

中華管理評論 國際學報

Web Journal of Chinese Management Review

2007 年 5 月第十卷二期 • Vol. 10, No. 2, May 2007

台灣股價指數現貨、期貨與選擇權市場之 價格發現研究——Put-Call-Parity 之應用

謝文良 李進生 袁淑芳 林惠雪

<http://cmr.ba.ouhk.edu.hk>

台灣股價指數現貨、期貨與選擇權市場之價格發現研究——Put-Call-Parity 之應用

謝文良 李進生 袁淑芳 林惠雪

摘要

本研究探討台股加權股價指數、台股指數期貨和台股指數選擇權日內的價格發現效率分析。其中關於選擇權價格反推標的現貨價格的建構過程，本文提出以 PCP 關係式 (Put-Call-Parity) 取代傳統研究的 B-S 模型及二項式模型。主要原因在於本文認為使用上述二種模型將同時涉及估計波動度誤差及模型風險的問題，最終造成反推出來的隱含現貨價格偏離真實資產的價格，使得分析市場價格發現的效率性上產生偏誤。因此本文建議使用模型限制較低的 PCP 關係式取代，得以有效降低因模型風險所產生的問題。在實證研究上，本文發現台股指數商品市場具有穩定的長期均衡關係，同時短期上亦存在市場價格交互回饋的現象。其中流動性最佳的台股指數期貨，在價格發現上表現較具效率性；而整體交易成本最高的台股現貨表現最差。依據研究結果判斷，影響台股市場效率上的關鍵因素在於表徵流動性的隱含成本。

關鍵詞：價格發現 模型風險 PCP 市場效率 隱含成本

前言

根據 Fama (1970) 效率市場的定義，具有價格效率 (pricing efficiency) 的市場，其交易價格將充分反應所有的市場資訊。據此推論以相同資產為標的但在不同市場交易的有價證券，其價格對新揭露的資訊應同步調整，否則會有套利機會的存在。然而由於市場間存在不同的結構性 (market structure) 差異，使得訊息在不同市場的傳遞速度不具一致性，形成價格發現過程中的領先—落後關係。一般來說，投資人傾向在具有優勢結構的市場進行交易，使得該市場對訊息的反應較快速，在價格發現的過程中成為領先市場，一般稱這類市場具有價格發現的效率性。

謝文良 淡江大學財務金融學系教授

李進生 銘傳大學財務金融學系教授

袁淑芳 淡江大學財務金融學系博士候選人暨南華大學企管系講師

林惠雪 德明技術學院財政稅務系講師

關於價格發現的文獻，早期的研究主要以現貨與期貨市場為標的。如 Herbst et al. (1987)；Kawaller et al. (1987)；Stoll and Whaley (1990)；Chan (1992) 等。上述研究普遍認為，期貨市場因具有高槓桿、低成本的優勢市場結構，使其在價格發現上居領先的地位。近年選擇權商品陸續推出，因其同樣具有高槓桿、低成本的特性，使得選擇權商品快速地成為衍生性商品市場交易的主流，推論其可能取代期貨的部份功能，在價格發現上相對具有市場效率性。因此現貨、期貨及選擇權市場在價格發現的領先—落後關係，成為值得研究的主題。

在價格發現的研究上，將選擇權市場與其它市場進行價格發現的效率性分析時，皆面臨選擇權價格無法直接用來與其它相關商品價格比較的問題。原因在於選擇權是以權利金報價，因此必須先透過適合的選擇權評價模型，反推求算選擇權權利金所隱含的標的現貨價格，再以該「隱含現貨價格」和現貨或期貨的價格進行分析。回顧過去研究，Fleming et al. (1996) 利用經股利調整的二項式模型 (dividend-adjusted binomial method) 做為建構隱含價格的評價模型。Stephan and Whaley (1990)；deJong and Donder (1998)；Booth et al. (1999) 則採用 Black-Scholes 模型 (以下簡稱 B-S 模型) 做為反推隱含的標的資產價格的模型。然而應用 B-S 模型 (或二項式模型) 反推隱含現貨價格，存在許多模型先天的問題，最終可能導致價格發現的研究上產生錯誤的結論。以下即針對 B-S 模型的問題進行說明。

首先，B-S 模型並非放諸四海皆準的歐式選擇權訂價模型，依據過去研究發現，B-S 模型對於深價內及深價外選擇權的評價有系統性的偏誤¹。其次，B-S 模型必須建立在價格報酬服從常態分配的假設，然而大量的研究證實價格報酬普遍不具有常態分配的特性，因此使用 B-S 模型必須承擔較大的模型風險 (model risk)，換言之，透過該模型求得的現貨價格將可能不是選擇權價格真正所隱含的現貨價格。最重要的，B-S 模型需要估計未知的市場波動度 σ 做為反推隱含現貨價格的必要輸入因子，因此估計市場波動度的良窳，決定推算出的隱含現貨價格是否反映出真實的現貨價格，進而成為在對選擇權市場進行價格發現的研究，其結論是否具可信度的關鍵因素。雖然有大量文獻提出許多估計市場波動度的模型，然而何者為最佳的市場波動度估計式，目前尚未有定論。而在解決估計未知的市場波動度上，過去研究幾乎都使用隱

¹ B-S 模型固定波動度的假設可能是造成對深價外及深價內產高、低估的原因，詳見：Hull and White (1987)，Hilliard and Schwartz (1996) 等。

含波動率做為 σ 的代理因子，其主要原因在於多數文獻普遍同意隱含波動率為包含最多市場風險訊息的估計式。然而即使如此，以隱含波動度做為市場波動度的代理因子，仍存在許多問題，分別陳述如下。

首先，Gwilym (2001) 的研究顯示隱含波動度估計式並不符合不偏估計式的要求，其原因應在最常用來估計隱含波動率的 B-S 模型，其模型假設往往與真實市場不符²。其次，過去文獻對隱含波動率的估計方式各有不同³，使得相同選擇權價格卻推估出不同的隱含波動度及隱含現貨價格，推論在價格發現的研究上，將產生不一致的結果；最後，隱含波動率的估計值往往為日資料，而進行價格發現分析的資料為高頻率的日內資料，將日隱含波動率代入日內選擇權價格，等於假設隱含波動率在一日之內固定不變，有違一般的認知。綜合以上所述，使用 B-S 模型（或二項式模型）反推選擇權價格中隱含的現貨價格，其過程同時涉及估計誤差與模型風險，使得反推得出的現貨價格偏離選擇權價格所真正隱含的現貨價格，最終影響實證的精確與可信度。據此，本文提議使用 Put-Call-Parity 取代傳統的 B-S 模型（或二項式模型）反推選擇權價格所隱含的現貨價格。

Put-Call-Parity (PCP) 關係式最早由 Stoll (1969) 提出，在市場具有高度效率且無套利機會的前題假設下，買權、賣權及現貨價格得透過簡單的平價公式表示出來，稱之 PCP 關係式。PCP 關係式除了要求市場套利機制順暢之外，幾乎不需其他模型假設，尤其在資產報酬上不再受限在常態分配的假設，因此得以有效地降低模型的風險。最重要的是，PCP 關係式得以避免估計未知市場波動度的問題，除了無風險利率外，所有代入 PCP 關係式中的輸入因子皆可由市場交易價格或契約規格觀察得知。意味透過 PCP 關係式，任一市場的理論價格都可以由其它二個市場的交易價格反推出來，如此得以避免估計誤差的問題。基於以上二個主要優勢，PCP 已大量地被運用在套利機制的研究。然而，檢視過去的研究，PCP 尚未運用在探討選擇權市場價格發現上反推隱含現貨價格的過程。據此，基於考量使用 PCP 關係式可以同時達到規避模型風險及估計 σ 誤差的目的，本文建議以 PCP 關係式取代傳統研究

