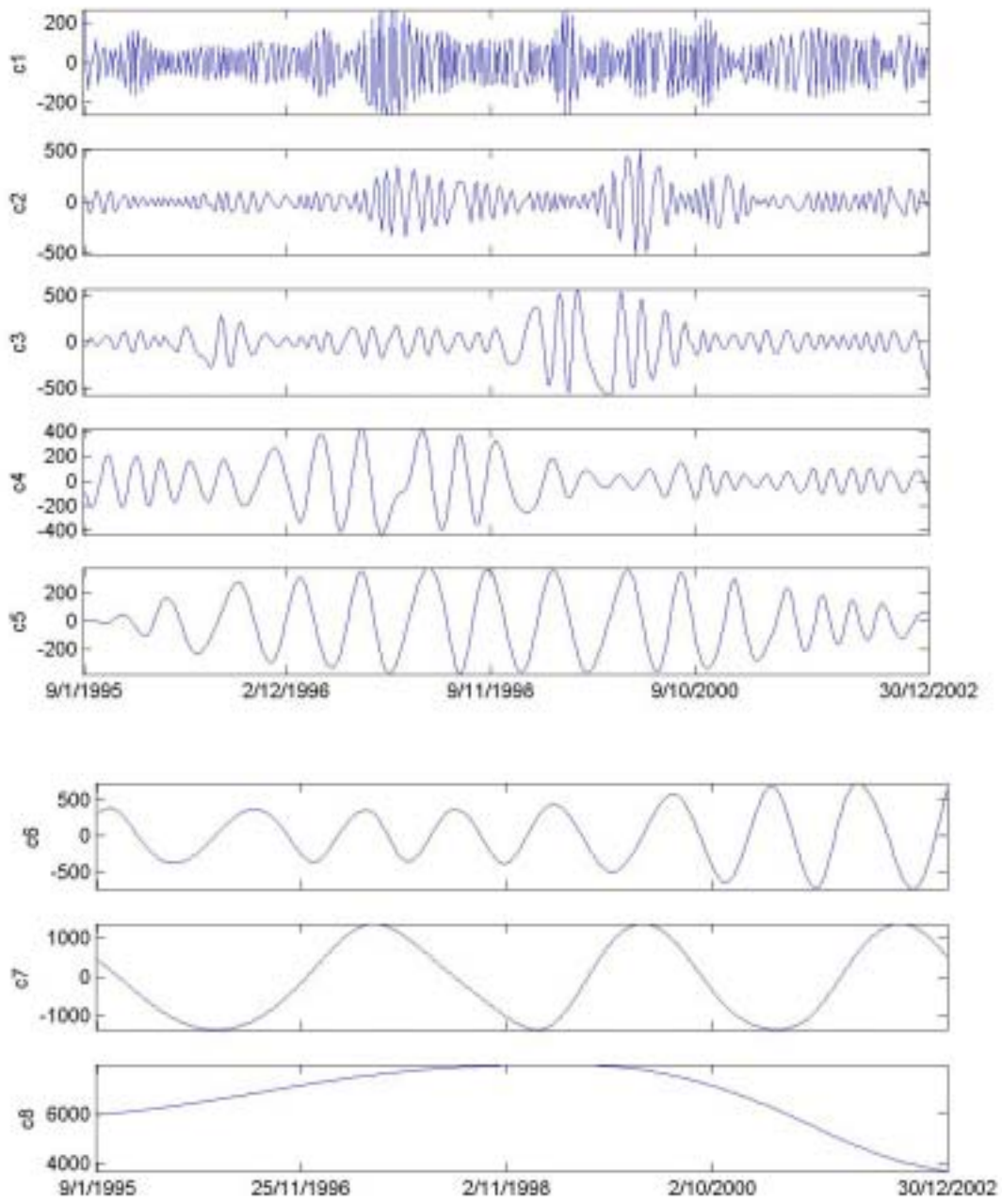
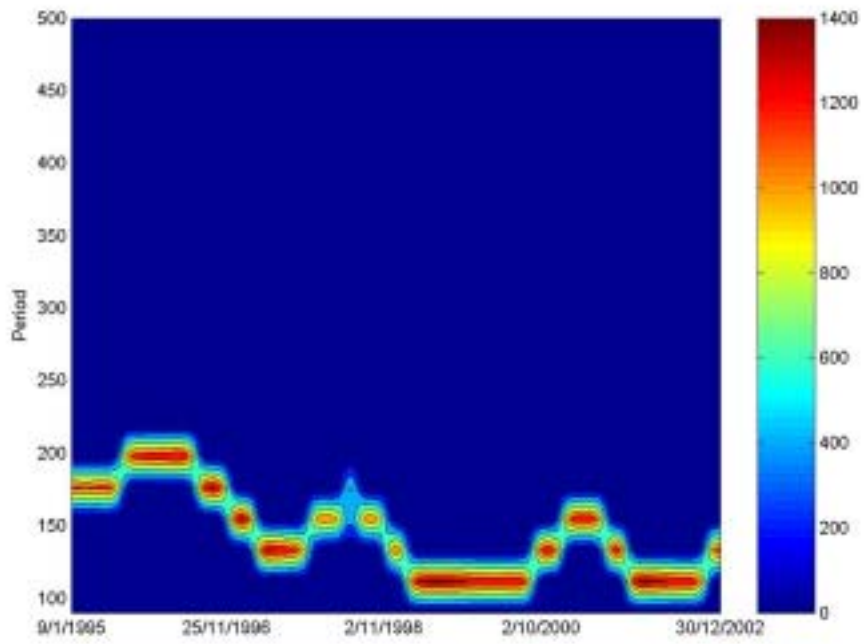


圖 9. 台灣加權平均指數的 7 個 IMF 分量及趨勢分量

(a)



(b)

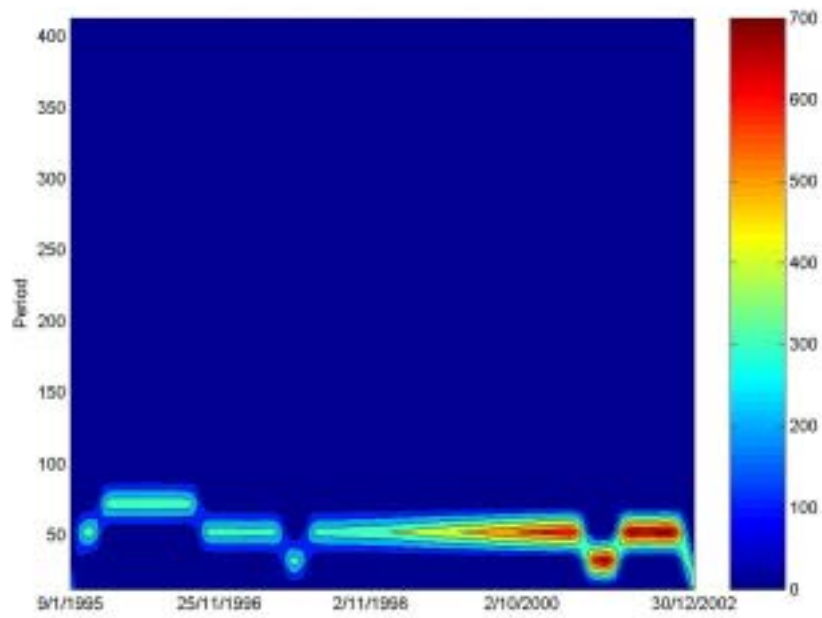


圖 10 台灣加權平均指數(a) c_7 及(b) c_6 分量的希伯特能量圖

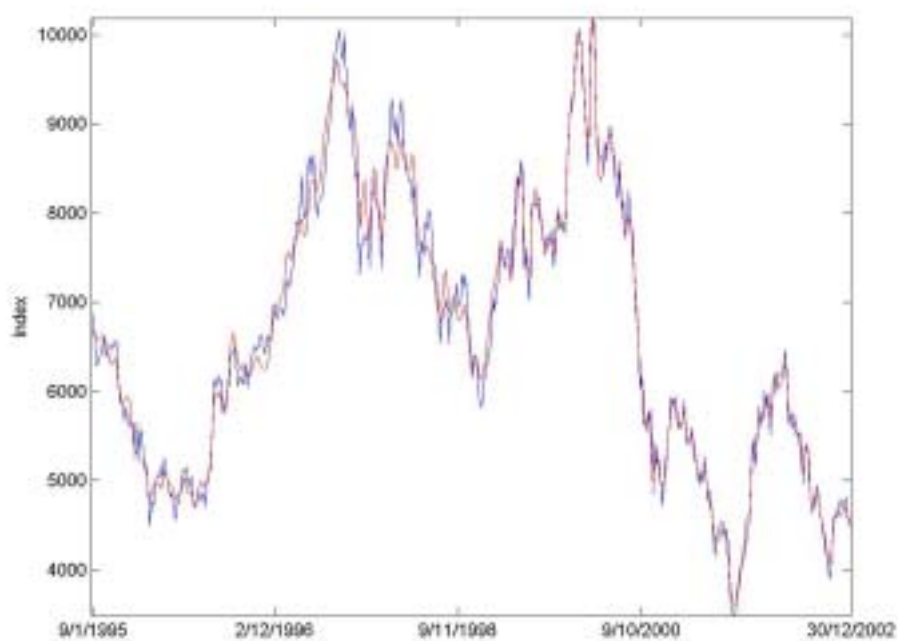


圖 11 台灣股票加權平均指數(藍), 及其 6 個 IMF 分量($c_5, c_2, c_3, c_6, c_7, c_8$)的組合(紅)

