

第四章 實證研究

第一節 資料描述及敘述統計

本研究所使用資料為台灣期貨交易所(TAIFEX)在 1998 年 7 月 21 日推出的台灣加權股價指數期貨、新加坡國際金融交易所(SIMEX)在 1997 年 1 月 9 日推出以台灣摩根史坦利指數期貨及相對應之現貨料資，樣本資料取自 1998 年 7 月 21 日至 2002 年 1 月 18 日為期三年半之最近月份契約^{註 1}的日收盤價，及日內五分鐘資料。台灣股票市場以電子類股為主，電子類股指數佔大盤權重 64.47%，電子類股成交量佔大盤 50~85%，電子類股指數往往帶領大盤走勢，因此將研究電子期貨與台股指數期貨價格間的動態關係。電子期貨樣本資料取自 1999 年 7 月 21 日至 2002 年 1 月 18 日之最近月份契約的日收盤價及日內五分鐘資料。台灣散戶投資者比重很高，期交所為了滿足小額投資人的需求，推出小台指其保證金只有台台指的四分之一，因此想了解小台指與台台指價格間的動態關係。小台指樣本取自 2001 年 4 月 1 日至 2002 年 1 月 18 日之最近月份契約的日收盤價及日內五分鐘資料，資料得自寶來期貨、TEJ、期貨交易所。

新加坡國際金融交易所(SIMEX)於 1997 年 1 月 9 日正式掛牌交易摩根台股指數期貨。摩根台股指數目前取自在台灣證券交易所掛牌交易的 106 檔股票，以 1988 年 1 月 1 日為基期，依期初的資本額加權所組成，其中包括大、中、小企業股票。在 1997 年 8 月 1 日，證期會正式公告可以合法交易 SIMEX 摩根台股指數期貨，此後，摩根台股指數期貨交易量越來越大。台灣股價指數期貨在 1998 年 7 月 21 日由台灣期貨交易所(TAIFEX)正式推出，台台指與目前台灣股票市場的加權指數在指數編制上完全相同，將所有上市公司普通股全部納入作為樣本，僅刪除全額交割股。

註 1：每天都有五個月份的期貨契約在市場上交易，而對應現貨的期貨資料，為求最能夠反應市場新資訊及交易量足以代表市場，本研究取最近月份期貨契約資料。最近月份契約在此定義為在一個月中，最後交易日之前的資料以當月份的期貨報價視之，隔天到月底的資料則以下月份的期貨報價視之。

當期貨與現貨交易市場屬於不同的國境時，且交易或交割使用幣別不相同時，對於期貨的套利者或避險者而言，須自行負擔因交易貨幣不同而產生的匯兌風險 (currency risk)。SIMEX 摩根台股指數期貨與現貨正屬不同國境、不同幣別下交易的商品，所以摩根台股指數期貨與台灣加權價指數期貨對現貨股價指數的影響可能會有差異。但由於 SIMEX 摩根台股指數期貨以美金計價，對於國際投資人而言則無匯兌風險之限制，直接以美元進行交易，相對 TAIEX 台股指數期貨而言，可能較具吸引力。此外，目前期貨交易者委託買賣 SIMEX 摩根台股指數期貨，只需負擔手續費的交易成本，沒有交易稅或所得稅課徵的問題，相對而言，買賣台台指期貨的交易成本則相對較高。

在進行各項主要的檢定之前，我們先對匯集而來的資料，做一個初步的檢視，我們將原始數列的平均值、中位數、最大值、最小值、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 檢定值整理於表 4-1。

表 4-1 台台指及摩台指期貨與現貨價格序列之敘述統計

| | 台台指期貨 | 台股現貨 | 摩台指期貨 | 摩台指現貨 |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 平均值 | 6827 | 6802.85 | 299.0 | 298.50 |
| 中位數 | 6981 | 6972.54 | 283.1 | 282.59 |
| 最大值 | 10352 | 10202.20 | 455.1 | 453.78 |
| 最小值 | 3427 | 3446.26 | 155.3 | 155.96 |
| 標準差 | 1592.6550 | 1568.0912 | 66.8996 | 66.5216 |
| 偏態係數 | -0.0183 | -0.0615 | 0.2226 | 0.2256 |
| 峰態係數 | 2.2370 | 2.2054 | 2.2592 | 2.2478 |
| Jarque-Bera | 22.8242(0.0000) | 24.7019(0.0000) | 28.3375(0.0000) | 29.3959(0.0000) |

由表 4-1 可知，台台指及摩台指期貨與現貨間平均值、中位數、最大值、最小值沒有很大的差異，而從標準差來看，則顯示台台指現貨之波動高於期貨，摩台指期貨的波動則高於現貨，摩根台股指數期貨之波動則低於台台指，另外由偏態係數與峰態

係數皆顯示期貨與現貨報酬序列皆非為常態分配，而 Jarque-Bera 檢定則證實了這四個序列皆不符合常態分配。

表 4-2 電子期貨及小台指期貨與現貨價格序列之敘述統計

| | 電子期貨 | 電子類股指數 | 小台指期貨 | 小台指現貨 |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| 平均值 | 360.79 | 359.74 | 4892 | 4901.14 |
| 中位數 | 364.45 | 363.12 | 5030 | 4991.48 |
| 最大值 | 573.00 | 563.09 | 6190 | 6196.26 |
| 最小值 | 210.90 | 209.93 | 3427 | 3446.26 |
| 標準差 | 96.6091 | 94.6603 | 736.2879 | 719.5283 |
| 偏態係數 | 0.2146 | 0.1974 | -0.1809 | -0.1539 |
| 峰態係數 | 1.7369 | 1.7134 | 1.9656 | 1.9818 |
| Jarque-Bera | 41.5218(0.0000) | 42.2648(0.0000) | 11.5598(0.0031) | 10.8893 (0.0043) |

由表 4-2 可知，電子期貨及小台指期貨與現貨間平均值、中位數、最大值、最小值沒有很大的差異，而從標準差來看，則顯示小台指及電子期貨的風險都大於現貨，小台指的波動顯示大於電子期貨，另外由偏態係數與峰態係數皆顯示期貨與現貨報酬序列皆非為常態分配，而 Jarque-Bera 檢定則證實了這四個序列皆不符合常態分配。以下將台台指、摩台指、電子期貨、小台指期貨現貨走勢繪於圖 4-1、圖 4-2、圖 4-3、圖 4-4。

