

東吳經濟商學學報 第四十八期
(民國九十四年三月)：1-32.

台灣母公司股票報酬與其 ADR 報酬間資訊傳遞之研究

黃營杉* 李銘章**

(收稿日期：92年4月23日；第一次修正：92年8月25日；第二次修正：92年11月13日；
第三次修正：93年1月19日；接受刊登日期：93年11月4日)

摘 要

台灣股價指數一個有趣的現象是常受美國道瓊及NASDAQ指數漲跌影響，但是聯電、日月光、矽品、台積電及旺宏ADR的母公司都在台灣，在不同市場區隔下，母公司股票或者是該公司發行的ADR，何者具有價格發現或者資訊揭露的效果？本研究之目的是要分析兩市場間報酬率與波動性的互動關係。分析所使用工具是雙元EGARCH模型，利用標準化殘差作為條件平均數及條件變異數的解釋變數進行分析；本研究驗證了兩市場間資訊傳遞的實証資料，兩市場報酬率的條件平均數長期而言都會趨於穩定，市場間的資訊是透過變異數及共變數加以傳遞。研究發現只有台積電及旺宏兩家公司股票具有價格領先的效果。在不對稱效果方面，ADR對台灣母公司股票報酬率的影響以上漲趨勢比下跌趨勢影響大，台灣母公司股票對ADR報酬率的影響以下跌趨勢比上漲趨勢影響大，而波動的持續性大約是三天左右。兩市場間短期存有波動外溢效果，但長期卻有穩定的關係。

關鍵詞：美國存託憑證、共整合、雙元-EGARCH、跨市場波動效果、不對稱效果

* 台北大學企業管理系教授。

** 台北大學企業管理系博士候選人。

壹、前言

國際金融市場的蓬勃發展，引起世界上許多著名企業將該公司股票在國際最大的資本市場（美國市場）上市的高度興趣，最主要的工具為發行 ADRs(American depositary receipts)。ADR 大多以貼近市價上市，通常以上市前母股收盤價折價 2%至 5%作為上市參考價，幾乎沒有多大的套利空間，此舉不但可以使ADR賣價最高，同時可減少對國內股價衝擊的壓力，又不影響大股東的經營權及籌資壓力（沈中華，民 87）。在此潮流下，發行 ADR 已成為台灣企業從國際權益市場(equity markets)募集資金的一個重要管道。台灣目前是世界上第三大電腦產值國，有些台灣的電子公司在世界上都是數一數二的大廠，其中晶圓代工更是世界翹楚，台灣電子業就利用這個優勢分別到美國、歐洲發行存託憑證，除了可增加融資管道，亦可增加國際知名度。截至 2002 年 5 月，已有四十二家電子公司發行海外存託憑證，約占總發行數六十二家的 2/3（台灣證券交易所），在美國上市的條件較嚴苛，所以目前台灣在美國市場掛牌的公司僅六家，全部都是電子公司。

台灣電子公司大多是美國企業的代工廠(OEM)，美國經濟又牽動著全球經濟的走勢，所以台灣股市受到美國股市漲跌的影響遠大於歐洲股市或是日本股市的影響，由此可見 ADR 與母股互動遠比海外存託憑證(GDR)與母股互動來的密切。媒體資訊的進步幾乎使台灣市場與美國市場同步，只要前一晚的美國道瓊或是 NASDAQ 指數上漲，隔天台灣加權股價指數或者電子股多少受到影響，此即謝文良（民 91）所稱的價格發現過程(price discovery)；但是在美國上市的 ADR，其母公司就在台灣，一般認為，台灣母公司 EPS 增加所造成的股價上漲資訊應該會迅速反映到美國 ADR 的價格上，此即刻發現過程，但是台灣母公司股價又隨著美國 ADR 的波動而起舞，此種波動反饋效果（沈中華，民 87；莊忠柱，民 89）是否存在？而母公司股價與ADR間，何者具有價格發現功能？這些問題激起吾人對母公司股票報酬率與其 ADR 報酬率間資訊傳遞的研究興趣。

本文主要的研究方向是探討台灣母公司股票報酬與ADR報酬間的價格發現與資訊傳遞效果，進一步欲瞭解ADR波動性與母股報酬的互動影響，也想知道在套利行為下，兩區隔市場是否具有長期的穩定關係。具體而言，

本文的四個研究目的為：(1)瞭解母股報酬與其ADR報酬間，在各自市場內的波動槓桿效果。(2)檢測個股報酬與其 ADR 報酬間跨市場波動的外溢效果，包括價格領先及市場波動的持續性。(3)探討利多及利空對波動影響的不對稱效果。(4)探索母股報酬與其ADR報酬間是否存在一長期的穩定趨勢。

貳、文獻回顧

一、美國 ADR 市場

(一) ADR 的沿革

美國存託憑證是美國摩根銀行(Morgan Guaranty Trust Company)於1927年為英國的百貨公司 Self-Ridge Store 發行世界第一張非參與型之美國存託憑證，首創此類金融工具之先，讓美國投資人可以投資這家在當時首屈一指的英國企業。當時的美國人對投資外國有價券很有興趣，相對的美國投資人要直接投資(FDI)海外有價證券，潛在的進入障礙為(1)國別不同的投資限制(2)高的海外交易成本(3)匯兌的限制(4)流動性及資訊傳達等問題，為克服此困難，遂有美國存託憑證的產生。起初這些金融工具並不是很流行，直到交易成本變低後，才漸漸受到大眾的歡迎。ADR可說是母公司股票的替代證券，表彰母公司的股票，“存託”的意義是將股票存放在地主國美國分行的保管銀行(custodian bank)內，再由美國國內的存託銀行(depositary bank)發行美國存託憑證，美國投資人買賣這些證券，如同買賣國內其他股票一樣方便，所以ADR對美國人來說，是直接投資海外市場一個具吸引力的投資工具。

1929年美國股市大崩盤前，法國、澳洲及德國等公司大都在美國發行存託憑證。隨時間演變，1960年代已有多種存託憑證流通於市面上。到了1990年，根據Rule 144A規定(Lowengrub 及 Melvin, 2002)，讓ADR上市條件更寬鬆，使得美國ADR市場更有效率，也吸引更多國外廠商到美國發行ADR。在1990年到1999年間，ADR的家數從176增加到532家，成交股數從38億股增加到168億股，成交金額也從美金750億美元增加到6670億美元。

(二) ADR 相關文獻

1. ADR 與多角化

國際資本市場的全球化以及國際多角化的潛在利益，導致國際投資的快速發展，個人及機構法人增加了他們國外證券的投資組合，Jian(1998)從1980年到1994年9月使用週資料，在ADR及市場指數間，確認了ADRs是國際多角化的一個有效的工具。Officer 及 Hoffmeister(1987)檢測了45支從1973到1983年間的ADR，認為ADR是全球多角化(global diversification)的最佳工具。Wahab 及 Khandwala(1993)發現1987-1990年間的ADR也有相同的優點。

2. ADR 具母公司股票的特性

其實ADR可視為在不同時、空及市場區隔下（時間區隔、價格區隔及地區區隔）母公司股票的延伸，母公司股票擁有的一些特性也可以在ADR身上出現，譬如母公司股利分配，ADR也有股利分配；母公司股票的分割，ADR也會分割；或者是母公司資本結構的改變（發行ADR）對系統風險的影響等，都是有趣的探討議題。若依MM資本結構無關論而言，股票分割對公司價值應該沒有什麼影響，在沒有交易成本的完全資本市場中，分割宣告後股票價格揚升，兩個可能的解釋是資訊傳遞及分割後較低的價格會增加流動性所造成。但Muscarella 及 Vetsuypens(1996)調查發現，ADR的分割與母公司股票的報酬率沒有什麼關聯效果。通常母公司的股票分割後，ADR也要跟著分割，有時候ADR的分割與母公司股票的分割是無關的，我們稱這些單獨分割的ADR為獨立分割(solo-split)ADR。

3. ADR 與風險

雖然購買存託憑證多少會涉及兩個潛在的風險；(1)匯率風險(2)ADR的轉換風險，也就是受到國家(country)及匯率(currency)兩個因素的影響，但與直接投資海外證券所涉及的風險相比，購買ADR的風險相對較少，而且購買ADR卻具有與直接投資海外股票相同的投資機會。

另外一個值得探討的議題是ADR上市後，ADR對母公司股票系統風險的影響。Karolyi(1998)對ADR作了極佳的文獻回顧，但是文獻回顧中並沒有探討到ADR報酬率變動所產生的風險分析，也就是說，未檢測母公司股票報酬率與國際市場投資組合、匯率變動及全球風險因子間相互變動的相對關係，更別提如公司發行ADR後，理性的資產定價模型(rational capital asset

pricing models)應該如何修正的議題。Patro(2000)針對 16 個不同國家的 123 支 ADR 作實證研究，發現全球市場投資組合及個別母公司市場投資組合對 ADR 報酬率而言有顯著的風險揭露(risk disclosure)，但匯率的變動對 ADR 沒有顯著的風險揭露效果。

二、台灣市場-台灣發行 ADR 的公司

(一)美國存託憑證相關法令

台灣所謂“存託憑證”，簡言之即為表彰本國有價證券之替代憑證。依據「發行人募集與發行海外有價證券處理準則」（民國 90 年 12 月 26 日修正）第四條規定「本準則所稱海外存託憑證，係指存託機構在中華民國境外，依當地國之證券有關法令發行表彰存放於保管機構之有價證券之憑證。本準則所稱存託機構，係指在中華民國境外，依當地國之證券有關法令發行存託憑證之機構。本準則所稱保管機構，係指設於中華民國境內，經財政部核准得經營保管業務之銀行」。

