

台灣股市漲跌幅及規模效果 交互作用的解析

吳壽山* 許和鈞** 顧廣平*

*國立交通大學管理科學研究所

**國立交通大學管理科學系

摘 要

本研究根據Jensen的定價模式來衡量異常報酬，並採用多變量線性迴歸及重複測量的實驗設計方法進行檢定台灣股市在民國七十二年及八十二年間，是否存在漲跌幅及規模效果？實證結果顯示台灣股市存在漲跌幅及規模效果，且兩效果之間存在交互作用。

關鍵詞彙：資本資產定價模式，異常報酬，漲跌幅效果，規模效果

一、緒論

長久以來，Sharpe (1964)、Lintner (1965) 和 Mossin (1966)的資本資產定價模式(Capital Asset Pricing Model, CAPM)一直是學術界和實務界用來分析股票報酬與風險關係的主要理論架構。而該理論的主要內容為：股票的系統風險(β)與股票期望報酬呈線性正相關，且系統風險為描述股票期望報酬的唯一因素。

但是自1970年代起，愈來愈多的實證研究發現CAPM所無法解釋的股票報酬異常現象。而在眾多的相關實證研究中，結果最為顯著的是規模效果(size effect)。Banz (1981)的實證研究中，首先發現小規模股票通常具有較高的報酬，雖然經過風險的調整，異常報酬仍然存在，爾後Reinganum (1981a)、Keim (1983)、Lakonshok和Shapiro (1986)、Fama和French (1992a)之實證結果均發現存在規模效果；至於國內亦有探討規模效果之實證文獻，蕭翠珊(1988)，李春旺(1989)發現台灣股市

存在規模效果；可是亦有顯示規模效果並不顯著之結論，例如：吳建瑩(1988)，林伶如(1990)等研究，因此，規模效果在台灣之實證並無一致之結論。

除此之外，台灣股市於成立之初，為避免股票價格劇烈波動，在營業細則中訂定了股價每日漲跌幅度之限制。爾後施行期間，為因應政、經環境的變遷及股票市場的需求，曾多次調整漲跌幅度限制，⁽¹⁾以期達成穩定股價的目的。然此項管制措施也間接影響了股票市場的行為，根據林焜珪、盛偉德(1988)，李又剛(1989)、許溪南和姜傳益(1992)等人有關漲跌幅課題之實證研究結果均顯示台灣股市在漲跌幅管制措施下，影響了風險及報酬，造成股價呈現不隨機之變動，對市場機能有明顯之扭曲現象。Chu、Wu和Liu (1990)驗證停板日的資訊內容，⁽²⁾結果發現逢停板之後續股價變動並非隨機，其內涵表示可利用停板的資訊進行短期的套利交易。綜合上述實證研究結果，台灣證券市場股票價格在漲跌幅管制措施下，有股價不能及時充份反應

各項資訊，以至無法顯示真正市場均衡狀態價格之虞，隨之造成股市缺乏效率性，產生套利機會，也間接影響了國內相關理論之實證，並造成國外相同課題比較研究之不一致。綜合國內有關股市之實證研究，可以發現許多研究者在無法比較或解釋實證結果時，往往將其影響因素歸納於漲跌幅措施。

同時探討漲跌幅與規模效果的文獻不多，李又剛、連志茹(1991)，Wu、Naughton和Chung(1992)的實證結果顯示規模效果與漲跌幅效果存在某些關聯性，基於上述的理由，本研究將同時探討台灣股市是否存在規模效果、漲跌幅效果及該兩項因素的交互作用效果。

在實證方法上，國內外相關之研究大部分是以單變量迴歸及變異數分析(ANOVA)方法進行研究。由於各個股票報酬率之間並非獨立，且常存有高度相關，因此由多變量分析的角度進行實證，也許更接近真實世界。本研究將採用多變量迴歸來衡量異常報酬，並使用重複測量(Repeated-Measures)的實驗設計方法進行檢定分析。

本文共分五節，第一節為緒論；第二節為研究內容與範圍；第三節為描述研究方法；第四節為實證結果分析比較；第五節則對實證結果提出結論。

二、研究內容與範圍

本研究所使用之樣本將以台灣證券交易所上市之普通股股票為限，至於特別股及公司債，因權利與義務和普通股不同，故不列入樣本。另外，金融保險類股，因法令規章管制較其他類股嚴格，且財務報表編製方式與原則和其他類股有很大的差異，為避免實證過程中不必要之干擾，故亦將金融保險類股排除於樣本之外。

