

財務限制對公司系統風險影響之研究
A Study of the Influence on Corporate Systematic Risk with
Financial Constraints

唐家昌

東海大學財務金融學系

王冠婷

東海大學管理研究所

摘要

Modigliani and Miller(1958)證明市場在完美的狀態下，企業資本結構與投資決策無關。但企業在資本市場不完全的情況下，常面臨財務限制的融資問題，若加上資訊不對稱與代理成本，則將導致公司內部與外部資金成本有很大落差，也使公司投資決策無法正常進行。事實上，財務限制受總體經濟行為的影響下，高財務限制的公司相對面臨較高的風險，本文即探討公司財務限制是否對系統風險產生影響。結果發現公司財務限制程度越高，公司的系統風險也越高；在不同的投資組合下，投資組合期間越長，則愈顯著看出財務限制因子對系統風險的影響能力。將三因子和動能因素加入後，發現財務限制高的公司雖擁有較高的系統風險，但並不能同時反應在股票的風險溢酬。

關鍵字：財務限制、系統風險、三因子模型

壹、緒論

Modigliani and Miller(1958)認為市場在完美狀態的假設下，企業財務結構與投資決策無關，外部融資舉債可完全取代內部資金的不足，此時企業投資決策與財務狀況可說處於完全獨立狀態。在經濟環境不斷循環與波動下，加上考慮破產成本、訊息不對稱、稅盾效果與代理問題等因素後，如何結合與有效運用公司內外部資金將決定公司的價值。當公司面對內外部資金的成本有有很大成本差異時，投資決策即可能根據是否具有內部資金而定。尤其市場的不完美因素使得部分公司的融資能力受到限制，在提高資金成本下，除了拒絕本應接受的投資案外，也可能公司的投資決策完全寄望於股市的表現，使公司的投資水準與股價呈現異常且高的敏感度。因此，美國企業將公司價值與市場股價的對稱，視為公司財務經理人的重要工作之一。此時除了關心企業必須以何種融資方式募集資金外，更須關心公司的權益資金成本是否反映公司真正的基本面。

事實上，國內外已有許多學者探討財務限制如何影響投資決策的相關文獻，例如 Bernanke and Gertler(1989)、Calstrom and Fuerst(1997)與 Kiyotaki and Moore(1997)都曾討論在資訊不對稱下，因為市場不完美因素所導致的代理成本如何影響公司的投資決策，此時財務限制的公司將可能選擇以抵押品取得信用貸款來因應資金不足，但因為不利的總體經濟衝擊或資訊不對稱，將使得抵押品的價值降低，使財務限制的公司雪上加霜。Fazzari and Hubbard and Peterson(1988)、Kaplan and Zingales(1997)¹與 Cleary(1999)也都發現面臨財務限制之公司，的確與沒有財務限制之公司有顯著不同的投資與融資行為。

由以上分析得知財務限制會影響公司的投資決策，因此本文認為高財務限制的公司，在異於理論所主張的投資決策下，將展現不同的系統風險。事實上，財務限制受總體經濟行為的影響，財務限制高的公司相對比財務限制低的公司面臨更高的風險，尤其財務限制高的公司股票報酬，會隨著景氣循環波動而有所變化，其內、外部資金是否充裕將成為資產運作的重要環節之一，若公司內部資金管理

1 本文以下簡稱為 KZ。

得宜，則可控制與適度降低公司風險（如應收帳款風險、利率風險等）。然若負債比率過高則容易受到市場影響衝擊，使得公司因為財務限制而面臨更大的系統風險，如亞洲金融危機期間，不少受到財務限制的公司，在資金的周轉方面亮起紅燈，在融資不易的情況下，使公司現金流量不足而陷入困境。因此，當公司曝露於市場不確定性以及資訊不對稱的風險之下，公司資金管理上未充分考量本身的財務承受力，將會增大公司所面臨的風險；相對的，若景氣復甦與貨幣採寬鬆政策，則又使財務限制的公司享受更高的槓桿利益。雖然國內外研究公司系統風險的文獻很多，但從財務限制角度出發者卻很少，可能與系統風險仍有許多問題尚待突破外，亦與財務限制因素尚未被普遍認知其重要性有關。然而本文著墨的貢獻並不是要完成一個定價模式，而是想要對財務限制是否影響公司系統風險的「現象」上，作一個較完整的觀察與探討，希望在公司財務問題與市場風險的連結上有所貢獻，使市場投資者亦可更清楚本身所需承擔的風險。

事實上，報酬與風險一直是投資者面臨決策所關心的重要議題。可以想像公司在財務限制下融資困難且擁有較少的自由現金流量，此時無疑將增加財務困難的風險。正常狀況下，當風險越高則投資者所要求的期望報酬率也相對越高，公司對投資的接受也就愈趨向保守與嚴謹。雖然這是財務理論的既有主張，而且決策的準則也相當明確，市場投資者也相當關心，但由於在風險的衡量是相當艱難的工程下，會造成大家對此類研究較少關注。過去文獻對系統風險的衡量方法有許多種， β 是最被廣泛使用的方式之一，係由 Sharpe (1964) 及 Lintner (1965) 以 Markowitz 的投資組合理論發展出的資本資產評價模式 (Capital Assets Pricing Model, CAPM)。在 CAPM 理論提出的初期，包括 Black, Jensen and Scholes (1972) 及 Fama and MacBeth (1973) 和 Handa、Kothari and Wasley (1989) 等學者實證研究均指出股票報酬和 β 之間具正向顯著關係，係屬於支持 CAPM 理論下對系統風險的觀察。然而後續學者如 Lakonishok and Shapiro (1986) 等亦針對 CAPM 理論進行實證研究，發現一些不符合 CAPM 的異常現象 (Anomalies)，如 Banz (1981) 所提出的規模效應，Keim (1983) 發現一月效應等。但是 Black (1993)、Roll and Ross (1994)、Kothari, Shanken and Sloan (1995) 等學者的研究中，說明部分研究否定 CAPM 理論的原因，可能是資料攫取 (Data mining) 問題，市場投資組合不符合平均-變異數效率 (Mean-variance efficient) 的

標準，或 β 值本身估算誤差所造成。貝它係數(β)的估計除受不同模式的影響外，亦受不同因素的影響，系統風險的穩定性可說一直備受爭議。其中影響因素包括 Blume(1971)所提樣本數的多寡，Hawawini(1983)、Reilly and Wright(1988)與 Kothari, Shanken and Sloan (1995)的樣本估計期間，Cohen et al. (1980)也指出研究時間的長短與交易量的多寡，Hamada (1973) 和 Dejong and Collins (1985)及 Lev(1974)亦同樣證實公司財務槓桿均會影響公司系統風險。