² 一般認為 B-S 模型假設報酬服從常態分配及 σ 為固定常數為造成估計誤差的原因。

³ Stephan and Whaley (1990) 以前一日的隱含波動率做為 σ 的代理變數；Fleming et al. (1996) 以前一交易日收盤前 10 分鐘之近月價平選擇權的隱含波動值。Booth et al. (1999) 及 Chakravarty et al. (2004) 分別使用固定 15 分鐘及 30 分鐘區間的平均隱含波動率做為 σ 的估計值。

的 B-S 模型，應用在反推隱含現貨價格的過程。最後再將其反推出的隱含現貨價格應用在台灣選擇權市場效率性的探討，並將其與交易相同標的台指期貨與台指現貨市場進行比較。

近年在金融市場國際化的趨使下，台灣期貨交易於 2001 年 12 月推出第一個指數選擇權商品，市場肇建初期雖然歷經成交量不足的過渡期，但近年來台股指數選擇權在交易量及週轉率的成長相當快速，因此選擇權市場在其價格發現的功能上有探討的必要，然而有關台股選擇權在價格發現的研究並不豐碩。過去以台股市場為標的進行價格發現效率性的研究，多數選取台股指數期貨與現貨為研究的對象，其中包括，黃玉娟、徐守德（1997）；謝文良（2002）；杜化宇、王凱蒂（2003）等⁴。由此本文擇取期貨交易所掛牌的台股指數選擇權（TXO）、台股指數期貨（TX）及證交所編制之加權股價指數現貨（TWSE）為研究標的進行三個市場之價格發現的探討。在選擇權交易價格的資料處理上，使用 PCP 關係式應用在反推隱含現貨價格的過程，避免傳統模型所可能產生的估計誤差及模型風險，進而使得在分析三者價格發現上的領先—落後關係上，得到更加精確的結果。

本文的研究資料採用高頻率的日內資料，以每 1 分鐘的交易資料進行配對，產生三個市場報價時點最接近的配對組合，以同步化最佳的資料呈現三個市場的價格動態關係。在研究方法上，本文使用 Johansen（1988）的多因子共整合模型（multivariate co-integration model）檢測不同市場的共整合關係，確定三個台股指數商品市場的價格都反映相同的基本資訊。接著以向量誤差修正模型（Vector Error Correction Model, VECM）分析三個市場長期均衡調整機制與短期變數互動的關係。最後藉由 Hasbrouck（1995）的訊息比率模型（information share model）分析系統誤差包含市場私有資訊的比率，進而判斷個別市場在價格發現的效率性。實證結果顯示三個台股指數商品市場的價格共整合系統中，存在一個共同隨機趨勢（common stochastic trend）。並且三個台股指數商品市場都具有向長期均衡價格收斂的現象，其中以現貨調整較期貨與選擇權明顯，意味後二者市場在價格發現上的主導地位稍強；另一方面，就短期而言，三個市場的落後期對其它市場皆具有不同程度的解釋能力，說明市場間訊息存在雙向回饋（bi-directional feedback）的現象。最後，

⁴ 黃玉娟、徐守德（1997）探討摩根台指期貨與現貨的價格發現的效率性；謝文良（2002）探討台股指數期貨的價格發現的效率性；杜化宇、王凱蒂（2003）則探討「週日效應」對台股指數期貨價格發現效率性的影響。

根據 Hasbrouck (1995) 的訊息比率模型 (information share model) 的分析，幾近 98% 的系統誤差的變異來自台股指數期貨及指數選擇權價格的變異，其中期貨市場占有的訊息比率為 56%，選擇權市場為 42%，說明台股指數期貨在價格發現過程中居主導位置；相反的，僅 2% 系統誤差的變異值來自現貨市場價格的變異，由此判斷現貨市場價格的變動主要參考台股指數期貨與台股指數選擇權價格的變動，亦即說明現貨市場在價格發現過程中，明顯居落後的地位。最後本文以市場結構性的差異來解釋市場在價格發現效率性的差異。

本文第二節依據解釋價格發現效率性的不同假說，比較上述三種台股指數市場在結構性的差異；第三節陳述本文實證資料及研究方法論；第四節為實證結果分析；最後一節總結本文。

市場結構性比較

根據過去的研究，訊息交易者傾向選擇交易成本最低的市場進行交易，使得交易成本成為影響市場價格發現功能的關鍵因素⁵。另外，證券先天條件的差異亦是影響資產價格發現效率性的原因，例如交易槓桿⁶、市場資訊 (market-wide information)⁷ 及交易限制⁸ 等。以下即針對上述可能影響市場價格發現的因素對台股現貨指數 (TWSE)、台股指數選擇權 (TXO) 和台股指數期貨 (TX) 的市場結構差異進行分析。

首先在交易成本上，一般可分為直接交易成本及隱含交易成本。其中直接交易成本包括交易稅及手續費。台灣股票市場 (TSE) 的交易稅採取單邊課稅，以賣方的成交金額×3‰計算；台股期貨及選擇權的交易稅皆是採取雙邊課稅，對於一買一賣完整交易而言，期交稅率為 (契約價值×0.5‰)；至於台股選擇權稅率約 0.0832‰~0.33‰⁹。至於交易手續費，現貨市場是以 (交易

⁵ 相關文獻如：Stoll and Whaley (1990)；Fleming et al. (1996)；deJong and Donder (1998)；Kim et al. (1999)；Chu et al. (1999)；Booth et al. (1999) 等。

⁶ 相關文獻如：Stoll and Whaley (1990)；Kawaller et al. (1987) 等。

⁷ 意指指數商品相對現貨指數具有反應總體的優勢，因此得以避免源自個股逆選擇、噪音訊息 (noise information) 等的干擾。相關文獻如：Subrahmanyam (1991) 等。

⁸ 相關文獻如：Chan (1992) 等。

⁹ 課稅的計算方式分成二種，若為新建部位或到期日前的沖銷部位，單邊的交易稅是以 (權利金價值×1.25‰) 計算，若持有到期並進行現金結算的交易稅則是以 (結算價

金額 $\times 1.425\%$)計算；台指期貨和台指選擇權則需視交易人與經紀商商議的結果而定，一般而言，台指期貨的手續費率約計契約價值的 $0.5\% \sim 0.83\%$ ；台指選擇權手續費約計 $0.2\% \sim 0.3\%$ 。整體而言，台股選擇權的直接交易成本最低，其次為台指期貨，而現貨市場則明顯最高。

至於隱含成本，一般以市場的流動性做為衡量市場隱含成本的參考依據。以本文的實證區間(2003/7/1~2004/6/30)觀察，台指期貨契約與台指選擇權日平均成交量分別為7,159口及1,124口；若以交易最活絡的近月及價平契約進行觀察，台指期貨契約與台指選擇權契約日平均成交量約34,745口與21,705口。若再考慮台指期貨的契約規格約為台指選擇權的4倍，顯示台指期貨的成交值遠高於台指選擇權，意味台指期貨的隱含成本較低。至於現貨市場，由於交易的是個股，因此可能有來自個股噪音訊息(noise trading)的問題，並且現貨市場不具有交易市場資訊的功能，因此推論在反應總體市場資訊上，流動性相對較差¹⁰。