(二)存託憑證的種類

海外存託憑證因發行與上市地點不同，分為下列幾種類型：在美國紐約證券交易所及店頭市場上市交易者，稱為美國存託憑證 ADR，於歐洲發行且於倫敦或盧森堡上市交易者，稱為歐洲存託憑證 EDR(European DR)，在新加坡上市者，稱為新加坡存託憑證 SDR(Singapore DR)，而在台灣證券交易所存託憑證形式上市者，稱為台灣存託憑證 TDR(Taiwan DR)，若於美國及歐洲市場同時發行，又將部分存託憑證於亞洲發行者，稱為全球存託憑證 GDR(Global DR)。

依發行公司與存託銀行間是否簽訂存託契約而分公司參與型存託憑證(sponsored DR)與非公司參與型存託憑證(unsponsored DR)（吳禮祥，民 89）：公司參與型為本國發行人依據存託機構所簽訂的存託憑證契約規定，允許協助執行存託憑證發行計劃，並持續提供相關的財務、業務資訊予存託機構，因此大多為公開募集發行，兼具籌措資金之功能，各國證券管理機關基於保護投資的目的，對此類存託憑證的發行審查較為嚴格。非公司參與型為發行人並未介入存託憑證的發行計劃，通常是由投資銀行將其購得之本國有價證券，存入本國之保管銀行後，委託國外的存託銀行發行存託憑

證，故多以證券流通為目的，不具籌措資金的效用，其審查程序則相對較為簡單。我國證券主管機關基於維護我國企業之國際形象，並使存託憑證之發行兼具募集資金與流通之功能，在其「發行人募集與發行海外有價證券處理要點」中明文規定，僅允許我國的上市、上櫃公司發行參與型的海外存託憑證。

依股權方式區分，可分為增資發行新股與提撥舊股：增資發行新股為上市公司以籌資為目的所發行之海外存託憑證，必須依公司法第 267 條及證交法第 28 之一的規定，先提撥 10% 予員工認購，其餘部分由股東會提撥對外公開發行。因此必須取得董事會與股東會贊助參與的決議書，及原股東與公司員工放棄認股的聲明文件。提撥舊股為上市公司大股東轉讓股權，至國外發行海外存託憑證，所得款項由大股東自行運用，對發行公司而言，並未達到籌資的目的。依國內法律，以老股發行海外存託憑證必須取得董事會贊助參與之決議書及發行股東與股票發行公司之間費用之負擔（陳禕璋，民 88）。

(三) 發行美國存託憑證的台灣公司

目前台灣發行 ADR 的電子公司共有六家，依照在美國上市時間的先後，分別為旺宏(85/05/9)、台積電(86/10/09)、矽品(89/9/7)、聯電(89/09/19)、日月光(89/10/2)，友達(91/5/23)，友達在 NYSE 上市，但因歷史資料有限，又不在研究期間之內，故不列入分析。其餘每家掛牌的地點與屬性有些不同，如表 1 所示。

表 1 ADR 的掛牌地點與屬性

母公司名稱	聯電	日月光	矽品	台積電	旺宏
掛牌地點	NYSE	NYSE	NASDAQ	NYSE	NASDAQ
ADR 名稱	UMC	ASX	SPIL	TSM	MXICY
公司參與否	參與	參與	參與	參與	參與
提撥新／舊股	新舊皆有	新舊皆有	新舊皆有	新舊皆有	新舊皆有

資料來源：本研究整理

三、台灣母股與其 ADR 跨市場間資訊傳遞與外溢效果

近來電腦科技的突飛猛進、視訊溝通的發達、資料擷取的簡便以及新聞傳遞的快速，一些重大的國際事件會牽動著整個國際市場，再加上國際間金融交易的便捷，交易成本的降低，ADR 與母公司股票間是否有跨市場間(cross-list)的(1)價格領先(price-leading role)? EF52 波動的外溢效果？(3)套利機會？(4)共整合關係？都是需要探討的議題。

(一)價格發現(price discovery)

謝文良（民 91）指出價格發現是指資訊反映到證券價格的過程，若價格發現過程順暢，呈現的便是 Fama 所描述的效率市場。作者亦指出影響價格發現的市場結構包括交易成本、放空限制、槓桿成數、最小跳動檔位(tick)、市場流通性等。黃淑吟（民 86）研究 TSM 掛牌後對台積電股價的影響，發現掛牌後一週內有正面影響，掛牌後的變異數顯著較掛牌前小。沈中華（民 87）研究中鋼、亞泥、嘉泥與東雲四家普通股與其 GDR 間的價格傳遞，發現只有中鋼及亞泥的普通股與其 GDR 長期存在共同走勢，而中鋼及亞泥 GDR 日報酬受國內普通股日報酬所影響，但國內普通股之日報酬則不受 GDR 日報酬所影響，顯示中鋼及亞泥之股價領先國外市場之股價。吳淵傑（民 89）發現台灣與美國股票市場間，具有良好的資訊傳遞效果，與資訊揭露品質(information linkage)，使得股價與報酬率能有效率的反應到兩個不同市場上。黃建勳（民 90）認為標的股價格資訊傳遞具有效率性是由於交易時差的關係。

Webb、Officer 及 Boyd(1995)在不同股票市場間，使用 ADRs 及美國市場指數來確認美國市場是支配(dominance)或被支配，結論是最強的跨海市場連結是倫敦市場，其次為歐洲市場，再其次為日本市場。Lowengrub 及 Melvin (2002)利用一些原屬德國而在美國上市的公司資料，檢測在掛牌日前後的時間序列及波動數值，研究發現日內(intraday)的波動及交易量曲線在開盤後及收盤前較劇烈，其他時間變得較平坦，類似微笑曲線一樣，而且德國市場在開盤之前有價格發現(price discovery)功能，這個證據顯示全球是一個整合性的市場，而不是兩個區隔的市場。

(二) 外溢效果(spillover effect)

Flemming、Kirby 及 Ostdiek(1998)探討現貨與期貨間的市場連結，發現跨市場的避險動作常引起資訊外溢。Engle、Ito 及 Lin(1990)分析了匯率變動的外溢效果(spillover effect)，認為只有在跨市場才有此效果，同市場的波動不稱為外溢效果。Iihara、Kato 及 Tokunaga(1996)研究日經指數(Nikkei Stock Average Index)，只發現期貨對現貨的外溢效果，反向並沒有外溢效果。Patro(2000)實證發現ADR的報酬率對母公司市場投資組合有顯著的資訊揭露，這個因子的解釋力可以解釋 ADR 投資組合 12%到 90%的變動量。Bhar(2001)認為跨市場的避險(cross market hedging)也會引起資訊的外溢。莊忠柱(民 89)指出很多研究階利用一階動差探討股價指數期貨與現貨市場間的價格領先落後關係與同期關係，而忽略兩市場間二階動差的相互影響，即忽略兩市場間價格波動性的外溢效果。Bollerslev、Chou 及 Kroner(1992)認為價格變動常具有較高動差相依的特性，因此平均報酬係數若沒有考慮到波動性具有隨時間改變的特性，以及市場間波動性的相互影響，將造成模型的誤設(misspecification)。

1. 好消息與壞消息的不對稱效果(asymmetric effect)

資訊外溢效果中，包含著好消息/壞消息外溢的不對稱效果，母公司好消息或壞消息對 ADR 影響的認定，美國投資人自有其判斷準則。Booth、Martikainen 及 Tse(1997)研究北歐斯堪地半島(Scandinavian包括丹麥、挪威、瑞典及芬蘭)股票市場間的波動外溢效果，透過 EGARCH 來檢測好消息(market advance)及壞消息(market retreat 撤退訊號)之波動外溢傳遞的不對稱性(asymmetry)，發現壞消息比好消息的外溢效果還大。Chan 及 Seow(1996)認為美國投資人相信分析師對國外的盈餘報告的看法，以及符合美國 GAAP 標準的盈餘修正，以此作為投資決策的判斷依據。所以國外母公司盈餘的好消息對美國投資大眾而言，未必是好消息。

2. 波動持續性(persistence of volatility)

Bhar(2001)研究澳洲的股票現貨市場(AOI)的波動持續性是 2.63 天而雪梨期交所的期貨指數(SPI)的報酬率波動持續性是 3.86 天。周雨田、李志宏及巫春洲(民 91)實證發現在期貨契約未正式推出之前，干擾衝擊(innovation shocks)造成的市場波動持續較久。反之，當期貨契約推出之後，衝擊干擾因子會更快速地反應在經濟體系當中，而使體系更快的調整，回復到安定

的狀況，亦即波動性的行程變得相對更穩定。張宮熊及吳欽杉（民 85）研究股票市場、貨幣市場及外匯市場三個市場，實證發現，市場內的波動對其他市場的影響主要在三個營業日內反應完畢。

(三) 市場套利(arbitrage)

台灣母股報酬與其 ADR 報酬有價格的外溢效果時可能會產生兩市場間的套利行為。套利是維持市場間價格發現一致的重要機制。套利行為可分為：(1)當母股股價高於 ADR 價格時的套利－套利者可以在美國股票市場購買 ADR，並同時賣空國內母股股票進行套利，套利者會要求國外存託銀行贖回 ADR，之後存託銀行會透過國內的保管銀行將 ADR 轉換成股票，兌回的時間約需 15 到 20 天，一旦套利者取得 ADR 轉回的同等數量股票，並將其回補之前在國內市場放空的部分，此時套利者就結清之前放空股票的部分，但是套利的價差必須要大於交易成本。(2)母股股價低於 ADR 價格時的套利-套利者賣出 ADR，並不能將母股轉成 ADR，因此無法結清部分。因此在民國 85 年 3 月以前只有單向套利較有可能，在 85 年 3 月之後，證期會允許公司自行決定 ADR 贖回後可否再發行，則不論國內股價較高，或 ADR 價格較高，套利均可進行，意即雙向套利均可行（沈中華及邱志豪，民 88）。有些 ADR 套利是由制度性因素(institutional effect)造成，譬如，(a)證期會於民國 85 年 3 月 1 日允許公司自行決定 ADR 贖回後可否再發行，所以民國 85 年 3 月 1 日以前只能單向套利，民國 85 年 3 月 1 日以後可以雙向套利。(b)證期會於民國 92 年 7 月 16 日取消公司增資新股發行 GDR 三個月的閉鎖期限制（在第一金控發行 GDR 前），即造成短期的套利。並非所有的 ADR 套利均是制度性因素造成，因為制度性因素通常只是一個影響事件，但制度不可能經常改變，所以影響的頻率較少，只要母股股價或 ADR 價格偏離均衡時就有套利空間，而前期正負面的衝擊(shock)影響頻率可能比制度性的影響頻率還高，故本研究是針對衝擊所產生的波動外溢效果進行探討。

