

美國存託憑證與母國股票報酬間 之動態關連性—極端尾部相依性 以及 Kendall's tau 之研究

張光亮、黃宗佑*

摘 要

本文的主要目的是透過很多不同型式之 copula 設定 (包含 Normal、Student's t、Gumbel、Clayton、Frank 以及三種混合型 copula 模型) 來調查台灣高科技廠商 (台積電、矽品、聯電、日月光、友達) 股票與其美國存託憑證 (American Depositary Receipts, ADRs) 之動態相依性。兩市場間之關聯性是透過尾部相依以及 Kendall's tau 測度來衡量。實證結果發現, 對矽品以及聯電公司而言, Student's t copula 函數最適合用來描述美國存託憑證與母公司股票報酬之動態關聯性。此一結果隱含同一種資產在台灣與美國上市之報酬具有對稱之動態相依性。另外一方面, 由 Normal、Gumbel、Gumbel-Survival copulas 所構成之混合型設定適合於台積電、日月光以及友達, 顯示現貨與 ADRs 存在非對稱相依結構。不論公司為何, 本文發現相依性結構並非固定不變而是隨著時間經過而有所不同。在 2008 年金融海嘯發生期間, Kendall's tau 以及尾部相依性指標透露出它們之間的相依性出現下跌傾向, 此一現象可能與政府對股票市場之干預與管制有關。

關鍵詞: Copula 函數、尾部相依性、Kendall's tau、GARCH 模型、
美國存託憑證

JEL 分類代號: C32, C51, G15

* 兩位作者分別為聯絡作者: 張光亮, 國立嘉義大學應用經濟學系副教授, 60054 嘉義市新民路 580 號, 電話: 05-2732855, E-mail: klchang@mail.ncyu.edu.tw。黃宗佑, 國立中央大學財務金融學系博士生, 64646 雲林縣古坑鄉文學路 19-6 號, 電話: 05-5826793, E-mail: citizen607@hotmail.com。作者感謝兩位匿名審查委員所提供之寶貴建議。
投稿日期: 民國 99 年 3 月 25 日; 修訂日期: 民國 99 年 4 月 19 日;
接受日期: 民國 99 年 11 月 11 日。

1. 前言

國際金融市場自 1990 年代起持續進行許多金融改革措施（例如金融自由化與跨國投資法規解禁等）以及投資工具之創新（例如期貨、選擇權與存託評證等商品），這些因素大幅度提高國際金融市場整合，進而造成國際間金融市場之相關性愈來愈高。美國存託憑證（American Depositary Receipts, ADRs）是一種新興的投資工具，其特色是允許外國公司的股票能夠至美國上市發行。截至目前為止，已經有很多的文獻探討外國母公司股票報酬與其 ADRs 報酬間之關連性。藉由分析兩者之間的關連性可以清楚瞭解 ADRs 是否為外國股票之良好替代品，並且提供美國投資者在制定國際資產配置決策時之重要參考資訊。絕大多數文獻皆是採用傳統的相關係數來衡量金融資產間之相關性。雖然相關係數在實際運作上非常容易，但是它僅是一個測量變數間之線性相關性測度，無法衡量變數們同時出現極端事件之機率以及變數出現同方向與反方向變動之強度。本文的主要目的是運用不同型式 copula 設定（包含單一 copula 設定以及混合型 copula 設定）來檢視台灣高科技廠商股票報酬與其 ADRs 報酬間之動態關係，並且調查不同公司所適用的 copula 函數是否相同以及探討現貨與 ADRs 市場間之動態相依性。在本文中，兩市場報酬率間之動態相依性是利用 copula 函數中之 Kendall's tau 以及極端尾部相依性測度來描繪，而不是使用文獻上慣用之相關係數指標。除此之外，透過兩資產之同步變動機率以及在極度尾端之關聯性測度所提供之資訊，可以幫助美國投資者瞭解是否 ADRs 可以取代海外母公司股票做為跨國資產配置決策中之國外資產投資標的。

ADRs 是指海外公司股票可以到美國市場上市發行，其主要特

色是該權益證券可以同時在母國與美國上市交易。¹ 如果投資者可以自由買賣 ADRs 與母國股票，而且交易成本不存在時，兩者之間的價格應該會趨於一致的。明確地說，兩者之間應該呈現高度同步變動之趨勢。截至目前為止，已經有相當多之實證研究討論 ADRs 與母國股票報酬率間之動態關係。例如，Kim et al. (2000)、Eun and Sabherwal (2003) 與 Yang (2007)等學者使用線性自我迴歸模型檢查兩者之關聯性。再者，Chung et al. (2005)、Wang and Lin (2005) 與 Li (2009) 等研究透過門檻誤差修正向量自我迴歸模型來討論 ADRs 與母國股票報酬率間之動態調整過程，並且發現兩者之間出現非線性之價格調整現象。

另外一支文獻討論 ADRs 是否為母國股票的良好替代品。投資者透過執行國際資產配置決策來分散投資風險時，往往面臨到無法充份掌握國外資產之訊息，因而降低投資國外資產之比重，此即文獻所稱之母國投資偏誤迷思 (home-bias puzzle) (Tesar and Werner, 1995)。基於美國投資者僅在美國就可以直接購買 ADRs 進行國際投資，而不需要親自至發行公司之國家購買該公司股票之原因，有些研究分析 ADRs 與母國股票是否互為良好替代品。包含 Jiang (1998) 與 Ely and Salehizadeh (2001) 等在內之研究，利用共整合計量方法檢查兩者之間是否存在長期均衡關係。他們的實證研究發現 ADRs 與母國股票存在長期均衡關係，因此 ADRs 可以被視為代替母國股票之投資標的。另外一方面，有些研究主張 ADRs 與母國股票價格收斂至長期均衡關係之速度會與放空限制、資本管制、資產流通性速度與交易成本等因素有關 (例如 Rabinovitch et al., 2003 ; Auguste et al., 2006 ; Chen et al., 2008 ; Koum kwa and

¹ 依據 Wang and Yang (2004)、Chung et al. (2005)、Wang and Lin (2005)、Li (2009) 與 Wang et al. (2010) 等研究之說明，發行 ADRs 的好處可以簡短摘要如下：對於發行公司而言，它可以獲取來自海外之資金以及提高其在國際市場之知名度。對於美國投資者而言，其最大的好處就是降低外國投資所面臨之投資以及法令障礙與資訊取得不易之限制。

Susmel, 2008 等研究)。

雖然向量自我迴歸模型已經被採用來檢視跨市場/跨國家間之金融資產價格動態，但是此一作法必須針對隨機誤差向量進行分配設定。爲了簡化模型估計上之困難度以及複雜性，前述提及之文獻大多是在二元常態分配設定下來研究 ADRs 與股票報酬率之動態傳遞過程以及相關性。² 然而，二元常態分配設定嚴重違反金融資產報酬率不具備聯合常態分配之特質，因而無法真實地反應兩資產間之結構關係。例如 Longin and Solnik (2001) 使用極值理論探討國際股票市場 (美國、英國、法國、德國、日本) 之報酬率是否和多變量常態分配吻合。他們的實證結果顯示常態分配設定無法被資料所支持，而且國際市場存在非對稱之相關性。Ang and Chen (2002) 發展出一種檢驗條件相關係數之檢定統計量來分析美國股票報酬率資料是否符合常態分配之性質。他們使用不同資料來源以及不同的資料頻率來檢定美國公司股票報酬率間是否服從常態分配設定。他們的實證結果亦無法支持資料具有聯合常態分配之特性。爲了解決金融資產與生俱來之厚尾特質，有些學者建議改採用 copula 模型來進行研究分析。copula 方法是一種可以處理各式各樣聯合分配之方法，目前已經被廣泛運用於財務範疇，例如風險管理、衍生性金融商品定價、期貨避險策略制定等領域。³ copula 方法之基本原理是將報酬率間之聯合分配函數分解成二個部份：第一個部份爲個別報酬率之邊際分配，第二個部份是透過 copula 函數來衡量報酬率間之相依性。透過不同型式之邊際分配與 copula 設定，它將可以產生各

² 例如，Wang and Lin (2005) 與 Wang et al. (2010) 利用二元常態分配來研究台灣電子公司之股票報酬與其 ADRs 報酬之動態關係。雖然他們的設定可以衡量 ADRs 與其相對股票價格間之動態傳遞與調整過程，但是常態分配設定可能會導致錯誤的實證推論。

³ copula 方法於財務方面之運用可以參考 Cherubini et al. (2004) 一書中之介紹。除此之外，Meneguzzo and Vecchiato (2004)、廖四郎與李福慶 (2005) 和黃裕烈 (2007) 等人亦運用 copula 方法來估算擔保債權標的資產間之違約關聯性。Liu et al. (2009) 透過 copula 技巧來研究極端事件以及倒帳相依性對商業性不動產抵押貸款證券訂價行爲之影響。

式各樣之聯合分配。例如，Hsu et al. (2008) 的實證結果證實，將非對稱相依性納入考量之 copula 模型在規避現貨風險之能力上較雙變量常態分配顯著，此一結果亦間接證實聯合常態分配的不適用性。

台灣是全球最大的晶圓代工國家，所以台灣高科技廠商的一舉一動不僅會影響台灣本國經濟，而且還會影響世界半導體市場。截至目前為止，已經有很多台灣的高科技廠商到美國發行存託憑證而且這些公司的成交量占整個 ADRs 市場的比重很高。根據 Wang and Yang (2004) 所提供的資料顯示，台積電以及聯電的 ADRs 發行量在 2003 年 6 月分別為紐約證交所 ADRs 市場的第二大以及第五大的交易標的。本研究主要目的是，透過五種 copula 函數以及三種混合型 copula 設定來檢查台灣五間高科技廠商（台積電、矽品、聯電、日月光、友達）的股票價格與其 ADRs 價格間的關連性。

本文所採用的 AR-GARCH-copula (autoregressive-generalized autoregressive conditional heteroskedasticity-copula) 實證研究方法可以捕抓總體及財務資料所具有之性質，包含波動叢聚、厚尾以及相依性隨著時間而改變之特性。雖然黃宗佑 (2009) 已經採用 copula 方法來研究台灣高科技公司股票與 ADRs 價格間之關聯性，但是他的實證設定除了忽略了大多數金融資產報酬率具有顯著之自我相關以及波動叢聚現象之外，亦未考量混合型 copula 設定所帶來之好處，因而他的實證結果是值得存疑。本文採用 Bollerslev (1986) 的 GARCH 模型搭配具有厚尾性質之 Student's t 分配來描繪個別資產報酬率之邊際分配。⁴ 為了規避聯合常態分配設定所可能引發推論不正確之難題，以及將現存實證研究發現不同資料屬性其適用的 copula

⁴ GARCH 模型適用於捕抓以及描述金融資產條件變異數非固定之文獻請參考 Bollerslev et al. (1992) 之說明。

函數也會不同之現象納入考量，⁵ 本文採用了多種慣為文獻上使用之 copula 函數來檢查不同公司所適宜的 copula 函數是否不同以及探討動態相依性指標是否與重大金融事件有關。⁶ 本文採用的 5 種單一型式 copula 函數包含了 Normal、Student、Gumbel、Clayton 與 Frank copulas。然而，這些 copula 不是無法考量極端尾端事件發生機率（例如 Normal 與 Frank copulas），就是只能考量單尾極端事件發生機率（例如 Gumbel 與 Clayton copulas）。雖然 Student's t copula 具有捕抓左右尾極端事件之機率，但它卻是對稱性質。基於股票價格走勢在牛市與熊市時不同之理由，對稱極端事件之設定可能不合乎現實情況。為了賦予 copula 設定在實證運用上能夠與真實情況更加吻合，亦即能夠同時捕抓非對稱之極端事件相依性，Hu (2006)、Lai et al. (2009) 與 Turgutlu and Ucer (2010) 採用混合型 copula 設定來衡量變數間之相依性。基於混合型 copula 設定可以提供更為多樣化之聯合分配外觀形狀，本研究所採用的 3 種混合型 copula 設定分別為 Lai et al. (2009) 所使用之 Clayton 與 Gumbel 混合型設定、Hu (2006) 與 Turgutlu and Ucer (2010) 所使用的 Normal、Gumbel 與 Gumbel-Survival 混合型設定、以及 Rodriguez (2007) 所提出之 Gumbel、Clayton 與 Frank 混合型模型。

⁵ 例如，Rodriguez (2007) 發現 Student's t copula 適合用來描繪墨西哥、阿根廷、與巴西股票市場間之相依性；然而它卻不適用於墨西哥與智利股票市場。Malevergne and Sornette (2003) 發現 Normal copula 適用於大部份的股票與匯率市場；但是，Student's t copula 適用於金屬市場。Giacomini et al. (2009) 證實 Clayton copula 比 Normal copula 更適合用來計算投資組合之風險值。Turgutlu and Ucer (2010) 證實 Normal copula 適合用來衡量英國與馬來西亞以及日本與韓國股票市場之相依性。Meneguzzo and Vecchiato (2004) 發現 Student's t copula 比 Normal、Clayton、與 Frank copulas 更適合用來訂定擔保債權憑證價格。Hu (2006)、Rodriguez (2007)、Lai et al. (2009) 與 Turgutlu and Ucer (2010) 採用混合型 copula 設定來研究變數相依性，他們的結果發現混合型設定有時優於單一 copula 設定，但是有時並未具有較佳之優勢。簡言之，目前並未存在一種可以適用於所有資料型態之 copula 設定。

⁶ 這八種不同型式 copula 設定最大的不同點是在於它們具有非常不同之尾部分配。copula 函數之詳細特性、分配形狀與其性質，請參考第 2 節之說明。

相對於前述文獻檢查 ADRs 與股票報酬之間的長期關係，本文透過 Kendall's tau (測量兩變數出現同方向變動之機率強度) 以及尾部相依性測度 (測量兩變數同時出現極端數值之機率) 來檢查兩資產間之短期關係，並且以它們作為判斷 ADRs 與母公司股票替代性高低之參考準則。另外一方面，由於許多研究已經發現國際股票市場具有非線性關係，亦即相關性並非固定不變而是會隨著股市大漲與大跌而有所不同，⁷ Jondeau and Rockinger (2006)、Patton (2006a, 2006b)、Bartram et al. (2007)、Hsu et al. (2008) 與 Lai et al. (2009) 等作者已經將國際金融市場間之相關性非固定之特性納入 copula 模型中來進行實證研究分析。本文採用類似於 Lai et al. (2009) 之作法，允許在 copula 函數中用來捕抓相依性之參數可以隨時間改變。台灣高科技產業在 2008 年中期之次級房貸風暴期間中受到嚴重打擊。例如，為了因應訂單減少所造成之過剩產能，台積電、聯電與日月光等公司以無薪休假措施來減緩金融海嘯所造成之衝擊。由此說明清楚可知，動態相依性設定在實證分析上似乎更為合理，而且我們可以更進一步分析台灣高科技廠商股票與其 ARDs 報酬間之相依性是否在 2008 年金融海嘯發生期間改變了。