其次依據三個市場的交易槓桿進行分析。期貨與選擇權皆屬保證金交易，台股指數期貨的槓桿約10~15倍；而選擇權商品往往高達20倍以上或更高；至於台股現貨市場，目前法人投資人不得進行信用交易，而一般投資人的槓桿倍數僅約2倍¹¹。據此，指數選擇權具有較高的槓桿倍數，其次為指數期貨，而現貨指數的槓桿倍數最低。所以就交易槓桿的特性，台股選擇權在價格發現上應具有較高的效率性。

最後，以市場的「交易限制」進行分析。除了漲跌停限制外，在台股現貨市場方面，以放空交易的限制為多¹²。至於台股期貨及台指選擇權市場方面，則以對投信法人的持有部位有較嚴苛的規定¹³，因此近年許多研究比較台股

$\times 50 \times 0.25\%$)計算。以選擇權的交易槓桿達30倍為例，在到期日前沖銷的交易，其交易稅共計 $0.0416\% \times 2 = 0.0832\%$ ；若持有到期，其交易稅： $0.0416\% + 0.25\% = 0.33\%$ 。

¹⁰ 現貨市場的股票其流動性並非一致，由於一些小型股票的交易不頻繁，導致整體指數在反應市場訊息會產生落後的現象。

¹¹ 上市股票融資成數為6成；上櫃股票融資成數5成；融券保證金成數：90%。

¹² 包括：平盤以下不得放空；以及召開股東會或除權時，現貨放空部位必須強制回補等規定，至於對於法人交易人方面另外有不得從事放空及當日沖銷交易、不得以漲跌停價賣出及買進、開盤前不得高於平盤3.5%買進及低於3.5%賣出等限制。

¹³ 例如基金每營業日持有未沖銷多頭部位之期貨契約總市值加計買進買權及賣出賣權之履約價格乘以契約單位總額不得超過該基金淨資產價值之15%、基金每營業日持有未沖

衍生性商品市場與其它交易市場的價格發現功能時，往往認為這些限制是台灣衍生性商品市場效率性較差的關鍵因素¹⁴。

綜合以上分析，台指選擇權與台指期貨具有高槓桿、低成本及交易總體市場資訊的優勢，其中以台指選擇權的直接交易成本最低且交易槓桿最高，而台指期貨因具有最高的流動性，顯示其在隱含交易成本上具有優勢。相反的，現貨指數的交易成本最高且交易槓桿最低，預期將最不具價格發現的效率性。另一方面，雖然三個市場皆有交易限制的問題，但台指期貨與台指選擇權的交易限制主要針對投信法人設計，而對一般交易人限制較少。相反的，在現貨市場上，一般交易人仍要面對放空的限制。因此以市場結構來看，現貨指數的市場結構較居劣勢，而指數期貨及指數選擇權因擁有最佳的市場結構特性，有利於其在價格發現功能的效率性。

實證資料與研究方法

實證資料分析

本文實證的樣本區間為 2003/07/01~2004/06/30，選取台股指數期貨與台股指數選擇權日內交易價格（TAIFEX 提供），以及台股指數的每分報價為實證資料（TSE 所提供）。因為 TAIFEX 較 TSE 提早開盤與延後收盤各 15 分鐘¹⁵，本文選取每日 9:00~13:30 三個市場皆有交易的價格資料來進行分析。

在期貨與選擇權契約的選擇上，基於考量交易價格必須能夠充份地反映市場真實訊息，因此本研究僅蒐集近月契約價格。且為避免契約的到期效果，距到期日 3 天時換約（rollover）到下一月份的契約¹⁶。另外，選擇權契約以執行價格最接近現貨價格做為篩選契約的準則。

銷空頭部位之期貨契約總市值加計買進賣權及賣出買權之履約價格乘以契約單位總額不得超過該基金所持有之相對應有價證券總市值等限制。

¹⁴ 相關文獻，如：Chung（1991）、李志宏（1999）、杜化宇及王凱蒂（2003）、黃柏凱等人（2004），皆同意交易限制將是造成市場不具效率性。

¹⁵ TAIFEX 交易時間（台北時間）為：8:45~13:45。TSE 交易時間為：9:00~13:30。

¹⁶ 回顧國外文獻，實證契約的規格通常為季月制（如 S&P 500 期貨），因此採取 1~2 週內進行換約的規則。而 TAIFEX 則每月都會產生新契約，因此若過早換約，可能仍會面臨遠月契約交易量不足的問題。

其次，同步資料的擇取為比較不同市場在價格發現效率上非常重要的條件，否則實證結果可能會受資料非同步的影響而產生偏誤。所謂同步資料，即表示在同一觀察值中，所有證券價格是同時產生的，然而在真實市場同步資料極難擷取。在本研究中，TSE 所提供的台股指數為每分鐘的非連續交易資料，與 TAIFEX 所提供台股指數及台股選擇權的每筆交易資料不同。因此本研究以固定頻率（每分鐘）將三個市場配對一次，在實證期間內共計建立 87,137 對組合。配對的目的在於儘量縮小配對組合中的時差，但每對組合中的三筆價格，仍有實際發生時間的差距。原則上，愈晚發生的價格包含愈多新近的資訊，因此如果某一市場的價格經常在配對組合中最晚發生，配對結果使該市場傾向呈現較為利於的價格發現效率。為了解配對過程可能造成的偏誤，表 1 彙總配對組合內每個市場價格發生的時間順序及時間差，並分析配對組合中觀察資料的對稱性與同步性。資料配對包括期貨、現貨、選擇權三個市場的組合 (F_t, S_t, O_t) ，以及任意兩個市場的配對組合 $((F_t, S_t), (S_t, O_t), (F_t, O_t))$ ¹⁷。

首先，在分析配對組合的均勻性及資料的同步性上，表 1-A 列示個別價格在配對組合中的發生順序，且依佔所有配對組合的比例表示。其計算方式是將任一市場價格在所有配對組合中標示為最早出現的次數進行統計，再將總發生次數相對所有配對組合（87,137 個觀察值）產生比例值，即為該市場在配對組合中標示為最早的比例；接著，依循同樣步驟即可分別計算該市場標示為中間、最晚觀察值的比例值。由表 1-A 得知，在 87,137 個配對組合中， S_t 為配對組合中最早出現的高達 92.46%¹⁸，而僅約 0.04% 為最晚；約 36.98% 的 F_t 為配對組合中最早出現的觀察值，約 12% 為最晚；而只有 12.36% 的 O_t 在配對組合中為最早觀察值，且高達 80.06% 為最晚。由於愈晚出現的價格，愈有利於在價格發現的效率性，由此表 1-A 的結果說明，配對組合的結果將會有利台股指數選擇權，而較不利於台股指數。以上的結果，說明個別市場在配對組合中的觀察順序，為非對稱均勻的，分析其原因在於台股指數與其它二個指數商品價格的資料頻率不同所致。接著，進一步分析配對組合的同步性。表 1-B 彙總統計在配對組合中，任二個市場價格同步出現的比例，且依