本研究所探討的資料區間，其中每月股價報酬涵蓋期間自民國72年5月至82年4月止，共計120個月，年度財務報表涵蓋期間自民國71年至81年止，共計10年。由於個股每月接觸停板頻率之高低是由該股票前12個月接觸停板總次數決定之，故選取之樣本至少要上市一年以上，如此也減少了股票上市之初，微量漲停之干擾。

依證券交易法第三十六條規定「已依法發行有價證券之公司，應於每營業年度終了後四個月內公

告並向主管機關申報，經會計師查核簽證，董事會通過及監察人承認之年度財務報告。」為確保所有投資人在已知財務資訊下進行投資，本研究將當年(t)5月至次一年(t+1)4月之公司規模大小由前一年度(t-1)財務報告公佈之普通股發行股數乘以前一個月最後一個交易日之收盤價決定之，即個股每月規模大小由前一個月月底的普通股市價總值決定之。

至於個股停板頻率之高低是依該股票前十二個月收盤價達到停板之總次數決定之。容易接觸到漲跌停板之股票，其風險及報酬或許較易受到漲跌幅度的限制，故其股價行為或許與不常接觸漲跌停板之股票有所差異。因此，本文以接觸停板頻率來代表漲跌幅因子是直接且可以理解的。

本研究將所有樣本股票依據漲跌幅及規模兩個分類標準分為六個投資組合進行實證，其分類方式為：第一步，將所有樣本股票依接觸停板頻率高低均分成高頻率和低頻率兩個與漲跌幅有關的投資組合；第二步，將所有樣本股票依規模大小均分成大、中、小三個與規模有關的投資組合；第三步，則將第一、第二步所建構出的二個漲跌幅投資組合和三個規模投資組合取其交集，建構出六個(2×3)「漲跌幅—規模」投資組合。在本研究中，這些投資組合是在每一個月月底重新組合一次。

至於市場投資組合(market portfolio)報酬率，本研究將樣本所包含的所有股票，以普通股市價總值為權數，求得加權平均報酬率代表之，即是所謂發行量加權的市場投資組合報酬率(value-weighted market portfolio return)。至於個股報酬率均經由股利之調整，使其減少偏誤，更接近真實狀況，其計算公式如下：

$$R_m(t) = \frac{\sum_{i=1}^{n(t)} w_i(t) r_i(t)}{\sum_{i=1}^{n(t)} w_i(t)}$$

其中

$R_m(t)$ ：第 t 期之市場投資組合報酬率。

$r_i(t)$ ：第 t 期第 i 個股票經股利調整之報酬率。

$w_i(t)$ ：第 t 期第 i 個股票普通股市價總值。

$n(t)$ ：第 t 期之普通股股票個數。

無風險利率(risk-free rate)，一般而言最具代

表性的利率應是國庫券利率，但由於國內國庫券次級市場交易清淡，資料不齊全。因此，本研究採用中央銀行公布之第一商業銀行一個月定期存款利率替代之，而該項利率在國內研究中亦常用來代表無風險利率。

最後，本研究中有關股價報酬，股利資料從SPIT(Stock Price In Taiwan)資料庫取得，財務報表資料從FRIT(Financial Report In Taiwan)資料庫取得，⁽⁹⁾而第一銀行一個月定期存款利率從教育部EPS金融統計月報資料庫取得。

三、研究方法

本節共分成三個部分，第一部分描述研究的環境；第二部分提出衡量投資組合異常報酬的模式；第三部分則是提出本研究所要檢定的假設。

(一)實證環境

首先，本研究以多變量角度來看台灣股市，假設台灣股市股票報酬率的分配為一個含有n個變數的多變量常態分配， $N_n(\mu, \Sigma)$ ，n代表股市中上市之股票個數。該項假設認為個股報酬率之間並非獨立，而是存在相關性，依據Markowitz (1959)所提出的投資組合理論，即是利用個股報酬率之間存在不同的相關程度及方向（正、無或負相關）來建構投資組合，以達成降低風險（即變異數）的目的。因此，本研究視台灣股市為一個多變量常態分配，應是更接近事實。

