

股市訊息與會計訊息的價值攸關性比較 —台灣上市公司之抽樣研究

吳昆霖

國立雲林科技大學財務金融系博士生

崔可欣

南華大學文化創意事業管理學系副教授

摘要

本文根據剩餘所得評價模型，設定含有股票市價、每股盈餘、股東帳面淨值的三元向量誤差修正模型(VECM)，以研究此三變數中有關股票真實價值的訊息含量，同時探討實證文獻中經常以市價代表真實價值作法是否合宜。研究變數之價值攸關性的研究工具包含長期因果關係(long-run causality)以及共同因數權重(common factor weight)二種分析法。根據三產業共十二家公司資料研究顯示，整體而言股東淨值比股票市價含有更高的股權價值訊息內涵，而盈餘之訊息內涵極少。此結果呼應了 Lee(2001)對橫斷面價值攸關性文獻中，經常直接以市價代表價值之研究作法的批評。

關鍵詞：價值攸關性、共同因數、剩餘所得模型、帳面淨值

Value Relevance of Market and Accounting Information Compared: a Research of Selected Listed-companies in Taiwan

Kun-Lin Wu

Department of Finance National Yunlin University of Science and Technology, Ph.D. Student

Ke-Shin Tswei

Department of Cultural& Creative Enterprise Management Nanhua University, Associate
Professor

Abstract

This paper estimates a VECM to assess the value relevance of three variables modeled in the residual income valuation model: equity price, reported earnings, and book value. By learning whether price is more informative than earnings and book value, we can evaluate the adequacy of the common research practice in proxying for intrinsic value using market price. The two research tools used to quantify the information content of variables are the long-run causality and common-factor weight methods. Using data samples from twelve firms across three industries in Taiwan, this research shows that prices overall contain less amount of intrinsic value information compared to that in the book values, while the amount in reported earnings is minimal. This result is in support of the critique by Lee (2001) on proxying for stock value using market price in the literature.

Keywords : value relevance, common factor, residual income model, book value

壹、緒論

近年來台灣受到全自由化市場的影響，金融市場蓬勃發展，因此出現了各式各樣的金融商品，這一金融發展趨勢雖然可以造就多元投資管道但也往往隱含著難以預見的風險。由 2007 年開始美國爆發次級房貸風暴、雷曼兄弟破產、冰島金融危機，以及近年歐洲債信危機所引發的一連串金融面的問題，造成各種金融投資商品連帶受到波及影響，並牽動全球的股票市場指數大幅下挫，台灣也不可倖免捲入這場風暴當中，上市公司的股價瞬間大幅縮水。早期 Fama(1970)提出市場效率假說認為投資人能理性的評估公司價值，但近來多有研究發現，市場中有許多違反市場效率的異常現象，進而興起所謂的行為財務學，針對市場能否評定公司真實價值之議題加以探討。而公司價值的評估工作本身，對公司本體、投資大眾或有關機構法人來說，都是極為重要的議題。

自由化以及跨國資金短期流動興盛，使股價波動較過往大增，用傳統的評價方式可能使功能下降。例如：若是以本益比作為評價參考，台股大盤指數本益比於 2000 年至 2008 年大約是 10 至 40 倍之間，但卻在 2009 年初爆漲至 100 倍以上，而本益比越高代表公司盈餘減少太快而股價來不及修正，或是股價上漲超過盈餘變動幅度，此二種狀況都是顯示價值可能被低估或高估，有可能因為投資人的過度反應或反應不足而造成公司市價與真實價值脫節的情況。財務現價理論指出，股票的真實價值是在投資人應用已知的財務及會計資訊，對未來的異常盈餘之預測的折現值，也就是說公司的真實價值決定於未來的獲利水準與資產期望報酬。投資人可以藉由理論的評價模式中找出公司的真實價值以制定投資決策，對於真實價值大於股票價值的股票就可以持有或買進，相反地對於市價高估的股票就可以賣出。

多數的研究都已經假設股票市價為公司之真實價值，較少著墨在市價是否具有公司真實價值之攸關性，而本文從實證上估計公司的真實價值，並與傳統理論架構之盈餘及淨值之訊息內涵作比較。且從過去的研究發現市價往往不等同於真實價值，因多有市場不具效率的證據，故不宜直接以市價並衡量真實價值。Lee(2001)即指出傳統攸關性研究認定市價代表真實價值的作法值得商榷，若直接假設市價不受到外在雜訊干擾，例如：投資人心理因素、政府政策.....等，會造成偏誤的研究結果。

若從會計變數角度來探討，影響公司價值變化的因素頗多，自 Bell and Brown(1968)研究會計盈餘與股價報酬的關係以來，甚多國內外的研究發現盈餘資訊會反映在股價上，即盈餘有資訊內涵。例如：Beaver, Clark and Wright(1979)以未預期盈餘的分組與累積異常報酬 (CAR) 來檢定其修正幅度，確認盈餘資訊內涵的關係。但在財務領域中，公司盈餘並不是唯一具有攸關價值的變數，如淨值等會計變數，也是具有價值的資訊內涵(Easton and Harris, 1991; Ohlson, 1995)。本篇以市場與會計變數做價值攸關性的探討，是近來漸被廣泛利用剩餘所得評價(Residual Income Valuation, RIV)模型來為評估公司真實價值，此評價模型可以顯示會計變數作為公司價值重要的評價因素。從過去研究可發現，一般而言都以市價、盈餘來檢視公司之真實價值。在 Ohlson(1995)模型建立後，重新定義會計資訊與公司價值的關係，加入帳面價值來評估公司真實價值之內涵程度。

根據上述 RIV 的理論設定股票市價、公司帳面價值、盈餘的三元誤差向量修正模型(VECM)來檢視公司之真實價值內涵程度，並視 Engle and Granger(1987)提出之共整合(Cointegration)變數中的長期共同因數(common factor)為公司真實價值。透過長期因果關係(long-run causality, Granger, 1986)和共同因數權重(Common factor weights, CFW)衡量三變數真實價值資訊內涵，讓投資人認識會計變數的資訊內涵就是本研究的動機。以探討三變數之訊息內涵相對含量程度，與一般研究不同之處在於其他研究多採用橫斷面資料進行實證，則本文採用三產業十二家上市公司的時間序列資料來衡量且探討市價能夠彰顯真實價值的程度多寡，並以市價與盈餘、帳面價值的價值訊息含量做比較。

本研究之實證結果顯示，十二家公司的單根檢定皆屬於I(1)的不穩定序列，符合本研究探討之三變數是否存在長期因果關係之前設條件。在長期共積均衡關係分析中可以發現十二家公司有兩組共積向量，變數間存在一長期共同因數。最後從共同因數權重分析中可以發現樣本公司中淨值與市價佔重要地位分別為六家與五家，而盈餘佔有較高地位的僅有一家公司，此結論與大部分學者所設定之市價較有訊息內涵的研究相異，符合Lee(2001)對預設股價為真實價值的批評。

貳、文獻探討

評定公司價值一般都是從財務報表中搜尋可用的資訊，而在美國發生安隆案和世界通訊假帳案以及台灣近年接連發生的掏空背信事件後，投資人便會開始質疑財務報表中所提供的資訊是否可信，能否據以評估公司的真實價值。眾所周知的現值評價法(present value model)是針對公司未來可能產生之會計盈餘或現金流量求算出現值的總和。但是根據不同理論假說而訂的評價方法會有不同的真實價值估計結果，且除了擷取財務報表的原始數字外，還須經過專業判斷、預測以及經濟數據的調整方能實用。

近年來在會計界中，由股利折現法(DDV)所演變的剩餘所得評價(Residual Income Valuation, RIV)法漸漸在學術圈中佔有一席之地。由 Edwards and Bell(1961)和 Peasnell(1982)所提出的剩餘所得評價原理，主張價值由淨值與未來異常盈餘決定，真實價值取決於未來的超常報酬與現在帳面價值的加總。超常報酬也就是剩餘所得(Residual Income)即投資人在資本市場上所獲得的利潤，扣減其投資的成本後按預期的市場利率計算後的投資利潤的餘額，也就是說剩餘所得是指公司的淨利潤與股東所要求的報酬之差。RI 的算式定義如下：

$$RI_t = X_t - rB_{t-1} \quad (1)$$

其中 X_t 代表每股稅後盈餘、 r 代表固定利率、 B_{t-1} 代表股東權益淨值。因此在剩餘所得的觀念下，企業只有賺取了超過股東要求報酬的淨利潤，才算是擁有剩餘所得，如果只獲得股東要求之報酬，只是獲得正常利潤而以。Lee(1999)認為在一般的形式下 RIV 將公司價值表示為投入的資本(帳面價值)與未來活動產生的剩餘所得折現值兩者的相加。RIV 定義權益評價模型如下：

$$P_t = B_t + \sum_{i=1}^{\infty} B^i E_t(RI_{t+i}) \quad (2)$$

其中 P_t 為第 t 期股價， B_t 為第 t 期股東權益的帳面價值， B^i 假設為 $(1+r)^i$ 也就是折現率，而 E_t 為基於 t 期時可用的資訊，意謂目前股價等於股東權益之帳面價值加上預期未來超常盈餘(剩餘所得)的折現值來表示公司的真實價值。出現在文獻上的剩餘所得模型，即為(1)式的演變，其中資本與剩餘所得流量，是從投資者的角度來定義。RIV 理論是基於淨剩餘關係式(Clean Surplus Relation, CSR)假設，下期末股票價值等於期初帳面價值加當期盈餘減當期股利，使會計盈餘與淨值之會計資訊足以直接用於評估公司價值，經過推導得到(2)式。

Penman(2001)認為剩餘所得評價RIV模型與傳統現金流量折現模型最大的區別為前者強調公司未來賺取超常盈餘能力與資金成本間的對比，兩者之間的差別越大，公司市場價值越高，其價格(P)與帳面價值(B)比率越能提升。反之，企業如盈利能力不能超過資金成本，公司股價就會低於帳面價值，真實反映了資本市場對其公司價值的評估。