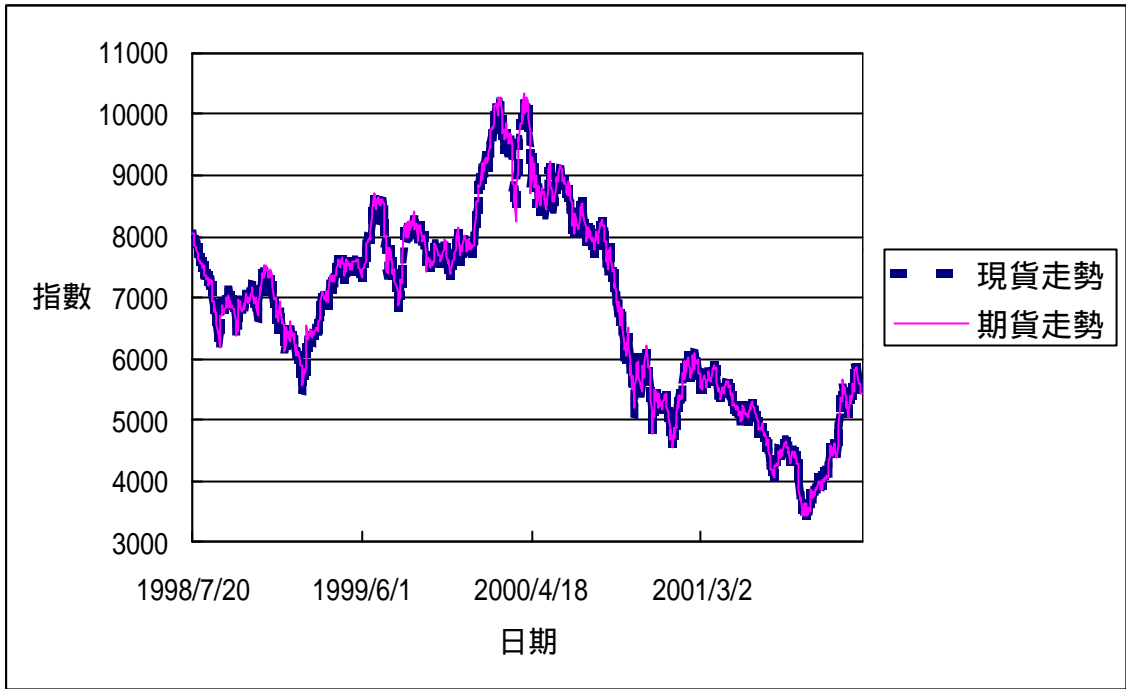


圖 4-1 台台指期貨與現貨走勢圖



圖 4-2 摩台指期貨與現貨走勢圖

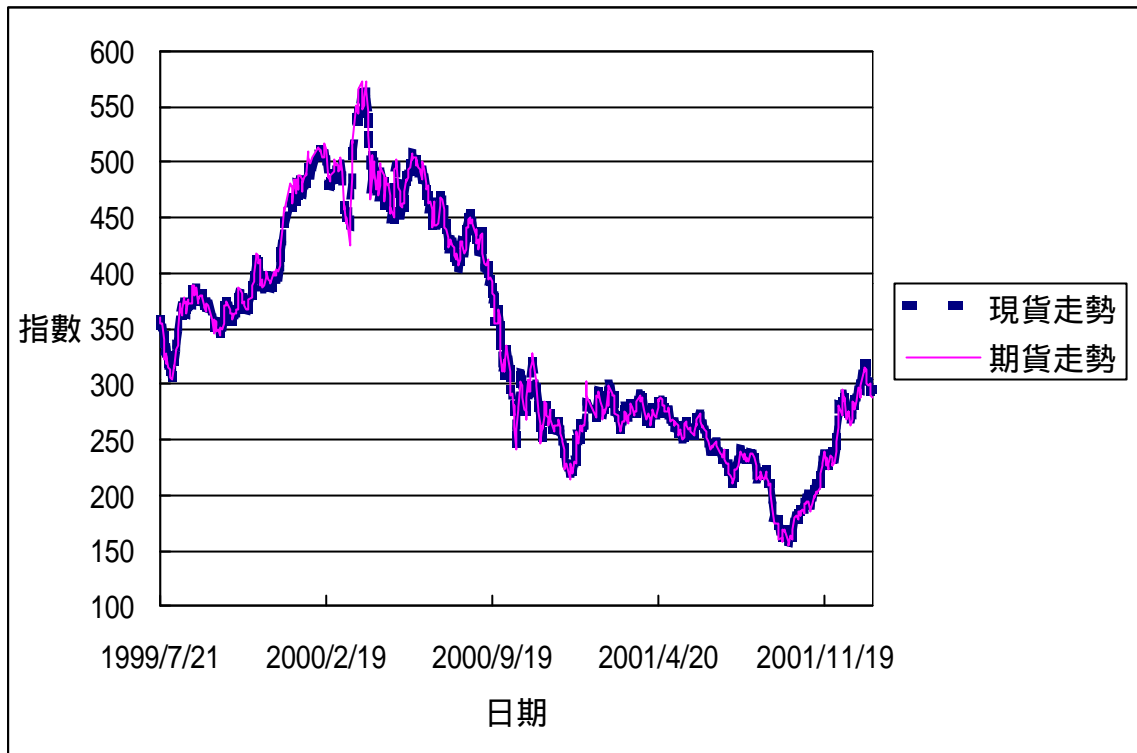


圖 4-3 電子期貨與現貨走勢圖

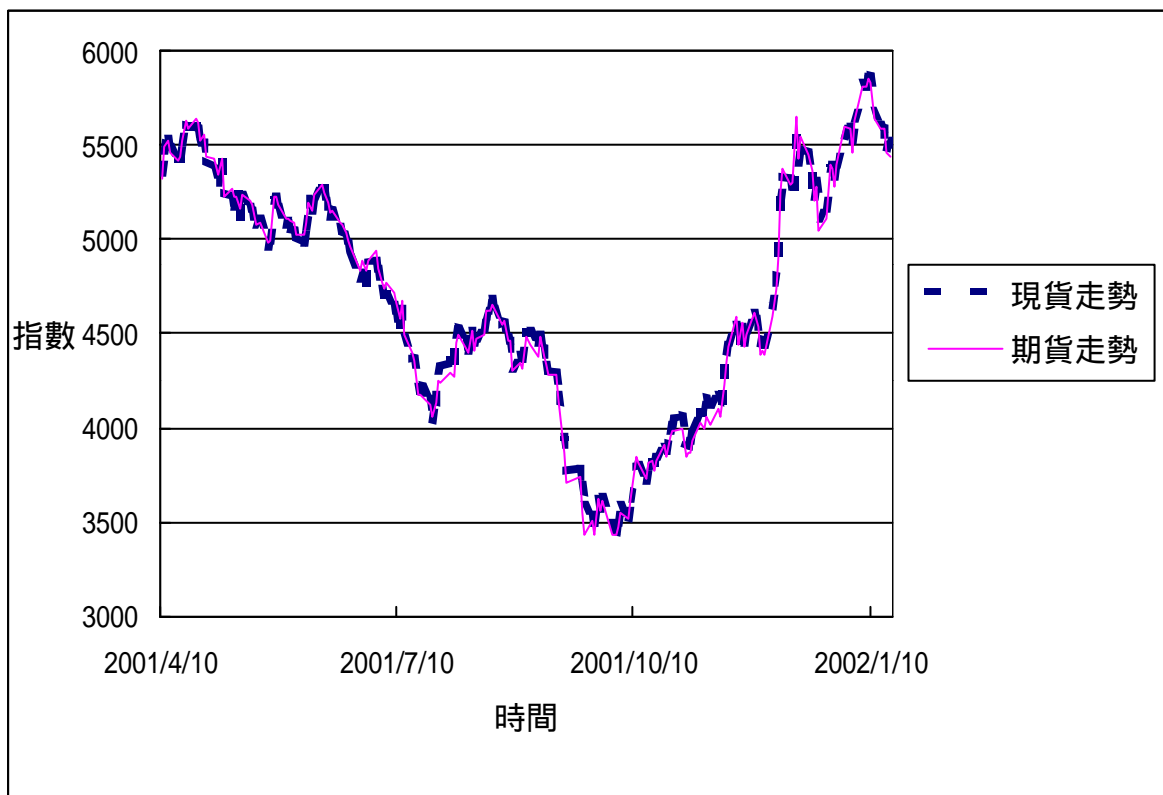


圖 4-4 小台指期貨與現貨走勢圖

第二節 實證結果分析

一、單根檢定

金融體系中期貨市場與現貨市場存在何種關聯性？由於經濟體系的市場機能是藉由價格的運作達到平衡，價格的時間數列將能透露出期貨市場與現貨市場彼此間的因果關係及影響力，因此首先界定樣本市場本身的時間數列在以自我迴歸形式表示時屬於幾階次的時間數列，而本研究是採用 ADF(Augmented Dickey-Fuller test)檢定及 PP(Phillips & Perron)來進行單根檢定。有關自變數最適遞延期數之選擇 Harris, Mcinish, Shoesmith and Wood(1995)建議從 $i = 6$ 依次進行測試，因此本研究採用此方式，從 $i = 6$ 依次進行測式，刪掉不顯著之遞延項，遞延期數的選擇則是根據 SBC(Schwartz Bayesian Information Criteria)值來決定，目的在於確保誤差項間互相獨立。