然後，我們依漲跌幅及規模兩項分類標準來建構出六個漲跌幅—規模投資組合，其相當於台灣股市，經由線性轉換，建構出六個線性組合。若台灣股市股票報酬分配為 $X \sim N_n(\mu, \Sigma)$ ，令線性轉換矩陣C定義如下：

$$C = \begin{bmatrix} 0 & w_2 & 0 & 0 & \dots & w_i & 0 & 0 & w_n \\ w_1 & 0 & 0 & w_4 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ & & & \vdots & & & & & \\ 0 & 0 & w_3 & 0 & \dots & 0 & w_j & w_k & 0 \end{bmatrix}$$

w_i = 普通股市價總值， $i=1, 2, \dots, n$ ，則六個投

資組合分配為 $CX \sim N_6(C\mu, C\Sigma C')$ 。由上述分配中，可看出六個投資組合的報酬率仍是一個多變量常態分配，其報酬率之間仍存在相關性。這可由表一投資組合報酬率樣本相關係數表得到證實。

(二)異常報酬衡量模式

本研究採用Jensen (1972)的兩參數資本資產定價模式(two-parameter capital asset pricing model)估計出每一個投資組合的異常報酬率及系統風險，其基本模式如下：

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + b_i[R_m(t) - R_f(t)] + \epsilon_i(t)$$

在上述迴歸式中各項目之定義如下：

$R_i(t)$ ：表第i個投資組合第t期之發行量加權平均報酬率，本研究以每月報酬進行實證，共計120個月。

$R_f(t)$ ：是第t期之無風險利率。

$R_i(t) - R_f(t)$ ：為第i個投資組合第t期之超額報酬(Excess Return)。

$R_m(t)$ ：為第t期市場投資組合報酬率。

$R_m(t) - R_f(t)$ ：為第t期之市場風險溢酬(risk premium)，代表市場因子。

a_i ：代表第i個投資組合的異常報酬率，即是常用來衡量投資組合績效的Jensen's Alpha。

b_i ：為第i個投資組合的系統風險。

$\epsilon_i(t)$ ：為殘差項。

上述迴歸式，基於多變量分析的考量，我們將以多變量線性迴歸模式進行估計，即該模式包含六個因變數（六個投資組合的超額報酬）及一個自變數（市場風險溢酬）。

表一 投資組合報酬率樣本相關係數表

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	1.00000	0.92073	0.82943	0.90445	0.92204	0.87098
R_2		1.00000	0.92808	0.91934	0.95424	0.89482
R_3			1.00000	0.80604	0.90171	0.89538
R_4				1.00000	0.94436	0.80961
R_5					1.00000	0.88508
R_6						1.00000

註：1. $R_i, i=1, 2, \dots, 6$ ，分別代表六個投資組合發行量加權平均報酬率。

2. 各投資組合報酬率之間的相關係數均顯著異於零。

因為在迴歸式中的因變數是超額報酬，為淨投資等於零所得到的報酬（即利用賣空(Short selling)無風險利率資產所得融資來購買股票）。如果股票的期望超額報酬不為零，則必然是因為有風險而有所補償，所以這些超額報酬應該被市場風險溢酬迴歸係數所解釋，即其截距項應該統計上不顯著異於零，因此本研究將集中檢定截距項。

(三)研究假設

首先，定義一些符號，以利假設檢定的表示：
各投資組合平均超額報酬率符號之定義：

漲跌幅	規 模 別		
	小	中	大
低	e_{11}	e_{12}	e_{13}
高	e_{21}	e_{22}	e_{23}

各投資組合異常平均報酬率（截距項）符號之定義：

漲跌幅	規 模 別		
	小	中	大
低	a_{11}	a_{12}	a_{13}
高	a_{21}	a_{22}	a_{23}

本研首先檢定六個投資組合的超額報酬率平均數是否均為零及六個投資組合超額報酬率之平均數是否均相等。其虛無假設如下：

$$H_{01} : e_{11} = e_{12} = e_{13} = e_{21} = e_{22} = e_{23} = 0 \text{ (平均超額報酬率全部等於零)}$$

$$H_{02} : e_{11} = e_{12} = e_{13} = e_{21} = e_{22} = e_{23} \text{ (平均超額報酬率全部相等)}$$

若第一個虛無假設無法被拒絕，則表示六個投資組合的超額報酬的平均數均不顯著異於零。投資者投資於風險性資產，會要求相對等的風險溢酬以為彌補。若無顯著之超額報酬，投資者將不會投資。第二個虛無假設則是檢定六個投資組合的超額報酬是否有差異。若無顯著之差異，顯示如此分類方式並不能產生相異之超額報酬，則似乎沒有繼續分析比較的必要。