一、傳統價值攸關性研究

在瞭解價值攸關性前我們先來介紹有關攸關性評價的文獻與分類，Lo and Lys(2001)將攸關性評價區分為三類，分別是訊息內涵(information content)、評價攸關性(valuation relevance)、價值攸關性(value relevance)三種研究模式。

訊息內涵以 Beaver(1968)的研究為主軸，主要說明訊息的宣告是否會對股價波動有影響，亦即探討在訊息宣告後，訊息內涵的程度是否造成股價的波動。另如陳育季(2009)的研究認為在空頭市場發布好消息或壞消息都會對股價造成負報酬，多頭市場發布的好消息所得到的正報酬比在多頭市場發布壞消息的正報酬高，這代表訊息宣告含有足夠的資訊內涵，足以造成股價波動的效果。評價攸關性(valuation relevance)以 Ball and Brown (1968)為主軸，研究的重點是針對在市場評價的攸關正確性做研究，探討市場評價是否與各類訊息所呈現出的公司真實價值關係一致。價值攸關性(value relevance)研究則以 Ohlson(1995)等為代表，針對彙整性的會計指標做研究，衡量會計報表內的數字是否正確反映公司的真實價值，相關文獻如：方斯央、傅鍾仁(2012)探討台灣 34 號會計公報實施後，資產負債表的帳面價值與損益表的盈餘之相對價值攸關性。本文則同時兼有評價攸關性和價值攸關性研究性質，針對市價與會計衡量變數來找出公司的真實價值訊息內涵，進而評估市價之評價攸關性與會計數字的價值攸關性。

剩餘所得評價模型(RIV)以 Edwards and Bells(1961)和 Peasnell(1982)等研究為出發點，主張價值由現在的淨值與未來的超常盈餘決定，其後陸續出現了甚多以 RIV 為基礎的價值攸關性研究，對淨值或異常盈餘兩會計變數的價值攸關性進行驗證。此類文獻多半把股價設定為公司之真實價值，再以 Theil 建議的增額攸關性(incremental relevance) R^2 判定公式來決定跨期或跨樣本變數的價值攸關性。但如此以市價當做真實價值的作法，等同於直接接受了市場具有資訊效率的假設，也排除了股價本身可能包含雜訊(noisy signal)的可能性。與此對比，Frankel and Lee(1998)研究如何透過會計資訊評估公司的價值以判斷市場的評價攸關性。

關於會計淨值與盈餘兩變數中何者更有助於真實股價的評定，既有研究常有正反互異的發現。以美國做探討對象的研究較常發現盈餘的資訊攸關性低於淨值，例如

Lev(1989)發現盈餘解釋不到 10%的橫斷面美國公司股價報酬。盈餘訊息內涵低的原因，文獻主要歸咎是會計準則的操作空間和人為蓄意扭曲所造成，安隆案即此中廣為人知的事件之一。因此 Lev(1989)主張應該探究盈餘的會計處理規則和作法上的差異是否足以造成盈餘的股價解釋力上的差異。Graham and King(2000)的研究認為即使在排除六個東南亞國家會計實務差異後，淨值仍呈現出在六國中較盈餘為高的攸關性。顏信輝、顏裕芳(2002)研究顯示在類股及大盤股價報酬率較高時，盈餘對股票評價重要性高於淨值，反之當報酬率較低時，盈餘對股票評價重要性低於淨值。國內學者王泰昌(2003)也發現淨值的股價解釋能力高於盈餘，甚至也有高於每股股利解釋力的結果出現。

Alexsandro(2004)研究巴西資產會計帳，以橫斷面的方法分別從股利、帳面價值、和剩餘所得的模型架構去探討對普通股以及特別股的攸關性。在股利與帳面價值模型下發現在普通股較特別股有解釋能力，但在剩餘所得模型下卻是相反的結果，且不顯著，亦即剩餘所得在普通股的攸關性較低。從國家的角度出發，King and Langli(1998)以及 Arce and Mora(2002)研究歐洲國家會計衡量的攸關性發現在市場導向國家中，盈餘增額的攸關性比淨值高，在債權國家則相反。Davis-Friday, Eng and Liu(2006)則發現印尼、泰國、馬來西亞三國的淨值攸關性受到公司治理的因素所影響，盈餘則沒有這個問題，但在亞洲金融風暴期間的資料中盈餘的攸關性有顯著的下降。Ndubizu and Sanchez(2006)也以橫斷面的資料觀察在不同會計準則下的國家之盈餘、帳面價值、通貨膨脹的攸關性，發現幾點結論。盈餘與帳面價值在兩種會計準則底下均有價值攸關性、使用 GAAP 準則的國家其攸關性優於使用 IAS 準則的國家、通貨膨脹的攸關性在使用 IAS 準則的國家較為顯著，亦謂通膨對於公司真實價值較有影響力。Clarkson et al.(2011)採用橫斷面資料，觀察歐洲與澳洲等地國家在強制使用 IFRS 準則前後，其盈餘、淨值的價值攸關性變化。結果發現，在實施 IFRS 準則後澳洲的淨值、盈餘對股價的價值攸關性下降，在歐洲則增加，比實施 GAAP 準則時顯著。表示盈餘與淨值攸關性會隨著會計準則與國家區域而變動。

以上的討論和及既有的多數攸關性研究文獻中，研究設計上是假設股票市價足以衡量公司之真實價值，然而也有甚多實證市場效率和行為財務研究主張股價含有一定的雜訊成分，也就是股價會因資訊失真、預期上的不確定性、或因投資人心理及認知錯誤以及訊息衡量技術失誤等因素，使得股價偏離真實價值，造成價值攸關性下降。Hsu(1996)曾針對攸關性研究中多以市價代表真實價值的作法，會使研究結果可信度受到所處股票市場的效率性左右。Frankel and Lee(1998)發現市價淨值比有助於預測長期橫斷面報酬率，此結果指明市價在長期狀態下有向價值修正的趨勢，同時也隱含市價在短期中和真實價值會有出入。文獻中雖有對於市價是否即為價值的質疑，但實際深入研究解決之道的文章卻不多，其中具有代表性的是 Aboody et al.(2002)的研究，設計出對市價進行調整的統計程式，以控制攸關性研究中可能出現的推論偏誤。本文則實際探討市價的攸關性，並與盈餘和帳面淨值兩變數的攸關性進行比較。

二、時間序列價值攸關性研究

既有的關價值攸關性研究多數是採用橫斷面資料架構，並使用迴歸方法來估計變數之間的解釋能力，部分文獻中則採用追蹤資料(panel data)架構進行探討，使用純粹時間

序列資料和實證模型的研究相對較少。而本文的特色之一即在彌補此點之不足，計劃使用時間序列資料進行訊息變數的價值攸關性評估。

非恆定時間序列架構下的價值攸關性，意指訊息變數和真實價值之間存有長期關係，可由共積(cointegration)檢定確認此關係。根據 Engle and Granger(1987)的定義，若非恆定時間序列變數可予以線性組合成為恆定序列，則稱為這些變數有共積關係。Qi, Wu and Xiang(2000)為使用時間序列資料驗證 RIV 理論的開創者之一，利用 Engle and Granger(1987)二階段共積檢定，確認帳面淨值及剩餘所得與股價之間的共積關係長期均衡關係，支持了 RIV 所主張公司價值以淨值(價值)和超常盈餘(RI)為重要因素的論點。

Lee et al.(1999)也使用股價的時間序列資料和模型，利用數個理論評價模型估算價值，並以股價比較這些模型的價值指標正確性，驗證股價和理論價值之間的共積關係，研究指出 RIV 理論對 DJIA 指數 30 檔個股在統計上有可靠的預測能力。Jiang and Lee(2005)也有相似的論點，指出 RIV 評價理論對 Dow Jones 和 S&P500 指數有良好的配適能力。Lee(2006)的研究則根據 RIV 設定並估計向量自我迴歸模型(VAR)，發現淨值報酬率以及市價淨值比皆為恆定序列，隱含了市價和淨值共積以及盈餘和淨值共積兩種長期均衡關係。郭貞吟(2009)的研究進行 Campbell and Shiller(1987)的「VAR 跨方程式限制檢定」，探討 RIV 理論是否適用於台灣股市評價，她分別估計了二元和三元的 VAR，結果發現二元 VAR 檢定支援 RIV 可以解釋台股大盤和五大產業指數股價變動的假設，較適用於台股評價，但使用三元 VAR 檢定則不支援 RIV 和台股評價原理相容的假設，實證上未能獲得一致的 RIV 適用於台股評價的結論。

MacDonald and Power(1995)以 Johansen 法檢定股價、股利、保留盈餘的共積關係，發現股價與股利沒有長期均衡關係，但股價、股利、保留盈餘有共積關係，表示盈餘係公司未來獲利的較佳衡量指標。Willett(2003)針對單一公司 48 年度資料進行 VECM 估計，得到淨值對股價有較良好短期解釋與預測能力的結果，亦即發現淨值的攸關性高於盈餘，支援了剩餘所得理論。但 Willett and Falta(2006)比較橫斷面的各種會計資料與市值間時間序列共積關係，卻發現盈餘較淨值對股價有更高的解釋力，亦即盈餘的攸關性要比淨值更高，支持了盈餘資本化(earnings capitalization)的評價原理。

參、研究設計與模型建構

本篇研究係應用 RIV 的理論設定股票市價、公司帳面價值、盈餘的三元誤差向量修正模型(VECM)，同時從評價攸關性與價值攸關性兩種角度出發，來檢視公司市價與會計變數之真實價值訊息內涵。將視 Engle and Granger(1987)之共整合(Cointegration)變數體系中的長期共同因數(common factor)表示公司的真實價值，並使用長期因果關係檢定(long-run causality, Granger, 1986)和共同因數權重(Common factor weights, CFW)衡量三變數之間之真實價值資訊內涵。