但以目前文獻之研究成果來看， β 仍是研究系統風險之主要代理變數。本文亦屬於檢視影響貝它風險穩定性的文獻之一，主要探討當公司面臨財務限制時，公司系統風險會不會產生變化？如果會，那麼投資者風險可以補償嗎？在一般的情況下，有財務限制的公司會比沒有財務限制的公司具較高的風險，但目前實證研究針對這個主題提供較少的推論與驗證。Lamont et al. (2001) 建構一個以 KZ (1997) 為基礎的財務限制指標。該文發現財務限制公司的股票報酬會隨著時間而變動，並且認為有財務限制公司的投資決策會受到股票價格變動的影響，但對財務限制是否影響系統風險與風險溢酬方面卻未被提及。因此本文以台灣上市公司為研究對象，試圖找出財務限制與系統風險之間的關聯性。由於公司財務的複雜性，過去國外文獻對財務限制的研究多採用問卷調查，且在問卷調查下皆是小樣本研究，引發無法作一般性觀察的缺點。後續學者為了方便做大樣本的觀察，即以是否發放股利當作財務是否限制的判別指標，缺點是辨別公司財務是否限制的思考的方向與角度不夠周全。一直到 Lamont et al. (2001)以 KZ (1997) 為基礎，建立一般性的財務限制指標，亦使目前國外相關研究文獻有日益增多的現象。

由於國內的財金環境與國外有別，無法直接引用 Lamont et al. (2001)所建立的指標。在考慮一般性與周延性的原則下，本文將使用 Gomes(2001)所提出結構模型(Structural model)與 Maestro、Miguel and Pindado(2003)所建立的財務限制判斷流程等兩種方法來建立辨別指標，以利更正確分辨樣本是否財務限制。雖然 Sharpe(1964)與 Litner(1965)所提出的 CAPM 理論指出股票報酬和 β 風險相關，且後續部分學者也提出相同的結果，但是 Fama and French (1993)認為 CAPM 理論的單一因子系統風險可能不足以解釋資產的報酬，並提出三個因子包括市場要素、公司規模和淨值與市價比將同時影響資本資產的報酬，而國內學者也都驗

證三因子在台灣市場具可行性。但似乎沒有文獻驗證財務限制是否會影響公司的系統風險，且進而得到風險溢酬，相信這是投資者關心的問題，也是本文的觀察重點。本文共分 4 節，第 2 節將介紹財務限制指數的建構方法，第 3 節則介紹本文的研究方法，第 4 節探討實證結果與其意涵，最後是本文的結論。

貳、建立財務限制分類模型

由於過去許多財務限制指數的建立各有缺失，為了彌補這個問題，本文提出結構模型(Structural model)²與 Maestro、Miguel and Pindado(2003)所建立的財務限制判斷流程等兩種方法，來建立財務限制指數，事實上以上兩種方法的建立基礎是有差異的，前者根據標準的投資均衡模型所導出的結果，而後者是根據 KZ (1997) 的實證與問卷結果為基礎所建立的分類程序。現將兩種方法分別介紹如下：

一、Structural Index

本文以尤拉等式和 GMM 模式形成結構模型(Structural Model)，以建立一個可以辨別台灣上市公司是否具融資限制的指標，此法的優點是可以避免由 Tobin's Q 代理變數所造成的問題外，尤拉等式可以較明確的控制未來成長機會，並且提供一個認定財務限制的理論架構。事實上，Structural Index 是建立在標準部分均衡投資模型(standard partial-equilibrium investment model)之基礎上，然後考慮公司的因素價格、產出價格和利率等因素以形成公司財務限制條件。為了簡化分析，模型省略負債融資的可能性。首先，公司價值可由 (1) 式表示如下：

$$V_t(K_t, \xi_t) = \max_{\{I_{t+s}\}_{s=0}^{\infty}} D_t + E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \beta_{t+s-1} D_{t+s} \right] \quad (1)$$

subject to

$$D_t = \Pi(K_t, \xi_t) - C(I_t, K_t) - I_t \quad (2)$$

2 Gomes(2001)與 Love(2003)亦曾使用類似方法建構結構模型。

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \quad (3)$$

$$D_t \geq 0 \quad (4)$$

其中 D_t 表示現金股利； β_{t+s-1} 為一個從期間 $t+s$ 到期間 t 的折現因子。在資本累積限制等式當中， K_t 是期初的資本， I_t 是投資支出， δ 代表折舊率。利潤函數(已經考慮到變動成本後的最大化)以 $\Pi(K_t, \xi_t)$ 函數表示， ξ_t 表示生產力的衝擊， $C(I_t, K_t)$ 代表投資的調整成本，包括因為投資所導致的損失。另外第(3)式亦假設會有部分投資損失的可能性，(4)式表示股利有必須為正的限制。

將式(1)做一階偏微整理後可得(5)式結果：

$$1 + \left(\frac{\partial C}{\partial I} \right) = \beta_t E_t \left[\Theta_t \left\{ \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K} \right)_{t+1} + (1-\delta) \left(1 + \left(\frac{\partial C}{\partial I} \right)_{t+1} \right) \right\} \right] \quad (5)$$

其中 $\frac{\partial C}{\partial I}$ 表投資的邊際調整成本， $\frac{\partial \Pi}{\partial K}$ 是資本邊際利潤，即 MPK (邊際資本產出)，(5) 式中 $\Theta_t = (1 + \lambda_{t+1} / 1 + \lambda_t)$ 表示期間 t 和期間 $t+1$ 中和外部融資相關的影子成本。其中 λ 乘數可視為募集新權益有關的成本，包括蒐集資訊或訂立契約等成本。

公司的跨期投資配置(intertemporal allocation of investment)必需視其有效折現因子而定，(5) 式中的 β_t 即代表內部折現因子；而 Θ_t 代表與外部融資貼水相關的折現因子，代表一些狀態變數向量，通常不可觀察，因此會使用一些可觀察的公司特徵來確認。若假設資本市場是完美的情況，則 $\lambda_t = \lambda_{t+1} = 0$ 且 $\Theta = 1$ ，表示公司並沒有受到財務限制。若資本市場不完美而導致公司受限制，在不能給付負股利的情況下，則公司必須同時募集權益資金，此時 $\lambda_t > \lambda_{t+1}$ 。但是，這個模型並不能算出 λ ，因而造成 Θ_t 不容易被觀察；為了解決這個問題，本文參考過去文獻對這個問題的處理方法³，以可定義的變數描述與可觀察的公司特色將 Θ_t 參數化。舉例而言，Whited(1992)、Hubbard、Kashyap and Whited(1995)與 Love(2003)等所採取的方式是將變數 Θ_t 定義成單一函數如下：

³ 請參閱 Gomes(2001)與 Love(2003)等文。

$$\Theta_i = a_0 + a_1 TLTD_{it} + a_2 DIV_{it} + a_3 SG_{it} + a_4 LNNTA_{it} + a_5 ISG_{it} + a_6 CASH_{it} + a_7 CF_{it} \quad (6)$$