本研究主要是針對CAPM無法解釋之異常報酬，即Jensen's Alpha進行檢定，同理本研究先確

認是否存在顯著異於零之異常報酬及六個投資組合異常報酬是否有顯著的差異。其虛無假設如下：

$$H_{0a} : a_{11} = a_{12} = a_{13} = a_{21} = a_{22} = a_{23} = 0 \text{ (異常報酬率全部等於零)}$$

$$H_{0b} : a_{11} = a_{12} = a_{13} = a_{21} = a_{22} = a_{23} \text{ (異常報酬率全部相等)}$$

在上述檢定結論均為拒絕虛無假設前提之下，即進入本研究的主題，檢定是否存在漲跌幅、規模兩主效果，其虛無假設如下：

$$H_{0c} : a_{11} + a_{12} + a_{13} = a_{21} + a_{22} + a_{23} \text{ (漲跌幅主效果)}$$

$$H_{0d} : a_{11} + a_{21} = a_{12} + a_{22} = a_{13} + a_{23} \text{ (規模主效果)}$$

為了確認主效果檢定之結果，本研究將進一步檢定漲跌幅與規模之間是否存在交互作用效果，其虛無假設如下：

$$H_{0e} : a_{11} - a_{21} = a_{12} - a_{22} = a_{13} - a_{23} \text{ (交互作用效果)}$$

如果交互作用存在，則意謂著主效果無法得到清楚的解釋，為了真正確認漲跌幅效果及規模效果是否存在，本研究將再個別檢定在各規模分類中是否存在漲跌幅效果，及在各漲跌幅分類中是否存在規模效果，即是固定一個因素，來檢定另一個因素的效果，其虛無假設如下：

$$\left. \begin{aligned} H_{0f} : a_{11} = a_{21} \text{ (小規模)} \\ H_{0g} : a_{12} = a_{22} \text{ (中規模)} \\ H_{0h} : a_{13} = a_{23} \text{ (大規模)} \end{aligned} \right\} \text{漲跌幅效果}$$

$$\left. \begin{aligned} H_{0i} : a_{11} = a_{12} = a_{13} \text{ (低頻率)} \\ H_{0j} : a_{21} = a_{22} = a_{23} \text{ (高頻率)} \end{aligned} \right\} \text{規模效果}$$

上述假設，本研究將以重複測量的實驗設計方法進行檢定。

四、實證結果

本節實證結果，共分成三個部分，第一部分為描述六個漲跌幅—規模投資組合的基本敘述統計量；第二部分是對六個投資組合的每月平均超額報酬進行比較及分析，第三部分則是由六個投資組合的異常報酬，即是所謂Jensen's Alpha，來探討經由風險調整之報酬率是否存在漲跌幅效果、規模效果及交互作用效果，此部分亦為本節最重要的一個部分。

(一)漲跌幅－規模投資組合之基本敘述統計量

表二、三、四分別顯示六個投資組合的平均每月個股規模大小、前十二月接觸停板之總次數及平均每月包含之股票個數，如所預期的在表二中，每一相同規模分類中，低和高頻率投資組合之平均規模均相當近似，但是在不同規模分類中，投資組合平均規模則差異非常大，而表二平均前十二個月接觸停板總次數，亦有類似之性質，即在低、高頻率分類中，除高頻率分類中，大規模與小規模投資組合平均接觸停板次數有較大差距外，其餘均相當近似，至於不同頻率分類中，投資組合接觸停板的次數則有相當的差異，由上述結果顯示，如此分類方式有達成易於分析比較的目的。再比較表二及表三，可約略看出小規模投資組合較大規模投資組合易於接觸到漲跌停板，但規模與漲跌停板頻率之間的相關程度不高（相關係數為-0.31）。表四為平均每月股票個數，兩對角呈現極端，對角的低一大及高一小投資組合有較多的股票屬於此種類型，而

另一對角的低一小及高一大投資組合則是屬於此類型的股票較少。此結果亦也顯示出大規模股票常是屬於低頻率股票，而小規模股票則常是屬於高頻率股票。

(二)超額報酬

表五顯示六個投資組合每月超額報酬之平均數及標準誤，從未經調整風險之超額報酬中，可粗略看出小規模投資組合的超額報酬高於大規模投資組合的超額報酬，而高頻率投資組合的超額報酬低於低頻率投資組合的超額報酬，為確認是否存在顯著之差異，我們檢定了下列兩項假設：第一為檢定六個投資組合每月平均超額報酬是否全部為零，第二為檢定各投資組合之間超額報酬平均數是否相等，表六顯示該兩項假設檢定之結果，結果均為在顯著

