

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS

ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

我國上市公司股票股利除權後對
長期績效影響之研究

The Impact of Stock Dividends Payments
on Long-Term Corporate Performance In Taiwan

指導教授：王祝三 博士

ADVISOR: PH.D. C. EDWARD WANG

徐清俊 博士

PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：黃致超

GRADUATE STUDENT: CHIH-CHAU HUANG

中華民國九十三年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

我國上市公司股票股利除權後對長期績效影響之研究

研究生：蕭致超

經考試合格特此證明

口試委員：王悅三

徐清俊

何如政

張鐸瀚

指導教授：王悅三

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國 93 年 5 月 28 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：我國上市公司股票股利除權後對長期績效影響之研究

研究生：黃致超

指導教授：王祝三 博士

徐清俊 博士

論文摘要內容：

過去國內學者針對股票股利的研究發現，在股票股利事件不具有有對未來盈餘增減之資訊內涵的情況下，除權後長期股票績效卻衰退為負。因此，本研究以過度反應假說以及盈餘管理假說，探求造成長期股票績效為負的可能成因。

本研究以 1982 年至 1996 年為研究期間，在扣除同時現金增資、同時發放現金股利、股票績效為缺值以及可裁決性應計項目為缺值的事件後，過度反應之有效樣本數為 666 筆，盈餘管理之有效樣本數為 313 筆。

實證的結果顯示發現，除權後長期股票績效呈現衰退為負，而除權前之長期股票績效則呈現正異常報酬，並且若除權前之長期異常報酬越高，則在除權後除權公司之長期異常報酬就衰退的越嚴重。因此，本研究之實證結果支持過度反應為股票股利發放公司在除權後長期股票績效為負之可能成因。亦即，除權事件公司在除權前股價因過度樂觀下已被市場長期高估而存在正異常股票報酬，股票股利發放本身雖無未來盈餘增減之資訊內涵，但在除權後股價漸漸開始向下修正，遂間接造成除權後長期股票績效衰退之現象。故市場存在過度反應的現象。另一方面，實證結果顯示，股票股利除權後事件公司之營運績效確有較除權前衰退的現象。然而，由檢驗除權前後事件公司的可裁決性應計項目的結果，則並未發現事件前除權事件公司以增加操縱可裁決性應計項目進行盈餘管理的證據。

關鍵詞：股票股利、長期股票績效、盈餘管理、過度反應

Title of Thesis : The Impact of Stock Dividends Payments on Long-Term Corporate Performance In Taiwan

Name of Institute : Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date : July 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Chih-Chau Huang

Advisor : Ph.D. C. Edward Wang
Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

The stock dividends aren't effective as a financial signal and have no positive material influence on firm's value. However, prior studies in Taiwan find that firms distributing stock dividends experience poor long-term stock performance after the ex-dividend date. To explore the reasons for the poor long-term performance, we propose and examine the overreaction hypothesis and the earnings management hypothesis as the possible explanations.

Our study period is between 1982 and 1996. After eliminating the sample with the seasoned equity offerings, cash dividends, missing value on stock performance, and missing value on discretionary accruals, we have 666 samples for testing the overreaction hypothesis and 313 samples for testing the earnings management hypothesis.

Consistent with prior studies, however, our empirical results show that it exists negative long-term abnormal stock returns after the ex-dividend date, and it exists positive long-term abnormal stock returns before the ex-date, too. Furthermore, the better is the long-term stock performance before the ex-dividend date, the worse it is after. Therefore, our study reveals that overreaction may be the explanation for the declining long-term stock performance after the ex-dividend date. Otherwise, we also find the operating performance in the following years is worse than it is before the ex-year. But we have no evidence to indicate that managers conduct earnings management by inflating discretionary accruals before the ex-dividend year.

Keywords : Stock Dividends, Long-Term Stock Performance, Earnings Management, Overreaction.

目 錄

論文口試委員審定書	ii
中文摘要	iii
英文摘要	iv
目錄	v
表目錄	vi
圖目錄	vii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	2
第三節 研究架構	3
第二章 文獻回顧	5
第一節 股票股利信號發射假說及股票股利發放後股票績效表現	5
第二節 過度反應假說與衡量長期股票績效模型	11
第三節 盈餘管理與長期股票報酬績效，及盈餘管理的模型	14
第四節 文獻回顧結論	19
第三章 研究方法	21
第一節 研究期間、資料來源及樣本選取	21
第二節 變數衡量	21
第三節 研究假說	29
第四節 研究限制	32
第四章 實證研究	34
第一節 股票股利除權事件風險變化之分析	34
第二節 過度反應假說檢定	36
第三節 盈餘管理假說檢定	38
第四節 實證研究結論	44
第五章 結論與建議	50
第一節 結論	50
第二節 研究建議	51
參考文獻	52
表目錄	
表 2-1 股票股利事件信號發射假說文獻主旨與結果	9

表 2-2	股票股利事件股票報酬績效文獻之主旨與結果	10
表 2-3	過度反應假說與衡量長期股票績效模型	15
表 2-4	盈餘管理與長期股票報酬績效以及盈餘管理的模型	20
表 4-1	我國上市公司除權前後風險變化之檢定	35
表 4-2	我國上市公司除權前後之長期股票績效	39
表 4-3	我國上市公司股票股利除權前後之長期股票績效 Pearson 與 Spearman 相關係數檢定	40
表 4-4	我國上市公司除權前後營運績效變動	45
表 4-5	我國上市公司除權前後可裁決性應計項目檢定	46
表 4-6	我國上市公司除權前後可裁決性應計項目變動之檢定	47
表 4-7	除權前一年度可裁決性應計項目與營運績效變動 Pearson 相關係數檢定	48
表 4-8	除權前一年度可裁決性應計項目與營運績效變動 Spearman 相關係數檢定	49

圖目錄

圖 3-1	風險差異分析 (以期間(-36,-1)及(1, 36)之系統風險 為例)	30
-------	--------------------------------------	----

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

我國企業所發放之股利可分為現金股利以及股票股利兩種，而股票股利依資金來源又可分為盈餘配股和公積配股兩類。根據國外學者(如 Eisemann and Moses(1978)及 Doran(1988)等)檢測股票股利事件是否具有資訊內涵的研究顯示，股票股利宣告事件傳達了未來盈餘成長的訊息；而在檢驗股票股利宣告後之股票績效的實證研究(如 Woolridge (1983a,b)、 Grinblatt *et al.*(1984) 及 McNichols *et al.*(1990)等)，亦發現股票股利宣告事件具有短期¹股價正異常報酬之現象。因此，在投資人與公司管理階層資訊不對稱的前提下，股票股利事件可作為傳達公司管理階層所擁有關於公司私有資訊的信號，故支持「信號發射假說」(signalling hypothesis)。

而國內，過去檢測股票股利除權之事件研究中，僅填權行情之短期股價異常現象，獲得實證研究之支持²；但是並未發現支持股票股利事件信號發射假說的實證³。因此，國內學者的研究，並未能支持股票股利之信號發射假說。而若股票股利事件本身不具有未來盈餘成長之資訊內涵，那麼在短期的填權行情後，長期而言，股價應回歸其真實價值。亦即，填權行情所帶來之短期股票正向異常報酬，在拉長持有期間後，股票未來之異常報酬將因缺乏盈餘增加等基本面消息支持轉為負值，故在消長相抵後，長期累積異常報酬終應趨近於零。然而，陳聖中(1998)針對股票股利宣告的研究

¹ 短期之定義，係指研究期間於一年之內(含一年)，如 Woolridge(1983b)觀察除權日前後共六十一日的股票績效；而長期則是指研究期間為一年以上，如王祝三等(2003)觀察除權日後五年之股票績效。

² 如李存修(1991)發現除權前十五天至除權後三十天存有短期正向異常股價報酬；而陳隆麒等(1996)宣告前發現二十八日起即存在正的累積異常報酬。

³ 如陳隆麒等(1996)、陳聖中(1998)發現股票股利變動並未含有次年盈餘增減與否之訊息內涵。

發現，宣告後長期股票報酬呈現衰退的現象⁴；而王祝三、陳麗萍(2003)針對股票股利除權事件的研究則進一步發現，在股票股利除權後，長期股票報酬績效為負值⁵。因此，本文研究動機，是為了探討，在股票股利除權事件不支持信號發射假說下，造成股票股利除權後，公司長期股票績效(long-term stock performance)衰退的可能成因。

第二節 研究目的

過去學者研究發現，除權事件後短期存在異常報酬(李存修(1991)與陳隆麒等(1996))；然而，我國上市公司股票股利宣告事件並為傳達公司未來盈餘成長的資訊內涵(陳隆麒等(1996)與陳聖中(1998))。所以，股票股利發放後，雖有正向之短期股價異常報酬，但未來在無盈餘實質增加的支持下，長期異常報酬將趨近於零。然而，與預期不同的是，王祝三、陳麗萍(2003)的研究卻發現，國內上市公司股票股利發放後，長期股票報酬績效為負值且隨著時間衰退的現象。因此，本研究將探究，國內股票市場在股票股利除權後，長期股票報酬績效為負的可能成因。

首先，長期股票報酬績效衰退為負的現象，是否為市場過度反應所致？所謂「過度反應」(overreaction)是指任何事件所引發價格的劇烈變動，超過理論上應有的水準，導致後續股票報酬反向修正的現象。此假說在國外的實證研究上並未有一致的定論(支持的如 Howe(1986)等；不支持的如 Zarowin *et al.*(1989))。而國內李存修等(1993)則發現，在未考慮風險性差異以及季節性效果下，國內股市長期股票報酬(即三十六

⁴ 陳聖中(1998)將股票股利事件區分為三：股票股利宣告增加、不變及減少，觀察宣告後三年間長期股價報酬績效。其中，股票股利宣告增加的群組於第二十四個月起累積異常報酬為負，而不變與減少的群組則於第一年起便出現負累積異常報酬，結果雖皆未達統計顯著水準，但長期股票報酬績效呈每下愈況、衰退持續擴大之趨勢。

⁵ 王祝三等(2003)以四種不同之報酬衡量模式來檢定長期股票績效。結果顯示，在股票股利發放後，除「持有期間報酬」之長期股票績效仍為正值外(但是隨著時間增加，亦呈現衰退的現象，其他三種衡量模式，包括市場調整模式、市場模式及公司控制模式皆呈現負累積異常報酬且有持續衰退的現象。

個月)呈現過度反應現象。因此，本文第一個研究目的，係為檢測過度反應假說是否可解釋股票股利除權後長期股票績效衰退為負的現象。亦即，是否因市場於除權前存在正累積異常報酬，造成檢測除權後長期股票報酬績效時，發現累積異常報酬衰退為負的現象；更進一步的說，因除權前市場存在長期股票報酬超漲的現象，但股價於除權後隨之修正，致使除權後股票長期績效衰退為負。

此外，過去學者的研究顯示，若公司於特定事件前進行「盈餘管理」(earnings management)，事件後將因盈餘管理代理變數反轉導致營運績效衰退，進而反應於長期股票報酬上，造成長期股票報酬績效衰退。根據學者 Teoh *et al.*(1998a,b)的研究顯示，當盈餘管理代理變數 - 可裁決短期應計項目(discretionary current accruals)增加時，當年度股票報酬績效也呈現上升的現象；而且事件年度盈餘管理程度越高(即可裁決短期應計項目越大)，未來盈餘績效衰退愈大，並且股票報酬績效反應營運績效的衰退，致使長期股價報酬衰退的越嚴重。而國內學者夏侯欣榮(2000)的研究中，以盈餘管理變數於事件前增加、事件後反轉衰退為負之發現，解釋造成現金增資後營運績效呈現衰退的現象；而長期營運績效的衰退，反應至市場，進一步造成長期股票報酬績效亦呈現衰退的現象。因此，本研究第二個研究目的，是為探討：股票股利除權後的年度，所發生長期股票報酬績效衰退為負的現象，是否為市場反應因事件公司於事件前進行盈餘管理，而盈餘管理變數於事件後反轉衰退，終至造成營運績效衰退之結果。

第三節 研究架構

本文共分五章，第一章為緒論，闡述本文研究動機、目的及架構。第二章則分別針對國內外過去對股票股利信號發射假說的研究文獻、關於過度反應假說的研究文

獻、以及盈餘管理與長期股票報酬績效的關聯性、應計項目估計的研究文獻等，進行整理與歸納。第三章為本文的研究方法，包含樣本資料說明、變數定義、假說建立、採用實證模型以及研究限制的詳述，第四章為實證研究結果，第五章為結論與建議。

第二章 文獻回顧

國內過去針對股票股利事件是否具有信號發射的研究發現，國內的股票股利事件不支持信號發射理論。然而，股票股利發放後長期股票報酬卻出現衰退為負的現象。因此本文的研究目的有二：分別以過度投資假說及盈餘管理假說，解釋長期股票報酬衰退為負的現象。

本章分為四節。第一節回顧的文獻包含國內外股票股利信號發射假說檢定，以及股票股利事件長期股票報酬表現。第二節所回顧的文獻，包括過度反應假說的研究文獻，以及採用資產定價模式之相關文獻等兩個子項。第三節的部分，則包含盈餘管理代理變數與長期股票報酬績效的關聯性，以及估計盈餘管理代理變數的模型等兩個子項。而第四節為結論。

