Sun Yat-sen Management Review
Vol.3, No.1, March 1995

股票系統風險之估計－以日資料爲例
The Estimation of Systematic Risk with Daily Data

黃彥聖 *Yen-Sheng Huang**
國立臺灣工業技術學院企業管理技術系
Department of Business Administration
National Taiwan Institute of Technology
(Received September 1994; revised March 1995; accepted April 1995)

摘　要

股票系統風險的衡量雖極為重要，但我國股票市場對股票價格的波動，訂有每日最大漲跌幅度的規範，使股票系統風險的估計受到很大的干擾。本研究之目的即在考慮漲跌限幅的影響下，嘗試估算股票系統風險，及針對未考慮漲跌限幅因素所計算之股票系統風險，評估其所受的偏誤。本研究以 60-82 年全部上市公司為樣本，結果發現若不調整漲跌限幅之影響，所估計之系統風險產生明顯的偏誤，且此種偏誤在漲跌停頻繁的年度尤其嚴重。其中，系統風險大於 1 時，不調整方式所估計之系統風險傾向於低估；系統風險小於 1 時，不調整方式所估計之系統風險傾向於高估。

關鍵詞： 股票系統風格

Abstract

Despite the importance of systematic risk in many applications, its estimation is confounded by the regulation of price limits, a mechanism designed to reduce stock market volatility. The purpose of this research is to estimate systematic risk by adjusting the effect of price limits and to assess the magnitude of the potential bias introduced by price limits.

Using a sample of all listed stocks over the period 1971-1993, it is found that, without appropriate adjustment, the estimated systematic risk is biased by the regulation of price limits with the bias being the most significant during periods of frequent limit moves. The unadjusted systematic risk is biased downward for systematic risk greater than one and biased upward for systematic risk less than one.

Keywords: Systematic Risk

壹、研究背景

自 Markowitz(1952) 提出投資組合選擇原理，Sharpe(1964)、Lintner(1965) 與 Mossin(1966) 提出資本資產定價模式之後，股票系統風險在財務管理的理論研究與實務應用上，均受到極大的重視。然而我國股票市場對股票價格的波動，訂有每日最大漲跌幅度的規範，使股票系統風險的估計受到很大的干擾。由於以日

*作者謹向提供寶貴意見的兩位評審表達謝意。

資料估計系統風險之應用很廣，本研究之目的即在:(一)、在考慮漲跌限幅的影響下，嘗試以日資料估算股票系統風險，及(二)、針對未考慮漲跌限幅因素以日資料所計算之股票系統風險，評估其所受的偏誤。

一、漲跌限幅對估計系統風險的重要性

附錄一列示我國股票市場對於每日漲跌限幅之規定，附錄二列出各年股票漲停與跌停之日數。由附錄二可看出，漲跌限幅在某些年度對股票價格造成極大的影響。以民國七十七年為例，全體股票總交易日數中有58%是處於漲停或跌停之狀態。因此，漲跌限幅對以日資料估計系統風險所可能產生的影響，是必須加以重視的問題。

二、文獻探討

漲跌限幅對股票行為有相當大的影響，國內研究人員對此有相當深入的探討。林炯垚與盛偉德(1988)研究漲跌限幅對股市機能的影響，李又剛與丁誌敏(1989)探討漲跌限幅下股票價格變化，林純瓊(1992)研究漲跌停板與股價波動的關係。雖然這些研究的重點並非在探討漲跌限幅對股票系統風險的影響，然而足見研究人員對漲跌限幅對股票市場之影響均極重視。

漲跌限幅對股票系統風險的主要影響，是使影響股價之資訊延後反映在後續的交易日上。由於美國股票市場並無漲跌限幅之規範，因此直接探討漲跌限幅對估計系統風險影響之研究較少。然而，仍有其他相關研究可供參考。其中最主要的就是有關非同步交易的研究。非同步交易是指影響股價的資訊與實際的股票交易之間並未保持同步。亦即，資訊發生時並未立即引發交易。其中最典型的例子，便是一些交易清淡的股票。在此情況下，股票收盤價所記錄的，雖是交易當天最後一筆成交價格(若當日無交易，則為之前的最後一筆交易)，但此最後一筆交易所發生的時間卻未必在收盤時刻。因此，從最後一筆交易至收盤時所發生的資訊，便只能於後續交易日的股價上反映。也因此，收盤價格未必反映收盤時的均衡價格。

在股票面臨非同步交易的情況下，股票收盤價格並非眞實的均衡價格。因此，如果以收盤價格來衡量系統風險將產生偏誤。Scholes and Williams(1977) 及 Dimson(1979) 乃針對此類偏誤，提出正確估計系統風險的方法。

由於漲跌限幅與非同步交易均使資訊延後反映於股價上，因此上述研究人員所提估計系統風險的方式，似乎可解決漲跌限幅對估計系統風險的影響。

但是使用 Dimson 方式須先決定資訊延後反映於股價的日數，Cohen et al (1983, p. 274) 指出若使用的日數太短，將無法將所有延後反映的資訊包括進來; 反之，若使用的日數太長，將引入不必要的雜訊。

然而，因為漲跌限幅使資訊延後反映的日數並非固定，漲跌停之日數有時甚短，只有一個交易日; 有時則甚長，例如民國七十七年九月曾有股票市場連續下

跌十九日之情況。因此資訊延後反映於股價之期間甚難掌握，如何適切地使用 Dimson 或 Scholes and Williams 的方法才不致於偏誤，是值得費心的。

值得注意的是，漲跌停的日數可明確觀察到，而非同步交易情況下資訊延後反映於股價的日數無法直接觀察到。由於 Dimson 方式並非專門針對漲跌限幅的影響所提出的，因此並未考慮此項差異。而其模式的基本假設（例如，Dimson (1979), p.202, Eq(7a),(7b)）似乎也無法適切描述日資料受漲跌限幅之影響。

由以上的說明，在受到漲跌限幅的影響下，如何正確地以日資料估算股票系統風險，仍為一有待努力的重要方向。

貳、研究方法

一、漲跌限幅對系統風險的影響

若因漲跌限幅使不同股票的股價均維持於相同的漲停或跌停價格，則衡量出之股票系統風險將傾向於向一集中。因此我們推論，若不調整漲跌限幅的影響；則系統風險大於一者，將因漲跌限幅而使衡量的系統風險受到低估的影響; 系統風險小於一者，則將受到高估的影響; 而如果漲跌限幅相對於股價波動太小，以致於所有股票長期處於同時漲停或跌停之狀態，則衡量出來的系統風險將更趨向於一。附錄三對此作了簡單的分析。

以上的推論雖係在簡化的條件下推演的結果，但應有助於我們分析實証的結果。

二、衡量股票系統風險的方式

本研究以收盤價格的對數差來衡量報酬率，並以最小平方法所估計之市場模式之斜率，來衡量系統風險。以符號表之則為，

$$\beta_k = \frac{\mathrm{cov}(\mathrm{r_k}, \mathrm{r_m})}{\mathrm{var}(\mathrm{r_m})} \tag{1}$$

其中，

r_k 為股票 k 的日報酬率，其第 t 日的報酬率定義成收盤價 $p_{k,t}$ 與 $p_{k,t-1}$ 的對數差

$$r_{kt} = \ln(p_{kt}) - \ln(p_{k,t-1}) \tag{2}$$

r_m 為市場的報酬率，

β_k 為股票 k 的系統風險。

其次，我們分成不調整漲跌限幅影響及調整漲跌限幅影響等二種方式來估計系統風險。

(一)、以不調整方式估計系統風險

此方式係一般以日報酬來衡量系統風險的方式，亦即以連續兩個交易日的收盤價之對數差來衡量股票 i 的報酬率，並不考慮交易日之股價是否漲停或跌停。至於市場報酬則採臺灣証券交易所之發行量加權指數之對數差來衡量。

㈡、以調整方式估計系統風險

由於市場報酬率是個別股票報酬率的加權平均，因此股票 k 的系統風險可經由股票 k 與其他股票的相關程度求得。亦即，

以 $r_m = \sum_{i=1}^{n} w_i \cdot r_i$ 代入 (1) 式可得

$$\beta_k = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i \cdot \mathrm{cov}(\mathrm{r_k}, \mathrm{r_i})}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \mathrm{w_i w_j cov}(\mathrm{r_i}, \mathrm{r_j})} \tag{3}$$

其中 w_i 是股票 i 的權數，n 是股票的總數。

以 (3) 式來計算系統風險，而不直接以 (1) 式計算，是因為在漲跌限幅管制下，觀察到的市場報酬（例如，股價加權指數之報酬率）已無法反映眞實的均衡報酬，因此直接從個別股票來找出漲跌限幅的影響，並加以調整。