¹⁷ F_t, S_t 分別為台指期貨、台指選擇權價格取對數值。 O_t 為透過 PCP 關係式，由選擇權權利金反推出的隱含現貨價格並取對數值。

¹⁸ 由於台股指數交易價格為 TSE 提供的每分鐘交易資料（秒位元數為 0），相對的，台股指數期貨及台指選擇權價格則由 TAIFEX 提供的每筆連續交易資料。由此以每分鐘交易資料進行交易資料的配對，往往台股指數會是配對組合中最早的觀察值。

觀察次序表示。以 (F_t, S_t) 為例，表 1-B 說明二者同步出現且為配對組合中最早觀測值，佔所有配對組合（87,137 個觀察值）36.96%，而二者同步出現且為配對組合中最晚的比率為 2.46%。根據表 1-B 的結果，顯示 (F_t, S_t) 同步出現的比例最高，且多數為配對組合中最早出現的觀測值，相反的，其它任二組價格同步出現的比例則相當微小，顯示配對資料中價格同步產生的比率不高。但若進一步計算交易組合中最早與最晚交易資料時間差異，該平均值僅約 16.36 秒（表 1-C），進而判斷上述配對資料尚符合資料同步性的要求。

表 1 每 1 分鐘交易組合配對組合之統計分析^a

1-A：個別市場在配對組合中的觀察順序，佔所有配對組合中的比例 b：

	最早觀察值	中間觀察值	最晚觀察值
Ft	36.98%	51.02%	12.00%
St	92.46%	7.5%	0.04%
Ot	12.36%	7.58%	80.06%

1-B：二組價格在配對組合中同時被觀察的順序，佔所有配對組合中的比例 c：

	同步出現且標示最早	同步出現且標示最晚
(Ft, St)	36.96%	2.46%
(Ft, Ot)	4.84%	0%
(St, Ot)	2.60%	2.67%

1-C：配對組合中最早與最晚觀察資料的時間差異的平均值

	(Ft, St, Ot)
平均時間(秒)	16.36d

註：

- 表 1 彙總統計 F_t (台股指數期貨)、 S_t (台股指數選擇權) 及 O_t (台股指數選擇權價格) 日內價格的配對組合 (共計產生 87,137 對組合)，其在資料均勻性及同步性的分析結果。
- 列示個別價格在配對組合中的發生順序，且依照佔所有配對組合的比例表示。以 F_t 為例，在 87,137 對配對組合中，約有 36.98% 的期貨為配對組合中最早出現的觀測值。
- 將所有配對組合中進行同步性分析，並依在配對組合的觀察順序表示。以 (F_t, S_t) 為例，在 87,137 對組合中，約有 36.96% 的組合，二者為同步產生且為配對組合中最早出現的觀測值。

d: 統計配對組合中最晚與最晚觀測值，其時間差異的統計平均值約 16.36 秒。

研究方法

本文研究的目的是建議以 PCP 關係式取代 B-S 模型應用在將選擇權價格反推隱含現貨價格的過程，據此得以避免使用 B-S 模型（或二項式模型）可能同時涉及波動度估計誤差及模型風險的問題。

PCP 買—賣權平價模式說明在市場套利機制順暢且無套利機會的情況下，到期日相同且執行價格相同 (X) 的歐式買、賣權，其價格的差異 ($C-P$) 應等於現貨價格與執行價格差的折現值 ($S-Xe^{-r_f T}$)，表示為 $C-P = S-Xe^{-r_f T}$ ，其中 r_f 為無險利率及 T 為契約距到期期間。在 PCP 關係式成立的條件下， S 、 C 和 P 任一市場價格皆可以透過 PCP 關係式及其它二個市場價格反推求得。關於 PCP 關係式的成立條件，相關研究，如：Merton (1973)；Kamara and Miller (1995)；Mittnik and Rieken (2000) 等，普遍認為當以同步化的日內價格進行檢測且排除選擇權提前執行的問題，PCP 關係式在考慮交易成本的情況下仍會成立。此現象說明 PCP 關係式適合應用在描述歐式選擇權市場與現貨市場日內資料的平價關係，進而推論將 PCP 關係式應用在反推歐式選擇權的隱含現貨價格，其估計誤差會較低。

由前文分析，透過 PCP 關係式產生隱含現貨價格的過程，買、賣權交易價格必須考慮同步性的問題，據此本文先將買、賣權日內交易價格先進行一次配對，目的在極小化組合內買、賣權報價時點的差距，接著再將配對組合中買 (C)、賣 (P) 權利金及無風險利率 r_f 代入 PCP 關係式¹⁹，選擇權價格中隱含的現貨價格 (O_t) 即可反推求得。而每個 (C, P) 配對組合內最晚產生報價的時間點，視為 O_t 產生的時間點，以做為與 F_t 、 S_t 再次進行配對的依據。

在研究方法上，本文首先透過 Johansen (1988, 1990) 提出軌跡檢定法 (trace test) 與最大概似比檢定法 (maximum likelihood ratio test) 來檢測 O_t 、 F_t 、 S_t 是否存在長期均衡的共整合關係。接著，再以向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM) 分析三個市場在價格調整的互動關係。透過 VECM 模型，得以同時捕捉個別市場向長期均衡修正的過程以及短期市場間的交互影響，進而比較 S_t 、 F_t 和 O_t 在價格發現的效率性。如式 (1)，其中 P_t 為 S_t 、 F_t 和 O_t 構成的價格向量，落後期數設定為 $k=10$ ：

¹⁹ 一年期的平均定期存款利率，資料來源：中央銀行。

$$\Delta P_t = \alpha + \zeta_1 Z_{1,t-1} + \zeta_2 Z_{2,t-1} + \sum_{k=1}^{10} \eta_k \Delta P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

透過 ζZ 、 $\eta \Delta P$ 分別描述長期均衡修正與短期價格交互影響的過程，得以做為判斷不同市場在價格發現的效率性分析的依據。

最後，本文採用 Hasbrouck (1995) 的訊息貢獻模型來分析個別市場在系統內的重要性與影響度。由於愈有效率的市場，其衝擊力愈能影響到其它個別市場 (Tse, 1998)，因此 Hasbrouck (1995) 的訊息模型即是藉由分解共同隨機項的變異，判斷變異的主要來源市場。

在建立 Hasbrouck (1995) 的訊息模型前，首先必須先將 VECM 模型 (式 (1)) 轉化為向量移動平均模型 (vector moving average model, VMA)，來表示價格變動向量與殘差項的關係，如式 (2)，

$$\Delta P_t = \sum_{k=0}^m \psi(k) \varepsilon_{t-k} \quad (2)$$

其中， P_t 為價格向量矩陣； m 為移動平均落後期數； ε_{t-k} 為序列不相關的殘差數列，其共變異矩陣為 Ω ； $\psi(k)$ 為 $(n \times n)$ 落後期數 k 的矩陣多項式。由式 (2)，說明新訊息衝擊對市場價格的長期影響，相當於移動平均項係數的和：

$$\psi^* = I + \psi(1) + \psi(2) + \dots \quad , \quad \text{其中 } I \text{ 為 } (n \times n) \text{ 單位矩陣}$$

由於市場訊息長期對個別市場的衝擊會是相同的，由此判斷 ψ^* 每個列向量將會相等。由此市場價格共同隨機趨勢項的變異數即可表示如，

$$\sigma_w^2 = \varphi \Omega \varphi' \quad \text{其中 } \varphi \text{ 為 } \psi^* \text{ 任一列向量。}$$