第一節 股票股利信號發射假說及股票股利 發放後股價績效表現

股票股利信號發射假說，是指在資訊不對稱的情況下，當管理當局對公司有樂觀之預期時，為保留現金以供營運之用而轉發股票股利。因此，股票股利的宣告除權則成為向投資大眾傳達公司未來營運成長的訊息。Eisemann and Moses(1978)針對紐約證券交易所上市公司的財務長進行問卷調查，將調查的對象分為兩個群組：發放股票股利以及非發放股票股利兩組。調查的結果發現，發放股票股利群組的財務長，普遍都認為股票股利的除權是傳達對於公司未來的成長看好的信號。

Woolridge(1983a,b)針對 1964 年至 1982 年紐約證券交易所股利宣告事件共 317 個樣本，分別探討以股票股利宣告(announce)日以及除權交易日，股票股利事件是否支持信號發射假說。Woolridge(1983a)的研究結果顯示，股票股利宣告之後，有顯著的異常報酬；而且，高股票股利的宣告較低股票股利的宣告，具有更高的正報酬。因此，Woolridge(1983a)推論，高股票股利的宣告相對於低股票股利的宣告，對投資人而言，高股票股利的宣告發射較強的信號，因此支持信號發射假說。此外，Woolridge(1983b)針對除權交易日之開盤價與理論開盤價進行比較，觀察股票市場報酬情形。Woolridge 認為在管理當局與投資人的資訊不對稱下，股票理論價格可能和其市場價值有所差異。實證結果顯示，除權日開盤價格顯著高於理論價格；而觀察除權日前後共 61 日的股票報酬，發現除權日後此股價上漲現象並未消失，仍有正的股票報酬。因此，Woolridge 認為，股票股利事件之研究發現支持信號發射假說。

Grinblatt *et al.*(1984)針對以往對股票股利宣告效果所進行之實證研究，缺乏對同時發生的重大事件影響加以控制，如企業購併、盈餘宣告、現金股利等，而使其研究結果受到限制。因此，他們在樣本的選取過程，排除在宣告日附近具有上述等重要事件的樣本，以及前面三年曾經配發現金股利的樣本，以求取一個純粹事件(Pure Events)的樣本。實證結果發現在股票股利宣告日存在正的異常報酬，亦即顯示股票股利的配發傳遞某種正面的訊息資訊。

McNichols *et al.* (1990) 針對 1976 至 1983 年間發生股票股利宣告的事件去研究，研究結果顯示，股票股利宣告後具有正異常報酬，且高於 10%的股票股利事件樣本，較低於 10%的股票股利事件樣本，具有更高的正報酬。因此，McNichols *et al.*認為股票股利具有信號的發射功能。

Lakonishok and Lev(1987)以 1963 年至 1982 年間，1,257 個股票股利宣告為事件

公司樣本，研究股票股利宣告，是否有向投資大眾傳達公司經營階層私有資訊。Lakonishok *et al.*以相同產業、相近規模(以股票股利宣告事件發生當年底市值為標準)且當年度未發放股票股利的公司為配對公司，以事件公司與配對公司盈餘相比較，發現在事件後，僅股票股利宣告後三個月內的盈餘大於配對公司之盈餘。對於以盈餘為指標而言，信號發射效果並不甚明顯。

Doran(1988)曾就宣告後已實現的盈餘是否大於宣告前的預期盈餘，採用 Wilcoxon signed-rank test，進行盈餘情報效果之檢定。實證結果發現，股票股利宣告後已實現的平均盈餘皆高於宣告前預期的盈餘。此外，針對股票股利宣告所產生的異常報酬，與宣告後已實現的盈餘進行關聯性檢定，結果發現二者存在正相關之關係。因此 Doran 認為，公司宣告發放股票股利是可以作為傳達未來盈餘績效的指標。

在國內的研究方面，李存修(1991)以研究股票股利在除權交易日前後之股價行為，以市場模型為基礎，並配合移動 係數作一研究探討，研究結果發現填權行情的存在，以除權前十五日至除權後三十日間具有除權行情現象，且除權日前的反應大於除權後的反應。

陳隆麒等(1996)針對 1982 年至 1993 年底，公司於台灣證券交易所上市後第一次股利發放的資訊內涵，進行研究。實證結果發現，股票股利宣告前二十八日起即存在正的累積異常報酬；而事件日後累積異常報酬呈緩慢的下降趨勢，則推測原先股票股利的宣告造成市場過度反應的結果。然而，針對上市後首次宣告股票股利宣告所產生異常報酬的部分，並無法從股票股利金額的變動所解釋；換言之，股票股利金額的變動，對於股票報酬無顯著的信號傳遞。最後，針對股票股利金額變動¹是否會傳遞未

¹ 此處所謂股票股利變動，係指事件年度宣告每股配發的股票股利金額，與上一年度實際發放的每股股票股利金額的差異。若此差異為正，則定義為股票股利增加；差異為負，則定義為股票股利減少；

來盈餘變化的資訊效果方面，則顯示出未來盈餘不受股利金額變動的影響，即無盈餘資訊傳遞效果存在，此結果與機構法人問卷調查結果一致。因此，陳隆麒等認為，股票股利事件不支持信號發射假說，但是，股票股利宣告前確有正的股票異常報酬。

陳聖中(1998)以 1981 年至 1997 年底於台灣證券交易所上市公司為研究對象，探討股票股利宣告是否具有資訊內容。將所有股票股利變動定義為股票股利金額增加、不變以及減少三組，以宣告事件月後三十六個月為 的估計期並使用 Akhigbe *et al.*(1996)²的模型，檢測股票股利宣告後三年間股價異常報酬。研究結果顯示，股票股利變動並未傳遞未來盈餘變化的資訊效果，而宣告後長期股票報酬績效雖衰退為負，但皆未達顯著水準。因此不支持股票股利變動宣告之信號發射假說。

王祝三、陳麗萍(2003)以四種股票績效衡量指標³，針對股票股利除權後，檢測長期股票績效。實證結果顯示，在股票股利除權後，除「持有期間報酬」之長期股票績效為正值外(但是隨著時間增加，呈現衰退的現象)，其他三種績效指標皆呈現負值衰退的現象。王祝三等發現，股票股利除權後股票報酬績效不彰，當時間拉長至五年時，其長期股票績效衰退情形則會進一步惡化，恐損及股東利益。但是，關於發放股票股利為何會損害其長期股東利益，則目前並無明確之財務理論可解釋成因。

由以上國內外文獻的結果顯示，國外的研究支持股票股利事件具有資訊內涵，並且與公司的未預期盈餘之間存在著關聯性，亦即支持股票股利事件信號發射假說。國

若差異為 0，則定義為股票股利不變。

² Akhigbe *et al.*(1996)則針對首次宣告現金股利之事件進行研究，認為若股利具盈餘信號，則股票股利宣告後之長期股票報酬績效亦將成長。研究結果發現，宣告後次年繼續宣告的群組之長期股票報酬績效成長(三年)，而首次宣告後次年則停止宣告的群組，則長期股票報酬績效衰退。

³ 持有期間報酬、市場調整累積異常報酬、市場模式累積異常報酬以及控制公司累積異常報酬四種股票績效衡量指標。

內研究結果顯示，除權後短期股票存在著正的異常報酬，此與國外研究的結論一致；然而在股票股利事件是否具有資訊內涵而支持信號發射假說方面，則持負面看法。

因此，在國內股票股利無信號發射功能的研究結果下，股票股利發放後雖有短期正向異常股票報酬，但長期異常報酬應將趨近於零。然而，王祝三、陳麗萍(2003)的研究卻顯示，國內股票股利發放後之長期股股票績效，在發放後即產生衰退的現象，而有損股東長期利益。因此，本文將進一步探討股票股利除權後長期股票報酬衰退的可能成因。茲將上述文獻整理如下表 2-1「股票股利事件為盈餘信號之文獻主旨與結果」及表 2-2「股票股利事件股票績效文獻之主旨與結果」。

表 2-1 股票股利事件為盈餘信號之文獻主旨與結果

研究者	研究主旨	研究結果
Eisemann and Moses (1978)	股票股利除權	具有盈餘信號
Woolridge (1983a,b)	以股票股利宣告日以及除權交易日為事件日	具有盈餘信號
Grinblatt <i>et al.</i> (1984)	股票股利宣告	具有盈餘信號
Lakonishok and Lev (1987)	股票股利宣告	無盈餘成長信號
Doran(1988)	股票股利宣告	具有盈餘信號
McNichols <i>et al.</i> (1990)	股票股利宣告	具有盈餘信號
陳隆麒等(1996)	上市首次股票股利宣告	無盈餘成長信號
陳聖中等(1998)	股票股利變動宣告	無盈餘成長信號

表 2-2 股票股利事件股票績效文獻之主旨與結果

研究者	研究主旨	研究結果
Grinblatt <i>et al.</i> (1984)	股票股利及股票分割宣告日	股票股利宣告日存在正的異常報酬
Doran(1988)	股票股利宣告後	股票股利宣告所產生正異常報酬
McNichols <i>et al.</i> (1990)	股票股利宣告	1.宣告後具有顯著正異常報酬 2.高於 10%的股票股利事件樣本，比低於 10%的股票股利事件樣本，具有更高的正報酬
李存修(1991)	股票股利在除權交易日前後之股價行為	發現填權行情的存在，有正異常報酬
陳隆麒等(1996)	上市首次股票股利宣告資訊內涵	首次股利宣告，有正異常報酬
陳聖中等(1998)	股票股利變動宣告	長期股票績效不彰
王祝三等(2003)	股票股利發放	長期股票績效不彰

第二節 過度反應假說與衡量長期股票績效模型

一、過度反應假說

國外的文獻中，DeBondt *et al.*(1985) 使用市場調整模式衡量股票績效，並以過去五年之行成期中累積超額報酬率⁴最低及最高的股票組成輸家組合和贏家組合，之後再觀察接下來五年的累積超額報酬股票績效。結果發現，輸家組合之未來累積超額報酬為正，但是贏家組合的未來累積超額報酬為負，因此推論過去超跌(漲)的股票在未來股價會進行向上(下)修正，而稱之為過度反應假說。

類似地，Howe(1986)以 NYSE 股價增幅超過 50%的樣本，定義為好消息(good news)的組合；股價跌幅超過 50%的樣本，定義為壞消息(bad news)的組合。接著檢測好消息和壞消息發生後，兩群組的累積超額報酬。結果發現，壞消息的組合，即因壞消息超跌的股票，在事件日後二十週內，皆出現績效上揚的現象。因此，Howe 亦支持過度反應假說。

然而，Zarowin(1989)以標準化盈餘來作為組成輸家組合以及贏家組合的標準後，觀察兩個組合的三十六個月的累積超額報酬。結果發現，未控制公司規模前，過度反應假說成立。但是在控制規模後，輸家組合以及贏家組合的報酬差異就不明顯了。因此 Zarowin(1989)不支持過度反應假說，認為輸家組合及贏家組合是規模因素造成的。

而國內的研究，李存修、林欽龍(1993)發現，我國股票市場短期間(十二個

⁴ 其等於累積異常報酬期間各月超額報酬之總合，而超額報酬之計算方式為股票當月之粗報酬率(raw return)減去同月之市場報酬率。為敘述方便並和使用市場模式算出之累積異常報酬有所區別，本文又將累積超額報酬稱之為市場調整累積異常報酬。

月)不存在過度反應的現象；但是，長期累積超額報酬上，則存在過度反應的現象。而且過度反應的幅度並不對稱，輸家組合⁵於觀察的三十六個月內，長期股票報酬的過度反應程度較贏家大。劉玉珍等(1993)檢測我國股票市場是否存在過度反應的現象，實證結果發現，過度反應之現象不存在⁶。然而，絲文銘(1994)的研究發現，形成期與測試期兩期間之風險是存在差異的，且輸家組合在測試期的風險高於贏家組合，而此項差異，對過度反應現象，具有解釋能力。然而，在控制風險因素後，過度反應現象則依舊存在⁷。此外，陳隆麒等(1996)以股票股利宣告前後三十日為事件期，以股價日資料檢驗股票股利的宣告是否存在異常報酬，研究結果顯示，前二十八日起即存在正的累積異常報酬，然而，事件日後累積異常報酬呈緩慢的下降趨勢，則推測是為原先股票股利的宣告造成市場過度反應的結果。因此，陳隆麒等(1996)的發現似乎指出股票股利之宣告存在短期股價過度反應之現象。

因此，由上述文獻可知，DeBondt *et al.*(1985)，Howe(1986)，李存修等(1993)、絲文銘(1994)及陳隆麒等(1996)支持過度反應假說；劉玉珍等(1993)則是認為在控制風險以及公司規模下，僅小規模公司存在過度反應現象；Zarowin(1989)則不支持過度反應假說，認為是因為規模差異造成輸家組合以及贏家組合的報酬差異。