一、剩餘所得評價(Residual Income Valuation, RIV)模型之長期均衡關係

本研究仿效 Lee(1996)的作法，以 Ohlson(1991, 1995)的 RIV 評價模型做為實證研究的

理論基礎。RIV主張股價是以淨值與預期未來剩餘所得的現值衡量，此不同於傳統評價方法所著重的股利或現金流量，而是強調使用盈餘及股東帳面淨值兩會計變量來評估公司價值。但若細究RIV之根源，可發現此模型和DDV原理相同，即兩模型可以相互推導求得對方。DDV模型主張股價是由未來股利的現值所決定，模型可表示如下：

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t(D_{t+i}) \quad (3)$$

其中 E_t 為依據 t 期資訊所求期望值， P_t 為第 t 期股價， D_t 為第 t 期的股利， β 為折現率，由 $\beta=(1+r)^{-1}$ 所定義，故和風險調整後的股東要求報酬率 r 有關。

RIV模型則可表示如下：

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t(R_{t+i}) \quad (4)$$

即(3)式中所求 D_t 在剩餘所得模型中會代換成 RI_{t+i} 之期望值，求出未來預期剩餘所得的折現值後，須再加上第 t 期股東帳面價值 B_t 方能估出 t 期股價應，亦即RIV主張股價等於帳面價值加上未來超常盈餘之折現值。Bernard(1995)指出RIV不受會計方法上有不同選擇而影響，長期下計算所得之現值皆可以反映投資人的經濟權益價值。

(Campbell and Shiller, 1987)主張類似DDV的現值理論模型會隱含著變數間的長期均衡關係，據此設定了股價與股利之共積關係之實證模型。Jiang and Lee(2005)套用此概念於RIV模型上，設定了股價(P)、股東權益(B)、剩餘所得(RI)之間的共積關係，定義其為價差 S_t ，表示如下：

$$S_t = P_t - B_t - \theta RI_t \quad (5)$$

亦即價差乃是股價和淨值間的差額($P_t - B_t$)與剩餘所得(RI)合成的線性組合。Jiang and Lee(2005)再利用(5)將(4)改寫為

$$S_t = (1 + \theta) \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t(\Delta R_{t+i}) \quad (6)$$

式(4)與式(6)雖然形式不同，但兩者都是源自RIV評價理論的精確定價公式，而(6)式對時間序列研究的一項重要涵義，是其有助於顯示式(5)中的價差是一恆定的均衡關係。亦即，若 ΔRI_t 具有恆定性質，則(6)式等號左邊亦為恆定，因此式(5)價差 S 中的 P 、 B 、 RI 三項變數之間存在共積關係。

本文根據RIV理論建構實證模型，但將仿照Tswei(2013)作法，將剩餘所得變數替換成盈餘變數 X ，藉以觀察股價、股東權益、盈餘間的長期均衡關係。此三變數之間的關聯也類似式(5)，可用一恆定價差表示如下：

$$S_t^* = P_t - \beta_1 B_t - \beta_1 X_t \quad (7)$$

式(7)雖看似為單獨的一組共積關係，但也和兩組共積並立的情況相容。三變數間若

是僅有一組共積，此情況隱含變數間存有二兩項代表價值動因的共同因數或長期趨勢。但傳統現值評價理論模型大都只有單項的價值動因，如盈餘、股利、或是現金流量任一項，如此則隱含變數間有兩組共積關係。

本文假設是三變數間存有兩組共積，意謂變數間存在唯一的長期共同因數 (Permanent Common Factor Weight)，因此可以將任何兩變數予以線性組合以使長期因素抵消，該組合便成為短暫恆定序列。例如 P 與 X、P 與 B、或 B 與 X 三種線性組合都可成為共積關係，但三組共積中只有兩組線性獨立，也就是第三組可由另二組再予以組合得到。至於系統在實證上最終的共積關係數目是多少，本文將使用 Johansen(1991)的共積秩數檢定來判斷和確認。

二、共積關係與向量誤差修正(VECM)模型檢定

Campbell and Shiller(1987)和 Jiang and Lee(2005)採用 VAR 做為股市評價研究的實證模型，其目的在於應用 VAR 中的跨式方程式來檢定評價理論與股市數據間的相容度。本文不進行限制式檢定，而是在利用變數之長期均衡和短期動態過程來探討變數的價值訊息內涵程度，因此使用能夠估計長期關係的向量誤差修正模型(VECM)，其模型如下：

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha\beta' + \Gamma(L) \Delta X_t e_t \\ &= \Pi X_{t-1} + \Gamma(L) \Delta X_t e_t \end{aligned} \quad (8)$$

就三元 VECM 而言， ΔX_t 代表 3×1 的序列差分向量， e_t 是 3×1 的誤差項， α 為差分序列之誤差修正速度， $\beta'X_{t-1}$ 敘述變數間均衡關係之誤差， 3×3 矩陣 Π 定義為 $\Pi = \alpha\beta'$ ，其中 α 、 β 的矩陣大小是 $3 \times r$ ， r 代表秩數(rank)或共積向量組數。本文將以 Johansen(1991)的共積檢定法決定秩數，以確定共積組數是 1 或 2。共積檢測的統計量包含 max-eigenvalue 和 trace 兩種，在不同秩數虛無假設下皆呈卡方分配。本文不同於 Qi et al.(2000)和 Jiang and Lee(2005)之設定三變數之中僅有一個共積關係，而預設 RIV 理論隱含三變數間含有兩組共積關係和誤差調整係數，亦即三變數間只有單一長期共同因數決定股票基本面價值。

本文因主要利用 VECM 探討長期均衡關係，所以此後之討論將忽略式(8)中的短期調整項 $\Gamma(L)\Delta X_{t-1}$ 。在兩組共積假設之下，向量的長期特性可僅以下式表示：

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta x_t \\ \Delta b_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{p1} & \alpha_{p2} \\ \alpha_{x1} & \alpha_{x2} \\ \alpha_{b1} & \alpha_{b2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_1 \\ 0 & 1 & \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ x_{t-1} \\ b_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^x \\ e_t^b \end{bmatrix} \quad (9)$$

其中兩個共積向量各有一係數標準化為 0，另一係數設為 1。 β 所表示的共積關係若通過檢定，即可推論式(7)呈現的 RIV 長期均衡得到實證支持。

三、長期因果關係與變數訊息內涵分析

自從 Engle and Granger(1987)證明共積關係皆可以某種誤差修正模型表示後，就有大量的研究應用 VECM 來檢驗及估計變數間的長期均衡關係、均衡調整過程，進而分析變數間的長期因果關係。Granger(1986)的長期因果分析程式主張首先應將各變數對應相同均衡誤差之修正係數取絕對值進行比較，數值越小代表均衡狀態受此變數影響最大，反之數值越大代表訊息內涵越少，因此其向長期均衡調整的程度就越大。早期應用長期因果分析的財務研究以價格發現主題為大宗，例如 Pizzi et al(1998)之針對 3 至 6 個月後到期的 S&P500 指數期貨與現貨估計 VECM，並以其價格變動的誤差調整係數相對大小做比較，推論期貨指數對現貨有長期因果影響，因此期貨之資訊內涵超過現貨指數。

進行長期因果分析時，如能將式(9)中 α_{x1} 與 α_{b2} 標準化為零，則長期因果關係推論就可以透過觀察誤差調整係數大小比較完成。在此以下式為例說明：

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta x_t \\ \Delta b_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.17 & 0.36 \\ 0 & -0.66 \\ -0.02 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} & -b_{t-1} \\ x_{t-1} & -b_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^x \\ e_t^b \end{bmatrix} \quad (10)$$

長期因果分析的第一步是將三變數於 α 中對應同一均衡誤差的誤差調整係數取絕對值，數值越小代表其長期訊息對公司之價值貢獻度越高。在本例中資訊貢獻的排序大小為淨值大於市價又大於盈餘，此乃先根據第一欄調整向量中 $|-0.17| = 0.17 > |-0.02| = 0.02$ 得知淨值貢獻度大於市價，再由第二欄調整向量 $0.36 < |-0.66| = 0.66$ 得知表示市價貢獻度高於盈餘，進而推論之長期因果關聯和資訊內涵高低排序。

另根據 Johansen and Juselius(1992)，如某一變數之對應兩均衡誤差的調整係數雙雙為零，此變數定義為具有弱式外生性(weak exogeneity)，此變數將主導變數間的長期均衡，對其他變數有單向長期因果影響，為唯一具有真實價值資訊內涵的變數。再舉一例說明此情況，若 α 數值如下：

$$\alpha = \begin{bmatrix} -0.35 & 0 \\ 0 & 0.06 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (11)$$

則股東淨值有弱式外生性，是變數間長期均衡和共積關係的完全決定者，股票市價和會計盈餘完全不具備任何真實價值的訊息內涵，任何均衡誤差之產生都是市價與盈餘偏離淨值所造成，因此市價與盈餘將不斷向淨值修正，而淨值始終不會向市價或盈餘修正，誤差修正完成時，市價與盈餘就回復到淨值所決定的正確均衡價值水準。

四、共同因數權重分析

另一個和上節中誤差修正係數比較作用類似的方法，是 Gonzalo and Granger(1995)