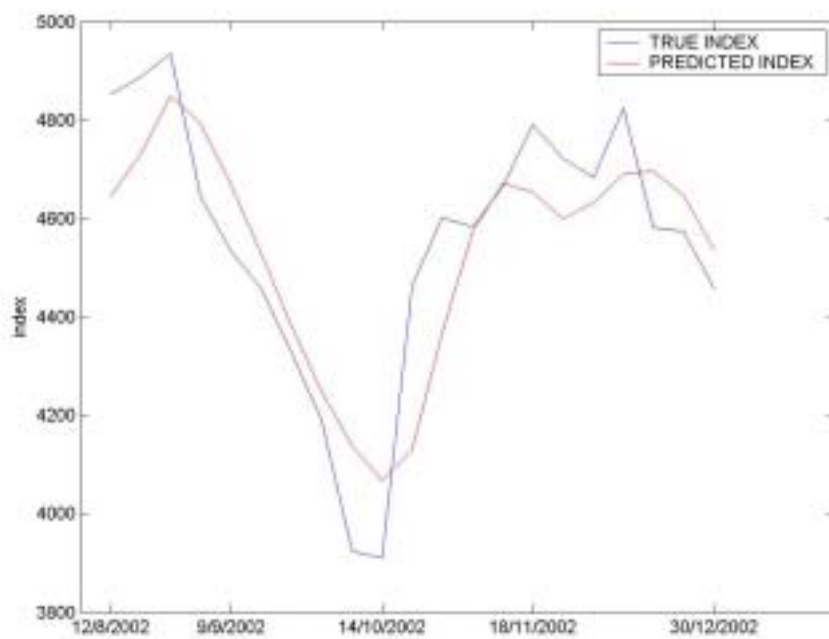


圖 12 台灣加權平均指數中以最後一個配適值預測下一週資料(2002 年 8 月第二週至 2002 年第 4 週)趨勢

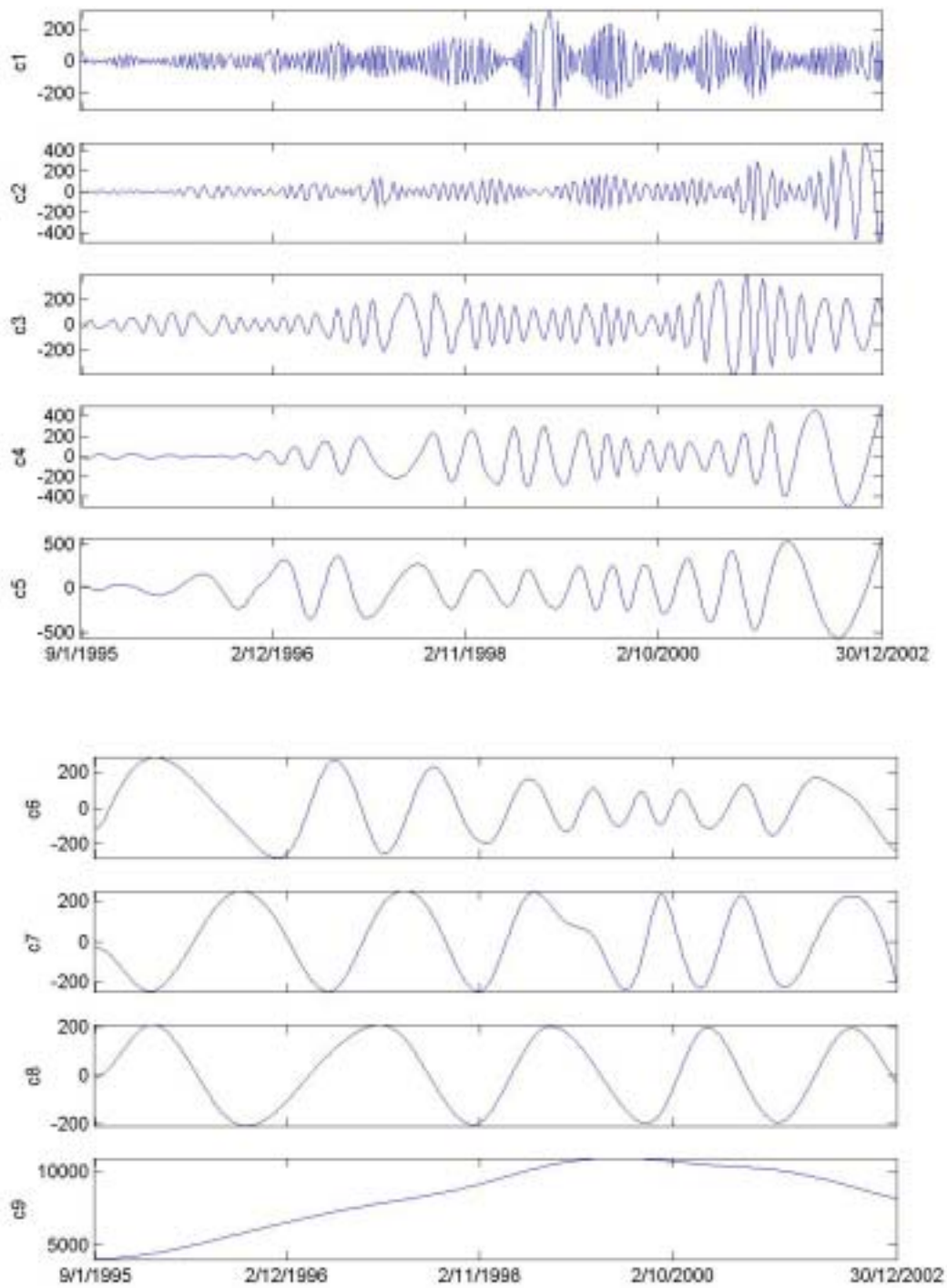


圖 13.道瓊工業指數的 8 個 IMF 分量及趨勢分量

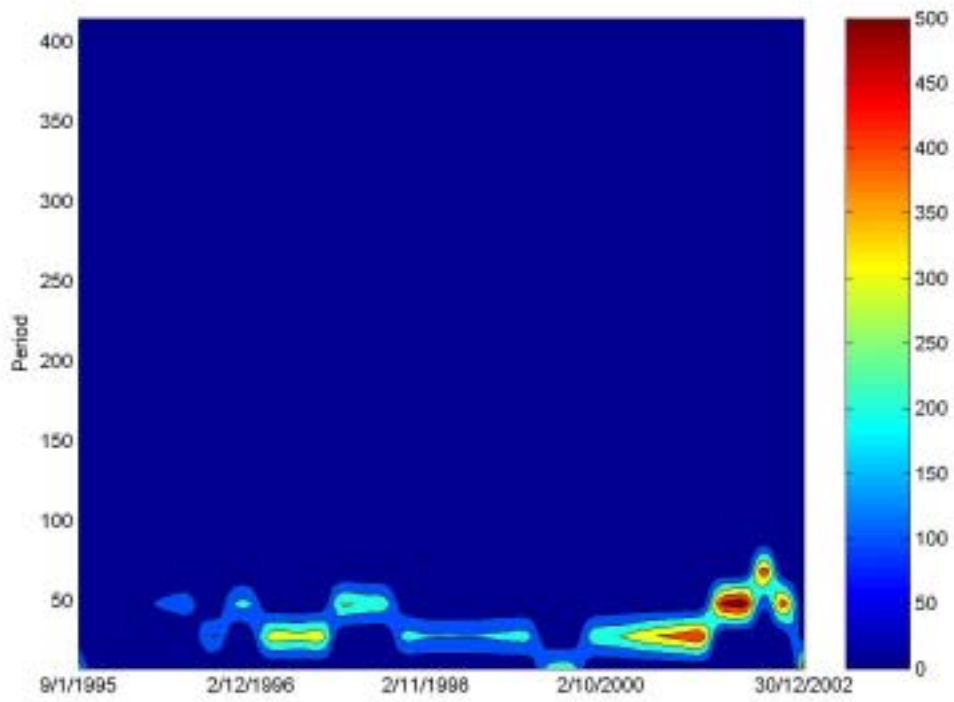


圖 14 道瓊工業指數 c_5 分量的希伯特能量圖

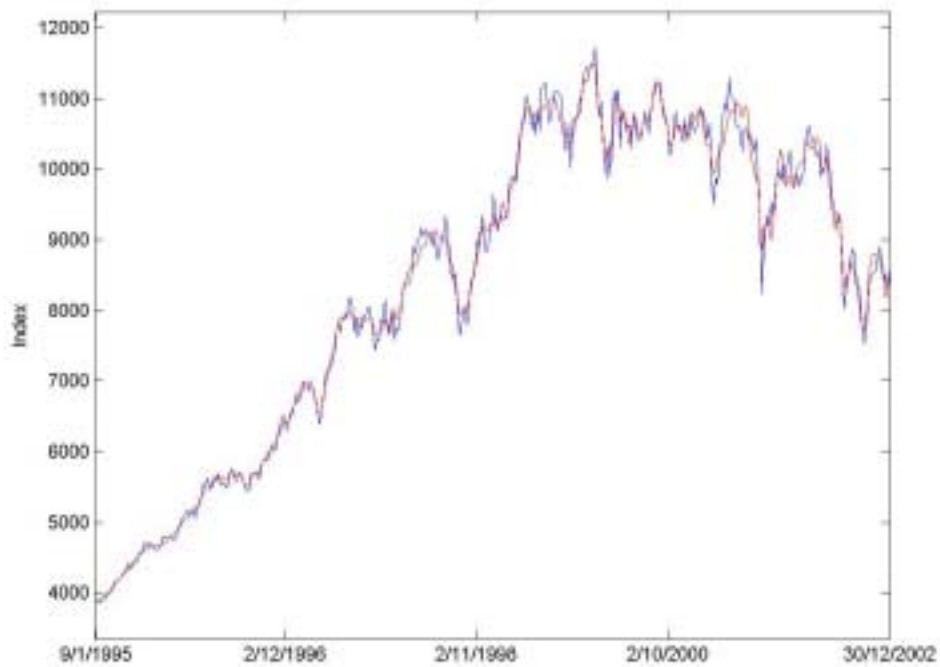


圖 15 道瓊工業平均指數(藍), 及其 7 個 IMF 分量($c_6, c_7, c_8, c_2, c_4, c_5, c_9$) 的組合(紅)