⁵ 以三十六月為形成期，將市場調整模式超額報酬由高往低排序，取最高的五分之一樣本作為贏家組合，最低的五分之一為輸家組合。

⁶ 將樣本依公司規模排序後，以 16、20、16 家分配至大、中及小規模三組。形成期與檢測期(各 12 個月)之 與 ，則皆用估計期(形成期前三年)，以市場模式估計累積異常報酬。不過在同時控制風險差異以及公司規模的因素後，僅小型股存在過度反應的現象。

⁷ 絲文銘(1994)的研究，是著重於長期(即 1~5 年)的過度反應現象。以月報酬計算持有期間報酬，將前後 20%的樣本分別定義為贏家及輸家組合，並以持有期間報酬檢驗未控制風險前的過度反應現象。之後，再以 RATS(Returns Across Time and Securities)模型檢定形成期與測試期兩期間之風險差異，並於控制風險因素下，以市場模式估計累積異常報酬，以檢定過度反應假說。

二、衡量股票報酬模型及檢測市場風險差異之方法

以事件研究法去檢測各種事件對股票異常報酬之影響時，根據近來國內資產定價模式之相關研究結果，顯示適用於我國股市之資產定價模式為何並無定論。例如，劉亞秋、黃理哲、劉維琪(1996)以 Fama and French (1992)三因子模型檢測，發現市場 無法解釋我國股市之橫斷面報酬，而公司規模和益本比則具有解釋能力。然而，周寶鳳、劉怡芬(2000)在檢定單因子 CAPM、CRR (Chen, Roll and Ross, 1986)總體經濟因子模型、Fama and French (1992)三因子模型以及 Daniel and Titman (1997)特徵模型後，卻發現市場風險 仍是唯一可解釋我國橫斷面股票報酬之風險變數。

至於市場風險 的估計上，有固定 以及移動 。劉聰衡和謝麗珠(1996)檢驗除權日前後股票的 值⁸和報酬率⁹是否會有變化。作者以市場模式使用股票報酬日資料求得 值並以成對樣本 t 檢定測試除權前後之 值。結果發現事件前後 值有差異，故採用移動法估計 。而丁雲強(2003)則是以日資料與週資料，驗證除權日以及除權週前後的市場風險 是否存在差異，並檢驗除權事件後三年間 市場風險 是否有變化。結果發現，除權事件後三年間市場風險 並無顯著的變化。

由於固定 法係假設估計期與檢測期的母體參數是固定不變的，因此，當估計期與檢測期的母體參數有差異時，累積異常報酬(cumulated abnormal returns, CAR)會造成高(低)估。而移動 法，是以 t 到 $t+n$ 期為估計期估算 $t+n+1$ 期的預測報酬直，再與 $t+n+1$ 其實際報酬值相減，得到異常報酬；接著，再以 $t+1$ 到 $t+n+1$ 為估計期，求出 $t+n+2$ 的異常報酬，然後再向前移動一期，如此不斷操作，直到

⁸ 日資料的觀察期為除權日前後九十天，週資料為除權周前後十六週，不含除權當日(週)。

⁹ 觀察除權日前後三十天及除權週前後四週的異常報酬。

得到每一期的異常報酬率。根據沈中華、張大成(1993)的研究指出，在這移動過程中，事實上存在著一些不一致。當用 t 到 $t+n$ 期為估計期時，係假定此期間母體的係數是固定不變，而在這假設下，所得到第 T_i 期最小平方方法(OLS)的樣本推估值才是不偏推估；但是向前移動時，表示母體參數在 $t+n+1$ 期改變了，所以必須重新估計(即第 T_{i+1} 期)，如此則表示第 T_i 期與第 T_{i+1} 期的母體參數是有差異的，而與前述假設不符。如此一來，異常報酬(abnormal returns, AR)的期望值不為零(即母體的 AR 不在零的上下跳動)，CAR 亦不會在零的上下跳動，這表示某一事件既無影響，CAR 同樣會有異於零的結果產生，造成與固定法相同的結果：高(低)估 CAR。茲將上述過度反應假說及衡量股票報酬模型的文獻整理於表 2-3「過度反應假說與衡量長期股價績效模型」。

第三節 盈餘管理與長期股票報酬績效，及盈餘管理的模型

一、盈餘管理與長期股票報酬績效

Rangan(1998)以 1987~1990 年在 SEC (Securities Exchange Commission)發行現金增資的公司為研究標的，分別以 Jones(1991)所提出的 The Jones Model 及 Dechow *et al.*(1995)所提出的 The Modified Jones Model，來估計盈餘管理的代理變數：可裁決性應計項目(discretionary accrual, DA)。長期績效衡量的部分，除了以股票報酬來衡量績效外，亦以總資產報酬率(return on assets, ROA)為營運績效的衡量指標。實證結果顯示，發行年度的可裁決性應計項目與下一年度股票報酬呈現負向的關聯性。作者推論，當現金增資事件發生前，股價是被高估的；當可裁決性應計項目衰退反轉後導致盈餘下降，市場進行修正，股票報酬因而衰退。也就是說發行公司能藉由盈餘管理操縱該公司的股價，且可裁決性應計項目衰退能解釋長期股票報酬衰退的原因。

表 2-3 過度反應假說與衡量長期股價績效模型

研究者	研究主旨	研究結果
一、過度反應		
DeBondt <i>et al.</i> (1985)	檢定過度反應假說	支持過度反應假說。
Howe (1986)	檢定過度反應假說	支持過度反應假說。
Zarowin (1989)	檢定過度反應假說	不支持過度反應假說，認為是因為規模差異造成輸家組合以及贏家組合的報酬差異。
李存修等 (1993)	檢定過度反應假說	支持過度反應假說，但未發現一年內存在過度反應的現象。
劉玉珍等 (1993)	檢定過度反應假說	僅支持小規模公司具有過度反應現象。
絲文銘(1994)	檢定過度反應假說	發現長期間存在過度反應的現象，控制風險因素後過度反應現象仍存在。
陳隆麒等 (1996)	檢定股票股利宣告後短期報酬下降的現象	支持短期內過度反應假說
二、衡量長期股價績效模型檢測市場風險差異之方法		
劉亞秋等 (1996)	三因子模式	市場 無法解釋我國股市之橫斷面報酬，而公司規模和益本比則具解釋能力。
周賓鳳等 (2000)	CAPM、總體經濟因子模型、三因子模型以及特徵模型	市場風險 仍是唯一可解釋我國橫斷面股票報酬之風險變數。
沈中華等 (1993)	估計 的方法	移動法與固定法皆有可能造成高(低)估的現象。
劉聰衡等 (1996)	檢定	發現事件前後市場風險 存在差異，採用移動平均法估計 。
丁雲強(2003)	檢定	除權事件後三年間與除權前半年間的 並無顯著差異。

Teoh, Welch, and Wong (1998a,b) 針對首次公開發行 (initial public offerings, IPO) 的公司以及現金增資 (seasoned equity offerings, SEO) 公司是否在增資前進行盈餘管理提高淨利，而導致投資人對公司績效過度樂觀而高估其股價進行研究。Teoh *et al.* 則採用 Dechow *et al.* (1995) 所提出的 The Modified Jones Model 計算 DA，並進一步將其區分為短期及長期。實證結果顯示，相較於同規模之非增資公司，IPO 以及 SEO 公司在增資當年度有較高之淨利成長，在增資後有顯著之衰退，並發現可裁決性短期應計項目 (discretionary current accruals, DCA) 於增資後亦產生衰退現象。另一方面，DCA 與增資後股票績效亦顯著相關，DCA 於事件前顯著上升時，事件後長期股票績效亦呈現衰退的狀態，亦即增資事件前 DCA 愈高之公司在增資後長期股票績效衰退程度愈大。

而國內研究，夏侯欣榮 (2000) 探討增資公司在市場表現與營運績效是否有較差的現象，並從盈餘管理的觀點來解釋增資後長期績效的變化。夏侯欣榮以增資年為事件年，觀察增資前一年至增資後二年共四年的績效變化，排除四年內重複現金增資公司、金融服務業、研究期間資料不足、有重大事件的樣本，以 1989 年至 1996 年共 209 個現金增資樣本進行研究。在對照組方面，以非發行現金增資且於事件前後兩年 (共五年) 內無現金增資的公司為樣本。以累積超額報酬率作為股價績效的替代變數；盈餘管理的代理變數，則以可裁決性應計項目 (DA)、可裁決性短期應計項目 (DCA) 以及可裁決性長期應計項目 (discretionary long-term accruals, DLA) 來衡量。

實證結果顯示，在股票績效方面，現金增資事件公司的股價平均累積報酬率，於事件後的年度 (第一年及第二年)，皆呈現較配對公司低的股票報酬率¹⁰；

¹⁰ 包含所有現增樣本以及現金增資超過 15% 的樣本。

而從 DCA 及 DLA 觀察，DCA 於事件年度為正，而 DLA 則於事件前一年為正；在營運績效的檢測上，事件前後各年度的營運績效(資金流量比例)異於零，且事件年度之營運績效優於事件前與事件後；雖長期營運績效(事件前一年至事件年以及事件後各年)未達顯著水準，然而隨著時間的拉長發現公司之長期營運績效(總資產報酬率、營業報酬率及資金流量比率)皆呈現衰退。因此，夏侯欣榮(2000)認為盈餘管理造成營運績效衰退，而事件後長期股票績效衰退則是反應營運績效衰退之結果。

由上述文獻結果發現，長期股票績效係反應公司經營績效的好壞，而盈餘管理代理變數 - 可裁決性應計項目、可裁決性短期應計項目即可裁決性長期應計項目，在事件前或事件年增加，造成較佳的營運績效，致使市場反應公司營運績效，股票績效呈現上揚；然而事件後，盈餘管理代理變數迴轉造成營運績效衰退，致使長期股票績效因反應營運績效不佳而呈現衰退。因此，盈餘管理假說可用來解釋長期股票績效衰退現象。

二、盈餘管理的模型

Healy(1985)針對管理當局之紅利與公司的營運績效關係進行研究，推測管理當局之紅利獎酬計畫與公司盈餘目標相關時，經營階層可能進行盈餘管理的行為。以各年度之總應計項目之平均值為非裁決性應計項目，可裁決性應計項目則為各年度總應計項目與非裁決性應計項目之差。研究結果顯示，研究期間管理當局為獲得紅利而有傾向進行盈餘管理。

DeAngelo(1986)針對公司管理當局之下市收購的行為進行研究，推測公司下市前，經營階層為降低收購成本，於下市前進行盈餘管理。以上一期的應計項目為當期的非裁決性應計項目，實證結果並未發現公司下市前進行盈餘管理之推

論。

Jones (1991)研究美國 ITC 限制進口方案所影響的五種產業，討論因限制進口而受惠的公司，是否會操縱盈餘使盈餘降低，以誘使 ITC 認定此產業遭受大量進口產品的威脅，進而將此產業納入保護的行列。Jones 以兩階段分析(two-stage analysis)進行檢測可裁決性應計項目及不可裁決性應計項目。實證結果發現，在 ITC 完成調查的年度，可裁決性應計項目確實為盈餘降低的主因，此與前述假說相符，而在完成調查後，盈餘、現金流量、收入等會計科目並未顯著增加，這可能是因為可裁決性應計項目的迴轉年度大於一年；或者是此次提出的限制進口要求不一定會成功，可能需要再次提案；亦或或避免被主管機關發現此情事等。因此公司管理當局不一定會在完成調查的下一年度隨即將應計項目全數轉回。

Dechow, Sloan and Sweeney(1995)針對各種衡量可裁決性應計項目的模型，偵測其對盈餘操縱的解釋能力並加以評估比較。Dechow *et al.*(1995)認為 Jones(1991)提出的估計模型中忽略了賒銷對應計項目的影響，管理當局可能利用賒銷交易提高總應計項目以操縱盈餘，故修正了 Jones(1991)模型，以銷貨收益變動數扣除應收款項的變動數及固定資產兩項變數，透過兩階段迴歸分析來估計非裁決性應計項目。這表示將應收帳款的變動自非裁決性應計項目的估計數中排除，並藉由控制經濟情況的變動及非裁決性折舊費用，來控制非裁決性應計項目的變動。另外，為了避免因公司規模而影響應計項目的估計，故以期初總資產作為平減基礎。檢定結果發現 Dechow *et al.*(1995)所提出的 The Modified Jones Model 具有偵測盈餘管理的能力，且於偵測銷貨操縱方面，其檢定力較 Healy(1985)、DeAngelo(1986)及 Jones(1991)為佳。茲將上述文獻整理於表 2-4「盈餘管理與長期股票報酬績效以及盈餘管理的模型」。

第四節 文獻回顧結論

綜合上述文獻，吾人可知在股票股利信號發射假說的檢定上，國內學者的研究皆不支持股票股利具有信號發射功能，因此短期因除權行情造成的異常報酬，在時間拉長後，將因無盈餘增加等資訊支持而使長期股票績效歸於零。然而，過去的研究卻發現股票股利除權之後長期股票績效卻呈現衰退為負的現象。因此，本研究更進一步探尋造成長期股票績效不彰之因。