最後，對 Ω 進行 Cholesky 分解，使得 $\Omega = FF'$ ，由此市場 i 的訊息比例 (IS_i) 即可定義如，

$$IS_i = \frac{(\varphi F)_i^2}{\sigma_w^2} \quad \text{其中 } (\varphi F)_i \text{ 為 } \varphi F \text{ 的第 } i^{\text{th}} \text{ 行向量} \quad (3)$$

式 (3) 中的 IS_i 可詮釋為共同隨機趨勢項的變異數中來自某一市場的比例，若市場 i 的訊息比例 (IS_i) 愈高，即表示在價格發現的過程中愈具主導地位。然而，以式 (3) 計算個別市場的訊息比率，其估計出來的結果往往會有高

估第一個順位市場而低估最後順位市場的現象，由此本文分別計算不同順位組合下個別市場的訊息比率，最後以 IS_i 的平均值，做為判斷市場在價格發現功能的效率性。

實證結果

首先將三個市場的價格數列分別取對數值，並標示為由選擇權價格反推出的隱含現貨價格 (O_t)、台股指數期貨 (F_t) 與台股指數 (S_t)，由此 ΔO_t 、 ΔF_t 、 ΔS_t 代表個別市場的報酬率。表 2 彙總對 O_t 、 F_t 、 S_t 的統計基本分析、常態分配與單根檢測²⁰。根據 Bera-Jarque 常態檢定，說明 ΔO_t 、 ΔF_t 、 ΔS_t 不符 B-S 模型中常態分配的假設。另一方面，ADF (augmented Dickey-Fuller) 單根檢測結果，顯示 O_t 、 F_t 、 S_t 存在單根，而 ΔO_t 、 ΔF_t 、 ΔS_t 為穩定的數列，此結果說明 O_t 、 F_t 、 S_t 為具有相同的整合級次的 $\sim I(1)$ 數列，符合 Engle-Granger 的二階段共整合分析的第一階段條件。

²⁰ 本文標示的 O_t 、 F_t 、 S_t 皆為原始價格取對數後的結果。

表 2 O_t 、 F_t 、 S_t 之基本統計分析與單根檢定^a

	S_t	ΔS_t	F_t	ΔF_t	O_t	ΔO_t
觀察值個數	87,137	87,136	87,137	87,136	87,137	87,136
μ	8.62	3.1×10^{-6}	8.61	3.1×10^{-6}	8.62	3.1×10^{-6}
σ	0.141	9.3×10^{-4}	0.143	9.5×10^{-4}	0.143	1.1×10^{-3}
偏態值	-0.43	-3.80	-0.41	-5.27	-0.41	-11.57
峰態值	2.12	631.51	2.13	829.11	2.13	2.07×10^3
極大值	8.87	0.03	8.89	0.04	8.89	0.07
極小值	8.30	-0.07	8.31	-0.07	8.31	-0.11
常態分配檢測 ^b						
統計量	5.4×10^3	1.7×10^9	5.2×10^3	4.8×10^9	5.1×10^3	1.6×10^{10}
P-值	0	0	0	0	0	0
ADF 單根檢測 ^c						
ADF	-1.76	-458.494	-1.11	-390.19	-1.32	-396.91

註:

a: S_t , F_t 分別為台股指數 (TWSE) 與台股指數期貨 (TX) 價格的對數值, 而 O_t 為將台股指數選擇權 (TXO) 價格透過 PCP 關係式反推的隱含現貨價格的對數值。由此 ΔS_t 、 ΔF_t 與 ΔO_t 分別表示以上三個指數商品價格的報酬率。

b: 本文以 Bera-Jarque 檢測法, 對指數報酬率進行常態分配檢測。

c: ADF 單根檢定的檢定統計量: 5%: -3.432。

確定 O_t 、 F_t 、 S_t 為具有相同的整合級次後, 接著即進一步檢定資料共整合模式是否符合穩定性的要求。根據 Engle-Granger 定義, 若任二個具有 $I(1)$ 整合級次的變數 (P_i , P_j) 存在共整合關係, 其共整合迴歸式: $P_i = \theta + \alpha P_j + z_t$ 中的殘差項 z_t 應符合 $I(0)$ 的特性。據此, 本文以 S_t 、 F_t 及 O_t 中任二組價格建構共整合迴歸式, 並以 ADF 進行檢測成對組合中的 z_t 是否符合 $I(0)$ 特性。表 3 顯示 S_t 、 F_t 及 O_t 在落後期 1~10 期且顯著水準為 5%, 彼此間存在共整合關係, 意味 S_t 、 F_t 及 O_t 間存在長期均衡關係。

表 3 商品市場之共整合分析-ADF 模型之應用

	$(P_i, P_j)^a$ 共整合關係之 t 值檢定					
Lag	(S_t, F_t)	(S_t, O_t)	(F_t, S_t)	(F_t, O_t)	(O_t, S_t)	(O_t, F_t)
t-1	-27.91 ^b	-27.84	-27.92	-56.02	-27.86	-56.02
t-2	-23.51	-23.26	-23.51	-45.70	-23.27	-45.71
t-3	-21.07	-20.82	-21.06	-40.47	-20.82	-40.47
t-4	-19.53	-19.28	-19.52	-36.82	-19.27	-36.82
t-5	-18.56	-18.34	-18.54	-34.96	-18.33	-34.97
t-6	-17.78	-17.60	-17.76	-33.34	-17.59	-33.34
t-7	-17.03	-17.12	-17.01	-31.90	-17.11	-31.90
t-8	-16.31	-16.50	-16.29	-30.91	-16.49	-30.91
t-9	-15.67	-16.05	-15.66	-30.22	-16.04	-30.23
t-10	-15.07	-15.34	-15.05	-28.64	-15.33	-28.64

註:

a: 表 3 列示 S_t 、 F_t 及 O_t 任二組價格之共整合分析。 (P_i, P_j) 表示 P_i 為因變數， P_j 為自變數。共整合迴歸式表示 $P_i = \theta + \alpha P_j + z_t$ ，若 (P_i, P_j) 存在共整合關係，則 z_t 符合 $I(0)$ 特性。

b: 共整合關係檢測之檢定統計量: 顯著水準 5% : -3.849。

在確認 S_t 、 F_t 及 O_t 間存在長期共整合關係後，本文進一步分析三個市場在短期間的價格互動關係。根據 Engle and Granger (1987) 的研究，具有共整合關係的 (P_i, P_j) ，在價格的調整上，除了會有向長期均衡調整的特性外，短期在價格調整上，落後市場將會參考領先市場的價格變動，使得不同市場的價格存在因果關係。表 4 列示 S_t 、 F_t 及 O_t 任二組價格數列的 Granger 因果檢測的結果。由表 4 說明任意一市場，其前期的價格對其它另二市場的後期價格，都具有相當顯著的影響，意味三個市場在價格變動上存在短期訊息交互回饋的現象，此結果與國內的研究大致相同²¹，但與國外的研究比較，則有所差異。根據國外研究普遍顯示市場結構較差的現貨市場其在價格發現的效率性上亦相對較差，因此市場訊息移動方向往往是單方向由衍生性商品市場移至現貨市場。然而台灣市場存在訊息雙向回饋的現象，主要原因可能在於