檢定結果如果發現原始樣本之時間數列無法拒絕具有單根的虛無假設，表示此一時間數列呈現非定態，研究時為了避免假性迴歸的問題，需要將原始樣本進行一階差分再做進一步檢定，直到樣本能夠拒絕虛無假設，以確保資料為定態的時間序列，再進行共整合檢定，檢定結果列於表 4-3 及表 4-4。

表 4-3 股價指數期貨與現貨原始數列的單根檢定

| | 樣本資料 | ADF | PP | 遞延期數 |
|-------|---------|---------|---------|------|
| 日資料 | 台台指期貨 | -1.3272 | -1.3605 | 4 |
| | 台股現貨 | -1.2981 | -1.3015 | 4 |
| | 摩台指期貨 | -1.438 | -1.4802 | 4 |
| | 摩台指現貨 | -1.3553 | -1.3515 | 4 |
| | 電子期貨 | -0.7103 | -0.7412 | 4 |
| | 電子現貨 | -0.6082 | -0.6321 | 4 |
| | Mi 台指期貨 | -0.9741 | -0.6156 | 4 |
| | Mi 台指現貨 | -0.9041 | -0.5607 | 4 |
| 五分鐘資料 | 台台指期貨 | -0.0961 | -0.0888 | 4 |
| | 台股現貨 | -0.1101 | -0.1364 | 4 |
| | 摩台指期貨 | -0.4409 | -0.4226 | 4 |
| | 摩台指現貨 | -0.3499 | -0.3415 | 4 |
| | 電子期貨 | -1.7696 | -1.8763 | 4 |
| | 電子現貨 | -1.766 | -1.9798 | 4 |
| | Mi 台指期貨 | -1.3832 | -1.5399 | 4 |
| | Mi 台指現貨 | -1.6671 | -1.8454 | 4 |

註：1.臨界值是根據 Mackinnon(1991)之數值表決定，1%臨界值為-3.4402

2. **為 1%顯著水準

3.PP test 臨界值與 ADF test 相同

表 4-4 股價指數期貨與現貨一階差分後的單根檢定

| | 樣本資料 | ADF | PP | 遞延期數 |
|-------|---------|------------|------------|------|
| 日資料 | 台台指期貨 | -13.209** | -31.3666** | 3 |
| | 台股現貨 | -13.1436** | -28.3371** | 3 |
| | 摩台指期貨 | -13.6756** | -33.4064** | 3 |
| | 摩台指現貨 | -13.3304** | -29.0552** | 3 |
| | 電子期貨 | -10.7628** | -23.4316** | 3 |
| | 電子現貨 | -10.3839** | -22.2393** | 3 |
| | Mi 台指期貨 | -5.9937** | -15.3583** | 3 |
| | Mi 台指現貨 | -6.0725** | -13.9394** | 3 |
| 五分鐘資料 | 台台指期貨 | -34.3869** | -77.8937** | 4 |
| | 台股現貨 | -35.6935** | -74.7355** | 4 |
| | 摩台指期貨 | -34.5388** | -78.0624** | 4 |
| | 摩台指現貨 | -35.0570** | -76.9815** | 4 |
| | 電子期貨 | -11.3967** | -26.9168** | 4 |
| | 電子現貨 | -12.5984** | -24.5051** | 4 |
| | Mi 台指期貨 | -12.4634** | -27.9294** | 4 |
| | Mi 台指現貨 | -12.502** | -23.512** | 4 |

註：1.臨界值是根據 Mackinnon(1991)之數值表決定，1%臨界值為-3.4402

2. **為 1%顯著水準

3.PP test 臨界值與 ADF test 相同

表 4-3 及表 4-4 分別為原始數列及差分數列的單根檢定結果，由 MacKinnon 1% 臨界值來看，想要拒絕具有單根的虛無假設其檢定值必須小於(-3.4402)，但期貨與現貨不論日資料或五分鐘資料的檢定值皆大於(-3.4402)，顯示台股指數期貨與現貨及摩台指期貨與現貨價格序列(level)，於 1%的顯著水準之下，均無法拒絕其有單根的虛無假設，電子期貨與現貨及小台指期貨與現貨的日資料及五分鐘資料的單根檢定值亦大於(-3.4402)，由此可知表 4-3 的十六個價格數列均為非定態之時間序列，因此必須就單根之現象加以排除。

接下來將上述十六個價格數列分別進行一階差分(frist-differncng)，再重複單根檢

定，以差分後的序列再進行單根檢定，則發現無論是期貨與現貨之日資料或五分鐘的日內資料，在 1% 顯著水準下都顯著的拒絕有單根的虛無假設，顯示差分後無單根存在，報酬序列皆呈現定態。由以上檢定結論可知表 4-4 的十六個數列整合級次為 1，均屬 I(1) 之時間序列，由於共整合檢定需要樣本市場為相同的整合級次，因此上述的結果將使本研究能夠續進行期貨與現貨兩兩彼此間的共整合檢定。

二、共整合檢定

大多數金融市場變數之時間序列皆為非定態，根據 Engle and Granger(1987)的論述，若兩個序列皆為非定態且具有相同單根，然而其線性組合是定態的，那麼他們具有共整合的關係。在前面單根檢定實證結果中得知不論台指、摩台指、小台指、電子期貨之日資料及五分鐘資料屬於 I(1) 的數列，變數間可能會存在著長期的共整合，是否因原始數列差分而失去共整合關係？因此我們必須檢定期貨與現貨序列間是否存在共整合關係。由於同一種商品的期貨與現貨價格序列之間理論上會有一個長期的共同趨勢存在，使得現貨與期貨間的線性組合能使其成為一個定態數列，意味著兩變數存在長期穩定的關係；而且在極短期間內的價格變化會相互影響，現貨與期貨的長期均衡關係在極短期內不一定能夠維持，但此失衡的狀態應不會持續太久。

當股價指數期貨與現貨價格間具有相同的整合級次(由單根檢定得知)，則可利用共整合檢定來檢定兩數列間，是否存在著長期均衡的關係，並使得其共整合迴歸誤差項 ϵ_t 為一恆定的時間序列。而共整合檢定一般有兩個方法:Engle and Granger 兩階段估計法與 Johansen 最大概似法。依據過去文獻的探討 Johansen 最大概似法較佳，故本研究以應用較廣的 Johansen Cointegration Test 作為共整合檢定法。日資料與五分鐘資料數列檢定結果如表 4-5 至表 4-11。

表 4-5 台股指數期貨與現貨數列共整合檢定

| Johansen Cointegration Test | 日資料 | 五分鐘資料 |
|--|----------|-----------|
| Likelihood Ratio | 32.1392* | 249.0360* |
| 5% Percent Critical Value | 11.03 | 11.03 |
| min Akaike Information Criterion (AIC) | -759.2 | -14000.13 |
| min Schwarz Bayesian Criterion (SBC) | -767.4 | -14135.05 |
| 共整階數 | 1 | 1 |