所謂的套利是無風險的獲利，但從事 ADR 套利並非都沒有風險，ADR 的套利涉及到信用風險、流動性風險、部位暴露風險及操作門檻高低。其中(a)信用風險涉及到發行 ADR 公司本身的信用狀況。(b)流動性風險包括平盤以下不能放空、閉鎖期等，有閉鎖期的流動性風險，國際投資人會要求流動性防禦(liquidity protection)。(c)部位暴露風險包括 ADR 與母股的交易時間

相差一天，發生成交價格不如預期的套利利差及母股無法融券的部位暴露風險。(d)操作門檻的高低，ADR 與母股的套利所需的資金龐大、交易成本也不小（包括手續費、交易稅、借券費…等）、又需要付出另一筆額外的融資成本，除外資(QFII)、法人機構、發行券商或該公司大股東外，一般人較無法進行套利。

沈中華及邱志豪（民 88）探討在交易成本的考量下，存在於台灣股票市場以及相對的海外存託憑證(GDR)間的套利機會，作者針對 17 支股票及其 GDR，在門檻（套利時所必須考慮的交易成本、流動性及價格風險）存在的前提下，發現每一期的均衡誤差並不會自行調整回復到均衡狀態，只有當 GDR 減去股價的價差超過門檻值時才会有調整的情形產生，此時套利機會確實會存在。李雯華（民 89）研究台灣發行 ADR 五家公司，其 ADR 價格會受匯率的負面影響，而標的股價格及 NASDAQ 指數對 ADR 價格會產生正面的影響，長期而言兩市場間存有套利空間。蔡璧徽（民 91）發現(1)外國投資人擁有台灣公司盈餘發佈前的資訊較本國人少，盈餘資訊對外國人較重要，盈餘與存託憑證報酬關聯性較原股報酬為強。(2)盈餘宣告時，原股對盈餘反應的天數較存託憑證反應的天數為長。蔡璧徽及黃志典（民 92）研究發現 32 家台灣發行存託憑證公司，個股與其 GDR 間存有套利空間。Foerster 及 Karolyi(1999)發現非美國公司，跨海到美國上市，在 1976 到 1992 年期間，掛牌前一年的超額報酬率平均是 19%，掛牌週的平均報酬率為 1.2%，掛牌翌年為 -14%。Kato、Linn 及 Schallheim(1991)使用 67 支從 1986 到 1988 年間的 ADR 報酬率作為研究，發現 ADR 報酬率與其母公司股票報酬率間沒有套利機會，然而 Wahab 及 Khandwala(1993)卻發現支持套利機會的證據。Park 及 Tavakkol(1994)檢測日本 ADR 發現，雖然母股的波動性易受美國市場波動的影響而變得更大，但 ADR 與母公司股票間有相同的報酬率。

(四) 共整合(cointegration)

跨市場間的價格發現及波動外溢效果可能產生套利行為，但套利是維持市場間價格發現一致的重要機制，而套利行為具有修正價格偏離的效果。謝文良（民 91）認為套利行為若受到阻礙，將使市場呈現明顯的領先—落後關係，而形成不整合的市場，因為短期有價格波動的外溢效果，若有套利存在，則套利行為修正價格偏離的效果後，長期而言兩市場才存有共整

合的關係。

Ely 及 Salehizadeh (2001) 發現，母公司分別在英國、德國及日本的股票與其 ADR 間有共整合的現象，長期投資而言，ADR 的交易等同於母公司股票的交易。Jian(1998) 從 1980 年到 1994 年 9 月使用週資料，在 ADR 及市場指數間，從事共整合檢定，確認了 ADR 是國際多角化的一個有效的工具。Rosenthal (1983) 檢驗了 54 支 ADR 的弱勢效率市場檢定，在 1974-1978 年間，發現週報酬率有序列相關，但月報酬率就沒有。Miller 及 Morey(1996) 使用當時的日內 (intra-day) 資料，發現英國母公司股票與其 ADR 間的價格差異很少。Karolyi 及 Stulz(1996) 使用 ADR 報酬率檢測美國與日本股票的互動性，發現日本 ADR 與美國其他股票日內及隔夜間的相關，非常類似於美國市場指數與日經 (Nikkei 225) 指數間的相關。Werner 及 Kleidon(1996) 調查當日的 (intra-day) 的交易行為，在倫敦與紐約市場的跨海掛牌公司及非跨海掛牌公司，他們的結論是前者的交易較有全球觀，可能是資訊已經在市場間被傳送。Miller(1999) 檢測市場對 ADR 上市宣告後的市場反應，發現雙邊掛牌可減少一些障礙、提高股價及取得較低的資金成本，最後讓市場更趨整合。

(五) 外溢效果常使用的分析模式

一般常用來研究資訊傳遞與外溢效果常用的模式為 ECM(error-correction model) 模式 (Wahap 及 Lashgari, 1993)、VAR、GARCH 或者是雙元 EGARCH。Ely 及 Salehizadeh (2001) 用共整合來檢定 ADR 作為母公司股票的替代品並且用 ECM 來檢測母公司所在國際市場關閉後的資訊揭露。張宮熊及吳欽杉 (民 85) 利用矩陣自我迴歸 VAR 探討台灣股票交易市場、貨幣市場與外匯市場間資訊傳遞的結構。謝文良 (民 91) 以誤差修正模型 (加入限制條件的 VAR) 分析台灣期貨市場的價格發現功能與資訊傳遞過程。周雨田、李志宏及巫春洲 (民 91) 利用 GARCH 分析新加坡摩根台股指數期貨 (SIMEX) 與台灣證券交易所加權股價指數期貨契約 (TAIFEX) 的外溢效果。沈中華 (民 87) 利用 GARCH 探討中鋼、亞泥、嘉泥及東雲母股與其 GDR 價格間的外溢效果。

Bhar(2001) 研究澳洲的股票現貨市場 (AOI) 與雪梨期交所的期貨指數 (SPI) 的報酬率波動外溢效果，所採用的分析工具為雙元 EGARCH。莊忠柱 (民 89) 利用雙元 EGARCH 模型，探討台灣股價指數現貨與期貨報酬及報酬波動性

的動態關聯性。古永嘉、孫瑞雲及張美玲(民 92)是用雙元 EGARCH 探討股票報酬與匯率波動的外溢效果。從文獻中發現雙元 EGARCH 模型最常被用在期貨與現貨市場的研究，因為期貨本身具有現貨的價格發現功能。本研究欲探討台灣母公司股票報酬與其 ADR 報酬間波動的外溢效果與上述研究有類似之處，但是跨市場的價格發現沒有像期貨價格發現那麼明顯，故本研究亦採用雙元 EGARCH 模式作為跨市場外溢效果分析之模式。

參、研究方法

一、資料蒐集

目前台灣發行 ADR 的電子公司共有六家，掛牌先後為旺宏、台積電、矽品、聯電、日月光及友達。友達在 NYSE 上市，但因歷史資料有限，故不列入分析（如表 1）。個股報酬率資料是取自台灣經濟新報資料庫，再從 yahoo 的股價資料庫中取得 UMC、ASX、SPIL、TSM 及 MXICY 等 ADR 每日的收盤價日資料，經調整得到本研究所需的樣本，研究期間為個別 ADR 掛牌日到 2001/12/31 止。樣本取得後經過配對，得到以下數列：聯電與 UMC、日月光與 ASX、矽品與 SPIL、台積電與 TSM、旺宏與 MXICY。

二、資料檢定

分析時間數列的第一步是觀察時間數列的走勢圖，大部分的時間數列走勢都相當複雜，僅從走勢圖觀察仍不夠，必須對資料做進一步的檢定，檢定方法有常態性檢定、恆定性檢定、ARCH 效果檢定、白噪音、獨立性及共整合檢定。茲將各檢定量說明如下：

(一)本研究利用 Jarque-Bera(1987) 提出的檢定量來檢定數列的常態性：

研究假設為 H_0 ：數列符合常態分配

H_1 ：數列不符合常態分配

J-B 統計量為： $J - B = T * [sk^2 / 6 + (k - 3)^2 / 24]$

其中：T 為樣本數、sk 為偏態、k 為峰態，J-B 符合 χ^2 分配。

(二)時間序列之恆定性檢定

augment dickey-fuller(ADF)單根(unit root)檢定：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + w_t$$

其中： Δ 為序列的一階差分、 w_t 為白噪音 white-noise、 k 為落差項，以 akaike information criterion (簡稱 AIC) 為選擇基礎

研究假設為：

H_0 ： $\rho=1$ ，若虛無假設不能被拒絕，則序列 y_t 有單根，即數列為不恆定數列；

H_1 ： $\rho<1$ ，若拒絕虛無假設，即 y_t 為恆定數列，適合時間數列分析。

單根檢定所得之值為 mackinnon value，mackinnon value 符合 t 分配。

(三)本研究因採用 ARCH family model，故需進行 ARCH 效應檢定。

若落差三期的殘差方程式寫為：

$$u_t^2 = \beta_1 + \beta_2 u_{t-1}^2 + \beta_3 u_{t-2}^2 + \beta_4 u_{t-3}^2$$

研究假設為 H_0 ：落差三期殘差平方項的係數全部為 0

H_1 ：落差三期殘差平方項的係數不全部為 0

統計量為 lagrange multiplier, $LM=NR^2$

其中： N 為樣本數、 R^2 為判定係數、 LM 趨近於 d.f. 為落差期數的 χ^2 分配。

(四)白噪音檢定

本研究利用 Ljung-Box Q 統計量來檢定序列相關

研究假設為 H_0 ：序列相關全為 0，以就是數列為白噪音(white noise)

