

## 租稅政策變動與市場反應—公司治理調節效果

魏妤珊\* 廖俊煌\*\*

**摘要：**租稅課徵直接影響股票投資報酬及企業未來現金流量，短期間必定對於資本市場產生重大的衝擊。租稅如何影響股東的利益，並反應在公司的股價上，取決於公司治理的良窳。因此，本文將公司治理納入租稅政策變動之市場反應議題，採事件研究法探討政府宣告課徵奢侈稅所引起的股票異常報酬，公司治理所扮演的角色及其調節效果。實證發現課徵奢侈稅的消息發布事件期間，營建業股價呈現顯著負向累積異常報酬，且公司治理較佳的公司受租稅變動的負面衝擊較小，而經理人持股比例對於租稅政策變動與股票累積異常報酬之關係確實存在調節效果。顯示公司治理降低了課徵奢侈稅的消息對股價之衝擊，確實能夠發揮穩定股價作用。因此，建議投資人在市場面對非預期因素的衝擊時，選擇治理機制良好的公司做為資金避風港。

**關鍵詞：**事件研究、公司治理、異常報酬、奢侈稅

---

\* 國立雲林科技大學會計系助理教授

\*\* 中州科技大學觀光與休閒管理系助理教授

作者感謝二位感謝顏信輝教授及兩位匿名審稿人對本文所提建議，充實本文內容並提高學術價值。同時感謝連駿宇同學在資料整理方面的協助。

## The Effect of Changes in Taxes Policy on Equity Prices: Adjustment Effect of Corporate Governance

Yu-Shan Wei\* Chun-Huang Liao\*\*

**Abstract:** Tax levy directly affects the returns on equity investment and company's future cash flows, resulting in a significant impact on the capital markets within a short run. Corporate governance is one of determinant factors to the way on how tax levy affects the shareholders' interests and company's share price. By introducing corporate governance into the issue on market reaction of tax policy changes, this paper, using the event study, aims to explore abnormal returns of share prices caused by luxury tax declaration with a discussion of how the role corporate governance plays and its moderated effects on abnormal stock returns. The empirical findings show that, during the event period of luxury tax declaration, the share prices of companies in the construction industry are significantly negative against the cumulative abnormal returns, while the companies with better corporate governance demonstrate smaller negative impacts. The results further suggest that the shareholding ratio of managers moderates the relationship between tax policy changes and the cumulated abnormal returns of share prices. It is suggested that corporate governance mitigates the adverse impact of luxury tax declaration on share prices and plays a role of share stabilization. Thus, it is recommended that the company with the sound mechanism of corporate governance is a haven for investments when investors confront the unexpected shocks in the stock market.

**Keywords:** event study, corporate governance, abnormal return, luxury tax

---

\* Assistant Professor, Department and Graduate Institute of Accounting, National Yunlin University of Science & Technology

\*\* Assistant Professor, Department of Tourism and Leisure Management, Chung Chou University of Science and Technology

We would like to thank Professor Sin-Hui Yen and two anonymous reviewers for their useful comments to enrich our paper. We also thank the assist of Jyun-Yu Lian in data handling.

Submitted November 2012  
Accepted September 2013  
After 3 rounds of review

## 壹、緒論

租稅是企業和個人都是重要的資金運用成本之一，對於投資活動會產生直接重大的影響 (Jorgenson, 1963)。許多研究皆顯示租稅誘因對產業生產力與企業投資有顯著的影響 (Hamaaki, 2008; Manly, Thomas, and Schulman, 2006; Lee and Gordon, 2005; Luger and Bae, 2005)。透過影響資金使用成本，租稅政策變動可能影響公司的獲利能力、未來現金流量及企業價值。是以，當政府發布修正租稅法令或其他強制性規定 (如會計準則、政府管制政策) 消息時，投資大眾預期將對於企業未來稅負及現金流量產生影響，並反映在事件日受影響產業或個別公司之股價上，產生異常報酬現象 (Leftwich, 1981; Biddle and Lindahl, 1982; 廖俊煌、魏妤珊與連駿宇, 2013)。國內外學者研究也驗證了租稅政策變動確實會對企業股價產生顯著的影響 (汪瑞芝、陳明進與林世銘, 2005; MacAulay, Dutta, Oxner, and Hynes, 2009)。

當租稅政策發生變動，市場面對不同公司治理水平的企業可能有不同的反應。租稅如何影響股東的利益，並反應在公司的股價上，取決於公司治理的良窳 (Desai and Dharmapala, 2006; 廖俊煌等人, 2013)。Desai and Dharmapala (2009)認為租稅系統的特質 (稅率結構與政策執行力)，對公司治理有顯著的影響。Desai, Dyck, and Zingales (2007)分析公司所得稅與公司治理的交互作用，發現租稅結構會影響代理成本，同時公司治理也會影響租稅制度的運作。稅務機關加強租稅課徵能夠提高 (而不是降低) 公司價值。MacAulay et al. (2009)進一步驗證了租稅與公司治理的交互作用，確實會對企業股價產生影響。

租稅政策變動與公司治理皆會影響公司價值和股東報酬 (廖俊煌等人, 2013)。然而，目前文獻很少探討公司治理水平對於股價累積異常報酬是否會產生顯著的影響？亦即，當租稅政策發生未預期變動時，市場面對不利事件 (例如：政府對企業之增稅政策) 是否產生負累積異常報酬？公司治理較佳的企業，投資人是否會對該類公司較具有信心，股價是否較具抗跌性？其負累積異常報酬是否顯著低於公司治理較差之企業？公司治理是否能發揮調節作用？反之，市場面對有利事件 (例如：減稅措施) 產生正累積異常報酬，公司治理較好之企業其正累積異常報酬是否顯著高於公司治理較差之企業？

近年來，我國房價持續高漲，為了抑制短期炒作，以達到居住正義，立法院財政委員會於 2010 年 12 月 9 日通過決議，要求財政部在 1 個月內提出「針對週轉次數頻繁，加重稅率或累進稅率的作法」，遏止房價不合理飆漲。2011 年 4 月 15 日通過「特種貨物及勞務稅條例」，並於 2011 年 6 月 1 日施行特種貨物及勞務稅 (簡稱奢侈稅)。如此將增加房地產的交易成本，不動產資本市場可能因而引發資本化效應和閉鎖效果 (Lock-in Effect)。因此，市場預期將對於營建業產生重大不利的影響。為了瞭解上述新政策的實施對於股市的衝擊，本文擬採用事件研究法來驗證課徵奢侈稅對營建業股價有何影響？是否產生顯著的負累積異常報酬？奢侈稅的課徵對不

同公司治理水平的公司之股價是否產生不同的影響？公司治理能否發揮調節股票異常報酬的作用？又為了把課稅的影響和其他影響因素分開，短窗期接近租稅變動日，可將風險或盈利的持久性等非租稅因素的影響降至最低（Zeng, 2009）。因此，本文採用短窗期事件研究法檢視宣告課徵奢侈稅之資訊效果與資訊特質，再以「橫斷面迴歸分析法」驗證股價資訊性及資本市場上股價的衝擊，俾瞭解投資人對於宣告課徵奢侈稅的反應。

實證結果發現課徵奢侈稅的消息發布事件期間，上市櫃營建公司如預期地呈現顯著的負向累積異常報酬，且公司治理較佳的公司受租稅變動的負面衝擊較小，而經理人持股比例對於租稅政策變動與股票累積異常報酬之關係確實存在調節效果。顯示當發生租稅政策變動時，公司治理良窳對於股價累積異常報酬會產生顯著的影響，公司治理降低了租稅變數對股價的影響，確實能夠發揮穩定股價的作用。因此，建議投資人當政府發布加稅（例如：課徵新的租稅）的利空消息時，可以將公司治理績效較佳公司的股票作為避險工具，成為投資人資金的避風港。

## 貳、文獻探討與假說發展

### 一、租稅課徵與公司治理

Desai et al. (2007)主張避稅活動與挪用資產兩者存在著互補關係。良好的公司治理將會限縮經理人的權力，因而對避稅活動發揮抑制的作用。Allayannis, Lei, and Miller (2007)認為公司治理較佳的公司能夠抑制投機性的盈餘管理的誘因和可能性；反之，公司治理較弱時，則會助長投機性的盈餘管理。亦即公司的盈餘管理決策受到公司治理機制良窳之影響。Desai and Dharmapala (2006) 研究指出在代理架構下，公司治理與避稅的關係取決於相關的成本和利益。在公司治理不佳的情況下，只要能改善股東和管理者的結盟利益，例如：採用誘因性薪酬制度可以降低經理人避稅的動機（Desai and Dharmapala, 2006）。

Desai et al. (2007)分析公司所得稅與公司治理的交互作用，發現公司所得稅的制度設計會影響管理者的自利行為。而當稅率改變時，對稅收有何影響（即稅收敏感度），公司治理品質扮演了決定性的角色。亦即租稅結構會影響公司治理，同時公司治理也會影響租稅制度的運作。

較高的稅率促使公司內部人士（董事及高階主管）侵佔資產的利得增加，並且導致公司治理惡化。相反地，稅務機關加強稽徵可以強化公司治理。加強租稅課徵使得控制股東所享有的私人利益降低。更有趣的是，即使將稅負增加的因素納入考慮，稅務機關加強稽徵仍然使得外部股東的獲利增加。因此，在既定的稅率下，稅務機關加強稽徵能夠提高（而不是降低）公司價值。