本文的實證結果發現，所有公司的股票報酬以及 ADRs 報酬皆出現顯著的波動持續性與厚尾現象，而且不同公司所適合的 copula 函數亦不會完全相同；即使所選擇之 copula 函數相同，函數中之參數亦完全不同。對於矽晶與聯電公司來說，Student's t copula 設定最適合用來描繪 ADRs 與股票報酬間之動態相依性。明確地說，兩市場同時出現極端正報酬與負報酬事件的可能性是對稱的。台積電、日月光與友達所選擇的是由 Normal、Gumbel 與 Gumbel-survival copulas 所構成之混合型設定，這個結果顯示現貨與 ADRs 市場存在非對稱關係。除此之外，Kendall's tau 以及尾部相依性指

⁷ 例如，Erb et al. (1994)、Longin and Solnik (1995, 2001)、Solnik et al. (1996)、Edwards and Susmel (2001)、Campbell et al. (2002) 與 Rodrigues (2007) 等研究發現國際資產間存在非線性相關性之證據。

標走勢圖出現上下波動現象。跨市場間之相依性強度在 2008 年的金融海嘯期間大多呈現下跌之傾向。這個結果與絕大多數文獻認為跨國證券市場間之關聯性在金融動盪期間會增強的現象相矛盾。我們發現其可能原因與政府管制行為有關。例如，Chen et al. (2008) 指出禁止放空行為將不利兩市場朝向長期均衡收斂，造成兩者相依性降低。Koumka and Susmel (2008) 發現，市場流動性愈慢收斂速度愈慢，則兩市場關聯性可能降低。

本文的架構安排如下：第 2 節為 copula 函數之介紹以及實證模型之設定方式。第 3 節為資料特性介紹以及實證結果說明。ADRs 與母公司股票報酬相依性下跌之可能原因亦會在此一併討論。最後一節為結論與建議。

2. 實證模型設定

2.1 Copula 概念以及兩個相依性指標

依據 Nelson (1999) 一書之說明，copula 函數之主要目的是將高維度聯合分配函數與其個別之邊際分配函數進行聯結。根據 Sklar (1959) 定理，聯合累積分配函數與 copula 函數之關係如下：

$$F(R_1, R_2) = C(F_{R_1}(R_1), F_{R_2}(R_2)), \quad (1)$$

其中 F_{R_1} 與 F_{R_2} 分別為隨機變數 R_1 與 R_2 的邊際累積分配函數， C 代表 copula 分配函數。將上式左右兩邊同時對 R_1 與 R_2 進行偏微分，即可得出下列關係：

$$f(R_1, R_2) = c(F_{R_1}(R_1), F_{R_2}(R_2)) \times f_{R_1}(R_1) \times f_{R_2}(R_2), \quad (2)$$

由此可知，聯合密度函數是由 copula 密度函數 $c(F_{R_1}, F_{R_2})$ 與 R_1 與 R_2 的邊際密度函數所組成的。此一設定之其中一個優點為，兩變數之

間的相依性與邊際密度函數無關，而是由 copula 密度函數所衡量。所以，只要所選擇的 copula 密度函數恰當的話，則兩變數之間的相依結構即可被適當地捕捉。

由於金融資產報酬動態具有顯著之與時俱變特性，非條件設定無法滿足現實情況之需求。Patton (2006a) 在其文章中已經說明 Sklar (1959) 定理仍然可以應用到條件 copula 設定。亦即，條件聯合密度函數可以表示成 R_{1t} 與 R_{2t} 之個別條件邊際密度函數與條件 copula 密度函數之相乘積。

在討論本研究所採用之 copula 函數前，本文首先介紹兩種衡量序列相依性之測度：Kendall's tau 以及尾部相依性測度。第一種測度是 Genest and Mackay (1986) 所提出的 Kendall's tau 指標。它是用來衡量兩個隨機變數出現亦步亦趨傾向或是背離方向走勢之測度。令 (R_1, R_2) 與 $(\tilde{R}_1, \tilde{R}_2)$ 是兩個獨立的隨機向量，而且它們的聯合累積分配函數皆為 F 。Kendall's tau 可以表示成

$$\tau = \Pr[(R_1 - \tilde{R}_1)(R_2 - \tilde{R}_2) > 0] - \Pr[(R_1 - \tilde{R}_1)(R_2 - \tilde{R}_2) < 0], \quad (3)$$

由此可知，它是用來計算兩變數同時出現同方向 (concordance) 變動機率與非相同方向 (discordance) 變動機率之差額。雖然它的數值與線性相關係數一樣不會超出正負 1 這個區間，兩者最主要的差異在於前者可以測量兩個序列間之非線性關係，但是後者僅可以衡量兩序列間之線性關係。如果它為正 (負) 值，則代表資料出現同方向 (反方向) 走勢之強度超過反方向 (同方向) 走勢之強度。

第二種測度是尾部相依性指標。它是建構於極度尾端事件之條件機率；簡言之，它著重於兩變數同時出現極端事件之可能性。上尾部相依性指標 (upper tail dependence) 捕抓變數同時出現極端正值的可能性。反之，下尾部相依性指標 (lower tail dependence) 捕抓變數同時出現極端負值的機率。上尾部相依性指標 (λ_U) 與下尾部相依性指標 (λ_L) 茲分別定義如下：

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1^-} \mathbb{P}\left[R_2 > F_{R_2}^{-1}(u) \mid R_1 > F_{R_1}^{-1}(u)\right], \quad (4)$$

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0^+} \mathbb{P}\left[R_2 < F_{R_2}^{-1}(u) \mid R_1 < F_{R_1}^{-1}(u)\right], \quad (5)$$

這兩個指標之範圍皆落於 0 和 1 之間。當指標的數值愈接近 1 時，代表兩變數同時出現極端事件的可能性愈強；另外一方面，如果數值愈接近 0，則兩變數同時發生極端事件之可能性愈低。

2.2 Copula 函數介紹

本文接著介紹實證模型中所會運用到之 5 種不同形式之 copula 函數以及 3 種混合型 copula 設定。8 種不同 copula 設定之聯合累積分配函數以及它們所具有的相依性特質亦會在此一併介紹。

2.2.1 Normal Copula 函數

Normal copula 是屬於 Elliptical copula 函數族之一種，它也是實證文獻最常使用之設定。它的累積分配函數可以表示成

$$C^N(u, v; \rho) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \times \exp\left(-\frac{u^2 - 2\rho uv + v^2}{2(1-\rho^2)}\right) dv \cdot du, \quad (6)$$

其中 $u = F_{R_1}(R_1)$ ， $v = F_{R_2}(R_2)$ ， F_{R_i} 代表第 i 個變數之累積分配函數，而且 Φ^{-1} 代表標準常態分配之累積密度函數的反函數。在 Normal copula 中，參數 ρ (相關係數) 和 τ 的關係為 $\tau = (2/\pi) \times \arcsin(\rho)$ 。而且， τ 之數值介於正負 1 之間。Normal copula 設定之主要性質是它並不存在尾部相依性，而且當 τ 值愈大時，機率密度函數往左右極端值翹的可能性會愈高。

2.2.2 Student's t Copula 函數

第二個要介紹的是 Student's t copula 函數，它與 Normal copula 函數一樣，都是屬於 Elliptical copula 函數族。它的累積分配函數可

以表示成

$$C^T(u, v; \rho, \gamma) = \int_{-\infty}^{T_{\gamma}^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{T_{\gamma}^{-1}(v)} \frac{\Gamma(\frac{\gamma+2}{2})}{\Gamma(\frac{\gamma}{2})\pi \gamma \sqrt{1-\rho^2}} \times \left(1 + \frac{u^2 - 2\rho uv + v^2}{\gamma(1-\rho^2)}\right)^{-\frac{(\gamma+2)}{2}} dv \cdot du, \quad (7)$$

其中 $u = F_{R_1}(R_1)$ ， $v = F_{R_2}(R_2)$ ， F_{R_i} 代表第 i 個變數之累積分配函數， T_{γ}^{-1} 代表自由度為 γ 之 Student's t 分配函數的反函數。在 Student's t copula 設定下，參數 ρ 和 τ 的關係以及 τ 值之範圍與 Normal copula 設定相同。Student's t copula 與 Normal copula 最大不同點在於，它存在尾部相依性，而且上下尾部相依性是相同的（對稱的極端尾部相依性），並且可以表示成

$$\lambda_L = \lambda_U = 2 \times T_{\gamma+1} \left(-\sqrt{\frac{(\gamma+1)(1-\rho)}{(1+\rho)}} \right), \quad (8)$$

當 τ 值上升時，Student's t copula 之機率密度函數的厚度愈往極端值階段會愈厚。相對於 Normal copula 設定，Student's t copula 更著重於厚尾性質之描繪。

2.2.3 Gumbel Copula 函數

本文接著介紹屬於 Archimedean copula 函數族之 Gumbel copula 函數。它的函數如下所示：

$$C^G(u, v; \alpha^G) = \exp \left(- \left[(-\ln u)^{\alpha^G} + (-\ln v)^{\alpha^G} \right]^{\frac{1}{\alpha^G}} \right), \quad (9)$$

其中 $\alpha^G > 1$ ， $u = F_{R_1}(R_1)$ ， $v = F_{R_2}(R_2)$ ， F_{R_i} 代表第 i 個變數之累積分配函數。 τ 的數值落於 0 與 1 區間中，而且它與參數 α^G 之關係為

$\tau = 1 - (1/\alpha^G)$ 。Gumbel copula 的機率密度函數並不具有對稱性：它在其它區間非常平坦，但是在 u 和 v 的數值接近 1 時會大幅提高。因此它只能夠衡量上尾部相依性，而不具備衡量下尾部相依性之能力。它的下尾部相依性為 0，上尾部相依性的數值為 $2 - 2^{1/\alpha^G}$ 。當 τ 的值變大時，上尾部相依性之強度會提高。

2.2.4 Clayton Copula 函數

相較於強調上尾部相依性之 Gumbel copula 函數，Clayton copula 函數強調下尾部相依性。亦即，它是一個非對稱函數，而且適合用來描述兩變數同時出現大幅度下跌之事件。Clayton copula 亦屬於 Archimedean copula 函數族，它的密度函數可以表示為

$$C^C(u, v; \alpha^C) = [u^{-\alpha^C} + v^{-\alpha^C} - 1]^{-\frac{1}{\alpha^C}}, \quad (10)$$

其中 $\alpha^C > 0$ ， $u = F_{R_1}(R_1)$ ， $v = F_{R_2}(R_2)$ ， F_{R_i} 代表第 i 個變數之累積分配函數。再者，它的上尾部相依性測度為 0，下尾部相依性測度為 $2^{-(1/\alpha^C)}$ 。 τ 的數值落在 0 與 1 的區間中，而且它與參數 α 之關係可以下式表示之 $\tau = \alpha^C / (\alpha^C + 2)$ 。當 τ 值愈大時，在 u 和 v 的數值愈接近 0 時，它的機率密度函數值會愈大。由此可知，兩序列的下尾部相依性強度會隨著 τ 增加而變大。

2.2.5 Frank Copula 函數

Frank copula 也是 Archimedean copula 函數族中的 copula，它的函數形式為

$$C^F(u, v; \alpha^F) = -\frac{1}{\alpha^F} \ln \left[1 + \frac{(e^{-u\alpha^F} - 1)(e^{-v\alpha^F} - 1)}{e^{-\alpha^F} - 1} \right], \quad (11)$$

其中 α^F 的範圍介於不包含 0 的實數集合， $u = F_{R_1}(R_1)$ ， $v = F_{R_2}(R_2)$ ， F_{R_i} 代表第 i 個變數之累積分配函數。Frank copula 函

數與 Gumbel 和 Clayton copula 函數之最大不同點在於，它不存在尾部相依性。亦即，它不能衡量兩個序列同時出現極端大漲與大跌之現象。雖然 Frank copula 與 Normal copula 函數是對稱的分配，但是它們兩個的機率密度函數之外觀非常不同。另外一方面， τ 與參數 α^F 之關係為 $\tau = 1 + 4[D_1(\alpha^F) - 1]/\alpha^F$ ，⁸ 而且 τ 值的範圍落於一個未涵蓋 0 的正負 1 區間中。

前述五種 copula 函數的等高線圖形列於圖 1。為了方便比較，所有 copula 函數的 τ 值皆固定於 0.5。另外，Student's t copula 的自由度設為 6。由圖 1 可以清楚發現，不同 copula 函數所具有的分配形狀非常不同。

2.2.6 Mix_1 設定

本文在此介紹第一種混合型 copula 設定。它是由強調上尾部相依性的 Gumbel copula 以及下尾部相依性的 Clayton copula 所構成之混合型設定，其聯合分配函數可以表示成

$$C^{Mix-1}(u, v; \alpha^G, \alpha^C) = P_G \times C^G(u, v; \alpha^G) + (1 - P_G) \times C^C(u, v; \alpha^C), \quad (12)$$

其中 P_G 代表 Gumbel copula 所占的權重，其值必須介於 0 與 1 之間。前面所提及的單一型式 copula 函數不是僅能強調極端左尾性質就是僅能強調極端右尾性質。這個設定的優點是同時可以將序列可能同時出現上尾部相依性以及下尾部相依性之性質納入考量。很清楚地，當 $P_G = 0$ ($P_G = 1$) 時，混合型設定則退化成 Clayton (Gumbel) copula 設定。

2.2.7 Mix_2 設定

在介紹第二種混合型設定之前，本文先介紹第二種混合型設定

⁸ 在這裡的 $D_1(\alpha^F) = (1/\alpha^F) \int_0^{\alpha^F} t/(\exp(t)-1) dt$ 。

中會使用到的 Gumbel-Survival copula。它的分配函數可以表示成

$$C^{GS}(u, v; \alpha^{GS}) = u + v - 1 + \exp \left\{ - \left[[-\ln(1-u)]^{\alpha^{GS}} + [-\ln(1-v)]^{\alpha^{GS}} \right]^{\frac{1}{\alpha^{GS}}} \right\}, \quad (13)$$

Gumbel-Survival copula 與 Gumbel copula 的相同點在於它們兩個的機率密度皆不具備對稱性質， τ 與參數 α^{GS} 之關係亦為 $\tau = 1 - 1/\alpha^{GS}$ ，而且 α^{GS} 與 α^G 的範圍相同皆介於 0 與 1 之間。兩者間之最大不同點在於前者強調下尾部相依性，而後者強調上尾部相依性。Gumbel-Survival copula 的上尾部相依性為 0，下尾部相依性為 $2 - 2^{1/\alpha^{GS}}$ 。由圖一的等高線圖可以清楚發現，Gumbel 與 Gumbel-Survival copula 函數的左右尾外觀恰好是相反的。