H_1 ：序列相關不全為 0

$$統計量 Q_{L-B} = N(N+2) \sum_{k=1}^m (N-k)^{-1} \gamma_k^2$$

其中： N 為樣本數、 k 為落差期數、 m 為序列相關的階數、 γ_k^2 為落差 k 期的變異數、Ljung-Box Q 符合 χ^2 分配。

(五) 共整合檢定 (the cointegration test)

採用 Johansen 方法分析母公司股票報酬率與 ADR 報酬率間的共整合關係：

$$y_{1t} = \alpha + \beta y_{2t} + e_t$$

y_1, y_2 代表兩個 I(1) 的序列，必須經過一階差分，才能得到恆定，為了得到 I(0)，就以 ADF 來測試 e_t ，若 e_t 為 I(0)，則兩序列為共整合。

研究假設 H_0 ：無共整合關係 (亦即 $r=0$)

H_1 ：共整合關係至多為 1 (亦即 $r \leq 1$)

統計量 1：Johansen trace 檢定統計值 $\lambda_{trace} = -(T - nk) \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$

其中 $\hat{\lambda}_i$ 是 $n-r$ 個最小的 squared canonical correlations、 T 為樣本數

統計量 2：Johansen 最大 eigenvalue 檢定統計值 $\lambda_{max} = -(T - nk) \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$

其中 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 是第 $(r+1)$ 個最大的 squared canonical correlations (謝文良，民 91)，Johansen 統計量並不符合 χ^2 分配。

三、資料分析模式

傳統上股價報酬率之時間序列分析是利用平均數方程式及變異數方程式所估算出的殘差項進行分析，若其變異數不齊一 (heteroskedasticity)，則違反迴歸分析 (OLS) 變異數齊一的假設，其檢定的 t 值 ($t = \hat{\beta} / S_{\hat{\beta}}$) 會出現不顯著且不精準的問題，其中分子 $\hat{\beta}$ (OLS) 是 β 的不偏估計 (unbiased)，而分母的標準誤有偏誤 (biased)，要是變異數不齊一，則 $S_{\hat{\beta}}$ 的參數估計會沒有效率 (inefficient)，易造成 t 值不顯著 (分母變大)。因此本研究檢定出 ARCH effect 之後，將以 GARCH 模型將平均數與變異數方程式同步進行估算，即是希望提升參數估計的效率，讓 t 值顯著，並符合統計模型的假設。

本研究欲探討 ADR 母公司股票報酬與 ADR 報酬間資訊的傳遞效果，從文獻中得知，跨市場資訊傳遞常採用將平均數與變異數方程式同步估算的 BI-EGARCH 模型，本研究欲進一步探討波動效果是否存在，以及波動效果是否呈非對稱性。因此參考 Kroner 及 Ng (1998) 的作法，亦採用 EGARCH 模型。

(一)實證模式

若兩序列為共整合，則非常適合採用雙元EGARCH模型，依據Lee(1994)的觀點，若兩序列為共整合，則誤差修正項(error correction term)有重要的預測力。Lee 同時也提及遲延的誤差修正項平方對條件共變異矩陣(conditional covariance matrix)同樣擁有重要的預測力。誤差修正項透過一階及二階動差可以估計參數的顯著性，也可以解釋衝擊(shock)的效果。雙元 EGARCH 的模型是先求平均數的互動，再求變異數的互動，其理論模型為：

1. 報酬率平均數方程式

$$R_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}e_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$R_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}e_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N(0, \Sigma_t)$$

令 R_{it} , $i=1,2$ 為時間 t 時的報酬率 (1=台灣標的股, 2=美國 ADR)

e_{t-1} 為誤差修正項 (the error correction term)

Ω_{t-1} 為 $t-1$ 時的資訊集合

GARCH 殘差項平均數是辨別報酬率的互動。

2. 波動變異數方程式

2×2 的條件共變數矩陣 Σ_t 對角線項目被定義為：

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_{1t}^2) = & \alpha_{10} + \alpha_{11} [|z_{1,t-1}| - E(|z_{1,t-1}|) + \delta_{11}z_{1,t-1}] + \alpha_{12} [|z_{2,t-1}| - E(|z_{2,t-1}|) + \delta_{12}z_{2,t-1}] \\ & + \gamma_1 \ln(\sigma_{1,t-1}^2) + \theta_1 \ln(e_{t-1}^2) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_{2t}^2) = & \alpha_{20} + \alpha_{21} [|z_{1,t-1}| - E(|z_{1,t-1}|) + \delta_{21}z_{1,t-1}] + \alpha_{22} [|z_{2,t-1}| - E(|z_{2,t-1}|) + \delta_{22}z_{2,t-1}] \\ & + \gamma_2 \ln(\sigma_{2,t-1}^2) + \theta_2 \ln(e_{t-1}^2) \end{aligned} \quad (4)$$

$$\sigma_{i,j,t} = \rho_{ij} \sigma_{it} \sigma_{jt} \quad (i \neq j) \quad (5)$$

μ_{it} ：條件平均數 σ_{it} ：條件變異數 $\sigma_{i,j,t}$ ：條件共變數

$\varepsilon_{it} = R_{it} - \mu_{it}$ ，為殘差項

$z_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_{it}}$ ，為標準化殘差

標準化殘差加絕對值之目的是要讓正向或負向標準化殘差對條件波動都有正面的加劇效果。

(二) 資訊傳遞之效果

1. 台灣母公司股票本身波動的槓桿效果 (leverage effect)

波動變異數方程式(3)及(4)的各有兩個 “[]” 中括號，中括號內的函數分別可用標準化殘差函數表示為 $f_1(z_{1,t-1})$ 及 $f_2(z_{2,t-1})$ ，函數內代表 iid，平均數為 0，並且允許前期標準化殘差有不對稱效果。標準化殘差函數（中括號）內的前二項在衡量波動大小的效果 (size effect)，第三項在衡量符號效果 (sign effect)。符號效果增減波動大小效果是透過 δ_{ij} 的正負號來達成，若 δ_{ij} 為負，則負向的標準化殘差 z_t 比正向等量的 z_t 對波動性的影響還大。若前一期標準化殘差 z_t 的絕對值比前一期 z_t 期望值大，則當期的波動性將會增加。但是標準化殘差函數前面還乘有係數 α_{1i} 及 α_{2i} ，則 δ_{ij} 符號可能會增加或減少波動大小的效果，要視 δ 符號正負而定。如果 α_{ii} 為正， δ_{ii} 為負，則本身前一期負殘差會比前一期正殘差產生更大的波動效果（即所謂的負負得正），而導致當期更大的條件波動，這是 Nelson(1991) 所稱的槓桿效果。

2. 母公司股票與 ADR 跨市場波動的外溢效果 (cross market spillover effect)

如同上述的分析，跨市場間波動性的關聯效果是受參數 α_{12} 及 α_{21} 所控制。譬如， α_{12} 代表 ADR 報酬率標準化殘差對台灣母股報酬率波動的影響效果，而 α_{21} 剛好是相反方向的影响效果，亦即台灣母股報酬率標準化殘差對 ADR 報酬率波動的影響效果。若 α_{12} 為正， δ_{12} 為負，則 ADR 的負向殘差會比 ADR 的正向殘差對台灣母股產生更大的波動效果。

3. 不對稱效果 (asymmetric effect)

標準化殘差對跨市場波動影響的不對稱效果，可透過對殘差方程式的微分求得：

$$\frac{\partial f_i(z_{it})}{\partial z_{it}} = \begin{cases} -1 + \delta_i & z_i < 0 \\ 1 + \delta_i & z_i > 0 \end{cases} ; \text{則相對不對稱可由 } \frac{|-1 + \delta_i|}{(1 + \delta_i)} \text{ 來定義；}$$

若此式求出之值 >1 ， $=1$ ， <1 ；則分別代表負向不對稱（下跌趨勢的影響比上漲趨勢的影響大），對稱（上漲趨勢／下跌趨勢影響度一樣），正向不對稱（上漲趨勢的影響比下跌趨勢的影響小）。

$$\sigma_{i,j,t} = \rho_{ij} \sigma_{it} \sigma_{jt} \quad (i \neq j)$$

相關係數代表母公司股票與 ADR 波動的相關性。

方程式中參數 θ 是誤差修正項對條件變異的影響效果，與 Lee(1994)所提的效果一致。報酬率平均數方程式中的誤差序列 e_t ，取對數是為了符合條件波動數值一致性的要求。

4. 波動持續性(persistence of volatility)

在波動變異數方程式 3.4 中，常數 α_0 代表報酬率非條件變異數的對數，視為常數， γ 是前期條件波動對當期條件波動的影響。條件波動過程穩定的條件是 $|\gamma_i| < 1$ ，波動的持續性可透過半衰期(half life, HL)來衡量： $HL = \frac{\ln(0.5)}{\ln|\gamma_i|}$ 。HL 是指衝擊大小(shock)減少到原來程度一半時所需的時間，要計算半衰期的原因是當衝擊大小減少到一半時，衝擊會迅速衰退到沒有影響力。