當移轉所得很困難時，稅率和稅收有直接且正向的關係。但是，如果公司治理無效率（亦即容易移轉所得）時，稅率增加反而使得稅收減少，而降低稅率則可提高稅收。意涵稅率與稅收呈現倒 U 型（hump-shaped）的關係。移轉所得容易是導致上述結果的原因。當移轉所得容易時，管理者的行為就宛如執行對公司剩餘財產的請求權，為了達到避稅的目的，將促使他們隱匿所得的動機更加強烈。所以，稅率與稅收的關係取決於公司治理環境。公司治理良好，稅率改變使稅收增加。反之，公司治理效率差，稅率與稅收呈負向關係。因此，在稅率較高的國家，要使稅收最大化，必須公司治理效率佳才能達成。

## 二、租稅政策變動與市場反應

當政府頒佈或修正租稅法令等租稅政策的非預期變動時，受影響產業或個別公司之股價往往會因此受到影響，產生異於正常的報酬。(Shaw, 1988; MacAulay et al., 2009)。有些研究顯示，強制性會計方法改變所引起之租稅利益或債務契約成本會導致公司股票產生異常報酬。(Leftwich, 1981; Biddle and Lindahl, 1982; Shaw, 1988)。Karpoff and Walkling (1990)根據美國在 1984 年的稅率改革法案以股利獲取策略（dividend-capture hypothesis）來分析除息、除權日股價行為。研究發現一般投資人其決定買賣是較長期考量。但是以股利獲取交易為目的的投資人，則透過在除息、除權日前後的交易價差來獲取利益。Michaely (1991)以美國在 1986 年的稅制改革法案來分析除息（權）日的價格行為，研究發現長期投資人對除息（權）日的價格並無影響，而主宰除息（權）日價格的為短線交易者與法人投資者。Skinner (1993)利用美國過去二十五年的稅率改變來看投資者的反應，得知除息日價格的下跌與  $\beta$  呈反向的關係而與收益率呈正向的關係。Edwards, Lang, Maydew, and Shackelford (2004)研究 1999 年底德國政府廢除企業交叉持股之出售而產生的資本利得稅之宣告，對於股票市場之影響，結果顯示股票市場普遍反應正的異常報酬。汪瑞芝與陳明進 (2009) 研究結果顯示在最低稅負制之事件期間，股票市場普遍反應負向累積異常報酬。黃延辰 (2012) 研究調降營利事業所得稅稅率之市場反應，結果顯示投資人預期此對企業為一利多消息，而產生顯著的正異常報酬。

綜上可知，未預期的租稅政策變動確實會對於投資人的投資決策產生影響。當新的租稅措施消息發布時，市場對於企業預期未來稅負現金流量之影響，將會反映在事件日的公司股價上，進而產生異常報酬。因此，本研究預期當政府發布課徵奢侈稅消息時，投資人預期會對於不動產資本市場產生兩種影響：1. 資本化效應：增加房地產的交易成本，降低稅後不動產投資報酬，使投資人降低對房產的需求，資產供給固定下，壓低不動產價格上漲空間，甚至下跌。2. 閉鎖效果：對資產價格產生助漲助跌的效果，擴大價格波動的幅度。二者均不利於不動產資本市場投資，使營業利潤降低，衝擊股價因而產生負向累積異常報酬。因此，根據以上推論提出 H1 假說（以下各假說皆以對立假說形式呈現）：

H1：假設其他條件不變，發布課徵奢侈稅消息，將導致營建業之股價產生負向累積異常報酬。

### 三、公司治理與市場反應

Cremers and Nair (2005)認為與公司治理相關之風險因子也是影響股票報酬的因素。股權愈集中於董事會或少數大股東手中時，反接管行為成功的機率則愈大 (Jensen and Ruback, 1983)。Berle and Means (1932)發現股權分散程度愈高，持股比率較少的經營者容易有挪用企業資源來達到個人效益極大化的現象。公司管理者不僅僅是擁有控制權的大股東且是經營管理的決策者，會積極從事公司的治理。許多實証研究驗證了增加經理人持股能夠調節管理者與股東之間潛在的代理衝突 (Jensen and Meckling, 1976; Haugen and Senbet, 1981; Agrawal and Mandelker, 1987)。Ang, Cole, and Lin (2000)認為經理人持股與代理成本呈負向關係。然而，曹壽民、陳光政、紀信義與羅秀玲 (2009) 研究發現股權集中雖然降低了經理人與股東間的代理問題，但也可能發生剝削小股東的情形，使代理問題轉變為大、小股東之間的利益衝突問題。Brickley, Lease, and Smith (1988)研究則發現，機構投資人對於企業經營的監督意願最強，其持股比例較高時，代理問題會趨於和緩。又無論決策方案是否有利於增加企業價值，內部大股東最支持經營者的決策，顯示經理人持股比率愈高，代理問題愈嚴重。

董事會有效運作可降低代理成本，而其獨立性是公司治理的最基本要件。董事會的規模大小對監督效率的影響，學者看法不一，主張正面觀點者認為董事會規模愈大，有較多不同專業背景與獨立的董事，發揮正面監督效果 (Dalton, Daily, Johnson, and Ellstrand, 1999; Xie, Davidson, and Dadalt, 2003)。而持反面意見者則認為董事會人數過多，意見整合不易，影響議事效率，反較易被經理人所掌控，代理問題更嚴重。其次，就獨立性來說，內部董事因職位關係，擁有多內部訊息，可能與經營者勾結，做不利於股東的決策，故外部董事比例較高，可提高董事會的獨立性 (John and Senbet, 1998)，監督效率顯著優於內部董事，較能有效保護股東的權益 (Dechow, Hutton, and Sloan, 1996; Beasley, 1996)。再則，公司經營階層的管理功能，跟董事會的監督功能是有所衝突，故管理與監督必須分離。總經理兼任董事長將使總經理的權責過大 (Fama and Jensen, 1983; Jensen, 1993)，導致代理成本提高。

研究顯示治理較好的公司，財務績效和市場價值較佳，股票報酬亦較高 (Gompers, Ishii, and Metrick, 2003; Bhat, Hope, and Kang, 2006; Autore, Billingsley, and Schneller, 2009)。麥肯錫顧問公司在2000年針對全球超過200家機構投資者調查，結果發現機構投資人持股和良好的公司治理均會提高企業績效，且三者呈正相關。調查結果指出如果二家財務狀況相似時，約有八成的受訪者願意付較高價格購買公司治理較佳的股票，顯示良好的公司治理對機構投資人的購買意願和股價都會產生正面效益，股票報酬較高 (劉芝婷, 2012)。Gompers et al. (2003)研究指出公司

治理與股票報酬具有顯著的關聯性。當公司治理較佳者，代理成本較低，反之亦反。因此，公司治理之良窳與代理成本的大小呈反向關係。而代理成本提高，使投資人預期公司未來現金流量較低，導致股票價格下跌。反之，當公司治理較佳之企業，降低代理成本，公司價值較高，投資人預期未來現金流量較高，使股價上升。因此，公司治理較佳之公司比公司治理較差者產生較大之股票報酬。相對於Gompers et al. (2003)使用公司治理的外部機制（例如：接管市場機制），Cremers and Nair (2005)則進一步加入公司治理的內部機制（如股權結構或董事會結構）來一併考量，其研究顯示公司治理的內外部機制對於股票報酬的影響為互補之關係。

H2：假設其他條件不變，公司治理的良窳與股價異常報酬呈正相關。

#### 四、租稅政策變動、公司治理與市場反應

在一個效率的資本市場中，企業股價取決於必要報酬率與未來現金流量。Mitton (2002)觀察1997年至1998年亞洲金融風暴時，公司治理與企業營運績效及股價之關連性。研究發現良好的公司治理機制對於股價具有調節作用。當亞洲金融風暴發生時，公司治理效率佳的公司可以減緩外在不利因素對於企業股價的衝擊。租稅政策變動時，市場對於企業預期未來稅負現金流量之影響，將會反映在事件日的公司股價上，進而產生異常報酬。黃旭輝與丁世儒（2005）指出，當外在環境健康或樂觀時，公司治理較佳有助於投資人的持股意願，提昇公司的價值。反之，外在環境不佳時，良好的公司治理能夠為股價帶來支撐效果，發揮穩定股價的功能。因此，不管外在環境如何，良好的公司治理機制都有助於公司價值的提升，獲取較高的股票報酬。MacAulay et al. (2009)研究加拿大政府2005年2月宣布調降企業所得稅率，卻於同年4月間撤銷該法令，探討此項租稅政策變動產生的股價異常報酬與公司治理的關聯性。實證結果顯示租稅政策變動時，引起公司未來現金流量的改變，影響公司股價波動。而公司治理佳的公司相對於公司治理較差的公司，對於上述租稅政策變動之影響，其股價反映更加迅速。因為公司治理較好的企業會將大部份或全部現金流量增加的利益分派予股東，租稅政策變動所引起的現金流量增減將對股東產生更直接有效的影響（MacAulay et al., 2009）。因此，本研究預期當發生未預期的租稅政策變動，市場面對利空消息（例如政府對企業之增稅政策）導致負向累積異常報酬，投資人對於公司治理較好的企業比較有信心，比較不會立即出售是類股票，相對抗跌性較佳，所以其負向累積異常報酬會低於公司治理較差之企業；反之，市場面對有利事件（例如政府對企業之減稅政策）產生正向累積異常報酬，公司治理較好的企業預期營運績效較佳，獲利性和企業價值較高，分派予股東的利益較大，所以，正向累積異常報酬會高於公司治理較差之企業。綜上分析顯示，公司治理變數對股價異常報酬能夠發揮調節的功效。因此，本文提出下列假說：