式中 $TLTD_{it}$ 是長期負債對總資產的比率； DIV_{it} 為一虛擬變數，若有發放股利則值為 1，否則為 0； SG_{it} 是公司的營收成長比； $LNNTA_{it}$ 為對總資產取自然對數； ISG_{it} 是產業營收成長比； $CASH_{it}$ 是流動資產對總資產的比率； CF_{it} 代表現金流量對總資產比。本法雖然隱含較為嚴格的假設，但可以用較為嚴格的檢定來確認 (overidentification test)，因為它可以提供這個模型的效度確認。假使去除的誤差項沒有被拒絕，則這一個誤差項就可被忽略。

邊際資本產出 (MPK)，可從銷售/資本比率中估算出 ($MPK = \theta(S/K)$)，有關於這個衡量變數的方法請參考 Gilchrist and Himmelberg (1998)。其中定義 θ_i 是個別公司的值，此可根據 (7) 式中，由橫斷面個別公司邊際資本產出的固定效果中獲得：

$$MPK_{it} = \theta_i \frac{S}{K_{it}} \approx const. + \theta_i + \bar{\theta} \frac{S}{K_{it}} \quad (7)$$

其中， $\bar{\theta}$ 可以視為所有 θ_i 的平均值。(7) 式主要呈現銷售對資本的比率在個別公司平均數之變異程度，觀察 $\bar{\theta}$ 之固定效果，會降低因為不可觀察的資本比率與市場因素所造成的衡量誤差。參考傳統投資調整成本模型，以線性關係表示如 (8) 式：

$$\frac{\partial C}{\partial I_{it}} = \alpha \left(\frac{I}{K_{it}} - g \frac{I}{K_{it-1}} - v_i \right) \quad (8)$$

此調整成本函數與過去傳統模型不同的地方，在於包含落後一期的投資對資本比率，若 $g = 0$ ，則與傳統的模型假設一致。而此係數可以很直覺地視為公司要以前一期的投資對資本比率持續投資。參數 v_i 可以解釋為個別公司最小調整成本下之投資水準。而做了以上假設，目的是希望將 (6)、(7) 與 (8) 式代入第 (5) 式。但由於包括了許多個別公司的參數，如 θ_i 與 v_i ，因此將會產生非線性的等式，不

利估計，有必要將其納入單一公司固定效果中。此作法可引用 Gilchrist and Himmelberg(1998)中，以一階泰勒平均值近似法來定義固定效果。為了確定公司固定效果是否有效控制變異程度，將利用 Newey and West(1978)中所使用的 J 統計量進行檢定(overidentification test)，以選定解釋能力最高的估計式。將(6)、(7)與(8)式代入(5)式得到(9)式如下：

$$\begin{aligned} \frac{I}{K_{it}} = & \beta_1 \frac{I}{K_{i,t+1}} + \beta_2 \frac{I}{K_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{S}{K_{it}} + \beta_4 TLTD_{it} + \beta_5 DIV_{it} + \beta_6 SG_{it} + \beta_7 LNTA_{it} \\ & + \beta_8 ISG_{it} + \beta_9 CF + \beta_{10} CASH + f_i + e_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

(9) 式中 f_i 代表固定效果。本文以 81-85 年為樣本指數的估計期間，再以 87 年到 91 年為實證研究期間，以 GMM 模式估計適合分類台灣上市公司限制指標的係數。由表三檢定結果知三種模式的解釋能力差異不大，但 J-test 的選擇與符號合理性（有關現金的符號皆為負）的考量情況下，選擇 CF_{it} 與 $CASH_{it}$ 兩變數去除的第（3）個模式，建立指標如下：

$$Structural\ Index = -0.01235 TLTD_{it} - 0.00777 DIV_{it} - 0.000038 SG_{it} + 0.001075 LNTA_{it} - 0.024495 ISG_{it} \quad (10)$$

本文所建立的財務限制分類指標與 Whited and Guojun (2003) 的 Structural Index 相較⁴，除了本文加入與投資有關的時間序列解釋因素外，僅在公司成長因素之符號不同，其餘都呈現類似的符號與統計顯著性。當此指標值越高，代表公司所面臨的財務限制較低；反之，則意指公司所面臨的財務限制較高。

⁴ Whited and Guojun (2003) 的財務限制指數為：

$$Structural\ Index = -0.062 TLTD_{it} + 0.01 DIV_{it} + 0.067 SG_{it} + 0.06 LNTA_{it} - 0.043 ISG_{it} + 0.053 CF_{it}$$

表一 Structural Index 之估計

變數	模式別		
	(1)	(2)	(3)
IKKK	-0.04133 (0.1525)***	-0.41426 (0.1555)***	-0.46601 (0.1555)***
IK	0.89971 (0.0531)***	0.89951 (0.0531)***	0.89957 (0.0533)***
SKK	0.00155 (0.0006)***	0.00156 (0.0006)***	0.00156 (0.0006)***
<i>TLTD_{it}</i>	-0.00922 (0.0162)*	-0.01265 (0.0097)**	-0.01235 (0.0097)**
<i>DIV_{it}</i>	0.00891 (0.0106)*	0.00891 (0.0108)*	0.00777 (0.0104)*
<i>SG_{it}</i>	-0.00031 (0.0427)	0.00051 (0.0425)	-0.00003 (0.0426)**
<i>LNTA_{it}</i>	0.00111 (0.0006)**	0.00109 (0.0005)**	0.00137 (0.0006)
<i>ISG_{it}</i>	-0.02396 (0.0272)*	-0.02405 (0.0273)*	-0.02449 (0.0277)
<i>CF_{it}</i>	-0.01058 (0.0359)	-0.01727 (0.0202)*	
<i>CASH_{it}</i>	-0.00305 (0.0098)		
J-test	0.001136	0.001146	0.001150
R²	0.56284	0.56199	0.56043

註：*，**與***分別代表在 10%，5%與 1%顯著水準下呈現顯著。

此Structural Index是以台灣上市公司81年到85年的研究期間為樣本。並利用GMM模式來估計此指標，其中IKKK為下期資本支出除以總資產；IK為當期資本支出除以總資產；SKK為邊際資本產出； $TLTD_{it}$ 是長期負債對總資產的比率； DIV_{it} 為一虛擬變數，若有發放股利則值為1； SG_{it} 是公司的營收成長比； $LNTA_{it}$ 為對總資產取自然對數； ISG_{it} 是產業營收成長比； CF_{it} 現金流量對總資產比； $CASH_{it}$ 是流動資產對總資產的比率，括號內為標準差。

二、FC Index

為了使財務限制指數的建立不侷限在一種觀點，本文參考 Maestro、Miguel and Pindado(2003)一文之作法，該文發展的流程圖（請參見圖一）可用來發展二分模型（dichotomise separation model），以區分公司是否面臨財務限制的問題，作者以歐盟、美國與日本為實證對象，證明至少有百分之五十以上的樣本，可以用此流程圖做精確的辨認。而剩下的樣本也在使用 logit 分析後，可以辨識傾向隸屬的種類（財務的限制與否）。過去在財務限制中知名的文獻，如 Fazzari et al.(1988)、Kaplan and Zingales(1997)與 Cleary(1999)等，幾乎都使用股利發放