²¹ Roope and Zurbrugg (2002); 謝文良 (2002); 杜化宇、王凱蒂 (2003)、詹錦宏、蔡建安 (2005)、詹錦宏、施介人 (2005) 等皆證實台股現貨市場與衍生性商品市場存在價格互為回饋的因果關係。

台灣衍生性商品市場對投資法人具有較嚴苛的交易限制，因此交易人會將部份無法在衍生性商品市場反應出的市場訊息，轉而在現貨市場反應。

表 4 Granger 因果檢測

因變數 \ 自變數		$H_0: P_j$ 不為 P_i 的因 ^a					
		$F (P_1)$		$S (P_2)$		$O (P_3)$	
		F 值	P 值	F 值	P 值	F 值	P 值
$F (P_1)$		60.39	0.00	1351.34	0.00	606.19	0.00
$S (P_2)$		177.59	0.00	707.87	0.00	135.88	0.00
$O (P_3)$		12.93	0.00	177.94	0.00	557.84	0.00

註: a: 結果列示自變數 (行向量) 對因變數 (列向量) 的 Granger-causality 影響

確定 S_t 、 F_t 和 O_t 存在短期訊息回饋及長期訊息共整合關係後，接著再以 Johansen 的軌跡檢定法 (trace test) 與最大概似比檢定法 (maximum likelihood ratio test) 判斷 S_t 、 F_t 及 O_t 間存在 2 條共整合關係 (表 5)。意味 S_t 、 F_t 和 O_t 共整合系統中存在二個誤差修正項， $Z_{t-1} = [Z_{1,t-1} \ Z_{2,t-1}]$ 。根據定義， Z_{t-1} 的作用即在衡量市場價格偏離長期均衡的程度，因此本文設定誤差修正項為： $Z_{1,t-1} = F_{t-1} - S_{t-1}$ 、 $Z_{2,t-1} = F_{t-1} - O_{t-1}$ 。

表 5 Johansen 共整合檢定^a

假設檢定	Trace		假設檢定	Eigenvalue	
	統計值	5% 臨界值 ^b		統計值	5% 臨界值
$r \leq 0$	1091.30	24.25	$r = 0$	942.87	35.01
$r \leq 1$	148.43	17.115	$r = 1$	146.78	18.40
$r \leq 2$	1.64	3.84	$r = 2$	1.64	3.84

註:

a: 表 5 在檢測 S_t 、 F_t 和 O_t 存在共整合關係式的個數 (r)。Trace 檢定的虛無假設: $H_0: r \leq r^*$; maximum Eigenvalue 檢定的虛無假設: $H_0: r = r^*$ 。

b: 臨界值來自 Johansen and Juselius (1990)。

接著，本文即以向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM) 分析 S_t 、 F_t 和 O_t 向長期均衡修正的過程以及短期價格的交互影響。VECM 模型分析的結果彙總於表 6，由表 6 說明 S_t 、 F_t 的 ECM 式中誤差修正項的係數皆顯著異於 0，由此判斷 S_t 、 F_t 皆會調整因為新資訊所引發的價格偏離，使得價格向長期共整合關係趨近；然而在 O_t 的 ECM 方程式中，僅 $Z_{2,t-1}$ 係數

顯著異於 0， $Z_{1,t-1}$ 則不具顯著性，由此判斷選擇權價格只會參考前期本身價格與期貨價格的差異（ $Z_{2,t-1}=F_{t-1}-O_{t-1}$ ），做為未來價格調整的依據，但是不會參考期貨價格與指數現貨價格的差異（ $Z_{1,t-1}=F_{t-1}-S_{t-1}$ ）。在短期價格調整方面，在 F_t 的 ECM 式中，當以落後期的 S 、 F 和 O 做為自變數，迴歸係數的顯著性僅延續到 3~4 期，其中選擇權價格 O 的落後項對 F_t 的解釋力自 $t-3$ 即不具顯著性；相反的，在 S_t 與 O_t 的 ECM 式中，以落後期的 S 、 F 和 O 做為自變數，其迴歸係數的顯著性幾乎皆可延續到 10 期。由此證明三個市場短期動態對 S_t 與 O_t 的影響可以延續達 10 分鐘以上²²，但對 F_t 的影響最多達 4 分鐘左右。此結果顯示台股期貨在價格互動中有較強的領先地位，意味在整合系統中，較多的資訊是由期貨市場傳遞至其它二市場，據此推測期貨市場具有較佳的價格發現能力。

另一方面，誤差修正項係數與落後項係數的大小與顯著程度，可以說明長期趨勢項與短期價格交互衝擊項對個別市場價格變動的影響程度。根據表 6，顯示落後項的係數普遍大於誤差修正項的係數值，由此判斷 S_t 、 F_t 和 O_t 的價格變動主要來自於短期個別市場交互傳遞落後期價格差異的資訊，而在長期的誤差調整上則不是價格變動的主要來源。此結果與謝文良（2002）的研究結果一致，作者指出該原因可能在於使用高頻率的日內資料，使得極短期的價格對長期均衡的影響幅度並不大所致。而以國外市場為研究標的並且使用高頻率日內資料的研究，如 Booth et al.（1999）亦得到類似的結果；相對的，其它以較低頻率的日資料，如 Wahab and Lashgari（1993）則顯示相反的結果，足以證明此現象應是來自於資料頻率的緣故。

²² 本文實證資料中台股指數現貨價格為每分鐘的日內資料，由此每間隔一分鐘產生新的一組配對資料組合。

表 6 VECM 模型估計結果

因變數 自變數	F (P_1)		S (P_2)		O (P_3)	
	迴歸係數	P 值	迴歸係數	P 值	迴歸係數	P 值
$Z_{1,t-1}$	-0.00261	<.0001	0.002616	<.0001	-0.00058	0.2864
$Z_{2,t-1}$	-0.01928	<.0001	-0.00375	0.0097	0.020687	<.0001
<u>F 落後項 (P_1)</u>						
$\Delta P_{1,t-1}$	0.0352	<.0001	0.4611	<.0001	0.3706	<.0001
$\Delta P_{1,t-2}$	-0.0927	<.0001	0.1690	<.0001	0.1641	<.0001
$\Delta P_{1,t-3}$	-0.0599	<.0001	0.1109	<.0001	0.1338	<.0001
$\Delta P_{1,t-4}$	-0.0242	<.0001	0.0741	<.0001	0.1041	<.0001
$\Delta P_{1,t-5}$	0.0164	0.0065	0.0590	<.0001	0.0944	<.0001
$\Delta P_{1,t-6}$	0.0112	0.0648	0.0471	<.0001	0.0657	<.0001
$\Delta P_{1,t-7}$	0.0107	0.0764	0.0463	<.0001	0.0665	<.0001
$\Delta P_{1,t-8}$	0.0180	0.003	0.0382	<.0001	0.0553	<.0001
$\Delta P_{1,t-9}$	-0.0002	0.9757	0.0283	<.0001	0.0339	<.0001
$\Delta P_{1,t-10}$	0.0127	0.0356	0.0311	<.0001	0.0517	<.0001
<u>S 落後項 (P_2)</u>						
$\Delta P_{2,t-1}$	0.1703	<.0001	-0.2934	<.0001	0.1561	<.0001
$\Delta P_{2,t-2}$	0.0828	<.0001	-0.1346	<.0001	0.0345	<.0001
$\Delta P_{2,t-3}$	0.0252	<.0001	-0.0741	<.0001	0.0133	0.008
$\Delta P_{2,t-4}$	-0.0128	0.0058	-0.0554	<.0001	-0.0263	<.0001
$\Delta P_{2,t-5}$	-0.0233	<.0001	-0.0549	<.0001	-0.0277	<.0001
$\Delta P_{2,t-6}$	-0.0270	<.0001	-0.0469	<.0001	-0.0479	<.0001
$\Delta P_{2,t-7}$	-0.0089	0.0565	-0.0458	<.0001	-0.0343	<.0001
$\Delta P_{2,t-8}$	-0.0093	0.0453	-0.0497	<.0001	-0.0285	<.0001
$\Delta P_{2,t-9}$	-0.0091	0.0492	-0.0508	<.0001	-0.0225	<.0001
$\Delta P_{2,t-10}$	-0.0067	0.1491	-0.0448	<.0001	-0.0259	<.0001
<u>O 落後項 (P_3)</u>						
$\Delta P_{3,t-1}$	0.0152	0.0014	0.1367	<.0001	-0.2561	<.0001
$\Delta P_{3,t-2}$	-0.0187	0.0002	0.0712	<.0001	-0.2639	<.0001
$\Delta P_{3,t-3}$	0.0057	0.2608	0.0734	<.0001	-0.1274	<.0001
$\Delta P_{3,t-4}$	-0.0068	0.1853	0.0438	<.0001	-0.1112	<.0001