H3：其他條件不變下，公司治理對於租稅政策變動與股票累積異常報酬之關係存在調節效果。

### 參、研究方法

本文研究方法採用「事件研究」(Event Study)法，茲將各事件日之選擇、資料來源、研究假說及實證模型說明如下：

#### 一、事件日之選擇

本研究共取用攸關奢侈稅新聞之四個事件日。有關事件日之定義，依據沈中華與李建然(2000)之建議，事件日乃市場接收到事件相關資訊之時點，並不是事件實際發生之時點。因此，表1表示之事件日均為攸關奢侈稅消息之見報日，包括第一個事件日：2010年12月10日財政部將訂定單一特別法課徵特種銷售稅；第二個事件日：2011年2月25日馬英九總統拍板課徵包括房產暴利在內的「奢侈稅」；第三個事件日：2011年3月4日財政部公布「特種貨物及勞務稅條例」草案；第四個事件日：2011年6月1日正式施行特種貨物及勞務稅條例。這四個事件日分別與立法院財政委員會之決議、馬英九總統之正式同意、財政部之草案公布及正式實施日等之重大決策有關，而正式施行日亦代表不確定性已消失，或是投資人所謂之利空出盡，代表本研究奢侈稅事件之末期。茲將上述事件期間彙總於表1表示。

表1 奢侈稅重要事件日彙整

事件別	日期	相關內容
事件一	2010/12/10 (五)	為遏止房價不合理飆漲。財政部決定對房地產投資客加重課徵奢侈稅。
事件二	2011/2/25 (五)	馬英九總統為課徵包括房產暴利在內的「奢侈稅」定調。財政部將對持有期間未達二年之非自用住宅，在買賣階段按交易價格課徵 15%奢侈稅，未達二年之非自用住宅，課徵 10%奢侈稅。
事件三	2011/3/4 (五)	財政部公布「特種貨物及勞務稅條例」草案。
事件四	2011/6/1 (三)	正式施行特種貨物及勞務稅條例。

資料來源：經濟日報、自由時報、聯合報、聯合晚報、中國時報、蘋果日報、自由時報、中廣新聞網、今日晚報、中央社、工商時報等新聞媒體。

表2為本研究四個事件期間之彙總。本研究採用之估計期為250天，事件期間為3天， $t$ 表示時間， $t=0$ 表示奢侈稅新聞見報日當天。第一個事件之估計期始日為2009年12月10日，第四個事件之事件期末日為2011年6月2日，前後之短窗期研究期間共含366個營業日。



表 2 事件期間彙總

事件日	事件期間	附註
事件日一 2010/12/10	2010/12/9、12/10、12/13	t=-1, 0, 1
事件日二 2011/2/25	2011/2/24、2/25、3/1	t=48, 49, 50
事件日三 2011/3/4	2011/3/3、3/4、3/7	t=52, 53, 54
事件日四 2011/6/1	2011/5/31、6/1、6/2	t=112, 113, 114

## 二、實證模型

以下建立模型分別檢定本文之假說。在建立市場模型檢定假設H1時，本文採用一般化自我迴歸條件異質變異數模型（Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model, GARCH）來克服異質變異的問題（Ali and Kallapur, 2001），其中，實證研究結果多建議採用GARCH(1,1)即可對時間序列資料進行良好配適（Bollerslev, 1986）。因此，我們建模如下：

$$R_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}R_{m,t} + \sum_{j=1}^3 d_j D_j + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{i,t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_{i,t}) \quad (2)$$

$$h_{i,t} = k_{0i} + k_{1i} \varepsilon_{i,t-1}^2 + k_{2i} h_{i,t-1} \quad (3)$$

其中， $\alpha_i$ 、 $d_j$  與  $k_i$  分別為模型之估計參數。下標  $i$  代表第  $i$  家樣本公司， $t$  代表第  $t$  個交易日， $R_{i,t}$  代表第  $i$  家上市公司在第  $t$  日之股票日報酬率， $R_{m,t}$  代表第  $t$  日加權股價指數日報酬率。 $\Omega_{t-1}$  表  $t-1$  日已知之訊息， $\varepsilon_t$  為誤差項， $h_{i,t}$  表示誤差項之異質變異。 $D_j$  為事件期間天數之虛擬變數 ( $j=1,2,3$ )，若交易日為第  $j$  個事件日， $D_j$  值為 1；否則， $D_j$  值為 0（參考 Ali and Kallapur, 2001）。當第  $t$  日恰好為第  $j$  個事件期日時，此時  $D_j$  值為 1，對上式取  $D_j$  之偏微分，可得到  $\partial R_{i,t} / \partial D_j = d_j$ ，故當  $d_j$  顯著，即表示樣本公司在第  $j$  事件日產生異常報酬，此可檢定假設 H1。

此外，依據 Fama (1976) 的市場模型計算課徵奢侈稅之異常報酬（Abnormal Return, AR），本文估計期採用 250 天，事件期採用 3 天。因此，可建模如下：

$$R_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i} R_{m,t} + e_{i,t}; i = 1, 2, 3, \dots, 49; t = -251, -250, -249, \dots, -2 \quad (4)$$

$$e_{i,t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_{i,t}) \quad (5)$$

$$h_{i,t} = g_{0i} + g_{1i} e_{i,t-1}^2 + g_{2i} h_{i,t-1} \quad (6)$$

$$\hat{e}_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\beta}_{0i} - \hat{\beta}_{1i} R_{m,t} \quad (7)$$

其中， $\beta$ 及 $g$ 為估計係數， $e_t$ 為誤差項。茲以第一個事件為例，其事件日為2010年12月10日，當日 $t=0$ ，是以估計期( $t_1, t_2$ )應為(-251, -2)，共250天；事件期( $t_3, t_4$ )應為(-1,+1)，共3天，所以，共須估計出49組如(1)至(7)之迴歸方程式。

第(7)式之殘差項即為 $AR$ 。平均事件期三天之 $AR$ 可得平均異常報酬 (average abnormal return,  $AAR$ )，累積四個事件之 $AAR$ 可得累積平均異常報酬 (cumulated average abnormal return,  $CAAR$ )。求得 $CAAR$ 之後，可建立多元迴歸模型，對假設H2予以檢定。例如，當應變數採用 $CAAR$ 時，其迴歸模型如(8)及(9)式：

$$CAAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 SIZE_i + \gamma_2 INV_i + \gamma_3 ROE_i + \gamma_4 PROXYQ_i + \gamma_5 LIQUIDITY_i + \delta_i \quad (8)$$

$$CAAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 SIZE_i + \gamma_2 INV_i + \gamma_3 ROE_i + \gamma_4 PROXYQ_i + \gamma_5 LIQUIDITY_i \\ + \gamma_6 CEODUAL_i + \gamma_7 BSIZE_i + \gamma_8 OUTSIDER_i + \gamma_9 INSTITUTE_i + \gamma_{10} MANAGER_i \\ + \gamma_{11} LARGEHOLDING_i + \gamma_{12} DEV_i + \delta_i \quad (9)$$

其中， $\gamma_i$ 為估計係數， $\delta_i$ 為誤差項，各自變數之意義請參考表5。經參考Baron and Kenny (1986)作法，本文採取階層迴歸分析 (Hierarchical Regression)，在控制了企業特性變數 (階層一) 後，以逐步迴歸依序加入公司治理變項 (階層二)，以及交乘項 (企業特性與公司治理變數相乘) 變數 (階層三)。因此，(8)式為階層一之迴歸式， $CAAR$ 僅就控制變數解釋，是以區別公司特性之不同；(9)式為階層一與階層二之迴歸，除了控制變數外，再加入公司治理變數，包括董事會結構變數及股權結構變數。最後，經實證得顯著之公司治理變數之後，可再加入交乘項做第三階層之迴歸式檢定。

茲將本研究採用之變數整理如表3。應變數 $CAAR$ 之計算已如上述說明，本研究採用 $CAAR$ 作為主要分析。而自變數包括企業特性變數、董事會結構變數與股權結構變數等三類變數。就公司規模 ( $SIZE$ ) 而言，因各公司規模之不同，為避免極端值之影響，本文參考汪瑞芝等人 (2005) 之作法，以樣本公司之總資產取自然對數來衡量，並做為控制變數。而持有存貨 ( $INV$ ) 變數，乃加總存貨—土地、存貨—在建房屋及存貨—成屋待售等之後，再取自然對數所得之值。依據陳佳如 (2011) 之研究，持有存貨較高之上市櫃建築投資公司，其累積異常報酬較低，本文亦將之列為控制變數。在公司之績效變數方面，經參考高蘭芬、陳振遠與李焮慈 (2006)，本研究採用稅後淨值報酬率 ( $ROE$ ) 指標。當公司之稅後淨利相對於普通股股東權益之值越高，表示公司獲利越好，若股價並未超漲，理應較可以對抗來自市場之負面衝擊，因此， $ROE$ 對異常報酬可能具有解釋力，本文亦將之納入控制變數中。

至於 $PROXYQ$ 指標，為代理托賓Q指標之衡量，雖亦為公司績效指標之一，然而，事實上，依據 $PROXYQ$ 公式 (請參表4) 之計算得知分子為公司普通股市值及負債之和，分母為公司之資產帳面價值，也就是 $PROXYQ$ 為公司市值資產比和負債比之和。Kollias, Papadamou, and Stagiannis (2011)等學者認為股市市值可能與累計異常報酬