在計算 (3) 式中之任二股票 i 與 j 之共變異數 $\mathrm{cov}(r_i, r_j)$ 時，若遇到股票 i 與 j 連續漲跌停 m-1 日，則以股票 i 及 j 之 m 日報酬率 (m 個日報酬率之和) 來推估此段期間股票 i 與 j 之互動關係。例如在第 t-2 至第 t+2 之交易日中，若只有第 t 個交易日股票 i 及 j 為漲停或跌停，則由第 t-1 與第 t+1 個交易日之收盤價來衡量第 t 個交易日與第 t+1 個交易日等二個交易日報酬率之和，亦即，
$r_t + r_{t+1} = \ln p_{t+1} - \ln p_{t-1}$，並據以推估此段期間股票 i 與 j 之互動關係。如下圖所示:

交易日	t-2	t-1	t	t+1	t+2
股票 i 之報酬率		$r_{i,t-1}$	$(r_{i,t} + r_{i,t+1})$		$r_{i,t+2}$
股票 j 之報酬率		$r_{j,t-1}$	$(r_{j,t} + r_{j,t+1})$		$r_{j,t+2}$

此時所觀察之第 t 日與第 t+1 日之報酬就個別而言雖非均衡價格，但其和 $(r_t + r_{t+1})$ 確為正確之值，故可用來推估股票 i 與 j 在第 t 日與第 t+1 日之互動關係。然而因為 $(r_t + r_{t+1})$ 並非日報酬，因此須以間接方式來推估股票 i 與 j 其日報酬率之間的互動關係。由於 $(r_{i,t} + r_{i,t+1})(r_{j,t} + r_{j,t+1}) = (r_{i,t}r_{j,t} + r_{i,t+1}r_{j,t+1}) + (r_{i,t}r_{j,t+1} + r_{i,t+1}r_{j,t})$，等式右邊第一個括號內反映的是股票 i 與 j 當期之互動關係，是計算當期共變異數所須的，等式右邊第二個括號內所反映的是股票 i 與 j 落差一期（一個交易日）之互動關係。而在效率市場的假設下，股票前後期之相關係數應為零（若非零仍可設法推估共變異數），因此最後可推估出股票 i 與 j 當期之共變異數。其推估細節列於附錄四，並於下面小節中以一簡化的例子加以說明如何推估 (3) 式中股票 i 與 j 之共變異數。

由於依此方式所衡量之報酬率並沒有受到漲跌限幅的影響，因此據以推估 (3) 式並進而衡量出之系統風險將不受漲跌限幅之偏誤影響。此外，在根據附錄四推估時，以二種方式來估計共變異數 $\mathrm{cov}(r_i, r_j)$：一、假設任二股票 i 與 j 之間前後期之相關係數為零，及二、以臺灣証券交易所之發行量加權指數所估計之自我相關係數，作為任二股票 i 與 j 之間前後期之相關係數的估計值。

每年股票 i 的權數 w_i，是先就各年股票 i 全年交易日之市值求出平均市值，再換算成相對於市場總市值之權數。

(三)、以調整方式推估共變異數之簡化例子

以下以簡化的情況來說明本研究如何以調整方式來推估 (3) 式之中股票 i 與 j 之共變異數 $\mathrm{cov}(r_i, r_j)$，詳細情形則列於附錄四。

假設只觀察股票 i 與 j 第 0、1、2、3 等四個交易日之收盤價及對應之三個日報酬率，其中並假設在有漲跌管制時第 2 個交易日股票 i 與 j 為漲停或跌停，由於報酬率是相連二個交易日收盤價之對數差，則在漲跌幅管制下，第 2、3 個交易日之報酬率均非均衡價格，以下以星號 (*) 表示受漲跌停影響因而非均衡之價格 (p^*_{i2}、p^*_{j2}) 及報酬率 (r^*_{i2}、r^*_{i3}、r^*_{j2}、r^*_{j3}) 如下所示:

	無漲跌停限幅				有漲跌停限幅			
交易日	0	1	2	3	0	1	2	3
股票 i 之收盤價	p_{i0}	p_{i1}	p_{i2}	p_{i3}	p_{i0}	p_{i1}	p^*_{i2}	p_{i3}
股票 j 之收盤價	p_{j0}	p_{j1}	p_{j2}	p_{j3}	p_{j0}	p_{j1}	p^*_{j2}	p_{j3}
股票 i 之報酬率		r_{i1}	r_{i2}	r_{i3}		r_{i1}	r^*_{i2}	r^*_{i3}
股票 j 之報酬率		r_{j1}	r_{j2}	r_{j3}		r_{j1}	r^*_{j2}	r^*_{j3}

由於在漲跌幅管制下所觀察到之報酬率 r^*_{i2}、r^*_{i3}、r^*_{j2}、r^*_{j3} 並非均衡之報酬率，因此無法直接據以算出正確之共變異數。正確之共變異數可表為下式：

$$\begin{aligned}\mathrm{cov}(r_i, r_j) &= \Big(\sum_{t=1}^{n} r_{it}r_{jt} - n\mu_i\mu_j\Big)/(n-1)\\ &= (r_{i1}r_{j1} + r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3} - 3\mu_i\mu_j)/(3-1) \qquad (4)\end{aligned}$$

由於式中的 $r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3}$ 用到 r_{i2}、r_{i3}、r_{j2}、r_{j3} 等無法觀察到之均衡報酬率，因此無法直接計算。然而，可利用 $r_{i2} + r_{i3} = r^*_{i2} + r^*_{i3} = \ln p_{i3} - \ln p_{i1}$ 及 $r_{j2} + r_{j3} = r^*_{j2} + r^*_{j3} = \ln p_{j3} - \ln p_{j1}$ 之關係，以間接方式加以推估：

$$\begin{aligned}r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3} &= (r_{i2} + r_{i3})(r_{j2} + r_{j3}) - (r_{i2}r_{j3} + r_{i3}r_{j2})\\ &= (\ln p_{i3} - \ln p_{i1})(\ln p_{j3} - \ln p_{j1}) - (r_{i2}r_{j3} + r_{i3}r_{j2}) \qquad (5)\end{aligned}$$

上式中，$(\ln p_{i3} - \ln p_{i1})(\ln p_{j3} - \ln p_{j1})$ 可由觀察之收盤價算出，但仍須設法推估 (5) 式中之 $(r_{i2}r_{j3} + r_{i3}r_{j2})$。

為了推估 $(r_{j2}r_{j3} + r_{i3}r_{j2})$，定義 $\rho_1 \equiv \mathrm{cov}(r_{it}, r_{j,t+1})/\mathrm{cov}(r_{it}, r_{jt})$ 為股票 i 與 j 之間落差 1 日之相關係數，

情況一：在效率市場的前提下應無法由股票 i 在第 t 期的報酬率來預測股票 j 在第 t+1 期的報酬率，因此可假設 $\rho_1 = 0$。則由 $\rho_1 = 0$ 得 $\mathrm{cov}(r_{it}, r_{j,t+1}) = 0$，並進而由共變異數 $\mathrm{cov}(r_{it}, r_{j,t+1})$ 之定義

$$\mathrm{cov}(r_{it}, r_{j,t+1}) = E((r_{it} - \mu_i)(r_{j,t+1} - \mu_j)) = E(r_{it}r_{j,t+1}) - \mu_i\mu_j$$

推估出當 $\rho_1 = 0$ 時，$r_{i2}r_{j3}$ 與 $r_{i3}r_{j2}$ 之期望值 $\mathrm{E}(r_{i2}r_{j3})$ 與 $\mathrm{E}(r_{i3}r_{j2})$ 均為 $\mu_i\mu_j$，而 μ_i 與 μ_j 均可由觀察到收盤價推估出，此期望值 $\mu_i\mu_j$ 可作為 $r_{i2}r_{j3}$ 與 $r_{i3}r_{j2}$ 之推定值。以 $r_{i2}r_{j3} = r_{i3}r_{j2} = \mu_i\mu_j$ 代回 (5) 式可得

$$r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3} = (r_{i2} + r_{i3})(r_{j2} + r_{j3}) - 2\mu_i\mu_j \tag{6}$$

再將 (6) 式代回 (4) 式即可。

若股票 i 與 j 有 m-1 個交易日為連續漲跌或跌停，則須以 m 個交易的日報酬率之和來推估共變異數，此時 (6) 式可擴充為附錄四 (a4.8) 之

$$\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} = \sum_{t=1}^{m} r_{it} \sum_{t=1}^{m} r_{jt} - m(m-1)\mu_i\mu_j \tag{a4.8a}$$