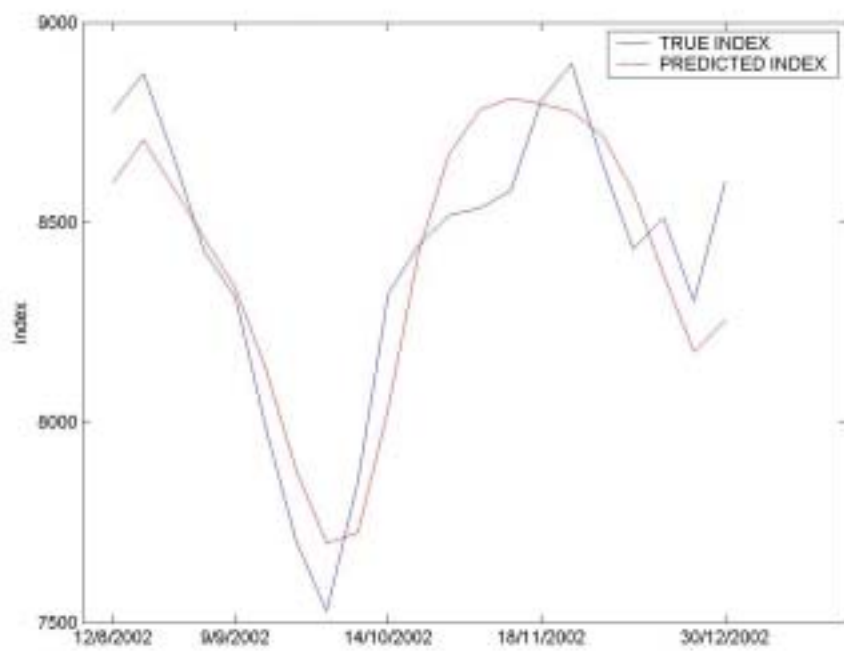


圖 16 道瓊工業指數中以最後一個配適值預測下一週資料(2002 年 8 月第二週至 2002 年第 4 週)趨勢

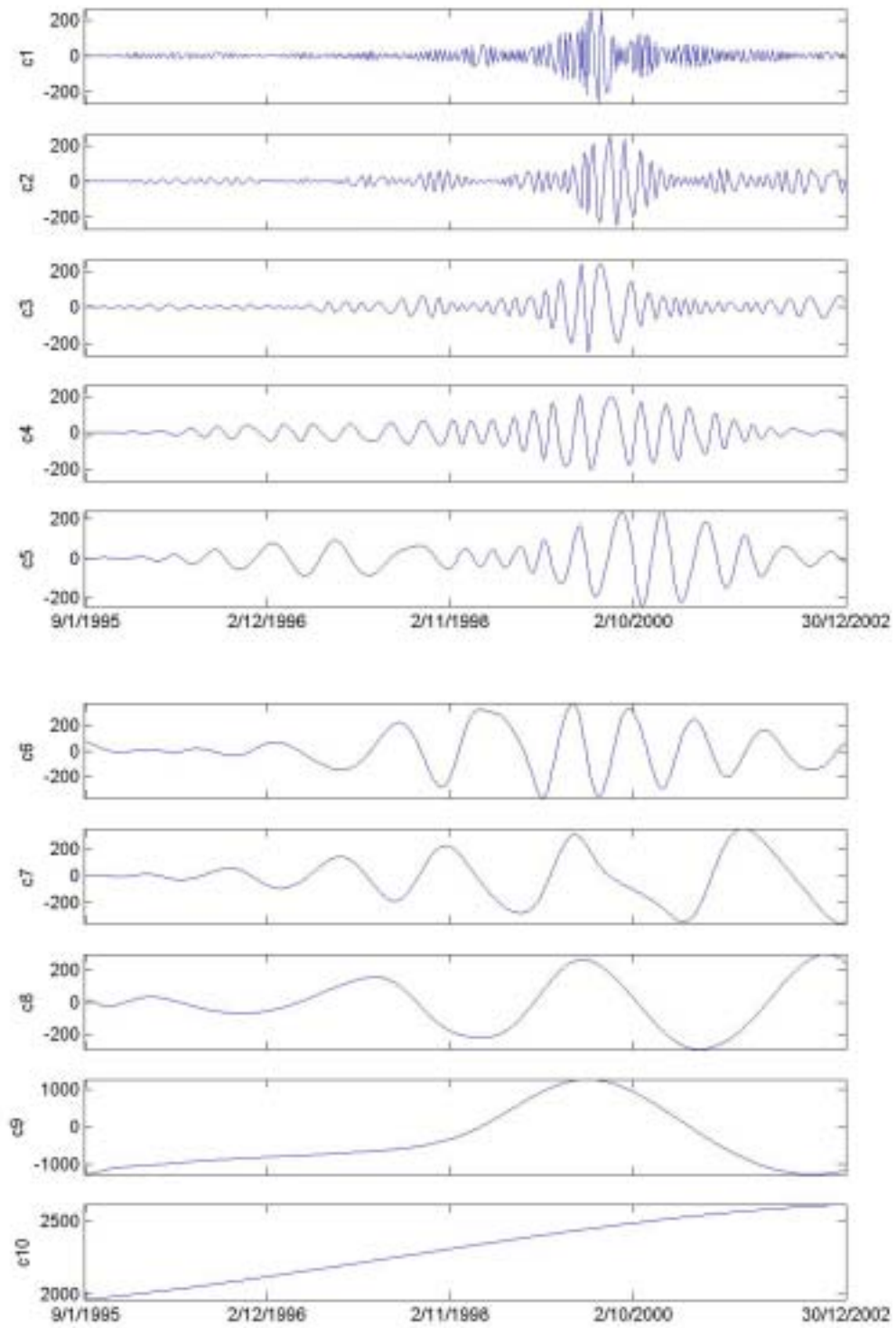


圖 17. 那斯達克指數的 9 個 IMF 分量及趨勢分量

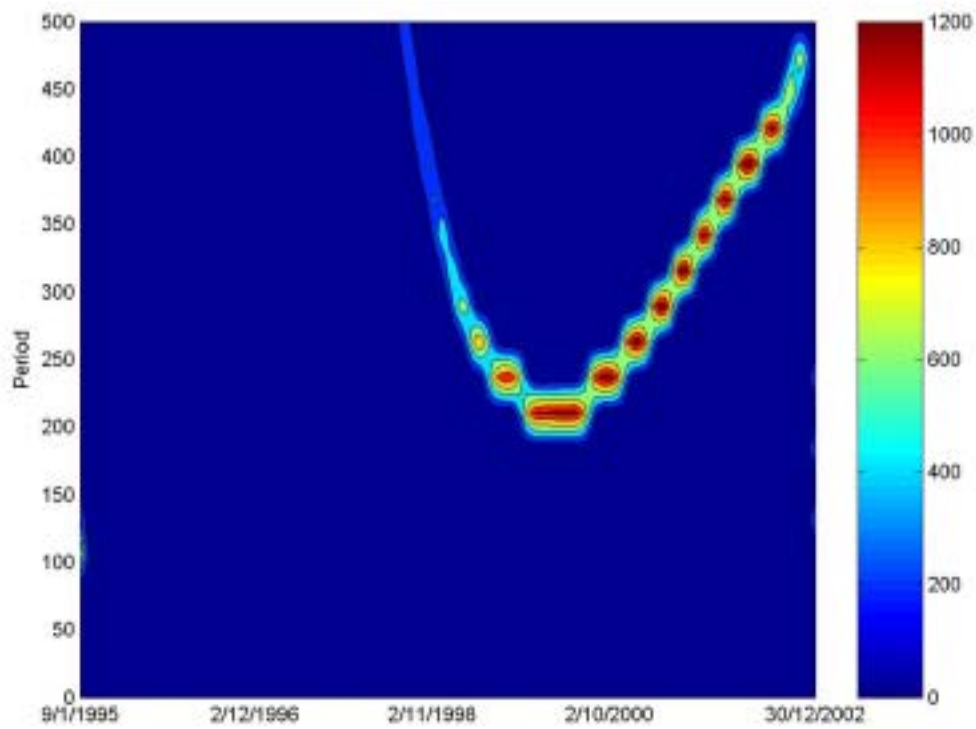


圖 18 那斯達克指數指數的 c_9 分量的希伯特能量圖