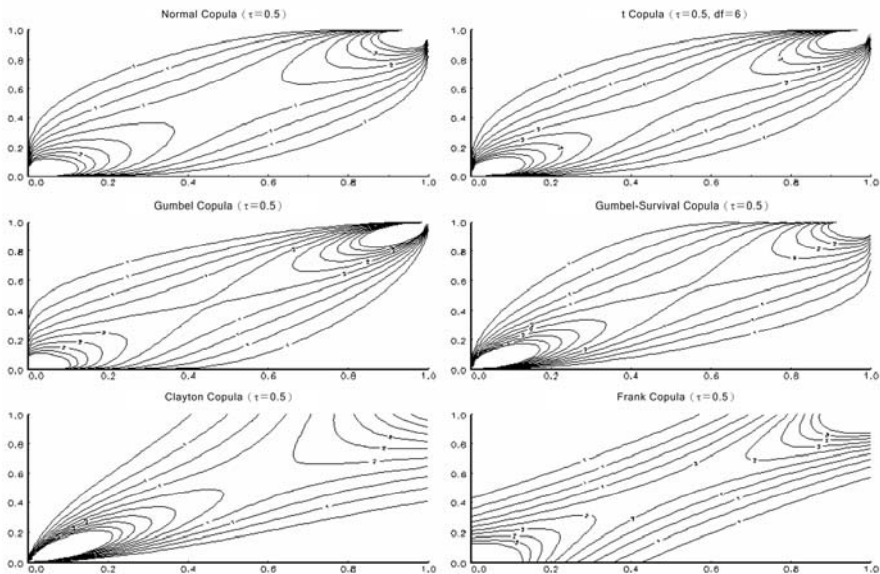


圖 1 不同型式 copula 密度函數之等高線

第二種混合型設定是由 Gumbel、Gumbel-Survival、以及 Normal copulas 所構成的。它的設定如下：

$$\begin{aligned} C^{Mix-2}(u, v; \alpha^G, \alpha^{GS}, \rho) = & P_G \times C^G(u, v; \alpha^G) \\ & + P_{GS} \times C^{GS}(u, v; \alpha^{GS}) \\ & + (1 - P_G - P_{GS}) \times C^N(u, v; \rho), \end{aligned} \quad (14)$$

其中 P_G 與 P_{GS} 分別為 Gumbel 與 Gumbel-Survival copulas 之加權權重，而且它們的數值必須介於 0 與 1 之間。相對於第一種混合型 copula 設定，第二種混合型設定除了可以衡量右尾與左尾相依性之性質外，它還考量了序列位於中間範圍之性質。

2.2.8 Mix_3 設定

第三種混合型設定是由 Gumbel、Clayton 與 Frank copulas 所構成的。它的分配函數為

$$\begin{aligned} C^{Mix-3}(u, v; \alpha^G, \alpha^C, \alpha^F) = & P_G \times C^G(u, v; \alpha^G) \\ & + P_C \times C^C(u, v; \alpha^C) \\ & + (1 - P_G - P_C) \times C^F(u, v; \alpha^F), \end{aligned} \quad (15)$$

其中 P_G 與 P_C 分別為 Gumbel 與 Clayton copulas 之權重，而且它們的範圍必須滿足落入 0 與 1 之間的限制。這個設定與第二種設定皆能夠同時考量序列於右尾、左尾以及中間部份之相依性，唯一的差別在於所選擇用來描繪左尾以及中間部份之 copula 函數不同。

2.3 最大概似函數估計法

由前面之說明可知，聯合密度函數與邊際密度函數和 copula 機率密度函數有關。在介紹對數概似函數之前，本小節將先說明個別資產之動態方程式以及邊際分配設定。基於股票報酬率具有非常顯著地厚尾以及波動叢聚現象，本文採用 AR-GARCH 模型來配適報酬率之動態。雖然 Bollerslev (1986) 的 GARCH 模型搭配常態分配設定可以產生某些程度之厚尾特性，為了賦予模型在實證分析上具

有更大之彈性，本文將隨機誤差項設定為 Student's t 分配。⁹ 第 i 個資產報酬率之動態過程如下所示：

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= a_i + b_i R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \\ \varepsilon_{i,t} &= \sqrt{h_{i,t}} \cdot e_{i,t}; \quad e_{i,t} \sim i.i.d \ t(v_i), \\ h_{i,t} &= \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1} + \beta_i h_{i,t-1}, \end{aligned} \quad (16)$$

其中 v_i 代表自由度。本文在此將 $R_{1,t}$ 定義為現貨在第 t 期的報酬率， $R_{2,t}$ 為 ADRs 在第 t 期的報酬率。

對數概似函數可以分解成兩個部份之加總和：

$$\ln L(\theta) = \left\{ \sum_{t=1}^T \ln f_{R_1}(R_{1t}; \theta_{R_1}) + \sum_{t=1}^T \ln f_{R_2}(R_{2t}; \theta_{R_2}) \right\} + \sum_{t=1}^T \ln c(u, v; \theta_c), \quad (17)$$

其中 θ 代表實證模型所需要估計之參數，而且 $\theta = \{\theta_{R_1}, \theta_{R_2}, \theta_c\}$ 。等式右方之第一個部份為邊際密度函數之概似函數，第二個部份為 copula 密度函數之概似函數。因為實證模型中的參數過多，在估計上可能會遭受到概似函數無法收斂之困境。本文採用 Joe (1997) 所提出之 IFM (inference for margins) 估計法來估計模型參數。事實上它是兩階段估計法，其計算過程簡單說明如下。

首先，我們先去估計邊際密度函數之參數值，

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_{R_1} &= \arg \max \sum_{t=1}^T \ln f_{R_1}(R_{1t}; \theta_{R_1}), \\ \hat{\theta}_{R_2} &= \arg \max \sum_{t=1}^T \ln f_{R_2}(R_{2t}; \theta_{R_2}), \end{aligned} \quad (18)$$

接著，在邊際分配之參數估計值 $\hat{\theta}_{R_1}$ 與 $\hat{\theta}_{R_2}$ 已知情況下，我們再去計

⁹ 常態分配設定是 Student's t 分配的一個特例。當 t 分配的自由度趨近於無限大時，t 分配則退化成常態分配。再者，自由度愈小分配出現厚尾現象則會愈明顯。

算 copula 函數內的參數值。¹⁰

$$\hat{\theta}_c = \arg \max \sum_{l=1}^T \ln c_l(u_l, v_l; \theta_c, \hat{\theta}_{R_1}, \hat{\theta}_{R_2}), \quad (19)$$

3. 資料與實證結果

3.1 資料

3.1.1 資料來源及摘要統計量

截至目前為止，已經有很多台灣公司到在美國市場發行 ADRs。因為台灣的半導體產業在全世界扮演舉足輕重角色，所以本文的研究範圍著重在台灣的高科技廠商。¹¹ 截至 2008 年 12 月 31 日止，總共有 5 家高科技公司在美國 ADRs 市場交易。這些公司分別為台積電 (Taiwan Semiconductor Manufacturing Company, TSM)、聯電 (United Microelectronics Corporation, UMC)、日月光 (Advanced Semiconductor Engineering Incorporation, ASX)、友達 (AU Optronics Corporation, AUO) 與矽品 (Siliconware Precision Industries Company, SPIL)。前 4 家公司的 ADRs 是在紐約證交所上市，最後一家是在那斯達克交易所上市。由於每家公司在美國發行 ADRs 的日期不同，本文選擇的樣本期間亦會隨著公司不同而有所不同。本文是以 ADRs 開始在美國交易的日子為樣本起始點，樣本到期日皆固定為 2008 年 12 月 31 日。本研究以日資料來進行實證分析，台積電的樣本期間為 1997 年 10 月 8 日至 2008 年 12 月 31 日，矽品的樣本期間由 2000 年 9 月 7 日至 2008 年 12 月 31 日，聯電的樣本期間從 2000 年 9 月 19

¹⁰ Patton (2006a) 已經證實無條件 copula 模型之估計程序仍然適用條件 copula 模型。條件 copula 設定已經被很多文獻用來研究跨市場金融資產間之關係 (例如 Meneguzzo and Vecchiato, 2004; Patton, 2006b; Hsu et al., 2008)。

¹¹ 根據工業技術研究院之產業經濟與趨勢研究中心 (Industrial Economics and Knowledge Research Center, IEK) 於 2008 年 2 月所公佈之資料顯示，台灣半導體產業在 2006 年之營業額高達 13933 億新台幣。

日到 2008 年 12 月 31 日，日月光之樣本期間由 2000 年 10 月 2 日至 2008 年 12 月 31 日，友達則是從 2002 年 5 月 23 日至 2008 年 12 月 31 日。台股資料與 ADRs 資料取自於鉅亨網資料中心。因為台灣與美國證券市場的交易日並不完全相同，本文採用與大多數文獻相同的作法來處理交易日不一致之問題（例如 Jondeau and Rockinger, 2006；Bartram et al., 2007）。若一個市場有交易但另外一個市場沒有交易，則該筆資料則被剔除不計入。也就是說，兩個市場皆有交易的資料才會被納入分析。報酬率定義為價格指數之對數值先取差分之後再乘上 100。報酬率之相關統計量請參見表 1 之說明。

表 1 可以清楚看出，ADRs 報酬率之波動遠比股票報酬率之波動還要來得大。所有在台灣上市的股票，其報酬率皆程度左偏，而且峰態係數皆大於 3。除了台積電以及日月光的 ADRs 報酬率呈現左偏之外，其於三家公司的 ADRs 報酬率為右偏。再者所有 ADRs 報酬率之峰態係數亦皆大於 3。根據上述之初步結果我們大約可以推斷 ADRs 與股票報酬率並非常態分配。另外，這個非常態分配之證據可以從 Jarque-Bera 統計量得到證實。這個結果支持本文選擇厚尾之 Student's t 分配來配適報酬率之厚尾現象。另外一方面，矽品、日月光、友達這三家公司的股票與其 ADRs 報酬率之樣本相關係數值高達 0.6；對台積電與聯電這二家公司而言，現貨與 ADRs 報酬率之相關係數亦接近 0.42。這顯示台灣股票與美國 ADRs 市場之間存在某些程度之線性相關。

由另外一方面，根據 Ljung-Box (LB 與 LB2) 統計量，¹² 以及 ARCH-LM 統計量，¹³ 我們可以發現大部份的報酬率皆存在顯著的自我相關以及 ARCH 效果。雖然友達股票報酬率之 LB(15) 統計量並不顯著異於 0，但是 LB(1)=3.192 (p 值=0.074)。這一結果表示友

¹² LB 與 LB2 統計量是分別用來檢定報酬以及報酬率平方項是否存在序列自我相關。

¹³ 感謝匿名審查者建議本文採用 ARCH-LM 檢定來檢查序列是否存在 ARCH 效果。

表 1 報酬率之相關統計量

	台積電		矽品		聯電		日月光		友達	
	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs
平均值	-0.0435	-0.0207	-0.0207	-0.0001	-0.1165	-0.0689	-0.0615	-0.0413	-0.0328	-0.0138
中位數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.1293	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0749
最大值	13.4250	24.2780	12.6041	28.2644	19.9960	44.2259	9.6676	29.3310	13.1576	25.7186
最小值	-33.6472	-41.9854	-22.4370	-26.6182	-20.3762	-36.3995	-20.0671	-32.6033	-11.8107	-17.1912
標準差	2.8903	3.9072	3.3193	3.9832	2.7223	4.3303	3.0855	3.7671	2.9048	3.5332
偏態	-1.6681	-0.3866	-0.1722	0.0813	-0.0675	0.4855	-0.1199	-0.0486	-0.0576	0.4446
峰態	20.9322	14.4338	4.4054	7.8258	8.1889	21.2664	4.3517	12.0497	3.8984	6.7715
J-B	36943.0042 (0.0000)	14583.0177 (0.0000)	173.0066 (0.0000)	1926.4029 (0.0000)	2221.6393 (0.0000)	27590.8239 (0.0000)	154.1372 (0.0000)	6699.2326 (0.0000)	54.2791 (0.0000)	993.4700 (0.0000)
LB(15)	27.0707 (0.0282)	32.2783 (0.0059)	45.9142 (0.0000)	34.9826 (0.0000)	33.5066 (0.0040)	84.1703 (0.0000)	28.0398 (0.0213)	26.2053 (0.0359)	15.7591 (0.3982)	17.7448 (0.2763)
LB2(15)	18.5075 (0.2369)	99.0449 (0.0000)	127.4288 (0.0000)	359.7602 (0.0000)	137.3579 (0.0000)	278.6576 (0.0000)	201.8195 (0.0000)	280.9865 (0.0000)	340.2750 (0.0000)	290.8358 (0.0000)
ARCH-LM(15)	14.6458 (0.4772)	50.1430 (0.0000)	73.3917 (0.0000)	157.9983 (0.0000)	72.2404 (0.0000)	186.2460 (0.0000)	82.4202 (0.0000)	271.4380 (0.0000)	142.4233 (0.0000)	140.2776 (0.0000)
ρ	0.4153		0.6271		0.4077		0.6308		0.6366	

資料來源：鉅亨網資料中心及本研究整理。

註：1. J-B 代表 Jarque-Bera 統計量。LB 與 LB2 分別表示序列以及序列平方項之 Ljung-Box 統計量。

2. 括弧內之數值為 P 值。報酬率單位為 %。

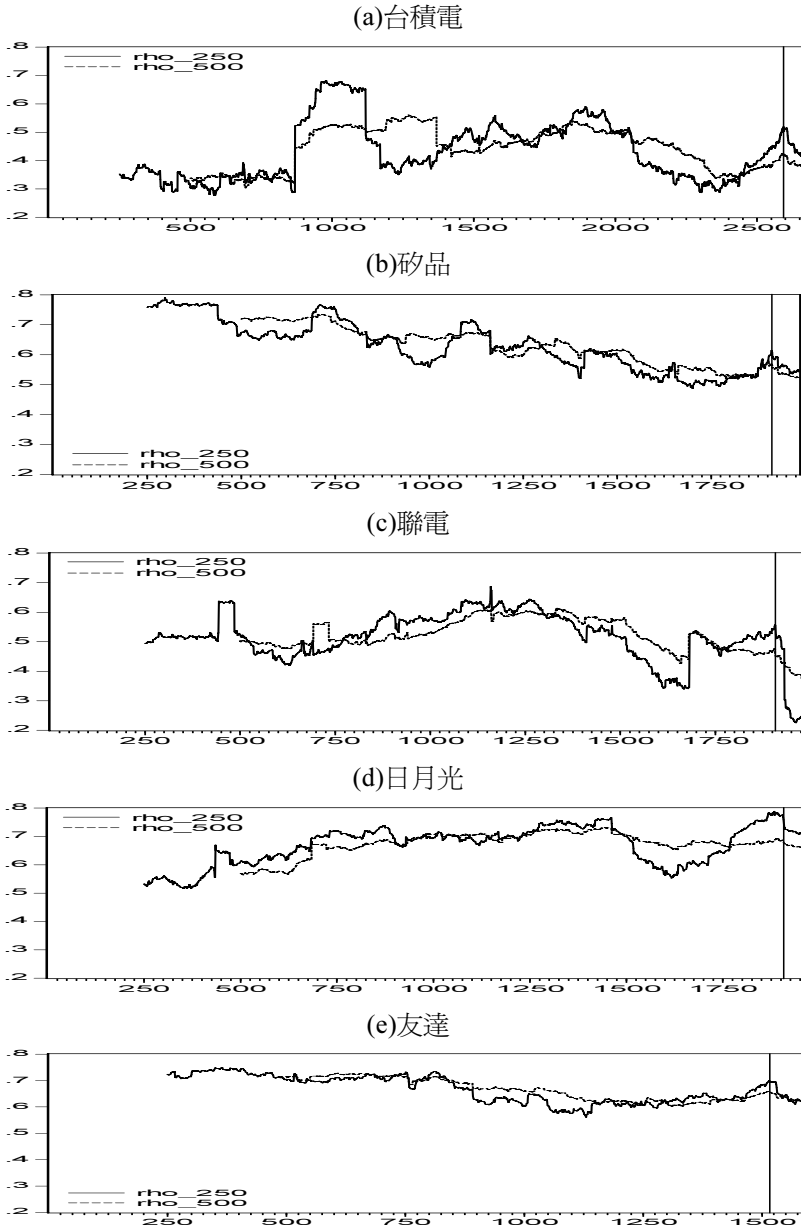
達報酬率存在一階自我相關。相似之情況亦發生於友達之 ADRs 市場。再者，雖然台積電報股票的 LB2(15) 統計量並不顯著異於 0，但是 LB2(2)=7.825 (p 值=0.020)。這顯示台積電報酬率平方項存在自我相關。另外一方面，雖然 ARCH-LM(15) 統計量並不顯著，但是 ARCH-LM(2)=7.706 (p 值=0.021)，此一結果表示台積電股票報酬率存在 ARCH 效果。這些結果支持本文採用 AR-GARCH 模型來描述個別報酬率之動態行為。在稍候的邊際分配估計結果小節中，本文將從預測能力準確度觀點來說明 AR 以及 GARCH 設定在描述 ADRs 與母公司股票報酬動態之重要性。