表3 變數說明

變數名稱	預期變數公式 符號
被解釋變數：	
1. 累積平均異常報酬率 (CAAR)	累計課徵奢侈稅相關之事件一至事件四之平均異常報酬率。
解釋變數：	
企業特性 (控制變數)	
1. 公司規模 (SIZE)	- 採公司資產總額取自然對數後之值。
2. 存貨 (INV)	- 採公司存貨取自然對數後之值。
3. 獲利性 (ROE)	+ 為公司績效變數，採公司之普通股權益報酬率，即稅後淨利/普通股權益，也就是稅後淨值報酬率。
4. 代理托賓Q (PROXYQ)	- 採用Tobin's Q ([公司權益市值+負債市值]/資產重置成本)之代理變數PROXY Q ([公司普通股市值+負債帳面價值]/資產帳面價值)，並取自然對數後之值。(參考高蘭芬等人，2006)
5. 流動性 (LIQUIDITY)	- 採用平均累積實際週轉率衡量之。亦即先累積事件期三天之實際週轉率，再將四個事件之累積實際週轉率加總後平均之(除以4)。實際週轉率=成交股數/(流通在外股數-董監事持股股數)。
公司治理變數 (董事會結構)	
1. 董事長兼任總經理 (CEODUAL)	- 為虛擬變數，兼任者設為1，未兼任者設為0。
2. 董監事席次規模 (BSIZE)	- 董監事席次。
3. 外部董監事席次比 (OUTSIDER) (股權結構)	- 外部董監事的席次/全體董監事的席次。
4. 機構投資人持股比例 (INSTITUTE)	+ 政府機構持股、本國金融機構持股、本國信託基金持股、本國公司法人持股、本國其他法人持股、僑外金融機構持股、僑外法人持股和僑外信託基金持股的總和/期末流通在外股數。
5. 經理人持股比例 (MANAGER)	+ 經理人持股/期末流通在外股數。
6. 大股東持股 (LARGEHOLDING)	- 大股東定義：有採持股前5大者。
7. 股份盈餘偏離倍數 (DEV)	- 最終控制者席次控制權/最終控制者盈餘分配權。

註：括號內之符號 (+和-) 表示迴歸係數之預期方向。

有關，而負債比又可能和公司異常報酬有關。因此，本文將*PROXYQ*值納入研究。當公司市值未超漲，且負債比不高時，*PROXYQ*值相對較小，股價應補漲，異常報酬應是較高；當公司市值已超漲過多，且負債過高，則*PROXYQ*值相對較大，股價應會補跌，異常報酬應是較低。因此，本研究預期*PROXYQ*值與異常報酬可能成反比，且負債比過高也代表公司接近違反債務契約限制（Debt Covenant Restriction）之程度（機率）越高，對公司之股價較為不利，亦會反映在*PROXYQ*值之上。

此外，有關流動性（*LIQUIDITY*），Amihud (2002)發現股票流動性越低時，對股票流動性會有較多的補償，亦即流動性溢酬愈高，股票的超額報酬較高，因此，本研究預期流動性高低可能與股票異常報酬成反比。Lesmond, Ogden, and Trzcinka (1999)亦指出臺灣股票市場相較於其他開發中國家的股票市場流動性較高，黃一祥、呂耿光、黃旭輝與張志向（2010）則發現流動性因子在臺灣股市中扮演相當重要的角色。實證上常常使用週轉率或成交量作為測試股票流動性之代理變數，但成交量並未考慮公司流通在外股數的差異（李在僑和趙永祥，2012），也就是公司規模大者通常是成交量較大；反之較小。為排除因公司規模大小不同造成成交量大小不同之偏誤，本文改用實際週轉率來衡量股票交易之流動性（*LIQUIDITY*），將之列為控制變數。實際週轉率公式之分母已扣除董監事持股股數，董監事持股股數在正常情況與席次控制之考量之下，通常甚少交易流動，故而扣除之。

最後，在公司治理變數方面，由於相對其它國家而言，台灣對少數股東的保護措施較不完備。最終控制者常利用金字塔結構（pyramid）、交叉持股（cross-holding）等方式以增強對公司的控制權，使控制權通常大於盈餘分配權，造成最終控制者與少數股東間的代理問題更鉅，弱化了董事會監督的功能（沈中華與林昆立，2008；廖益興與楊清溪，2007）等。又我國以家族企業居多，上市櫃公司大多由控制股東兼任經理人，掌管企業營運。台灣證券市場屬淺碟型市場，散戶投資人占相當高的比例，資訊不對稱下，普遍存在控制股東與非控制股東之間的核心權益代理問題。因此，本研究為反映台灣企業公司治理的特色，乃從股權結構及董事會結構分析內部治理。加上我國係大陸法系國家，採雙軌董事會（董事會及監察人）制，故本文採用董事長兼任總經理（*CEODUAL*）、董監事席次規模（*BSIZE*）、外部董監事席次比（*OUTSIDER*）、經理人持股（*MANAGER*）、機構投資人持股（*INSTITUTE*）、大股東持股（*LARGEHOLDING*）及股份盈餘偏離倍數（*DEV*）等作為解釋變數。

在董事會結構變數方面，董事長兼任總經理（*CEODUAL*）變數及董監事席次規模（*BSIZE*）變數可表現出公司治理良窳之一面。當董事長兼任總經理時，表示公司主導權被董事長一人掌控，董事長之背後代表了董事長家族或其集團，造成少數人在控制公司之局面，可能導致公司治理情況較不健全；相反地，當董事長未兼任總經理時，公司治理更有邁向健全之機會。因此，董事長未兼任總經理時，公司治理可能較有健全之機會，與股價異常報酬呈現正的關係；反之，有兼任時，比較會呈現負面的關係。相同的道理，當董監事席次規模（*BSIZE*）較大時，代表董監

事代表人數較多，透過民主表決機制，由少數人控制公司之機會較低；同時，因股權較為分散，股價不易受到少數人操控，更容易反應出市場行情。因此，當市場有負面消息出現時，股價容易隨市場行情之下挫而下跌。是以，董監事席次規模大小和股價異常報酬可能呈現負面的關係。另外，外部董監事有監督公司運作之功能，當外部董監事監督功能強時，可降低代理成本，公司異常報酬應是較佳；反之則較低。經考量董監事席次大小之差異，本研究採用外部董監事席次比（*OUTSIDER*）衡量之。

在股權結構變數方面，機構投資人持股（*INSTITUTE*）有助於市場發揮監督公司治理之功能。機構投資人（或法人）也在觀察公司營運之好壞，當公司治理狀況良好，機構投資人較願意持有公司股票，以提高其投資組合之績效。因此，機構投資人持股（*INSTITUTE*）比例高低可能和股票異常報酬呈現正相關。而經理人持股之高低，可表現出經理人對公司治理良窳之信心。經理人身處公司內部，知曉有關公司經營之內部消息。公司治理越好，經理人越有信心及意願增加公司股票之持有，對公司未來前景與股價表現展望樂觀；反之，若公司治理情況不佳，經理人無信心持有太多公司股票，以避免公司治理不佳造成股價下跌所造成之虧損。以此觀點論之，經理人持股越高，代表對公司越有信心，表示公司治理越佳；反之，表示公司治理越差。因此，經理人持股之高低可能和股價異常報酬呈正相關。此外，大股東持股（*LARGEHOLDING*）愈多，表示公司股權被少數大股東所持有，相對地，公司之利益亦越容易被少數大股東所掌控，此對公司治理較為不利。因此，大股東持股越多，異常報酬可能是越低。

最後，股份盈餘偏離倍數（*DEV*）之高低約略也表現公司治理之一面。當股份盈餘偏離倍數大時，表示控制者（指對公司經營管理及資源分配決策具有最後及最大影響力者，包括大股東、董事長或總經理等及其家族或經營團隊）（參考高蘭芬等人，2006）持股與現金流量權之差異越大，表示公司受到控制者之控制程度越深，公司治理之表現可能是越差，導致市場對公司股價之認同度較低，異常報酬表現較差，本文預期呈負相關。當股份盈餘偏離倍數小時，表示控制權與現金流量權相近，公司治理較有機會表現出較健全之一面，此可促使市場對公司之股價給予較佳評價。因此，股份盈餘偏離倍數之高低可能和股價異常報酬呈負向關係。

### 三、資料來源與樣本篩選過程

本研究採樣事件發生期間上市櫃營建業共65家公司，扣除16家資料不全者，得49家公司。實證資料取自臺灣經濟新報（*Taiwan Economic Journal*, TEJ）資料庫，包括股價及其對數報酬率採用日資料，而有關財務比例變數者，採用事件日前一季之季資料。而有關月資料者，包括公司治理相關變數，本文採用事件日之前一個月月底之數據。茲將變數來源彙總於表4。

表4 資料來源彙總表

資料來源	選取之變數項目
TEJ Equity 調整股價-除權息調整	股價自然對數報酬率（採用估計期及事件期間之日資料）、實際週轉率（ <i>LIQUIDITY</i> ，採用事件期間之日資料）、股價日資料，以及流通在外股數。
TEJ Finance DB 財務（累計-一般產業IV）	資產總額（ <i>SIZE</i> ）、存貨（含土地、在建房屋、成屋待售）（ <i>INV</i> ）、淨值報酬率—稅後（ <i>ROE</i> ）、 <i>PROXYQ</i> （市值採日資料，資產與負債採季資料）。
TEJ公司治理 控制持股與董監結構	董事長兼任總經理（ <i>CEODUAL</i> ）、董監事規模（ <i>BSIZE</i> ）、外部董監事席次比率（ <i>OUTSIDER</i> ）、法人持股比例（ <i>INSTITUTE</i> ）、經理人持股比例（ <i>MANAGER</i> ）、大股東持股比例（ <i>LARGEHOLDING</i> ）、股份盈餘偏離倍數（ <i>DEV</i> ）等均採用月資料。