另一方面，由上文獻之研究結果發現，若投資人過度樂觀而存在過度反應時，則事件後股票績效衰退為負的現象，係因事件前存在之正向異常報酬於事件後陸續修正所致；亦即若除權事件後長期股票績效不彰係因市場存在過度反應，則除權前長期股票績效為正，除權後長期股票績效為負，且兩者成負相關。此外，由於估計期與事件期之系統風險的差異將造成以市場模式估計股票績效之偏誤，因此於檢測長期股票績效前，則須先進行估計期與事件期之風險變化分析。

再者，若公司於事件前或事件當期進行盈餘管理，則事件後可裁決性應計項目迴轉衰退時，長期股票績效將因反應公司經營績效不佳，而呈現異常衰退的狀態；亦即透過觀察事件前後的營運績效變化與可裁決性應計項目的變化，進行檢定除權事件公司是否於除權前進行盈餘管理。因此，本研究將以過度反應假說及盈餘管理假說，來探討造成在無資訊內涵的股票股利除權事件後，長期股票報酬績效不彰之成因。

表 2-4 盈餘管理與長期股票報酬績效以及盈餘管理的模型

	研究主旨	結論
研究者	盈餘管理與長期股票報酬績效	1.事件前或事件年進行盈餘管理是否影響事件後長期股票報酬績效 2.盈餘管理代理變數
Rangan (1998)	事件：現金增資	1.是 2.可裁決性應計項目
Teoh <i>et al.</i> (1998a, b)	事件：1.現金增資 2.初次公開發行	1.是 2.可裁決性短期應計項目、可裁決性長期應計項目
夏侯欣榮(2000)	事件：現金增資	1.是 2.可裁決性短期應計項目、可裁決性長期應計項目及可裁決性應計項目
研究者	估計盈餘管理變數方法	偵測盈餘管理之代理變數
Healy(1991)	採兩階段估計	可裁決性應計項目
DeAngelo(1986)	採兩階段估計	可裁決性應計項目
Jones(1991)	採兩階段估計	可裁決性應計項目
Dechow, <i>et al.</i> (1995)	採兩階段估計	可裁決性應計項目

第三章 研究方法

第一節 研究期間、資料來源及樣本選取

本研究目的，是為了探討股票股利除權後長期股票績效衰退的成因。本研究的事件樣本為國內各股票上市公司普通股，金融保險業由於性質特殊，財務結構與一般產業不同，因此不列入研究範圍。此外，本研究主要針對股票股利除權事件進行研究，因此，排除股票股利除權同時伴隨現金股利除息或現金增資事件。而研究期間股價資料不全或是財務資料不全之公司，也予以剔除。

本文以 1982 年至 1996 年為研究期間，共計十五年，其中進行股票股利除權之我國上市公司樣本共計 1,888 筆，依序扣除 333 筆同時現金增資、91 筆同時現金股利除息、798 筆缺完整市場模式估計期與市場模式 值之股票月報酬資料的事件¹後，有效樣本數為 666 筆。另一方面，在排除可裁決性應計項目為缺值的樣本後，盈餘管理之事件樣本數為 313 筆。本研究所用的各項變數之資料，均取自「台灣經濟新報資料庫」。

第二節 變數衡量

一、裁決性應計項目與非裁決性應計項目

Jones(1991)、Dechow *et al.*(1995)等學者認為，在會計應計(accrual)基礎下，

¹ Teoh *et al.* (1998b)、洪振虔等(民 91)的研究發現，初次公開發行(IPO)公司之股價於公開發行後長期(三十六個月間)存在異常報酬。為排除 IPO 的影響，本研究篩除上市未超過六年(七十二個月)的除權事件，以避免除權事件前長期股票報酬績效受 IPO 之影響。

提供管理階層能藉由可裁決性應計項目(discretionary accruals)，對會計盈餘進行彈性處理的機會，亦即管理階層能藉由可裁決性應計項目的調整，進行盈餘管理。之後如 Rangan(1998)、Teoh *et al.*(1998a, b)及夏侯欣榮(民 89)等的實證研究亦支持，藉由可裁決應計項目可偵測企業進行盈餘管理。本研究援引 Teoh *et al.*(1998b)的研究，透過橫斷面兩階段分析，取得可裁決性應計項目(短期、長期)為盈餘管理代理變數。茲將各項變數定義如下所示：

(一)總應計項目的定義

總應計項目(total accruals; *TAC*)為淨利(net income; *NI*)與營運而來的現金流量(cash flow from operation; *CFO*)之差額；總應計項目可依據時間區分為短期應計項目(current accruals; *CA*)、長期應計項目(long-term accruals; *LA*)。又依管理者裁決程度，總應計項目可區分為可裁決性(discretionary accruals; *DA*)與非裁決性(non-discretionary accruals; *NDA*)。彼此關係分述如(3-1)式：

$$TAC \equiv NI - CFO \equiv CA + LA \equiv DA + NDA \quad (3-1)$$

本論文依據 Dechow *et al.*(1995)研究，以兩階段橫斷面估計可裁決性及非裁決性應計項目²。第一階段迴歸式為：

² Dechow *et al.*(1995)所提出的修正模型對盈餘管理的檢定力最佳，且較 Healy(1985)、DeAngelo(1986)及 Jones(1991)為佳，因此本研究將採用 Dechow *et al.*(1995)的模型估計可裁決性應計項目。

$$\frac{TAC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = b_0 \left(\frac{1}{TA_{j,t-1}} \right) + b_1 \left(\frac{\Delta SALES_{j,t}}{TA_{j,t-1}} \right) + b_2 \left(\frac{PPE_{j,t}}{TA_{j,t-1}} \right) + e_{j,t} \quad (3-2)$$

TAC_t ：第 t 年 j 公司(非事件公司)總應計項目；

$TA_{j,t-1}$ ：第($t-1$)年 j 公司的總資產；

$SALE_{j,t}$ ： j 公司第 t 年與第($t-1$)年收益差異；

$PPE_{j,t}$ ： j 公司第 t 年財產、廠房與設備總帳面值；

b_0 、 b_1 及 b_2 ：為模型之迴歸係數；

$e_{j,t}$ ：為模型之殘差項。

其中，由於各公司間的規模大小不一，因此應變數與自變數皆以 $TA_{j,t-1}$ 平減，使得不同規模間的公司能進行比較。事件期各年度之非事件公司則以該年度同產業之非除權事件公司³，事件期間為事件前一年至事件後三年。經由第一階段橫斷面迴歸估計出非裁決性應計項目之係數 \hat{b}_0 、 \hat{b}_1 及 \hat{b}_2 後，Dechow *et al.*(1995)考量應收帳款的差異對銷貨操縱的影響，因此第二階段加入應收帳款的差異數，作為銷貨的減項。在代入式(3-2)之迴歸係數估計值和同年度事件公司之相關財務變動後，由以下之式(3-3)便可計算出事件公司之非裁決性應計項目為：

³ 以非事件公司進行橫斷面最小平方法 (cross-sectional OLS regression) 來估計非裁決性應計項目係數，是假設非事件公司較事件公司無盈餘管理的誘因，產業分類則依台灣經濟新報資料庫之分類。

$$\frac{NDA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \hat{b}_0 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \hat{b}_1 \left(\frac{\Delta SALES_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) + \hat{b}_2 \left(\frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) \quad (3-3)$$

$NDA_{i,t}$ ：第 t 年 i 公司(事件公司)非裁決性應計項目；

$TA_{i,t-1}$ ：第($t-1$)年 i 公司的總資產；

$SALE_{i,t}$ ： i 公司第 t 年與第($t-1$)年收益差異；

$REC_{i,t}$ ： i 公司第 t 年與第($t-1$)年應收帳款的差異；

$PPE_{i,t}$ ： i 公司第 t 年財產、廠房與設備總帳面值；

\hat{b}_0 、 \hat{b}_1 及 \hat{b}_2 為式(3-2)中 b_0 、 b_1 及 b_2 之 OLS 估計值。

而可裁決應計項目則為總應項目減去非裁決性應計項目，如下式(3-4)：

$$\frac{DA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \frac{NDA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \quad (3-4)$$

$DA_{i,t}$ ：第 t 年 i 公司(事件公司)可裁決性應計項目；

$TA_{i,t-1}$ ：第($t-1$)年 i 公司的總資產；

$TAC_{i,t}$ ：第 t 年 i 公司總應計項目。

(二)短期應計項目(current accruals, CA)

依據 Teoh *et al.*(1998b)引用會計文獻的定義，短期應計項目定義如下式(3-5)。而可裁決性短期應計項目與非裁決性短期應計項目亦採用與上述類似之步驟估計，第一階段橫斷面迴歸式如式(3-6)。其中， $CA_{j,t}$ 與 $SALE_{j,t}$ 皆以 $TA_{j,t-1}$ 平減，非事件公司則為非除權事件公司，事件期間為事件前事件後三年間。經第一階段橫斷面最小平方法迴歸估計出非裁決性短期應計項目係數之係數 \hat{a}_0 及 \hat{a}_1 ，第二階段加入應收帳款的差異數，作為銷貨的減項，第二

階段式(3-7)就可算出事件公司之非裁決短期應計項目(*NDCA*)。因此，可裁決短期應計項目(*DCA*)可以由式(3-8)求得。

$$CA \equiv [\text{應收帳款} + \text{存貨} + \text{其他流動資產}] - [\text{應付帳款} + \text{應付所得稅} + \text{其他短期負債}] \quad (3-5)$$

$$\frac{CA_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = a_0 \left(\frac{1}{TA_{j,t-1}} \right) + a_1 \left(\frac{\Delta SALES_{j,t}}{TA_{j,t-1}} \right) + e_{j,t} \quad (3-6)$$

$CA_{j,t}$: j 公司(非事件公司)第 t 年短期應計項目 ;

$TA_{j,t-1}$: 第($t-1$)年 j 公司(非事件公司)的總資產 ;

$SALE_{j,t}$: j 公司第 t 年與第($t-1$)年收益差異 ;

a_0 及 a_1 : 為模型之迴歸係數 ;

$e_{j,t}$: 為模型之殘差項。

$$\frac{NDCA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \equiv \hat{a}_0 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \hat{a}_1 \left(\frac{\Delta SALES_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) \quad (3-7)$$

$NDCA_{i,t}$: 第 t 年 i 公司(事件公司)非裁決性短期應計項目 ;

$TA_{i,t-1}$: 第($t-1$)年 i 公司的總資產 ;

$SALE_{i,t}$: j 公司第 t 年與第($t-1$)年收益差異 ;

$REC_{i,t}$: 事件公司在第 t 年賒銷的變動數 ;

\hat{a}_0 及 \hat{a}_1 : 來自式(3-6)之估計值。

$$\frac{DCA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \equiv \frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \frac{NDCA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \quad (3-8)$$

$DCA_{i,t}$ ：第 t 年 i 公司(事件公司)可裁決性短期應計項目；

$TA_{i,t-1}$ ：第 $(t-1)$ 年 i 公司的總資產；

$NDCA_{i,t}$ ：第 t 年 i 公司非裁決性短期應計項目。

(三)長期應計項目(long-term accruals, LA)

長期應計項目依管理者裁量程度可分為可裁決性長期應計項目(discretionary long-term accruals, DLA)及非裁決性長期應計項目(non-discretionary long-term accruals, $NDLA$)。其可由(3-3)、(3-4)、(3-7)及(3-8)等式分別求得 DA 、 DCA 、 NDA 和 $NDCA$ 後，由計算式(3-9)及(3-10)式求出 DLA 及 $NDLA$ 。

$$\frac{DLA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \frac{DA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \frac{DCA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \quad (3-9)$$

$$\frac{NDLA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \frac{NDA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \frac{NDCA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \quad (3-10)$$

(四)營運績效

為瞭解事件公司於股票股利除權後公司營運績效是否有衰退的現象，本文採用總資產報酬率(return on assets, ROA)、淨值報酬率(return on equity, ROE)為衡量公司營運績效之代理變數。此外，為避免產業的差異，另外採用減去該產業平均值後之總資產報酬率(ROA_IND)及減去該產業平均值後之淨值報酬率(ROE_IND)。值得注意的是，和美國公司每季皆可發放股利不同，我國公司通常一年只發放股利一次。而第 t 年所實際發放之股票股利主要乃是由第 $t-1$ 年之淨

利分配而來，因此，本文預期管理當局在 $t-1$ 年有較強之誘因進行盈餘管理。所以，除權前一年若存在盈餘管理，則 $t-1$ 期的營運績效變動應大於零，而 t 、 $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 各期的營運績效變動應小於零。茲將各營運績效變數及營運績效變動之定義如下：