註：1.*為 5%顯著水準

由表 4-5 可知，台股指數期貨與現貨日資料的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(32.1392)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台股指數期貨與現貨日資料一階差分後有共整合關係。換言之，台股指數期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即台股期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

在五分鐘資料方面，台股指數期貨與現貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(249.0360)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台股指數期貨與現貨日內五分鐘資料差分後具有共整合關係。換言之，台股指數期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即台股期貨與現貨五分鐘數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

表 4-6 摩根台股指數期貨與現貨數列共整合檢定

| Johansen Cointegration Test | 日資料 | 五分鐘資料 |
|--|----------|-----------|
| Likelihood Ratio | 49.2425* | 256.1499* |
| 5% Percent Critical Value | 11.03 | 11.03 |
| min Akaike Information Criterion (AIC) | -4934.6 | -2414.2 |
| min Schwarz Bayesian Criterion (SBC) | -5047.6 | -2548.5 |
| 共整階數 | 1 | 1 |

註：1.*為 5%顯著水準

由表 4-6 可知，摩根台股指數期貨與現貨日資料的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(49.2425)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，摩根台股指數期貨與現貨日資料差分後數列存在共整合關係。換言之，摩根台股指數期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，且不因差分而喪失某些重要的訊息。

在五分鐘資料方面，摩根台股指數期貨與現貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(256.1499)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以摩根台股指數期貨與現貨日內五分鐘資料差分後存在共整合關係。換言之，摩根台股指數期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，且不因差分而喪失某些重要的訊息。

表 4-7 台股指數期貨與摩根台股指數期貨數列共整合檢定

| Johansen Cointegration Test | 日資料 | 五分鐘資料 |
|--|----------|-----------|
| Likelihood Ratio | 11.9068* | 167.1715* |
| 5% Percent Critical Value | 11.03 | 11.03 |
| min Akaike Information Criterion (AIC) | -7909.2 | -8958.3 |
| min Schwarz Bayesian Criterion (SBC) | -8018.0 | -9092.6 |
| 共整階數 | 1 | 1 |

註：1.*為 5%顯著水準

由表 4-7 可知，台台指與摩台指日資料的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(11.9068)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台股指數期貨與摩根台股指數期貨日資料一階差分後有共整合關係。換言之，台股指數期貨與摩根台股指數期貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即台台指與摩台指期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

在五分鐘資料方面，台台指與摩台指的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(167.1715)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台股指數期貨與摩根台股指數期貨日內五分鐘的差分數列間存在共整合關

係。換言之，台股指數期貨與摩根台股指數期貨存在長期穩定的均衡關係，亦即台股指數期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

表 4-8 電子指數期貨與現貨數列共整合檢定

| Johansen Cointegration Test | 日資料 | 五分鐘資料 |
|--|----------|-----------|
| Likelihood Ratio | 75.0391* | 107.6589* |
| 5% Percent Critical Value | 11.03 | 11.03 |
| min Akaike Information Criterion (AIC) | -1339.1 | -3289.8 |
| min Schwarz Bayesian Criterion (SBC) | -1774.9 | -3393.2 |
| 共整階數 | 1 | 1 |

註：1.*為 5%顯著水準

由表 4-8 可知，電子期貨與現貨日資料的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(75.0391)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以電子期貨與現貨日資料一階差分後有共整合關係。換言之，電子期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即電子期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

在五分鐘資料方面，電子期貨與現貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(107.6589)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以電子期貨與現貨日內五分鐘的差分數列，兩者間存在共整合關係。換言之，電子期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即電子期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

表 4-9 小台指期貨與現貨數列共整合檢定

| Johansen Cointegration Test | 日資料 | 五分鐘資料 |
|--|----------|----------|
| Likelihood Ratio | 34.3324* | 74.3045* |
| 5% Percent Critical Value | 11.03 | 11.03 |
| min Akaike Information Criterion (AIC) | -2375.7 | -5106.0 |
| min Schwarz Bayesian Criterion (SBC) | -2456.9 | -5214.8 |
| 共整階數 | 1 | 1 |

註：1.*為 5% 顯著水準

由表 4-9 可知，小台指期貨與現貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(34.3324) 大於 5% 顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以小台指期貨與現貨日資料一階差分後有共整合關係。換言之，小台指期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即小台指期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

在五分鐘資料方面，小台指期貨與現貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(74.3045)大於 5% 顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以小台指期貨與現貨日內五分鐘的差分數列，兩者間存在共整合關係。換言之，小台指期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即小台指期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

表 4-10 台股指數期貨與電子期貨數列共整合檢定

| Johansen Cointegration Test | 日資料 | 五分鐘資料 |
|--|----------|----------|
| Likelihood Ratio | 13.3284* | 40.3793* |
| 5% Percent Critical Value | 11.03 | 11.03 |
| min Akaike Information Criterion (AIC) | -6925.7 | -4392.8 |
| min Schwarz Bayesian Criterion (SBC) | -7267.1 | -4728.3 |
| 共整階數 | 1 | 1 |

註：1.*為 5% 顯著水準

由表 4-10 可知，台股指數期貨與電子指數期貨的 Johansen Maximum Likelihood

Ratio(13.3284)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台股指數期貨與電子指數期貨日資料一階差分後有共整合關係。換言之，台股指數期貨與電子指數期貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即台股指數期貨與電子指數期貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

在五分鐘資料方面，台股指數期貨與電子指數期貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(40.3793)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台股指數期貨與電子指數期貨日內五分鐘的差分數列，兩者間存在共整合關係。換言之，台股指數期貨與電子指數期貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即台股指數期貨與電子指數期貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

表 4-11 台台指與小台指數列共整合檢定

| Johansen Cointegration Test | 日資料 | 五分鐘資料 |
|--|----------|-----------|
| Likelihood Ratio | 99.3624* | 203.2772* |
| 5% Percent Critical Value | 11.03 | 11.03 |
| min Akaike Information Criterion (AIC) | -3672.8 | -2740.8 |
| min Schwarz Bayesian Criterion (SBC) | -3904.5 | -2911.3 |
| 共整階數 | 1 | 1 |

註：1.*為 5%顯著水準

由表 4-11 可知，台台指與小台指的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(99.3624)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台台指與小台指日資料一階差分後有共整合關係。換言之，小台指與台台指之間存在長期穩定的均衡關係，亦即小台指與台台指價格數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

在五分鐘資料方面，台台指與小台指的 Johansen Maximum Likelihood Ratio(203.2772)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合方程式的虛無假設，所以台台指與小台指日內五分鐘的差分數列，兩者間存在共整合關係。換言之，小台指與台台指之間存在長期穩定的均衡關係，亦即小台指與台台指價格數列沒有因

差分而喪失某些重要的訊息。

綜觀上述可知，台台指、摩台指、小台指、電子期貨與現貨間皆存在共整合關係，意味著這期貨與現貨已達長期穩定之均衡關係，顯示期貨市場的經濟功能已經初步建立。

三、Granger 因果關係檢定

本研究根據 Granger(1969)提出的檢定方法，以兩個迴歸模式分別檢驗台台指及摩台指期貨與現貨的日資料及五分鐘資料間相互之因果關係。經過以上的單根檢定與共整合檢定，確定了接下來進行 Granger 因果關係檢驗的迴歸模式。本研究以一階差分後的期貨與現貨數列作為迴歸模型中的應變數，而自變數的部份，除了前幾期的期貨與現貨外，還加入前一期的均衡誤差項，以求能更適當地描述變數。接下來進行 Granger 因果關係的迴歸模式，Granger 因果關係檢定之準則如表 4-12：