$\Delta P_{3,t-5}$	-0.0080	0.1199	0.0270	<.0001	-0.0569	<.0001
$\Delta P_{3,t-6}$	-0.0050	0.3308	0.0209	<.0001	-0.0535	<.0001
$\Delta P_{3,t-7}$	0.0102	0.0488	0.0067	0.1028	-0.0276	<.0001
$\Delta P_{3,t-8}$	-0.0114	0.0274	0.0067	0.105	-0.0361	<.0001
$\Delta P_{3,t-9}$	0.0062	0.2306	0.0063	0.1269	-0.0120	0.0324
$\Delta P_{3,t-10}$	-0.0060	0.2436	0.0084	0.0415	-0.0375	<.0001
R-square	0.026		0.38		0.0945	

註:

a: 以 VECM 模型探討不同市場在價格變動上長、短期的領先-落後關係，模型設定如式 (1)。

b: 括弧內為 p 值

最後，以 Hasbrouck (1995) 的市場訊息比率進一步比較個別市場在價格發現的效率性。在價格發現上，資訊落後的市場往往參考主導市場 (dominant market) 的價格做為下一期價格調整的基礎，使得共同隨機趨勢 (common stochastic trend) 的變異數大部來自主導市場的私有訊息。由此判斷較高的訊息比率的市場，價格發現上愈具效率性。根據 Hasbrouck 對市場訊息比率的定義，本研究分解共同隨機趨勢項的變異數，分別計算三個台股指數商品市場的訊息比率 (式 (3))。另一方面，在價格矩陣中，市場價格置放在價格矩陣中不同的欄位順序，將會導致不同的計算結果，且往往列示在愈前 (後) 欄位的價格數列，其計算出的訊息比例將愈高 (低)。因此本文計算各種不同排序下的訊息比率，再將個別市場的訊息比率取平均值，結果彙總於表 7。

表 7 顯示台股指數期貨的平均訊息比率達 55.9%、台股指數選擇權的平均訊息比率達 42.1%，此二個台股指數衍生性商品市場對於共同隨機趨勢項的變異貢獻達 98%，相反的僅有 2% 左右的訊息來自台股指數現貨。由此判斷，台股指數期貨在價格發現上居主導的地位，該結果與前文 Granger 因果分析 (表 4) 及 VECM (表 6) 的結果一致；而台股指數選擇權則居次要領導市場，其價格發現與台股期貨相差不遠；台股指數現貨在價格發現的效率則最差，遠低於其他兩個市場。此結果與詹錦宏、施介人 (2005) 的研究一致，意味衍生性商品市場在資訊傳遞的效率均領先現貨市場，而其中以期貨表現最佳。

上述結果和每個市場的交易成本與市場結構有關，比較台股指數期貨與指數選擇權，雖然後者在交易槓桿與直接交易成本都優於前者，然而在價格發現上的效率仍略遜於台指期貨，主要原因在於台指選擇權的流動性相對台指期貨低，意味投資人在進行選擇權交易時，必須面對較高的流動性風險及隱含成本。在過去的研究如 Stephan and Whaley (1990)、Chan (1992) 即提出市場的活絡度是影響價格發現效率性的因素。因此若以機會成本來看，期貨市場仍因具有較低交易成本的優勢，使得台指期貨在價格上具有領先的地位。而造成台指選擇權市場流動性差的原因或可由以下特性解釋：首先，台股選擇權的契約規格相對台指期貨小，因此較難滿足部位較大的法人投資人的需要；其次，台指選擇權成立時間較晚，使得投資人對商品的熟悉度不若指數期貨高，另外選擇權權利金波動度大，顯示選擇權的交易風險較高。因此，雖然台指選擇權在直接成本的結構上具有較佳的優勢，然而上述的特性使得台指選擇權具有較高的隱含成本，據此得以解釋台指選擇權相對台指期貨不具價格發現效率性的原因。

台股指數現貨在價格發現的效率上最差，其原因可能有下列幾項：第一、台股指數現貨往往為配對組合中最早發生的觀測值，在配對過程中已處於較為不利的價格發現地位；第二、現貨指數原本就有價格遲滯 (stale price) 的問題，當指數某些成分股在一段時間內沒有交易來更新即時的資訊，指數計算時便會使用落遲的股價資訊，這使現貨指數反應資訊的能力較弱；第三、現貨市場結構較不利於價格發現，尤其是槓桿特性與交易成本，明顯劣於衍生性商品市場。

整體而言，交易成本為解釋台股市場效率性的主要原因，而其中又以表徵隱含成本的市場流動性，為影響台股市場價格發現效率的關鍵因素。

表 7 Hasbrouck 的市場訊息比率^a

價格矩陣順序	<i>F</i>	<i>S</i>	<i>O</i>
(F, S, O)	0.922	0.007	0.071
(F, O, S)	0.922	0.007	0.071
(S, F, O)	0.886	0.043	0.071
(S, O, F)	0.204	0.043	0.753
(O, F, S)	0.212	0.007	0.781
(O, S, F)	0.205	0.014	0.781
平均訊息比率	0.559	0.02	0.421

註

a: 數字代表共同隨機趨勢的變異數來自個別市場的私有訊息的比率。具有較高的訊息比率的市場，表示在價格發現上愈具效率性。由於列示在愈前（後）欄位的價格數列，其計算出的訊息比例將愈高（低）。因此本文計算各種不同排序下的訊息比率，再將個別市場的訊息比率取平均值。