表二 平均每月個股規模大小（百萬）

漲跌幅	規 模 別		
	小	中	大
低	1,873.87	4,805.10	20,930.10
高	1,633.04	4,464.31	17,280.52

表三 平均每月個股前十二個月接觸停板次數

漲跌幅	規 模 別		
	小	中	大
低	40.25	40.62	38.37
高	75.60	62.29	58.36

表四 平均每月股票個數

漲跌幅	規 模 別		
	小	中	大
低	11.25	20.41	31.38
高	30.58	21.43	10.46

表五 每月超額報酬之平均數及標準誤（單位：%）

漲跌幅	規 模 別		
	小	中	大
低	3.55 (1.55) (e ₁₁)	2.25 (1.33) (e ₁₂)	2.17 (1.20) (e ₁₃)
	高	2.24 (1.59) (e ₂₁)	2.27 (1.51) (e ₂₂)

註：括號內為標準誤(Standard error)

表六 H₀₁及H₀₂檢定之結果

假 設	Wilks' Lambda	F	df (df ₁ ,df ₂)	p-value
H ₀₁ : e ₁₁ = e ₁₂ = e ₁₃ = e ₂₁ = e ₂₂ = e ₂₃ = 0 (平均超額報酬全部等於零)	0.8036	4.6449	(6,114)	0.0003
H ₀₂ : e ₁₁ = e ₁₂ = e ₁₃ = e ₂₁ = e ₂₂ = e ₂₃ (平均超額報酬全部相等)	0.8260	4.8434	(5,115)	0.0005

水準 $\alpha = 0.05$ 之下，拒絕虛無假設，即結論為六個投資組合平均超額報酬率並不全部等於零，且並不是全部相等，由上述結果亦證實如此分類的投資組合超額報酬率平均數之間存在顯著的差異，然這些差異是否可以被市場風險溢酬所解釋，或台灣股市存在漲跌幅效果或規模效果，則需更進一步的比較分析。

從表五中代表總風險(Total risk)的標準誤統計量來看，會發現一個矛盾現象，即在高頻率分類中的投資組合存在高風險低報酬的異常現象，其原因可能是漲跌幅措施抑制股票風險及報酬所致，此項矛盾亦使本研究更值得進一步探討台灣股市是否存在漲跌幅管制衍生之其他效果。

(二)異常報酬

1. 基本統計量

首先，表七列出多變量迴歸Jensen's model的結果，其包括各單變量迴歸用OLS方法所估計出的參數估計值， R^2 和檢定是否存在一階自我相關

的Durbin-Watson(D-W)統計值，而就 R^2 及對斜率的檢定結果顯示（見表七單變量檢定結果及多變量檢定結果），市場風險溢酬對各投資組合的超額報酬有顯著之解釋能力，且能解釋絕大部分的超額報酬的變異。

表八顯示六個投資組合的截距項，即是不能經由風險溢酬所解釋之異常報酬，將表五及表八的結果加以比較，會發現兩表均有相類似的趨勢，即小規模投資組合的異常報酬率高於大規模投資組合的異常報酬率，及高頻率投資組合的異常報酬率低於低頻率投資組合的異常報酬率，再比較標準誤，亦發現高頻率分類中的投資組合存在高風險低報酬的矛盾現象。

同理，我們亦檢定下列兩項假設：第一為檢定六個投資組合的異常報酬是否全部為零，第二為檢定各投資組合之間的異常報酬是否均相等，表八顯示該兩項假設檢定之結果，結果均為在顯著水準 $\alpha = 0.05$ 之下，拒絕虛無假設，即結論為六個投資組合異常報酬率並不全部等於零，且並不是全部相

表七 多變量線性迴歸之結果

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + b_i[R_m(t) - R_f(t)] + \epsilon_i(t)$$

模 式	漲跌幅	規模別	a_i	b_i	R^2	D-W
1	低	小	1.4565 (2.02) (0.0454)	1.0950 (21.11) (0.0001)	0.796	1.709
2	低	中	0.3158 (0.83) (0.4105)	1.0110 (36.72) (0.0001)	0.9195	2.075
3	低	大	0.3897 (1.68) (0.0955)	0.9331 (55.87) (0.0001)	0.9636	2.167
4	高	小	0.1363 (0.17) (0.8657)	1.0976 (18.95) (0.0001)	0.7527	1.794
5	高	中	0.1095 (0.22) (0.8285)	1.1284 (31.07) (0.0001)	0.8911	1.954
6	高	大	-1.6666 (-3.42) (0.0008)	1.0506 (29.97) (0.0001)	0.8839	2.297
假 設			Wilks' Lambda	F	df (df ₁ ,df ₂)	p-value
$H_0: b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = 0$ (斜率全部等於零)			0.0088	2118.21	(6,113)	0.0001