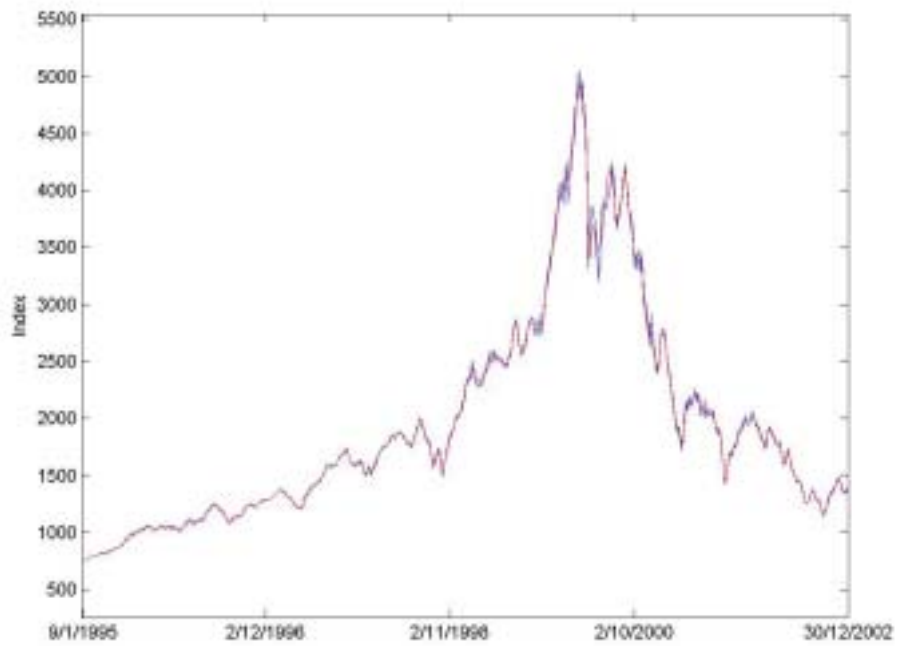


圖 19 那斯達克指數(藍) , 及其 9 個 IMF 分量($c_2, c_3, c_4, c_5, c_6, c_7, c_8, c_9, c_{10}$) 的組合(紅)

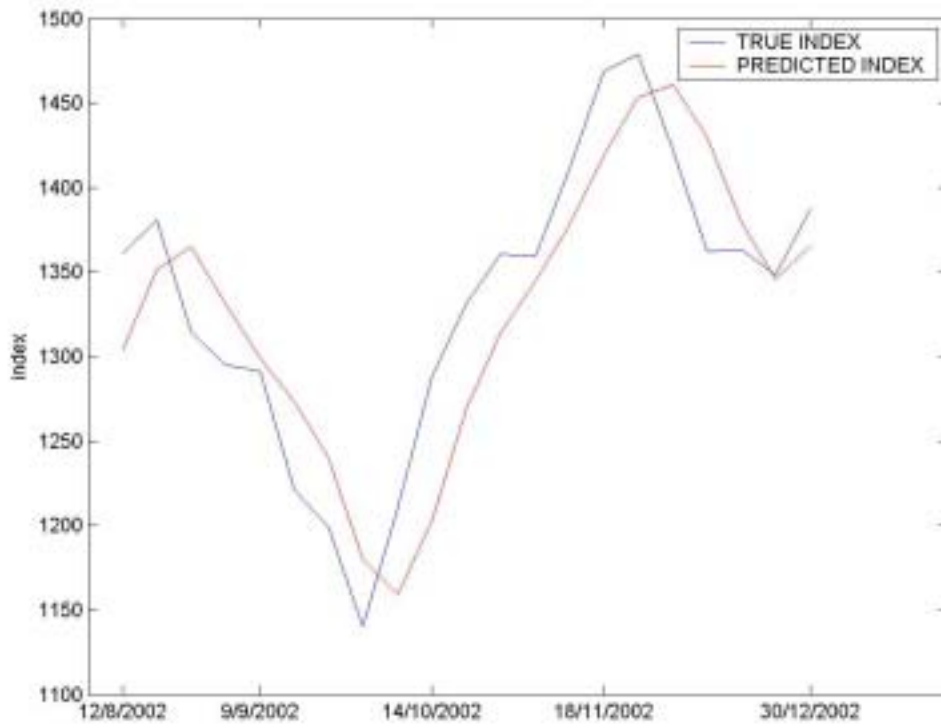
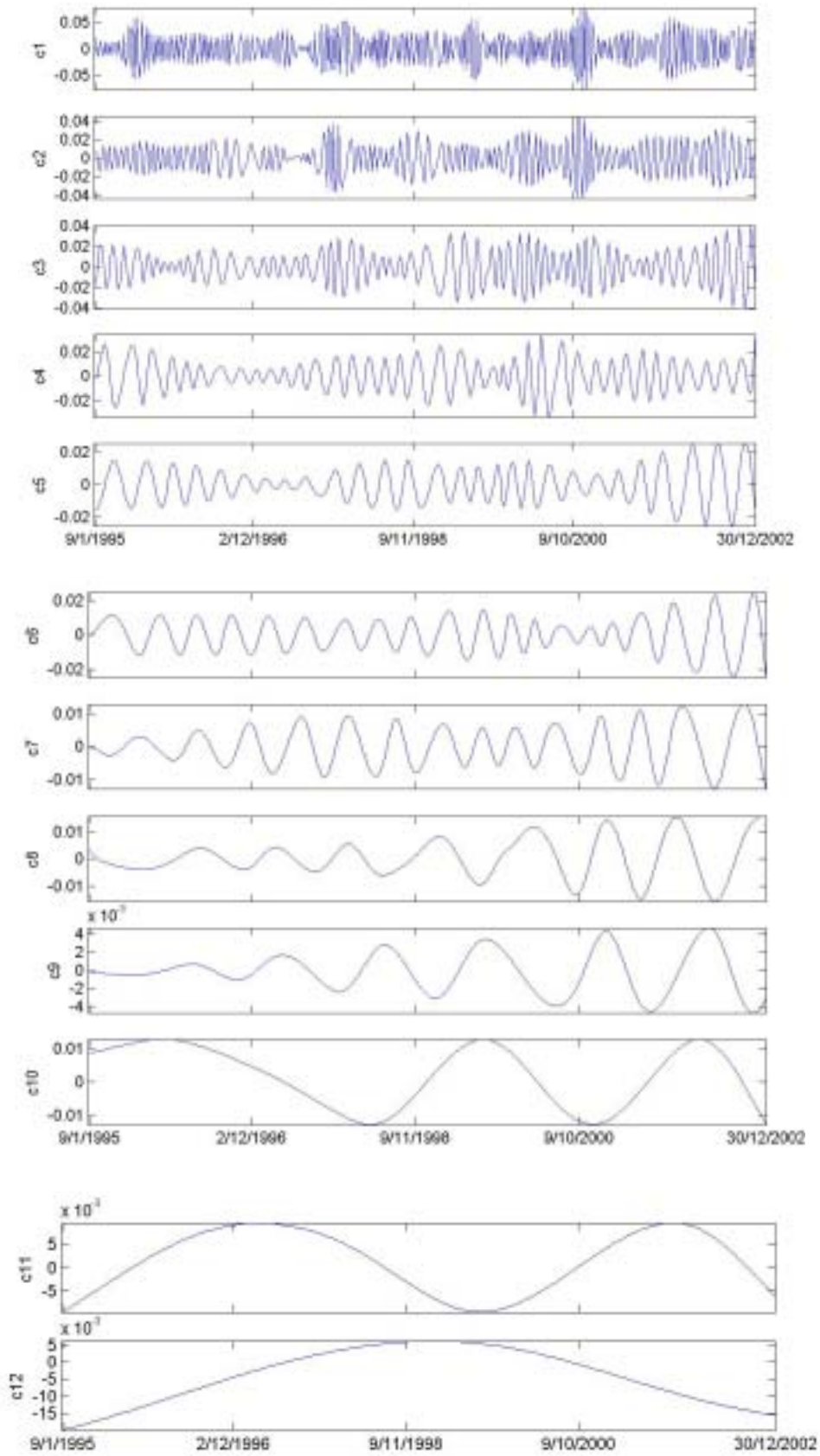
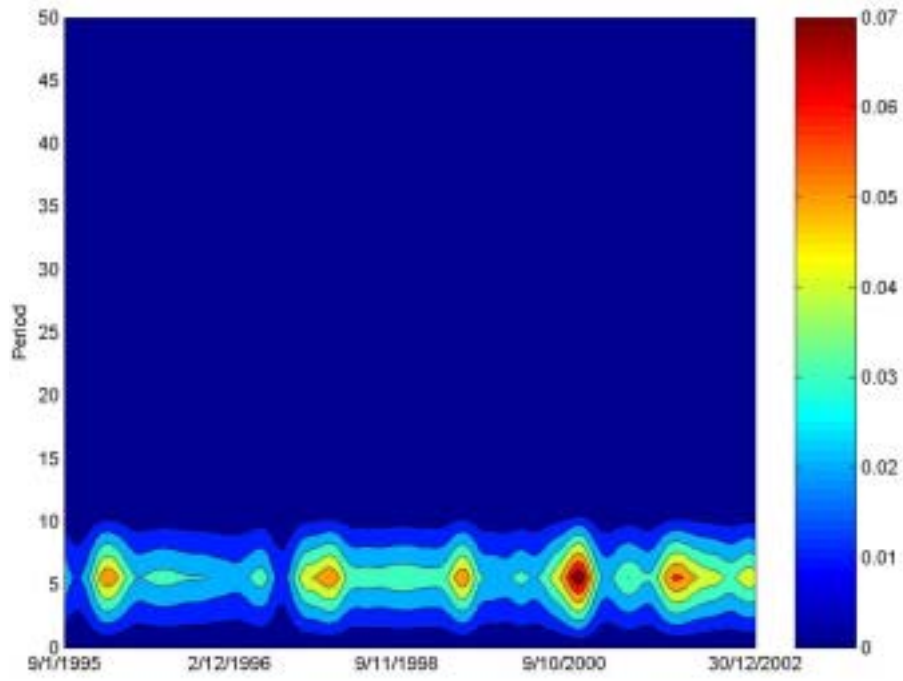