情況二：若認為 ρ_1 不等於零，則可將 ρ_1 表為

$$\rho_1 \equiv \frac{\mathrm{cov}(\mathrm{r_{it}}, \mathrm{r_{j,t+1}})}{\mathrm{cov}(\mathrm{r_{it}}, \mathrm{r_{jt}})} = \frac{E(r_{i2}r_{j3}) - \mu_i\mu_j}{(r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3} - 2\mu_i\mu_j)/2} \tag{7}$$

(7) 式中之分母係以漲跌停前後（第 2 、3 個交易日）之報酬率來推估共變異數（若以全年資料來推估會較困難），但因 μ_i 與 μ_j 係以全年資料推估，故不再調整自由度。由 (7) 式可得

$$E(r_{i2}r_{j3}) = \mu_i\mu_j + \rho_1(r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3})/2 - \rho_1(\mu_i\mu_j)\text{，同理，}$$
$$E(r_{i3}r_{j2}) = \mu_i\mu_j + \rho_1(r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3})/2 - \rho_1(\mu_i\mu_j) \tag{8}$$

以 (8) 式之期望值 $E(r_{i2}r_{j3})$ 與 $E(r_{i3}r_{j2})$ 來推估 $r_{i2}r_{j3}$ 與 $r_{i3}r_{j2}$，並代回 (5) 式得，

$r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3} = (r_{i2} + r_{i3})(r_{j2} + r_{j3}) - 2[\mu_i\mu_j + \rho_1(r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3})/2 - \rho_1(\mu_i\mu_j)]$ 化簡後為

$$r_{i2}r_{j2} + r_{i3}r_{j3} = [(r_{i2} + r_{i3})(r_{j2} + r_{j3}) - 2\mu_i\mu_j + 2\rho_1(\mu_i\mu_j)]/(1 + \rho_1) \tag{9}$$

再將 (9) 式代回 (4) 式即可。

若股票 i 與 j 有 m-1 個交易日為連續漲跌或跌停，則須以 m 個交易日的報酬率之和來推估共變異數，此時 (9) 式可擴充為附錄四 (a4.7) 之

$$\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} = \frac{\sum_{t=1}^{m} r_{it} \sum_{t=1}^{m} r_{jt} - m(m-1)\mu_i\mu_j + 2\sum_{k=1}^{m-1} \rho_k (m-k)\mu_i\mu_j}{1 + \frac{2}{m}\sum_{k=1}^{m-1}(m-k)\rho_k} \tag{a4.7a}$$

(四)、討論

如果漲跌停之日數不多，有些研究人員會採捨棄漲停或跌停日之報酬率的方式來計算系統風險。但以我國 77 年的情況為例，在當年的股票交易中，有 58%之交易日為漲跌停。若以捨棄漲跌停報酬方式計算系統風險，可能因而使衡量之系統風險受到相當程度之選擇性偏誤。此外，若以 (1) 式來衡量系統風險，若有個別股票為漲跌停，則由個股報酬之加權所得之市場指數報酬也不是眞正的均衡報酬。

本研究則參考 Scholes and Williams(1977) 與 Dimson(1979) 之精神來調整系統風險，然而作法上略有不同。Scholes and Williams 及 Dimson 所探討之非同步交易並無法直接觀察到，因此他們假設在樣本期間之每一日，資訊均以一定的比率延後反映，例如股票 i 之眞實資訊只在當日反映 80%，第二日再反映 15%，第三日反映剩下的 5%。雖然在模型中各日所反映資訊的比率可用隨機變數之方式來推導，但資訊究竟延後反映幾日則須以實証方式來決定。

上述調整非同步交易之方式並不一定適用於漲跌限幅之狀況，因為在漲跌管制下資訊延後反映的日數並非固定，且個別股票是否漲跌停可觀察的到。此點對於以日資料來衡量系統風險而言尤為重要。既然個別股票漲跌停可觀察得到，則可用來推估系統風險。其中，如果第 t 日為漲停或跌停，則當日之報酬率（漲停幅度或跌停幅度）所提供之資訊較為有限，且可由其前一日及其後一日之收盤價推出。亦即，若第 t 日為漲停，則由 p_{t-1} 及 p_{t+1} 之資料即可推出 r_t 及 r_{t+1}（因為 $r_t + r_{t+1} = \ln p_{t+1} - \ln p_{t-1}$，而 r_t 等於漲停或跌停幅度），換言之，第 t 日及第 t+1 日之報酬率資訊已包含於第 t 日前、後之收盤價 p_{t-1} 及 p_{t+1} 之中。而由 p_{t-1} 及 p_{t+1} 所算出之 $r_t + r_{t+1}$ 可用來推估第 t 期及第 t+1 期，股票 i 與 j 之間的互動關係，亦即可藉以推估此二股票間之共變異數。

簡言之，若股票 i 與 j 在連續 m-1 個交易日為漲停或跌停，則以 m 個交易日之報酬率之和來推估此段期間股票 i 與 j 之互動關係。雖然此段期間各日之日報酬率為受漲跌限幅之影響而非均衡報酬，但 m 日之報酬率 (m 個日報酬率之和) 卻為正確之值，故所推估之股票 i 與 j 之互動關係可以不受漲跌限幅之影響。然而這並不等於在本研究中，將漲停或跌停日之樣本捨棄不用。漲停或跌停之報酬率資訊已包含於漲跌停之前一日及後一日之收盤價中。而漲跌停之前與之後的收盤價為不受漲跌幅管制之均衡價格，此均衡價格則被用來推估漲跌停期間股票之間之互動程度（即公式 (3) 中任二股票 i、j 之共變異數），並進而推算系統風險。

若在第 t 日只有股票 i 為漲跌停，而股票 j 非漲跌停，此時股票 j 之日報酬

$r_{j,t}$ 與 $r_{j,t+1}$ 雖均為均衡價格，然而對應之股票 i 之日報酬並非均衡報酬; 因此計算股票 i 與 j 之共變異數時，無法單獨利用到 $r_{j,t}$ 與 $r_{j,t+1}$ 的資訊，故仍以 $(r_{i,t}+r_{i,t+1})$ 與 $(r_{j,t}+r_{j,t+1})$ 來推估第 t 日與第 t+1 日之共變程度。

相較之下，若採不調整方式，則係直接以漲停或跌停日之報酬率來推估股票之間之互動關係。由於此時之報酬率並非均衡報酬，因此據以算出之共變異數是有偏誤的。

三、樣本選取

本研究以 60 年 1 月 1 日至 82 年 12 月 31 日所有上市公司之普通股作為研究對象。由於本研究使用到每日的收盤價，國內教育部及民間業者所提供之資料庫最早起自 60 年，而 82 年底則為距本研究進行時最近之年底資料。

研究樣本包含全部上市公司可避免選擇性偏誤。由於投資人事前並不知道那些公司日後會發生財務危機，因此若非基於特定目的而將日後發生財務危機的公司刪除，將造成樣本的選擇性偏誤。

樣本公司若下市或改列全額交割股，則自下市或改列全額交割股之日起自研究樣本中刪除。股票若遇除權、除息，則予以適當調整。其中由於現金增資時，部份股份須由公司員工及投資大眾認購，因此增資率有別於原股東認購率，此時係採增資率予以調整。價格資料取自臺灣新報之資料庫，現金增資時之報酬率則請該公司依增資率調整。

由於我國股票市場為一成長中市場，每年樣本數目變化很大，因此以逐年的方式報導實証結果。也因此每年以全年的資料估計各股票的系統風險。

有些股票由於早期交易不頻繁、或因下市、改列全額交割、新上市等原因，某些年度有交易之日數不多。基於統計上的考慮，樣本公司某一年度有交易之日數（含漲停、跌停，但不含無交易及報酬率超過漲跌限幅之情況）須占該年市場交易總日數之 80% 以上，才納入該年的統計分析中。

參、研究結果

一、以不調整方式估計系統風險之結果

表一列示不調整方式所衡量之系統風險，所估計之系統風險向 1 集中的情形很明顯。以 60 年至 82 年的平均而言，其估計之系統風險介於 0.9 與 1.1 之間者占 35% ，大於 1.3 或小於 0.7 者合計佔 26% ; 不調整之系統風險向 1 集中的情形，亦可從所計算各股票系統風險之標準差看出，其 60-82 年之平均標準差為 0.24。