表 4-12 Granger 因果關係檢定之準則

| |
|--|
| 1.P-value > 0.05 , SPOT does not Granger-cause FUTURES |
| 2.P-value < 0.05 , SPOT Granger-cause FUTURES |
| 1.P-value > 0.05 , FUTURES does not Granger-cause SPOT |
| 2.P-value < 0.05 , FUTURES Granger-cause SPOT |

表 4-13 台股指數期貨與現貨的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 日資料 | | 五分鐘資料 | |
|-----------------------------------|-------------|----------------|-------------|----------------|
| | F-Statistic | <i>p-value</i> | F-Statistic | <i>p-value</i> |
| Null Hypothesis: | | | | |
| SPOT does not Granger-cause TAIEX | 5.7797** | 0.0001 | 1.7387 | 0.0527 |
| TAIEX does not Granger-cause SPOT | 3.3508** | 0.0098 | 23.3681** | 0.0000 |

註：1.**為 1%顯著水準

由表 4-13 日資料可知，檢定現貨是否領先期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 *p-value*(0.0001)小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示現貨為期貨的因，也就是說

現貨價格反應新訊息的速度領先期貨。另外檢定期貨是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0098)$ 小於 0.01 拒絕虛無假設，表示期貨領先現貨，也就是說期貨亦為現貨的因，期貨價格反應新訊息的速度領先現貨價格；因此我們可知台股指數期貨與現貨有雙向因果關係，而領先落後關係是期貨與現貨互有領先，也就是說期貨與現貨存在互為因果的回饋關係。

由表 4-13 五分鐘資料可知，檢定台台指期貨資料是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0000)$ 小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示期貨為現貨的因，也就是說期貨價格反應新訊息的速度領先現貨。另外檢定台台指每五分鐘現貨資料是否領先期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0527)$ 大於 0.01，不拒絕虛無假設，表示現貨沒有領先期貨，也就是說現貨不為期貨的因，因此我們可以說台台指期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨。

表 4-14 摩根台股指數期貨與現貨的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 日資料 | | 五分鐘資料 | |
|------------------------------------|-------------|------------------|-------------|------------------|
| | F-Statistic | $p\text{-value}$ | F-Statistic | $p\text{-value}$ |
| Null Hypothesis: | | | | |
| SPOT does not Granger-cause TAIFEX | 6.3476** | 0.0000 | 1.1357 | 0.3376 |
| TAIFEX does not Granger-cause SPOT | 3.2634 | 0.0114 | 57.8631** | 0.0000 |

註：1.**為 1% 顯著水準

由表 4-14 日資料可知，檢定摩台指現貨是否領先期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0000)$ 小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示現貨為期貨的因，也就是說現貨價格反應新訊息的速度領先期貨。另外檢定摩台指期貨是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0114)$ 大於 0.01，不拒絕虛無假設，表示期貨沒有領先現貨，也就是說期貨不為現貨的因，因此我們可以說摩台指期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是現貨領先期貨，換句話說現貨(SPOT)為股價指數期貨(FUTURES)的因。

由五分鐘資料可知，檢定摩台指期貨資料是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0000)$ 小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示期貨為現貨的因，

也就是說期貨價格反應新訊息的速度領先現貨。另外檢定台台指每五分鐘現貨資料是否領先期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 p -value(0.3367)大於 0.01，不拒絕虛無假設，表示現貨不領先期貨，也就是說現貨不為期貨的因，因此我們可以說摩台指期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨，此結果與論理相符合，期貨的價格發現功能已初步建立。

表 4-15 台台指多頭及空頭五分鐘資料的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 多頭 | | 空頭 | |
|-----------------------------------|-------------|------------|-------------|------------|
| | F-Statistic | p -value | F-Statistic | p -value |
| Null Hypothesis: | | | | |
| SPOT does not Granger-cause TAIEX | 1.7222 | 0.0575 | 2.6715 | 0.0209 |
| TAIEX does not Granger-cause SPOT | 5.0222** | 0.0002 | 7.6973** | 0.0000 |

註：1.**為 1%顯著水準

表 4-16 摩台指多頭及空頭五分鐘資料的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 多頭 | | 空頭 | |
|-----------------------------------|-------------|------------|-------------|------------|
| | F-Statistic | p -value | F-Statistic | p -value |
| Null Hypothesis: | | | | |
| SPOT does not Granger-cause TAIEX | 2.9753 | 0.0515 | 2.1338 | 0.0131 |
| TAIEX does not Granger-cause SPOT | 4.3787** | 0.0006 | 7.4832** | 0.0000 |

註：1.**為 1%顯著水準

根據以上之研究發現日資料和五分鐘資料的研究結果有著很大的差別，期貨與現貨的領先落後關係之相關研究，以時間間隔較短的日內五分鐘資料較能描述期貨與現貨實際的領先與落後關係，因為期貨領先現貨的時間通常不超過一天，往往只有幾十分鐘的領先，因此以日內五分鐘資料來做相關的研究，更能描述出期貨與現貨的領先落後關係。表 4-15 及表 4-16 檢定台台指及摩台指期貨與現貨五分鐘資料的領先落後關係是否受到多頭或空頭的影響，台台指在多頭期間期貨領先現貨，空頭時期貨亦領先現貨；摩台指不論多頭或空頭期貨皆領先現貨，研究結果可知領先與落後關係不受多空頭之影響。另外空頭時期現貨反應新訊息的速度本應落後期貨，因為現貨平盤以下不得融券放空政策，投資人只可在期貨市場放空，使得空方訊息會較先反應在期貨市場。

表 4-17 台台指與摩台指的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 日資料 | | 五分鐘資料 | |
|-------------------------------------|-------------|----------------|-------------|----------------|
| | F-Statistic | <i>p-value</i> | F-Statistic | <i>p-value</i> |
| Null Hypothesis: | | | | |
| TAIFEX does not Granger-cause SIMEX | 1.8144 | 0.1239 | 12.1150** | 0.0000 |
| SIMEX does not Granger-cause TAIFEX | 6.7154** | 0.0000 | 1.2203 | 0.2990 |

註：1.**為 1%顯著水準

由表 4-17 可知，檢定台台指是否領先摩台指，其虛無假設為台台指不領先摩台指，檢定結果 *p-value*(0.1239)大於 0.01 則不拒絕虛無假設，顯示台台指沒有領先摩台指。另外檢定摩台指是否領先台台指，其虛無假設為摩台指不領先台台指，檢定結果 *p-value*(0.0000)小於 0.01 拒絕虛無假設，表示摩台指領先台台指，也就是說摩台指為台台指的因，摩台指反應新訊息的速度領先台台指；因此我們可知台台指與摩台指日資有單向因果關係，而領先落後關係是摩台指領先台台指。

由表 4-17 可知，透過每五分鐘資料檢定台台指是否領先摩台指，其虛無假設為台台指不領先摩台指，檢定結果 *p-value*(0.0000)小於 0.01 拒絕虛無假設，表示台台指為摩台指的因，也就是說台台指反應新訊息的速度領先摩台指；另外檢定摩台指是否領先台台指，其虛無假設為摩台指不領先台台指，檢定結果 *p-value*(0.2290)大於 0.01 則不拒絕虛無假設，表示摩台指不為台台指的因。因此我們可以說台台指和摩台指有單向因果關係，而領先落後關係是台台指領先摩台指，換句話說台股指數期貨(TAIFEX)為摩台指(MSCI Taiwan Index)的因。這結果與日資料的研究結果有很大的差別，有許多投資大眾借由摩根台股指數期貨之走勢來預測台股指數期貨未來之方向，這種策略是否恰當投資人須加以深思。