3.1.2 非固定相關性之證據

由表 1 可以清楚發現，這五家公司的股票報酬以及 ADRs 報酬間之相關係數約莫介於 0.408-0.637 之間，顯示兩者之間的線性相關程度頗高。然而，許多實證研究已經證實跨國股票市場間之關係並不是固定不變的，而是會隨著時間改變。而且，它們之間的關係似乎在金融動盪期間（股市大跌時期）變得更為緊密。本文接著討論上述發現是否存在於 ADRs 與股票市場呢？圖 2 由上至下分別依序列出台積電、矽品、聯電、日月光、與友達五家公司之現貨與 ADRs 報酬率殘差之樣本相關係數走勢圖¹⁴。由這些相關係數走勢圖來看 (rho_250 與 rho_500)，不同公司的樣本相關係數走勢非常不同，而且現貨與 ADRs 市場間之關係很明顯地並非固定不變。再者，自 2008 年中後期美國發生次貸危機後，¹⁵ 所有公司的樣本相關係數似乎發生顯著下降之現象，這意謂著 ADRs 與台灣公司股票報酬之間的線性相關程度下跌。誠如前言提及線性相關並無法衡量變數間之非線性相關，令人好奇的是，在使用非線性相依測度後上

¹⁴ 本文採用移動窗口方法 (moving window approach) 來計算樣本相關係數。rho_250 與 rho_500 分別是在資料長度為 250 個交易日與 500 個交易日所劃出之樣本相關係數。報酬率殘差指的是序列經過 AR-GARCH 配適之後所計算出來之殘差。

¹⁵ 圖 2 中的垂直線代表 2008 年 9 月 15 日，它是雷曼兄弟控股公司宣告破產日。



資料來源：鉅亨網資料中心及作者整理。

註：rho_250 與 rho_500 分別是採用 250 與 500 個交易日所計算出來的樣本相關係數。垂直線代表雷曼兄弟破產日。

圖 2 樣本相關係數

述情況是否仍然存在呢？

除了檢查靜態 copula 設定外，本文亦會討論 ADRs 與母國股票報酬率之相依性是否會隨時間改變。爲了將跨國股票市場之相依性可能存在與時俱變之性質納入分析架構，本文採用動態 copula 設定性來進行討論之。包含 Patton (2006a, 2006b)、Jondeau and Rockinger (2006)、Bartram et al. (2007)、Chen (2007)、Hsu et al. (2008)、Lai et al. (2009) 等在內之研究，爲了研究金融市場間之動態相依性，他們將 copula 函數中之參數設定放寬，允許該參數可以隨時間改變。Lai et al. (2009) 修正 Patton (2006a, 2006b) 之設定，允許 copula 函數中的 Kendall's tau 除了與上一期的 τ 值有關外，還與上一期兩變數之累積分配差額有關。其動態如下所示：

$$\begin{aligned}\tau_t &= k + \lambda_1 \tau_{t-1} + \theta \zeta_t, \\ \zeta_t &= \lambda_2 \zeta_{t-1} + (1 - \lambda_2) |u_{t-1} - v_{t-1}|,\end{aligned}\quad (20)$$

將上述二個方程式合併之後，可得

$$\tau_t = k^* + \alpha^* \tau_{t-1} - \beta^* \tau_{t-2} + \pi^* |u_{t-1} - v_{t-1}|,\quad (21)$$

其中， $k^* = (1 - \lambda_2)k$ ， $\alpha^* = \lambda_1 + \lambda_2$ ， $\beta^* = \lambda_1 \lambda_2$ ， $\pi^* = (1 - \lambda_2)\theta$ ， $u = F_{R_1}(R_1)$ ， $v = F_{R_2}(R_2)$ ， R_1 與 R_2 分別代表現貨與 ADRs 的報酬率。

當兩個市場的背離程度愈大時，則代表兩市場間之相依性愈小。所以， π^* 的預期符號應該爲負值。由上面設定可以清楚瞭解，當 $\alpha^* = \beta^* = \pi^* = 0$ 時，動態設定則退化成靜態相依性設定。雖然式 (21) 在設定上非常合理，但是它並不保證 τ 值會落在其定義域之內。爲了確保 copula 函數中的動態參數值能夠介於合理區間內，本文仿效現存文獻之作法來執行分析。對於 Normal 與 Student's t copula 函數，本文參考 Hsu et al. (2008) 與 Chen (2007) 之作法直

接對參數 ρ 進行動態設定。

$$\rho_i = \Lambda(\varphi_i + \alpha_i \rho_{i-1} - \beta_i \rho_{i-2} + \pi_i |u_{i-1} - v_{i-1}|), \quad i = \{N, T\}, \quad (22)$$

其中 $\Lambda(w) = (1 - e^{-w})(1 + e^{-w})^{-1}$ ，N 為 Normal copula 以及 T 為 Student's t copula。在計算出 ρ_i 之數值後，透過前述提及 τ_i 與 ρ_i 之關係，我們可以計算出 τ_i 之數據。

對於 Archimedean copula 函數族中的 copula，本文採用與 Hsu et al. (2008) 相似之概念，亦即我們並不直接對參數 α 進行設定，改而針對 τ 值進行動態過程描述。對於 Gumbel、Gumbel-Survival 與 Clayton copulas， τ 值之動態行為如下：

$$\tau_i^i = \tilde{\Lambda}(\varphi_i + \alpha_i \tau_{i-1}^i - \beta_i \tau_{i-2}^i + \pi_i |u_{i-1} - v_{i-1}|), \quad i = \{G, GS, C\}, \quad (23)$$

其中 $\tilde{\Lambda}(w) = (1 + e^{-w})^{-1}$ 。

對於 Frank copula 本文採用與 Lai et al. (2009) 相同的作法，其動態可以表示成

$$\tau_i^F = \varphi_F + \alpha_F \tau_{i-1}^F - \beta_F \tau_{i-2}^F + \pi_F |u_{i-1} - v_{i-1}|, \quad (24)$$

3.2 邊際分配之估計結果

表 2 列出 5 家公司之股票報酬與 ADRs 報酬之估計結果以及殘差檢定。依據 Ljung-Box 統計量可知，對所有報酬率而言，AR(1)-GARCH(1,1)-t 設定所產生之標準化殘差以及標準化殘差之平方項皆不存在自我相關，而且 ARCH-LM 檢定亦未發現 ARCH 效果。因此，AR(1)-GARCH(1,1)-t 設定是一個適宜之模型。ARCH 項與 GARCH 項的估計值之和非常接近 1，這個結果顯示干擾項對於波動具有深遠且持續性之影響，而且波動叢聚現象非常強烈。再者，自由度的估計值在大部份情況之下皆小於 10。這代表報酬率具

表 2 邊際分配參數估計值

	台積電		矽品		聯電		日月光		友達	
	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs
a	0.0210 (0.0421)	-0.0013 (0.0498)	0.0462 (0.0663)	0.0756 (0.0694)	-0.0744 (0.0454)	-0.0691 (0.0607)	0.0016 (0.0593)	-0.0155 (0.0603)	0.0087 (0.0603)	-0.0161 (0.0681)
b	0.0005 (0.0199)	0.0033 (0.0191)	0.0424* (0.0224)	-0.0269* (0.0226)	0.0004 (0.0217)	-0.0840*** (0.0225)	0.0514** (0.0229)	-0.0371* (0.0210)	0.0424 (0.0272)	-0.0625** (0.0262)
ω	0.1969*** (0.0517)	0.0605*** (0.0210)	0.0293 (0.0202)	0.0438*** (0.0236)	0.0296** (0.0141)	0.1803*** (0.0567)	0.0365** (0.0178)	0.1071** (0.0419)	0.0342* (0.0198)	0.0523** (0.0258)
α	0.0962*** (0.0142)	0.0541*** (0.0073)	0.0344*** (0.0073)	0.0373*** (0.0073)	0.0524*** (0.0092)	0.0905*** (0.0130)	0.0575*** (0.0093)	0.0562*** (0.0965)	0.0541*** (0.0103)	0.0550*** (0.0105)
β	0.8865*** (0.0154)	0.9452*** (0.0074)	0.9643*** (0.0078)	0.9616*** (0.0076)	0.9469*** (0.0094)	0.9064*** (0.0133)	0.9415*** (0.0096)	0.9404*** (0.0101)	0.9442*** (0.0107)	0.9436*** (0.0108)
ν	5.0923*** (0.3959)	5.1297*** (0.4107)	8.8111*** (1.2390)	6.4008*** (0.7832)	5.1224*** (0.4265)	4.7645*** (0.4069)	8.1937*** (1.4319)	4.3513*** (0.3794)	10.0625*** (2.6425)	7.2930*** (1.0693)
LB(15)	19.8804	13.8726	19.3318	15.2358	14.8672	15.5511	20.2770	13.3310	13.8521	10.5296
LB2(15)	4.4248	2.5027	6.6660	5.0109	1.4820	2.6255	12.3277	23.0326	13.5555	5.9847
ARCH-LM(15)	4.4830	2.5261	6.7472	4.8978	1.6033	2.6280	12.0478	21.8530	13.2058	5.9615

資料來源：本研究整理。

註：1. ***、** 和 * 分別代表參數在 1%、5% 和 10% 的顯著水準是顯著的。

2. 括弧內之數值代表標準差 LB 與 LB2 分別表示序列以及序列平方項之 Ljung-Box 統計量。

有顯著的厚尾現象，並且支持常態分配設定並不適用於股票報酬之論點。

表 3 邊際分配之自由度估計值

AR-GARCH 效果	台積電		矽品		聯電		日月光		友達	
	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs
無	4.1111	3.3246	8.1265	4.2131	3.6695	3.0938	6.9038	3.1093	5.1384	4.2245
有	5.0923	5.1297	8.8111	6.4007	5.1222	4.7644	8.1937	4.3513	10.0625	7.2930

資料來源：本研究整理。

值得一提的是，雖然 $c(F_{R_1}(R_1), F_{R_2}(R_2))$ 在決定聯合密度函數扮演重要角色，但是邊際密度函數 (f_{R_1} 與 f_{R_2}) 亦是另一個重要因子。即使 $c(F_{R_1}(R_1), F_{R_2}(R_2))$ 是正確設定，只要邊際密度函數並不是真正地設定，則它們相乘積之後的函數並無法代表真實地聯合密度函數。接下來，本文將探討忽略金融資產所具有的 AR 與 GARCH 效果可能對邊際密度函數之影響。由表 3 可以清楚發現，當 AR-GARCH 效果納入模型設定後，t 分配的自由度皆會上升。¹⁶ 此一發現與 GARCH 效果可以降低資料厚尾程度之結果吻合。由此可知，忽略 AR-GARCH 效果將會低估自由度。另外一方面，本文比較兩類模型對報酬預測之準確度。樣本內預測績效結果報告於表 4。根據 MSE (mean square error) 與 MAE (mean absolute error) 指標，我們可以發現，在絕大部份情況之下，具有 AR-GARCH 效果的模型具有較佳的樣本內預測能力。¹⁷ 由此可知，忽略 AR-GARCH 效果之模型設定可能無法充份描述資料本身所具備的動態。

3.3 Copula 設定之估計結果

本文所感到興趣的是，是否每一家公司所適用的 copula 函數皆相同呢？如果不是的話，它們所適用的 copula 函數分別為何呢？兩市場間之相依性到底是固定不變的或者是非固定的呢？Jondeau and

¹⁶ 爲了節省空間，忽略 AR 與 GARCH 效果之參數估計結果並未在本文中列出。有興趣讀者可向作者索取估計結果。

¹⁷ 作者非常感謝匿名審查者提供模型配適能力比較之建議。

表 4 樣本內報酬率預測績效

公司		無 AR-GARCH 效果		有 AR-GARCH 效果	
		MSE	MAE	MSE	MAE
台積電	現貨	8.3507	2.0030	8.3549	2.0030
	ADRs	15.2688	2.6655	15.2641	2.6654
矽品	現貨	11.0122	2.4877	10.9762	2.4911
	ADRs	15.8582	2.8507	15.8313	2.8533
聯電	現貨	7.4076	1.9304	7.4093	1.9279
	ADRs	18.7503	2.8124	18.3079	2.8018
日月光	現貨	9.5157	2.3083	9.4765	2.3071
	ADRs	14.1873	2.5639	14.1289	2.5612
友達	現貨	8.4331	2.1639	8.4174	2.1686
	ADRs	12.4788	2.5560	12.4063	2.5494

資料來源：本研究整理。

Rockinger (2006) 在分析跨國股市相依性以及 Rodriguez (2007) 在研究金融危機傳染效果時，他們皆採用赤池訊息準則 (Akaike information criterion, AIC) 準則來選擇最適的 copula 函數。本文亦採用 AIC 準則來判斷何種 copula 函數最適合用來測量台灣高科技公司股票與其 ADRs 之相依性。表 5 列出所有公司在搭配不同 copula 設定下之 AIC。靜態設定與動態設定之結果分別報告於表 5A 與表 5B。比較表 5A 與表 5B 可以發現，對任何一家公司而言，不論選擇的 copula 函數為何，動態 copula 設定之配適績效皆優於靜態 copula 設定。再者，我們可以發現，沒有一個 copula 可以適用於全部公司。矽品與聯電選擇的是 Student's t copula，這意謂著這兩家公司的股票以及 ADRs 報酬存在對稱的極端尾部相依性。更明確地說，兩個市場同時出現大漲的可能性與出現相同幅度大跌的可能性是一樣的。簡言之，此一實證結果與很多的實證研究(例如 Meneguzzo and Vecchiato, 2004 與 Jondeau and Rockinger, 2006) 具有相同的發現。¹⁸ 另外一方面，第二種混合模型 (Mix_2 模型) 最