圖 20 那斯達克指數中以最後一個配適值預測下一週資料(2002 年 8 月第二週至 2002 年第 4 週)趨勢



■ 21. 台灣加權平均指數週報酬率的 11 個 IMF 分量及趨勢分量

(a)



(b)

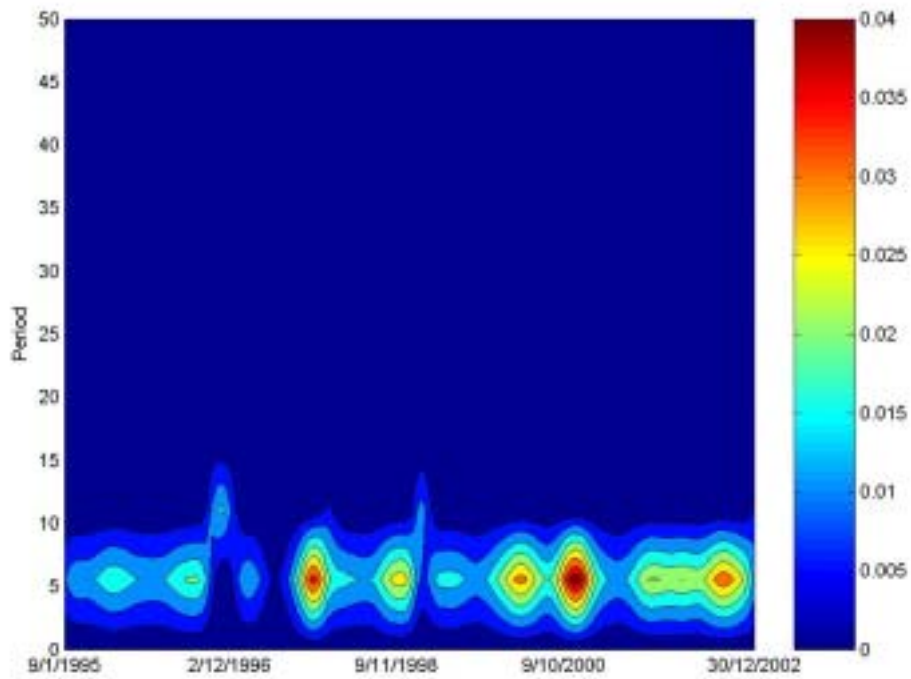


圖 22 台灣加權平均指數週報酬率(a) c_1 及(b) c_2 分量的希伯特能量圖

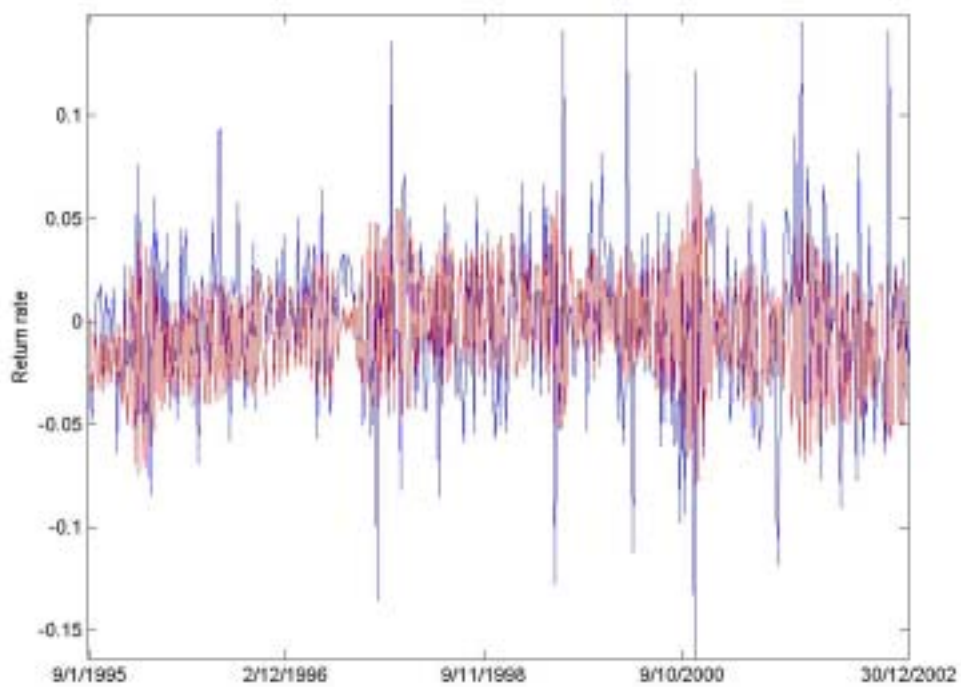


圖 23 台灣加權平均指數週報酬率(藍) , 及其 IMF 分量(c_{12}, c_1)的組合(紅)