肆、實證結果

本研究是探討台灣母公司股票報酬率與其 ADR 報酬率間資訊傳遞之研究，台灣母公司報酬率資料是取自台灣經濟新報的股市資料庫，分別為聯電（代號 2303）、日月光（代號 2311）、矽品（代號 2325）、台積電（代號 2330）及旺宏（代號 2337），這五家母公司的股票報酬率都是經過調整的日資料。從 yahoo 的股價資料庫中取得代號為 UMC、ASX、SPIL、TSM、MXICY 等 ADR 的收盤價日資料，經過調整得到 ADR 的日報酬率資料。

一、資料描述與檢定

一個時間數列就等於是一個隨機過程的特殊實現值，所以在分析時間數列之前必須觀察時間數列的走勢，故將台灣母公司的個股報酬率與 ADR 報酬率的互動趨勢列示於圖 1 至圖 5，敘述統計則如表 2 所示。

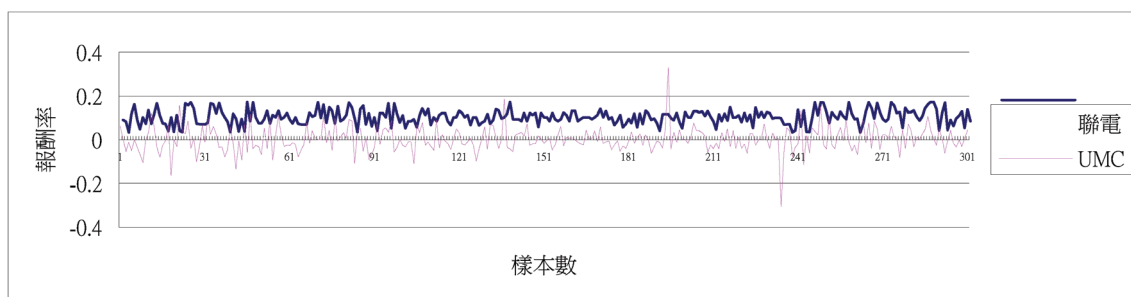


圖 1 聯電報酬率與 UMC 報酬率互動趨勢圖

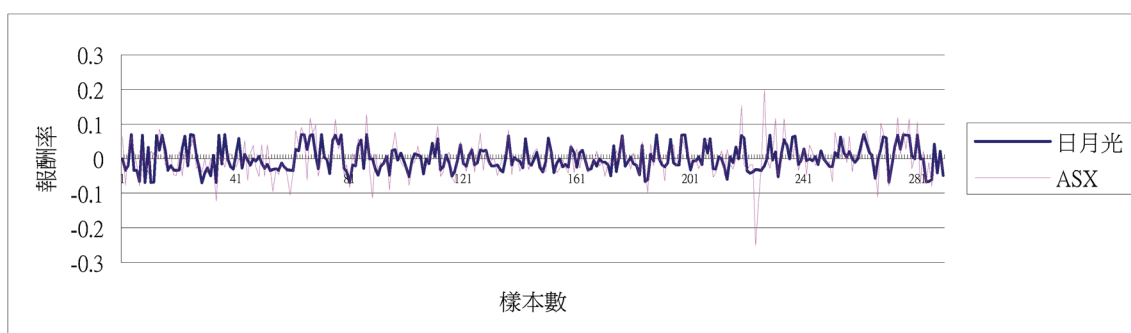


圖 2 日月光報酬率與 ASX 報酬率互動趨勢圖

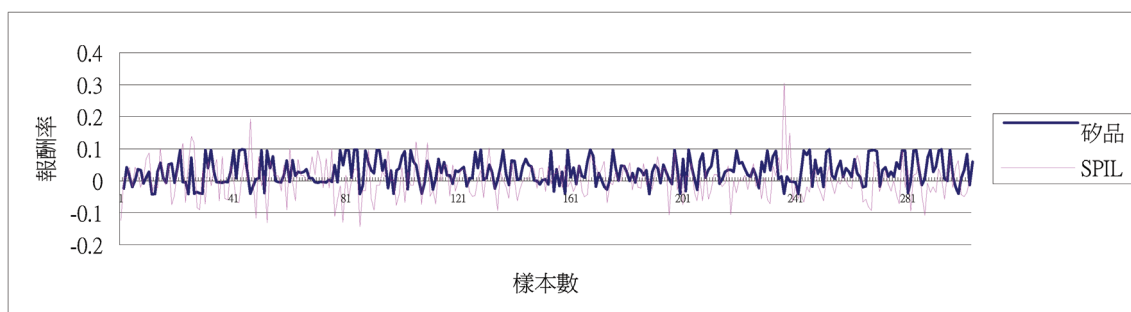


圖 3 矽品報酬率與 SPIL 報酬率互動趨勢圖

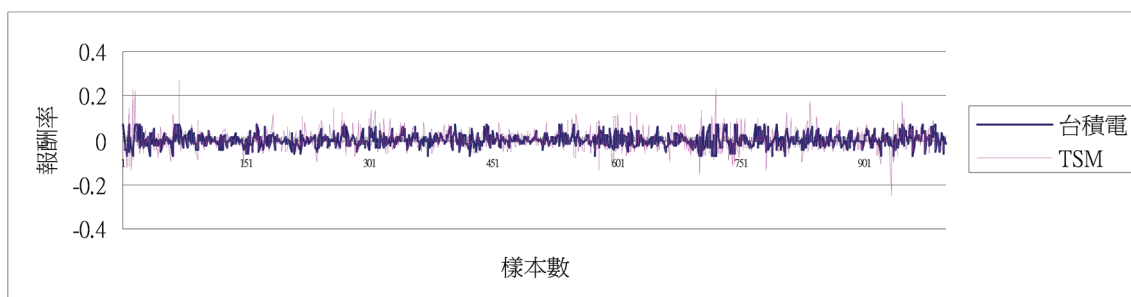


圖 4 台積電報酬率與 TSM 報酬率互動趨勢圖

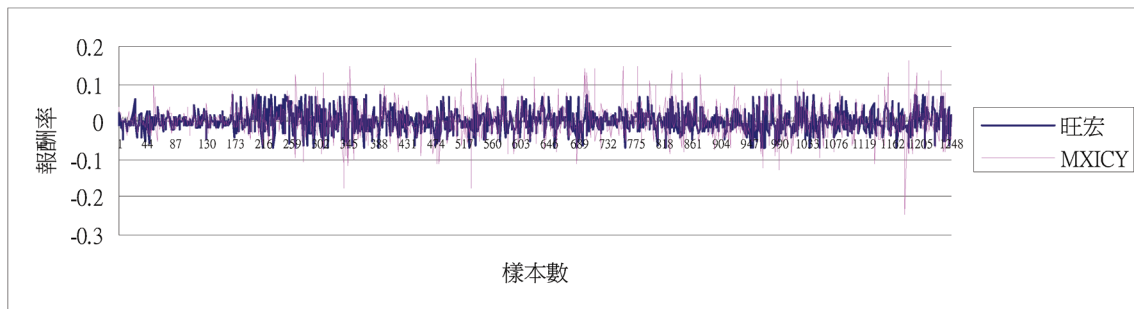


圖 5 旺宏報酬率與 MXICY 報酬率互動趨勢圖

表 2 中的樣本數以旺宏（1249 筆）最多，日月光（290 筆）最少，因為 MXICY 最早在美國上市，而 ASX 在美國上市的時間相對較晚。偏態(skewness)是指資料分配的對稱程度， $SK=0$ 是對稱型態， $SK>0$ 是右偏， $SK<0$ 是左偏，表 2 不論是個股或其 ADR 全部是右偏數列。就峰態(kurtosis)而言，若係數=3 是常態峰， >3 高狹峰， <3 低闊峰，其中 UMC、ASX、SPIL、TSM 及 MXICY 是高狹峰，台積電及旺宏為常態峰，聯電、日月光及矽品皆為低闊峰。

(一)常態性檢定

Jarque-Bera χ^2 的檢定結果，在 1% 的顯著水準下，個股除了日月光以外（P 值為 $0.0041 < 0.01$ ），其餘 P 值皆 > 0.01 ，故接受數列為常態的虛無假設，亦即數列符合常態性假設，但 ADR 部分皆不符合常態性假設，原因可能是因為台股有 7% 的漲跌幅限制，而美國股市沒有漲跌幅限制，才會造成此種差異。

(二)恆定性檢定

在進行時間序列分析前，必須確定時間序列是否為恆定狀態(stationary)，因此以 ADF 從事單根檢定(unit root test)。從表 2 中得知，不論是個股或 ADR 的 Mackinnon t 值，皆小於 1% 臨界值，必須拒絕有單根的虛無假設，表示數列成恆定，適合時間數列分析。