¹⁸ 例如，Meneguzzo and Vecchiato (2004) 比較 4 種 copula 函數 (Normal、Student's t、Clayton、Frank) 對於 Eurostoxx 擔保債權憑證訂價之準確度。他們發現 Student's t copula 是最恰當的選擇。Jondeau and Rockinger (2006) 發現 Student's t copula 比 Normal copula 更適用來刻劃國際股票市場之動態。

適合用來衡量台積電、日月光與友達之現貨與 ADRs 報酬率間關係。這個結果表示，僅強調單一方向尾部相依性關係的 copula 函數並無法成功描述跨市場間之關連性。個別公司最佳動態相依性設定之實證結果列於表 6。¹⁹

表 5 模型配適度 (AIC 值)

A 靜態 copula 設定					
	台積電	矽品	聯電	日月光	友達
copula	AIC				
Normal	9.6193	9.9742	9.5274	9.4939	9.3174
Student's t	9.6008	9.9426	9.4898	9.4601	9.3078
Gumbel	9.6307	9.9813	9.5340	9.5135	9.3491
Clayton	9.6513	10.0656	9.5564	9.6032	9.4528
Frank	9.6359	9.9970	9.5423	9.5020	9.3522
Mix_1	9.6039	9.9499	9.5000	9.4696	9.3163
Mix_2	9.6003	9.9470	9.4935	9.4610	9.3099
Mix_3	9.6021	9.9499	9.5020	9.4681	9.3184
B 動態 copula 模型					
	台積電	矽品	聯電	日月光	友達
copula	AIC				
Normal	9.6089	9.9441	9.4983	9.4783	9.2873
Student's t	9.5931	9.9152	9.4685	9.4443	9.2836
Gumbel	9.6200	9.9479	9.5099	9.4979	9.3325
Clayton	9.6439	10.0424	9.5306	9.5835	9.4165
Frank	9.6273	9.9730	9.5187	9.4875	9.3360
Mix_1	9.5949	9.9237	9.4763	9.4537	9.2999
Mix_2	9.5907	9.9184	9.4696	9.4426	9.2790
Mix_3	9.5967	9.9254	9.4753	9.4529	9.3056

資料來源：本研究整理。

3.3.1 矽品與聯電公司

本文首先討論矽品與聯電之實證結果。由 Student's t copula 設定中的參數 γ 可知，對這兩家公司而言，copula 函數中的自由度小於 7，而且與邊際分配的自由度完全不同。特別值得一提的是，copula 函數中之自由度估計值在動態相依設定之下皆比靜態相依性

¹⁹ 基於篇幅限制，本文僅列出最適 copula 設定之參數估計結果。有興趣讀者可以跟作者索取其它設定之實證結果。

模型還要來得大。²⁰ 亦即，忽略相依性與時俱變之性質將會高估 ADRs 與非 ADRs 市場之聯合厚尾現象。這個結果與 Patton (2006b) 研究跨國匯率動態相依性之發現相吻合。

從動態 copula 設定來看，所有的參數值皆顯著異於零。不論是哪一家公司，參數 π 的最大概似估計值皆為顯著負值，符合我們的預期。由此可知，當 ADRs 與股票市場的價格出現反向變動之程度愈強烈時，兩個市場出現同方向變動之強度會降低。我們亦發現，參數 α 與 β 的估計值為正值，這個結果隱含相依性存在強烈一階與二階自我相關性。這些結果支持 ADRs 與母國現貨市場間之關聯性會隨時間而改變的論點。

在繼續討論其它公司之實證結果前，本文必須先說明二元聯合 Student's t 分配對矽品與聯電公司並不是一個適宜的設定。由前面分析可知，邊際 Student's t 分配與 Student's t copula 函數在描述 ADRs 與非 ADRs 報酬率間之相依性是最為成功的設定。因此，讀者們可能會質疑，為何我們不直接採用二元聯合 Student's t 分配來描述它們兩個之間的關係呢？在這裡我們必須特別強調，即使邊際分配與 copula 函數皆是 Student's t 設定，它並不必然保證 ADRs 與現貨市場報酬率服從二元聯合 Student's t 分配。由式 (2) 清楚可知，只有當等式右方之邊際分配與 copula 函數之自由度皆相同時，則等式左方之聯合分配函數才會是二元聯合 Student's t 分配。為了更詳盡地解釋這個觀念，本文使用等高線圖形來說明之。圖 3 左方劃出相關係數與自由度分別為 0.5 和 10 之二元聯合 Student's t 機率密度函數之等高線圖。在邊際 t 分配之自由度分別為 3 和 10 以及 Student's t copula 函數之相關係數和自由度分別為 0.5 和 25 的情況下，它們所得出的機率密度函數等高線圖顯示於圖 3 右方。比較左右二個圖形可以清楚發現，右方的圖形並不具有對稱性，所以它與聯合 Student's t 分配之機率密度函數並不相同。由表 2 與表 6 中的

²⁰ 在靜態 copula 設定下，矽品與聯電之 copula 自由度分別為 5.5429 與 3.8684。

邊際分配與 copula 函數之自由度估計值可以發現，不論是矽品或是聯電，它們的邊際分配與 copula 函數之自由度皆不相同。所以，兩個股票市場報酬率分配並不是聯合 t 分配。

表 6 動態 copula 模型之參數估計結果

參數	台積電 Mix_2	矽品 Student's t	聯電 Student's t	日月光 Mix_2	友達 Mix_2
φ_G	-0.1745*** (0.0195)			0.9980*** (0.0226)	-1.9049*** (0.0166)
α_G	3.0609*** (0.0194)			-1.3905*** (0.0226)	5.6962*** (0.0238)
β_G	3.0740*** (0.0194)			-3.1606*** (0.0226)	1.5566*** (0.0244)
π_G	-1.1777*** (0.0194)			-8.6680*** (0.0226)	-1.0978*** (0.0250)
φ_{GS}	-1.5112*** (0.0137)			2.6223*** (0.0219)	4.7276*** (0.0252)
α_{GS}	1.4504*** (0.0182)			-7.9689*** (0.0205)	-3.8891*** (0.0196)
β_{GS}	-2.0886*** (0.0183)			2.9271*** (0.0147)	4.2921*** (0.0226)
π_{GS}	-1.5335*** (0.0192)			2.9377*** (0.0224)	-0.6767*** (0.0274)
φ_N	-3.5263*** (0.0194)			1.1709*** (0.0222)	1.8871*** (0.0298)
α_N	2.4013*** (0.0194)			1.0254*** (0.0224)	1.3384*** (0.0280)
β_N	0.7818*** (0.0194)			-0.6307*** (0.0223)	0.6602*** (0.0283)
π_N	12.6615*** (0.0194)			-1.6747*** (0.0226)	-2.1585*** (0.0255)
p_G	0.3670*** (0.0156)			0.0635*** (0.0217)	0.1565*** (0.0568)
p_{GS}	0.5998*** (0.0151)			0.1168*** (0.0215)	0.1545*** (0.0281)
φ_T		0.3565*** (0.1086)	0.4465*** (0.0992)		
α_T		1.2059*** (0.3764)	0.7906** (0.3429)		
β_T		1.2534*** (0.3769)	1.3255*** (0.3409)		
π_T		-1.6356*** (0.2168)	-1.3754*** (0.2289)		
γ		6.6333*** (1.2146)	4.5470*** (0.8140)		

資料來源：本研究整理。

註：1. 同表 2。

2. 括弧內數值為標準差。

3.3.2 台積電、日月光與友達

對台積電、日月光與友達公司而言，由 Gumbel、Gumbel-Survival 與 Normal copulas 所構成的混合型 copula 設定最適合用來描述現貨股票與 ADRs 報酬之關係。而且，這三個不同類型之 copula 函數在混合型設定中所扮演的重要性並不相同。以台積電為例，這三種 copula 函數所占的權重分別為 0.367、0.600 與 0.033。此一結果支持現貨與 ADRs 報酬間存在非對稱相依性，而且強調左尾相依性的 Gumbel-Survival copula 的重要性優於強調右尾相依性的 Gumbel copula 以及並不著重於尾部相依性的 Normal copula。再者，不同動態設定的相依性係數皆顯著異於零。雖然，Normal copula 設定下的參數 π_N 並不為負值，但是經過加權之後的 π 值仍滿足負數之預期。

對於日月光以及友達來說，混合模型設定中的加權權重非常接近。Gumbel 與 Gumbel-Survival copulas 之權重在日月光分別為 0.064 與 0.117，在友達則是分別為 0.157 與 0.155。相對於 Gumbel-Survival copula 在台積電中所扮演的優勢角色，在日月光以及友達公司，Normal copula 在混合設定中扮演著主導地位。動態相依性設定中的參數亦顯著異於零，顯示靜態相依性似乎無法成功捕抓現貨以及 ADRs 報酬之關聯性隨時間而改變之性質。除此之外，經過權重加權後的 π 值皆為負值。

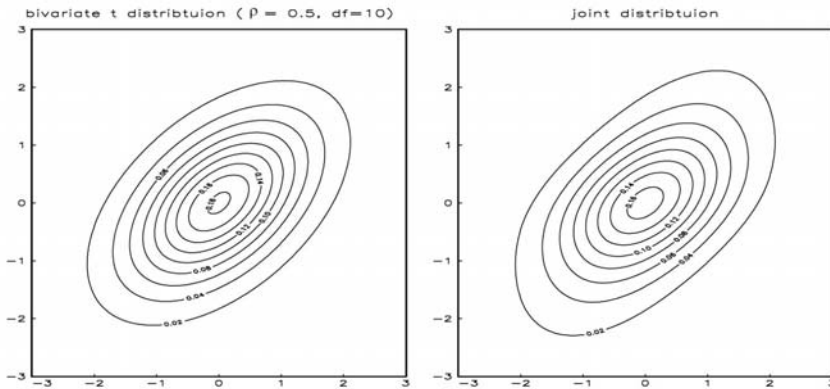


圖 3 等高線圖

3.3.3 相依性探討

雖然由參數估計值之顯著性與否，我們發現兩市場間之相依性並非固定不變。但是，兩資產報酬間之相依性是否與樣本相關係數走勢相同呢？也就是說，非線性關係之強度是否會與重大金融事件相關呢？爲了清楚闡述此一關係，本文利用 copula 設定中的 τ 以及尾部相依性測度進行分析。圖 4 劃出不同公司的上尾部相依性、下尾部相依性以及 τ 數值之時間序列走勢圖。由圖中可以發現，股票報酬以及 ADRs 報酬之相依性強度會因公司而改變。根據上尾部相依性指標之走勢可以清楚發現，現貨與 ADRs 報酬同時出現極端正值機率隨著標的公司不同而有所差異。該指標的波動程度在矽品以及聯電下是最小的，但是在日月光下是最大的。除此之外，它們的走勢與樣本相關係數一樣，皆是波動非常頻繁。而且，它們的波動大都圍繞著靜態 copula 設定下的相依性指標（靜態相依性指標列於表 7）。特別值得一提的是，對矽品、聯電與友達而言，該指標在 2008 年金融海嘯發生後出現明顯之下跌，並且其數值甚至於接近 0。此一結果顯示，現貨與 ADRs 報酬同時出現極端正值的可能性降低了，而且在危機期間近乎不存在上尾部相依性。

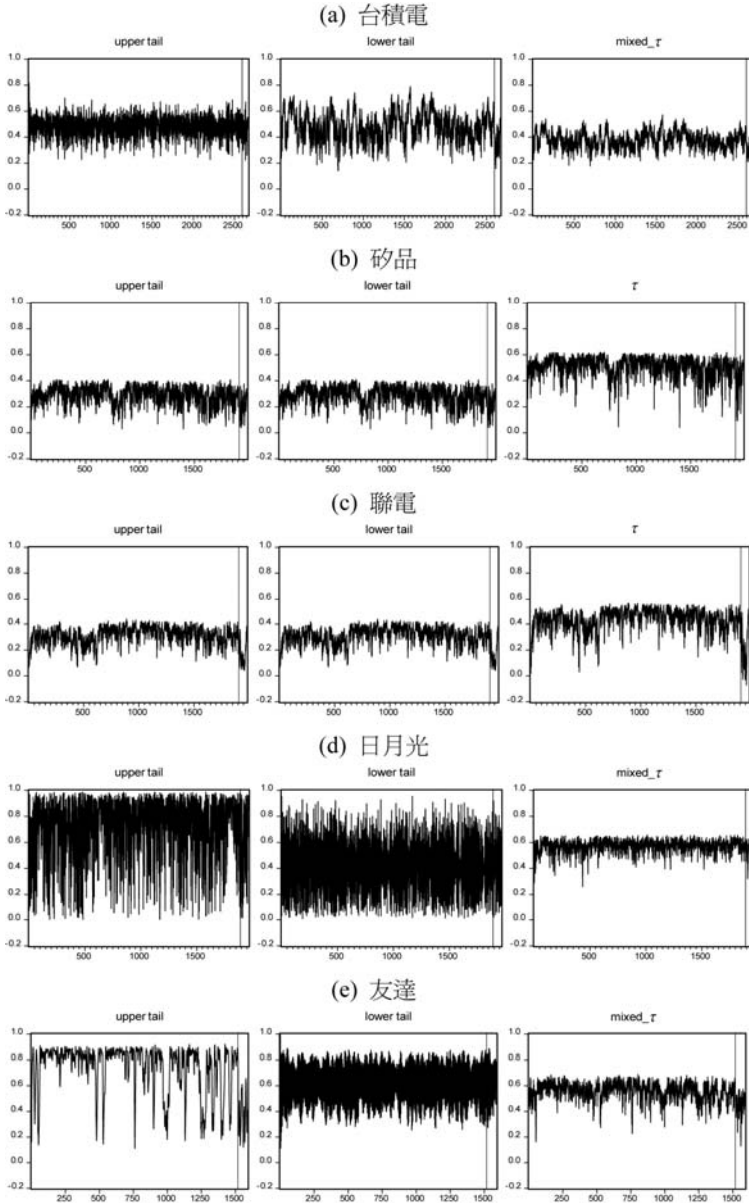
不同公司之下尾部相依性指標趨勢圖也出現波動程度非常不同

之情況，其中又以日月光的波動幅度最為激烈，它的波動上下界約莫介於 0 與 1 之間。我們亦可以發現，台積電、矽品以及聯電的下尾部相依性在 2008 年後期亦發生下跌情況。這個情況表示現貨與 ADRs 市場同時發生大幅度下跌的機率變小，隱含兩者之間的關聯性變弱了。除此之外，下尾部相依性的可能性亦非常接近 0。簡而言之，上下尾部相依性指標接近於 0 的這個結果顯示，跨國市場同時大幅度增加或者大幅度下降的可能性非常微小。這個結果與 Jiang (1998) 和 Ely and Salehizadeh (2001) 主張 ADRs 與母國公司股票之間存在穩定關係之論點相佐。

上面皆是從極端值變動之可能性來討論股票與 ADRs 市場之同時期關係。接著，本文從序列發生同向變動機率大小做為相關性之判斷準則。因為台積電、日月光以及友達的最佳選擇為混合型 copula 設定，而且不同的 copula 函數具有不同的 τ 值，本文採用類似於 Jondeau and Rockinger (2006) 之概念，以加權後之 τ 來討論跨市場報酬率間同步變動可能性，其定義如下：

$$mixed_ \tau = P_G \times \tau_t^G + P_{GS} \times \tau_t^{GS} + (1 - P_G - P_{GS}) \times \tau_t^N \quad (25)$$