與否作為辨別的基础。而 Maestro、Miguel and Pindado(2003)一文所涵蓋範圍則包括股利支付率，公司規模，財務缺口，營運資金，利息涵蓋比率，公司成長與現金流量等，考慮的範圍比過去文獻完整且適用大樣本的分類。因此本文第二個指數建立方法即參考 Maestro、Miguel and Pindado(2003)的作法，以 81-85 年為樣本指數的估計期間，將樣本根據分類程序（如圖一）分類成財務限制、非財務限制或無法分類三種，然後根據可辨認的樣本以 logit 迴歸估計財務分類指數，再以此指數作為 86-91 年樣本分類的主要依據。經過上述的樣本分類程序後所估計出的財務限制指標，稱為財務限制指數（FC Index）如（11）式：

$$\begin{aligned}
 FCindex = & -1.17 * \left(\frac{Cash \cdot flow}{K_t} \right) + 1.75 * Q + 0.71 * \left(\frac{Debt}{Total \cdot capital} \right) \\
 & - 38.83 * \left(\frac{Dividends}{K_t} \right) - 1.51 * \left(\frac{Cash}{K_t} \right) \quad (11)
 \end{aligned}$$

FC Index 中的變數定義中， K_t 表示固定資產成本（t 表當期），Cash Flow 由本期稅後淨利-非常項目+折舊後得到，Tobin's Q 值定義為（公司權益市價+負債帳面價值）/資產帳面價值，Debt 是負債總額，Total capital 為總資產，Dividends 表示公司所發放現金股利總額，Cash 指得是現金及約當現金，括號內之值為 P-value。此財務限制指所估計的係數相當顯著，且符號與顯著性國外文獻相似⁵。當 FC Index 的值越大，則公司所面臨的財務限制就越高；反之，FC Index 的值越小，則代表所面臨的財務限制越低。

參、研究方法

一、資料來源

本文所使用的資料取自於台灣經濟新報資料庫，由於上市公司較健全，各種資料亦較齊全，因此樣本期間選自民國八十七年一月至民國九十一年十二月之上

⁵ Lamont、Polk and Saa'-Requejo(2001)所估計的財務限制指數為：

$$FCindex = -1.002 * \left(\frac{Cash \ flow}{K} \right) + 0.283 * Q + 3.139 * \left(\frac{Debt}{K} \right) - 39.368 * \left(\frac{Dividends}{K} \right) - 1.315 * \left(\frac{Cash}{K} \right)$$

市公司為研究對象。因為金融保險業與營建業之行業特性較為特殊，與一般產業差異性較大。因此不列入樣本以減少估計之偏差。此外，為了使樣本更趨完整性，樣本期間中上市或下市的公司，或公司財務資料揭露不完全者，皆不納入本文的研究樣本。在以上標準下，共有 360 家上市公司符合以上條件。

二、衡量系統風險(β)模式

本文以市場模式來衡量系統風險，此模型假設各種證券報酬率與市場影響因子有關，其模式如(12)式所示：

$$R_{i,t} = \hat{a}_i + \hat{b}_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中 $R_{i,t}$ 表示證券*i*在時間*t*時的報酬率， $R_{m,t}$ 表市場投資組合在時間*t*的報酬率， b_i 為第*i* 證券Beta 係數的估計值， $\varepsilon_{i,t}$ 則為誤差項。 β 值之獲得則是採用普通最小平方法(Ordinary Least Square Method)及一般自我迴歸條件異質變異數模式 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model, GARCH模式)兩種，其中GARCH模式可以適當地描述出股票報酬與其它金融商品報酬的現象，有效掌握報酬率波動之區間，減少決策錯誤機率與降低投資風險。又根據國內的研究相關文獻如周志隆 (民80)及李憲杰 (民83) 之研究，認為GARCH(1,1)模式最適合衡量台灣股票市場，因而本文亦採用GARCH (1,1) 模式，來修正市場模式之條件變異數為固定值所引發的缺點。但由於系統風險值的獲得與所取之樣本期間長短有很大的關連，因此除了經過上述兩種方法估算出系統風險值外，本文再將樣本期間分成一個月、六個月、一年與兩年等四種投資組合，以更完整的觀察與比較系統風險的變化。

三、財務限制因子與三因子模型

除了探討財務限制是否會影響公司系統風險外，亦想觀察財務限制因子是否會提升三因子模型的解釋能力，易言之，也想瞭解財務限制因子是否可以解釋投資的風險溢酬。在考慮財務限制因子後，三因子實證模型可寫為(13)式如下：

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + f_i(Financial\ index) + e_{it} \quad (13)$$

其中， R_{it} 為股票年報酬率， R_{ft} 是無風險利率，市場報酬率 R_{mt} 則以台灣

證券交易所股票發行量加權指數的報酬率。 SMB_t 代表第t期小規模公司股票投資組合的平均報酬，減去第t期大規模公司股票投資組合的平均報酬， HML_t 為第t期高淨值市價比股票投資組合之平均報酬減去第t期低淨值市價比之平均報酬。

肆、實證結果

本節除了介紹財務限制與系統風險間的實證結果外，將觀察是否財務限制為股票報酬的重要影響因子。其中4.1為財務限制高低與相關資料分析；4.2說明財務限制與系統風險間的實證結果；4.3驗證財務限制因子是否增加三因子模型之解釋能力。

一、財務限制高低與相關資料分析

本文以Structural Index和FC Index兩個財務限制指標，依財務限制程度高低水準由低到高分成四群，如表二所示。在每股現金股利方面，皆可發現財務限制程度較高的公司，其發放現金股利小於財務限制程度低的公司，例如以FC Index分類的部分來看，財務限制高的公司其發放每股現金股利平均為0.1882，而財務限制低的公司所發放的現金股利平均為0.6793；而在Structural Index的分類下每股現金股利更呈現單調遞增的現象，由此現象可以清楚地看出財務限制較低的公司，在資金運用上相當充足，因此內部資金可以部分挪為股利並發放給股東，充分地顯示公司財務方面的穩健；相對的，財務限制較高的公司發放股利即為較少。此現象亦出現在國外的研究結果上，如FHP(1988)發現當企業外部融資受限制程度較高且企業內部資金較少時會傾向發放低股利，其中理由可能是企業投資資金需求超過內部現金流量，因此欲保留較低成本之內部資金。另外，從負債除以總資產比率方面，可以明顯看出財務限制較低的公司有較低的負債比率，如財務限制低的公司為0.3465，而財務限制高的公司為0.4108，顯然財務限制較低的公司，在資金管理方面控制得宜，較無須仰賴外部融資等融資管道；相對的財務限制高的公司，在內部資金以及外部資金的運用上較為吃緊，而有較高的負債比率。此現象同樣地出現在現金流量除以總資產比率上，財務限制較低的公司明顯較高，亦即當面臨財務限制較低的情況下，表示公司有充分的內部資金來因應