1.各年度營運績效

ROA_t ：以第 $t-1$ 年資產平減第 t 年稅後淨利之總資產報酬率；

ROE_t ：以第 t 年平均股東權益平減第 t 年稅後淨利之淨值報酬率；

ROA_IND_t ：以第 t 年之 ROA 減第 t 年同產業平均 ROA ；

ROE_IND_t ：以第 t 年之 ROE 減第 t 年同產業平均 ROE ；

t ：為事件期第幾年度($t = 0$ 為事件年)。

2.各年度營運績效變動

第 $t-2$ 年的變動為 $t-2$ 年值減去 $t-3$ 年值；第 $t-1$ 年的變動為 $t-1$ 年值減去 $t-2$ 年值。但後續各年之變動值皆減去 $t-1$ 年值，即第 t 年的變動為 t 年值減去 $t-1$ 年值；第 $t+1$ 年的變動為 $t+1$ 年值減去 $t-1$ 年值；第 $t+2$ 年的變動為 $t+2$ 年值減去 $t-1$ 年值；第 $t+3$ 年的變動為 $t+3$ 年值減去 $t-1$ 年值。以 ROA_t 變動(即 ROA_t)為例：

$$ROA_{-2}=ROA_{-2}-ROA_{-3} ; \quad ROA_{-1}=ROA_{-1}-ROA_{-2} ;$$

$$ROA_0=ROA_0-ROA_{-1} ; \quad ROA_1=ROA_1-ROA_{-1} ;$$

$$ROA_2=ROA_2-ROA_{-1} ; \quad ROA_3=ROA_3-ROA_{-1}。$$

二、長期股票報酬績效

由於分析長期股價表現，故而選用月報酬率。在估計異常報酬方面，根據周寶鳳等(2000)的研究結果，市場風險 仍是唯一可解釋我國橫斷面股票報酬之風險變數；而劉亞秋等(1996)則認為市場 未能解釋我國橫斷面股票報酬。由於何

種資產定價模式適用於我國股市迄今尚無定論，因此本文為避免因採用單一模型估算報酬造成偏誤，將採用市場調整累積異常報酬($MA_CAR_{i,T}$)以及市場模式估計之累積異常報酬($MM_CAR_{i,T}$)兩種報酬模型來檢測長期股票績效。以下為各模型變數之定義：

(一)市場調整累積異常報酬($MA_CAR_{i,T}$)

$$MA_AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (3-11)$$

$$MA_CAR_{i,T} = \sum_{t=1}^T MA_AR_{i,t} \quad (3-12)$$

此處 $MA_CAR_{i,T}$ 為 i 公司未來 T 月之市場調整累積異常報酬； $MA_AR_{i,t}$ 為 i 事件未來第 t 月之市場調整異常股票報酬； $R_{i,t}$ 為 i 公司第 t 月之股票報酬率； $R_{m,t}$ 為第 t 月之市場報酬率(台灣發行量加權股價指數報酬率)。

(二)市場模式累積異常報酬($MM_CAR_{i,T}$)

$$MM_AR_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m,t} \quad (3-13)$$

$$MM_CAR_{i,T} = \sum_{t=1}^T MM_AR_{i,t} \quad (3-14)$$

此處 $MM_CAR_{i,T}$ 和 $MM_AR_{i,t}$ 分別為 i 公司未來 T 月之市場模式累積異常股票報酬和未來第 t 月之市場模式異常股票報酬； $R_{i,t}$ 和 $R_{m,t}$ 之定義同式(3-11)與式(3-12)； $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 分別為使用估計期(三十六個月)，以市場模式所求得之迴歸截距項和斜率估計值。

三、除權事件前後風險的變化

由沈中華等(1993)的研究發現，估計期與事件期的系統風險若相異時，以系統風險估計異常報酬的模型將造成高(低)估累積異常報酬的現象。根據劉聰衡等(1996)的研究顯示，除權前後三個月之風險存在差異，而丁雲強(2003)則未發現除權前半年和除權後三年之風險存在差異。因此，本研究於計算長期股票

績效前，參考劉聰衡等(1996)與丁雲強(2003)的方法，先檢測除權前後風險變化的情形。

第三節 研究假說

一、股票股利除權事件前後三年間風險變化

劉聰衡等(1996)的研究發現，除權日前後資料之系統風險 存在差異；而沈中華等(1993)的研究發現，當估計期的 與事件期的 相異時，不論採用固定或移動 ，皆會造成誤估：亦即以估計期高之 來估算低 之事件期之異常報酬，當事件對股票績效為負向影響時，會造成累積異常報酬嚴重衰退的現象，高估了事件的影響；而當事件對股票績效有正向影響時，則會低估事件的影響，並且可能造成累積異常報酬為負之結果。

因此，本文在檢驗除權事件前後之長期報酬是否存在過度反應現象前，必須先檢測除權前後之系統風險 是否存在差異，故將除權前後分為四個區間檢測風險：除權前第七十二個月至除權前第三十七個月(-72,-37)，除權前三十六個月(-36,-1)，除權後三十六個月(1,36)，以及除權後第三十七個月至除權後第七十二個月(37,72)共四個期間。接著以市場模式(Market Model)求出各期間之 值，並以成對 t 檢定來檢測各期間之 值是否有顯著的改變(如圖 3-1)。倘若各期間之值確實相異，則後續在檢測除權前後之市場模式 CAR 時，會因估計期與事件期之 不同使得除權前後之 CAR 被高估或低估。故此情況若果真發生時，本文將以移動平均法取代固定 法來估計 值(如沈中華等(1993)、劉聰衡等(1996)之作法)。而為了提供進一步之參考，本研究同時也計算各期間之股票報酬總風險(標準差)並進行差異檢測。故本研究首先建立假說一如下：

假說一 股票股利除權前後之風險存在差異，而估計期及事件期之風險也不相同

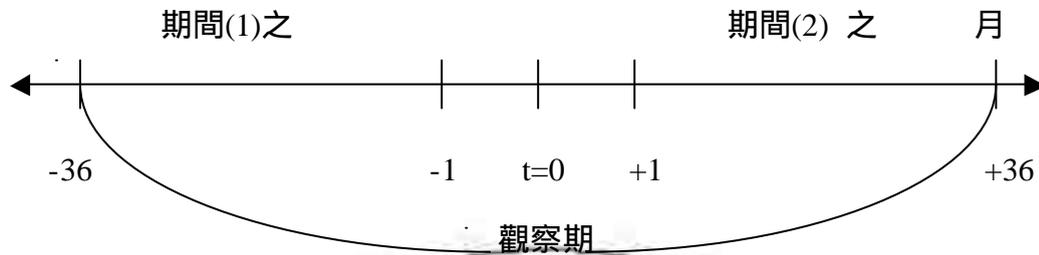


圖 3-1 風險差異分析 (以期間(-36,-1)及(1, 36)之系統風險 為例)

二、過度反應假說

過度反應(overreaction)是指任何事件所引發股票價格的劇烈變動，超過理論上應有的水準，股票報酬隨後反向修正的現象。因此本文欲探討過去研究所發現，股票股利除權後之長期股票績效衰退為負的現象，其可能成因是否是因為市場過度反應所致；亦即股票股利除權前，股票是否已有超漲的異常報酬情形，造成股票股利除權後，股價開始向下修正，使得長期股票績效衰退為負。因此，本文將以有母數之 t 檢定與無母數 sign test 檢定，檢測股票股利除權後三年之長期股票績效是否確實顯著為負，而除權前三年之長期股票績效是否顯著為正。接著，再以 Pearson 及 Spearman 相關係數檢定，檢測事件前後之長期股票績效，是否呈負相關。以下就是本研究之假說二：

假說二 股票股利除權後市場存在過度反應的現象

假說 2-1 股票股利除權事件後長期股票報酬績效為負

假說 2-2 股票股利除權事件前長期股票報酬績效為正

假說 2-3 股票股利除權事件前後長期股票報酬績效為負相關

三、盈餘管理假說

根據過去學者(如 Tech *et al.*(1998a,b)、夏侯欣榮(民 89))的研究顯示，公司管理階層為達其特殊目的，存有進行盈餘管理的動機：藉由操縱事件前一年度之可裁決性應計項目，造成事件前盈餘管理代理變數 - 可裁決短期應計項目(DCA)異常增加，以達成事件公司之特殊目的；而可裁決短期應計項目於事件後因事件公司無持續進行盈餘管理的行為，或降低盈餘管理的程度，造成事件前異常增加之可裁決短期應計項目反轉衰退。當可裁決短期應計項目於事件年度後反轉衰退，將使事件年度後年度盈餘以及股票報酬，也呈現衰退的現象⁴。因此本文推測，股票股利除權後長期股票績效衰退，可能係因事件公司，即第 t 年股票股利除權之公司，對第 $t-1$ 年盈餘(t 年股票股利主要係依據 $t-1$ 年之盈餘發放)進行盈餘管理，使第 $t-1$ 年之可裁決性應計項目(短期、長期)為正值；而於事件後由於降低或停止盈餘管理程度，導致公司經營績效因可裁決性應計項目反向迴轉而衰退，最後使得股票股利除權後長期股票報酬績效不彰。因此，本假說將以 t 檢定，檢測股票股利除權前一年與除權後的三年間，事件公司經營績效及可裁決性應計項目(短期、長期)是否異於零⁵。接著，再針對事件前後各年度之營運績效變動，以及可裁決性應計項目(短期、長期)變動，進行檢驗是否異於零。最後再以 Pearson

⁴ Tech *et al.* (1998a,b) 分別針對現金增資 (SEO) 以及首次公開發行 (IPO) 兩類事件進行研究。發現 IPO 及 SEO 上市前，事件公司經營階層為使 IPO、SEO 上市順利，確有透過可裁決短期應計項目進行盈餘管理之結論。

⁵ 事件前一年若存在盈餘管理，則以 $t-1$ 期為基期， $t-1$ 期之可裁決性應計項目(短期、長期)應為正值，並且大於 $t-2$ 期之可裁決性應計項目(短期、長期)，而事件年(t 期)以及事件後各年($t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 期)則應為負值。然而事件後若只是降低盈餘管理程度，則 $t-1$ 、 t 、 $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 各期之可裁決性應計項目(短期、長期)仍為正值，但 t 、 $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 各期之值低於 $t-1$ 期，亦即 t 、 $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 期可裁決性應計項目(短期、長期)變動應為負值。可裁決性應計項目(長期、短期)變動之定義，同本章第二節營運績效變動之定義，P.26。以可裁決性應計項目 DA_t 為例：

$$\begin{aligned} DA_{2t} &= DA_{2t} - DA_{3t} ; & DA_{1t} &= DA_{1t} - DA_{2t} ; & DA_{0t} &= DA_{0t} - DA_{1t} ; \\ DA_{1t} &= DA_{1t} - DA_{0t} ; & DA_{2t} &= DA_{2t} - DA_{1t} ; & DA_{3t} &= DA_{3t} - DA_{2t} \end{aligned}$$

及 Spearman 相關係數檢定，檢測事件年前一年度可裁決性應計項目(短期、長期)，與事件後各年度的營運績效變動是否存在負相關。由上述之推論，本文建立假說三如下：

假說三 盈餘管理假說

假說 3-1 股票股利除權事件公司除權前之營運績效變動為正，除權後之營運績效變動為負

假說 3-2 股票股利除權事件公司除權前一年之可裁決性應計項目(短期、長期)為正，除權後各年度之可裁決性應計項目(短期、長期)為負

假說 3-3 除權前一年之可裁決性應計項目(短期、長期)變動為正，除權後各年度之可裁決性應計項目(短期、長期)變動為負

假說 3-4 除權前一年度可裁決性應計項目(短期、長期)與除權後各年度之營運績效變動呈負相關

第四節 研究限制

近年來因財政部證期會推動健全股利政策，於民國九十年三月修正「發行人募集與發行有價證券處理準則」第七條：「發行人申報（請）募集與發行有價證券，有下列情形之一者，本會得退回或不核准其案件：申報盈餘轉作資本案件，有下列情事之一者：上市或上櫃公司未於章程中明訂具體之股利政策」⁶。因此，上市或在證券商營業處所買賣之公司(上櫃公司)未於章程中明訂具體之股利政策，財政部證券暨期貨管理委員會得退回或不准申請公司之無償配發新股之申請案。而其中上市(櫃)

⁶ 現行規定為民國 92 年修訂，將無償配發新股與減少資本之規定，獨立成第 76 條。

公司須於章程中以明確揭露明確的股利政策，係指章程中除了要有股息與紅利分派的事項記載外，更須有現金股利以及股票股利分派比率之規定⁷。

而本研究之主要目的是針對股票股利除權事件，探討股票股利除權後，長期股票報酬績效衰退為負的現象成因。為避免新法施行所造成的可能影響，因此本研究排除民國八十五年以後的股票股利除權事件，以確保在衡量未來三年之長期股票績效時不會跨越至新法施行施行的時期。亦即本研究僅針對健全股利政策施行前的期間，來探討長期股票績效衰退的成因。

⁷ 如台泥之章程：「訂定現金股利支付比率為普通股股利之百分之二十至百分之六十，餘額則配發股票股利」。

第四章 實證結果

第一節 股票股利除權事件風險變化之分析

即使估計期和除權前後之二事件期(即(-36,-1)和(1,36))的 β 無顯著差異，但除權前後之 β 不相同時，在檢定除權前後之累積異常報酬相關性時，仍會造成偏誤。此外，當估計期的 β 與事件期的 β 相異時，亦將造成高(低)估市場模式累積異常報酬(如沈中華等(1993))。因此，本文將於檢驗長期股票績效之前，先進行檢測 β 於各期間之風險變化。