資料來源：臺灣經濟新報資料庫

## 肆、實證結果

### 一、敘述性統計與單根檢定

茲將本研究實證之應變數累積平均異常報酬(*CAAR*)與控制變數公司規模(*SIZE*)、存貨(*INV*)、獲利性(*ROE*)、代理托賓 Q (*PROXYQ*)、流動性(*LIQUIDITY*)，以及公司治理變數董事長兼任總經理(*CEODUAL*)、董監事席次規模(*BSIZE*)、外部董監事席次比(*OUTSIDER*)、機構投資人持股比例(*INSTITUTE*)、經理人持股比例(*MANAGER*)、大股東持股(*LARGEHOLDING*)及股份盈餘偏離倍數(*DEV*)等進行敘述性統計分析，結果以表 5 表示之。如表 5 呈現，*MANAGER* 及 *DEV* 之偏度較呈現右偏，*BSIZE*、*MANAGER* 及 *DEV* 之峰度值較高，此因其值內含 0 者，故未取對數值。此外，在估計各時間序列關係之前，為避免虛假迴歸問題，首先需確認各序列資料具有穩態性質。本文研究期間，始自第一個事件日之估計期起日(2009 年 12 月 10 日)，至第四個事件日之事件期末日(2011 年 6 月 2 日)，前後共 366 個營業日、50 個報酬率時間序列，分別經 ADF 及 PP 檢定後，得知各序列均為穩態。單根檢定結果請詳參附錄。

### 二、各事件期天數異常報酬之顯著性檢定

以下論述本研究各假設之實證結果，為節省篇幅，有關敘述性統計資料予以省略。首先，關於假設 H1：其他條件不變下，發布課徵奢侈稅消息，將導致營建業之股價產生負向累積異常報酬，本研究以(1)式市場模型結合 GARCH(1,1)模型來配適實證。茲將攸關各事件之實證結果以表 6 表示。

表 5 敘述性統計

	全距	極小值	極大值	平均數	標準差	偏度	峰度
CAAR	12.481	-11.183	1.297	-4.625	2.969	0.264	-0.538
ACAR	9.360	-8.388	0.973	-3.469	2.227	0.264	-0.538
SIZE	4.124	13.824	17.947	15.874	1.080	-0.149	-0.819
INV	6.857	10.918	17.775	15.024	1.584	-0.433	-0.635
ROE	51.910	-9.603	42.308	11.767	10.156	0.650	1.107
PROXYQ	2.223	5.464	7.687	6.548	0.476	-0.247	0.245
LIQUIDITY	4.440	-2.278	2.162	0.567	1.015	-0.982	0.986
CEODUAL	1.000	0.000	1.000	0.342	0.475	0.679	-1.591
BSIZE	0.944	1.946	2.890	2.147	0.206	1.385	2.499
OUTSIDER	0.875	0.000	0.875	0.376	0.217	0.283	-0.565
INSTITUTE	2.192	2.277	4.469	3.659	0.509	-0.707	0.385
MANAGER	4.970	0.000	4.970	0.692	1.110	2.379	5.643
LARGEHOLDING	2.025	2.027	4.051	3.177	0.433	-0.268	-0.193
DEV	0.743	0.000	0.743	0.112	0.191	2.136	3.791

註：有效樣本數為 49 家上市櫃營建類股公司。

表 6 異常報酬率 t 檢定 (以 Garch 模型估計)

事件別 異常報酬	事件一：立法院通過決議。			事件二：馬英九總統拍板課徵		
	ARI(-1)	ARI(0)	ARI(+1)	AR2(-1)	AR2(0)	AR2(+1)
平均值	-1.154***	-1.683***	-0.052	-0.416**	-3.023***	-1.395***
樣本數	49	49	49	49	49	49
標準差	1.624	1.899	1.218	1.628	2.893	1.603
t-ratio	(-4.975)	(-6.205)	(-0.297)	(-1.787)	(-7.316)	(-6.093)
預期方向	<0	<0	<0	<0	<0	<0
事件別 異常報酬	事件三：財政部公布草案。			事件四：正式施行。		
	AR3(-1)	AR3(0)	AR3(+1)	AR4(-1)	AR4(0)	AR4(+1)
平均值	-0.973***	-3.243***	-1.672***	-0.474***	-0.396*	0.607
樣本數	49	49	49	49	49	49
標準差	1.000	2.059	2.413	1.404	1.794	1.881
t-ratio	(-6.812)	(-11.027)	(-4.850)	(-2.364)	(-1.546)	(2.260)
預期方向	<0	<0	<0	<0	<0	<0

註：\*表示 10%顯著水準，\*\*表示 5%顯著水準，\*\*\*表示 1%顯著水準。

由表 6 中各事件以 Garch 模型估計出來的異常報酬數值得知，有關課徵奢侈稅四個事件，就上市櫃 49 家公司而言，各事件期中之異常報酬大都有顯著之情況，其

中，只有事件一的 t+1 日及事件四的 t+1 日，在 10%顯著水準下不顯著之外，其餘各天數均有表現出顯著的負異常報酬，足見課徵課徵奢侈稅之新聞事件對營建業影響以負面居多。

為進一步驗證此實證結果之穩定性，本研究在估計(1)式中校正報酬率之異質變異時改以 White 方法重新估計市場模型，並將結果以表 7 表示。比較表 6 及表 7 各係數（異常報酬）之顯著與否我們可發現，改變估計方法後之顯著結果還是相同。

由以上檢定結果得知，無論是採用 Garch 方法估計或是 White 方法估計，均顯示出課徵奢侈稅新聞事件對營建業產生了負面異常報酬影響，驗證了本研究之假設一。

表 7 異常報酬率 t 檢定（以 White 模型估計）

事件別 異常報酬	事件一：立法院通過決議。			事件二：馬英九總統拍板課徵		
	ARI(-1)	ARI(0)	ARI(+1)	AR2(-1)	AR2(0)	AR2(+1)
平均值	-1.225***	-1.701***	-0.103	-0.465**	-3.095***	-1.501***
樣本數	49	49	49	49	49	49
標準差	1.615	1.908	1.239	1.605	2.851	1.607
t-ratio	(-5.309)	(-6.240)	(-0.580)	(-2.029)	(-7.601)	(-6.542)
預期方向	<0	<0	<0	<0	<0	<0
事件別 異常報酬	事件三：財政部公布草案。			事件四：正式施行。		
	AR3(-1)	AR3(0)	AR3(+1)	AR4(-1)	AR4(0)	AR4(+1)
平均值	-1.065***	-3.302***	-1.678***	-0.579***	-0.456*	0.615
樣本數	49	49	49	49	49	49
標準差	0.969	2.037	2.462	1.419	1.795	1.890
t-ratio	(-7.693)	(-11.348)	(-4.771)	(-2.857)	(-1.780)	(2.278)
預期方向	<0	<0	<0	<0	<0	<0

註：各事件迴歸參數估計值即為異常報酬率。

圖 1 為四個事件期各天數之異常報酬率走勢圖，由圖形中可以發現，課徵奢侈稅新聞事件造成之負面衝擊，在事件期中第 t=-1 日稍微反應，在 t=0 日之衝擊最大，在 t=+1 日則表現出反彈情況。就四個事件比較，以第四個事件之衝擊較小，並表現出反彈，甚至異常報酬率轉為正，隨著課徵奢侈稅之正式實施，其衝擊可謂已利空出盡。

### 三、各事件平均累積異常報酬與累積平均異常報酬檢定

以下檢定各事件之平均異常報酬及累積平均異常報酬。如表 8 表示，各事件之平均異常報酬 t 檢定顯示事件一至事件三均呈現負向顯著平均異常報酬，只有整體事件末期之事件四維不顯著。而整體事件之累積平均異常報酬則呈現顯著負向累積異常



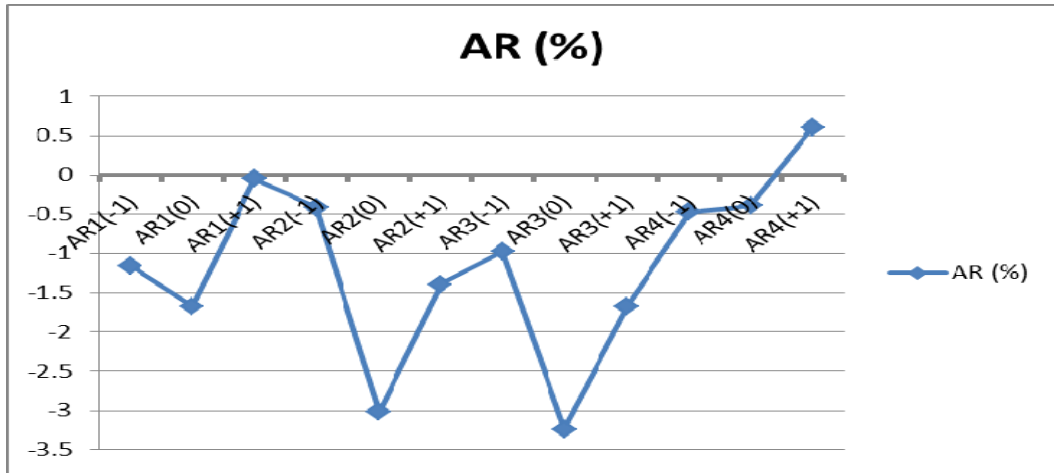


圖 1 異常報酬率走勢圖

報酬。因此，由事件之演進來看，在奢侈稅未定案之前，上市櫃營建類股之股價顯然地受到了負面衝擊，直至政策確定實施，因股價已反應且本事件不確定因素已消除，事件四已無呈現顯著平均異常報酬情況。

表 8 累積平均異常報酬率 t 檢定 (以 Garch 模型估計)

傳統 t 檢定	事件一 <i>AAR</i>	事件二 <i>AAR</i>	事件三 <i>AAR</i>	事件四 <i>AAR</i>	四個事件累積 <i>CAAR</i>
平均值	-0.963 <sup>***</sup>	-1.612 <sup>***</sup>	-1.962 <sup>***</sup>	-0.088	-4.625
樣本數	49	49	49	49	49
標準差	0.806	1.308	1.372	0.836	2.969
t-ratio	(-8.365)	(-8.622)	(-10.011)	(-0.734)	(-10.902)
預期方向	< 0	< 0	< 0	< 0	< 0