在研究期間中以 76-79 等四年受漲跌限幅之影響最大，平均每天有 27.9%(78 年）至 57.7%(77 年）的股票是處於漲停或跌停的狀態（附錄二 (11) 欄）。因此，觀察這四年更能凸顯不同估計方式對衡量系統風險的影響。

在 76-79 這四年中，不調整漲跌限幅影響所估計之系統風險向 1 集中的情形更為明顯。就這四年的平均而言，不調整的系統風險介於 0.9 與 1.1 者高達 56%，遠大於 60-82 年的平均值 35%; 而系統風險大於 1.3 或小於 0.7 者合計僅佔 8%, 遠小於 60-82 年的平均值 26% 。亦即，若與 60-82 年之平均值相較，則這四年所估計之系統風險向 1 集中的情形極為明顯。

表一　不同整漲跌限幅影響所估計之系統風險

		系統風險之統計量				系統風險在下列範圍之比率				
年度	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值	<0.7	≥0.7 <0.9	≥0.9 <1.1	≥1.1 <1.3	≥1.3
60	15	1.050	0.368	0.339	1.622	0.20	0.00	0.40	0.13	0.27
61	16	1.005	0.253	0.301	1.293	0.12	0.12	0.31	0.44	0.00
62	29	0.738	0.190	0.354	1.254	0.48	0.28	0.21	0.03	0.00
63	30	1.046	0.139	0.631	1.271	0.03	0.10	0.53	0.33	0.00
64	38	0.998	0.265	0.337	1.404	0.13	0.16	0.37	0.24	0.11
65	47	1.037	0.367	0.202	1.588	0.23	0.04	0.21	0.23	0.28
66	52	0.975	0.300	0.265	1.524	0.19	0.13	0.27	0.29	0.12
67	59	1.065	0.239	0.184	1.536	0.05	0.10	0.36	0.37	0.12
68	64	1.149	0.245	0.162	1.634	0.03	0.11	0.27	0.37	0.22
69	76	1.053	0.259	0.128	1.536	0.11	0.14	0.24	0.38	0.13
70	89	1.098	0.284	0.105	1.732	0.10	0.11	0.21	0.37	0.20
71	89	1.184	0.379	0.057	1.908	0.11	0.13	0.13	0.21	0.40
72	95	0.923	0.219	0.019	1.367	0.12	0.36	0.29	0.21	0.02
73	95	0.958	0.254	0.417	1.580	0.16	0.25	0.31	0.17	0.12
74	84	1.314	0.447	0.315	2.179	0.13	0.05	0.12	0.15	0.55
75	92	1.259	0.391	0.157	2.116	0.10	0.11	0.16	0.10	0.53
76	102	0.927	0.107	0.515	1.122	0.04	0.33	0.59	0.04	0.00
77	118	0.805	0.164	0.256	1.063	0.26	0.42	0.31	0.00	0.00
78	143	1.062	0.099	0.805	1.286	0.00	0.08	0.52	0.40	0.00
79	165	1.022	0.080	0.581	1.157	0.01	0.05	0.81	0.13	0.00
80	185	1.015	0.124	0.384	1.232	0.02	0.13	0.58	0.26	0.00
81	211	1.096	0.212	0.462	1.606	0.05	0.12	0.32	0.36	0.15
82	243	0.920	0.174	0.350	1.319	0.11	0.35	0.40	0.13	0.01
平均		1.030	0.242	0.318	1.493	0.12	0.16	0.35	0.23	0.14

由以上觀察可知，若不調整漲跌限幅之影響，所估計之系統風險傾向於向1集中。此種現象在漲跌停頻繁的年度更為明顯。

二、以調整方式估計系統風險之結果

表二、及三列示前述二種調整方式所衡量之系統風險，此二種調整方式之結果雖非完全相同，但相差不大。結果顯示所估計之系統風險向1集中的情形大為減少。以60年至82年的平均而言，其估計之系統風險介於0.9與1.1之間者占27-28%，小於以不調整方式所得之35%; 此外，此二種調整方式之系統風險大於1.3與小於0.7的比率較大，佔28-30%，大於以不調整方式所得之26%。

表二　調整漲跌限幅影響所估計之系統風險－
假設各股票之間前後期相關係數為零

		系統風險之統計量				系統風險在下列範圍之比率				
年度	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值	<0.7	≥0.7 <0.9	≥0.9 <1.1	≥1.1 <1.3	≥1.3
60	16	0.844	0.296	0.247	1.417	0.27	0.33	0.20	0.13	0.07
61	16	0.879	0.218	0.306	1.183	0.12	0.44	0.25	0.19	0.00
62	29	0.988	0.237	0.498	1.518	0.10	0.21	0.41	0.17	0.10
63	30	1.016	0.156	0.519	1.276	0.03	0.13	0.47	0.37	0.00
64	38	0.904	0.266	0.356	1.476	0.21	0.34	0.18	0.16	0.11
65	47	0.942	0.573	0.140	3.117	0.43	0.15	0.15	0.13	0.15
66	52	0.939	0.339	0.229	1.804	0.29	0.17	0.25	0.15	0.13
67	59	1.043	0.231	0.264	1.630	0.05	0.19	0.42	0.22	0.12
68	64	1.091	0.261	0.155	1.710	0.03	0.12	0.39	0.31	0.14
69	76	1.152	0.287	0.073	1.669	0.08	0.08	0.20	0.33	0.32
70	89	1.075	0.295	0.153	2.001	0.08	0.17	0.25	0.29	0.21
71	89	1.143	0.405	0.067	2.094	0.12	0.17	0.10	0.25	0.36
72	95	0.925	0.279	0.184	1.908	0.19	0.33	0.26	0.12	0.11
73	95	0.967	0.281	0.519	1.994	0.13	0.36	0.27	0.12	0.13
74	84	1.304	0.741	0.328	5.983	0.12	0.14	0.12	0.23	0.39
75	92	1.081	0.480	-0.311	2.665	0.22	0.16	0.17	0.18	0.26
76	102	0.860	0.189	0.551	1.404	0.21	0.43	0.26	0.06	0.04
77	118	0.960	0.255	0.310	2.205	0.13	0.31	0.33	0.18	0.06
78	143	1.271	0.327	0.664	2.413	0.01	0.10	0.20	0.31	0.38
79	165	1.151	0.272	0.650	2.207	0.02	0.16	0.30	0.25	0.26
80	185	1.079	0.210	0.358	1.768	0.04	0.14	0.32	0.39	0.10
81	211	1.134	0.297	0.413	2.294	0.06	0.13	0.30	0.28	0.23
82	243	0.904	0.213	-0.100	1.464	0.17	0.29	0.37	0.14	0.03
平均		1.028	0.309	0.286	2.052	0.14	0.22	0.27	0.22	0.16

表三　調整漲跌限幅影響所估計之系統風險－以臺灣証券交易所之發行量加權指數所估計之自我相關係數，作為各股票之間前後期之相關係數的估計值。

		系統風險之統計量				系統風險在下列範圍之比率				
年度	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值	<0.7	≥0.7 <0.9	≥0.9 <1.1	≥1.1 <1.3	≥1.3
60	15	0.844	0.296	0.247	1.419	0.27	0.33	0.20	0.13	0.07
61	16	0.881	0.219	0.304	1.199	0.12	0.44	0.25	0.19	0.00
62	29	0.981	0.221	0.517	1.437	0.10	0.21	0.45	0.14	0.10
63	30	1.013	0.145	0.536	1.225	0.03	0.13	0.57	0.27	0.00
64	38	0.905	0.255	0.353	1.420	0.18	0.37	0.18	0.18	0.08
65	47	0.927	0.501	0.145	2.627	0.38	0.15	0.19	0.13	0.15
66	52	0.942	0.348	0.232	1.850	0.29	0.17	0.25	0.15	0.13
67	59	1.040	0.224	0.259	1.581	0.03	0.20	0.39	0.25	0.12
68	64	1.089	0.255	0.155	1.669	0.03	0.12	0.39	0.31	0.14
69	76	1.152	0.287	0.074	1.673	0.08	0.08	0.20	0.30	0.34
70	89	1.073	0.292	0.152	1.987	0.08	0.17	0.25	0.29	0.21
71	89	1.142	0.402	0.067	2.076	0.12	0.16	0.11	0.25	0.36
72	95	0.925	0.265	0.176	1.843	0.19	0.32	0.28	0.11	0.11
73	95	0.968	0.273	0.526	1.912	0.13	0.36	0.26	0.14	0.12
74	84	1.262	0.571	0.329	4.264	0.12	0.14	0.13	0.21	0.39
75	92	1.082	0.447	-0.270	2.442	0.22	0.15	0.16	0.21	0.26
76	102	0.877	0.157	0.575	1.285	0.10	0.54	0.26	0.10	0.00
77	118	0.915	0.193	0.342	1.683	0.13	0.36	0.34	0.15	0.03
78	143	1.244	0.294	0.684	2.256	0.01	0.10	0.21	0.30	0.38
79	165	1.132	0.243	0.631	2.062	0.01	0.16	0.32	0.30	0.21
80	185	1.076	0.203	0.366	1.714	0.04	0.13	0.34	0.41	0.08
81	211	1.133	0.295	0.413	2.324	0.06	0.13	0.30	0.28	0.23
82	243	0.909	0.206	-0.040	1.410	0.16	0.31	0.37	0.14	0.02
平均		1.022	0.287	0.294	1.885	0.13	0.23	0.28	0.21	0.15