由表 4-1「我國上市公司除權前後風險變化之檢定」之 Panel A「系統風險(β)變化」可知，除權事件後三年間(即期間(1,36))之系統風險(β)顯著低於除權前三年間(即期間(-36,1))之 β ，差異值為-0.06；而期間(-72,-37)的 β 也皆顯著高於期間(-36,-1)以及期間(1,36)的 β ，差異值分別為-0.08 及-0.14。不過，由 Panel A 發現，期間(37,72)的 β 與期間(1,36)的 β 並無顯著差異，但顯著低於期間(-36,-1)的 β 。

接著，由表 4-1 之 Panel B「總風險(β)變化」的結果發現，除權事件前後三年間期間(即期間(-36,-1)及(1,36))之總風險(β)存在差異，差異值為-0.72；期間(-72,-37)的 β 皆顯著高於期間(-36,-1)以及期間(1,36)的 β ，差異值分別為-1.43 及-2.14；而期間(37,72)的 β 則顯著高於期間(1,36)，但是與期間(-36,-1)之 β 卻無顯著差異。

表 4-1 我國上市公司除權前後風險變化之檢定

樣本數目	期間(1)	期間(2)	差異(2)-(1)	t 值
Panel A: 系統風險()變化				
666	(-36,-1) 0.92 ***	(1,36) 0.86 ***	-0.06	-4.61 ***
666	(-72,-37) 1.00 ***	(-36,-1) 0.92 ***	-0.08	-5.84 ***
666	(-72,-37) 1.00 ***	(1,36) 0.86 ***	-0.14	-10.99 ***
583	(-36,-1) 0.92 ***	(37,72) 0.87 ***	-0.06	-4.37 ***
583	(1,36) 0.86 ***	(37,72) 0.87 ***	0.00	0.02
Panel B: 總風險()變化				
666	(-36,-1) 14.25 ***	(1,36) 13.53 ***	-0.72	-2.43 **
666	(-72,-37) 15.67 ***	(-36,-1) 14.25 ***	-1.43	-4.36 ***
666	(-72,-37) 15.67 ***	(1,36) 13.53 ***	-2.14	-5.42 ***
583	(-36,-1) 14.25 ***	(37,72) 14.47 ***	-0.09	-0.22
583	(1,36) 13.53 ***	(37,72) 14.47 ***	0.81	2.68 ***

註：*、**、***分別表示 10%、5%、1% 顯著水準。

因此，由表 4-1 之結果發現，除權前三年間之總風險 及系統風險 皆高於除權後三年，除權前期間(-72,-37)之 及 也同時高於除權前三年與除權後三年，以及除權後期間(37,72)之 與除權前三年之 有差異。因此，除了支持假說一「股票股利除權前後之風險存在差異，而估計期及事件期之風險也不相同」，此一結果亦顯示，不論採用除權前期間(-72,-37)或除權後期間(37,72)為估計期，估計除權前後兩事件期之市場模式累積異常報酬，皆將因估計期與事件期之系統風險 不同而產生偏誤。因此，為避免採用固定期間估計 衡量股票異常報酬的偏誤，以下本文將採用移動 來進行估計市場模式股票異常報酬。

第二節 過度反應假說檢定

本節根據第三章所述之方法，採用市場調整累積異常報酬 (MA_CAR)，以及市場模式估計之累積異常報酬 (MM_CAR) 二種報酬模式之平均值、正值比率和統計檢定值，檢測除權事件前後長期股票績效，並將結果陳列於表 4-2 「我國上市公司除權前後之長期股票績效」。由表 4-2 之 Panel A 「市場調整累積異常報酬 (MA_CAR)」，以市場調整模累積異常報酬 (MA_CAR) 檢定結果觀之，無論是 t 檢定或 sign test 皆顯示，除權前三年(-36,-1) 除權前二年(-24,-1)及除權月(0,0)之 MA_CAR 皆顯著為正，平均 MA_CAR 分別為 13.47%、7.00%、1.96%，正值比率(MA_CAR 正值的事件公司占全體事件樣本的比率) 分別為 58%、56%及 50%。相反地，除權後(1,36)之 MA_CAR 則顯著為負，平均值為-5.89%，正值比率為 41%。另一方面，表 4-2 之 Panel B 「市場模式累積異常報酬 (MM_CAR)」的結果則顯示，除了除權當月(0,0)之 MM_CAR 顯著為正外，其餘除權前後各期間之 MM_CAR 之 t 檢定與 sign test 檢測的結果皆顯著為負。由上述表 4-2 的結果可知，股票股利除權當

月的確存在正異常報酬，此結果與李存修(1991)所發現短期填權效果的結論相符。而除權後長期股票績效之結果顯示，無論是 MA_CAR 與 MM_CAR ，除權後三年(1,36)之股票報酬績效皆為顯著負值，故支持假說 2-1「股票股利除權事件後長期股票報酬績效為負」。

然而，由表 4-2，針對除權前長期股票績效檢定之結果卻顯示，計算異常報酬模式的不同，可能產生極端的結果：(-36,-1)及(-24,-1)期間存在顯著正 MA_CAR ，但是 MM_CAR 竟皆為顯著負值。由於在 是否為解釋我國橫斷面報酬唯一之風險變數的國內實證研究上，尚未有一致的結果(如劉亞秋等(1996)、周寶鳳等(2000))，因此以市場模式估計長期股票績效，有可能產生偏誤。更重要的是，由表 4-1 的結果發現，系統風險 在除權前(期間(-72,-37)至(-36,-1))已發現呈下降的情形，而除權後(期間(1,36))之 更低於除權前。因此，雖然採用移動期間取代固定期間估計系統風險，可減低估計期 較高而事件期 較低所引發之偏誤，但根據沈中華等(1993)之發現，當估計期間之 依然高於事件期之，採用較高之 來估計 MM_CAR ，仍會造成嚴重低估 MM_CAR 的結果。若此說為真，則可解釋表 2 中除權後之 MM_CAR 衰退為負的程度高於 MA_CAR ，而除權前 MA_CAR 為正但 MM_CAR 卻呈負值的情形。因此長期股票績效檢定結果雖只有 MA_CAR 支持假說 2-2「股票股利除權事件前長期股票績效為正」，但本研究認為 MM_CAR 之結果較有爭議，表 4-2 宜以 MA_CAR 之實證結果為主要根據。

接著，本文進行檢測除權前後期間長期股票績效之相關性。若除權事件前後存在過度反應的現象，則除權前與除權後二者之長期股票績效，應呈現負向相關。由表 4-3「我國上市公司除權前後之長期股票績效 Pearson 與 Spearman 相關係數檢定」的結果可知，以有母數之 Pearson 以及無母數之 Spearman 相關係數檢定之結果皆顯示，(-24,-1)與(1,24)、(-36,-1)與(1,36)之 MA_CAR 與 MM_CAR 皆為顯著負相關，表示除權後長期股票

績效的衰退，與除權前長期股票績效之過度高估有關。因此，以上實證結果支持假說 2-3「股票股利發放事件前後長期股票績效為負相關」。

由上述之結果觀之，估計期較事件期有較高之 MM_CAR 雖然使除權前後之 MM_CAR 都被低估，然而，值得注意的是，除權前後過度反應現象若真的存在，則二者應該還是呈負向關係。因此，綜合表 4-2 和表 4-3 及假說 2-1 至假說 2-3 的實證結果來看，除權事件後三年確實存在衰退的負長期股票績效，而除權前三年則存在正長期股票績效，且除權前後三年間的長期股票績效呈負相關，故支持過度反應是除權後長期股票績效衰退的原因。亦即除權後三年間之長期股票績效為負，係因除權前三年即已存在正向股票異常報酬，並於事件後反向修正的過度反應現象所引起的。而此一結果與李存修等(1993)發現台灣股票市場長期股票績效存在過度反應現象相符。

第三節 盈餘管理假說檢定

本研究以除權事件年度前二年起，至事件後三年間為事件期，觀察股票股利發放公司在除權事件前後之營運績效變動，以及檢定事件前公司是否有藉由正向操縱可裁決性應計項目(短期、長期)，造成事件後可裁決性應計項目反轉，公司之營運績效隨之衰退，並進而反應在股票之長期報酬上，使股票股利除權後長期股票績效不彰。

一、營運績效變動分析

由表 4-4「我國上市公司除權前後營運績效變動」中之 Panel A「平均值 t 檢定」，以 t 檢定檢測除權事件前後各年間營運績效變動之結果顯示，除權事件前之營運績

表 4-2 我國上市公司除權前後之長期股票績效

事件期	平均值(%)	t 檢定值	正值比率 (%)	sign test 檢定值
Panel A: 市場調整累積異常報酬(MA_CAR)				
(-36, -1)	13.47	5.91 ***	58	3.95 ***
(-24, -1)	7.00	3.87 ***	56	3.10 ***
(-12, -1)	0.77	0.63	50	-0.16
(0, 0)	1.96	5.01 ***	58	4.18 ***
(1, 12)	-0.30	-0.22	48	-1.16
(1, 24)	-1.05	-0.55	48	-1.24
(1, 36)	-5.89	-2.62 ***	41	-4.42 ***
Panel B: 市場模式累積異常報酬(MM_CAR)				
(-36, -1)	-10.70	-4.91 ***	42	-4.18 ***
(-24, -1)	-8.24	-4.51 ***	43	-3.72 ***
(-12, -1)	-6.16	-4.73 ***	41	-4.57 ***
(0, 0)	1.66	4.04 ***	55	2.55 ***
(1, 12)	-5.01	-3.61 ***	41	-4.73 ***
(1, 24)	-8.70	-4.65 ***	41	-4.65 ***
(1, 36)	-14.21	-7.02 ***	39	-5.27 ***

註：正值比率是指正值的事件公司占全體事件樣本的比率；

*表 10%統計顯著水準，**表 5%統計顯著水準，***表 1%統計顯著水準。

表 4-3 我國上市公司除權前後之長期股票績效 Pearson 與 Spearman 相關係數檢定

	除權前	除權後	Pearson 相關係數	Spearman 相關係數
Panel A: 市場調整累積異常報酬(MAR_CAR)				
	(-12, -1)	(1, 12)	-0.060	-0.017
	(-24, -1)	(1, 24)	-0.146***	-0.109***
	(-36, -1)	(1, 36)	-0.145***	-0.147***
Panel B: 市場模式累積異常報酬(MM_CAR)				
	(-12, -1)	(1, 12)	-0.042	-0.005
	(-24, -1)	(1, 24)	-3.193***	-0.285***
	(-36, -1)	(1, 36)	-0.402***	-0.371***

註：*表 10%統計顯著水準，**表 5%統計顯著水準，***表 1%統計顯著水準。

效變動(ROA_t 、 ROE_t 及 ROE_IND_t)皆顯著為正，平均值分別為 0.010、1.479、1.511。表示除權前一年公司之營運績效有升高之現象。在除權後之營運績效變動方面，除 ROE_IND_t 僅在 $t=0$ 之除權當年為顯著負值外，其餘三種營運績效變動，包括 ROA_t 、 ROE_t 及 ROA_IND_t 在除權後各年($t=0\sim 3$)皆呈顯著負值，如 ROA_t 平均變動值分別為-0.015、-0.015、-0.026及-0.037。此一結果顯示，除權事件公司之營運績效在除權後呈現較除權前衰退之情形。

此外由表 4-4 之 Panel B「正值比率與 sign test」中，sign test 亦顯示與 Panel A 非常相似之結果，如 ROA_t 及 ROE_t 之正值比率於除權後三年間($t=0\sim 3$)皆呈現顯著衰退的現象，表示除權事件公司於除權後之營運績效變動為正值的公司數目逐年減

少。此一結果也顯示除權後事件公司之營運績效較除權前一年為差，且於除權後逐年衰退。因此，表 4-4 顯示除權事件公司在除權前營運績效上揚而於除權後衰退之現象，與表 2 之 Panel A 所揭露除權前長期股票異常報酬為正，而除權後則轉為負值之發現，大致上是相符的。故上述實證結果支持假說 3-1「股票股利除權事件公司除權前之營運績效變動為正，除權後之營運績效變動為負」。

二、事件前後各期可裁決性應計項目與可裁決性應計項目變化分析

由假說 3-1 的結果發現，除權前一年的營運績效較除權後為佳。因此，為進一步檢測表 4-4 中除權前營運績效提昇而於除權後衰退的現象，是否為事件公司之管理當局於除權前利用可裁決性應計項目進行正向盈餘管理，而除權後可裁決性應計項目反轉所導致的結果，本研究計算除權公司於事件前後各年度之可裁決性應計項目(DA_t)、可裁決性短期應計項目(DCA_t)及可裁決性長期應計項目(DLA_t)，並將 t 檢定、正值比率和 sign test 之結果，分別陳列於表 4-5「我國上市公司除權前後可裁決性應計項目檢定」之 Panel A「平均值 t 檢定」和 Panel B「正值比率與 sign test」。