表 4-18 電子期貨與現貨的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 日資料 | | 五分鐘資料 | |
|--------------------------------|-------------|----------------|-------------|----------------|
| | F-Statistic | <i>p-value</i> | F-Statistic | <i>p-value</i> |
| Null Hypothesis: | | | | |
| SPOT does not Granger-cause TE | 5.8788** | 0.0001 | 2.5131 | 0.0405 |
| TE does not Granger-cause SPOT | 1.7441 | 0.1388 | 9.7532** | 0.0000 |

註：1.**為 1%顯著水準

由表 4-18 的日資料可知，檢定電子指數現貨是否領先電子期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0001)$ 小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示現貨為期貨的因，也就是說電子指數現貨反應新訊息的速度領先期貨。另外檢定期貨是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.1388)$ 大於 0.01 不拒絕虛無假設，表示期貨不領先現貨，也就是說期貨不為現貨的因；因此我們可知電子期貨與電子指數現貨有單向因果關係，而領先落後關係是電子指數現貨領先電子期貨。

由五分鐘資料可知，檢定電子指數現貨是否領先電子期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0405)$ 大於 0.01 則不拒絕虛無假設，顯示現貨不為期貨的因。另外檢定期貨是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0000)$ 小於 0.01 拒絕虛無假設，表示期貨領先現貨，也就是說電子期貨為電子指數現貨的因，期貨價格反應新訊息的速度亦領先現貨價格；因此我們可知電子期貨與現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨。

表 4-19 台股指數期貨與電子期貨的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 日資料 | | 五分鐘資料 | |
|----------------------------------|-------------|------------------|-------------|------------------|
| | F-Statistic | $p\text{-value}$ | F-Statistic | $p\text{-value}$ |
| Null Hypothesis: | | | | |
| TAIFEX does not Granger-cause TE | 4.5588** | 0.0012 | 1.7222 | 0.0575 |
| TE does not Granger-cause TAIFEX | 5.4330** | 0.0003 | 6.4691** | 0.0016 |

註：1. **為 1% 顯著水準

由表 4-19 日資料可知，檢定台股指數期貨是否領先電子期貨，其虛無假設為台股指數期貨不領先電子期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0012)$ 小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示台股指數期貨為電子期貨的因，也就是說台股指反應新訊息的速度領先電子期貨。另外檢定電子期貨是否領先台股指數期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0003)$ 小於 0.01 拒絕虛無假設，表示電子期貨領先台股指，也就是說電子期貨亦為台股指的因；因此我們可知台股指數期貨與電子期貨有雙向因果關係，也就是說台股指數期貨與電子期貨兩者存在互為因果的回饋關係。

由五分鐘資料可知，檢定台股指數期貨是否領先電子期貨，其虛無假設為台股指數期貨不領先電子期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0575)$ 大於 0.01 則不拒絕虛無假設，顯示台股指數期貨不為電子期貨的因。另外檢定電子期貨是否領先台股指數期貨，虛無假設為電子期貨不為台股指數期貨的因，檢定結果 $p\text{-value}(0.0016)$ 小於 0.01 拒絕虛無假設，表示電子期貨領先台台指，也就是說電子期貨為台台指的因，因此我們可以說電子期貨和台台指有單向因果關係，而領先落後關係是電子期貨領先台股指數期貨。

表 4-20 小台指期貨與現貨的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 日資料 | | 五分鐘資料 | |
|-----------------------------------|-------------|------------------|-------------|------------------|
| | F-Statistic | $p\text{-value}$ | F-Statistic | $p\text{-value}$ |
| Null Hypothesis: | | | | |
| SPOT does not Granger-cause Mi-TX | 0.5798 | 0.6776 | 1.26548 | 0.2821 |
| Mi-TX does not Granger-cause SPOT | 1.2335 | 0.2976 | 3.2634 | 0.0114 |

註：1. **為 1% 顯著水準

由表 4-20 日資料可知，檢定小台指現貨是否領先期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.6776)$ 大於 0.01 則不拒絕虛無假設，顯示現貨不為期貨的因。另外檢定小台指期貨是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.2976)$ 大於 0.01，不拒絕虛無假設，表示期貨沒有領先現貨，也就是說期貨不為現貨的因，結果顯示小台指期貨和現貨沒有顯著的因果關係。

由五分鐘資料可知，檢定小台指期貨資料是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.0114)$ 大於於 0.01 則不拒絕虛無假設，顯示期貨不為現貨的因。另外檢定小台指每五分鐘現貨資料是否領先期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 $p\text{-value}(0.2821)$ 大於 0.01，不拒絕虛無假設，表示現貨不領先期貨，也就是說現貨不為期貨的因。小台指期貨與現貨日資料及五分鐘資料皆不存在顯著的因果關係，其可能原因為小台指正式掛牌不滿一年，成交口數相對台台指不及 25%，因此期貨的價格發現功能還無法發揮，但長期間期貨與現貨已具有共整合關係。

表 4-21 台台指與小台指的 Granger 因果關係檢定

| Granger Causality Tests | 日資料 | | 五分鐘資料 | |
|-------------------------------------|-------------|----------------|-------------|----------------|
| | F-Statistic | <i>p-value</i> | F-Statistic | <i>p-value</i> |
| Null Hypothesis: | | | | |
| Mi-TX does not Granger-cause TAIFEX | 2.2811 | 0.0778 | 1.0726 | 0.3006 |
| TAIFEX does not Granger-cause Mi-TX | 4.5358** | 0.0037 | 8.7719** | 0.0000 |

註：1.**為 1%顯著水準

由表 4-21 可知，檢定台台指是否領先小台指，其虛無假設為台台指不領先小台指，檢定結果 $p\text{-value}(0.0037)$ 小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示台台指領先小台指，也就是說台台指為小台指的因，台台指反應新訊息的速度領先小台指。另外檢定小台指是否領先台台指，其虛無假設為小台指不領先台台指，檢定結果 $p\text{-value}(0.0778)$ 大於 0.01 不拒絕虛無假設，表示小台指沒有領先台台指；因此我們可知台台指與小台指有單向因果關係，而領先落後關係是台台指領先小台指。

由表 4-21 可知，透過每五分鐘資料檢定台台指是否領先小台指，其虛無假設為台台指不領先小台指，檢定結果 $p\text{-value}(0.0000)$ 小於 0.01 拒絕虛無假設，表示台台指為小台指的因，也就是說台台指反應新訊息的速度領先小台指；另外檢定小台指是否領先台台指，其虛無假設為小台指不領先台台指，檢定結果 $p\text{-value}(0.3006)$ 大於 0.01 則不拒絕虛無假設，表示小台指不為台台指的因。因此我們可以說台台指和小台指有單向因果關係，而領先落後關係是台台指領先小台指，此研究結果與日資料相同。

表 4-22 Granger 因果關係之整理

| | 台台指 | | 摩台指 | | 電子期貨 | | 小台指 | |
|-------|-------|-----|-------|-----|-------|-----|-------|-----|
| | 五分鐘資料 | 日資料 | 五分鐘資料 | 日資料 | 五分鐘資料 | 日資料 | 五分鐘資料 | 日資料 |
| 期貨領先 | | | | | | | | |
| 現貨領先 | | | | | | | | |
| 台台指領先 | | | | | | | | |
| 台台指落後 | | | | | | | | |