所提出的共同因數權重(common factor weight, CFW)分析架構，可計算各變數的基本面價值訊息貢獻度數值。其理論架構模型表示如下：

$$y_t = \theta f_t + e_t \quad (12)$$

y_t 是 3×1 的變數向量， f_t 是對 y_t 有永久性影響的共同因數，衡量長期因數對個別變數影響的是 3×1 係數向量 θ ， 3×1 向量 e_t 是變數的短暫成分，其影響僅存續於短期。共同因數之由來可再陳述為 $f_t = \Psi' y_t$ ，其中 Ψ' 為 3×1 組成係數向量，說明共同因數 f_t 如何由變數向量 y_t 組合而成。再將共同因數組合向量 Ψ' 標準化，使其元素總和為 1，標準化過程表示如 $\delta = (\Psi' \mathbf{1})^{-1} \Psi'$ 且 $\delta \mathbf{1} = 1$ ，此 3×1 向量 δ 就可做為三變數對長期因數的組成貢獻指標，稱為共同因數權重，個別指標總和為 1。對式(10)中係數值做延續分析，可得到三變數對應的 CFW：

$$\delta' = [0.0848 \quad 0.5916 \quad 0.3237]$$

由此得知，此個體之盈餘的共同因數權重大於淨值與市價，且市價的共同因數權重最低，因此價值攸關性或價值訊息的貢獻度排序為：盈餘>淨值>市價。

如前所言，CFW 指標於金融市場各領域研究的應用廣泛，例如 Rosenberg and Traub (2006)發現以德國馬克、日圓、瑞士法郎、以及英鎊兌美元匯價而言，外匯期貨相較於即期市場含有更多匯率基本面訊息。Tse et al.(2006)則發現以電子交易歐元而言，匯率期貨價具有較豐富的匯價訊息內涵，但對日圓而言則是即期市場匯價訊息量較高。郭政良(2007)針對香港、澳洲、日本在美國發行存託憑證(ADR)進行價格發現研究結果顯示，無論在 ADR 開盤價與現股收盤價的比較，或是現股開盤價與 ADR 收盤價的部分。都顯示出標的股所屬的國內市場訊息涵量較高，即港澳日的當地市場有著比美國市場更好的資訊掌握度與反應能力。

肆、實證結果分析

本節在實證結果分析中，首先介紹變數資料來源和敘述統計，其次利用第三節敘述之方法，實證估計和檢定資料和模型，最後做實證結果分析，判斷股票市價、盈餘、淨值三變數之真實價值訊息內涵。

一、變數說明與資料處理

郭貞吟(2009, 2010)以台股加權股價指數和產業指數為研究對象，因此可能僅得以觀察產業或整體證券市場的趨勢而難以明確觀察個股的評價特性。為此本研究分別針對食品、塑膠、紡織產業，從台灣 50 指數成分股中選取股本較大且在市場上流通性高的 4 家公司作為實證研究對象。由於是針對个股做研究，並且考量到期數不足可能會產生衡量誤差和結論偏誤，因此採用 1990 年第 1 季至 2013 年第 3 季，跨越 23 個年度之季資料為樣本，其中僅中石化因掛牌時間較晚，期間從 1992 年第 1 季至 2013 年第 3 季，共 12 家公司之股價、盈餘、淨值資料季觀察值共計 1132 筆，資料取自台灣經濟新報資料

庫(TEJ)。變數中股價代號設為 P，定義為證券交易所發布之各季底股價，再予以除權息調整，並將三變數的時間序列資料使用消費者物價指數進行調整，使其具備一致的長期實證比較基礎。盈餘變數代號設為 X，表示公司每季之每股盈餘(EPS)，淨值變數為 B，為每季公布之公司股東權益每股帳面淨值(BVPS)。

表 1 呈現 3 產業 12 家公司的時間序列資料的敘述性統計值。首先發現大部分公司的股價平均值比淨值高的情況，顯示其市價淨值比大於 1，高市價淨值比代表股東獲利水準高，從生產、銷售、經營、技術、服務、市場佔有率等各層面匯聚的綜效優異，使市場賦予股權較高價值。再者，全部公司股價的變異係數皆比淨值來的高，因此股價的波動程度比淨值的波動程度大，除了市場本質受其參與者評價分歧和高度敏感反應之外，和淨值乃受長期經營績效影響因而波動低有關。此外，將盈餘與股價之變異係數相比，可以發現各股的盈餘變異係數值皆高於股價變異係數，其比值在 2 倍以上的公司有味全、味王、聯華、中石化、新纖、福懋、南紡，介於 1 至 1.5 倍的公司有統一、台塑、南亞、台化、遠東新，顯示了樣本期間盈餘有高度變異的特質。

表 1 原始序列之敘述統計量

公司	股價(P)				盈餘(X)				淨值(X)						
	平均數	中位數	標準差	資料變異係數 數目	平均數	中位數	標準差	資料變異係數 數目	平均數	中位數	標準差	資料變異係數 數目			
味全(1201)	18.24	16.37	11.39	95	0.62	0.03	0.11	0.47	95	14.75	8.53	8.48	2.33	95	0.27
味玉(1203)	13.68	14.58	7.37	95	0.54	0.06	0.08	0.36	95	5.64	10.42	10.61	1.85	95	0.18
統一 (1216)	11.01	6.71	9.67	95	0.88	0.20	0.13	0.18	95	0.89	6.29	6.40	2.92	95	0.46
聯華 (1229)	8.00	7.60	3.52	95	0.44	0.18	0.15	0.17	95	0.98	10.23	8.85	4.20	95	0.41
台鹽 (1301)	21.72	14.46	17.94	95	0.83	0.52	0.34	0.57	95	1.09	14.20	11.48	9.79	95	0.69
南亞(1303)	21.70	14.84	15.72	95	0.72	0.46	0.29	0.48	95	1.05	13.79	13.19	8.80	95	0.64
中石化(1314)	8.41	7.91	5.01	87	0.60	0.08	0.05	0.36	87	4.56	7.36	7.12	2.00	87	0.27
台化(1326)	20.30	9.13	19.13	95	0.94	0.56	0.39	0.73	95	1.29	15.88	12.42	10.92	95	0.69
遠東新 (1402)	11.26	8.25	7.44	95	0.66	0.19	0.14	0.17	95	0.92	9.08	8.11	4.08	95	0.45
新纖(1409)	7.26	7.05	3.67	95	0.51	0.06	0.06	0.13	95	2.30	6.66	6.38	1.83	95	0.28
福懋(1434)	9.65	7.29	5.41	95	0.56	0.25	0.20	0.32	95	1.27	12.81	9.34	7.49	95	0.58
南紡 (1440)	8.69	8.07	4.25	95	0.49	0.08	0.09	0.14	95	1.71	9.07	9.49	1.43	95	0.16

二、時間序列檢定之結果

使用股票的三元誤差修正(VECM)模型之前必須先對所選之變數進行單根檢定，以檢驗變數為穩定或不穩定序列。本節使用 Dickey-Fuller(1979)之 ADF 單根檢定來驗證市價、公司帳面價值、盈餘變數是否為非定態序列，以確定適宜應用 VECM 進行檢定以及估計變數之長期關係。ADF 模型最適落後期數以 AIC 值最小者作選取準則，檢定出單根表示序列性質為非恆定，此時須確認整合階次並對差分項再進行單根檢定，直到成為穩定序列為止。

(一)單根檢定之結果

表 2 至表 4 呈現變數的單根檢定結果，發現 12 家公司的股價、盈餘、淨值資料皆為不穩定序列。將變數取一階差分則發現可在 1% 至 10% 水準下拒絕單根虛無假設，確認序列的整合階次為 1 的 I(1) 序列，進而可接續檢測確認序列間是否存在呈現長期均衡的共積關係。

(二)長期共積均衡關係

根據式(7)呈現的剩餘所得評價(RIV)理論關係，非恆定的股價、盈餘、淨值之間可存在至少一個線性組合可成為穩定序列，但共積關係最多只能存在二組。本文應用 Johansen(1991)共積秩數檢定決定三變數間存在的共積關係組數，若拒絕只有一組共積關係假設，即滿足有二組共積向量推論。

表 5 呈現共積秩數檢定結果，得到多數公司秩數為 2 的推論，且軌跡檢定與最大特性根檢定的發現大致相同，僅聯華與遠東新的軌跡檢定超過但近似於 10% 顯著水準，但仍將所有樣本公司資料設定為包含兩組共積向量，變數間存在單一的代表基本面的價值動因或長期共同因數。

(三)誤差修正模型(VECM)與長期因果關係檢定結果

本研究預設 RIV 理論隱含三變數之中含有兩組共積關係，為求均衡調整係數的解釋與長期因果關係分析更便利清楚，將標準化二共積向量都使各向量僅含二變數，以得到市價與淨值之共積以及市價與盈餘之共積。表 6 至表 17 中之 A 表為各公司原始 VECM 估計的長期參數，B 表呈現對 A 表 VECM 中不顯著誤差修正係數予以限制為 0 的估計結果，兩表中誤差修正模型的最適落後期數和先前共積檢定所採用模型之落後期數相同。由於十二家公司出現多種類型的變數訊息內涵排序，因此依序對個別排序公司結果進行分析。

首先對味王與統一的 VECM 結果進行分析，研究顯示二共積關係的估計都高度顯著。表 7B 中的限制 VECM 估計設定兩個誤差修正係數 α_{x1} 、 α_{x2} α_{b1} 為 0，所得之卡方分配之 P 值在 10% 的顯著水準下不拒絕限制式。從聯華針對第一組均衡誤差的修正型態可以發現，僅有股價單獨進行修正，也就是說該變數對共同的真實價值訊息內涵程度為最低。且從第二組均衡誤差修正型態比較，股價的修正係數值約為淨值的三倍，但盈餘並無修正，代表盈餘有完全訊息內涵。而統一與味王不同之處在於的一組均衡誤差修正中盈餘也進行修正，且從表 8B 中可以看出股價的修正程度約為盈餘的六倍，顯示盈餘