τ 的時間序列走勢圖顯示於圖 4 的最後一個欄位。它們的走勢亦與樣本相關係數 (rho_250, rho_500) 一樣，存在波動頻繁證據。比較樣本相關係數與 τ 值走勢之後，我們可以發現，所有標的公司之 τ 值在 2008 年金融海嘯發生之初期似乎與相關係數一樣皆出現下跌之傾向。特別值得一提的是，除了聯電這家公司的 τ 值在 2008 年後期出現負值之外，其它四家公司的 τ 值皆為正值。這個正值代表著 ADRs 與非 ADRs 市場的價格出現同方向變動 (同時增加和同時下降) 的機率大於非同方向變動 (一個增加另一個下降) 機率。聯電公司的 τ 值為負數，代表現貨與 ADRs 報酬率出現反向變動之機率遠勝過同向變動之機率。簡言之，這家公司的 ADRs 報酬與股票價格在近期的金融風暴期間出現反向移動之機率增加，同向變動的可能性下跌。



註：上尾部相依性 (upper tail) 與下尾部相依性 (lower tail) 分別代表兩變數在上尾部與下尾部之相依性指標。τ 定義為 Student's t copula 的 Kendall's τ 指標。mixed_τ 定義為代表加權過後之 Kendall's τ 指標。垂直虛線代表雷曼兄弟破產日。

圖 4 上尾部相依性、下尾部相依性與 τ 指標

這個同方向（同步）變動可能性在金融動盪期間下跌之事實與現存文獻支持相關性會遞增之證據相矛盾。

綜合上述之實證結果，我們可以清楚瞭解，對大部份公司而言，尾部相依性以及同向變動可能性之指標在 2008 金融風暴中出現下跌現象，隱含現貨以及 ADRs 報酬間的關聯性已經降低了。另外一方面，ADRs 和股票報酬在極端情況下的表現並不全然相同。所以，對美國投資者而言，在金融動盪期間以投資 ADRs 之方式來取代對台灣母公司股票之投資似乎並不是一種恰當之跨國投資決策。這是因為兩者間之關聯性在近期金融危機期間已經下跌了，所以兩者之間並不是良好之投資替代標的。在此必須重申，這個建議是依據短期相依性指標而來。一個更為仔細的作法應該是去比較包含現貨之資產配置績效以及包含 ADRs 之資產配置績效。然而，這個議題超出本文研究範疇，本文在此並不討論之。

表 7 靜態 copula 設定下之相依性指標

copula	台積電	矽品	聯電	日月光	友達
Mix_2					
τ_{mixed}	0.3769			0.5621	0.5276
τ_{Gumbel}	0.3479			0.7514	0.4711
$\tau_{\text{Gumbel Survival}}$	0.4443			0.0201	0.5501
τ_{Normal}	-0.5533			0.5827	0.5470
upper tail_Gumbel	0.4286			0.8119	0.5571
lower tail_Gumbel Survival	0.5301			0.0277	0.6341
Student' t					
τ		0.4987	0.4200		
上尾部相依性指標 (upper tail)		0.3257	0.3303		
下尾部相依性指標 (lower tail)		0.3257	0.3303		

資料來源：本研究整理。

註： τ_{mixed} 定義為混合型 copula 設定下 τ 的加權平均數。

3.4 子樣本之實證結果分析

前一小節發現 ADRs 與母公司股票間之相依性強度在出現 2008 年明顯下跌。此結果會令人懷疑兩種資產間之關聯性在股市上漲以及下跌階段是否出現結構轉換。本文將透過比較不同子樣本下之參數

表 8 報酬率在不同子樣本期間之相關統計量

	台積電		矽品		聯電		日月光		友達	
	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs	現貨	ADRs
A 第一個子樣本										
平均值	-0.0838	-0.0621	-0.1382	0.1265	-0.2102	-0.1797	-0.1268	-0.1035	-0.3172	-0.3378
中位數	0.0000	0.2764	0.0000	0.2031	0.0000	-0.3292	0.3082	0.0000	0.4211	-0.6595
最大值	13.4250	24.2780	9.9372	26.5675	12.3444	44.2259	9.0151	29.3310	10.3318	17.0352
最小值	-33.6472	-41.9854	-22.4370	-26.6182	-20.3762	-36.3995	-20.0671	-32.6033	-7.8472	-12.6284
標準差	3.4689	4.9609	4.0963	4.9768	3.4996	5.5790	3.7987	5.1063	3.9059	4.6180
偏態	-1.7832	-0.4477	-0.1392	-0.0726	-0.4762	-0.1375	-0.1465	-0.2662	0.0802	0.3687
峰態	19.0034	11.0335	3.7299	6.0343	6.1461	16.4449	3.9268	9.5612	2.4046	4.0655
J-B	14281.4497 (0.0000)	3471.1599 (0.0000)	15.0792 (0.0005)	228.0121 (0.0000)	265.1778 (0.0000)	4438.1258 (0.0001)	22.5575 (0.0000)	1034.5727 (0.0000)	3.1369 (0.2084)	13.8521 (0.0000)
LB(15)	17.3462 (0.2986)	22.749 (0.090)	32.6445 (0.0053)	25.7942 (0.0402)	20.3803 (0.1578)	23.8379 (0.0679)	22.9917 (0.0843)	18.5237 (0.2361)	17.4116 (0.2949)	18.9297 (0.2169)
LB2(15)	3.5550 (0.9988)	11.5473 (0.7129)	13.0156 (0.6011)	24.0949 (0.0635)	12.9152 (0.6088)	54.4150 (0.0000)	16.7168 (0.3361)	73.1276 (0.0000)	15.3581 (0.4259)	10.0207 (0.8184)
ARCH-LM(15)	3.3613 (0.9992)	7.3723 (0.9465)	11.8700 (0.6888)	17.8100 (0.2728)	10.6972 (0.7738)	60.4331 (0.0000)	9.6123 (0.8434)	88.7346 (0.0000)	14.1634 (0.5132)	11.4333 (0.7213)
ρ	0.4229		0.7127		0.5094		0.5739		0.678	
B 第二個子樣本										
平均值	0.0001	-0.0274	0.0570	0.0788	-0.0507	-0.0212	0.0002	0.0263	0.0345	0.0607
中位數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
最大值	7.3880	11.1842	12.6041	12.3882	19.9960	21.0390	9.6676	24.9643	13.1576	25.7186
最小值	-20.2139	-9.0411	-13.1943	-15.9122	-8.9856	-17.1381	-12.1595	-16.3061	-11.8107	-11.2827
標準差	2.0962	2.3419	2.8284	3.0355	2.1504	0.0292	2.6385	2.8271	2.6444	3.1041
偏態	-0.8513	0.1413	-0.1613	-0.0436	0.7335	0.3417	-0.0129	0.5550	-0.0847	0.6495
峰態	10.4989	4.6922	4.5491	4.5552	10.2744	8.3847	4.0405	10.0943	4.4954	7.5030
J-B	3239.9846 (0.0000)	161.2660 (0.0000)	137.1806 (0.0000)	132.9323 (0.0000)	3017.3324 (0.0000)	1614.2843 (0.0000)	59.3514 (0.0000)	2825.1084 (0.0000)	124.1048 (0.0000)	1203.4738 (0.0000)
LB(15)	26.6482 (0.0317)	22.6741 (0.0913)	15.2392 (0.4343)	11.3831 (0.7250)	15.2437 (0.4340)	38.5388 (0.0008)	21.8237 (0.1125)	20.6146 (0.1496)	18.1423 (0.2553)	26.8278 (0.0302)
LB2(15)	27.4976 (0.0249)	58.5447 (0.0000)	33.7978 (0.0036)	27.4418 (0.0253)	12.1364 (0.6687)	137.3635 (0.0000)	58.5517 (0.0000)	79.2024 (0.0000)	169.2430 (0.0000)	118.6137 (0.0000)
ARCH-LM(15)	23.2381 (0.0792)	34.6349 (0.0028)	27.2687 (0.0266)	22.5637 (0.0939)	9.9237 (0.8245)	132.5782 (0.0000)	43.2716 (0.0001)	79.1304 (0.0000)	88.4092 (0.0000)	76.4688 (0.0000)
ρ	0.4428		0.6119		0.4756		0.7182		0.6617	
C 第三個子樣本										
平均值	-0.2085	-0.1478	-0.3328	-0.2746	-0.4868	0.0571	-0.5898	-0.6409	-0.4051	-0.4166
中位數	-0.3249	-0.6309	0.0000	0.9926	-1.1173	-0.9901	0.0000	-1.0929	0.0000	-1.0884
最大值	6.7558	19.1192	7.5508	28.2644	8.6334	38.0883	6.7086	12.3481	6.6983	17.3317
最小值	-7.2413	-10.0714	-7.2103	-15.4497	-7.2571	-23.1971	-7.2368	-12.4298	-7.2571	-17.1912
標準差	3.6877	5.3829	4.2750	7.9383	4.2887	10.1893	4.0349	5.5899	3.9988	6.3281
偏態	0.2251	0.8509	-0.1008	0.6907	0.3925	1.1015	0.01498	0.3996	0.2017	0.1842
峰態	2.5949	4.3129	2.1989	4.3100	2.2072	5.9711	2.2747	2.5715	2.3181	3.4868
J-B	1.1157 (0.5724)	14.0508 (0.0009)	2.0754 (0.3543)	11.0236 (0.0040)	3.7863 (0.1506)	41.6128 (0.0000)	1.6028 (0.4879)	2.5015 (0.2863)	1.9092 (0.3850)	3.4868 (0.5673)
LB(15)	12.6299 (0.6309)	10.3786 (0.7953)	28.1389 (0.0207)	13.6248 (0.5542)	20.4984 (0.1536)	28.1007 (0.0209)	19.4939 (0.1922)	9.4271 (0.8542)	14.6016 (0.4805)	15.1199 (0.4428)
LB2(15)	17.2381 (0.3048)	14.9810 (0.4528)	19.6558 (0.1855)	13.7772 (0.5425)	16.9361 (0.3227)	12.8771 (0.6118)	10.4691 (0.7892)	17.0439 (0.3162)	21.7478 (0.1146)	19.4270 (0.1950)
ARCH-LM(15)	19.3663 (0.1976)	9.8783 (0.8273)	18.0511 (0.2600)	9.8285 (0.8304)	15.3503 (0.4265)	7.7876 (0.9320)	16.0947 (0.3758)	10.6793 (0.7750)	24.6038 (0.0555)	10.4989 (0.7872)
ρ	0.2130		0.3450		-0.1058		0.5260		0.4227	

資料來源：鉅亨網資料中心及本研究整理。

註：1. LB 與 LB2 分別表示序列以及序列平方項之 Ljung-Box 統計量。

2. 括弧內之數值為 P 值。報酬率單位為 %。

表 9 子樣本之 copula 參數估計結果

	台積電	矽品	聯電	日月光	友達
參數	Mix_2	Student's t	Student's t	Mix_2	Mix_2
A 第一個子樣本					
φ_G	-2.2613*** (0.0280)			-0.5389*** (0.0324)	1.4269*** (0.0716)
α_G	0.4815*** (0.0280)			-0.2641*** (0.0393)	2.0420*** (0.0230)
β_G	0.6809*** (0.0280)			-5.1862*** (0.0401)	4.6785*** (0.0870)
π_G	4.3745*** (0.0280)			-10.3544*** (0.0415)	2.8444*** (0.0751)
φ_{GS}	-0.6943*** (0.0307)			-0.2985*** (0.0488)	1.3763*** (0.0751)
α_{GS}	3.3514*** (0.0286)			4.5301*** (0.0433)	-6.4046*** (0.0711)
β_{GS}	1.7153*** (0.0285)			5.6386*** (0.0418)	1.3459*** (0.0713)
π_{GS}	-1.2559*** (0.0281)			-2.4809*** (0.0428)	4.1070*** (0.0759)
φ_N	-0.1109*** (0.0202)			1.7587*** (0.0435)	1.6614*** (0.0713)
α_N	-0.7957*** (0.0222)			2.1909*** (0.0437)	0.6335*** (0.0716)
β_N	-2.4691*** (0.0271)			1.7545*** (0.0437)	-0.5643*** (0.0745)
π_N	-2.8444*** (0.0279)			-1.1964*** (0.0418)	-2.9411*** (0.0712)
p_G	0.1270*** (0.0246)			0.0746** (0.0351)	0.0448 (0.0776)
p_{GS}	0.8248*** (0.0249)			0.1648*** (0.0441)	0.1355* (0.0765)
φ_T		4.4730*** (0.0626)	0.2698*** (0.0320)		
α_T		-0.1148** (0.0563)	1.9323** (0.0380)		
β_T		-2.8810*** (0.0543)	0.2148*** (0.0380)		
π_T		-1.0952*** (0.0416)	-0.6385*** (0.0408)		
γ		13.3994*** (0.0411)	10.4045*** (0.0412)		
B 第二個子樣本					
φ_G	-1.8946*** (0.0151)			-1.7742*** (0.0162)	0.6012*** (0.0282)
α_G	-0.0028 (0.0260)			8.0492*** (0.0238)	3.2246*** (0.0281)
β_G	-3.9849*** (0.0256)			3.9620*** (0.0223)	1.5845*** (0.0292)

表 9 子樣本之 copula 參數估計結果 (續前頁)

π_G	-0.5570*** (0.0273)		-1.7937*** (0.0274)	-5.6054*** (0.0276)
φ_{GS}	-0.0368 (0.0276)		4.0773*** (0.0276)	-1.9231*** (0.0151)
α_{GS}	0.2663*** (0.0276)		-2.8712*** (0.0282)	6.5428*** (0.0251)
β_{GS}	-0.0047 (0.0276)		4.0673*** (0.0341)	2.3562*** (0.0248)
π_{GS}	-1.9566*** (0.0276)		-0.5154*** (0.0279)	-1.0773*** (0.0277)
φ_N	-3.5442*** (0.0276)		4.6417*** (0.0304)	2.4006*** (0.0279)
α_N	-1.6436*** (0.0276)		-0.9446*** (0.0295)	0.6744*** (0.0276)
β_N	-1.7008*** (0.0276)		1.4298*** (0.0297)	0.8861*** (0.0869)
π_N	8.7325*** (0.0276)		-1.4763*** (0.0276)	-1.5216*** (0.0282)
p_G	0.4859*** (0.0212)		0.1209*** (0.0303)	0.0634*** (0.0283)
p_{GS}	0.4910*** (0.0208)		0.2103*** (0.0416)	0.1807*** (0.0507)
φ_T		0.4991*** (0.0228)	0.5965*** (0.0237)	
α_T		0.8479*** (0.0256)	0.4933*** (0.0260)	
β_T		1.2932*** (0.0255)	1.4301*** (0.0261)	
π_T		-1.4136*** (0.0274)	-1.4662*** (0.0274)	
γ		5.6277*** (0.0276)	3.8440*** (0.0276)	
C 第三個子樣本				
φ_G	0.6652*** (0.0967)		-0.4914*** (0.1206)	2.8400*** (0.1178)
α_G	-8.7842*** (0.1132)		0.3954*** (0.1194)	-3.4810*** (0.1176)
β_G	15.8831*** (0.1168)		-2.5097*** (0.1173)	-0.9377*** (0.1199)
π_G	-2.4830*** (0.1642)		-6.3881*** (0.1170)	-6.1837*** (0.1170)
φ_{GS}	0.0853 (0.2801)		-1.1276*** (0.1074)	0.0209 (0.1267)
α_{GS}	2.0676*** (0.1939)		6.3718*** (0.1148)	-3.8454*** (0.1170)
β_{GS}	-0.2842 (0.1866)		4.0049*** (0.0149)	-5.7251*** (0.1171)
π_{GS}	-8.6669*** (0.1271)		-1.3335*** (0.0174)	-22.2253*** (0.1171)