任何投資機會，相對的，財務限制較高的公司在現金流量佔總資產的比率上便顯得較低。

表二 財務限制高低與相關資料分析

<i>Structural Index</i>	投資/ 總資產	銷貨收入/ 總資產	每股現金 股利	總資產	負債/ 總資產	營收成長率
限制低	0.0189	0.7745	0.6575	22,023,150	0.3465	4.0517
	0.0188	0.6491	0.2401	11,558,856	0.4071	7.4807
	0.0229	0.6023	0.1296	10,268,268	0.4569	3.7092
限制高	0.0405	0.7772	0.1237	18,673,729	0.4108	18.2099
	產業營收成 長率	現金流量/ 總資產	現金/ 總資產	Tobin's Q	Structural Index	FC Index
限制低	0.0482	0.0835	0.0498	1.1534	-30.1702	0.0219
	0.0751	0.0410	0.0528	1.0225	-0.2162	0.0168
	0.0994	0.0123	0.0446	1.0125	-1.3123	0.0142
限制高	0.3788	0.0498	0.0845	1.3862	-40.4081	0.0071
<i>FC Index</i>	投資/ 總資產	銷貨收入/ 總資產	每股現金股 利	總資產	負債/ 總資產	營收成長率
限制低	0.0199	0.9324	0.6793	19,521,276	0.3408	13.9958
	0.0273	0.7454	0.2433	14,571,578	0.3987	10.5479
	0.0351	0.5707	0.0521	14,215,018	0.4381	9.4649
限制高	0.0186	0.5662	0.1882	14,202,892	0.4444	-0.1039
	產業營收成 長率	現金流量/ 總資產	現金/ 總資產	Tobin's Q	Structural Index	FC Index
限制低	0.1835	0.0951	0.0851	1.2906	-94.5350	0.0042
	0.1632	0.0498	0.0598	1.0996	-2.2562	0.0063
	0.1524	0.0283	0.0451	0.9681	1.1221	0.0095
限制高	0.1029	0.0148	0.0435	1.2160	23.7790	0.0100

以民國 87 年至 91 年間為研究期間，以具完整財務資料的上市公司共 360 家為對象，利用 Structural Index 和 FC Index 兩個財務限制指標，將樣本分依財務限制程度高低分為四群樣本。此為兩指標樣本分類的相關資料統計比較。

在現金除以總資產比率方面，由於 FC Index 所觀察的限制指標中，現金是影響財務限制重要變數之一，當公司之財務限制較低時，公司擁有較多的現金因應投資所需資金，而在財務限制較高的公司方面可以清楚地看出其所擁有的現金

相對較少，現金除以總資產比率與財務限制高低亦呈現單調遞減的關係，例如財務限制低的公司現金與總資產的比率為0.0851，而在財務限制較高的公司其現金佔總資產的比率為0.0435。在Structural Index分類的財務限制指標中，由於沒有考慮CASH變數，所以在觀察現金除以總資產的比率上，並未顯著呈現和FC Index相同的單調性結果。從FC Index分類結果顯示，銷貨收入除以總資產、營收成長率和產業營收成長率方面皆呈現單調遞減的關係，由於財務限制較低的公司投資機會上，以及公司資金配置上都有較妥當地運用，因而提升公司的獲利與公司營收以及銷貨收入佔總資產的比率。然而，投資除以總資產比率與Tobin's Q在分類財務限制高低程度上並無顯著影響及變化，投資與總資產比率上，甚至發現財務限制高的公司低於限制低的公司。

由於本文所建構的分類指數的根據與基礎有異，因此有部分結果產生差異，所幸在重要的變數上是呈現一致的，如每股現金股利，負債/總資產與現金流量/總資產等，皆與期望的符號相符。若與國外相關文獻所使用的分類結果相較，本文所使用的項目已經非常周全。由於公司的生命週期，產業類別或銀行關係等因素相當複雜，想要完全切割樣本可能會有所困難。但值得注意的是在Structural Index的解釋變數中，直接將有關營收成長的變數中納入，因此財務限制高的樣本中，具有營收成長較高的特色，由於FC Index並沒有特別強調此因素，因此所分組的財務限制樣本並非完全以企業成長而需要資金為前提。本文同時提供兩種分類方法下的結果，希望可以得到更穩健的觀察。

(一) 財務限制與系統風險

在Structural Index和FC Index兩種指標分類下，以普通最小平方方法和GARCH模式計算 β 值，並根據不同觀察期間之投資組合，探討財務限制與系統風險間的關連性，利用較長觀察期間的投資組合以避免非同步交易(non-synchronous trading)所造成的誤差。由表三OLS模式與GARCH模式所估計的 β 值實證結果來看，首先在Structural Index利用equal-weighted的分類結果方面，所分類的四種投資組合期間皆可看出財務限制與系統風險有些微遞增關係，尤其是在投資組合期間越長的情況下越明顯。如以一個月投資組合期間的資

料而言，財務限制低的公司，其系統風險為0.9708，而限制高的為1.1699。再將投資組合期間延長至兩年，則更明顯區別其中的差異（財務限制高的公司系統風險為1.0575，限制低的為0.7346）。而觀察value-weighted的分類方面，投資組合擁有期間的長短，皆在系統風險與財務限制間呈現顯著與一致的單調遞增現象。同時觀察利用GARCH模式所驗證的結果，亦顯著的支持上述所發現的結果。

而從FC Index的分類結果中，卻無法明顯看出四個投資組合呈現如Structural Index實證的單調性。造成原有可能有二，首先能是指標中所含Tobin's Q變數，未能完全解釋公司未來成長情況，對財務限制的判定產生偏誤⁶，而影響財務限制的效度；其次，如同前文所述在FC Index中，有關企業投資與成長方面，並未如Structural Index能在企業是否財務限制上作有效區隔（請參閱表二），以致後者在觀察財務限制影響投資方面有較顯著的結果。此外，使用value-weighted的分類結果比使用equal-weighted所得到的結果顯著也是另一值得注意的證據，不論OLS或是GARCH模式都有類似的現象。造成此現象的重要可能原因是有關公司規模的控制方面，Structural Index有考慮公司規模的變數，但FC Index則沒有。由於過去文獻證明公司規模與系統風險有關，因此似乎有必要考慮規模因素是否會影響前述結果，此亦為下一節討論的重點。

⁶由Whited and Guojun(2003)中提到分類公司財務限制的FC Index，因為指標中的Tobin's Q變數可能對現金流量敏感度造成錯誤衡量(measurement error)結果；像Erickson and Whited(2000)、Gomes(2001)、Bond and Cummins(2001)、Cooper and Ejarque(2001)也都發現此現象。