大於股價的資訊內涵，而在第二組均衡誤差修正中股價不進行修正，僅盈餘與淨值進行修正，且淨值的值比盈餘略高，顯示盈餘的資訊內涵與淨值還高。故味王與統一經過二組誤差調整向量可以計算出三變數的 CFW 值分別為(0, 1, 0)與(0.15, 0.63, 0.22)，確認上述的盈餘資訊內涵大於淨值與股價擁有的內涵之結果。

表 9、表 12、表 15、表 17 分別為聯華、中石化、新纖、南紡的 VECM 估計結果，分析發現四家公司的共積關係的估計都高度顯著。表 9B 和 17B 進行 VECM 限制式之估計，分別設定 4 個與 3 個誤差調整係數值為 0，表 12B 和表 15B 則設定 2 個誤差調整數值為 0，其概似比率統計量之卡方分配 P 值在 10% 顯著水準下不拒絕限制式。表 9B 顯示聯華股價不對第一組均衡誤差修正，意味當股價與淨值間出現均衡誤差時，只有淨值進行修正，因此長期而言，資訊是由股價擴散至淨值，即股價和淨值的共同資訊內涵皆來自股價。對第二組的淨值價與盈餘間長期關係而言，也僅有盈餘對此均衡誤差進行修正，意味股價同樣是此長期關係的主導變數。由於股價對兩個均衡誤差皆不修正，符合式(11)述說之情況，即股價具備弱式外生性。南紡與聯華的不同之處，在於前者的淨值和盈餘都對第一組均衡誤差進行修正，相同的是股價都是最主要的價值資訊來源。而中石化和新纖則是盈餘與淨值同時對股價進行修正，故四家公司求算三變數的 CFW 值得到(1, 0, 0)，確認股價是三元 VECM 中唯一資訊來源，盈餘或淨值短期會偏離股票所呈現的基本面價值，而長期均衡會在盈餘與淨值完成誤差修正後恢復。

最後對味全、台塑、南亞、台化、遠東新、福懋六家公司做限制 VECM 估計，設定特定均衡誤差修正係數值為 0，結果顯示六家公司有淨值的弱式外生性，其 CFW 值為(0, 0, 1)，代表淨值相較於股價與盈餘有完全訊息內涵。

(四)共同因數權重分析

根據以上 6 家公司的限制之下 VECM 結果，其所顯示的長期因果關係走向與共同因數權重(CFW)指標整理於表 18。根據共積理論和共同因數模型，長期因果影響分析和共同因數權重指標兩方法所呈現的三變數訊息內涵排序高低應相同，而綜合兩方法所得結果的確可得到淨值的股權價值訊息內涵可能優於股價的推論。

首先，長期因果影響型態顯示聯華、中石化、新纖、南紡有股價對盈餘、和股價對淨值的單向影響，確認了股價的基本面資訊的獨佔地位。味全、台塑、南亞、台化、遠東新、福懋則是淨值對盈餘、和淨值對股價的單向影響，顯示了淨值為單一的真實價值資訊來源。味王則是有盈餘對股價、和盈餘對淨值的單向影響，統一除了與味王有相同的長期因果型態之外，另出現了盈餘對股價的長期因果影響。

共同因數權重資料顯示淨值完全決定股權價值的有味全、台塑、南亞、台化、遠東新、福懋，股價完全決定股權價值的有聯華、中石化、新纖、南紡，而統一與味王的盈餘佔有較多訊息內涵。總結根據共同因數權重分析得知，十二家公司股權價值的貢獻程度中，以淨值訊息內涵佔重要地位的公司有六家為最多，其次為股價，有四家公司，盈餘的訊息內涵最低只有二家公司。此種淨值訊息內涵大於盈餘的結果與多數文獻發現一致，但淨值的訊息內涵可能高於股價結果就與既有文獻不同，本文甚且發現淨值訊息內涵較高的公司數還多於市價訊息內涵較高之公司數，此與大部分學者所設定之市價為真

實價值之作法相勃，但呼應了 Lee(2001)對許多實證研究之預設股價為真實價值作法的批判。此結果也與文獻中 De Bondt and Thaler(1985)認為投資人過度重視近期資訊而忽略長期基本面訊息的主張相容。此一投資行為會使得市場對近期資訊反應過度或不足，即股價超漲或超跌偏離真實價值，反映出投資人對資訊判斷處理有偏差的過度自信現象，市場須經過時間修正判斷偏誤以逐漸回歸至真實價值。

表 2 股價之單根檢定結果(ADF)

公司	ADF(level)			ADF(一階差分)		
	含截距項	無截距項 與趨勢值	最適落後 期數	含截距項	無截距項 與趨勢值	最適落後 期數
味全(1201)	-1.9845 (0.2931)	-0.5955 (0.4567)	5	-5.3104*** (0.0000)	-5.3321*** (0.0000)	4
味王(1203)	-5.4008 (0.1125)	-3.1613* (0.0619)	0	-13.9179*** (0.0000)	-14.0433*** (0.0000)	0
統一(1216)	2.0273 (0.9999)	2.9320 (0.9991)	0	-9.3360*** (0.0000)	-8.9430*** (0.0000)	0
聯華(1229)	-3.8845 (0.8963)	-0.1846 (0.6171)	1	-13.0709*** (0.0000)	-13.1411*** (0.0000)	0
台塑(1301)	3.0499 (1.0000)	4.4181 (1.0000)	10	-5.5503*** (0.0000)	-6.0769*** (0.0000)	8
南亞(1303)	0.3223 (0.9782)	2.1019 (0.9912)	10	-5.0382*** (0.0000)	-6.4504*** (0.0000)	2
中石化(1314)	-2.2217 (0.2003)	-0.6781 (0.4203)	2	-5.2859*** (0.0000)	-5.3075*** (0.0000)	2
台化(1326)	2.2692 (0.9999)	3.5148 (0.9999)	9	-7.0139*** (0.0000)	-6.8120*** (0.0000)	1
遠東新(1402)	-0.3793 (0.9072)	0.7489 (0.8743)	4	-7.0141*** (0.0000)	-6.9127*** (0.0000)	3
新纖(1409)	-3.9581 (0.3824)	-0.8380 (0.3503)	2	-9.7909*** (0.0000)	-9.8528*** (0.0000)	1
福懋(1434)	0.7314 (0.9922)	1.6443 (0.9750)	6	-5.5120*** (0.0000)	-5.2785*** (0.0000)	5
南紡(1440)	-3.8909 (0.1114)	-1.8008* (0.0684)	0	-10.2962*** (0.0000)	-10.3762*** (0.0000)	0

註:1.ADF 單根檢定法依 AIC 準則選擇最適期數

2.ADF 單根檢定值使用 t 統計量表示

3.***表示 1%顯著水準；**代表 5%顯著水準；*代表 10%顯著水準

4.括弧內數字代表是 Prob

表 3 盈餘之單根檢定結果(ADF)

	ADF(level)			ADF(一階差分)		
	含截距項	無截距項 與趨勢值	最適落後 期數	含截距項	無截距項 與趨勢值	最適落後 期數
公司						
味全(1201)	-1.6706 (0.4424)	-1.6659 (0.1103)	8	-21.0943*** (0.0000)	-21.2079*** (0.0000)	0
味王(1203)	-2.5058 (0.1176)	-2.4216** (0.0158)	7	-15.1030*** (0.0001)	-15.1855*** (0.0000)	0
統一(1216)	-1.4382 (0.5602)	1.8583 (0.9844)	3	-5.4666*** (0.0000)	-11.1828*** (0.0000)	2
聯華(1229)	-1.8668 (0.3465)	-0.7091 (0.4070)	3	-11.4022*** (0.0000)	-11.4515*** (0.0000)	2
台塑(1301)	-1.0115 (0.7460)	0.1804 (0.7361)	11	-6.2296*** (0.0000)	-6.1645*** (0.0000)	10
南亞(1303)	-1.4218 (0.5679)	-0.4466 (0.5184)	10	-5.9488*** (0.0000)	-5.9724*** (0.0000)	9
中石化(1314)	-3.4515** (0.0118)	-3.5876** (0.0369)	1	-13.4771*** (0.0001)	-13.4023*** (0.0000)	0
台化(1326)	-1.1268 (0.7019)	-0.1532 (0.6278)	11	-5.8453*** (0.0000)	-5.8330*** (0.0000)	10
遠東新(1402)	-0.5774 (0.8690)	0.5941 (0.8428)	11	-3.5988*** (0.0078)	-3.5083*** (0.0006)	11
新纖(1409)	-2.0706 (0.2572)	-1.6072 (0.1014)	7	-9.3629*** (0.0000)	-9.4084*** (0.0000)	3
福懋(1434)	-2.7900* (0.0639)	-0.8960 (0.3252)	10	-5.1931*** (0.0000)	-5.2284*** (0.0000)	9
南紡(1440)	-1.7428 (0.4062)	-0.9605 (0.2983)	11	-6.8807*** (0.0000)	-6.9272*** (0.0000)	9

註:1.ADF 單根檢定法依 AIC 準則選擇最適期數

2.ADF 單根檢定值使用 t 統計量表示

3.***表示 1%顯著水準；**代表 5%顯著水準；*代表 10%顯著水準

4.括弧內數字代表是 Prob

表 4 淨值之單根檢定結果(ADF)