由表 2-22 可知，台台指、摩台指、電子期貨的五分鐘資料皆顯示期貨領先現貨，表示期貨的價格發現功能已初步建立。小台指不論日資料或五分鐘資料期貨與現貨沒有顯著的因果關係，其原因為小台指上市未滿一年，價格機能無法充份發揮。跨市場的研究顯示台台指領先摩台指，另外電子期貨領先台台指、台台指領先小台指，表 4-23 及 4-24 將進一步說明期貨領先現貨的時間長短。台股指數期貨與現貨的因果關係不受股市多頭及空頭的影響。以上之研究發現日資料和五分鐘資料的研究結果有著很大的差別，期貨與現貨的領先落後關係之相關研究，以時間間隔較短的日內五分鐘資料較能描述期貨與現貨真實的領先與落後關係，因為期貨領先現貨的時間通常不超過一天，往往只有幾十分鐘的領先，因此以日內五分鐘資料來做相關的研究，更能描述出期貨與現貨的領先落後關係。

關於三市場間各自互相影響的時間有多長，則需觀察不同遞延期數的領先與落後關係，由表 4-23 可知台股指數期貨遞延 3 期時的 F 統計值(105.107)最為顯著，因此得知台股指數期貨領先現貨 10~15 分鐘，我們要預測台股現貨(SPOT)當期的走勢時，若參考納入台股期貨(TAIFEX)前 10~15 分鐘內的變動資訊，對於預測台股現貨是有正面的幫助；摩根台股指數期貨遞延 2 期時的 F 統計值(99.1321)最為顯著，因此得知摩根台股指數期貨領先現貨 5~10 分鐘；台股指數期貨遞延 2 期時的 F 統計值(16.0963)最為顯著，因此得知台股指數期貨領先摩根台股指數 5~10 分鐘。

表 4-23 台台指及摩台指期貨與現貨領先-落後之期數

| Granger Causality Tests | | | | | | | | |
|-------------------------|-------------|----------------|--------------|-------------|----------------|----------|-------------|----------------|
| 台股指數期貨領先現貨 | | | 摩根台股指數期貨領先現貨 | | | 台台指領先摩台指 | | |
| Lags | F-Statistic | <i>p-value</i> | Lags | F-Statistic | <i>p-value</i> | Lags | F-Statistic | <i>p-value</i> |
| 1 | 19.9324 | 0.0000 | 1 | 69.8121 | 0.0000 | 1 | 14.2560 | 0.0000 |
| 2 | 83.1908 | 0.0000 | 2 | 99.1321** | 0.0000 | 2 | 16.0963** | 0.0000 |
| 3 | 105.107** | 0.0000 | 3 | 71.3568 | 0.0000 | 3 | 16.0811 | 0.0000 |
| 4 | 64.6643 | 0.0000 | 4 | 36.7212 | 0.0000 | 4 | 15.5128 | 0.0000 |

表 4-24 電子期貨與現貨領先-落後之期數

| Granger Causality Tests | | | | | |
|-------------------------|-------------|----------------|-----------|-------------|----------------|
| 電子期貨領先現貨 | | | 電子期貨領先台台指 | | |
| Lags | F-Statistic | <i>p-value</i> | Lags | F-Statistic | <i>p-value</i> |
| 1 | 33.4573 | 0.0000 | 1 | 68.5879 | 0.0000 |
| 2 | 68.9347 | 0.0000 | 2 | 103.2374** | 0.0000 |
| 3 | 99.4772** | 0.0000 | 3 | 62.4323 | 0.0000 |
| 4 | 77.2877 | 0.0000 | 4 | 20.3287 | 0.0000 |

由表 4-24 可知電子期貨遞延 3 期時的 F 統計值(99.4772)最為顯著，因此得知電子期貨領先現貨 10~15 分鐘；電子期貨遞延 2 期領先台台指的 F 統計值(103.2374)最為顯著，因此得知電子期貨領先台股指數期貨 5~10 分鐘。當我們要預測台股指數期貨時若參考納入電子期貨前 5~10 分鐘內的變動資訊對於預測台股指數期貨是有正面的幫助。

四、GARCH 模型

欲探討期貨與現貨市場報酬的領先與落後關係，我們必須先確認期貨與現貨市場的報酬是否具有自我迴歸條件變異數(ARCH)的效果，首先對台台指及摩台指期貨與現貨報酬序列進行初步統計分析，表 4-25 為日報酬序列，在四個序列中不論台台指或摩台指期貨與現貨報酬平均值與中位數都非常接近，而從標準差來看，則顯示期貨之風險較現貨高，摩根台股指數期貨之風險高於台台指，另外由偏態係數與峰態係數皆顯示期貨與現貨報酬序列皆非為常態分配，並且為右偏的高狹峰，而 Jarque-Bera 檢定則證實了這四個序列皆不符合常態分配。根據 Bollerslev (1987)之研究指出，此種尾端比常態分配厚，並且為高狹峰分配之資料，較適合採用 GARCH 模型分析。

表 4-25 台台指及摩台指期貨與現貨每日報酬率之基本統計量

| | 台台指 | 台台指現貨 | 摩台指 | 摩台指現貨 |
|-----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 平均值 | -0.000427 | -0.000398 | -0.000204 | -0.000209 |
| 中位數 | -0.001030 | -0.001286 | -0.001082 | -0.001076 |
| 標準差 | 0.021487 | 0.01873 | 0.024603 | 0.019961 |
| 偏態係數 | 0.024711 | 0.084664 | -0.076042 | 0.150137 |
| 峰態係數 | 4.4034 | 3.8295 | 5.9050 | 3.6635 |
| Jarque-Bera Probabilty | 75.26365 (0.000000) | 27.35376 (0.000001) | 322.9972 (0.000000) | 20.24511 (0.000040) |
| Ljung-Box(24) | 37.127(0.015) | 33.368(0.097) | 29.402(0.205) | 28.778(0.229) |
| Ljung-Box ² (24) | 269.17(0.000) | 177.22(0.000) | 92.119(0.000) | 189.09(0.000) |
| ARCH | 77.63922 (0.000000) | 60.0929 (0.000000) | 34.40977 (0.000001) | 66.1921 (0.000000) |

在自我相關檢定方面，由上表顯示台台指期貨與現貨報酬序列，在 1% 的顯著水準下沒有自我相關的傾向；摩台指期貨與現貨的報酬序列，在 1% 的顯著水準下均無法拒絕沒有自我相關的虛無假設，表示摩台指期貨與現貨報酬數列亦沒有自我相關的現象。在異質性方面，台台指及摩台指日資料報酬率平方的 Ljung-Box² Q 統計值，在 1% 的顯著水準下，皆拒絕無異質性存在的虛無假設，且報率平方的 $Q(P)$ 值大於報酬率的 $Q(P)$ 值，則以上四序列具有異質性。

另外本研究亦採用 Engle(1982)所發展的 LM 檢定對變異數異質性作檢定，其虛假設 H_0 ：無 ARCH 效果；對立假設 H_1 ：存在 ARCH 效果。由以上結果得知，台台指及摩台指期貨與現貨報酬序列之 LM 檢定均顯著拒絕虛無假設，意謂著報酬序列之殘差平方項存在著 ARCH 效果，因此台台指及摩台指日資料報酬序列適合用 GARCH 模型來描述期貨與現貨報酬波動的領先落後關係。