註：第一個括號為單變量t統計量，第二個括號為p值。

等，由上述檢定結果顯示台灣股市存在資本資產定價模式(CAPM)所無法解釋的異常報酬，並且各投資組合之間的異常報酬存在顯著的差異，因此，下一步我們將試著探討這些現象是否是由規模效果或漲跌幅效果所致。

2. 主效果

首先，分別檢定兩主效果（漲跌幅效果及規模效果）是否存在，由表十所列示的結果顯示，只有漲跌幅效果有顯著(p-value = 0.0008)，而規模效果

p-value = 0.1624結果不顯著。接著，為了更能確認主效果檢定之結果，本研究將探討漲跌幅及規模之間是否存在交互作用效果。

3. 交互作用效果

表十一結果顯示漲跌幅及規模之間存在交互作用效果，存在交互作用意謂著一個因素的大小，會影響另一個因素的大小，因此，將會干擾主效果檢定之結果，再由圖一及圖二來看，在各分類中，異常報酬之間的差異並不相同，更證實了交互作用效果的存在。為了更進一步確認漲跌幅效果及規模效果是否存在，我們將個別檢定在各規模分類中，是否存在漲跌幅效果及在各漲跌幅分類中是否存在規模效果，即是固定一個因素，來檢定另一個因素的效果。

4. 漲跌幅效果

表十二分別列示固定大、中、小規模因素下，漲跌幅效果之檢定結果，結果顯示在大規模(p-value = 0.0012)及小規模(p-value = 0.0609)分類中，有顯著之漲跌幅效果，而在中規模分類中，雖然低頻率投資組合異常報酬率高於高頻率投資組合異常

表八 每月異常報酬之平均數及標準誤（單位：%）

漲跌幅	規 模 別		
	小	中	大
低	1.4565 (0.7203) (a ₁₁)	0.3158 (0.3823) (a ₁₂)	0.3897 (0.2319) (a ₁₃)
	0.1362 (0.8040) (a ₂₁)	0.1095 (0.5042) (a ₂₂)	-1.6666 (0.4866) (a ₂₃)

註：括號內為標準誤(Standard error)

表九 H_{0a}和H_{0b}檢定之結果

假 設	Wilks' Lambda	F	df (df ₁ ,df ₂)	p-value
H _{0a} : a ₁₁ = a ₁₂ = a ₁₃ = a ₂₁ = a ₂₂ = a ₂₃ = 0 (異常報酬率全部等於零)	0.8189	4.1650	(6,113)	0.0008
H _{0b} : a ₁₁ = a ₁₂ = a ₁₃ = a ₂₁ = a ₂₂ = a ₂₃ (異常報酬率全部相等)	0.8189	5.0422	(5,114)	0.0003

表十 主效果檢定之結果

假 設	Wilks' Lambda	F	df (df ₁ ,df ₂)	p-value
H _{0c} : a ₁₁ + a ₁₂ + a ₁₃ = a ₂₁ + a ₂₂ + a ₂₃ (漲跌幅效果)	0.9093	11.7634	(1,118)	0.0008
H _{0d} : a ₁₁ + a ₂₁ = a ₁₂ + a ₂₂ = a ₁₃ + a ₂₃ (規模效果)	0.9694	1.8462	(2,117)	0.1624

表十一 交互作用效果檢定之結果

假 設	Wilks' Lambda	F	df (df ₁ ,df ₂)	p-value
H _{0e} : a ₁₁ - a ₂₁ = a ₁₂ - a ₂₂ = a ₁₃ - a ₂₃ (交互作用效果)	0.9318	4.2843	(2,117)	0.0160