由表 4-5 之 Panel A，以 t 檢定檢測事件前後各年度($t=-2\sim 3$)之 DA_t 、 DCA_t 及 DLA_t 之結果顯示，除權前一年($t=-1$)之 DA_t 和 DCA_t 皆顯著為正，平均值分別為 0.016 及 0.024。但是 DCA_t 在除權前二年($t=-2$)以及 DA_t 與 DCA_t 在除權後各年($t=0\sim 3$)也皆顯著為正。換句話說，在除權前二年，管理當局即可能進行正向盈餘管理，而不是僅在較有誘因之除權前一年。而更重要的是，實證結果中 DA_t 和 DCA_t 不但在除權後未反轉為負值，竟維持長期顯著之正值；這項發現明顯與 DA_t 和 DCA_t 應在事件後反轉之盈餘管理現象不符。

而表 4-5 之 Panel B，以 sign test 的結果也是呈現類似之結果。如 $DA_{i,t}$ 於 $t=-1$ 、 $t=0$ 、 $t=1$ 及 $t=3$ 呈現正顯著，正值比率分別為 56%、54%、55% 以及 56%；而 $DCA_{i,t}$ 則於 $t=-2$ 、 $t=-1$ 及 $t=1$ 呈現正顯著，正值比率分別為 56%、60% 以及 58%。因此本研究推論，表 4-5 之實證並不支持假說 3-2「股票股利除權事件公司除權前一年之可裁決性應計項目(短期、長期)為正，除權後各年度之可裁決性應計項目(短期、長期)為負」。

雖然國內外盈餘管理之相關文獻都假設事件公司只有在事件前不久才有盈餘管理之誘因，且發現可裁決性應計項目在事件後即會立即反轉。然而，由上述結果顯示，除權事件公司於除權前後各年間，似乎皆有正向操縱盈餘的現象。為了不排除我國除權公司會較長時間地操縱盈餘，使得可裁決性應計項目之反轉現象不明顯，本研究進一步檢測除權前後各年之可裁決性應計項目變動，並將結果陳列於表 4-6「我國上市公司除權前後可裁決性應計項目變動之檢定」。本研究預期在除權前一年之盈餘管理誘因還是較大，因此除權前一年之可裁決性應計項目應較除權前二年還大(即正向變動)，而除權後各年之值則應皆低於除權前一年(即負向變動)；亦即倘若公司持續操縱盈餘，除權後只是降低盈餘管理程度，則 $t=-1$ 、 $t=0$ 、 $t=1$ 、 $t=2$ 、 $t=3$ 各期之 DA_t 及 DCA_t 仍為正值，但 $t=0$ 、 $t=1$ 、 $t=2$ 及 $t=3$ 各期之值將低於 $t=1$ 期，亦即 $t=0$ 、 $t=1$ 、 $t=2$ 及 $t=3$ 期 DA_t 及 DCA_t 應為負值。但表 4-6 的結果顯示，不論以 t 檢定或 sign test 進行檢測除權前後各年之 DA_t 、 DCA_t 與 DLA_t 皆無顯著變動，因此不支持假說 3-3「除權前一年之可裁決性應計項目(短期、長期)變動為正，除權後各年度之可裁決性應計項目(短期、長期)變動為負」。

此外，若除權事件公司於除權前一年進行正向的盈餘管理，則推測事件前一年

($t=-1$)的 DA_t 、 DCA_t 與 DLA_t (即 DA_{-1} 、 DCA_{-1} 、 DLA_{-1})，應與 $t=-1$ 之營運績效變動為正相關，而與事件後各年($t=0\sim 3$)的營運績效變動呈現負相關；也就是說，除權前有正向的盈餘管理，造成除權前營運績效虛增，而除權後因減低操縱程度或無進行操縱，造成營運績效衰退。由表 4-7「除權前一年度可裁決性應計項目與營運績效變動 Pearson 相關係數檢定」，以 Pearson 相關係數檢定之結果可發現，Panel A「營運績效變動 ROA_t 」和 Panel C「營運績效變動 ROA_IND_t 」中，雖然 DCA_{-1} 與 $t=-1$ 期之 ROA_t 及 ROA_IND_t 成正相關，且 DA_{-1} 、 DCA_{-1} 與除權後各年($t=0\sim 3$)之 ROA_t 與 ROA_IND_t 成負相關，但 DLA_{-1} 卻完全呈現相反之結果。觀察 DCA_{-1} 和 DLA_{-1} 之總合的 DA_{-1} 也未發現除權前一年可裁決性應計項目與除權前一年之營運績效變動成正向關聯之證據。而檢視 Panel B「營運績效變動 ROE_t 」中 ROE_t 之結果，則顯示 DA_{-1} 、 DCA_{-1} 、 DLA_{-1} 和除權前後各年之營運績效變動並無任何關聯。同樣地，Panel D「營運績效變動 ROE_IND_t 」中 ROE_IND_t 檢定結果雖指出 DA_{-1} 、 DLA_{-1} 和除權後部分年度的營運績效變動呈負相關，但除權前一年的 DA_{-1} 、 DCA_{-1} 、 DLA_{-1} 和除權前一年之營運績效變動卻無任何關聯。

當進一步觀察陳列無母數之 Spearman 相關係數檢定結果之表 4-8「除權前一年度可裁決性應計項目與營運績效變動 Spearman 相關係數檢定」時可發現，表 4-7 中 DA_{-1} 、 DCA_{-1} 與除權後各年度營運績效變動呈負相關的現象幾乎都消失了。此外，表 4-8 也清楚顯示，除權前一年之 DA_{-1} 、 DCA_{-1} 、 DLA_{-1} 和除權前一年之營運績效變動並未呈正向關係。因此從表 4-7 和表 4-8 之發現，本文推論實證結果並不支持假說 3-4「除權前一年度可裁決性應計項目(短期、長期)與除權後各年度之營運績效變動呈負相關」。

綜合上述假說 3-1 至假說 3-4 之檢測結果，本文雖然發現營運績效在除權前一年上升而於除權後各年衰退、除權前一年之 *DA*、*DCA* 皆為正值、且有母數 *t* 檢定中部分營運績效變動之衡量指標在除權後各年度與除權前一年之 *DA*、*DCA* 呈負相關，但實證結果也指出，除權後各年之 *DA* 與 *DCA* 不但未反轉卻仍維持為正值。而即使考量除權公司長期操縱盈餘而使 *DA* 與 *DCA* 立即之反轉較不明顯的可能性，本文仍未發現其有於除權前增加而於除權後減少的現象。此外，無母數之 *sign test* 並無除權前一年之 *DA*、*DCA* 和除權後營運績效變動成負相關的跡象。更重要的是，無論是 *t* 檢定或 *sign test* 之檢測結果皆未顯示除權前一年之 *DA*、*DCA* 和除權前一年之營運績效變動有任何關聯。故本研究之實證結果並未發現除權公司於事件前有進行盈餘管理之證據，假說三「盈餘管理假說」因而無法解釋除權後長期股票績效衰退的現象。

第四節 實證研究結論

本研究援引過度反應假說以及盈餘管理假說，探討股票股利除權後，長期股票報酬績效為負的現象成因。研究結果顯示，股票市場存在過度反應現象，股票報酬績效於除權後衰退的結果，係因除權前股票報酬績效超漲，於除權後反轉修正之結果。而除權前後之系統風險(β)呈現下降的現象，因此，使用 β 估計長期股票報酬績效會造成低估異常報酬的偏誤。此外，雖然除權前一年營運績效較除權後各年度間營運績效為佳，然而，研究結果並未發現除權事件公司進行盈餘管理的證據，因此並無法證實經營階層於除權前進行盈餘管理的推測。

表 4-4 我國上市公司除權前後營運績效變動

相對年份	$t=-2$	$t=-1$	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$
Panel A: 平均值 t 檢定						
ROA_t	0.008 (1.30)	0.010 (1.71) *	-0.015 (-2.61) ***	-0.015 (-2.49) **	-0.026 (-4.03) ***	-0.037 (-6.09) ***
ROE_t	1.168 (1.26)	1.479 (1.85) *	-2.272 (-2.86) ***	-2.003 (-2.36) **	-4.355 (-4.56) ***	-6.434 (-6.42) ***
ROA_IND_t	0.005 (0.90)	0.008 (1.54)	-0.012 (-2.30) **	-0.013 (-2.41) **	-0.016 (-2.76) ***	-0.019 (-3.52) ***
ROE_IND_t	0.783 (0.87)	1.511 (1.91) *	-1.789 (-2.33) **	-1.131 (-1.41)	-1.141 (-1.37)	1.576 (1.08)
Panel B: 正值比率與 sign test						
ROA_t	0.53 (1.02)	0.55 (1.70) *	0.43 (-2.22) **	0.42 (-2.57) **	0.39 (-3.86) ***	0.37 (-4.33) ***
ROE_t	0.53 (1.02)	0.54 (1.34)	0.42 (-2.70) ***	0.44 (-2.17) ***	0.40 (-3.58) ***	0.36 (-4.63) ***
ROA_IND_t	0.46 (-1.15)	0.54 (1.33)	0.43 (-2.22) **	0.46 (-1.52)	0.42 (-2.69) ***	0.46 (-1.29)
ROE_IND_t	0.49 (-0.26)	0.56 (1.95) *	0.44 (-2.00) **	0.45 (-1.58)	0.49 (-0.41)	0.53 (0.88)

註：(1) ROA_t 為以第 $t-1$ 年資產平減第 t 年稅後淨利後之總資產報酬率； ROE_t 為以第 t 年平均股東權益平減第 t 年稅後淨利後之淨值報酬率； ROA_IND_t 為以第 t 年之 ROA 減第 t 年同產業平均 ROA ； ROE_IND_t 為以第 t 年之 ROE 減第 t 年同產業平均 ROE 。括弧內之數字為 t 檢定值，而正值比率是指正值的事件公司占全體事件樣本的比率。

(2)而各年度營運績效變動之定義，以 ROA_t 為例：

$$ROA_{-2}=ROA_{-2}-ROA_{-3}; \quad ROA_{-1}=ROA_{-1}-ROA_{-2}; \quad ROA_0=ROA_0-ROA_{-1};$$

$$ROA_1=ROA_1-ROA_{-1}; \quad ROA_2=ROA_2-ROA_{-1}; \quad ROA_3=ROA_3-ROA_{-1}。$$

(3)*、**、***分別表示 10%、5%、1%顯著水準。

表 4-5 我國上市公司除權前後可裁決性應計項目檢定

相對年份	$t=-2$	$t=-1$	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$
Panel A: 平均值 t 檢定						
DA_t	0.011 (1.09)	0.016 (1.80) *	0.017 (2.22) **	0.012 (1.89) *	0.026 (2.46) **	0.020 (3.25) ***
DCA_t	0.023 (1.96) *	0.024 (2.21) **	0.024 (2.43) **	0.014 (2.28) **	0.023 (2.47) **	0.013 (2.52) **
DLA_t	-0.012 (-1.20)	-0.008 (-0.88)	-0.007 (-0.81)	-0.002 (-0.30)	0.003 (0.54)	0.007 (1.41)
Panel B: 正值比率與 sign test						
DA_t	0.51 (0.49)	0.56 (2.11) **	0.54 (2.23) **	0.55 (1.84) *	0.54 (1.51)	0.56 (2.23) ***
DCA_t	0.56 (2.06) **	0.60 (3.39) ***	0.57 (1.61)	0.58 (2.84) ***	0.53 (1.29)	0.54 (1.61)
DLA_t	0.46 (-1.46)	0.48 (-0.82)	0.49 (-0.17)	0.46 (-1.40)	0.52 (0.75)	0.53 (1.51)

註：(1) DA_t 為除權事件公司事件前後第 t 年之可裁決性應計項目， DCA_t 為除權事件公司事件前後第 t 年之可裁決性短期應計項目， DLA_t 為除權事件公司事件前後第 t 年之可裁決性長期應計項目，而 DA_t 、 DCA_t 及 DLA_t 為經第 $t-1$ 年之總資產平檢後之衡量值；括弧內之數字為 t 檢定值。正值比率是指正值的事件公司占全體事件樣本的比率。

(2)*、**、***分別表示 10%、5%、1% 顯著水準。

表 4-6 我國上市公司除權前後可裁決性應計項目變動之檢定

相對年份	$t=-1$	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$
Panel A: 平均值 t 檢定					
DA_t	-0.002 (-0.13)	-0.005 (-0.48)	-0.009 (-0.90)	-0.001 (-0.07)	-0.009 (-0.85)
DCA_t	-0.004 (-0.22)	-0.002 (-0.14)	-0.011 (-0.94)	-0.010 (-0.70)	-0.018 (-1.57)
DLA_t	0.002 (0.13)	-0.003 (-0.23)	0.004 (0.34)	0.009 (0.88)	0.010 (0.98)
Panel B: 正值比率與 sign test					
DA_t	0.50 (0.12)	0.50 (-0.12)	0.50 (-0.12)	0.49 (-0.35)	0.48 (-0.82)
DCA_t	0.49 (-0.24)	0.46 (-1.29)	0.48 (-0.85)	0.45 (-1.87) *	0.40 (-3.39) ***
DLA_t	0.50 (0.12)	0.52 (0.70)	0.50 (0)	0.50 (0)	0.50 (0)