調整方式之系統風險較不傾向於向1集中的情形，亦可從所計算各股票系統風險之標準差看出，其60-82 年之平均標準差為0.29-031，大於以不調整方式所對應之0.24。

在 76-79 這四年中，調整方式所估計之系統風險向 1 集中的情形與其他各年並沒有太大不同。就這四年的平均而言，調整的系統風險介於 0.9 與 1.1 者佔 27-28%，與 60-82 年的平均值 27-28% 幾乎完全一致; 而系統風險大於 1.3 或小於 0.7 者佔 22-28% 。這些與 60-82 年的平均值 28-30% 相差不大。亦即，若調整漲跌限幅之影響，所估計之系統風險較不致於傾向 1 集中。此種現象在漲跌停頻繁的年度也未顯著改變。

三、調整與不調整方式之比較

附錄三的分析中曾推論，系統風險大於 1 時，不調整方式所估計之系統風險傾向於低估; 系統風險小於 1 時，不調整方式之系統風險傾向於高估。為進一步探討此種推論是否符合實証結果，此處分別以二種調整方式所估計之系統風險為基準，來探討不調整方式之偏誤是否與系統風險之值有關。

表四及五列示不調整漲跌限幅影響所估計系統風險之偏誤，結果發現不調整方式之偏誤與系統風險之值有關: 當調整方式之系統風險大於 1 時，以不調整方式所估計之系統風險明顯低估; 以 60-82 之平均而言，當調整方式之系統風險大於 1.3 時，其對應之不調整方式之系統風險低估了 0.19-0.24。反之，當調整方式之系統風險小於 1 時，以不調整方式所估計之系統風險傾向高估; 以 60-82 年之平均而言，當調整方式之系統風險小於 0.7 時，不調整方式之系統風險高估了 0.05-0.07 。

表四及五也列示了 76-79 這四年的偏誤情況。當調整方式之系統風險大於 1.3 時，不調整方式之系統風險在這四年平均低估了 0.46-0.49。當調整方式之系統風險小於 0.7 時，不調整方式之系統風險在這四年平均高估了 0.05-0.12 。

不過在樣本期間之早期，因樣本較少，因此在解釋表四及表五時宜審慎。例如在 65 年，當調整方式之系統風險大於 1.3 時，不調整方式之系統風險較調整方式之系統風險少了 0.52 至 0.68。由於在 65 年採調整方式之系統風險大於 1.3 之樣本只有七家公司，其中三家公司在調整後系統風險增加較多，使調整與不調整方式之系統風險差異較大。

為了進一步驗證調整與不調整之系統風險之差異是否達統計上的顯著性，表六以各年全部樣本進行迴歸檢定。以不調整方式之系統風險 (β_{no_adj}) 減調整方式之系統風險 (β_{adj}) 之差 $(\beta_{no\_adj} - \beta_{adj})$ 為被解釋變數，以調整方式之系統風險為解釋變數，亦即測試 $(\beta_{no\_adj} - \beta_{adj}) = a + b \cdot \beta_{adj} + \varepsilon$。若不調整方式之系統風險傾向於向一集中，則迴歸式中之斜率 b 應為負。表六支持此一推測: 在絕大數的年度，b 值均顯著為負。

另一個值得探討的問題是，不調整方式之系統風險向一集中的程度是否與漲跌停的頻繁程度有關。理論上，若漲跌停的頻繁程度較高，則不調整方式之系統風險向一集中的程度應較大。為探討此一問題，以下列方來衡量不調整方式之系統風險向一集中的程度 (diff):

表四　不調整與調整方式之比較－其中調整方式係假設各股票之間前後期之相關係數為零來估計 (3) 式

年度	樣本數	不調整方式之系統風險相較於調整方式向一集中之幅度 (diff)（附註一）	採調整方式之系統風險在下列範圍時，不調整之系統風險減調整方式系統風險之差				
			<0.7	≥ 0.7 <0.9	≥ 0.9 <1.1	≥ 1.1 <1.3	≥ 1.3
60	15	0.053	0.08	0.24	0.24	0.30	0.20
61	16	0.049	0.03	0.13	0.20	0.08	無
62	29	0.102	-0.08	-0.08	-0.30	-0.24	-0.58
63	30	0.049	0.11	0.13	0.07	-0.06	無
64	38	0.081	0.05	0.16	0.14	0.07	-0.08
65	47	0.177	0.18	0.30	0.35	0.19	-0.68
66	52	0.053	0.03	0.14	0.09	0.04	-0.20
67	59	-0.001	-0.01	-0.02	0.07	0.02	-0.08
68	64	-0.003	0.04	0.07	0.08	0.06	-0.01
69	76	0.064	-0.02	-0.10	-0.08	-0.08	-0.15
70	89	0.007	0.01	0.02	0.07	0.06	-0.09
71	89	0.005	0.08	0.03	0.15	0.09	-0.03
72	95	0.066	0.06	0.06	0.03	-0.08	-0.28
73	95	0.082	0.06	0.06	0.01	-0.10	-0.24
74	84	0.049	0.04	0.11	0.19	0.15	-0.17
75	92	0.021	0.20	0.23	0.30	0.25	0.00
76	102	0.132	0.20	0.14	-0.04	-0.19	-0.31
77	118	0.077	-0.02	-0.07	-0.12	-0.28	-0.67
78	143	0.252	0.20	0.12	0.03	-0.12	-0.50
79	165	0.192	0.11	0.13	0.02	-0.14	-0.46
80	185	0.095	0.19	0.06	-0.03	-0.12	-0.25
81	211	0.055	0.01	0.03	0.02	-0.01	-0.20
82	243	0.044	0.09	0.04	0.01	-0.07	-0.18
平均		0.074	0.07	0.08	0.07	-0.01	-0.24

附註一：若 $\beta_{adj} \geq 1$，取 diff=$\beta_{adj} - \beta_{no\_adj}$

若 $\beta_{adj} < 1$，取 diff=$\beta_{no\_adj} - \beta_{adj}$

其中，β_{adj} 為調整方式之系統風險

β_{no_adj} 為不調整方式之系統風險

表五　不調整與調整方式之比較－其中調整方式係以臺灣證券交易所之發行量加權指數所估計之自我相關係數，作為各股票之間前後期之相關係數的估計值，來估計 (3) 式。

年度	樣本數	不調整方式之系統風險相較於調整方式向一集中之幅度 (diff)（附註一）	採調整方式之系統風險在下列範圍時，不調整之系統風險減調整方式系統風險之差				
			<0.7	≥ 0.7 <0.9	≥ 0.9 <1.1	≥ 1.1 <1.3	≥ 1.3
60	15	0.054	0.08	0.25	0.24	0.30	0.20
61	16	0.048	0.03	0.13	0.19	0.08	無
62	29	0.090	-0.09	-0.09	-0.28	-0.26	-0.52
63	30	0.041	0.09	0.12	0.05	-0.06	無
64	38	0.057	0.02	0.15	0.14	0.06	-0.03
65	47	0.145	0.15	0.30	0.32	0.19	-0.52
66	52	0.059	0.04	0.14	0.09	0.04	-0.23
67	59	-0.007	-0.04	-0.01	0.07	0.03	-0.06
68	64	-0.007	0.03	0.07	0.08	0.06	0.01
69	76	0.064	-0.02	-0.10	-0.08	-0.07	-0.15
70	89	0.005	0.01	0.02	0.07	0.06	-0.08
71	89	0.003	0.08	0.04	0.12	0.09	-0.03
72	95	0.055	0.05	0.04	0.03	-0.06	-0.24
73	95	0.077	0.06	0.06	0.01	-0.13	-0.18
74	84	-0.009	0.03	0.09	0.11	0.16	-0.03
75	92	-0.002	0.18	0.21	0.27	0.24	0.04
76	102	0.097	0.12	0.11	-0.02	-0.18	無
77	118	0.017	-0.05	-0.06	-0.09	-0.24	-0.51
78	143	0.218	0.18	0.11	0.01	-0.11	-0.44
79	165	0.166	-0.05	0.12	0.02	-0.14	-0.44
80	185	0.088	0.18	0.05	-0.03	-0.11	-0.25
81	211	0.054	0.01	0.03	0.02	-0.01	-0.20
82	243	0.036	0.08	0.03	0.00	-0.06	-0.17
平均		0.059	0.05	0.08	0.06	0.00	-0.19