表 2 描述性統計與資料檢定

個股與 ADR 名稱	聯電	UMC	日月光	ASX	矽品	SPIL	台積電	TSM	旺宏	MXICY
樣本數(sample)	301	301	290	290	303	303	1000	1000	1249	1249
平均數(mean)	7.9E-4	1.6E-3	9.4E-4	2.5E-4	1.1E-3	2.2E-3	1.3E-3	1.7E-3	1.9E-3	1.1E-3
中位數(median)	0.0000	-2.9E-3	-3.5E-3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-2.5E-3	0.0000	0.0000
最大值(maxi)	0.0699	0.3290	0.0699	0.2000	0.0699	0.3049	0.0699	0.2686	0.0699	0.1702
最小值(mini)	-0.0699	0.3051	-0.695	-0.251	-0.0699	-0.143	-0.0699	-0.246	-0.0699	-0.2446
標準差(std.dev)	0.0338	0.0571	0.0368	0.0496	0.0403	0.0559	0.0295	0.0474	0.0302	0.0414
偏態(skewness)	0.0619	0.3265	0.3617	0.0513	0.2338	0.5572	0.2336	0.6367	0.1683	0.1914
峰態(kurtosis)	2.6461	8.6902	2.3789	5.899	2.1122	5.4900	3.0426	6.2767	3.001	5.7296
Jarque-Bera χ^2	1.7632	411.42	10.984	101.69	12.712	93.957	9.1699	514.94	5.8998	395.39
P 值	0.4141	0.0000	0.0041	0.0000	0.0017	0.0000	0.0102	0.0000	0.0523	0.0000
Mackinnon t 值	-4.185	-4.246	-4.366	-4.723	-4.198	-4.638	-9.161	-8.763	-9.271	-9.639
1%臨界值	-3.4548	-3.4548	-3.4556	-3.4556	-3.4546	-3.4546	-3.4397	-3.4397	-3.4385	-3.4385
LM test χ^2 值	143.99	165.33	119.85	139.90	152.66	164.82	471.65	496.20	595.92	640.59
1%臨界值	37.5662	37.5662	37.5662	37.5662	37.5662	37.5662	37.5662	37.5662	37.5662	37.5662
Ljung-Box Q1	17.820	17.408	21.541	17.243	33.4162	30.2162	16.0668	24.8177	23.4836	15.9062
(20) P 值	0.5993	0.6263	0.3659	0.6372	0.0304	0.0664	0.7125	0.2085	0.2657	0.7224
Liung-Box Q2	32.559	7.8129	31.834	37.609	17.8840	16.9277	24.1187	26.0127	16.3044	8.8846
(20) P 值	0.0377	0.9930	0.0451	0.0100	0.5950	0.6576	0.2372	0.1654	0.6976	0.9842

註：檢定量下方空格為臨界值或 P 值。

(三) ARCH 效應檢定

從表 2 的 LM test 的得知，不論是個股或 ADR 的 χ^2 值，皆大於 1% 臨界值，必須拒絕無 ARCH 效應的虛無假設。數列存在 ARCH 效應時，可以進一步建構 ARCH family model。

(四) 白噪音(white noise)檢定

為檢測時間序列是否存在自我相關，乃採用 Ljung-Box(1978)所提出 Q 統計量來檢定序列是否存在自我相關，其中 Ljung-Box Q1 為數列落差 20 期標準化殘差的 χ^2 值，Ljung-Box Q2 為數列落差 20 期標準化殘差平方的 χ^2 值，表 2 中只有矽品 Q1 的 P 值(0.0304)、聯電 Q2 的 P 值(0.0377)、日月光 Q2 的 P 值(0.0451)及 ASX 的 P 值(0.01)小於 5% 顯著水準，其餘皆大於 5% 的顯著水準，必須接受數列為白噪音的虛無假設，表示沒有自我相關。

(五) 共整合檢定

為了確認個股報酬率與 ADR 報酬率是否具有長期關係，利用 Johansen 分析法來檢定共整合關係，也就是長期穩定的關係。

表 3 Johansen 共整合檢定

	聯電-UMC		日月光-SPIL		矽品-SPIL		台積電-TSM		旺宏-MXICY		
λ_{trace} test	特性根	0.0858	0.0735	0.1478	0.0719	0.1178	0.0610	0.1063	0.0691	0.0718	0.0646
	假設檢定	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$
		$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$
	統計量	47.819	21.980	64.988	20.672	54.590	18.254	181.54	70.648	174.60	82.551
	1%臨界值	23.46	6.40	23.46	6.40	23.46	6.40	23.46	6.40	23.46	6.40
λ_{max} test	特性根	0.0858	0.0735	0.1478	0.0719	0.0858	0.0735	0.1063	0.0691	0.0718	0.0646
	假設檢定	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$	$H_0 :$	$H_1 :$
		$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$	$r=0$	$r<=1$
	統計量	25.838	21.980	44.316	20.672	36.336	18.254	110.89	70.648	92.048	82.551
	1%臨界值	21.47	6.40	21.47	6.40	21.47	6.40	21.47	6.40	21.47	6.40

從表 3 的 λ_{trace} 與 λ_{max} 的檢定來看，檢定值皆大於 1% 臨界值，必須拒絕無共整合關係 ($r=0$) 的虛無假設，表示原股票報酬率與 ADR 報酬率間存在共整合向量，亦即個股報酬與 ADR 報酬間存在長期穩定的關係。此結果與 Ely 及 Salehizadeh (2001) 證實英國、德國及日本母公司股票與其 ADR 間存有長期共整合的關係是一致的。

二、雙元 EGARCH 模型的估計參數

雙元 EGARCH 模型的參數是透過概似函數數值最大化來估算，此法是 Berndt、Hall、Hall 及 Hausman (1974) 取對數發展而成 (簡稱 BHHH)，參數間不需要任何限制。表 4 平均數方程式參數 β_{1i} , $i=1,2$ (1=台灣母股, 2=美國 ADR) 代表母公司股票與 ADR 的報酬率資料，經由 RATS 估計的原始參數值。由得 β_{1i} 知，台灣母公司股票參數估計皆為正數 (3.5E-4, 1.1E-3, 0.130, 2.3E-4, 1.2E-3) 又統計上顯著，表示誤差修正項 (the error correction term) 對條件報酬率平均數有顯著的影響，亦即台灣母公司股票短期失衡現象會影響到母公司股票報酬的表現。從 β_{2i} 可看出只有而 UMC 及 MXICY 兩檔 ADR 為負數，而 ASX、SPIL 及 TSM 等 ADR 皆為正數，但除了 TSM 外，統計上皆不顯著，表示 ADR 短期失衡現象不會影響到 ADR 報酬的表現。

綜觀之，就誤差修正項而言，台灣母公司股票報酬會受到 ADR 報酬的影響，但 ADR 報酬較不會受到台灣母公司報酬的影響，此結果與沈中華 (民 87) 國內普通股價格會影響 GDR 價格，但 GDR 價格不會影響普通股價

格的結論相反。可能的原因是(1)美國經濟一向居於世界的領導地位，所以ADR報酬對母股報酬的影響遠大於GDR報酬對母股報酬的影響，(2)本研究對象皆屬於外銷比重很大的電子股，較易受國外市場價格變動的影響，不像GDR的四個研究樣本都是內需型的企業，較不易受國外市場價格變動所影響。

表4 BHHH的參數估計

	聯電/UMC	日月光/ASX	矽品/SPIL	台積電/TSM	旺宏/MXICY
報酬平均數方程式					
β_{11}	3.5E-4*	1.1E-3*	0.130*	2.3E-4*	1.2E-3*
β_{21}	-1.6E-3	1.4E-3	0.003	1.4E-3*	-1.2E-3
波動變異數方程式					
α_{10}	1.0E-5	1.8E-3***	-0.789***	-3.5E-5***	-7.6E-5***
α_{20}	2.4E-4*	-1.6E-5	0.005	8.2E-4***	-1.3E-4***
α_{11}	5.2E-5	2.6E-4*	0.371	6.9E-5***	5.6E-5***
α_{22}	1.7E-6	1.9E-4	5.5E-4	-6.6E-7	-1.2E-6
α_{12}	1.6E-4**	-2.6E-5	1.939***	1.1E-4**	1.1E-4***
α_{21}	-1.3E-4*	3.2E-4**	-4.1E-4***	6.9E-4***	4.2E-4***
δ_{11}	-0.705	-0.061	-2.233	-0.666**	0.434
δ_{22}	20.487	-1.048	-0.541	88.841	-11.422
δ_{12}	0.254	1.272	0.533	0.198	-0.281***
δ_{21}	1.891	-0.039	-0.272	-0.199***	-0.352***
γ_1	0.806***	0.570	0.872***	0.855***	0.955***
γ_2	0.954***	0.832***	-0.667	0.379	0.910***
ρ	0.999***	1.000***	1.000**	0.999	-0.904***

a.* : P<0.05 ; ** : P<0.01 ; *** : P<0.001 。

b.變數下標：1.台灣母股，2.美國ADR。

由表4波動變異數方程式的數據來分析，參數 α_{11} 代表前期台灣母公司股票報酬率標準化殘差對台灣母股當期條件波動的影響效果， α_{22} 代表前期ADR報酬率標準化殘差對ADR條件波動的影響效果。因為日月光、台積

電、旺宏的 α_{11} 參數（分別為 2.6E-4，6.9E-5，5.6E-5）統計上顯著，表示這三家公司股票報酬有同市場間的槓桿效果。這五檔 ADR 的參數 α_{22} 都不顯著，代表 ADR 報酬率本身的槓桿效果不是很顯著，亦即 ADR 前期的標準化殘差對當期的波動沒有顯著的影響。綜言之，日月光、台積電、旺宏這三檔股票報酬亦受自我落差項影響，但美國 ADR 報酬不受自我落差項影響，可能的解釋為台灣市場有 7% 漲跌幅的限制而美國沒有，較大的波動衝擊美國當日可能就反應完畢，但台灣股票可能需要幾日才能反應完畢，才會有母股股票報酬受自我落差項影響。

表 4 的波動方程式參數 α_{12} ， α_{21} 代表跨市場的波動外溢效果。前一期的正向或負向標準化殘差，對條件波動產生加劇或減弱的影響。若 α_{12} 為負及 δ_{12} 為負，則 ADR 下跌趨勢(market retreat)對台灣母股的條件波動性影響為 $\alpha_{12}(-1+\delta_{12})$ 會加劇。若 α_{12} 為正及 δ_{12} 為負，則 ADR 上漲趨勢(market advance)對台灣母股條件波動性的影響為 $\alpha_{12}(-1+\delta_{12})$ 會減弱，前者除以後者即不對稱效果。就 (δ_{12}) 列而言，若 δ_{12} 顯著，代表符號效果(sign effect)顯著，只有旺宏的參數-0.281 顯著，表示 MXICY 的下跌趨勢對旺宏的波動會有顯著的符號效果影響。同理，台積電/TSM 的 (δ_{12}) 為-0.199 顯著，旺宏/MXICY 的 (δ_{21}) 為-0.352 顯著，表示台積電的下跌趨勢對 TSM 的波動會有顯著的符號效果影響，而旺宏的下跌趨勢對 MXICY 的波動也會會有顯著的符號效果影響。