(二) 財務限制、系統風險與規模效應之關係

在觀察財務限制與系統風險之關聯性時，表四以OLS的實證方法，分別從不同限制程度與不同公司規模兩個構面來探討。首先觀察在相同限制程度下，觀察不同規模是否會影響公司系統風險，從value-weighted的分類實證結果分析發現考慮規模因素後，無論Structural Index或FC Index，在財務限制與系統風險間皆有明顯的正向關連，即相同限制程度下，公司系統風險隨著公司規模變大而變大。以表四一個月的投資組合為例，財務限制低且規模小的公司平均系統風險為0.9049，而規模中的為0.9813，規模大的為0.9951，顯著地看出規模效應的現象存在。同樣地，在其他投資組合（六個月、一年、兩年）以及FC Index的部份都有相似的結果，證明規模效果對系統風險與財務限制的影響，但方向與Toni M. Whited(2003)之研究結果不同，因本文實證結果是規模與系統風險呈正向關係，而此與國內過去研究發現的「反向規模效應」有呼應的效果，李春旺、劉維琪與高孔廉（民78）曾經發現反規模效果，陳安琳、李文智與葉仲康(民89)更證實系統風險與股票報酬間的反規模效果。然而本文也發現類似現象，但造成原因可說相當複雜，也提供未來相當重要且可行的研究方向。現僅推測可能的原因如下兩點：(1)實證結果中樣本被歸類為大規模公司的絕大部分屬於電子產業，加上本文的樣本期間為87年到91年，此時正為台灣電子產業蓬勃發展之成長階段，且電子業幾乎都是大規模的公司，因而造成規模大的公司有較高系統風險；(2)由於一般的認知是大公司規模有助於利用投資組合分散風險，但國內企業有許多垂直整合，或同業購併等投資，除了不利分散風險，反而提高了本身的系統風險。而從另一角度，在控制公司規模下，以觀察系統風險會不會隨著財務限制的提高而變大。由表四結果觀之，發現不論使用何種指數分類標準，幾乎都符合本文的預期，隨著財務限制愈高就可觀察到愈高的系統風險，尤其當系統風險是以兩年為驗證期間時，其關係就更加顯著且完全符合預期。

表四 財務限制、系統風險與規模效應關聯性之實證結果

		利用 OLS 模式估計的系統風險											
		Structural Index						FC Index					
		規模小		規模中		規模大		規模小		規模中		規模大	
一 個 月	1	0.9049	(0.0187)	0.9813	(0.0153)	0.9951	(0.0166)	0.9727	(0.0167)	0.9739	(0.0168)	1.1069	(0.0169)
	2	0.7620	(0.0128)	0.9369	(0.0147)	0.7157	(0.0136)	0.8010	(0.0128)	0.9899	(0.0169)	1.0227	(0.0205)
	3	0.8496	(0.0170)	0.7333	(0.0106)	1.1531	(0.0174)	0.9005	(0.0136)	0.9529	(0.0144)	0.9221	(0.0166)
	4	0.9099	(0.0184)	1.0510	(0.0178)	1.3501	(0.0158)	0.869	(0.0156)	1.0243	(0.0191)	0.8548	(0.0153)
	平均 β	0.8566	(0.0254)	0.9257	(0.0231)	1.0469	0.0270	0.8868	(0.0314)	1.0188	(0.0369)	0.9813	(0.0341)
六 個 月	1	0.6333	(0.0259)	0.7764	(0.0231)	0.8369	(0.0250)	0.6482	(0.0253)	0.7505	(0.0241)	0.9827	(0.0266)
	2	0.6039	(0.0242)	0.7881	(0.0217)	0.7959	(0.0282)	0.6177	(0.0246)	0.7924	(0.0264)	0.9796	(0.0263)
	3	0.6170	(0.0281)	0.6815	(0.0180)	0.9861	(0.0296)	0.6483	(0.0270)	0.8827	(0.0240)	1.0181	(0.0282)
	4	0.7290	(0.0309)	0.9670	(0.0288)	1.2041	(0.0155)	0.6728	(0.0317)	0.7610	(0.0257)	0.8767	(0.0286)
	平均 β	0.6482	(0.0139)	0.8006	(0.0126)	0.9633	(0.0143)	0.6467	(0.0136)	0.7966	(0.0127)	0.9634	(0.0139)
一 年	1	0.6518	(0.0228)	0.7894	(0.0202)	0.8385	(0.0225)	0.5657	(0.0253)	0.7385	(0.0231)	0.8851	(0.0283)
	2	0.6365	(0.0196)	0.7543	(0.0204)	0.8143	(0.0260)	0.6503	(0.0245)	0.7809	(0.0225)	0.8206	(0.0280)
	3	0.6216	(0.0251)	0.7087	(0.0157)	0.9997	(0.0296)	0.7434	(0.0236)	0.8223	(0.0237)	1.0952	(0.0229)
	4	0.7491	(0.0311)	1.0198	(0.0292)	1.2273	(0.0174)	0.7043	(0.0253)	0.9077	(0.0245)	1.0545	(0.0240)
	平均 β	0.6647	(0.0126)	0.8181	(0.0122)	0.9647	(0.0143)	0.6674	(0.0125)	0.8144	(0.0120)	0.9656	(0.0138)
兩 年	1	0.6573	(0.0211)	0.7792	(0.0184)	0.8260	(0.0201)	0.6109	(0.0240)	0.7417	(0.0192)	0.8305	(0.0269)
	2	0.6757	(0.0164)	0.7658	(0.0197)	0.7676	(0.0260)	0.6265	(0.0227)	0.7371	(0.0190)	0.9025	(0.2733)
	3	0.5939	(0.0239)	0.7096	(0.0156)	1.0427	(0.0232)	0.6922	(0.0215)	0.8523	(0.0207)	1.0371	(0.0233)
	4	0.7424	(0.0295)	0.9496	(0.0299)	1.2359	(0.0145)	0.7451	(0.0218)	0.8714	(0.0288)	1.1215	(0.0226)
	平均 β	0.6673	(0.0118)	0.8011	(0.0116)	0.9711	(0.0138)	0.6678	(0.0115)	0.799	(0.0114)	0.9696	(0.0136)

以87至91年之五年上市公司資料為樣本，依照投資組合的觀察期間（一個月、六個月、一年、兩年），並利用Structural Index和FC Index為財務限制指標分類，以OLS模式估計系統風險，本表呈現在各種假設下的系統風險估計結果。其中1為限制最低的組合，4為限制最高的組合。公司規模大小依照各公司市值排序。括號內值為標準差。