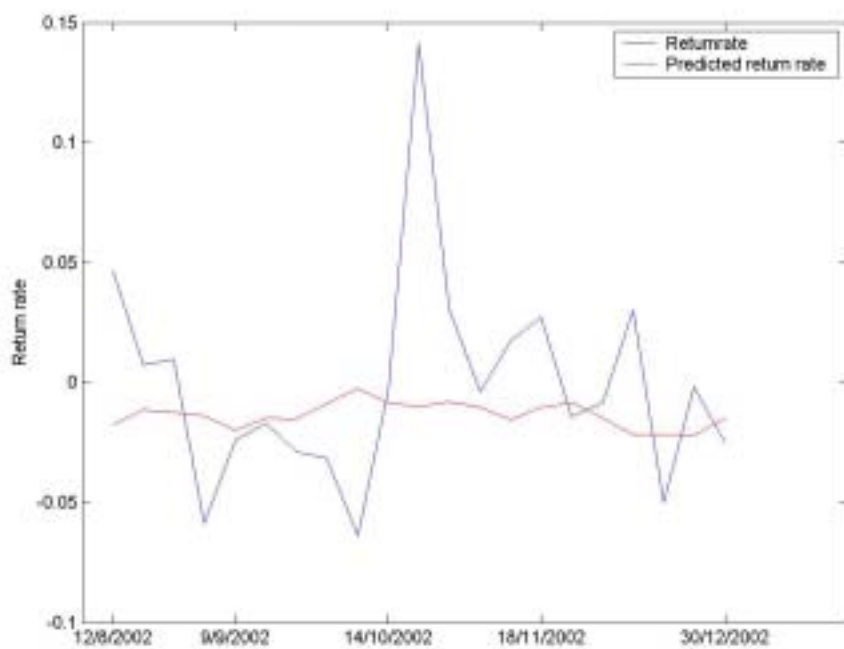
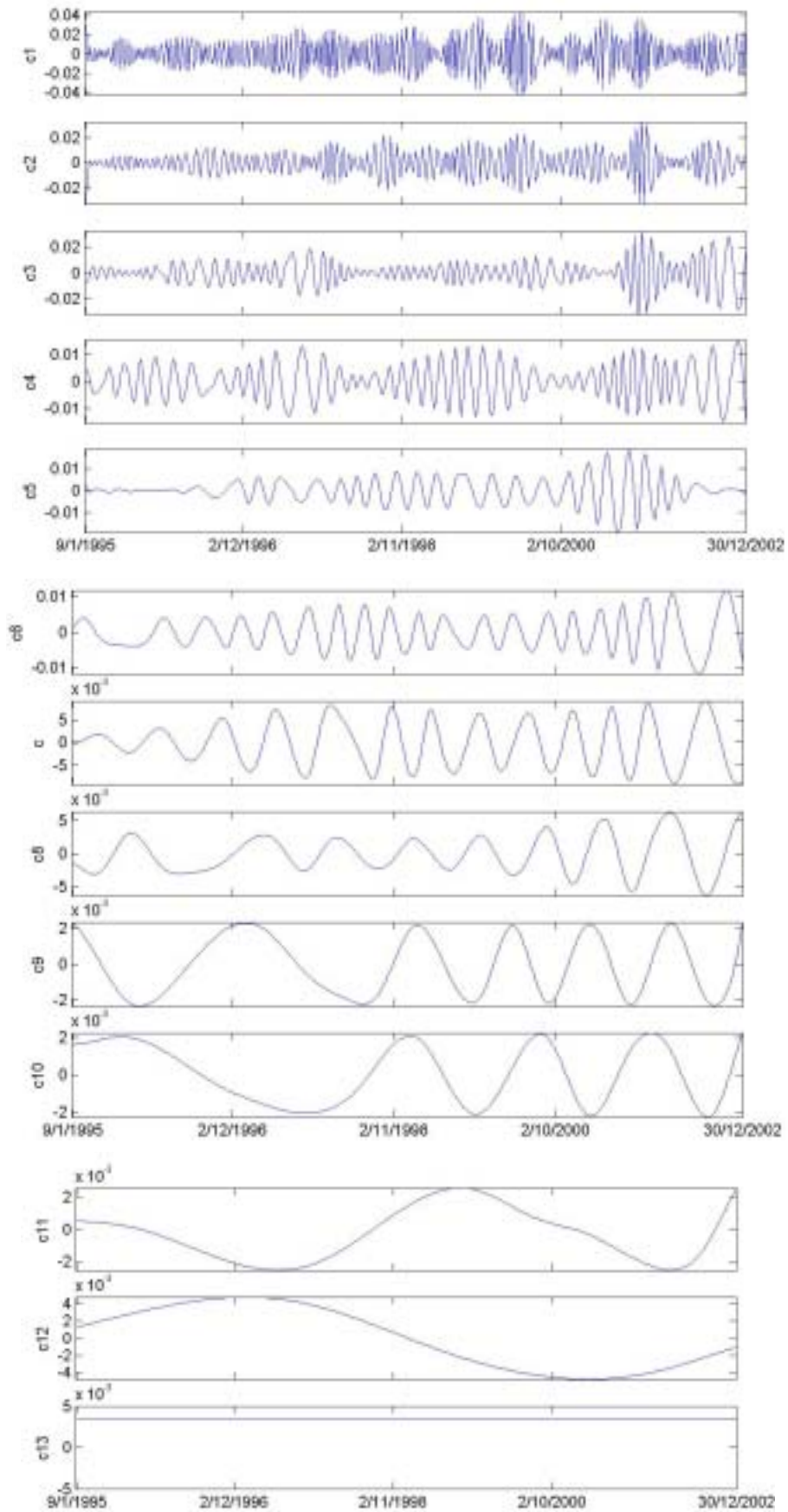


圖 24 台灣加權平均指數週報酬率中以最後 10 個配適值預測下一週資料(2002 年 8 月第二週至 2002 年第 4 週)趨勢



■ 25. 道瓊工業指數週報酬率的 12 個 IMF 分量及趨勢分量

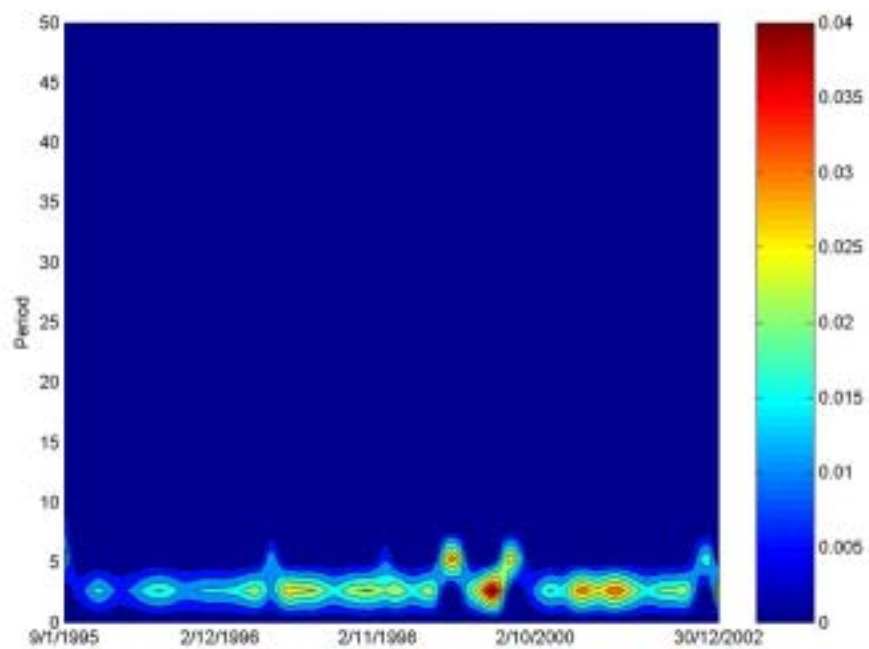


圖 26 道瓊工業指數週報酬率 c_1 分量的希伯特能量圖

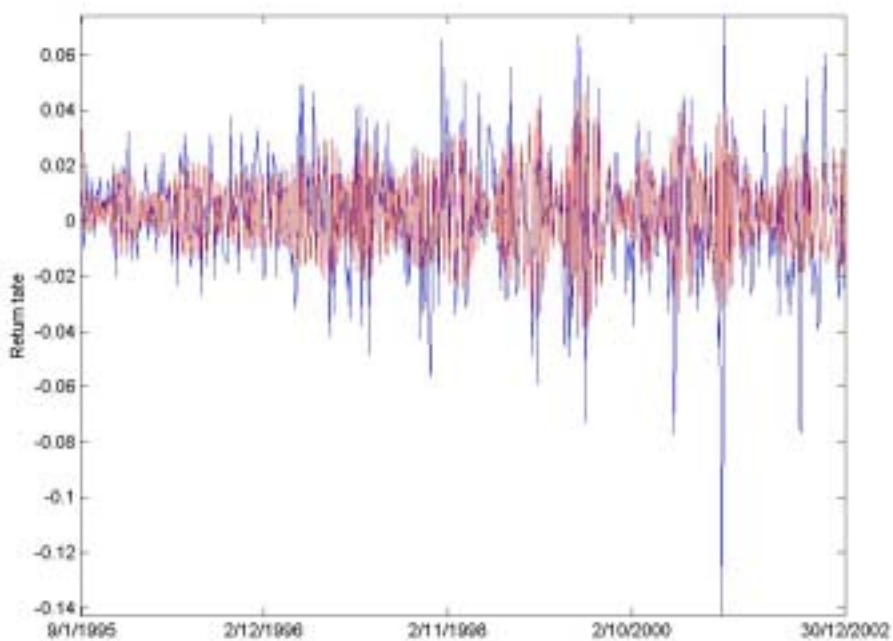


圖 27 道瓊工業平均指數週報酬率(藍) , 及其 IMF 分量(c_{13}, c_1)分量的組合(紅)