跨市場的波動影響若要有價格領先效果(price leading)必須 α_{ij} 及 δ_{ij} 都顯著，從表 4 發現只有台積電/TSM 的 $\alpha_{21}=6.9E-4$ 及 $\delta_{21}=-0.199$ 顯著，而 $\alpha_{12}=1.1E-4$ 顯著，但 $\delta_{12}=0.198$ 不顯著，表示台積電對 TSM 有價格領先的效果，但 TSM 對台積電的價格領先效果不顯著。另外旺宏/MXICY 的 $\alpha_{21}=4.2E-4$ 及 $\delta_{21}=-0.352$ 顯著及 $\alpha_{12}=1.1E-4$ 及 $\delta_{12}=-0.281$ 顯著，表示旺宏對 MXICY 及 MXICY 對旺宏都存有價格領先效果。至於聯電、日月光及矽品的 α_{ij} 及 δ_{ij} 沒有同時顯著，代表價格發現效果不明顯，可能的原因除了上市時間不長之外，可能還有交易成本、放空限制、槓桿成數、最小跳動檔位(tick)、市場流通性等因素造成（謝文良，民 91）。

整體而言，跨市場外溢效果只發生在台積電及旺宏兩檔股票，台積電是世界最大的半導體製造商，母股的股價會領先 TSM 的股價，反向影響較不顯著。而 ADR 最早上市的旺宏，母股的股價會領先 MXICY 的股價，而

MXICY 的股價也會領先母股的股價，理論上稱之為波動的反饋效果(volatility feedback)，此結果與沈中華（民 87）認為母股的股價單向影響 GDR 股價的結論並不相同，可能的原因如上述，一為交易的市場不同，二為樣本的不同（內銷樣本與外銷樣本）。但這些發現與 Webb、Officer 及 Boyd(1995)認為 ADR 有被母公司股票支配(dominance)的效果，及 Lowengrub 及 Melvin(2002)認為德國母公司股票在美國市場開盤之前對 ADR 有價格發現(price discovery)的實證結果，有異曲同工之妙。

表 5 跨市場波動的資訊傳遞效果

	同市場的 槓桿效果 $\sigma_u(1+\delta_u)$ $\sigma_u > 0, \delta_u < 0$	跨市場的 波動效果 $\sigma_y(1+\delta_y)$ $i \neq j$	相對不對 稱的效果 $\left \frac{-1+\delta_u}{(1+\delta_y)} \right = 1$ $\left. \begin{array}{l} > \\ < \end{array} \right\}$	波動的 穩定性 $ \gamma < 1$	波動的 持續性 $HL = \frac{\ln(0.5)}{\ln \gamma }$
聯電	1.5E-5	2.0E-4	0.595	0.806	3.214
UMC	3.7E-5	3.8E-4	0.308	0.954	14.72
日月光	2.4E-4	-5.9E-5	0.120	0.57	1.233
ASX	-9.1E-6	3.1E-4	1.081	0.832	3.769
矽品	-0.457	2.972	0.305	0.872	5.061
SPIL	2.5E-4	-3.0E-4	1.747	0.667	1.712
台積電	2.3E-5	1.3E-4	0.670	0.855	4.425
TSM	5.9E-5	5.5E-4	1.497	0.379	0.714
旺宏	8.0E-5	7.9E-5	1.782	0.955	15.05
MXICY	1.3E-5	2.6E-4	2.086	0.91	7.350

註：空格內為影響效果的大小值。

相對不對稱效果，可由定義中求出，表 5 的聯電、日月光、矽品、台積電的相對不對稱值(分別為 0.595, 0.12, 0.305, 0.67)皆小於 1，表示母公司股票受到 ADR 上漲趨勢的影響比下跌趨勢的影響還大。只有旺宏的相對不對稱值(1.782)大於 1，表示旺宏受到 MXICY 下跌趨勢比上漲趨勢的影響還大；整體而言台灣母公司股票報酬率受到 ADR 報酬率的影響以利多比利空的影響程度大。表 5 之 ASX、SPIL、TSM 及 MXICY 的相對不對稱值（分別為 1.081, 1.747, 1.497, 2.086）皆大於 1，表示 ADR 受到母公司下跌趨勢的影響

比上漲趨勢的影響效果還大。只有 UMC 的相對不對稱值(0.308)小於 1，表示 UMC 受到聯電上漲趨勢比下跌趨勢的影響效果還大；整體而言，ADR 報酬受到母股票報酬以利空比利多的影響大。

γ_i 值是判斷波動是否趨於穩定的必要條件，表 5 的資料中，被分析的五家公司不論是標的股或是 ADR 的 γ_i 值都 <1，表示波動過程長期都會趨於穩定。HL 值可以衡量波動衝擊(volatility shock)的持續性，聯電、日月光、矽品、台積電及旺宏，前期波動衝擊對本期波動的影響分別為 3.2 天、1.2 天、5 天、4.4 天及 15 天；UMC、ASX、SPIL、TSM 及 MXICY 前期波動衝擊對本期波動的影響分別為 14.7 天、3.7 天、0.7 天及 7.4 天。在扣除極端值後，台灣母公司股票報酬率前期波動衝擊對本期波動的影響平均約 3.45 天。在扣除極端值後，整體而言，ADR 報酬率前期波動對本期波動的影響平均約 3.2 天。此結果表示市場在受到衝擊(shock)時，平均而言，過了三天此衝擊會漸漸式微。

伍、結 論

本研究主要探討台灣母公司股票報酬與 ADR 報酬間資訊傳遞的影響關係。藉由實證資料的分析，想進一步瞭解台灣的股票市場是被美國市場所牽動，還是發行 ADR 的台灣母公司股票報酬也有價格發現效果。原始數列經過常態性、恆定性、ARCH 效應、獨立性及共整合檢定後，確定數列可以恆定，再經過雙元 EGARCH 模型的參數估計，實證資料顯示台灣母公司個別的槓桿效果較顯著，說明台灣母公司股票報酬率的波動易受到前期標準化殘差的的影響，而美國市場 ADR 的槓桿效果不顯著。簡言之，日月光、台積電、旺宏這三檔股票報酬易受自我落差項影響，但美國 ADR 報酬不受自我落差項影響，可能的解釋為台灣市場有 7% 漲跌幅的限制而美國沒有，所以較大的波動美國當日就反應完畢，但台灣股票受漲跌幅的限制，可能需要幾日才能反應完畢，才會有母股股票報酬受自我落差項影響。

台灣母公司股票報酬率與 ADR 報酬率間經實證的確存有跨市場的資訊外溢效果。實證也發現台積電存有單向的價格領先，亦即母股報酬領先 ADR 報酬。而旺宏才存有母股對 ADR 及 ADR 對母股的價格領先，稱之為波

動的反饋效果。至於其他公司的價格領先效果則不顯著。在波動的相對不對稱效果上，整體而言，台灣母公司股票報酬率受到ADR報酬率的影響以利多比利空的影響程度大，而ADR報酬率受到台灣母股報酬的影響以利空比利多的影響程度大。雖然母股與ADR間有長期的穩定關係，但短期有不對稱效果，即存有套利空間，這是本研究經實證後的發現。在波動的穩定性上，五家公司不論是標的股或是ADR，波動過程最後都會趨於穩定。在波動衝擊的持續性上，台灣母公司報酬前期波動衝擊對本期波動的影響平均約為3.45天，而ADR報酬前期波動衝擊對本期波動的影響平均約為3.2天。而這些實證資料與市場或一般分析師對利多與利空影響天數的看法一致。

本研究實證後發現，雖然ADR母公司在台灣，而台灣的市場又與美國市場的關聯性很高，在資訊傳遞的效果上，不管利多或利空，彼此會相互影響，並不是台灣母股報酬單向的影響美國ADR報酬，或者是ADR報酬單向影響台灣母股報酬，台灣股票市場投資人一般的看法都偏向後者，此結果與沈中華（民87）研究母股與GDR間價格影響關係不同，因為ADR與GDR的上市地點不同、樣本屬性也有差別。至於價格領先只存在於台積電及旺宏兩檔股票，可能的原因是兩公司ADR在美國上市時間較久、而且台積電為世界最大的半導體製造商，獲利穩定、知名度高、流動性大（Stephan及Whaley, 1990；Chan, 1992），較易獲得美國分析師及投資人的認同，才存有母股報酬對ADR報酬的領先效果。市場或機構投資人在擬定市場投資決策時，應該將上述發現納入決策考量，ADR漲跌並不是買進或賣出母股的唯一參考。在遇到ADR重大利多或利空衝擊時，這些波動的衝擊影響，平均是3天多，盲目的殺進或殺出股票，對獲利並沒有實質的幫助。經過檢定後，台灣母公司股票報酬率與ADR報酬率間經實證的確存有跨市場的資訊外溢效果。短期而言，兩市場間是存有套利空間。但共整合檢定後發現，母股與ADR報酬率間存有共整合向量，確定了母股與ADR間長期的穩定關係。此結果驗證了套利行為修正價格偏離的效果後，長期而言兩市場存有共整合的關係。

從文獻中得知，雙元EGARCH大都被應用在期貨與現貨之間的外溢效果研究，因為期貨原本就有現貨的價格發現功能。本研究特別之處是率先將雙元EGARCH運用在關係比較複雜未明的母股報酬與ADR報酬的互動探

討上。此外，未來的研究可將單向套利、閉鎖期、漲跌幅限制、或平盤以下不得放空等制度性因素(*institutional effect*)的影響納入研究中或者將 ADR、GDR 及 TDR 間資訊傳遞做進一步的分析比較，亦是非常有趣的議題。