表五GARCH模式所計算出的系統風險與財務限制的關聯性中，發現加入規模因素進行分類後，比上述迴歸模式所驗證的結果更加顯著，在相同的財務限制等級下，隨著公司規模的增加而增加系統風險，可知規模效果在系統風險與財務限制之關係上扮演重要角色。至於在觀察相同規模等級但不同財務限制方面，Structural Index下仍然反映本文的預期，且幾乎具有隨著財務限制的增加而呈現一致遞減系統風險的現象，財務限制最高等級的樣本系統風險，完全且顯著大於財務限制最低等級的系統風險。但在FC Index方面，則不若Structural Index所呈現的一致遞減現象，但若將財務限制分成兩個等級，則發現財務限制相對較高的樣本系統風險，幾乎完全大於財務限制相對較小的樣本。對於在FC Index下，以GARCH的方法無法觀察如OLS下的結果，可見樣本系統風險的差異甚大，產業別因素是否會影響財務限制對系統風險的關連程度，也是一項重要的課題，容後討論。而一些數據似乎顯示系統風險與財務限制的關係呈現U字形，沒有顯現單調的關係，此除了個別公司或產業因素外，此亦可能與Cleary、Povel and Raith(2003)中發現在財務限制下，投資與內部資金呈現U型投資曲線的結果呼應。該文證明當資金為負或不足時（在U型左端），當有外來資金時則立即投資增加且導致系統風險增加；當資金相當充足時（在U字形右端），顯示公司有投資的能力（承擔風險的能力），因此同時增加了投資與系統風險。

表五 財務限制、系統風險與規模效應關聯性之實證結果

		利用 GARCH 模式估計的系統風險											
		Structural Index						FC Index					
		規模小		規模中		規模大		規模小		規模中		規模大	
一 個 月	1	0.3968	(0.0524)	0.6382	(0.0593)	0.8089	(0.0578)	0.6283	(0.0309)	0.7857	(0.0289)	1.0389	(0.0225)
	2	0.6204	(0.0468)	0.7497	(0.0532)	0.7713	(0.0488)	0.6644	(0.0259)	0.8208	(0.0308)	0.9919	(0.0268)
	3	0.5317	(0.0465)	0.5845	(0.0416)	1.0088	(0.0456)	0.7137	(0.0324)	0.9018	(0.0243)	1.0734	(0.0266)
	4	0.6804	(0.0486)	0.8064	(0.0524)	1.1205	(0.0414)	0.6912	(0.0256)	0.8030	(0.0268)	0.8953	(0.0272)
	平均 β	0.5603	(0.0248)	0.6974	(0.0263)	0.9343	(0.0251)	0.6745	(0.0144)	0.8275	(0.0140)	0.9987	(0.0133)
六 個 月	1	0.6479	(0.0258)	0.7648	(0.0249)	0.7910	(0.0281)	0.6159	(0.0265)	0.7957	(0.0285)	1.0159	(0.0240)
	2	0.6881	(0.0226)	0.7259	(0.0242)	0.8698	(0.0216)	0.6781	(0.0261)	0.8360	(0.0291)	0.9847	(0.0277)
	3	0.5651	(0.0235)	0.7336	(0.0282)	1.0783	(0.0229)	0.7329	(0.0301)	0.8869	(0.0239)	1.0856	(0.0267)
	4	0.8089	(0.0307)	1.0439	(0.0242)	1.1922	(0.0174)	0.6792	(0.0266)	0.7878	(0.0296)	0.8689	(0.0286)
	平均 β	0.6790	(0.0136)	0.8197	(0.0142)	0.9853	(0.0137)	0.6764	(0.0138)	0.8271	(0.0140)	0.9902	(0.0138)
一 年	1	0.5969	(0.0256)	0.7979	(0.0248)	0.9023	(0.0270)	0.6417	(0.0306)	0.7562	(0.0292)	1.0493	(0.0248)
	2	0.7147	(0.0265)	0.8839	(0.0310)	0.9704	(0.0305)	0.6749	(0.0220)	0.8463	(0.0300)	0.9717	(0.0266)
	3	0.7101	(0.0243)	0.7958	(0.0252)	0.9634	(0.0288)	0.7553	(0.0321)	0.9302	(0.0243)	1.0954	(0.0276)
	4	0.8121	(0.0303)	0.9316	(0.0279)	1.0962	(0.0237)	0.7018	(0.0252)	0.8412	(0.0260)	0.8904	(0.0277)
	平均 β	0.7084	(0.0138)	0.8523	(0.0139)	0.9818	(0.0142)	0.6934	(0.0139)	0.8434	(0.0140)	1.0016	(0.0138)
兩 年	1	0.6808	(0.0213)	0.7984	(0.0207)	0.8067	(0.0278)	0.6867	(0.0274)	0.7594	(0.0264)	1.0373	(0.0232)
	2	0.7224	(0.0156)	0.7468	(0.0183)	0.8833	(0.0227)	0.6378	(0.0209)	0.8952	(0.0284)	0.9770	(0.0278)
	3	0.6461	(0.0195)	0.7149	(0.0189)	1.1201	(0.0267)	0.7956	(0.0264)	0.9098	(0.0211)	1.0585	(0.0287)
	4	0.8285	(0.0288)	1.0309	(0.0318)	1.2103	(0.0182)	0.6783	(0.0257)	0.8373	(0.0265)	0.8533	(0.0265)
	平均 β	0.7194	(0.0114)	0.8237	(0.0132)	0.9992	(0.0150)	0.7000	(0.0129)	0.8507	(0.0131)	0.9860	(0.0138)

以87至91年之五年上市公司資料為樣本，依照投資組合的觀察期間（一個月、六個月、一年、兩年），並利用Structural Index和FC Index為財務限制指標分類，以GARCH模式估計系統風險，本表呈現在各種假設下的系統風險估計結果。其中1為限制最低的組合，4為限制最高的組合。公司規模大小依照各公司市值排序。括號內值為標準差。

(三) 財務限制、系統風險與產業特性之關係

由於系統風險除了會受財務限制的融資因素影響外，亦深受產業因素營運因素影響。為了可更深入瞭解財務限制對系統風險的影響，有必要對產業特性作一控制與探討。表六描述本文所採用的樣本家數在產業中所佔的比例分配⁷，明顯地看出電子產業佔所有上市公司的產業比例為 44.48% 之高，幾乎佔所有樣本的一半。而無論是從 Structural Index 或是 FC Index 都反應電子產業樣本所佔的比例相當高，在將樣本根據財務限制加以分類後，發現電子產業也非常明顯的集中在財務限制較高的組別上，因此產生樣本產業特性是否會影響結果的疑慮，由於國內電子產業的特性與其他產業有大的差異，所以本文考慮將電子產業抽離原本的樣本群，僅考慮到非電子產業的樣本公司其財務限制與系統風險之關聯性。同樣地以 OLS 及 GARCH 模式驗證，結果如表七所示。當以 Structural Index 分類財務限制時，無論利用 OLS 或 GARCH 模式，在 equal-weighted 時兩年投資組合期間及 value-weighted 的全部皆呈現如前文所驗證的結果，亦即財務限制高的公司其系統風險較高；例如，以 OLS 模式中六個月的投資組合期間財務限制低的公司其系統風險為 0.0004，限制高的公司之系統風險為 0.0015。另外，以 FC Index 分類財務限制時，同樣地無論利用 OLS 或 GARCH 模式，在 equal-weighted 時，財務限制高的公司之系統風險高於財務限制較低的公司；如以 GARCH 模式中的一個月投資組合來看，財務限制較低的公司系統風險 (0.7443)，低於財務限制高的公司系統風險 (0.8626)。但是整體而言，經由 FC Index 的部分來分類財務限制的結果較不顯著，而此現象與前述未考慮產業因素所得到的結果類似，並不因為將電子產業去除而有很大的改變。易言之，即使考慮將較影響結果的電子產業特性因素去除後，發現除了 FC Index 的部分結果外，大部分地實證結果符合財務限制高的公司之系統風險高於財務限制低的公司。而一般公司系統風險是由營運風險與財務風險所構成，本文考慮了產業因素，等於降低營運風險對本文的影響，亦間接強化了財務限制對公司系統風險影響的證據。