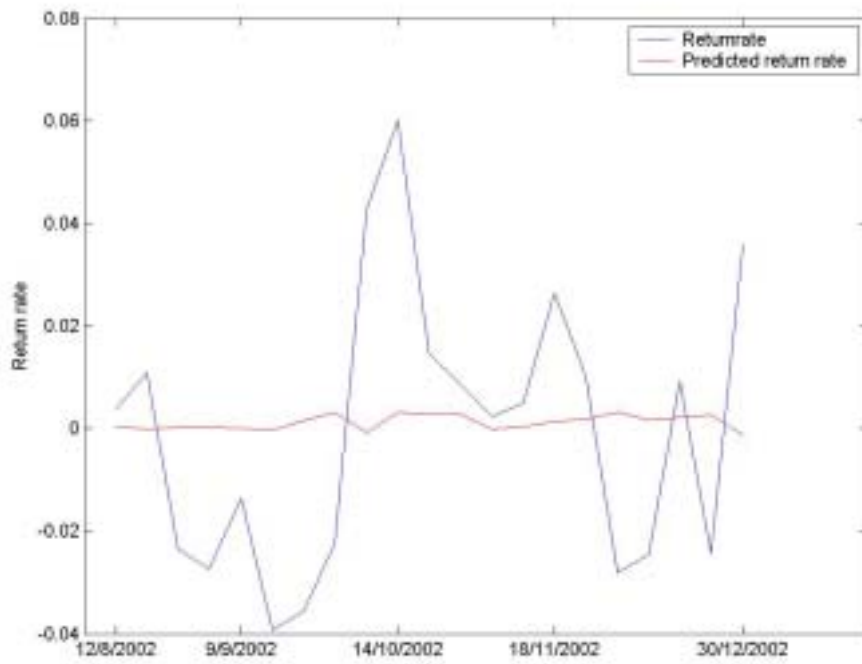


圖 28 道瓊工業指數週報酬率中以最後 10 個配適值預測下一週資料(2002 年 8 月第二週至 2002 年第 4 週)趨勢

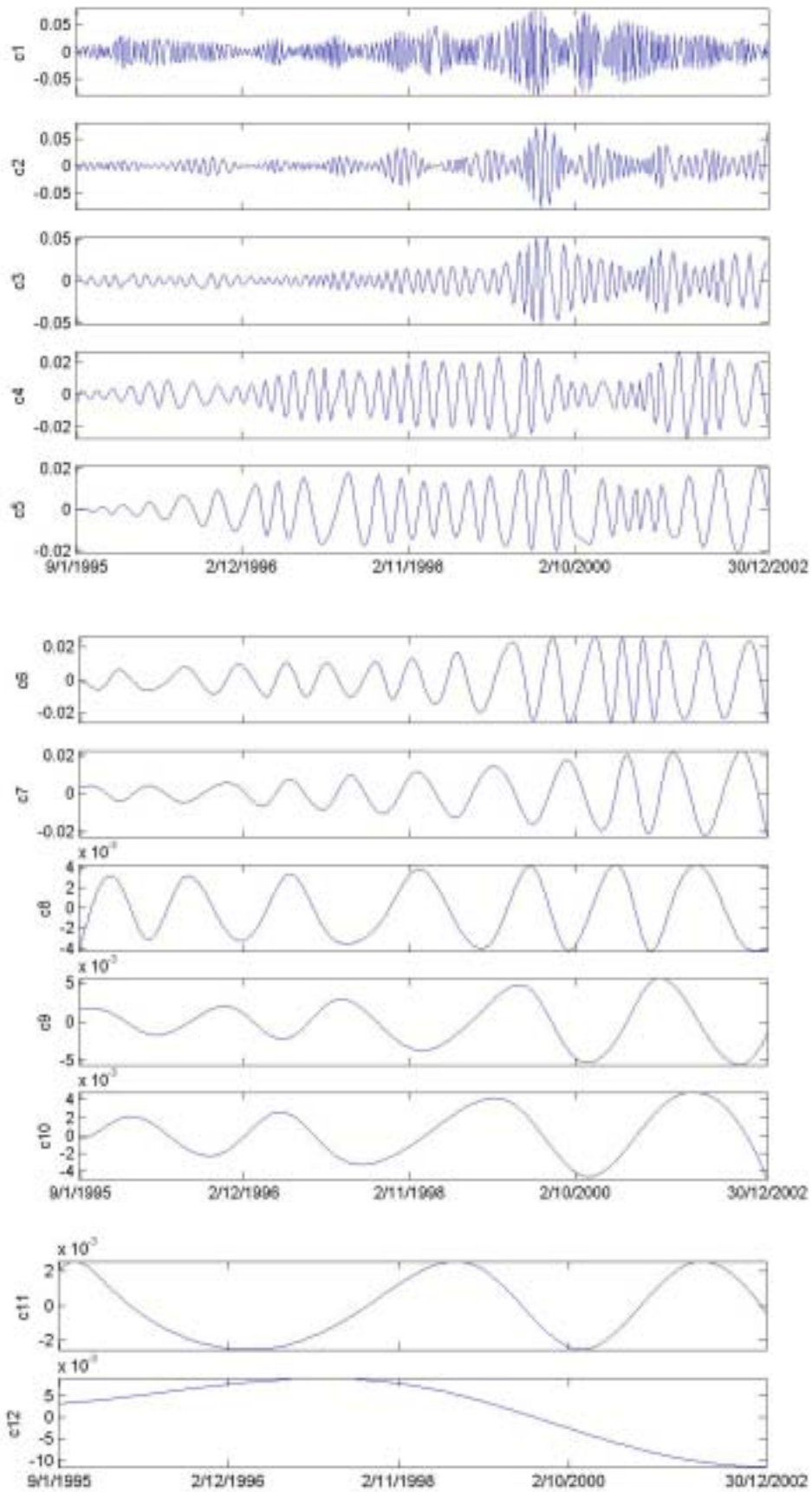


圖 29. 那斯達克指數週報酬率的 11 個 IMF 分量及趨勢分量

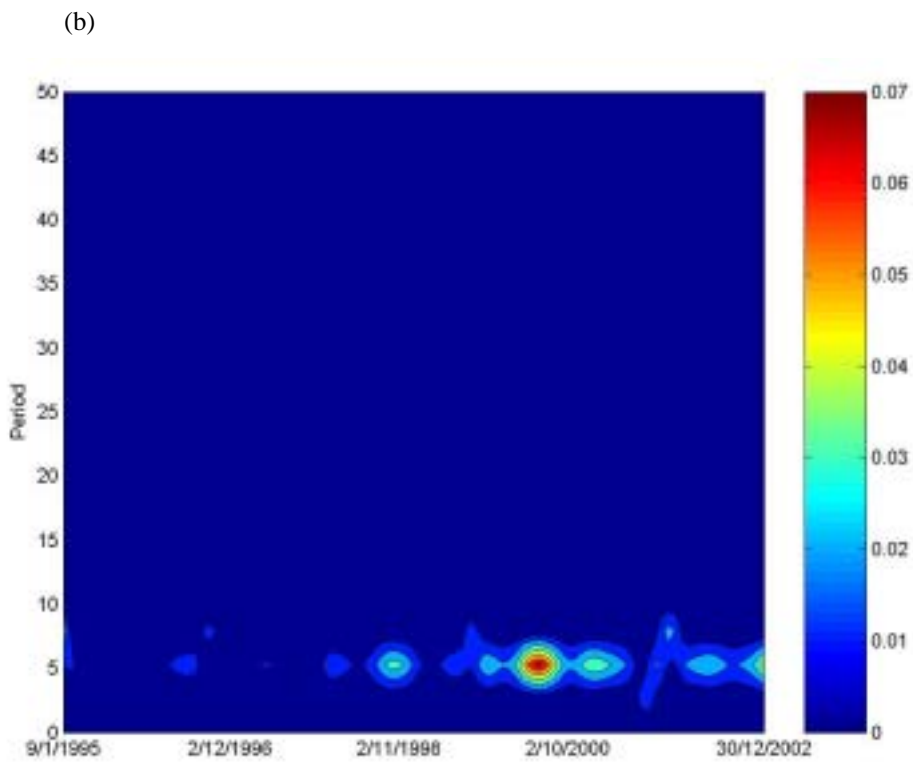
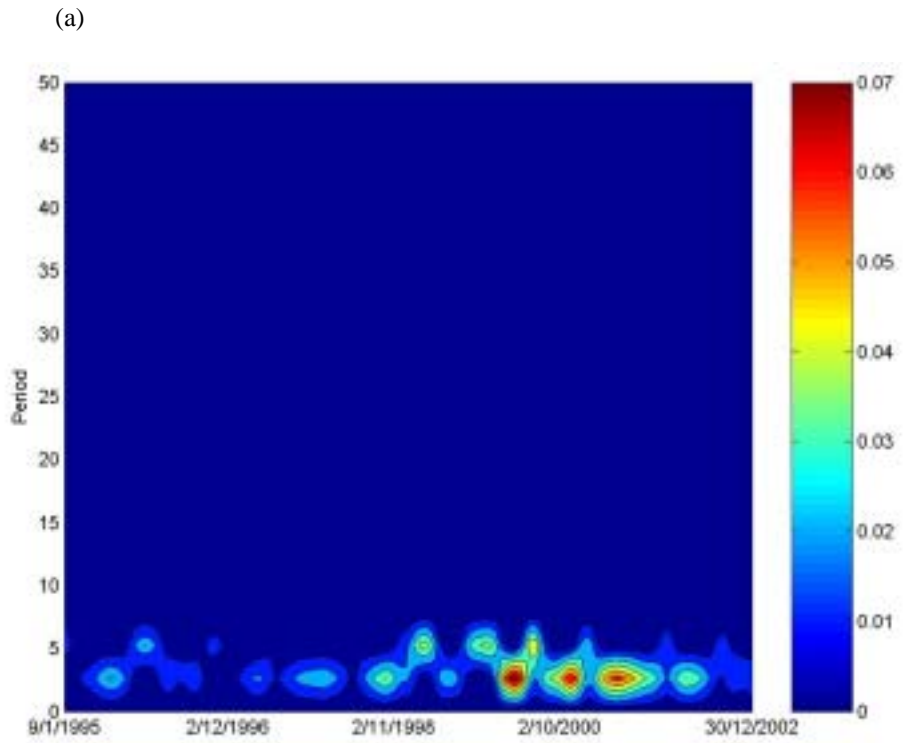


圖 30 那斯達克指數週報酬率(a) c_1 及(b) c_2 分量的希伯特能量圖

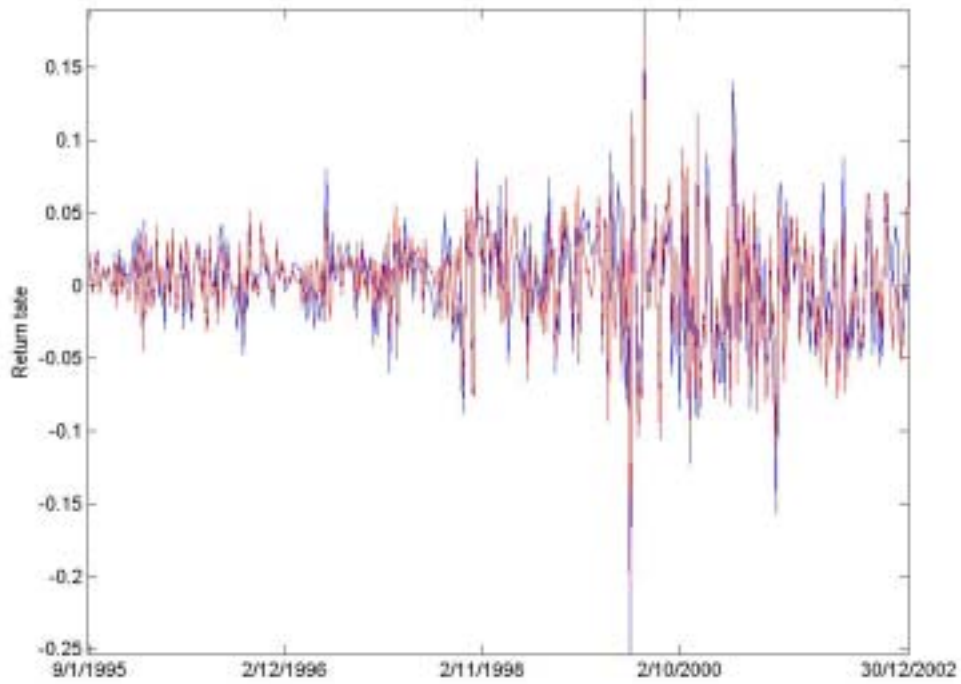


圖 31 那斯達克指數週報酬率(藍) , 及其 IMF 分量 ($c_{12}, c_3, c_2, c_1, c_7$) 的組合(紅)

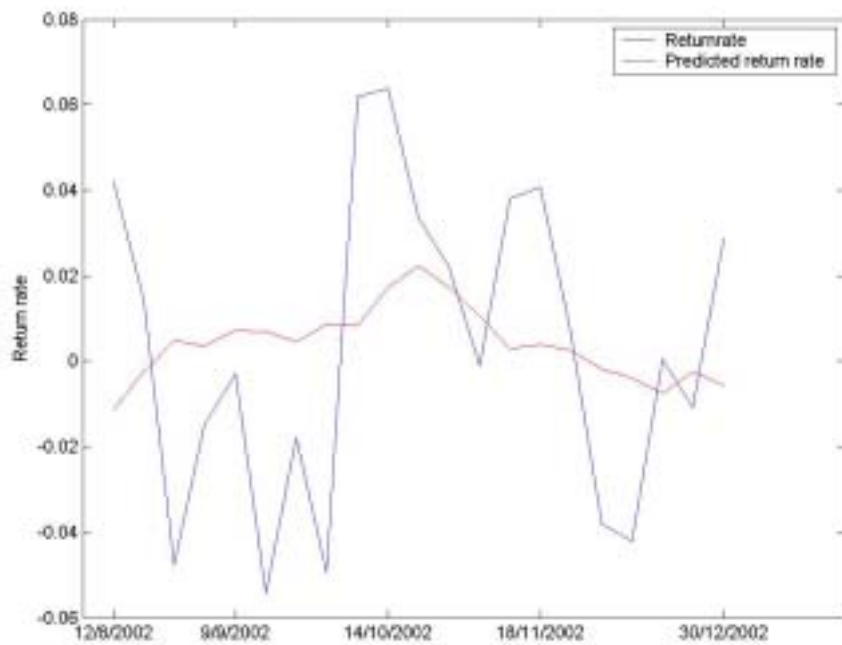


圖 32 那斯達克指數週報酬率中以最後 11 個配適值預測下一週資料(2002 年 8 月第二週至 2002 年第 4 週)趨勢

參考資料

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *J. Econometrics*, **31**, 307-327.

Dahlhaus, R. (1996). On the Kullback-Leibler information divergence of locally stationary processes. *Stochastic Process. Appl.*, **62**, 139-168.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, **50**, 987-1007.

Fama, E. F. (1965), The behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business* **38**, 34-105.

Huang, N. E., Shen, Z., Long, S. R., Wu, M. C., Shih, H.-H., Zheng, Q., Yen, N.-C., Tung, C.-C., and Liu, H.-H. (1998). The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and nonstationary time series analysis. *Proc. Roy. Soc. London Ser. A*, **454**, 903-995.

Kim, W. (1998). Econometric analysis of locally stationary time series models. *Manuscript, Yale University*.

Kokoszka, P., and Leipus, R. (2002). Change-point estimation in ARCH models. *Bernoulli*, **6**, 513-539.

Nason, G. P., von Sachs, R., and Kroisandt, G. (2000). Wavelet processes and adaptive estimation of the evolutionary wavelet spectrum. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, **62**, 271-292.

Piotr, F., Modeling and forecasting financial log-returns as locally stationary wavelet processes. *Submitted for publication*.

Salisbury, J. I., and Wimbush, M. (2002). Using modern time series analysis techniques to predict ENSO events from the SOI time series. *Nonlinear Processes in Geophysics*, **9**, 341-345.

Taylor, S. J. (1986). Modeling Financial Time Series. *Chichester: Wiley*.