表 9 子樣本之 copula 參數估計結果 (續前頁)

φ_N	0.8374*** (0.0940)	0.7019* (0.3737)	0.2557*** (0.0982)
α_N	2.3242*** (0.1121)	-0.4235*** (0.1340)	3.9330*** (0.1139)
β_N	-0.9150*** (0.1142)	-0.9482*** (0.1762)	1.6778*** (0.1131)
π_N	-1.5858*** (0.1170)	-1.3310*** (0.2110)	-0.5481*** (0.1152)
P_G	0.7574*** (0.1472)		0.6188*** (0.1421)
P_{GS}	0.2426 (---)		0.4350*** (0.1158)

資料來源：本研究整理。

註：1. 同表 2。

2. 括弧內數值為標準差。

3. 矽品與聯電的自由度在第三個子樣本期間皆超過 150，本文改採用 Normal copula 模型進行估計。

4. 台積電與日月光之 Normal copula 加權權重為 0。

估計值以及尾端相依性指標，來檢查相依性結構是否出現轉換現象。我們以美伊戰爭與雷曼兄破產日做為資料分割點。因此，全部樣本可以被區分成三個子樣本。第一個子樣本是以 2003 年 3 月 19 日為最終樣本點；第二個子樣本期間為 2003 年 3 月 20 至 2008 年 9 月 14 日；第三個子樣本期間為 2008 年 9 月 15 日至 2008 年 12 月 31 日。

表 8 列出不同廠商之股票以及 ADRs 報酬率在三個子樣本期間的摘要統計量。我們可以清楚地發現，第一個子樣本與第二個子樣本的統計量與全部樣本的統計量相似度很高。然而，第三個子樣本的結果卻有重大的改變。特別值得一提的是，所有廠商之股票報酬率在第三個子樣本期間皆具有常態分配。此一現象可能與台灣管理當局之管制措施有關。因為干預政策會降低股票報酬出現極端值之可能性。除此之外，本文亦發現日月光與友達的 ADRs 報酬率服從常態分配。這些標的資產之邊際分配自由度估計值高達 50 以上，顯示他們的分配與常態分配非常接近。²¹ 邊際分配之參數估計值在

²¹ 為了便於收斂以及減少待估參數數目，本文將 t 分配中自由度高於 50 之資產報酬率，改以常態分配來進行估計。

第三個子樣本期間亦發生重大之改變。²²

表 9 依序列出三個子樣本動態 copula 模型之參數估計結果。前二個子樣本的參數估計值符號大多數皆與全部樣本的結果相吻合。第三個子樣本的參數估計值與全部樣本結果非常不同，顯著支持 ADRs 與母公司股票報酬相依性出現結構改變之證據。由表 9C 可以清楚發現，對台積電與日月光而言，在全部樣本期間原本具有貢獻力的 Normal copula 現在已經無法提供解釋力了。對矽品與聯電而言，最適合用來描述 ADRs 與股票報酬相依性的設定已經由 Student's t copula 轉變為 Normal copula。

圖 5 劃出不同子樣本期間之上尾部相依性、下尾部相依性與 τ 指標之時間序列走勢圖。由圖 5 可以清楚看出，不論是尾部相依性指標或者是 τ 指標，它們的數值在第三個子樣本期間大多出現下跌現象。綜合而言，ADRs 與母國股票報酬率之相關性在 2008 年後期出現了結構轉換。

3.5 相依性下跌之可能原因探討

因為 ADRs 與其母公司股票價格反應同一家公司之營運狀況，在無交易障礙時，兩者間之價格應該一致，亦即單一價格法則成立。然而，當兩者間之長期均衡關係被打破時，單一價格法則不成立，此時套利行為就有可能會發生。套利行為有助於消弭長期均衡背離之情況，使得兩者間之價格最終會趨於一致，進而引發兩市場的價格出現密切關聯性。直覺上來說，隨著調整過程進行，兩者之間的關聯性應該會增加。然而，若市場存在交易障礙時，套利行為之有效性會大幅度下降，甚至可能導致 ADRs 與母公司股票之關聯性下跌。²³ 例如，Chen et al. (2008) 在研究亞太國家之公司股票以及其 ADRs 價格之關係時發現，禁止投資者在市場執行放空策略將

²² 基於空間限制，詳細結果在此並未列出。有興趣讀者可以跟作者索取參數估計結果。

²³ 作者感謝匿名審查者提供相關性下跌之可能原因。

減緩兩市場價格趨於一致之收斂速度；亦即，套利績效將大打折扣。另外一方面，Koum kwa and Susmel (2008) 證實市場流動性與收斂速度具有正向關係；亦即，流動性愈快則收斂度愈快。因此，政府干預行為可能造成市場流動性大幅下降，引發相依性下跌。總而言之，ADRs 與母公司股票之關聯性可能會因為股票市場出現政府干預行為而降低。

台灣政府當局在 2008 年中期實施一系列的金融管制措施來穩定國內股票市場，其管制措施包含禁止股票在平盤或下跌情況下執行放空策略、縮小跌幅限制、禁止融券交易等行為。²⁴ 根據 Chen et al. (2008) 與 Koum kwa and Susmel (2008) 之論點，我們猜測台灣證券交易所之管制措施是引發現貨與 ADRs 市場相依性下降之可能原因。本文接著設計一個簡單模型來驗證上述猜測是否屬實。

近期討論套利行為之文章皆證實，當兩市場之價格出現不一致時，套利行為並不一定會發生。只有當執行套利之利得超過執行套利行為之成本時，套利行為才會發生（例如 Chung et al., 2005；Wang and Lin, 2005；Li, 2009；Kim et al. 2010 等研究）。門檻誤差修正模型是一種常用來決定利差門檻值之作法。因為本文並不是門檻誤差修正模型，為了能夠在 copula 設定之下將套利條件是否滿足的時刻區分出來，本文採用虛擬變數 (dummy variable) 當作套利條件滿足與否之指標。虛擬變數定義為

$$d_t = \begin{cases} 1, & \text{if } |ECM_t| > \sigma \\ 0, & \text{if } |ECM_t| \leq \sigma \end{cases},$$

其中 ECM_t 代表現貨與 ADRs 報酬率長期均衡關係的誤差修正項， σ 為這些誤差修正項的樣本標準差。本文採用 Johanson (1995) 的共整合檢定來檢查序列是否存在共整合關係。²⁵ 實證結果發現兩市

²⁴ 詳細金融管制及干預內容可以參考國家政策研究基金會之說明。

²⁵ 本文在此並未列出共整合檢定結果，有興趣讀者可向作者索取參數估計結果。

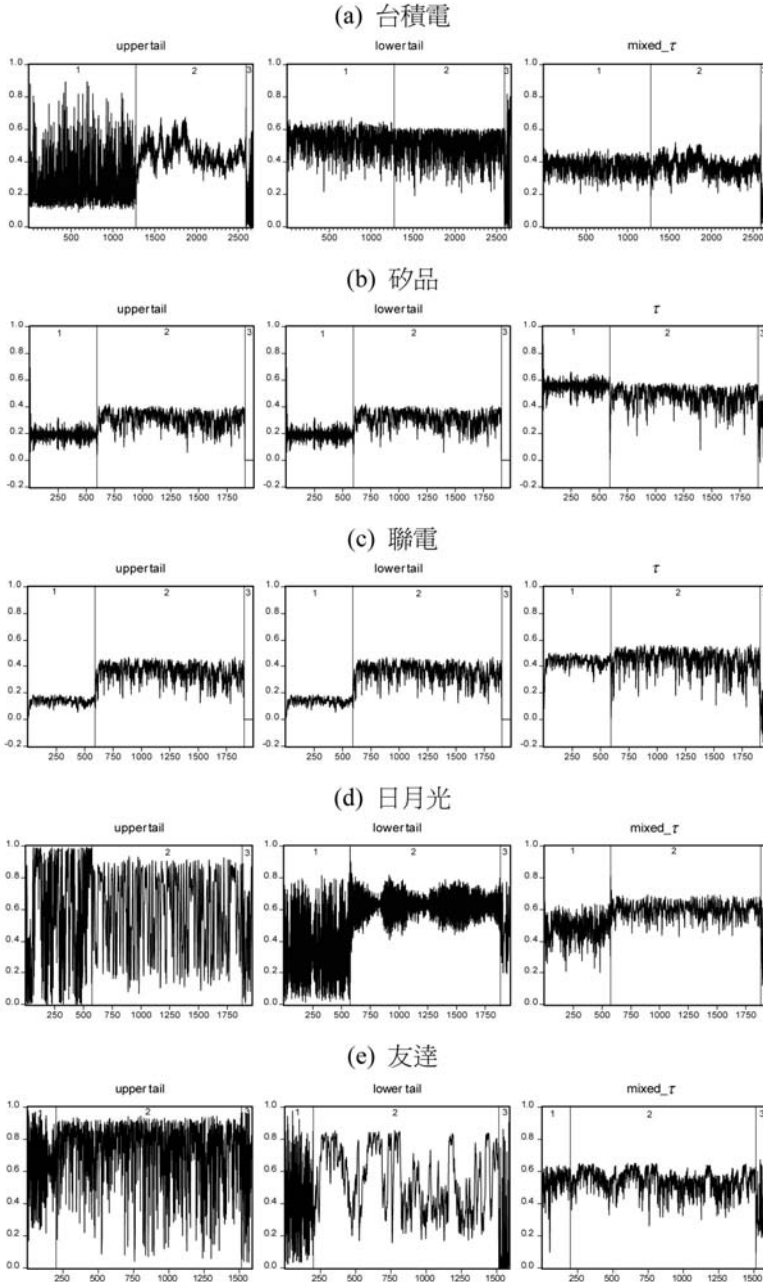


圖 5 子樣本期間之上尾部相依性、下尾部相依性與 τ 指標

場報酬率存在一個穩定的長期均衡關係。如果兩個序列背離均衡的幅度超過誤差項一倍標準差的話，本文則認定市場存在可以執行套利環境 ($d_i = 1$)；反之則未出現套利環境。²⁶ 爲了討論相依性與價格背離之關係，本文將 (22) 式與 (23) 式分別修正爲

$$\rho_i = \Lambda(\varphi_i + \alpha_i \rho_{i-1} - \beta_i \rho_{i-2} + \pi_i |u_{i-1} - v_{i-1}| + D_i d_{i-1}), \quad i = \{N, T\}, \quad (26)$$

$$\tau_i^j = \tilde{\Lambda}(\varphi_i + \alpha_i \tau_{i-1}^j - \beta_i \tau_{i-2}^j + \pi_i |u_{i-1} - v_{i-1}| + D_i d_{i-1}), \quad i = \{G, GS\}. \quad (27)$$

相對於先前的動態相依性設定，新的動態相依性設定加入了虛擬變數。當兩種資產價格差距幅度滿足可以執行套利環境時，如果套利者執行套利行爲，則兩資產價格會收斂到均衡狀態，因而提高兩者之相關性。此時參數 D_i 應爲顯著正值。另外一方面，如果政府執行干預市場運作措施，此舉可能會阻礙套利行爲運行，造成市場價格背離情況加劇，因而導致 ADRs 與母公司股票相關性下跌。在此情況之下，參數 D_i 應爲顯著負值。

表 10 列出加入虛擬變數後之實證結果。與表 6 的實證結果相比，我們發現新設定下的實證結果與原有的結果並未出現大幅度改變。一個有趣的現象是，對矽品、聯電、日月光以及友達而言，參數 D_i 爲顯著負值。另外一方面，我們發現台積電公司的係數僅在 Gumbel copula 設定下爲負值，但是在另外二種 copula 之下皆爲正值，而且參數 D_i 皆不顯著異於零。這些結果顯示，對於矽品、聯電、日月光以及友達來說，政府管制措施，例如禁止放空與融券交易以及縮小跌幅幅度，似乎是導致現貨與 ADRs 報酬關聯性下跌之可能原因。

另外一方面，Jondeau and Rockinger (2006) 的發現似乎亦可以

²⁶ 如何選定一個合理的門檻值是一個值得深入討論之問題。在此我們必須要承認，一倍標準差的選擇是主觀的。這種作法的目的僅是提供一個可行方向來討論相依性下跌之現象。

做為本研究發現母國股票與對應 ADRs 股票相依性下跌之解釋。Jondeau and Rockinger (2006) 採用類似於 Tse and Tsui (2002) 的動態相依性設定來研究跨國股票日報酬率間相關性。他們的實證結果顯示，動態相依性測度走勢會隨著金融市場狀況而改變。²⁷ 當兩個市場同時經歷重大事件災難時，兩市場間之相關性會增加。如果只有一個市場經歷下跌危機但另外一個市場沒有面臨下跌危機威脅時，則兩市場間之相依性有可能會下跌。根據上述說明，雖然在美國上市的 ADRs 市場經歷了金融風暴，但是身處台灣的母國公司股票卻因為政府保護與干預行為，使得母國公司股票受到風暴影響大幅減少，因而導致 ADRs 與母公司股票之相依性程度下跌。然而，這個猜測僅是依據 Jondeau and Rockinger (2006) 對跨國股票市場之解釋而來，提供一個更為完整的實證模型來檢驗 ADRs 與母公司股票關係下跌是未來值得研究的議題。

4. 結論與建議

隨著全球金融市場整合以及金融管制鬆綁，跨國金融市場之間的動態關係已經吸引大量實證文獻之注意。實證研究已經證實跨國金融市場存在非線性相關性，而且相關程度在不利市場環境中會較有利市場環境還要來得大。線性相關係數是多數文獻用來衡量市場間相關程度之指標。雖然它的操作非常簡單，但是卻無法捕捉資料間之非線性關係。為了彌補線性相關係數在解釋金融資產真實相依性之缺憾，本文採用 GARCH-copula 方法來討論台灣 5 家在美國發行 ADRs 之高科技廠商的股票價格與其 ADRs 價格之動態相依性。

²⁷ 除了採用 Tse and Tsui (2002) 的動態相依性設定外，Jondeau and Rockinger (2006) 亦採用馬可夫狀態轉換 copula 模型來討論跨國股票市場相依性。馬可夫狀態轉換設定是允許 Student's t copula 設定中的相關係數可以隨市場狀態而改變。Jondeau and Rockinger (2006) 的實證結果發現，兩種不同相依性設定所得到的動態相依性指標走勢圖非常相似。