	ADF(level)			ADF(一階差分)		
	含截距項	無截距項 與趨勢值	最適落後 期數	含截距項	無截距項 與趨勢值	最適落後 期數
公司						
味全(1201)	-0.8486 (0.8002)	0.4280 (0.8042)	0	-9.9367*** (0.0000)	-9.9394*** (0.0000)	0
味王(1203)	-1.5244 (0.5170)	0.4117 (0.8001)	0	-9.8258*** (0.0000)	-9.8272*** (0.0000)	0
統一(1216)	0.0829 (0.9627)	1.8828 (0.9852)	8	-7.9491*** (0.0000)	-7.9836*** (0.0000)	6
聯華(1229)	2.0946 (0.9999)	3.6338 (0.9999)	10	-4.7707*** (0.0002)	-5.4840*** (0.0000)	1
台塑(1301)	0.1712 (0.9693)	2.0958 (0.9911)	6	-6.2408*** (0.0000)	-6.2854*** (0.0000)	11
南亞(1303)	-0.3680 (0.9090)	1.7845 (0.9816)	6	-7.1697*** (0.0000)	-7.2288*** (0.0000)	10
中石化(1314)	-1.1784 (0.6806)	0.7563 (0.8756)	1	-7.8802*** (0.0000)	-7.8427*** (0.0000)	0
台化(1326)	0.4403 (0.9836)	2.3137 (0.9949)	9	-4.5674*** (0.0000)	-4.5905*** (0.0000)	4
遠東新(1402)	1.1693 (0.9978)	3.1328 (0.9995)	9	-3.6075*** (0.0075)	-5.5418*** (0.0000)	8
新纖(1409)	0.2453 (0.9741)	1.7956 (0.9821)	0	-8.7231*** (0.0000)	-8.4973*** (0.0000)	0
福懋(1434)	-0.5968 (0.8653)	0.8828 (0.8977)	0	-8.4109*** (0.0000)	-8.3000*** (0.0000)	0
南紡(1440)	-1.7991 (0.3787)	1.4757 (0.9646)	9	-2.9457** (0.0443)	-2.3504*** (0.0000)	7

註:1.ADF 單根檢定法依 AIC 準則選擇最適期數

2.ADF 單根檢定值使用 t 統計量表示

3.***表示 1%顯著水準；**代表 5%顯著水準；*代表 10%顯著水準

4.括弧內數字代表是 Prob

表 5 共積秩數檢定

秩數虛無假設	軌跡檢定		最大特性根檢定		秩數虛無假設	軌跡檢定		最大特性根檢定	
	t統計量	p-value	t統計量	p-value		t統計量	p-value	t統計量	p-value
公司					中石化(1314)				
None	56.5129***	0.0000	36.3748***	0.0002	None	68.2582***	0.0000	43.4107***	0.0001
r ≤ 1	20.1381***	0.0093	18.5028**	0.0101	r ≤ 1	24.8475*	0.0667	18.7827*	0.0610
r ≤ 2	1.6352	0.2010	1.6352	0.2010	r ≤ 2	6.0649	0.4521	6.0649	0.4521
聯王(1203)					台化(1326)				
None	39.1609***	0.0031	24.8838***	0.0141	None	66.1883***	0.0001	37.6654***	0.0009
r ≤ 1	14.2771*	0.0756	12.5281*	0.0924	r ≤ 1	28.523**	0.0228	20.5663**	0.0336
r ≤ 2	1.7490	0.1860	1.7490	0.1860	r ≤ 2	7.9566	0.2552	7.9566	0.2552
統一(1216)					遠東新(1402)				
None	75.1343***	0.0000	52.1550***	0.0000	None	52.8397***	0.0003	35.5771***	0.0004
r ≤ 1	22.9793***	0.0206	15.7626*	0.0524	r ≤ 1	17.2826	0.1223	14.4483*	0.0831
r ≤ 2	7.2167	0.1154	7.2167	0.1154	r ≤ 2	2.8343	0.6121	2.8343	0.6121
聯華(1229)					新纖(1409)				
None	51.7750***	0.0004	45.135***	0.0002	None	63.8721***	0.0001	35.7415***	0.0018
r ≤ 1	6.6400	0.9186	4.7248	0.9109	r ≤ 1	28.1306**	0.0257	23.92**	0.0102
r ≤ 2	1.9152	0.7945	1.9152	0.7945	r ≤ 2	4.2106	0.7115	4.2106	0.7115
台塑(1301)					福懋(1434)				
None	53.6695***	0.0000	40.9077***	0.0000	None	65.7367***	0.0000	49.9181***	0.0000
r ≤ 1	12.7619**	0.0422	12.7562***	0.0267	r ≤ 1	15.8186**	0.0447	14.8563**	0.0403
r ≤ 2	0.0056	0.9508	0.0056	0.9508	r ≤ 2	0.9623	0.3266	0.9623	0.3266
南亞(1303)					南紡(1440)				
None	70.9123***	0.0000	50.1597***	0.0000	None	64.4498***	0.0000	43.149***	0.0000
r ≤ 1	20.7526**	0.0428	18.115**	0.0220	r ≤ 1	21.3008**	0.0359	16.9461**	0.0341
r ≤ 2	2.6376	0.6503	2.6376	0.6503	r ≤ 2	4.3547	0.3619	4.3547	0.3619

註 1.***表示 1%顯著水準**代表 5%顯著水準*代表 10%顯著水準
2.皆採用無截距項與趨勢

表 6 味全之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果				Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 兩均衡的向量誤差修正模型				1. 兩均衡的向量誤差修正模型					
共積向量	C	P_{r-1}	X_{r-1}	B_{r-1}	共積向量	C	P_{r-1}	X_{r-1}	B_{r-1}
味全 (1201)									
	-6.7553	1	0	-1.2924 (3.65)		11.6786	1	0	-1.4416 (-2.00)
	-0.9777	0	1	0.0579 (1.85)		9.8391	0	1	0.0935 (2.93)
2. 長期均衡調整									
均衡誤差	誤差矩度	α_1	α_2	β_1	均衡誤差	誤差矩度	α_1	α_2	β_1
	-0.2816 (-1.68)	0.0435 (1.80)	0.0093 (0.28)			-0.4377 (-3.41)	0.0369 (1.88)	0*	
	-3.9193 (-0.67)	-1.5339 (-2.90)	-0.7598 (-0.84)			-1.3487 (-2.91)	0*	0*	
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 3.8757				Probability: 0.2752					

註 1.90%顯著水準 t 值=1.645

2.統一與遠東新有加載距項，其餘公司皆無趨勢值與載距項

3.*為不顯著限制為 0

4.共積與誤差修正之最佳落後期數相同

表 7 味王之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果				Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 而均衡的向量誤差修正模型				1. 而均衡的向量誤差修正模型					
共積向量	C	P _{1,1}	X _{1,1}	B ₁	共積向量	C	P _{1,1}	X _{1,1}	B ₁
味王 (1203)									
	17.7847	1	0	-2.9413 (-2.62)		16.9635	1	0	-2.8628 (-2.74)
	0.5239	0	1	-0.0548 (-2.38)		0.5889	0	1	-0.0611 (-2.49)
2. 長期均衡調整									
均衡誤差	誤差程度			均衡誤差	誤差程度			均衡誤差	均衡誤差
	α_1	? P ₁	? X ₁	? B ₁		α_1	? P ₁	? X ₁	? B ₁
	-0.1324 (-3.55)	0.0053 (0.76)	0.0021 (0.16)			-0.14367 (-2.59)	0*	0*	0*
	α_2	2.9792 (1.87)	-0.4542 (-1.53)	0.9831 (1.83)		3.0889 (1.98)	0*	0*	1.3744 (3.66)
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic:	2.8248			Probability			0.4194		

註 1. 90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一與遠東新有加载項項，其餘公司皆無趨勢值與截距項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最遠落後期數相同

表 8 統一之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果						Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 兩均衡的向量誤差修正模型						1. 兩均衡的向量誤差修正模型					
共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}	共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}		
統一 (1216)											
	1.0322	1	0	-1.8692 (-2.98)		1.2545	1	0	-1.9040 (-2.74)		
	-0.0374	0	1	-0.0250 (-3.75)		-0.0396	0	1	-0.0251 (-3.68)		
2. 長期均衡調整						2. 長期均衡調整					
均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t	均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t		
α1	0.1412 (2.14)	0.0184 (3.63)	0.0047 (0.38)		α1	0.0768 (1.65)	0.0178 (4.28)	0*			
α2	-5.4495 (-1.35)	-1.3716 (-4.41)	1.6002 (2.11)		α2	0*	-1.3140 (-4.63)	1.9499 (3.68)			
3. over-identifying restriction test						3. over-identifying restriction test					
Likelihood ratio statistic: 2.0560						Probability 0.3577					

註 1. 90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一與遠東新有加微項，其餘公司皆無趨勢值與微項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最遲落後期數相同

表 9 聯華之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果						Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 兩均衡的向量誤差修正模型						1. 兩均衡的向量誤差修正模型					
共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}		共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}	
聯華 (1229)											
	0	1	0	-1.7084 (-3.54)			0	1	0	-3.6118 (-2.56)	
	0	0	1	-0.0180 (-8.50)			0	0	1	-0.0179 (-8.20)	
2. 長期均衡調整						2. 長期均衡調整					
均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t		均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t	
	a1	-0.0174 (-0.81)	0.0001 (-0.09)	-0.0167 (-1.89)		a1	0*	0*	0*	-0.0057 (-2.15)	
	a2	-0.0201 (-0.005)	-0.7831 (-2.48)	-0.3923 (-0.24)		a2	0*	0*	-0.7528 (-2.77)	0*	
3. over-identifying restriction test											
Likelihood ratio statistic:		0.8685				Probability		0.9290			

註 1. 90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一與遠東新有加载項，其餘公司皆無趨勢值與載項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最適落後期數相同

表 10 台股之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果					Panel B 限制 VECM 檢定結果				
1. 兩均衡的向量誤差修正模型					1. 兩均衡的向量誤差修正模型				
共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}	共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}
台股 (1301)									
	9.5793	1	0	-2.1880 (-7.09)		11.5026	1	0	-2.3228 (-6.25)
	-0.2928	0	1	-0.0166 (-1.88)		-0.3264	0	1	-0.0143 (-1.47)
2. 長期均衡調整					2. 長期均衡調整				
均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t	均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t
	α1	-0.1737 (-3.56)	-0.0153 (-2.89)	-0.0314 (-1.43)		α1	-0.1346 (-3.33)	-0.0118 (-2.68)	0*
	α2	-3.2407 (-3.09)	-0.6969 (-6.14)	-0.5243 (-1.11)		α2	-2.8074 (-3.00)	-0.6415 (-6.27)	0*
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 2.3924					Probability 0.3023				