附註一：若 $\beta_{adj} \geq 1$，取 diff=$\beta_{adj} - \beta_{no\_adj}$

若 $\beta_{adj} < 1$，取 diff=$\beta_{no\_adj} - \beta_{adj}$

其中，β_{adj} 為調整方式之系統風險

β_{no_adj} 為不調整方式之系統風險

表六　以迴歸方式檢驗不調整方式之系統風險 (β_{no_adj}) 與調整方式之系統風險 (β_{ajd}) 之差異: 測試 ($\beta_{no\_adj} - \beta_{adj} = a + b \bullet \beta_{adj} + \varepsilon$) 中之斜率 b 是否為負值

年度	樣本數	β_{adj} 以表二方式調整（假設各股票之間前後期相關係數為零）				β_{adj} 以表三方式調整（以加權指數之自我相關係數來估計股票之間前後期相關係數）			
		a	b	sd(b)	t(b)	a	b	sd(b)	t(b)
60	15	0.03	0.21	0.083	2.49*	0.03	0.21	0.084	2.45*
61	16	0.02	0.12	0.078	1.58	0.02	0.11	0.079	1.44
62	29	0.36	-0.62	0.136	-4.57*	0.30	-0.55	0.141	-3.91*
63	30	0.47	-0.44	0.131	-3.35*	0.39	-0.36	0.135	-2.64*
64	38	0.21	-0.13	0.079	-1.60	0.15	-0.06	0.074	-0.85
65	47	0.64	-0.57	0.071	-8.06*	0.54	-0.46	0.074	-6.24*
66	52	0.21	-0.18	0.049	-3.75*	0.23	-0.21	0.050	-4.25*
67	59	0.11	-0.08	0.064	-1.30	0.06	-0.04	0.061	-0.63
68	64	0.17	-0.10	0.034	-2.96*	0.14	-0.07	0.033	-2.29*
69	76	0.05	-0.12	0.026	-4.84*	0.05	-0.12	0.026	-4.87*
70	89	0.17	-0.13	0.045	-2.98*	0.15	-0.12	0.044	-2.66*
71	89	0.18	-0.12	0.034	-3.54*	0.17	-0.11	0.034	-3.33*
72	95	0.31	-0.34	0.044	-7.77*	0.26	-0.28	0.042	-6.67*
73	95	0.35	-0.37	0.067	-5.51*	0.31	-0.33	0.067	-4.92*
74	84	0.81	-0.61	0.051	-12.01*	0.56	-0.40	0.055	-7.20*
75	92	0.50	-0.30	0.043	-6.86*	0.42	-0.22	0.042	-5.25*
76	102	0.70	-0.74	0.051	-14.69*	0.57	-0.59	0.055	-10.77*
77	118	0.44	-0.62	0.049	-12.84*	0.27	-0.41	0.057	-7.18*
78	143	0.87	-0.85	0.022	-38.61*	0.84	-0.82	0.024	-34.25*
79	165	0.90	-0.89	0.021	-41.61*	0.87	-0.87	0.024	-36.68*
80	185	0.47	-0.50	0.023	-21.42*	0.45	-0.48	0.023	-20.46*
81	211	0.40	-0.38	0.025	-15.40*	0.39	-0.38	0.025	-15.10*
82	243	0.27	-0.28	0.025	-11.23*	0.23	-0.24	0.024	-10.14*

附註：星號(*) 表 t 值大於 1.96 或小於 -1.96

若 $\beta_{adj} \geq 1$，取 diff=$\beta_{adj} - \beta_{no\_adj}$

若 $\beta_{adj} < 1$，取 diff=$\beta_{no\_adj} - \beta_{adj}$

其中，β_{adj} 為調整方式之系統風險

β_{no_adj} 為不調整方式之系統風險

表四、五之第三欄列示不調整方式之系統風險相較於調整方式向一集中的程度 (diff)，

附錄二之第十一欄則列示漲跌停的比率 (limit)，並測試下列迴歸式

$$(\text{diff}) = a + b(\text{limit}) + \varepsilon$$

結果為：以表四第三欄之 (diff) 為被解釋變數得：b=1.10t (b)=2.68
以表五第四欄之 (diff) 為被解釋變數得：b=0.80t (b)=1.62
亦即，若漲跌停的頻繁程度較高，則不調整方式之系統風險相較於調整方式向一集中的程度較大，且達相當程度之顯著水準。此與理論之預期相同。

由以上分析可知，以不調整方式所估計之系統風險產生明顯的偏誤，此種偏誤在漲跌停頻繁的年度尤其嚴重，且此種偏誤並非屬隨機性的，而是與附錄三的推論方向一致。亦即，系統風險大於1時，不調整方式之系統風險傾向於低估; 系統風險小於1 時，不調整方式之系統風險傾向於高估。此種非隨機性的偏誤，對於與系統風險相關的研究與應用將有可能造成極大的影響。

肆、研究結論

股票系統風險的衡量在財務管理的理論研究與實務應用上極為重要，然而我國股票市場對股票價格的波動，訂有每日最大漲跌幅度的規範，使股票系統風險的估計受到很大的干擾。本研究之目的即在考慮漲跌限幅的影響下，嘗試估算股票系統風險，及針對未考慮漲跌限幅因素所計算之股票系統風險，評估其所受的偏誤。

本研究發現，若不調整漲跌限幅之影響，所估計之系統風險產生明顯的偏誤，且此種偏誤在漲跌停頻繁的年度尤其嚴重。其中，系統風險大於1 時，不調整方式所估計之系統風險傾向於低估; 系統風險小於1 時，不調整方式所估計之系統風險傾向於高估。

伍、參考文獻

1. 林炯垚、盛偉德，「股價漲跌限幅限制對股市市場機能影響之研究」，中華民國証券市場發展基金會，1988 年11 月。
2. 李又剛、丁誌敏，「股價漲跌限幅措施下的我國股票與美、日、港三國股市比較」，台北市銀月刊，第二十卷，第一期，1989 年1 月，頁 14–26。
3. 林純瓊，「漲跌停板與股價波動: 有母數分析、無母數分析與譜系分析下之實證結果」，管理評論，1992 年11 月，頁 49–58。
4. Cohen. K., Hawawini, G., Maier, S., Schwartz, R. and Whitcomb, D., "Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk," Journal of Financial Economics, Vol. 12, 1983, pp.263–278.
5. Dimson, E., "Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Tradings," Journal of Financial Economics, Vol. 7, 1979, pp.197–226.

6. Fowler, D. and Rorke, H., "Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading: Comment," Journal of Financial Economics, Vol. 12, 1983, pp.279–283.
7. Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets," The Review of Economics and Statistics, Vol. 47, February 1965, pp.13–37.
8. Markowitz, H.M., "Portfolio Selection," Journal of Finance, Vol. 7, March 1952, pp.77–91.
9. Mossin, J., "Equilibrium in a Capital Asset Market," Econometrica, Vol. 34, 1966, pp.768–83.
10. Scholes, M. and Williams, J., "Estimating Betas from Nonsynchronous Data," Journal of Financial Economics, Vol. 5, 1977, pp.309–327.
11. Sharpe, W.E., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," Journal of Finance, Vol. 19, September 1964, pp.425–42.