參考文獻

1. 古永嘉、孫瑞霽及張美玲（民92），「台灣股票報酬率與匯率變動波動外溢效果之再探討—雙變量EGARCH模型」，*輔仁管理評論*，第十卷第三期，頁139-62。
2. 李雯華（民89），*美國存託憑證與相關變數之互動研究及其套利研究*，淡江大學財務金融學系碩士論文。
3. 沈中華（民87），「海外存託憑證與普通股之間價格傳遞關係—台灣之實證研究」，*證券市場發展季刊*，第十卷第二期，頁37-62。
4. 沈中華及邱志豪（民88），「交易成本、GDR與股價的套利：門檻共整合應用」，*中國財務學刊*，第七卷第二期，頁89-112。
5. 周雨田、李志宏及巫春洲（民91），「台灣期貨對現貨市場的資訊傳遞效果分析」，*財務金融學刊*，第十卷第二期，頁1-22。
6. 吳禮祥（民89），*美國存託憑證的套利與價差交易*，台灣大學財務金融研究所碩士論文。
7. 吳淵傑（民89），*台美股市交叉上市資訊傳遞之研究—以台積電、旺宏及福雷電存託憑證為例*，台灣大學商學研究所碩士論文。
8. 莊忠柱（民89），「股價指數期貨與現貨的波動性外溢：台灣的實證」，*證券市場發展季刊*，第十二卷第三期，頁111-39。
9. 陳禕璋（民88），*海外存託憑證與標的普通股之關聯性與套利之實證研究—以台灣上市公司為例*，東吳大學企業管理學系碩士論文。
10. 張宮熊及吳欽杉（民85），「台灣股票市場、貨幣市場與外匯市場資訊傳遞結構之研究」，*中國財務學刊*，第四卷第二期，頁21-40。
11. 黃建勳（民90），*ADR及其價格因素間資訊傳遞效率性—台灣之實證研究*，台北大學企業管理系碩士論文。
12. 黃淑吟（民86），*台積電發行美國存託憑證之研究*，成功大學國際企業研究所碩士論文。
13. 蔡璧徽（民91），*區隔市場下存託憑證與原股間盈餘反應差異、價格差異與首次發行存託憑證前盈餘管理動機之研究*，台灣大學會計學研究所博士論文。
14. 蔡璧徽及黃志典（民92），「區隔市場下存託憑證與原股折溢價關係之研究—以台灣企業發行之海外存託憑證為例」，*管理與系統*，第十卷第三期，頁263-84。
15. 謝文良（民91），「價格發現、資訊傳遞與市場整合-台股期貨市場之研究」，*財務金融學刊*，第十卷第三期，頁1-31。

16. Berndt, E. K., H. B. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman (1974), "Estimation and Inference in Non-linear Structural Model." *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, No. 3, pp. 653-65.
17. Bhar, R. (2001), "Return and Volatility Dynamics in the Spot and Futures Markets in Australia: An Intervention Analysis in a Bi-variate EGARCH-X Framework." *Journal of Futures Markets*, 21, No. 9, pp.833- 50.
18. 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, No. 2, pp. 5-59.
19. Booth, G. G., T. Martikainen, and Y. Tse (1997), "Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets." *Journal of Banking & Finance*, 21, No. 6, pp.811-23.
20. Chan, K. (1992), "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market." *Review of Financial Studies*, 5, No.1, pp.123-52.
21. Chan, K. C. and G. S. Seow (1996), "The Association between Stock Returns and Foreign GAAP Earnings versus Earnings Adjusted to U.S. GAAP." *Journal of Accounting and Economics*, 21, No. 1, pp. 139-58.
22. Ely, D. and M. Salehizadeh (2001), "American Depositary Receipts: An Analysis of International Stock Price Movements." *International Review of Financial Analysis*, 10, No. 4, pp. 343-63.
23. Engle, R. F., T. Ito, and W. L. Lin (1990), "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intradaily Volatility in the Foreign Exchange Market." *Econometrica*, 58, No. 3, pp.525-42.
24. Flemming, J., C. Kirby, and B. Ost diek (1998), "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets." *Journal of Financial Economics*, 49, No. 1, pp.111-37.
25. Foerster, S. R. and G. A. Karolyi (1999), "The Effects of Market Segmentation and Investor Recognition on Asset Price: Evidence from Foreign Stocks Listing in the U.S." *Journal of Finance*, 54, No. 3, pp. 981-1013.
26. Iihara, Y., K. Kato, and T. Tokunaga (1996), "Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan." *Journal of Futures Markets*, 16, No. 2, pp. 147-62.
27. Jarque, C. M. and A. K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals." *International Statistical Reviews*, 55, No. 2, pp.163-72.
28. Jian, C. X. (1998), "Diversification with American Depositary Receipts: The Dynamics and the Pricing Factors." *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, Nos. 5/6, pp. 683-99.
29. Karolyi, G. A. (1998), "Why do Companies List Shares Abroad? A Survey of the Evidence and its Managerial Implications." *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 7, No. 1, pp.1-60.
30. Karolyi, G. A. and R. M. Stulz (1996), "Why do Markets Move together? An Investigation of US-Japan Stock Return Comovements." *Journal of Finance*, 51, No. 3, pp.951-86.

31. Kato, K., S. Linn, and J. Schallheim (1991), "Are There Arbitrage Opportunities in the Markets for American Depositary Receipts?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1, No. 1, pp.73-89.
32. Krnoer, K. F. and V. K. Ng (1998), "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns." *Review of Financial Studies*, 11, No. 4, pp. 817-44.
33. Lee, T. H. (1994), "Spread and Volatility in Spot and Forward Exchange Rates." *Journal of International Money and Finance*, 13, No. 3, pp. 375-83.
34. Ljung, G. M. and G. E. P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models." *Biometrika*, 65, No. 2, pp. 297-303.
35. Lowengrub, P. and M. Melvin (2002), "Before and After International Cross-listing: An Intraday Examination of Volume and Volatility." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 12, No. 2, pp. 139-55.
36. Miller, D. P. (1999), "The Market Reaction to International Cross-listings: Evidence from Depositary Receipts." *Journal of Financial Economics*, 51, No. 1, pp. 103-23.
37. Miller, D. P. and M. R. Morey (1996), "The Intraday Pricing Behavior of International Dually Listed Securities." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 6, No. 4, pp. 79-89.
38. Muscarella, C. J. and M. R. Vetsuypens (1996), "Stock Splits: Signaling or Liquidity? The Case of ADR 'Solo-splits'." *Journal of Financial Economics*, 42, No. 1, pp. 3-26.
39. Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica*, 59, No. 2, pp. 347-70.
40. Officer, D. and R. Hoffmeister (1987), "ADRs: A Substitute for the Real Thing?" *Journal of Portfolio Management*, 13, No. 2, pp.61-5.
41. Park, J. and A. Tavakkol (1994), "Are ADRs a Dollar Translation of Their Underlying Securities?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 4, Nos. 1/2, pp. 77-87.
42. Patro, D. K. (2000), "Return Behavior and Pricing of American Depositary Receipts." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10, No. 1, pp. 43-67.
43. Rosenthal, L. (1983), "An Empirical Test of the Efficiency of the ADR Markets." *Journal of Banking and Finance*, 7, No. 1, pp.17-29.
44. Stephan, J. A. and R. E. Whaley (1990), "Intraday Price Changes and Trading Volume Relations in the Stock and Stock Option Markets." *Journal of Finance*, 45, No. 1, pp.191-220.
45. Wahab, M. and A. Khandwala (1993), "Why not Diversify Internationally with ADRs?" *Journal of Portfolio Management*, 20, No. 2, pp. 75-83.
46. Wahab, M. and M. Lashgari (1993), "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach." *Journal of Futures Market*, 13, No. 7, pp.711-42.

47. Webb, S. E., D. T. Officer, and B. E. Boyd (1995), "An Examination of International Equity Markets Using American Depositary Receipts (ADRs)." *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, No. 3, pp. 415-30.
48. Werner, I. M. and A. W. Kleidon (1996), "U.K. and U.S. Trading of British Cross-listed Stocks: An Intra-day Analysis of Market Integration." *Review of Financial Studies*, 9, No. 2, pp.619-64.

The Study on Returns and Volatility Dynamics between Taiwan's Home-Country Stocks and Their American Depositary Receipts

Ing-San Hwan* **Ming-Chang Lee****

(Received: April 23, 2003; First Revised: August 25, 2003; Second Revised: November 13, 2003;
Third Revised: January 19, 2004; Accepted: November 4, 2004)

Abstract

There is an interesting phenomenon that Taiwan's stock index is influenced by DJIA and NASDAQ Index, but some ADRs' home-country stock, such as UMC, ASX, SPIL, TSM and MXICY are listed in Taiwan's stock market. In difference market segments, which one has the effects of price discovery and risk disclosure? To analysis the returns and volatility relationships between Taiwan's home-country equities and their ADRs are the purposes of this research. A bi-variate Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH) model is developed that includes a standardized residual as an explanatory variable for both the conditional mean and the conditional variance. This article provides evidence of returns and volatility dynamics linkages between Taiwan's home-country stocks and their American Depositary Receipts. The conditional mean returns from both markets are influenced by the long-run equilibrium relationship, and these markets are informational linked through the variance and covariance. This study finds that TSM and MXICY established the price-leading role of the cross-market. In asymmetric behavior, market advance has more impact than market retreat from ADR to Taiwan's home-country stock, but market retreat has more impact than market advance from Taiwan's home-country stock to ADR. The volatility shock persisted for about three days in the ADR market and Taiwan home-country stock market, respectively. There is a spillover effect between these two markets in the short run, but they jointly maintain a stable relationship in the long run.

Keyword: ADR, Cointegration, Bi-EGARCH, Cross-Market Volatility Spillover, Asymmetric Effect

*Professor, Department of Business Administration, National Taipei University.

**Ph.D. Candidate, Department of Business Administration, National Taipei University.