#### 四、累積平均異常報酬迴歸分析

六種迴歸模型 (Model 1-Model 6) 依序探討累積平均異常報酬之原因，並將結果以表 9 表示。

首先，Model 1 是實證第(8)式，以控制變數解釋各公司之累積平均異常報酬。由 Model 1 結果得知，模型顯著且調整後 *R Square* 值為 0.609，公司規模 (*SIZE*)、托賓 *PROXYQ* 及實際週轉率之係數均為負且顯著，對 *CAAR* 具有顯著解釋力。由此可知，上市櫃營建類公司規模愈大、托賓 *PROXYQ* 及流動性愈高的股票，在奢侈稅事件中之負面衝擊是愈大的。

Model 2 為實證第(9)式，延續 Model 1，並採階層式迴歸。其 *F* 值 10.385 表示模式顯著，調整後 *R Square* 由 Model 1 之 0.609 提高到 0.701，且調整後 *R Square*

表 9 累積平均異常報酬檢定

Dependent Variables:	CAAR					
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<i>Intercept</i>	30.926*** (4.317)	30.542*** (4.431)	25.339*** (3.817)	26.967*** (4.18)	26.791*** (4.516)	26.594*** (4.628)
<i>Step 1: Control Variables</i>						
<i>SIZE</i>	-1.389*** (-3.195)	-0.88* (-1.826)	-1.132*** (-2.845)	-0.641 (-1.416)	-0.907** (-2.129)	-0.987** (-2.378)
<i>INV</i>	-0.083 (-0.3)	-0.239 (-0.817)	-0.025 (-0.098)	-0.268 (-0.998)	0.12 (0.427)	0.207 (0.752)
<i>ROE</i>	0.011 (0.361)	0.024 (0.805)	0.009 (0.306)	0.007 (0.245)	0.019 (0.75)	0.017 (0.706)
<i>PROXYQ</i>	-1.793*** (-2.883)	-1.514** (-2.316)	-1.757*** (-3.146)	-1.716*** (-3.185)	-2.026*** (-3.998)	-1.877*** (-3.776)
<i>LIQUIDITY</i>	-1.114*** (-3.772)	-1.526*** (-4.803)	-1.375*** (-4.981)	-1.417*** (-5.306)	-1.528*** (-6.151)	-1.332*** (-5.088)
<i>Step 2: Independent variables</i>						
<i>CEODUAL</i>		-0.6 (-1.127)				
<i>BFSIZE</i>		-2.954** (-2.037)		-2.826** (-2.038)	-2.524* (-1.973)	-2.978** (-2.361)
<i>OUTSIDER</i>		-0.274 (-0.208)				
<i>INSTITUTE</i>		0.314 (0.496)				
<i>MANAGER</i>		0.849*** (3.328)	0.792*** (3.376)	0.938*** (3.953)	9.491*** (3.226)	12.99*** (3.834)
<i>LARGEHOLDING</i>		-0.732 (-1.045)				
<i>DEV</i>		1.268 (0.883)				
<i>Step 3: Interaction</i>						
<i>MANAGER*INV</i>					-0.605*** (-2.915)	-0.81*** (-3.554)
<i>MANAGER*LIQUIDITY</i>						-0.597* (-1.909)
Model Fit						
R Square	0.650	0.776	0.725	0.750	0.794	0.811
Adjusted R Square	0.609	0.701	0.685	0.707	0.752	0.768
F Statistic	15.957***	10.385***	18.413***	17.562***	19.240***	18.637***
$\Delta F$	15.957***	2.893**	11.399***	4.155**	8.499***	3.642*

註：()內數字表示 *t* 檢定值。Model 1 僅採用控制變數，採全部進入法。Model 2 是延續 Model 1 之後採用階層式迴歸，在第二階層放置公司治理變數，採全部進入法。Model 3 至 Model 4 亦為延續 Model 1 之階層式迴歸，但第二階層改採逐步迴歸方法，用以選定顯著之公司治理解釋變數。Model 5 至 Model 6 則為延續 Model 4 之後之階層式迴歸，在 Model 4 選定顯著之公司治理變數之後，第三階層放置交乘項並採用逐步迴歸方法，用以選定顯著之交乘項解釋變數。*F Statistic* 為模型之顯著性檢定， $\Delta F$  為 *Adjusted R Square* 改變量之顯著性檢定。另有各變數衡量請參考表 3。

之  $F$  改變量檢定值  $\Delta F$  為 2.893 為顯著，表示模式更佳，公司治理對租稅變動所引起的股票異積異常報酬具有相當高的解釋力。由迴歸係數可知董事會結構變數中之董監事席次具有負向顯著解釋力，表示董監事席次越多之上市櫃營建類公司，受負面衝擊越大；而股權結構中之經理人持股比例則是具有正的顯著解釋力，表示經理人持股比例越高之上市櫃營建類公司受負面衝擊較小。此結果也隱含公司治理與股票異積異常報酬二者間有顯著正向關係，驗證了假設二之假說。

Model 3 與 Model 4 為繼 Model 1 之後，在第二階層迴歸中放置公司治理變數，並改以逐步迴歸方法，用以選定顯著之公司治理變數。由結果得知， $F$  值分別為 18.413 與 17.562，表示模式顯著，且調整後  $R$  Square 之  $F$  改變量檢定值  $\Delta F$  分別為 11.399 與 4.155，亦均為顯著。而 Model 4 之調整後  $R$  Square 值 0.707 較 Model 3 之 0.685 更佳。此外，由迴歸係數之顯著性結果，再度驗證董監事席次越多之上市櫃營建類公司，受負面衝擊越大；經理人持股比例越高之上市櫃營建類公司受負面衝擊較小。

最後，本研究參考 Baron and Kenny (1986) 採用階層式迴歸分析 (Hierarchical Regression)，先控制企業特性變數，然後在研究模式中以逐步迴歸依序加入公司治理變項，以及企業特性與公司治理變數之交乘項，用以檢視公司治理的調節效果。亦即 Model 5 與 Model 6 為繼 Model 4 之後，在第三階層迴歸中放置交乘項變數。由結果得知，Model 5 與 Model 6 之  $F$  值分別為 19.24 與 18.637，表示模式顯著，且調整後  $R$  Square 之  $F$  改變量檢定值  $\Delta F$  分別為 8.499 與 3.642，均為顯著，且 Model 5 與 Model 6 之  $R$  Square 均較 Model 1-4 為佳，而 Model 6 之調整後  $R$  Square 值更提高至 0.768，且為六個實證模型中之最佳，顯示加入公司治理與企業特性之交乘項，使模式整體解釋力提高。此外，加入交乘項之後，經理人持股比例之係數由 Model 2 之 0.849 提高到 12.99，呈顯著正向關係，此可顯示公司治理較佳之企業，累積平均異常報酬較高。此外，由交乘項變數之顯著性結果亦得知，經理人持股比例變數與存貨及與實際週轉率之交乘項為顯著，顯示經理人持股與公司存貨會產生交互作用進而影響股票異常報酬。同時，經理人持股與流動性交互作用亦會對於股票異常報酬產生顯著的影響，亦即經理人持股比例變數對模式確實具有調節效果。以上分析結果顯示出重要之涵義，當租稅政策變動時，公司治理變數確實會對累積平均異常報酬產生顯著性之影響，且有調節效果存在，假說三獲得支持。

## 五、額外分析

為進一步驗證表 6、表 7 及表 8 結果之穩定性，本研究改採符號檢定法檢定表 6、表 7 及表 8，因結論相同且未得到更進一步之新發現，為節省篇幅，此處省略之。此外，為進一步驗證表 9 分析結果之穩定性，本小節亦執行額外分析，將表 9 之迴歸模式應變數累積平均異常報酬 (CAAR)，改為平均累積異常報酬 (average cumulated abnormal return, ACAR)。有關 ACAR 之計算，累計事件期三天之  $AR$  可得累積異常

報酬 (cumulated abnormal return, *CAR*)，平均四個事件之 *CAR* 即得 *ACAR*，此處並採用如第四小節所述之迴歸模式進行實證。茲將 Model 1 至 Model 6 之額外分析迴歸結果整理成表 10 表示。由表 10 中各迴歸模式係數值之正負方向及 *t* 值之顯著性得知，其結論與表 9 均相同，表示本文實證結果尚具有穩定性。

## 伍、結論與建議

在效率的資本市場，公司股價取決於報酬率與未來現金流量。租稅課徵直接影響股票投資報酬及企業未來現金流量，短期間必定對於資本市場產生重大的衝擊。因此，非預期的租稅政策變動將對於企業股價產生顯著的影響。然而，租稅課徵會對於各企業股價產生如何的影響，取決於公司治理的良窳 (Desai and Dharmapala, 2007)。所以，當政府宣布實施新的租稅措施，對於不同公司治理水平的企業，在投資人心中可能產生不同的反應因而影響其投資決策，進而影響公司股價。因此，本研究利用事件研究法探討當政府發布課徵奢侈稅消息時，上市櫃營建公司是否產生顯著負向異常報酬？當租稅政策變動時，公司之企業特性、公司治理與股價累積異常報酬之間有何關聯性？此外，本文並進一步探討公司治理所發揮的調節效果。

實證發現課徵奢侈稅之事件期間，上市櫃營建公司如預期地呈現顯著的負向累積異常報酬，顯示租稅政策的變動確實會對受影響產業的公司股價產生顯著的影響。亦即租稅政策變動時，市場預期將改變公司未來現金流量，造成公司股價波動，本實證結果與 MacAulay et al. (2009) 之研究相符。