報酬率，但沒有統計上顯著之差異 ($p\text{-value} = 0.6434$)，由圖一我們更可以清楚看出高、低頻率投資組合異常報酬差異之情況。

5. 規模效果

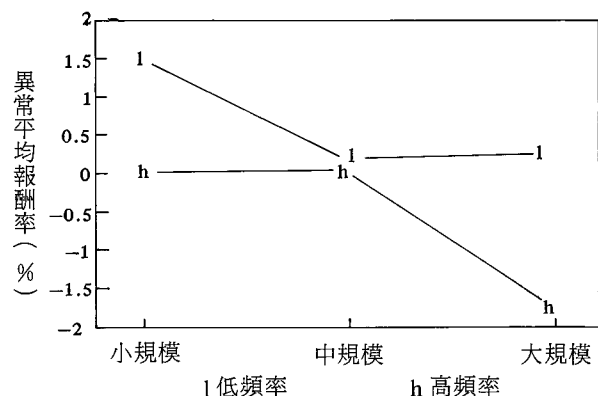
表十三分別列出在高、低頻率分類中，大、中、小規模投資組合之間異常報酬是否有顯著的差異，檢定結果顯示在高頻率分類中，異常報酬有顯著之差異 ($p\text{-value} = 0.0442$)，即是在高頻率投資組合中，存在規模效果。這結果與主效果檢定之結果不一致，其原因在於主效果受交互作用效果干擾之下，無法檢定出真正的效果，以致得出相反的結論。更進一步由圖二亦可清楚看出規模效果的存在。

五、結論與建議

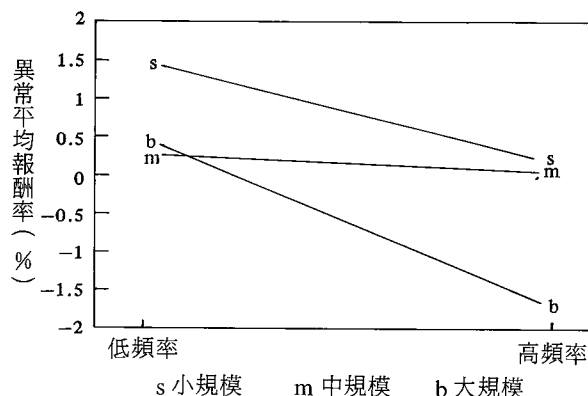
本研究根據Jensen的定價模式來衡量異常報

酬，並採用多變量線性迴歸及重複測量實驗設計方法進行檢定台灣股市在民國72年至82年間，是否存在漲跌幅效果及規模效果，其實證結果可歸納出以下六點結論：

1. 由投資組合基本敘述統計量得知，小規模股票較大規模股票易於接觸到漲跌停板，其原因可能為小規模股票風險較高且股價較易受到操作，以致股價波動較大。
2. 由超額報酬及異常報酬基本統計量得知，小規模投資組合的平均報酬率高於大規模投資組合的平均報酬率，而低頻率投資組合的平均報酬率高於高頻率投資組合的平均報酬率，且在各投資組合之間平均超額報酬率及異常報酬率存在顯著之差異。
3. 從代表總風險(Total risk)的標準誤來看，發現在高頻率分類中之投資組合有呈現高風險低報酬的



圖一：漲跌幅×規模交互作用效果



圖二：規模×漲跌幅交互作用效果

表十二 漲跌幅效果檢定之結果

假設	Wilks' Lambda	F	df (df ₁ ,df ₂)	p-value
H ₀ :a ₁₁ = a ₂₁ (小規模)	0.9706	3.5800	(1,118)	0.0609
H ₀ :a ₁₂ = a ₂₂ (中規模)	0.9982	0.2154	(1,118)	0.6434
H ₀ :a ₁₃ = a ₂₃ (大規模)	0.9147	10.9991	(1,118)	0.0012

表十三 規模效果檢定之結果

假設	Wilks' Lambda	F	df (df ₁ ,df ₂)	p-value
H ₀ :a ₁₁ = a ₁₂ = a ₁₃ (低頻率)	0.9692	1.8590	(2,117)	0.1604
H ₀ :a ₂₁ = a ₂₂ = a ₂₃ (高頻率)	0.9480	3.2042	(2,117)	0.0442

- 矛盾現象，其原因可能是高頻率之投資組合較易受到漲跌幅管制措施限制風險及報酬所致。
- 規模與漲跌幅之間存在顯著之交互作用效果，致使主效果檢定之結果受到干擾，得出錯誤的結論。
 - 在大規模及小規模分類中，存在顯著之漲跌幅效果，即低頻率投資組合可獲致較高的報酬率。
 - 在高頻率分類中，存在顯著之規模效果，即小規模投資組合可獲得較高的報酬率。

漲跌幅設限為政府為了穩定股市，防止價格過份激烈波動所採取之方式，其效果如何不在本文討論範圍之內。然而，漲跌幅設限對於股價造成之影響卻可經由本研究得到證實。本研究亦實證了漲跌幅效果可藉由接觸停板之頻率表現之。如果能夠將漲跌幅效果、規模效果及市場因素等三個因子納入考慮，則可望對於股票報酬率作更精準之評估。