註 1.90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一與遠東新有加載距項，其餘公司皆無趨勢值與載距項

3.*為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最近落後期數相同

表 11 南亞之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果					Panel B 限制 VECM 檢定結果				
1. 兩均衡的向量誤差修正模型					1. 兩均衡的向量誤差修正模型				
共積向量	C 值	P_{s+1}	X_{s+1}	B_{s+1}	共積向量	C	P_{s+1}	X_{s+1}	B_{s+1}
南亞 (1303)									
0	0	1	0	-1.6462 (-12.27)	0	1	0	-1.5903 (-8.27)	
0	0	0	1	-0.0134 (-2.25)	0	0	1	-0.0161 (-1.84)	
2. 長期均衡調整					2. 長期均衡調整				
均衡誤差	誤差程度	? P_t	? X_t	? B_t	均衡誤差	誤差程度	? P_t	? X_t	? B_t
	$\alpha 1$	-0.2469 (-1.86)	-0.0309 (-3.35)	-0.0216 (-0.78)		$\alpha 1$	-0.2227 (-1.94)	-0.0262 (-3.83)	0*
	$\alpha 2$	0.9652 (0.30)	-0.3951 (-1.76)	0.8000 (1.19)		$\alpha 2$	0*	-0.5816 (-3.32)	0*
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 5.7831					Probability 0.1227				

註 1.90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一有加載項，其餘公司皆無趨勢值與載項

3.*為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之零邊落後期數相同

表 12 中石化之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果				Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 兩均衡的向量誤差修正模型				1. 兩均衡的向量誤差修正模型					
共線向量	C 值	P_{t+1}	X_{t+1}	B_{t+1}	共線向量	C	P_{t+1}	X_{t+1}	B_{t+1}
中石化 (1314)									
	12.5042	1	0	-2.7621 (-3.59)		1.4201	1	0	-3.4370 (-3.59)
	0.4049	0	1	-0.0597 (-2.60)		-0.1619	0	1	-0.0587 (-2.56)
2. 長期均衡調整									
均衡誤差	誤差程度	$? P_t$	$? X_t$	$? B_t$	均衡誤差	誤差程度	$? P_t$	$? X_t$	$? B_t$
$\alpha 1$	-0.0559 (-0.97)		0.0141 (-2.52)	0.0278 (1.82)	$\alpha 1$	$\alpha 1$	0*	0.0140 (2.23)	0.0279 (2.31)
$\alpha 2$	0.3078 (0.34)		-0.4198 (-3.30)	0.5734 (2.35)	$\alpha 2$	$\alpha 2$	0*	-0.4205 (-3.52)	0.5712 (2.49)
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 0.6286				Probability 0.7303					

註 1.90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一有加載項，其餘公司皆無趨勢值與載項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共線與誤差修正之零邊落後期數相同

表 13 台化之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果				Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 兩均衡的向量誤差修正模型				1. 兩均衡的向量誤差修正模型					
共積向量	C 值	P_{t-1}	X_{t-1}	B_{t-1}	共積向量	C	P_{t-1}	X_{t-1}	B_{t-1}
台化 (1326)									
	14.0000	1	0	-2.1435 (-6.55)		15.4027	1	0	-2.2732 (-5.79)
	-0.2168	0	1	-0.0217 (-3.90)		-0.2269	0	1	-0.0266 (-5.29)
2. 長期均衡調整									
均衡誤差	誤差程度	$? P_t$	$? X_t$	$? B_t$	均衡誤差	誤差程度	$? P_t$	$? X_t$	$? B_t$
	$\alpha 1$	-0.0994 (-2.26)	-0.0108 (-1.50)	-0.0145 (-0.63)		$\alpha 1$	-0.0597 (-2.12)	0*	0*
	$\alpha 2$	-1.5277 (-1.76)	-0.8588 (-6.02)	-0.0691 (-0.15)		$\alpha 2$	-1.4289 (-2.06)	-0.8296 (-7.41)	0*
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 1.6602				Probability 0.6458					

註 1.90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一有加载距項，其餘公司皆無趨勢勞值與載距項

3.*為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最適落後期數相同

表 14 遠東新之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果					Panel B 限制 VECM 檢定結果				
1. 兩均衡的向量誤差修正模型					1. 兩均衡的向量誤差修正模型				
共積向量	C 值	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}	共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}
遠東新 (1402)									
	5.4288	1	0	-1.8228 (-4.82)		4.5260	1	0	-1.7237 (-4.07)
	-0.0291	0	1	-0.0177 (-3.90)		-0.0256	0	1	-0.0181 (-3.04)
2. 長期均衡調整					2. 長期均衡調整				
均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t	均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t
	α1	-0.1693 (-2.51)	-0.0058 (-1.94)	-0.0165 (-1.44)		α1	-0.1444 (-2.23)	-0.0047 (-1.59)	0*
	α2	-0.8747 (-0.35)	-0.4714 (-4.29)	0.2484 (0.58)		α2	0*	-0.4673 (-4.69)	0*
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 2.8458					Probability 0.4160				

註 1. 90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一有加載項，其餘公司皆無趨勢值與載項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最適落後期數相同

表 15 新鐵之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果					Panel B 限制 VECM 檢定結果				
1. 兩均衡的向量誤差修正模型					1. 兩均衡的向量誤差修正模型				
共積向量	C 值	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}	共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}
新鐵 (1409)									
	30.1216	1	0	-8.4943 (-2.53)		14.8938	1	0	-4.5637 (-2.11)
	0.4889	0	1	-0.1122 (-2.54)		0.2806	0	1	-0.0585 (-2.06)
2. 長期均衡調整					2. 長期均衡調整				
均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t	均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t
$\alpha 1$	-0.2264 (-1.11)		-0.0231 (-2.53)	-0.1416 (-3.11)	$\alpha 1$	0*		-0.0295 (-4.13)	-0.1160 (-3.07)
$\alpha 2$	19.9153 (1.22)		1.5345 (2.09)	11.4252 (3.12)	$\alpha 2$	0*		1.9941 (3.35)	10.3945 (3.30)
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 4.0970					Probability 0.1289				

註 1. 90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一有加載項，其餘公司皆無變勞值與載項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最遲落後期數相同

表 16 播磨之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果						Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 兩均衡的向量誤差修正模型						1. 兩均衡的向量誤差修正模型					
共積向量	C 值	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}		共積向量	C	P _{t-1}	X _{t-1}	B _{t-1}	
播磨 (1434)											
	-60.8886	1	0	3.8269 (3.23)			-85.8398	1	0	5.6930 (-2.11)	
	-0.1328	0	1	-0.0091 (-5.92)			0.2806	0	1	-0.0086 (-5.57)	
2. 長期均衡調整						2. 長期均衡調整					
均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t		均衡誤差	誤差程度	? P _t	? X _t	? B _t	
	α1	0.0103 (2.21)	-0.0024 (-2.59)	-0.0035 (-0.59)		α1	0.0088 (3.03)	-0.0015 (-2.28)		0*	
	α2	-7.8964 (-3.04)	-1.9819 (-3.78)	-0.5923 (-0.17)		α2	-7.6807 (-3.36)	-1.9645 (-3.81)		0*	
3. over-identifying restriction test						3. over-identifying restriction test					
Likelihood ratio statistic: 0.5577						Probability 0.7567					

註 1. 90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一有加速項，其餘公司皆無趨勢值與截距項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最適落後期數相同

表 17 南紡之長期調整值

Panel A 原始 VECM 檢定結果				Panel B 限制 VECM 檢定結果					
1. 兩均衡的向量誤差修正模型				1. 兩均衡的向量誤差修正模型					
共積向量	C 值	P_{i-1}	X_{i-1}	B_{i-1}	共積向量	C	P_{i-1}	X_{i-1}	B_{i-1}
南紡 (1440)									
	9.5671	1	0	-1.8869 (-2.06)		12.5688	1	0	-2.2043 (-1.98)
	0.1609	0	1	-0.0267 (-1.93)		0.1751	0	1	-0.0282 (-2.08)
2. 長期均衡調整									
均衡誤差	誤差程度	$? P_i$	$? X_i$	$? B_i$	均衡誤差	誤差程度	$? P_i$	$? X_i$	$? B_i$
	$\alpha 1$	-0.0202 (-0.36)	0.0116 (2.69)	0.0271 (2.61)		$\alpha 1$	0*	0.0104 (2.71)	0.0192 (2.77)
	$\alpha 2$	1.1628 (0.47)	-0.9413 (-4.89)	-0.4281 (-0.92)		$\alpha 2$	0*	-0.8898 (-5.01)	0*
3. over-identifying restriction test									
Likelihood ratio statistic: 1.5178				Probability 0.6782					