在企業特性與累積異常報酬之關聯性方面，政府發布課徵奢侈稅消息時，公司規模、流動性和代理托賓 *Q* (市值比與負債比之和) 等變數對股價產生顯著的負向異常報酬。顯示規模較大的公司、流動性較高以及代理托賓 *Q* 較大的公司，受到課徵奢侈稅的負面衝擊較大。

如前所述，公司治理相關之風險因子也是影響股票報酬的因素 (Cremers and Nair, 2005)。治理較好的公司，財務績效和市場價值較佳，股票報酬亦較高 (Gompers et al., 2003; Bhat et al., 2006; Autore et al., 2009)。從董事會特性來看，研究結果發現董監事席次較大者，股票異常報酬較小。表示董事會規模愈大，董事會人數過多，意見不易整合，影響議事效率，代理成本提高，致使公司治理績效較差，受到課徵奢侈稅消息的負面衝擊較大。再者，從股權結構來看，實證結果經理人持股比率愈高股票異常報酬愈大，顯示符合 Jensen and Meckling (1976) 提出的「利益收斂假說」。亦即管理者持股比例較大 (股權愈集中) 時，有助於減少管理者與股東間的利益衝突，降低權益代理問題，公司治理績效較好，股票異常報酬較高；此外，從訊息傳遞假說來看，當宣布課徵奢侈稅消息，經理人持股比例高者，對投資人來說，意謂經理人對於公司未來遠景 (未來現金流量期望值及公司價值) 較樂觀。亦即經理人持

表 10 平均累積異常報酬檢定

Dependent Variables:	ACAR					
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<i>Intercept</i>	23.194*** (4.317)	22.907*** (4.431)	19.004*** (3.817)	20.225*** (4.180)	20.093*** (4.516)	19.946*** (4.628)
<i>Step 1: Control Variables</i>						
<i>SIZE</i>	-1.042*** (-3.195)	-0.660* (-1.826)	-0.849*** (-2.845)	-0.481 (-1.416)	-0.680** (-2.129)	-0.740** (-2.379)
<i>INV</i>	-0.062 (-0.300)	-0.179 (-0.817)	-0.018 (-0.098)	-0.201 (-0.998)	0.090 (0.427)	0.155 (0.752)
<i>ROE</i>	0.008 (0.361)	0.018 (0.805)	0.006 (0.306)	0.005 (0.245)	0.014 (0.750)	0.013 (0.706)
<i>PROXYQ</i>	-1.345*** (-2.883)	-1.136** (-2.315)	-1.317*** (-3.146)	-1.287*** (-3.185)	-1.520*** (-3.998)	-1.407*** (-3.776)
<i>LIQUIDITY</i>	-0.835*** (-3.772)	-1.144*** (-4.803)	-1.031*** (-4.981)	-1.063*** (-5.306)	-1.146*** (-6.151)	-0.999*** (-5.088)
<i>Step 2: Independent variables</i>						
<i>CEODUAL</i>		-0.450 (-1.127)				
<i>BSIZE</i>		-2.216** (-2.037)		-2.120** (-2.038)	-1.893** (-1.973)	-2.234** (-2.361)
<i>OUTSIDER</i>		-0.205 (-0.208)				
<i>INSTITUTE</i>		0.236 (0.496)				
<i>MANAGER</i>		0.636*** (3.327)	0.594*** (3.376)	0.703*** (3.953)	7.118*** (3.226)	9.743*** (3.834)
<i>LARGEHOLDING</i>		-0.549 (-1.045)				
<i>DEV</i>		0.951 (0.883)				
<i>Step 3: Interaction</i>						
<i>MANAGER*INV</i>					-0.454*** (-2.915)	-0.607*** (-3.554)
<i>MANAGER*LIQUIDITY</i>						-0.447* (-1.908)
<b>Model Fit</b>						
R Square	0.65	0.776	0.725	0.75	0.794	0.811
Adjusted R Square	0.609	0.701	0.685	0.707	0.752	0.768
F Statistic	15.957***	10.385***	18.413***	17.562***	19.240***	18.636***
$\Delta F$	15.957***	2.893**	11.399***	4.155**	8.499***	3.642*

註：應變數改為平均累積異常報酬 (ACAR)，階層迴歸方法與表 9 同。另有關各變數衡量請參考表 3。

股比例較高，表示經理人並未因為課徵奢侈稅的消息而脫售公司股票，投資人會比較願意繼續持有該公司股票。

簡言之，當宣布課徵奢侈稅消息，經理人持股比例較高和董監事席次較小的公司，公司治理績效較好，有助提高投資人的信心水準，比較不會立即出售是類股票，因此，股票異常報酬亦較高（股價下跌幅度較小）。顯示公司治理佳的公司受租稅變動的負面衝擊較小。

最後，本研究驗證公司治理對於租稅政策變動與股票累積異常報酬之關係的調節效果，本文參考 Baron and Kenny (1986) 採取階層迴歸分析 (Hierarchical Regression)，在控制了企業特性變數後，以逐步迴歸依序加入公司治理變項及交乘項（企業特性與公司治理變數相乘）。實證結果發現公司治理變數可使整體模式解釋力（調整後  $R^2$ ）提高，且經理人持股比例變數與存貨、以及與流動性之交乘項為顯著關係，表示經理人持股與公司存貨會產生交互作用進而影響股票異常報酬。同時，經理人持股與流動性交互作用亦會對於股票異常報酬產生顯著的影響，亦即經理人持股比例對於租稅政策變動與股票累積異常報酬之關係確實具有調節效果。過去學者研究大多在驗證租稅與股價異常報酬的關係（汪瑞芝等人，2005；MacAulay et al., 2009）。而本研究則進一步檢驗了當租稅政策變動時引起股價異常報酬，公司治理所發揮的調節效果。而此正呼應了 Desai and Dharmapala (2006) 之主張，亦即租稅如何影響股東的利益，並反應在公司的股價上，取決於公司治理的良窳。

綜上所述，良好的公司治理機制有助於抵抗外在的不利環境，可以減緩外在不利因素對於企業股價的衝擊，降低租稅對股價的影響，具有穩定股價的作用。因此，我們建議投資人在市場面對非預期因素的衝擊時，選擇治理機制良好的公司做為資金避風港。

## 參考文獻

- 沈中華與李建然，2000，事件研究法—財務與會計實證研究必備，一版，臺北：華泰書局。
- 沈中華與林昆立，2008，公司治理對基本財務資訊與股票報酬關係的影響：內生性轉換模型之應用，管理評論，第27卷第2期：1-27。
- 李在僑和趙永祥，2012，現金減資宣告效果探討—以事件研究法為例，育達科大學報，第30期：103-132。
- 汪瑞芝與陳明進，2009，最低稅負制對股市反應之實證研究，臺大管理論叢，第19卷第S2期：215-248。
- 汪瑞芝、陳明進與林世銘，2005，土地增值稅減半政策之事件研究，證券市場發展季刊，第17卷第1期：75-100。
- 高蘭芬、陳振遠與李焮慈，2006，資訊透明度及席次控制權與現金流量權偏離對公司績效之影響—以台灣電子業為例，台灣管理學刊，第6卷第2期：81-104。
- 黃一祥、呂耿光、黃旭輝與張志向，2010，公司特有風險與橫斷面股票預期報酬—臺灣股市之實證，經濟論文，第38卷第3期：503-542。
- 黃旭輝與丁世儒，2005，會計師簽證、法人持股與資訊不對稱對多頭市場股票報酬影響之研究，輔仁管理評論，第12卷第2期：99-126。
- 黃延辰，2012，營利事業所得稅稅率調降之市場反應研究，北商學報，第22期：1-29。
- 陳佳如，2011，實施打房措施對上市櫃建築投資公司股價之影響，國立臺灣大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 曹壽民、陳光政、紀信義與羅秀玲，2009，股權結構、盈餘管理與公司價值：衍生性金融商品與異常應計項目的角色，會計學報，第1卷第2期：63-91。
- 廖益興與楊清溪，2007，公司治理機制與財務報表品質之關聯性研究，財務金融學刊，第15卷第3期：67-112。
- 廖俊煌、魏妤珊與連駿宇，2013，租稅政策變動、公司治理與股票報酬之關聯性，2013「當代會計」兩岸會計議題專刊暨研討會，淡江大學，台北。
- 劉芝婷，2012，台商回台第一上市前之股權重組探討，國立中山大學高階經營碩士學程未出版碩士論文。
- Agrawal, A., and G. N. Mandelker. 1987. Managerial incentives and corporate investment and financing decisions. *The Journal of Finance* 42 (4): 823-837.
- Ali, A., and S. Kallapur. 2001. Securities price consequences of the Private Securities Litigation Reform Act of 1995 and related events. *The Accounting Review* 76 (3): 431-460.
- Allayannis, G., U. Lei, and D. Miller. 2007. Corporate governance and the hedging premium around the world. Working paper, University of Virginia.

- Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets* 5: 31-56.
- Ang, J., R. Cole, and J. Lin. 2000. Agency costs and ownership structure. *The Journal of Finance* 55 (1): 81-106.
- Autore, D. M., R. S. Billingsley, and M. I. Schneller. 2009. Information uncertainty and auditor reputation. *Journal of Banking and Finance* 33 (2): 183-192.
- Baron, R., and D. Kenny. 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology* 51 (6): 1173-1182.
- Beasley, M. S. 1996. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud. *The Accounting Review* 71 (4): 443-465.
- Berle, A., and G. Means. 1932. *The modern corporation and private property*. New York: Macmillan.
- Bhat, G., O. K. Hope, and T. Kang. 2006. Does corporate governance transparency affect the accuracy of analyst forecasts? *Accounting and Finance* 46: 715-732.
- Biddle, G. C., and F. W. Lindahl. 1982. Stock price reactions to LIFO adoptions: The association between excess returns and LIFO tax savings. *Journal of Accounting Research* 20 (2): 551-588.
- Bollerslev, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31 (3): 307-327.
- Brickley, J. A., R. C. Lease, and C. W. Smith. 1988. Ownership structure and voting on antitakeover amendments. *Journal of Financial Economics* 20 (1-2): 267-291.
- Cremers, K. J. M., and V. B. Nair. 2005. Governance mechanisms and equity prices. *The Journal of Finance* 60 (6): 2859-2894.
- Dalton, D. R., C. M. Daily, J. L. Johnson, and A. E. Ellstrand. 1999. Number of directors and financial performance: A meta-analysis. *Academy of Management Journal* 42 (6): 674-686.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan. 1996. Economic consequences of accounting for stock-based compensation. *Journal of Accounting Research* 34 (supplement): 1-20.
- Desai, M. A., A. Dyck, and L. Zingales. 2007. Theft and taxes. *Journal of Financial Economics* 84 (3): 591-623.
- Desai, M. A., and D. Dharmapala 2007, Corporate Tax Avoidance and Firm Value, NBER Working Paper No. 11241, revised version from August 2007.
- Desai, M. A., and D. Dharmapala. 2009. Corporate tax avoidance and firm value. *The Review of Economics and Statistics* 91 (3): 537-546.



- Desai, M. A., and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79 (1): 145-179.
- Edwards, C. H., M. H. Lang, E. L. Maydew, and D. A. Shackelford. 2004. Germany's repeal of the Corporate Capital Gains Tax: The equity market response. *The Journal of the American Taxation Association* 26 (1): 73-97.
- Fama, E. F. 1976. *Foundations of finance: Portfolio decisions and securities prices*. New York: Basic Books.
- Fama, E. F., and M. Jensen, 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26 (2): 301-325.
- Gompers, A., L. Ishii., and A. Metrick. 2003. Corporate governance and equity prices. *Quarterly Journal of Economics* 118 (1):107-155
- Hamaaki, J. 2008. Investment responses to Japanese tax reforms: A cross-industry comparison. *Japan and the World Economy* 20 (4): 542-562.
- Haugen, R. A., and L. W. Senbet. 1981. Resolving the agency problems of external capital through options. *The Journal of Finance* 36 (3): 629-647.
- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *The Journal of Finance* 48 (3): 831-880.
- Jensen, M. C., and R. S. Ruback, 1983. The market for corporate control: The scientific evidence. *Journal of Financial Economics* 11 (1-4): 5-50.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360.
- John, K., and L.W. Senbet. 1998. Corporate governance and board effectiveness. *Journal of Banking and Finance* 22 (4): 371-403.
- Jorgenson, D. W. 1963. Capital theory and investment behavior. *The American Economic Review* 53 (2): 247-259.
- Karpoff, J., and R. Walkling. 1990. Dividend capture in NASDAQ stocks. *Journal of Financial Economics* 28 (1-2): 39-65.
- Kollias, C., S. Papadamou, and A. Stagiannis. 2011. Terrorism and capital markets: The effects of the Madrid and London bomb attacks. *International Review of Economics and Finance* 20 (4): 532-541.
- Lee, Y., and R. H. Gordon. 2005. Tax structure and economic growth. *Journal of Public Economics* 89 (5-6): 1026-1043.
- Leftwich, R. 1981. Evidence of the impact of mandatory changes in accounting principles on corporate loan agreements. *Journal of Accounting and Economics* 3 (1): 3-36.

- Lesmond, D., J. Ogden, and C. Trzcinka. 1999. A new estimate of transaction costs. *Review of Financial Studies* 12 (5): 1113-1141.
- Luger, M. I., and S. Bae. 2005. The effectiveness of state business tax incentive programs: The case of North Carolina. *Economic Development Quarterly* 19 (4): 327-345.
- MacAulay, K., S. Dutta, M. Oxner, and T. Hynes. 2009. The effect of changes in corporate taxes and corporate governance on equity prices. *The IUP Journal of Applied Finance* 15 (10): 39-62.
- Manly, T. S., D. W. Thomas, and C. T. Schulman. 2006. Tax incentives for economic growth: Capital investment or research. *Advances in Taxation* 17: 95-120.
- Michaely, R. 1991. Ex-dividend day stock price behavior: The case of the 1986 tax reform act. *The Journal of Finance* 46 (3): 845-859.
- Mitton, T. 2002. A cross-firm analysis of the impact of corporate governance on the East Asian Financial Crisis. *Journal of Financial Economics* 64: 215-241.
- Shaw, W. H. 1988. Measuring the impact of the Safe Harbor Lease Law on security prices. *Journal of Accounting Research* 26 (1): 60-81.
- Skinner, D. L. 1993. Twenty-five years of tax law changes and investor response. *Journal of Financial Research* 16 (1): 61-70.
- Xie, B., W. N. Davidson, and P. J. Dadalt. 2003. Earnings management and corporate governance: The role of the board and the audit committee. *Journal of Corporate Finance* 9 (3): 295-316.
- Zeng, T. 2009. Stock price reactions to the Canadian Lifetime Gains Exemption. *Accounting and taxation* 1 (1): 75-85.

附錄 單根檢定結果

公司別	ADF 檢定			PP 檢定		
	<i>t</i> 統計量	<i>p</i> -value	落後 期數	調整後 <i>t</i> 統計量	<i>p</i> -value	Bandwidth
1436 福益	-18.916	<0.01	0	-19.343	<0.01	14
1442 名軒	-17.883	<0.01	0	-17.893	<0.01	4
1808 潤隆	-18.449	<0.01	0	-18.438	<0.01	6
2501 國建	-18.759	<0.01	0	-18.831	<0.01	8
2504 國產	-19.524	<0.01	0	-19.543	<0.01	3
2505 國揚	-16.957	<0.01	0	-16.905	<0.01	18
2506 太設	-13.047	<0.01	2	-16.251	<0.01	50
2509 全坤建	-15.864	<0.01	1	-19.040	<0.01	10
2511 太子	-18.225	<0.01	0	-18.205	<0.01	7
2515 中工	-18.165	<0.01	0	-18.143	<0.01	6
2516 新建	-16.655	<0.01	0	-16.613	<0.01	3
2520 冠德	-17.790	<0.01	0	-17.765	<0.01	3
2524 京城	-17.706	<0.01	0	-17.682	<0.01	9
2527 宏璟	-14.688	<0.01	1	-17.417	<0.01	6
2530 華建	-16.171	<0.01	1	-18.937	<0.01	7
2534 宏盛	-17.831	<0.01	0	-17.793	<0.01	7
2535 達欣工	-20.451	<0.01	0	-20.566	<0.01	7
2536 宏普	-14.716	<0.01	1	-17.956	<0.01	6
2538 基泰	-17.609	<0.01	0	-17.562	<0.01	3
2542 興富發	-14.735	<0.01	1	-17.693	<0.01	5
2543 皇昌	-16.227	<0.01	0	-16.008	<0.01	11
2545 皇翔	-17.115	<0.01	0	-17.087	<0.01	3
2546 根基	-17.725	<0.01	0	-17.729	<0.01	1
2547 日勝生	-17.871	<0.01	0	-17.837	<0.01	4
2548 華固	-17.743	<0.01	0	-17.838	<0.01	15
2596 綠意	-14.630	<0.01	1	-17.316	<0.01	8
2841 台開	-19.680	<0.01	0	-19.740	<0.01	7
3056 總太	-15.426	<0.01	1	-19.131	<0.01	31
3266 昇陽開	-19.091	<0.01	0	-19.160	<0.01	9
4113 聯上	-16.609	<0.01	0	-16.554	<0.01	3
5213 亞昕國際	-14.337	<0.01	2	-18.992	<0.01	14
5505 和旺	-14.349	<0.01	0	-14.351	<0.01	2
5508 永信建	-17.306	<0.01	0	-17.238	<0.01	9
5511 德昌	-15.349	<0.01	0	-15.683	<0.01	8
5512 力麒	-15.019	<0.01	1	-18.598	<0.01	5
5514 三豐	-19.773	<0.01	0	-20.124	<0.01	16
5515 建國	-19.148	<0.01	0	-19.274	<0.01	12

## 附錄 單根檢定結果 (續)

公司別	ADF 檢定			PP 檢定		
	<i>t</i> 統計量	<i>p</i> -value	落後 期數	調整後 <i>t</i> 統計量	<i>p</i> -value	Bandwidth
5516 雙喜	-15.296	<0.01	1	-26.644	<0.01	62
5521 工信	-18.303	<0.01	0	-18.296	<0.01	6
5522 遠雄	-18.711	<0.01	0	-18.767	<0.01	6
5523 宏都	-18.690	<0.01	0	-18.777	<0.01	10
5525 順天	-18.871	<0.01	0	-18.925	<0.01	9
5529 志嘉	-16.132	<0.01	1	-20.722	<0.01	3
5531 鄉林	-17.793	<0.01	0	-17.759	<0.01	9
5533 皇鼎建設	-18.321	<0.01	0	-18.308	<0.01	9
5534 長虹	-17.123	<0.01	0	-17.038	<0.01	8
6177 達麗	-18.770	<0.01	0	-18.868	<0.01	8
6212 理銘	-18.571	<0.01	0	-18.569	<0.01	5
6264 德士通	-16.137	<0.01	0	-16.124	<0.01	2
大盤指數	-17.069	<0.01	0	-17.002	<0.01	5

註：在 1%、5% 及 10% 之下之臨界值分別為 -3.448、-2.869 及 -2.571。