註釋

- 台灣股票市場歷次調整漲跌幅限制：
- 停板日：指當日股票收盤價為漲停板或跌停板。
- 關於SPIT/FRIT資料庫請參考吳壽山(1989)國科會研究計劃「三個SPIT檔之實證及FRIT檔之建立」及(1990)之「三個SPIT檔之實證及FRIT檔之建立(II)」。

參考文獻

- 李又剛：〈股價漲跌幅措施下的我國股市與美、日、港三國股市之比較〉，《台北市銀行月刊》，1989，第20卷，第1期，頁14-26。
- 李又剛、連志茹：〈股價漲跌限幅放寬後，對中、大型股與小型股之股性所造成之影響〉，《企銀季刊》，1991，第15卷，第1期，頁1-11。
- 李春旺：〈股價行為與規模效應——台灣股票市場實證〉，國立政治大學企業管理研究所博士論文，1988。
- 吳建瑩：〈台灣股票上市公司規模效果之研究〉，私立淡江金融研究所碩士論文，1988。
- 林伶如：〈股票本益比與公司規模對股票投資報酬之影響——以台灣股市為例〉，國立中興大學企業管理研究所碩士論文，1990。
- 林焯堯、盛偉德：〈股票漲跌幅限制對股市市場機能影響之研究〉，中華民國證券市場發展基金會，1988。
- 許溪南、姜傳益：〈股價上下限之設定與市場效率之研究〉，《證券金融市場理論與實務研討會論文集》，1992，頁39-51。
- 蕭翠瑛：〈台灣地區上市公司股票報酬率規模效應之研究〉，國立中山大學企業管理研究所碩士論文，1988。

調整時間	調整幅度
51年 2月 9日	漲跌幅為5%
62年 4月 9日	第二類股由5%降為3%
62年 8月 7日	第二類股恢復為5%
63年 2月 19日	漲幅為5%，跌幅1%
63年 3月 9日	漲幅為5%，跌幅限一個升降單位
63年 4月 15日	漲跌幅降為1%
63年 5月 21日	漲跌幅放寬為3%
63年 6月 17日	漲跌幅恢復為5%
67年 12月 19日	漲跌幅由5%降為2.5%
68年 1月 5日	漲跌幅恢復為5%
76年 10月 27日	漲跌幅降為3%
77年 11月 14日	漲跌幅恢復為5%
78年 10月 11日	漲跌幅調高為7%

- Banz, R.W. (1981) The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9:3-18.
- Black, F., Jensen, M.C. and Scholes, M. (1972) The capital asset pricing model: Some empirical tests. In: *Studies in the theory of capital markets*. M. Jensen (Ed.) Praeger, New York, NY.
- Chu, P.-Y., Wu, S. and Liu, M.-Y. (1990) Impact of price limits on Taiwan security prices. *Asia-Pacific Journal of Management, Special Issues* 7:141-152.
- Fama, E.F. and French, K.R. (1992a) The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47:423-465.
- Keim, D.B. (1983) Size related anomalies and stock return seasonality: Further Empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12:13-32.
- Lakonishok, J. and Shapiro, A.C. (1986) "Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking and Finance*, 10:115-132.
- Lintner, J. (1965) The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47:13-37.
- Markowitz, H. (1959) *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, Wiley, New York.
- Mossin, J. (1966) Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34:768-783.
- Reinganum, M.R. (1981a) Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market values. *Journal of Financial Economics*, 9:19-46.
- Sharpe, W.F. (1964) Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19:425-442.
- Wu, S., Naughton, T. and Chung, H. (1992) Prince limit and Market Volatility in Taiwan Evidence from an ARCH model. paper presented at the 4th Annual Pacific-Basin Finance Conference, Hong Kong.
- (收稿日期：1994年 5月25日；接受刊登日期：1994年 9月 5日)

吳壽山 許和鈞 顧廣平

An Analytical View of the Interaction Effect of Price Limit Regulations and Size Category in Taiwan

SOU-SHAN WU* HER-JIUN SHEU** AND KUANG-PING KU*

**Institute of Management Science
National Chiao Tung University
Taipei, Taiwan, Republic of China
**Department of Management Science
National Chiao Tung University
Hsin-Chu, Taiwan, Republic of China*

ABSTRACT

In this research, Jensen's Alpha method is applied to measure the abnormal returns for portfolios. Multivariate linear regression and repeated-measure design are used to test price limit effects and firm size effects for the period 1983-1993 in Taiwan. The results indicate that there exist price limit and size effects in the Taiwan stock market. Furthermore, our results also show that there is an interaction effect between price limit and firm size.