註 1.90%顯著水準 t 值=1.645

2. 統一有加載距項，其餘公司皆無趨勢值與載距項

3. *為不顯著限制為 0

4. 共積與誤差修正之最適落後期數相同

表 18 共同權重因數和長期因果關係走向

因果變數	共同權重因數	影響變量			因果變數	共同權重因數	影響變量		
		股價	盈餘	淨值			股價	盈餘	淨值
味全(1201)					中石化(1314)				
股價	0.00	NA	*	*	股價	1.00	NA	YES	YES
盈餘	0.00	*	NA	*	盈餘	0.00	*	NA	*
淨值	1.00	YES	YES	NA	淨值	0.00	*	*	NA
味王(1203)					台化(1326)				
股價	0.00	*	NA	*	股價	0.00	NA	*	*
盈餘	1	YES	NA	YES	盈餘	0.00	*	NA	*
淨值	0	YES	YES	NA	淨值	1.00	YES	YES	NA
統一(1216)					遠東新(1402)				
股價	0.15	NA	YES	YES	股價	0.00	NA	*	*
盈餘	0.63	YES	NA	YES	盈餘	0.00	*	NA	*
淨值	0.22	YES	YES	NA	淨值	1.00	YES	YES	NA
聯華(1229)					新纖(1409)				
股價	1.00	NA	YES	YES	股價	1.00	NA	YES	YES
盈餘	0.00	NA	*	*	盈餘	0.00	NA	*	*
淨值	0.00	*	NA	*	淨值	0.00	*	NA	*
台塑(1301)					福懋(1434)				
股價	0.00	NA	*	*	股價	0.00	NA	*	*
盈餘	0.00	*	NA	*	盈餘	0.00	*	NA	*
淨值	1.00	YES	YES	NA	淨值	1.00	YES	YES	NA
南亞(1303)					南紡(1440)				
股價	0.00	NA	*	*	股價	1.00	NA	YES	YES
盈餘	0.00	*	NA	*	盈餘	0.00	NA	*	*
淨值	1.00	YES	YES	NA	淨值	0.00	*	NA	*

註：1.NA 代表不適用，即自己對自己不能影響 YES 代表資訊由因果變量擴散至因果變量

2.*代表缺少一個長期因果關係

伍、結論與建議

本文探討股票市價、淨值和盈餘之價值攸關性，並以剩餘所得模型為依據設定 VECM 變數和共積，對變數之時間序列資料進行實證分析，希冀可以從中得知三變數之訊息內涵，並比較三者所具之股票真實價值訊息的含量，亦或有助於探討過去學者設定市價為真實價值之作法是否合宜。根據三產業十二家公司資料研究顯示，長期分析得到淨值與市價的價值訊息內涵高於盈餘的比例甚多的發現，在 12 家公司中佔了 11 家。而本文的主要的發現是股東帳面淨值的股權價值訊息內涵可能超越市價之內涵，呼應了 Lee(2001)對橫斷面攸關性研究中，直接以市價表示價值作法的批評。

探究市價的資訊內涵之所以可能不如淨值的原因有幾點結論，第一、由於台灣股票市場屬於無效率市場，投資者可能會因過度自信而造成私有資訊過度影響股價，但私有資訊影響會隨時間推移而逐漸回落，同時較具備真實價值訊息內涵的會計淨值等公開資訊的影響提升，方使短期偏離真實價值的股票市價回歸長期基本面。第二、隱含股價在長期之下可能受(技術面、基本面、消息面)影響。根據本文所獲之淨值訊息內涵可能不遜於股價的結論，建議投資人在做投資決策時，可以參考本文真實價值攸關性之概念，以審視投資標的股價是否有評價能力不足之特性，進而減少投資風險。

參考文獻

一、中文部份

1. 方斯央、傅鍾仁，2012，金融風暴前後盈餘與帳面價值攸關性之研究，朝陽商管評論，第八卷第一期，1-20。
2. 李華、王泰昌，2003，價值攸關性：權益淨值與內在價值，證券市場發展季刊，第十五卷第三期，63-102。
3. 顏信輝、顏裕芳，2002，無形資產與台灣股票評價攸關性之研究—股市週期與產業別之影響，當代會計，第三卷第二期，121-147。
4. 郭貞吟，2010，剩餘所得適用於股票評價嗎？—台股的實證研究，全球商業經營管理學報，第二期，55-64。
5. 郭貞吟，2009，剩餘所得模型應用於台灣股市的實證研究，國立中正大學企業管理研究所未出版博士論文。
6. 郭政良，2007，價格發現模型的應用與實證：香港、澳洲與日本發行 ADR 為例，國立臺灣大學國際企業學系未出版碩士論文。
7. 陳育季，2009，重大訊息對台灣股市的影響，南華大學經濟學研究所未出版碩士論文。

二、英文部份

1. Aboody, D., J. Hughes, and J. Liu, , 2002, Measuring Value Relevance in a (Possibly) Inefficient Market, *Journal of Accounting Research* , 40, 965-986.
2. Aleksandro Broedel Lopes, 2004, Valuation Properties of Accounting Numbers in Brazil, *Corporate Ownership & Control*, 1, 31-36.
3. Arce, M. and Mora, A., 2002, The empirical evidence of the effect of European accounting differences in the stock market valuation of earnings and book value, *European Accounting Review*, 11(2), 573-600.
4. Ball, R., and P. Brown, 1968, “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research* , 6, 159-178.
5. Beaver W. H., 1968, The Information Content of Annual Earnings Announcements, *Journal of Accounting Research*, 67-92.
6. Beaver, W., R. Clark and W. Wright., 1979, “The Association between unsystematic security percentage change in prices and the magnitude of earnings forecast errors”, *Journal of Accounting Research* , 17, 316-340.

7. Campbell, J. Y., AND R. J. Shiller, 1987, Cointegration and tests of present value models, *Journal of Political Economy*, 95, 1062-1088.
8. Davis-Friday, P. Y., L.L. Eng and C.-S. Liu,. 2006, The Effects of the Asian Crisis, Corporate Governance, and Accounting System on the Valuation of Book Value and Earnings, *The International Journal of Accounting*, 41(1), 22-40.
9. De. B. W. and R. H. Thaler, 1985, Does the Stock Market Overreact? , *Journal of Finance*, 40, 795-805.
10. Edwards, E., and P. Bell. , 1961, *The theory and measurement of business income*, Berkeley, CA: University of California Press.
11. Engle, R. F., and C.W. J. Granger, 1987, Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
12. Easton, P. D., and T. S. Harris., 1991, Earnings as an Explanatory Variables for Returns. , *Journal of Accounting Research*, 29(1) , 19-36.
13. Fama, E. F., 1970, Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance*, 25, 383-417.
14. Fama, E. F., and Kenneth. R. French, 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns , *Journal of Finance* , 47, 427-465.
15. Frankel, R., and C. M.C. Lee, 1998, Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns, *Journal of Accounting and Economics*, 25, 283-319.
16. Gordian A. Ndubizu, and Maria H. Sanchez, 2006, The valuation properties of earnings and book value prepared under US GAAP in Chile and IAS in Peru, *Journal of Accounting and Public Policy*, 25, 140-170.
17. Gonzalo, J., and C. W. J. Granger, 1995, Estimation of common long-money components in cointegrated systems, *Journal of Business and Economic Statistics*, 27-35.
18. Graham, R. C., and R. D. King., 2000, Accounting Practices and the Market Valuation of Accounting numbers : Evidence from Indonesia, Korea, Malaysia, the Philippines, Taiwan, and Thailand, *The International Journal of Accounting*, 35, 445-470.
19. Grange, C. W. J., Newbold, P., 1974, “Spurious regressions in econometrics”, *Journal of Econometrics*, 12, 111-120.
20. Granger, C. W. J., 1986, “Developments in the study of co-integrated Economic Variables”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213-28.
21. Hsu, K H-Y, 1996, “The value relevance of earnings and book value in the United States, United Kingdom, Canada, and Japan”, *Journal of International Business Studies*, 27, 614-627.

22. Jiang, X., and B. -S. Lee, 2005, An empirical test of the accounting-based residual income model and the traditional dividend discount model, *Journal of Business*, 78, , 1465-1504.
23. Johansen, S., 1991, Estimation and hypothesis testing of co-integration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
24. King, R. D. and J. C. Langli, 1998, Accounting Diversity and Firm Valuation, *International Journal of Accounting*, 33(59), 529-68.
25. Lee, C. M. C., 1999, Accounting-based valuation: Impact on business practices and research, *Accounting Horizons*, 13(4), 413-425.
26. Lee, C., 2001, Market, efficiency and accounting research: A discussion of 'Capital market research in accounting' by S. P. Kothari, *Journal of Accounting & Economics*, 31, 233-253.
27. Lev, B., 1989, On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research, *Journal of Accounting Research*, 27, 153-192.
28. Lo, K. and T. Lys, 2000, Bridging the Gap between Value Relevance and Information Content, working paper.
29. Ohlson, J. A., 1995, Earnings, book values, and dividends in equity valuation, *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-687.
30. Peasnell, K., 1982, Some Formal Connections between Economic Values and Yield and Accounting Numbers, *Journal of Business Finance and Accounting*, 9, 361-381.
31. Penman. S., 2001, *Financial Statement Analysis and Security Valuation*, Boston, MA: McGraw-Hill.
32. Pizzi, M. A., A. J. 1998, Economopoulos, and H. M. O'Neill, An Examination of he Relationship between Stock Index Cash and Futures: A co-integration Approach, *The Journal of Futures Markets*, 18, 3, 297-305.
33. P Clarkson., JD Hanna., GD Richardson., and R Thompson, 2011, The impact of IFRS adoption on the value relevance of book value and earnings, *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 7(1), 1-17.
34. Qi, D. D., Y. W. Wu, and B. Xiang., 2000, Stationarity and co-integration tests of the Ohlson Model, *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 15(2), 141-160.
35. Rosenberg, J.V. and Traub, L.G., 2006, Price discovery in the foreign currency futures and spot markets, Working Paper.

36. Tse, Y., Xiang, J., and Fung, J.K.W, 2006, Price discovery in the foreign exchange futures market. , *Journal of Futures Markets*, 26(11), 1131–1143.
37. Tswei, Keshin, 2013, Is transaction price more value relevant compared to accounting information? An investigation of a time-series approach, *Pacific-Basin Finance Journal*, 21(1), 1062–1078.
38. Willett, R. J., 2003, Searching for co-integration (or perhaps value relevance?) between market and book values: the case of Abbott Laboratories, Working Paper.
39. Willett, R. J., and M. Falta, 2006, Dynamic modeling of the long-run market-accounting relationship at the firm level: The case of Abbott Laboratories, Working Paper.