附錄一、漲跌限幅之規定

期　間　（年、月、日）	漲　跌　限　幅（%
51.02.19～62.04.08	5%
62.04.09～62.08.07	第二類股調為3%
62.08.08～63.02.18	5%
63.02.19～63.03.08	漲：5%、跌：1%
63.03.09～63.04.14	漲：5%、跌：1個交易單位
63.04.15～63.05.20	1%
63.05.21～63.06.16	3%
63.06.17～67.12.18	5%
67.12.19～68.01.04	2.5%
68.01.05～76.10.26	5%
76.10.27～77.11.13	3%
77.11.14～78.10.10	5%
78.10.11～現在	7%

附錄二、樣本數及漲跌停之日數

年度 (1)	樣本數 (2)	以交易日數為權數之平均樣本數(3)	全年市場交易日數 (4)	全體股票總交易日數 (5)	因無交易而未計算報酬之日數 (6)	報酬率超過漲跌限幅之日數 (7)	漲停日數 (8)	跌停日數 (9)	其他非漲跌停之日數 (10)	漲跌停比率 (11)
60	44	18.36	294	12071	6642	35	141	85	5168	0.042
61	48	21.61	293	13043	6700	5	147	31	6160	0.028
62	61	31.72	291	15445	6019	201	620	203	8402	0.089
63	62	35.83	291	17902	7421	62	900	1431	8088	0.224
64	67	44.34	289	18453	5650	11	932	359	11501	0.101
65	77	53.45	291	21292	5750	8	941	562	14031	0.097
66	82	57.86	289	23139	6432	8	611	231	15857	0.050
67	89	66.67	291	24287	4887	14	672	476	18238	0.059
68	95	73.48	291	26212	4838	22	421	211	20720	0.030
69	101	81.89	293	28744	4771	13	382	83	23495	0.019
70	107	90.40	292	30420	4001	21	477	147	25774	0.024
71	111	94.01	289	30487	3306	20	619	370	26172	0.036
72	114	99.62	292	32286	3185	8	1279	743	27071	0.070
73	113	98.93	293	31957	2964	11	618	392	27972	0.035
74	115	93.64	288	30771	3803	8	908	779	25273	0.063
75	112	99.45	285	30540	2201	4	1065	596	26674	0.059
76	121	104.26	288	31424	1424	0	5319	4550	20131	0.329
77	144	120.47	289	35847	1044	2	12289	7789	14723	0.577
78	162	147.38	287	42444	162	0	7695	4082	30505	0.279
79	181	169.49	281	47657	53	1	7135	7864	32604	0.315
80	205	190.50	286	54621	127	2	3009	2179	49304	0.095
81	241	221.81	284	63070	75	0	1187	961	60847	0.034
82	268	252.32	290	73291	115	6	2108	676	70386	0.038
		合計		735402	81570	462	49475	34800	569096	
		百分比		100%	11.09%	0.06%	6.73%	4.73%	77.39%	

說明：第 (3) 欄為：$\sum_{i=1}^{I} \frac{n_i}{n}$，等於欄位 ((5)-(6)-(7))/(4)

第 (5) 欄為：$\sum_{i=1}^{I} n_i$

其中，n_i 為樣本公司 i 在各年度之交易日數（扣除無交易及超出漲跌限幅者，亦即欄位 ((5)-(6)-(7))，

n 為各年度市場交易日數（第 (4) 欄），

I 為各年度樣本公司數（第 (2) 欄）。

第 (5) 欄為：欄位 ((8)+(9))/((8)+(9)+(10))

附錄三、漲跌限幅對估計系統風險的影響

假設股票報酬係由單一因子模型所產生

$r_i = r_f + \beta_i(r_m - r_f) + \varepsilon_i$

其中，

$r_i =$ 股票 i 的報酬

$r_m =$ 市場組合的報酬

$r_f =$ 無風險利率

$\beta_i =$ 股票 i 的系統風險

$\varepsilon_i =$ 股票 i 的個別風險

現考慮一個二期的觀測期間，假設股票 i 在此二期之報酬率為 r_{i1} 與 r_{i2}，對應之市場報酬為 r_{mi} 與 r_{m2}。若不考慮公司個別風險之干擾，則系統風險可由股票特徵線之斜率求得。亦即，

$$\beta_i = \frac{r_{i1} - r_{i2}}{r_{m1} - r_{m2}}$$

由上式可知，市場組合的系統風險為 1。為探討漲跌限幅的影響，假設影響股價之資訊只發生於第一期，第二期則無資訊（報酬率為無風險利率 r_f），因此

一、若無漲跌限幅之限制，則

$$\beta_i = \frac{r_{i1} - r_f}{r_{m1} - r_f}$$

二、若有漲跌限幅之限制，假設報酬率之最大漲幅為 r_u，最小跌幅為 r_d，則(一)、假設第一期的資訊為利多資訊且使 r_{i1} 及 r_{m1} 均大於 r_u，因此觀察到的股票 i 及市場的第一期報酬率均為 r_u，第二期報酬則分別為 $r_{i1} - r_u + r_f$ 及 $r_{m1} - r_u + r_f$（假設這些觀察到的第二期報酬率均為正但未超過 r_u），則在漲跌限幅之情況下所觀察到的系統風險為

$$\beta_i^* = \frac{r_u - (r_{i1} - r_u + r_f)}{r_u - (r_{m1} - r_u + r_f)} = \frac{(r_{i1} - r_f) - 2\Delta_i}{(r_{m1} - r_f) - 2\Delta_m},$$

其中，$\Delta_i = r_{i1} - r_u$，$\Delta_m = r_{m1} - r_u$ 為延後於第二期反映之報酬。

若 $\beta_i = \frac{r_{i1} - r_f}{r_{m1} - r_f} > 1$，且假設 $r_u > r_f$，則 $\frac{\Delta_i}{\Delta_m} = \frac{r_{i1} - r_u}{r_{m1} - r_u} > \beta_i = \frac{r_{i1} - r_f}{r_{m1} - r_f}$，可推出

$$\beta_i^* = \frac{(r_{i1} - r_f) - 2\Delta_i}{(r_{m1} - r_f) - 2\Delta_m} < \beta_i = \frac{r_{i1} - r_f}{r_{m1} - r_f}$$

反之，若 $\beta_i = \frac{r_{i1} - r_f}{r_{m1} - r_f} < 1$，亦可推出 $\beta_i^* > \beta_i$.

(二)、若第一期的資訊為利空資訊且使 r_{i1} 及 r_{m1} 均小於 r_d(r_d 為負值)，亦可類推:此時，觀察到的股票 i 及市場的第一期報酬率均為 r_d ，第二期報酬則分別為 $r_{i1}-r_d+r_f$ 及 $r_{m1}-r_d+r_f$ (假設這些觀察到的第二期報酬率均為負且未小於 r_d)，則在漲跌限幅之情況下所觀察到的系統風險為

$$\beta_i^* = \frac{r_d-(r_{i1}-r_d+r_f)}{r_d-(r_{m1}-r_d+r_f)} = \frac{(r_{i1}-r_f)-2\Delta_i}{(r_{m1}-r_f)-2\Delta_m}$$ ，其中，

$\Delta_i = \bar{r}_{i1}-r_d$，$\Delta_m = r_{m1}-r_d$ 為延後於第二期反映之報酬。
若 $\beta_i = \frac{r_{i1}-r_f}{r_{m1}-r_f} > 1$，且因 $r_d < 0 < r_f$，則 $\frac{\Delta_i}{\Delta_m} = \frac{r_{i1}-r_d}{r_{m1}-r_d} > \beta_i = \frac{r_{i1}-r_f}{r_{m1}-r_f}$，，可推出

$$\beta_i^* = \frac{(r_{i1}-r_f)-2\Delta_i}{(r_{m1}-r_f)-2\Delta_m} < \beta_i = \frac{r_{i1}-r_f}{r_{m1}-r_f}$$

反之，若 $\beta_i = \frac{r_{i1}-r_f}{r_{m1}-r_f} < 1$，亦可推出 $\beta_i^* > \beta_i$
由以上分析可知，在此簡化的模型中，漲跌限幅使系統風險大於一者傾向於被低估，而系統風險小於一者傾向於被高估。

附錄四、計算二股票之間之共變異數

依下列步驟計算二股票之間之共變異數：
首先，股票 i 與 j 之共變異數可表為

$$\mathrm{cov}(r_i, r_j) = (\sum_{t=1}^{n} r_{it} r_{jt} - n\mu_i\mu_j)/(n-1) \tag{a4.1}$$

其中，

n = 全年日報酬率之樣本數

μ_i= 股票 i 之日報酬率平均值

μ_j= 股票 j 之日報酬率平均值

在公式 (a4.1) 中，等式右邊第一項，可拆成不受漲跌停影響及受漲跌停影響二類。亦即，

$$\sum_{t=1}^{n} r_{it} r_{jt} = \sum_{t=1, t\in A}^{n} r_{it} r_{jt} + \sum_{s=1}^{S} \sum_{t=l_s}^{m_s} r_{it} r_{jt} \tag{a4.2}$$

其中

A= $\{t | r_{it}$ 或 r_{jt} 為受漲停限幅影響之交易日，亦即收盤價 p_{it}、$p_{i,t-1}$、p_{jt}、$p_{j,t-1}$ 之中至少有一為漲停或跌停之交易日$\}$