表 4-26 台台指及摩台指期貨與現貨每五分鐘報酬率之基本統計量

| | 台台指 | 台台指現貨 | 摩台指 | 摩台指現貨 |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 平均值 | 0.0000273 | 0.0000281 | 0.0000264 | 0.0000258 |
| 中位數 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 | 0.00000 |
| 標準差 | 0.003369 | 0.003387 | 0.003811 | 0.003632 |
| 偏態係數 | 10.86375 | 12.93003 | 11.4041 | 13.87127 |
| 峰態係數 | 481.1839 | 558.5802 | 510.5712 | 601.9538 |
| Jarque-Bera Probabilty | 57846253 (0.0000) | 78094980 (0.0000) | 65548256 (0.0000) | 91286920 (0.0000) |
| Ljung-Box(24) | 18.585(0.774) | 36.536(0.049) | 24.871(0.413) | 63.356(0.000) |
| Ljung-Box ² (24) | 0.0632(1) | 0.01341(1) | 0.1365(1) | 0.1299(1) |
| ARCH | 0.01191 (0.99998) | 0.01523 (0.99997) | 0.03769 (0.99982) | 0.04269 (0.99978) |

表 4-26 為五分鐘報酬序列，不論台台指或摩台指期貨與現貨報酬平均值與中位數都非常接近，而從標準差來看，則顯示台台指現貨之風險高於期貨，摩台指期貨之風險大於現貨，摩根台股指數期貨之風險也高於台台指，另外由偏態係數與峰態係數皆顯示期貨與現貨報酬序列皆非為常態分配，並且為右偏的高狹峰，而 Jarque-Bera 檢定則證實了這四個序列皆不符合常態分配。

在自我相關方面，期貨資料比起現貨報酬序列，在 1% 的顯著水準下較沒有自我相關的傾向。在異質性方面，由於台台指及摩台指期貨與現貨每五分鐘報酬率平方的 Ljung-Box² Q 統計值，在 1% 的顯著水準下，皆呈現不顯著狀態，且皆小於其對應之報酬率 Ljung-Box Q 統計值，因此台台指及摩台指期貨與現貨每五分鐘報酬序列不具有異質性，故不適合用 GARCH 模型來描述期貨與現貨報酬波動的領先落後關係。

另外本研究亦採用 Engle(1982)所發展的 LM 檢定對變異數異質性作檢定，其虛假設 H_0 ：無 ARCH 效果；對立假設 H_1 ：存在 ARCH 效果。由以上結果得知，台台指及摩台指期貨與現貨報酬序列之 LM 檢定均無法拒絕虛無假設，意謂著序列之殘差平方項不存在著 ARCH 效果，故期貨與現貨五分鐘資料不適合用 GARCH 模型來描

述期貨與現貨報酬波動的領先落後關係。

綜觀上述得知五分鐘高頻資料不適合研究報酬波動的領先落後關係，故本研究以日報酬序列為研究對象，Bivariate GARCH(1,1)為雙變量模型，可同時考慮期貨與現貨兩個變數，故本研究使用此模型進行實證，實證結果如下：

表 4-27 台股指數期貨與現貨之 Bi-GARCH(1,1)模型

| 參數 | 係數 | 標準差 | Z值 | P值 |
|------------------|-------------|----------|-----------|---------|
| 21 | -0.00000668 | 0.000178 | -0.037461 | 0.9701 |
| \tilde{a}_{21} | 0.102685 | 0.007626 | 13.46510 | 0.0000* |
| \tilde{a}_{22} | -0.012702 | 0.008079 | -1.572148 | 0.1159 |
| \tilde{a}_{23} | -0.013240 | 0.007458 | -1.775211 | 0.0759 |
| \tilde{a}_{24} | -0.013532 | 0.008628 | -1.568383 | 0.1168 |
| \tilde{a}_{25} | -0.004480 | 0.008488 | -0.527793 | 0.5976 |
| \tilde{a}_{26} | 0.015301 | 0.008670 | 1.764821 | 0.0776 |
| 11 | 0.00000656 | 0.000194 | 0.033741 | 0.9731 |
| \tilde{a}_{11} | -0.079326 | 0.009644 | -8.224957 | 0.0000* |
| \tilde{a}_{12} | 0.041992 | 0.011082 | 3.789046 | 0.0002* |
| \tilde{a}_{13} | 0.024726 | 0.010773 | 2.295238 | 0.0217 |
| \tilde{a}_{14} | 0.026345 | 0.010315 | 2.554073 | 0.0106 |
| \tilde{a}_{15} | 0.007867 | 0.011398 | 0.690238 | 0.4900 |
| \tilde{a}_{16} | -0.013330 | 0.010804 | -1.233826 | 0.2173 |

註 1:期貨與現貨之 Bi-GARCH(1,1)模型

$$F_t = C_1 + a_{11}F_{t-1} + \sum_{i=1}^6 g_{1i}S_{t-i} + e_{f,t} \quad S_t = C + a_{21}S_{t-1} + \sum_{i=1}^6 g_{2i}F_{t-i} + e_{s,t}$$

表 4-28 摩根台股指數期貨與現貨之 Bi-GARCH(1,1)模型

| 參數 | 係數 | 標準差 | Z值 | P值 |
|------------------|-----------|----------|-----------|---------|
| 21 | 0.0000815 | 0.000163 | 0.499837 | 0.6172 |
| \tilde{a}_{21} | 0.129616 | 0.007037 | 18.42044 | 0.0000* |
| \tilde{a}_{22} | 0.007378 | 0.007704 | 0.957639 | 0.3382 |
| \tilde{a}_{23} | -0.004129 | 0.007718 | -0.535019 | 0.5926 |
| \tilde{a}_{24} | 0.0000827 | 0.007290 | 0.011348 | 0.9909 |
| \tilde{a}_{25} | -0.012046 | 0.007490 | -1.608305 | 0.1078 |
| \tilde{a}_{26} | 0.007899 | 0.007672 | 1.029655 | 0.3032 |
| 11 | -0.000165 | 0.000204 | -0.811116 | 0.4173 |
| \tilde{a}_{11} | -0.126286 | 0.010321 | -12.23599 | 0.0000* |
| \tilde{a}_{12} | 0.021059 | 0.012950 | 1.626091 | 0.1039 |
| \tilde{a}_{13} | -0.002330 | 0.012774 | -0.182421 | 0.8553 |
| \tilde{a}_{14} | -0.019086 | 0.010905 | -1.750123 | 0.0801 |
| \tilde{a}_{15} | 0.041910 | 0.012491 | 3.355293 | 0.0008* |
| \tilde{a}_{16} | -0.015248 | 0.011522 | -1.323309 | 0.1857 |

註 1:期貨與現貨之 Bi-GARCH(1,1)模型

$$F_t = C_1 + a_{11}F_{t-1} + \sum_{i=1}^6 g_{1i}S_{t-i} + e_{f,t} \quad S_t = C + a_{21}S_{t-1} + \sum_{i=1}^6 g_{2i}F_{t-i} + e_{s,t}$$

表 4-27 得知，台股指數期貨報酬領先現貨報酬一期，為正向關係；現貨報酬領先期貨二期，其中一為正向關係另一期為反向關係，研究結果顯示台台指期貨與現貨日資料報酬序列彼此互有領先，與 Granger 因果關係日資料檢定結果有相同的結論。表 4-28 可知，摩根台股指數期貨報酬序列領先現貨報酬一期，為正向關係；現貨報酬領先期貨二期，其中一為正向關係另一期為反向關係，研究結果顯示摩台指期貨與現貨日資料報酬序列彼此互有領先，而 Granger 因果關係之結果為摩台指期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是現貨領先期貨，這兩種研究方法有不同的結論。

本研究中五分鐘報酬序列不適以 GARCH 模型來描述，而領先與落後關係之研究以時間間隔較短的日內五分鐘資料較能描述期貨與現貨間實際的領先與落後關係，因此探討期貨與現貨間的因果關係時，Granger 因果關係檢定優於 GARCH 模型，另外亦可從文獻探討中得知，大部份領先與落後關係的相關研究均採用 Granger 因果關係檢定。