表 10 動態 copula 模型之估計結果

參數	台積電	矽品	聯電	日月光	友達
	Mix_2	Student's t	Student's t	Mix_2	Mix_2
φ_G	-0.1766*** (0.1408)			0.6963*** (0.3197)	-1.9704*** (0.0176)
α_G	3.0547*** (0.1524)			-1.3681*** (0.2494)	8.0521*** (0.1010)
β_G	3.0691*** (0.1430)			-4.2854*** (0.2865)	3.6646*** (0.0900)
π_G	-1.1646*** (0.3319)			-9.8205*** (0.1251)	-1.0311*** (0.0423)
D_G	-0.0057 (0.2571)			-0.4704*** (0.1741)	-0.0282** (0.0117)
φ_{GS}	-1.5076*** (0.1208)			2.7885*** (0.0924)	4.7564*** (0.5721)
α_{GS}	1.4427*** (0.0918)			-7.9350*** (0.0818)	-3.9030*** (0.0446)
β_{GS}	-2.0890*** (0.1084)			2.9754*** (0.0367)	4.3090*** (0.0738)
π_{GS}	-1.5365*** (0.3205)			2.8360*** (0.0663)	-0.7428*** (0.0444)
D_{GS}	0.0024 (0.0376)			-0.1120* (0.0665)	-0.1015*** (0.0363)
φ_N	-3.6570*** (0.2606)			1.3875*** (0.1585)	1.6510*** (0.0366)
α_N	2.4085*** (0.4730)			0.8324*** (0.0548)	1.7878*** (0.0307)
β_N	0.7405*** (0.1981)			-0.6202*** (0.1682)	0.9216*** (0.0314)
π_N	12.8348*** (0.1360)			-1.6906*** (0.2708)	-1.9525*** (0.0518)
D_N	0.3731 (0.7360)			-0.1730** (0.0733)	-0.1447*** (0.0253)
P_G	0.3671*** (0.0593)			0.0543*** (0.0147)	0.0753*** (0.0259)
P_{GS}	0.6000*** (0.0595)			0.1138*** (0.0239)	0.1566*** (0.0431)
φ_T		1.0153*** (0.0203)	0.4404*** (0.0942)		
α_T		1.0692*** (0.0214)	0.8469*** (0.3052)		
β_T		0.5805*** (0.0214)	1.3014*** (0.3108)		
π_T		-1.8363*** (0.0224)	-1.3316*** (0.2067)		
D_T		-0.1717*** (0.0225)	-0.0721* (0.0369)		
γ		7.0025*** (0.0225)	4.5993*** (0.7682)		

資料來源：本研究整理。

註：1. 同表 2。

2. 括弧內數值為標準差。

爲了能夠正確無誤地衡量個別公司股票與其 ADRs 關係間之關係，本文採用了 Normal、Student's t、Gumbel、Clayton、Frank 與 3 種混合型 copula 設定來進行實證分析。如此一來，我們可以很容易判斷不同公司所適用的 copula 函數是否相同，以及討論現貨與 ADRs 報酬間之動態相依性是否與重大金融事件有關。

本文的實證結果證實，Student's t copula 函數適合於矽品與聯電公司；亦即，對這兩家而言，股票與 ADRs 報酬存在對稱之相依性。明確地說，兩個市場同時出現極端正值與極端負值之尾部分配是相同的。對於另外三家公司，現貨與 ADRs 市場之非對稱動態相依性適合由 Normal、Gumbel 與 Gumbel-Survival copulas 所組合而成之混合型設定來描繪。不論公司爲何，現貨與 ADRs 市場的尾部相依性指標以及同步變動指標並非固定不變的。特別值得一提的是，大多數公司的 τ 與尾部相依性指標在 2008 年金融風暴發生期間發生下降之情況。這個結果與大多數文獻發現相依性在金融動盪期間（尤其是不利的市場情況）會上升之發現相反。本文之初步研究證實政府管制措施，例如禁止放空及融券交易等策略，可能是導致現貨與 ADRs 市場報酬率之關聯性下跌之原因。

開發中國家之政府爲了維持股市安定，它們常常會在金融與政治情勢動盪不安的情況之下進行護盤相關政策。Jondeau and Rockinger (2006) 之研究發現，跨國股票市場之相依性僅會在兩市場同時遭受到不利衝擊時才會增加；如果僅一個市場面臨不利環境的話，兩者間之相關程度有可能會下跌。提供一個完整的實證模型來檢驗開發中國家之現貨與 ADRs 的關係是否存在 Jondeau and Rockinger (2006) 所發現之現象是未來值得研究之議題。

參考文獻

- 工業技術研究院之產業經濟與趨勢研究中心 Industrial Economics and Knowledge Research Center (2008), <http://www.itri.org.tw/chi/iek/>。(in Chinese)
- 鉅亨網資料中心 CNYES, <http://www.cnyes.com/>。(in Chinese)
- 黃宗佑 Huang, Tsung-Yu (2009), 「台灣高科技廠商與其美國存託憑證股票報酬之動態相依性—Copula 模型之應用」 “Dynamics Dependence of the Stock Return between Taiwan’s High Technology Firms and Their American Depositary Receipts—An Application of Copula Models”, 碩士論文 MA. Thesis, 國立嘉義大學應用經濟研究所 Department of Applied Economics, National Chiayi University。(in Chinese with English abstract)
- 黃裕烈 Huang, Yu-Lieh (2007), 「擔保債權憑證之評價—Copula 函數的應用」 “On The Pricing of Collateralized Debt Obligation—A Copula Function Approach”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 35:1, 21-52。(in Chinese with English abstract)
- 廖四郎、李福慶 Liao, Szu-Lang and F. C. Lee (2005), 「擔保債權憑證之評價—Copula 分析法」 “The Valuation of Collateralized Debt Obligations: Copula Approach”, 台灣金融財務季刊 *Taiwan Banking and Finance Quarterly*, 6:2, 53-84。(in Chinese with English abstract)
- Ang, A. and J. Chen (2002), “Asymmetric Correlations of Equity Portfolios,” *Journal of Financial Economics*, 63:3, 443-494.
- Auguste, S., K. Dominguez, H. Kamil and L. Tesar (2006), “Cross-Border Trading as a Mechanism for Capital Flight: ADRs and the Argentine Crisis,” *Journal of Monetary Economics*, 53:7, 1259-1295.

- Bartram, S. M., S. J. Taylor and Y. H. Wang (2007), "The Euro and European Financial Market Dependence," *Journal of Banking & Finance*, 31:5, 1461-1481.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31:3, 307-327.
- Bollerslev, T., R. Y. Chou and K. F. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, 52:1, 5-59.
- Campbell, R., K. Koedijk and P. Kofman (2002), "Increased Correlation in Bear Markets," *Financial Analysts Journal*, 58:1, 87-94.
- Chen, H., P. Choi and H. Kim (2008), "American Depositary Receipts: Asia-Pacific Evidence on Convergence and Dynamics," *Journal of Multinational Financial Management*, 18:4, 346-368.
- Chen, Y. T. (2007), "Moment-Based Copula Tests for Financial Returns," *Journal of Business and Economic Statistics*, 25:4, 377-397.
- Cherubini, U., E. Luciano and W. Vecchiato (2004), *Copula Method in Finance*, New York: John Wiley & Sons.
- Chung, H., T. W. Ho and L. J. Wei (2005), "The Dynamic Relationship between the Prices of ADRs and Their Underlying Stocks: Evidence from the Threshold Vector Error Correction Model," *Applied Economics*, 37:20, 2387-2394.
- Edwards, S. and R. Susmel (2001), "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets," *Journal of Development Economics*, 66:2, 505-532.
- Ely, D. and M. Salehizadeh (2001), "American Depositary Receipts: An Analysis of International Stock Price Movements," *International Review of Financial Analysis*, 10:4, 343-363.

- Erb, C. B., C. R. Harvey and T. E. Viskanta (1994), "Forecasting International Equity Correlations," *Financial Analysts Journal*, 50:6, 32-45.
- Eun, C. and S. Sabherwal (2003), "Cross-Border Listings and Price Discovery: Evidence from US Listed Canadian Stocks," *Journal of Finance*, 58:2, 549-574.
- Genest, C. and J. Mackay (1986), "The Joy of Copulas: Bivariate Distributions with Uniform Marginals," *The American Statistician*, 40:4, 280-283.
- Giacomini, E., W. Hardle and V. Spokoiny (2009), "Inhomogeneous Dependence Modeling with Time-Varying Copula," *Journal of Business and Economic Statistics*, 27:2, 224-234.
- Hsu, C. C., C. P. Tseng and Y. H. Wang (2008), "Dynamic Hedging with Futures: A Copula-Based GARCH Model," *Journal of Futures Markets*, 28:11, 1095-1116.
- Hu, L. (2006), "Dependence Patterns Across Financial Markets: A Mixed Copula Approach," *Applied Financial Economics*, 16:10, 717-729.
- Jiang, C. X. (1998), "Diversification with American Depository Receipts: The Dynamics and the Pricing Factors," *Journal of Business Finance and Accounting*, 25:4, 683-699.
- Joe, H. (1997), *Multivariate Models and Dependence Concepts*, London: Chapman and Hall.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, New York: Oxford University Press.
- Jondeau, E. and M. Rockinger (2006), "The Copula-GARCH Model of Conditional Dependencies: An International Stock Market Application," *Journal of International Money and Finance*, 25:5, 827-853.

- Kim, B. H., S. E. Chun and H. G. Min (2010), "Nonlinear Dynamics in Arbitrage of the S&P 500 Index and Futures: A Threshold Error-Correction Model," *Economic Modelling*, 17:2, 566-573.
- Kim, M., A. C. Szakmary and I. Mathur (2000), "Price Transmission Dynamics between ADRs and Their Underlying Foreign Securities," *Journal of Banking and Finance*, 24:8, 1359-1382.
- Koumka, S. and R. Susmel (2008), "Arbitrage and Convergence: Evidence from Mexican ADRs," *Journal of Applied Economics*, 11:2, 399-425.
- Lai, Y., W. S. Chen and R. Gerlach (2009), "Optimal Dynamic Hedging via Copula-Threshold-GARCH Models," *Mathematics and Computers in Simulation*, 79:8, 2609-2624.
- Li, M. Y. (2009), "Nonlinear Interrelations between ADRs and Their Underlying Stocks Revisited: Application of Threshold VECM," *Applied Economics Letters*, 16:18, 1867-1873.
- Liu, Z. Y., G. Z. Fan and K. G. Lim (2009), "Extreme Events and the Copula Pricing of Commercial Mortgage-Backed Securities," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38:3, 327-349.
- Longin, F. and B. Solnik (1995), "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?" *Journal of International Money and Finance*, 14:1, 3-26.
- Longin, F. and B. Solnik (2001), "Extreme Correlation of International Equity Markets," *Journal of Finance*, 56:2, 649-676.
- Malevergne, Y. and D. Sornette (2003), "Testing the Gaussian Copula Hypothesis for Financial Assets Dependences," *Quantitative Finance*, 3:4, 231-250.
- Meneguzzo, D. and W. Vecchiato (2004), "Copula Sensitivity in Collateralized Debt Obligations and Basket Default Swaps," *Journal of Futures Markets*, 24:1, 37-70.

- Nelson, R. (1999), *An Introduction to Copula*, New York: Springer-Verlag.
- Patton, A. J. (2006a), "Modelling Asymmetric Exchange Rate Dependence," *International Economic Review*, 47:2, 527-556.
- Patton, A. J. (2006b), "Estimation of Multivariate Models for Time Series of Possibly Different Lengths," *Journal of Applied Econometrics*, 21:2, 147-173.
- Rabinovitch, R., A. C. Silva and R. Susmel (2003), "Returns on ADRs and Arbitrage in Emerging Markets," *Emerging Markets Review*, 4:3, 225-328.
- Rodriguez, J. C. (2007), "Measuring Financial Contagion: A Copula Approach," *Journal of Empirical Finance*, 14:3, 401-423.
- Sklar, A. (1959), "Fonctions de Répartition à n Dimensional et Leurs Marges," *Pubic Institute of Statistic of the University of Paris*, 8, 229-231.
- Solnik, B., C. Boucelle and Y. L. Fur (1996), "International Market Correlation and Volatility," *Financial Analysts Journal*, 52:5, 17-34.
- Tesar, L. L. and I. M. Werner (1995), "Home Bias and High Turnover," *Journal of International Money and Finance*, 14:4, 467-492.
- Tse, Y. K. and A. K. C. Tsui (2002), "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations," *Journal of Business and Economics Statistics*, 20:3, 351-362.
- Turgutlu, E. and B. Ucer (2010), "Is Global Diversification Rational? Evidence from Emerging Equity Markets Through Mixed Copula Approach," *Applied Economics*, 42:5, 647-658.

- Wang, C. H. and C. H. Lin (2005), "Using Threshold Cointegration to Examine Asymmetric Price Adjustments between ADR's and Their Underlying Securities," *South African Journal of Economics*, 73:3, 449-461.
- Wang, T. S., M. Y. Li and T. C. Chen (2010), "Price Transmission, Foreign Exchange Rate Risks and Global Diversification of ADRs," *Applied Economics*, 42:14, 1811-1823.
- Wang, T. S. and S. Y. Yang (2004), "Foreign Exchange Risk, World Diversification and Taiwanese ADRs," *Applied Economics Letters*, 11:12, 755-758.
- Yang, S. Y. (2007), "Inter-Day Return and Volatility Dynamics between Japanese ADRs and Their Underlying Securities," *Applied Financial Economics*, 17:10, 837-853.

The Dynamics Interdependence between the Stock Returns of Taiwanese High-Technology Firms and their ADRs – Evidence from the Extreme Tail-Dependence and Kendall's tau Measures

Chang, Kuang-Liang and Tsung-Yu Huang

Abstract

This paper examines the dynamics interdependence between stock returns of Taiwanese high-technology firms and their American Depository Receipts (ADRs) using a variety of copula specifications. The empirical results find that the Kendall's tau and the tail-dependence measures vary across time, supporting that time-varying specification as being important in describing interdependence between asset returns. The Student's t copula which emphasizes the symmetric dependence is suitable for Siliconware Precision Industries Company (SPIL) and United Microelectronics Corporation (UMC). The mixture copula which emphasizes the asymmetric dependence is suitable for Taiwan Semiconductor Manufacturing Company (TSM), Advanced Semiconductor Engineering Incorporation (ASX) and AU Optronics Corporation (AUO). Furthermore, during the 2008 financial tsunami, the decrease in interdependence can be attributed to the government intervention and control in the stock market.

Keywords: Copula, Tail-Dependence, Kendall's tau, GARCH,
American Depository Receipts

JEL Classification: C32, C51, G15

Chang, Kuang-Liang, Department of Applied Economics, National Chiayi University, No. 580, Sinmin Road, Chiayi City 60054, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-5-2732855, E-mail: klchang@mail.nyu.edu.tw. Tsung-Yu Huang, Department of Finance, National Central University, No. 19-6, Wenxue Road, Gukeng Township, Yunlin County 64646, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-5-5826793, E-mail: citizen607@hotmail.com.

Received 25 March 2010; revised 19 April 2010; accepted 11 November 2010.