ℓ_s 為第 s 個漲跌停數列的起始日

m_s 為第 s 個漲跌停數列的終了日

為全年漲跌停數列之數目,

第 s 個漲跌停數列係指股票 i 與 j 在第 $\ell_s - 1$ 與第 m_s 個交易日之收盤價均非漲停也非跌停，但在第 ℓ_s 個交易日與第 $m_s - 1$ 個交易日之間的每一日，此二種股票至少有一種為漲停或跌停之數列。

若漲停之後緊接的交易日為跌停，本研究則將該漲停之價格視均衡價格; 若跌停之後緊接的交易日為漲停，則該跌停價格亦視為均衡價格。

(a4.2) 之等號右邊第一項為不受漲跌停影響者，第二項為受漲跌停影響者。受漲跌停影響者包括 S 個數列，其中第 s 個數列起自第 ℓ_s 個交易日，迄於第 m_s 個交易日。由於每個受漲跌停影響的數列，其日報酬率通常不是均衡報酬，因此須針對各個受漲跌停影響之數列加以推估，亦即須推估 (a4.2) 中之 $\sum_{t=\ell_s}^{m_s} r_{it} r_{jt}$ 。

為方便起見，假設漲跌停數列係起自第 1 日，迄於第 m 日，來說明推估方式，亦即須推估 $\sum_{t=1}^{m} r_{it} r_{jt}$ 。此時係假設股票 i 與 j 自第 1 至第 m-1 個交易日的收

盤價為漲跌停，因此自第 1 至第 m 個交易日之日報酬率均非均衡報酬，以下將說明如何以 m 日之報酬率 (m 個日報酬率之和) 來推估此段期間中股票 i 與 j 之共變程度。

由於股票 i 之 m 日報酬率 $\sum_{t=1}^{m} r_{it} = \ln(p_{im}) - \ln(p_{i0})$ 及股票 j 的 m 日報酬率 $\sum_{t=1}^{m} r_{jt} = \ln(p_{jm}) - \ln(p_j 0)$ 可由漲跌停前後之收盤價 p_{im}、p_{i0}、p_{jm}、p_{j0} 算出，而這些收盤價均為不受漲跌停影響之價格，故可利股票 i 與 j 之 m 日報酬率來推估 $\sum_{t=1}^{m} r_{it} r_{jt}$。

股票 i 與 j 的 m 日報酬率之乘積可表為當期日報酬乘積之和與前後期日報酬乘積之和如下:

$$\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it}\Big)\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{jt}\Big) = \Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it} r_{jt}\Big) + \sum_{k=1}^{m-1}\sum_{t=1}^{m-k} r_{it} r_{j,t+k} + \sum_{k=1}^{m-1}\sum_{t=1}^{m-k} r_{i,t+k} r_{jt} \quad \text{(a4.3)}$$

在 (a4.3) 之等式右邊第二、三項為股票 i 與 j 前後期日報酬乘積之和，包括落差 1 個交易日至落差 m-1 個交易日之日報酬率乘積之和。為了推估其中落差 k 個交易日之日報酬乘積之和 $\sum_{t=1}^{m-k} r_{it} r_{j,t+k}$ 與 $\sum_{t=1}^{m-k} r_{i,t+k} r_{jt}$，定義 $\rho_k \equiv \mathrm{cov}(r_{it}, r_{j,t+k})/\mathrm{cov}(r_{it}, r_{jt})$ 為股票 i 與 j 之間落差 k 日之相關係數，若此一相關係數在全年具有穩定性，則可用來推估漲跌停數列中落差 k 期之共變異數。其中落差 k 日之共變異數可表為

$$\begin{aligned}\mathrm{cov}(r_{it}, r_{j,t+k}) &= E((r_{it} - \mu_i)(r_{j,t+k} - \mu_j)) = E(r_{it} r_{j,t+k}) - \mu_i \mu_j \\ \mathrm{cov}(r_{i,t+k}, r_{jt}) &= E((r_{i,t+k} - \mu_i)(r_{jt} - \mu_j)) = E(r_{i,t+k} r_{jt}) - \mu_i \mu_j \end{aligned} \quad \text{(a4.4)}$$

此外並以漲跌停數列之報酬率來推估當期之共變異數 (我們也嘗試以全年之資料推估當期共變異數，但因其須假設共變異數在全年是穩定的，且在漲跌限幅情況下，以全年之資料正確推估共變異數並不容易，因此以下不採用此方式計算):

$$\mathrm{cov}(r_{it}, r_{jt}) = \frac{1}{m}\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it} r_{jt} - m\mu_i \mu_j\Big), \quad \text{(a4.5)}$$

在 (a4.5) 式中，是以全年的資料來推估 μ_i 與 μ_j, 因此未再調整自由度。代入 ρ_k 之定義中可得

$$E(r_{it} r_{j,t+k}) - \mu_i \mu_j = \rho_k \frac{1}{m}\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it} r_{jt} - m\mu_i \mu_j\Big) \quad \text{，以及}$$

$$E(r_{i,t+k} r_{jt}) - \mu_i \mu_j = \rho_k \frac{1}{m}\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it} r_{jt} - m\mu_i \mu_j\Big)$$

以期望值 $E(r_{it}r_{j,t+k})$ 與 $E(r_{i,t+k}r_{jt})$ 作為 $r_{it}r_{j,t+k}$ 與 $r_{i,t+k}r_{jt}$ 之推估值，則落差 k 個交易日之日報酬乘積之和 $\sum_{t=1}^{m-k} r_{it}r_{j,t+k}$ 與 $\sum_{t=1}^{m-k} r_{i,t+k}r_{jt}$ 可表為

$$\sum_{t=1}^{m-k} r_{it}r_{j,t+k} = (m-k)\Big[\mu_i\mu_j + \rho_k\frac{1}{m}\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} - m\mu_i\mu_j\Big)\Big]$$

$$\sum_{t=1}^{m-k} r_{i,t+k}r_{jt} = (m-k)\Big[\mu_i\mu_j + \rho_k\frac{1}{m}\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} - m\mu_i\mu_j\Big)\Big] \tag{a4.6}$$

將 (a4.6) 代入 (a4.3) 中:

$$\begin{aligned}\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it}\Big)\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{jt}\Big) &= \sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} + 2\sum_{k=1}^{m-1}\Big\{(m-k)[\mu_i\mu_j + \rho_k\tfrac{1}{m}\Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} - m\mu_i\mu_j\Big)]\Big\}\\ &= \sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} + 2\sum_{k=1}^{m-1}\Big\{(m-k)\mu_i\mu_j + \rho_k\frac{m-k}{m}\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} - \rho_k(m-k)\mu_i\mu_j\Big)\Big\}\\ &= \Big(\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt}\Big)\Big(1 + \frac{2}{m}\sum_{k=1}^{m-1}(m-k)\cdot\rho_k\Big) + 2\sum_{k=1}^{m-1}(m-k)\mu_i\mu_j - 2\sum_{k=1}^{m-1}\rho_k(m-k)\mu_i\mu_j\end{aligned}$$

由於 $2\sum_{k=1}^{m-1}(m-k) = m(m-1)$，因此上式可簡化為

$$\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} = \frac{\sum_{t=1}^{m} r_{it}\sum_{t=1}^{m} r_{jt} - m(m-1)\mu_i\mu_j + 2\sum_{k=1}^{m-1}\rho_k(m-k)\mu_i\mu_j}{1 + \frac{2}{m}\sum_{k=1}^{m-1}(m-k)\rho_k} \tag{a4.7}$$

若所有的前後期相關係數均為零，$\rho_k = 0 \quad \forall \ k = 1, m-1$ 則 (a4.7) 可簡化為

$$\sum_{t=1}^{m} r_{it}r_{jt} = \sum_{t=1}^{m} r_{it}\sum_{t=1}^{m} r_{jt} - m(m-1)\mu_i\mu_j \tag{a4.8}$$

本研究以公式 (a4.7) 代入 (a4.2) 來估計公式 (a4.1)，並分別採用二種方式來估計 ρ_k：

一、假設任二股票之間的前後期相關係數均為零。其理由係因在競爭激烈的股票市場，在沒有漲跌限幅的情況下，任二股票之間前後期報酬率之相關係數極接近零。

二、以証券交易所發行量加權指數所估算之落差 k 期的自我相關係數來代替。其原因係加權指數之自我相關係數為，任二個股票 i 與 j 之間前後期相關係數之加權平均。雖然加權指數本身也受漲跌限幅影響而未能全然反映均衡價格，但就推估 ρ_k 而言應不致產生太大的問題。又若落差為零期，則以加權指數所估算之同期自我相關係數為一，此與 ρ_k 之定義是相一致的。