結論

本研究探討台股加權股價指數、台股指數期貨及台股指數選擇權日內價格發現的效率性分析。其中由於選擇權市場以權利金報價，其價格無法直接與其它市場的價格進行比較，因此必須先將隱含在權利金中標的資產價格反推求得。本文提出以 PCP 關係式 (Put-Call-Parity) 取代傳統文獻以 B-S 模型 (或二項式模型)，應用在將選擇權價格反推隱含現貨價格的過程。其主要原因在於使用上述二種模型將同時涉及估計波動度誤差及模型風險的問題，其結果可能造成反推出的隱含現貨價格偏離真實資產的現貨價格，最終影響價格發現研究結果的可信度。相對的，PCP 關係式在市場套利機制運作順暢的機制下，隱含現貨價格即得以在無模型假設及無需估計市場波動度的情況下反推求得，意味以 PCP 關係式取代 B-S 模型，得以避免因模型風險及估計誤差而造成價格發現研究的影響。

在探討台股指數商品日內價格發現效率上，本文採用的研究方法包括：單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型及 Hasbrouck 的市場訊息比率。根據本文實證結果，得出以下的結論：(1) 台股指數商品市場間存在共整合關係，而將共整合關係考慮進誤差修正模型分析中，則發現落後項係數顯著高於誤差項的係數值，據此判斷台股指數商品價格變化主要來自短期市場間相互傳

遞後資訊，而不是長期趨勢誤差的調整；（2）根據落後期數對領先期價格的分析，顯示台股指數期貨領先其它二個指數商品市場達 10 分鐘以上，在價格發現的過程中為主導市場；其次為台股指數選擇權；表現最不具效率的為現貨指數。（3）最後，藉由 Hasbrouck（1995）的訊息比率分析，說明台股指數期貨及指數選擇權二者對市場訊息的貢獻度達到 98%，由此判斷台股指數商品市場價格的變動大多參考二者價格變動，其中又以指數期貨訊息比率的 56% 為最高，其次為指數選擇權的 42%，價格發現效率最差的台股指數現貨，其價格變動僅提供 2% 左右的訊息貢獻。

本文以市場結構的差異來解釋台股現貨指數在價格發現不具效率性的現象，由於指數衍生性商品市場具有交易成本、槓桿效果與交易整體市場資訊的優勢，使得價格發現的效率上顯著優於台股指數現貨。然而在台股指數期貨與台股指數選擇權的價格發現的效率性，發現雖然指數選擇權具有較低的直接交易成本以及較高交易槓桿等市場結構的優勢，然而因台指期貨因擁有較高的流動性，使得台指期貨的隱含交易成本較低，最終使得台指期貨在價格發現的效率上居領先地位。綜合以上結果，說明市場的流動性為影響台股市場在價格發現上是否具有效率性的關鍵因素。該結果符合交易成本假說，即低交易成本的市場在價格發現上具有較佳效率性，然而對台股證券市場價格發現的效率上，市場的流動性所隱含的間接交易成本相對直接交易成本有更顯著的影響力。

參考文獻

- 李志宏（1999），〈新加坡摩根台指期貨與本國台指期貨合約稅制、保證金、漲跌設計之比較〉，指數選擇權指數期貨研討會。
- 杜化宇、王凱蒂（2003），〈台股指數期貨日內價格發現與週日效應型態之研究：初期的證據〉，《東吳經濟商學學報》，第四十三期，頁 41—78。
- 黃玉娟、徐守德（1997），〈台股指數現貨與期貨市場價格動態關連性之研究〉，《證券市場發展季刊》，第九卷第三期，頁 1—27。
- 黃柏凱、張元晨、臧大年（2004），〈影響股價指數期貨定價誤差因素之研究——以台股期貨為例〉，《證券市場發展季刊》，第十六卷，第二期，頁 81—114。

詹錦宏、施介人(2005)，〈台股指數現貨、期貨與選擇權價格發現之研究〉，
《台灣金融財務季刊》，第六卷，第一期，頁31—51。

詹錦宏、蔡建安(2005)，〈台指期貨與摩台指期貨價格發現功能之研究〉，
《管理研究學報》，近期刊登。

謝文良(2002)，〈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。

Booth, G., So, R., & Tse, Y. (1999). Price discovery in the German equity index
derivatives markets. *Journal of Futures Market*, 19, 619-643.

Chakravarty, S., Gulen, H., & Mayhew, S. (2004). Informed trading in stock and
option markets. *Journal of Finance*, 59, 1235-1255.

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, 123-152.

Chu, Q., Hsieh, G., & Tse, Y. (1999). Price discovery on the S&P 500 index
markets: An analysis of spot index, index futures and SPDRs. *International
Review of Financial-Analysis*, 8, 21-34.

Chung, Y. (1991). A transaction data test of stock index futures markets
efficiency and index arbitrage profitability. *Journal of Finance*, 46, 1791-1809.

deJong, F., & Donders, M. (1998). Intraday lead-lag relationships between
futures-options and stock market. *European Finance Review*, 1, 337-359.

Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction:
Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical
work. *Journal of Finance*, 25, 383-417.

Fleming, J., Ostdiek, B., & Whaley, R. (1996). Trading costs and the relative
rates of price discovery in stock, futures and option markets. *Journal of Futures
Markets*, 16, 353-387.

Gwilym, O. (2001). Forecasting volatility for options pricing for the U.K. stock market. *Journal of Financial Management and Analysis*, 14, 56-62.

Hasbrouck, J. (1995). One security, many markets: Determining the contributions to price discovery. *Journal of Finance*, 50, 1175-1199.

Herbst, A., McCormack, J., & West, E. (1987). Investigation of a lead-lag relationship between spot stock indices and their futures contracts. *Journal of Futures Markets*, 7, 373-381.

Hilliard, J., & Schwartz, A. (1996). Binomial option pricing under stochastic volatility and correlated state variables. *The Journal of Derivatives*, 14, 23-39.

Hull, J., & White, A. (1987). The pricing of options on assets with stochastic volatility. *Journal of Finance*, 42, 281-300.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of co-integration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on co-integration-with applications to demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

Kamara, A., & Miller, T. (1995). Daily and intra-daily tests of European put-call parity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 519-539.

Kawaller, I., Koch, P., & Koch, T. (1987). The temporal price relationship between S&P 500 futures and S&P 500 index. *Journal of Finance*, 42, 1309-1329.

Kim, M., Szakmary, A., & Schwarz, T. (1999). Trading costs and price discovery across stock index futures and cash markets. *Journal of Futures Markets*, 19, 475-498.

Merton, R. (1973). The relationship between put and call option prices: Comment. *Journal of Finance*, 28, 183-184.

Mittnik, S., & Rieken, S. (2000). Put-call parity and the informational efficiency of the German DAX-index options market. *International Review of Financial Analysis*, 9, 259-279.

Roope, M., & Zurbrugg, R. (2002). The intra-day price discovery process between the Singapore exchange and Taiwan futures exchange. *Journal of Futures Markets*, 22, 219-240.

Stephan, J., & Whaley, R. (1990). Intraday price change and trading volume relations in the stock and stock option markets. *Journal of Finance*, 45, 191-220.

Stoll, H. (1969). The relationship between put and call options prices. *Journal of Finance*, 24, 319-332.

Stoll, H., & Whaley, R. (1990). The dynamics of stock index and stock index futures returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 441-468.

Subrahmanyam, A. (1991). A theory of trading in stock index futures. *Review of Financial Studies*, 4, 17-51.

Tse, Y. (1998). International linkages in Euromark futures markets: Information transmission and market integration. *Journal of Futures Markets*, 18, 128-149.

Wahab, M., & Lashgari, M. (1993). Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A co-integration approach. *Journal of Futures Market*, 13, 711-742.