註：(1) DA_t 為除權事件公司事件前後第 t 年之可裁決性應計項目， DCA_t 為除權事件公司事件前後第 t 年之可裁決性短期應計項目， DLA_t 為除權事件公司事件前後第 t 年之可裁決性長期應計項目，而 DA_t 、 DCA_t 及 DLA_t 為經第 $t-1$ 年之總資產平檢後之衡量值。括弧內之數字為 t 檢定值，而正值比率是指正值的事件公司占全體事件樣本的比率。

(2) 而各年度可裁決性應計項目變動之定義，以 DA_t 為例：

$$DA_2=DA_2-DA_3 ; \quad DA_1=DA_1-DA_2 ; \quad DA_0=DA_0-DA_1 ;$$

$$DA_1=DA_1-DA_1 ; \quad DA_2=DA_2-DA_1 ; \quad DA_3=DA_3-DA_1。$$

(3) *、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 顯著水準。

表 4-7 除權前一年度可裁決性應計項目與營運績效變動 Pearson 相關係數檢定

相對年份	$t=-1$	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$
Panel A: 營運績效變動 ROA_t					
DA_{-1}	0.077	-0.091	-0.078	-0.112 *	-0.166 ***
DCA_{-1}	0.275 ***	-0.239 ***	-0.223 ***	-0.238 ***	-0.276 ***
DLA_{-1}	-0.241 ***	0.196 ***	0.190 ***	0.175 ***	0.169 ***
Panel B: 營運績效變動 ROE_t					
DA_{-1}	0.022	-0.060	-0.020	-0.071	-0.104
DCA_{-1}	0.000	-0.048	0.001	-0.068	-0.058
DLA_{-1}	0.019	-0.001	-0.021	0.012	-0.032
Panel C: 營運績效變動 ROA_{IND}_t					
DA_{-1}	0.078	-0.134 **	-0.110 *	-0.129 **	-0.161 ***
DCA_{-1}	0.265 ***	-0.244 ***	-0.220 ***	-0.252 ***	-0.249 ***
DLA_{-1}	-0.228 ***	0.162 ***	0.155 ***	0.175 ***	0.141 **
Panel D: 營運績效變動 ROE_{IND}_t					
DA_{-1}	0.034	-0.108 *	-0.054	-0.077	-0.114 *
DCA_{-1}	-0.021	-0.017	0.040	-0.048	0.062
DLA_{-1}	0.053	-0.084	-0.100 *	-0.018	-0.184 ***

註：(1) DA_{-1} 指事件前一年($t=-1$ 年)可裁決性應計項目， DCA_{-1} 指 $t=-1$ 年可裁決性短期應計項目， DLA_{-1} 指 $t=-1$ 年可裁決性長期應計項目。 ROA_t 為以第 $t-1$ 年資產平減第 t 年稅後淨利之總資產報酬率， ROE_t 為以第 t 年平均股東權益平減第 t 年稅後淨利之淨值報酬率， ROA_{IND}_t 為以第 t 年之 ROA 減第 t 年同產業平均 ROA ， ROE_{IND}_t 為以第 t 年之 ROE 減第 t 年同產業平均 ROE 。
 (2)各年度營運績效變動(即 ROA_t 、 ROE_t 、 ROA_{IND}_t 及 ROE_{IND}_t)之定義請參見表 4-4。
 (3)*、**、***分別表示 10%、5%、1%顯著水準。

表 4-8 除權前一年度可裁決性應計項目與營運績效變動 Spearman 相關係數檢定

相對年份	$t=-1$	$t=0$	$t=1$	$t=2$	$t=3$
Panel A: 營運績效變動 ROA_t					
DA_{-1}	-0.018	0.020	0.054	-0.007	-0.023
DCA_{-1}	-0.039	0.091	0.016	0.034	-0.000
DLA_{-1}	-0.126 **	-0.008	0.032	-0.010	0.045
Panel B: 營運績效變動 ROE_t					
DA_{-1}	-0.011	-0.002	0.057	-0.049	-0.044
DCA_{-1}	0.065	0.026	0.069	-0.024	-0.063
DLA_{-1}	-0.062	-0.023	-0.010	-0.019	0.007
Panel C: 營運績效變動 ROA_{IND}_t					
DA_{-1}	0.033	-0.037	-0.020	-0.038	-0.019
DCA_{-1}	0.095	-0.019	-0.009	-0.008	-0.044
DLA_{-1}	-0.100 *	-0.049	-0.013	-0.038	0.015
Panel D: 營運績效變動 ROE_{IND}_t					
DA_{-1}	0.047	-0.017	-0.022	-0.104 *	-0.076
DCA_{-1}	0.041	0.073	0.072	-0.006	-0.010
DLA_{-1}	0.021	-0.126 **	-0.127 *	-0.102 *	-0.103 *

註：(1) DA_{-1} 指事件前一年($t=-1$ 年)可裁決性應計項目， DCA_{-1} 指 $t=-1$ 年可裁決性短期應計項目， DLA_{-1} 指 $t=-1$ 年可裁決性長期應計項目。 ROA_t 為以第 $t-1$ 年資產平減第 t 年稅後淨利之總資產報酬率， ROE_t 為以第 t 年平均股東權益平減第 t 年稅後淨利之淨值報酬率， ROA_{IND}_t 為以第 t 年之 ROA 減第 t 年同產業平均 ROA ， ROE_{IND}_t 為以第 t 年之 ROE 減第 t 年同產業平均 ROE 。

(2)各年度營運績效變動(即 ROA_t 、 ROE_t 、 ROA_{IND}_t 及 ROE_{IND}_t)之定義請參見表 4-4。

(3)*、**、***分別表示 10%、5%、1%顯著水準。

第五章 結論與後續研究建議

第一節 結論

過去我國檢測股票股利的事件研究中，填權行情之短期股價異常現象雖獲得大多數實證研究之支持，但是其並未發現支持股票股利事件有信號發射效果的證據。而若股票股利事件本身不具有未來盈餘之資訊內涵，那在短期的填權行情後，長期而言，股價應回歸其真實價值。亦即，填權行情所帶來之短期股票正向異常報酬，在拉長持有期間後，股票未來之異常報酬將因無盈餘增加等基本面消息支持轉為負值，故在消長相抵後，長期累積異常報酬終應趨近於零。然而，過去學者的研究卻發現，在股票股利除權後，長期股票績效衰退為負值。為了能合理解釋上述似乎矛盾之文獻結果，本文提出「過度反應」和「盈餘管理」兩項假說，並檢測其是否為除權後長期股票績效衰退之可能成因。

本研究以 1982 年至 1996 年為研究期間，共計十五年。在扣除同時辦理現金增資、同時發放現金股利的除權事件，以及排除缺完整市場模式估計期與市場模式值之股票月報酬資料後，過度反應之有效樣本數為 666 筆；接著，在扣除可裁決性應計項目為缺值之事件樣本後，盈餘管理之有效樣本數為 313 筆。藉由觀察除權前後長期股票績效之相關性，檢測除權事件前後三年間是否存在過度反應的現象。另一方面，透過除權事件公司之營運績效於事件前與事件後之變動、除權事件年度前後可裁決性應計項目的變動，以及除權後營運績效變動與除權前可裁決性應計項目變動之關係，具以探究事件公司於除權前是否有進行盈餘管理。

實證結果顯示，除權前長期異常股票報酬為正、除權後長期異常股票報酬為

負，且二者呈負相關。因此，此一結果支持過度反應為股票股利發放公司在除權後長期股票績效為負的可能解釋。另一方面，本文雖發現營運績效存在除權前一年上升而於除權後長期衰退的現象，但並未檢測到可裁決性應計項目造成除權前一年之營運績效上升之證據。此外，可裁決性應計項目也未在除權後反轉為負，因此不能解釋除權後營運績效衰退的發現。由上述之實證結果顯示，吾人並無公司管理當局在除權前有進行盈餘管理之所需證據，故盈餘管理不能用以解釋除權後長期股票績效衰退的原因。

第二節 研究建議

本文主要以我國發放股票股利的股票上市公司為研究對象，探討股票股利發放後長期股票績效為負的成因。由於財政部證期會推動健全股利政策，於民國八十九年三月修正「發行人募集與發行有價證券處理準則」第七條，上市公司未於章程中明訂具體之股利政策，財政部證券暨期貨管理委員會得退回或不准申請公司之無償配發新股之申請案。為避免新法施行所造成的影響，以及新法實施至今僅三年，因此本研究僅針對新法實施前的股票股利發放事件進行研究。至於在實施健全股利政策後，長期股價報酬績效是否仍存在過度反應的現象，後續研究者可針對此點，進行研究，驗證在法令修正後，台灣股票市場長期股價報酬仍否存在過度反應的現象。

另一方面，造成除權後長期股票績效衰退之現象的原因，本研究僅就市場過度反應進行解釋；然而，是否市場過度反應為該現象唯一之成因，亦或尚有其他因素影響，以及除權事件前後風險有顯著的差異，而除權前後三年間過度反應的現象是否可以風險或其他因素所解釋，將待後續研究進行探討。

參考文獻

中文部分

丁雲強(民 92),「我國企業股利政策謎題之檢測」,國立中正大學財務金融學研究所碩士論文。

王祝三、陳麗萍(民 92),「我國上市公司偏好發放股票股利程度之決定因素及對長期股價之影響」,2003 年全國大專教師研討會。

沈中華、張大成(民 82),「事件研究法與移動」,台大管理論叢,第四卷第一期,1-35 頁。

李存修(民 80),「股票股利及現金增資之除權與股價行為-理論與實證」,台大管理論叢,第二卷第一期,1-40 頁。

李存修、林欽龍(民 82),「台灣股市長短期過度反應之存在性與季節性」,社會科學論叢,第四十一輯,139-159 頁。

周寶鳳、劉怡芬(民 89),「台灣股市橫斷面報酬解釋因子：特徵、單因子、或多因子?」,證券市場發展季刊,第十二卷第一期,1-31 頁。

洪振虔、吳欽杉、陳安琳(民 91),「非理性投資行為對新上市股票價格績效之影響」,管理評論,第二十一卷第二期,55-79 頁。

夏侯欣榮(民 89),「台灣增資新股(SEO)上市後長期績效之整體研究」,管理評論,第十九卷第二期,1-33 頁。

陳隆麒、闕河士、黃國誠、黃旭輝(民 85),「公司上市後首次支付股利對股東財富影響之研究」,中山管理評論,第四卷第一期,135-152 頁。

陳聖中(民 87),「股票股利宣告訊號對公司經營績效之關聯性研究」,國立台灣科技大學管理技術研究所碩士學位論文。

絲文銘(民 83),「股票市場過度反應與風險變化關係之探討」,證券市場發展季刊,第二十四期,1-40 頁。

劉玉珍、劉維琪、謝政能(民 82),「台灣股市過度反應之實證研究」,台大管理論叢,第四卷第一期,105-145 頁。

劉亞秋、黃理哲、劉維琪(民 85),「國內股市系統風險之探討」,證券市場發展季刊,第八卷第一期,45-66 頁。

劉聰衡、謝麗珠(民 85),「台灣股市除權日前後風險與報酬之實證研究」,證券市場發展季刊,第八卷第一期,89-108 頁。

英文部份

- Akhigbe A. and J. Madura(1996), “Dividend Policy and Corporate Performance,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 23, pp.1267-1287.
- DeBondt, F. M. and R. H. Thaler(1985), “Does the Stock Market Overreact?” *Journal of Finance*, Vol. 40, pp.793-805.
- Doran, D. T. and R. Nachtmann (1988), “The Association of Stock Distribution Announcements and Earnings Performance,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 3, Issue 2, pp.113-133.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney(1995), “Detecting Earnings Management,” *The Accounting Review* ,Vol. 70, pp.193-225.
- Eisemann, P. C. and E. A. Moses(1978), “Stock Dividends: Mangement’s View,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 34, Issue 4, pp.77-85.
- Grinblatt, M.S., R.W. Masulis and S. Titman(1984), “The Valuation Effects of Stock Splits and Stock Dividends,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, Issue 4, pp.461-490.
- Howe, J. S.(1986), “Evidence on Stock Market Overreaction,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 42, Issue 4, pp.74-78.
- Jones, J.(1991), “Earnings Management During Import Relief Investigations,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, pp.193-228.
- Lakonishok, J. and B. Lev(1987), “Stock Splits and Stock Dividends : Why, Who and When,” *Journal of Finance*, Vol. 42, pp.913-932.
- McNichols, M. and A. Dravid(1990), “Stock Dividends, Stock Splits, and Signaling,” *Journal of Finance*, Vol. 45, Issue 3, pp.857-880.
- Rangan, S.(1998), “Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, pp.101-122.

- Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong(1998a), “Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, pp.63- 99.
- Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong(1998b), “ Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings,” *Journal of Finance*, Vol.53, pp.1935-1974.
- Woolridge, J. R.(1983a), “Stock Dividends As Signals,” *Journal of Financial Research*, Vol. 6, Issue 1, pp.1-12.
- Woolridge, J.R.(1983b), “Ex-date Stock Price Adjustment to Stock Dividends : A Note,” *Journal of Finance*, Vol. 38, Issue 1, pp.247-255.
- Zarowin, P.(1989), “Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information? ” *Journal of Finance*, Vol. 44, Issue 5, pp.1385-1399.