⁷以台灣經濟新報資料庫中定義產業類別為依準。

表六 樣本所佔產業比例

產業類別	Structural Index				FC Index		
	所有 樣本 (1)	所有 樣本 (2)	限制低 (3)	限制高 (4)	所有 樣本 (5)	限制低 (6)	限制高 (7)
水泥工業	1.23%	1.93%	0.00%	3.87%	2.63%	0.66%	4.61%
食品工業	3.83%	5.80%	3.87%	7.73%	6.25%	6.58%	5.92%
塑膠工業	3.22%	5.25%	6.63%	3.87%	6.25%	4.61%	7.89%
紡織纖維	8.44%	12.43%	3.31%	21.55%	1.28%	7.89%	17.76%
電機機械	5.21%	5.52%	4.42%	14.36%	4.93%	7.89%	1.97%
電器電纜	2.45%	4.14%	0.55%	0.00%	4.28%	5.26%	3.29%
化學生技醫 療	4.75%	6.63%	5.52%	7.73%	6.25%	5.92%	6.58%
玻璃陶瓷	1.07%	1.38%	0.00%	2.76%	2.30%	2.63%	1.97%
造紙工業	1.07%	1.93%	0.00%	3.87%	2.3%	2.63%	1.97%
鋼鐵工業	3.68%	6.35%	1.10%	11.60%	7.89%	5.92%	9.87%
橡膠工業	1.38%	2.21%	0.55%	3.87%	1.97%	1.32%	2.63%
汽車工業	0.61%	1.10%	0.00%	2.21%	0.99%	1.97%	0.00%
電子工業	44.48%	29.01%	56.91%	1.10%	24.3%	30.92%	17.76%
航運業	2.45%	3.87%	5.52%	2.21%	4.61%	5.26%	3.95%
觀光事業	0.92%	1.66%	0.55%	2.76%	1.32%	0.00%	2.63%
貿易百貨	1.84%	3.31%	4.42%	2.21%	3.95%	3.29%	4.61%
綜合	0.15%	0.28%	0.00%	0.55%	0.33%	0.00%	0.66%
其他	8.13%	7.18%	6.63%	7.73%	6.58%	7.24%	5.92%

本文根據台灣經濟新報資料庫之產業分類標準，分別計算 360 個樣本分類到每一個產業的比率。第 (1) 欄描述所有樣本在產業中的分佈狀況。第 (2) ~ (4) 欄描述在 Structural Index 下，不分限制高低、限制低與限制高下之樣本分佈，第 (1) 欄與第 (2) 欄之差異原因，主要來自在第 (1) 欄的資料中，有部分資料在計算 Structural Index 中資料不足所導致。而在 FC Index 中的解釋則與前相同。

三、財務限制因子與三因子模型

由上述實證結果顯示系統風險與財務限制之關聯性，可以觀察到當公司面臨財務限制越高時，系統風險也越高。在CAPM理論中，系統風險是影響股票報酬的重要因素，因此推測若投資者瞭解存在此財務限制因素，應該會要求系統風險較高的財務限制公司有相對較高的風險貼水。事實上，影響報酬的因素相當多，例如Fama and French(1993)所提出的三因子模型便指出，除了CAPM模式的系統風險以外還有市場因素、公司規模以及淨值與市值比等三個直接影響股票報酬的因子，更有學者提出動能因子來解釋股票報酬。因此在以上文獻基礎下，本文希望瞭解財務限制因子是否構成影響股票報酬的直接影響因素，作法是將財務限制因子加入三因子模型與動能因子後，觀察其是否可以解釋股票報酬。

首先由表八到表九的結果，發現以 Structural Index 的財務限制分類觀察下，財務限制因子在各個三分子的分類水準下，並無法對股票報酬提供顯著的解釋能力。但若聯合三因子模型與動能因子後，發現對股票報酬的解釋能力相當高，但皆無法顯示財務限制因子加入考慮時，可以增加超額報酬的解釋能力。另外，以現金流量、益本比與規模做分類，再以 FC Index 的財務限制值觀察時（即表十一、表十二和表十三的實證結果），亦同樣發現財務限制因子沒有足夠的能力可以直接解釋股票報酬的結果，此結果與 Lamont et al. (2001) 的結果類似。而此發現對投資者而言是有意義且值得重視的現象，因為前文已經驗證財務限制會影響公司的系統風險，但卻發現無法解釋投資者投資的必要報酬率，此時市場投資者投資部分財務限制的股票，既承擔風險，但卻無法獲得應有的風險溢酬，顯然有相當大的潛在損失可能性。然而，環顧國內的財金環境中，除了資訊嚴重不足外，資訊的正確性在博達事件後，又是相當令人爭議的問題。在財務報表資料並無揭露義務之時，投資者在股票市場中須承擔此「額外」風險，是可以理解且是投資者值得關注的地方，在強調公司治理重要性的同時，揭露企業財務限制的情況或發展更具公信力的財務限制指標，應該是另一件重要的課題。

表八 財務限制因子 (Structural Index)、三因子及
動能因子相關性之實證結果 (現金流量價格比)

現金流量 價格比	Structural Index						修正後 R ²
	Constant	Market	SMB	HML	Momentum	FC Factor	
只考慮 FC Factor							
低	-11.08					-22.138	0.0%
	(0.018)					(0.911)	
	-0.466					823.01	3.3%
	(0.910)					(0.000)	
	-0.224					325.65	1.8%
	(0.938)					(0.01)	
高	12.01					-799.6	1.5%
	(0.007)					(0.017)	
考慮所有因子							
低	1.151	0.043	0.0012	-0.0003	99.154	-10.185	99.8%
	(0.422)	(0.126)	(0.216)	(0.481)	(0.000)	(0.441)	
	1.148	0.0667	0.0016	-0.0003	98.235	28.782	98.8%
	(0.638)	(0.171)	(0.335)	(0.604)	(0.000)	(0.299)	
	3.888	0.125	0.0028	-0.0001	93.226	3.005	94.5%
	(0.274)	(0.076)	(0.267)	(0.877)	(0.000)	(0.922)	
高	5.529	0.0887	0.0029	-0.0004	100.244	-36.013	99.2%
	(0.001)	(0.006)	(0.013)	(0.332)	(0.000)	(0.251)	

先以現金流量價格比將樣本進行分類，實證模式中，利用三因子模式加上動能因子（即以各別公司在投資組合形成前十二個月之平均報酬來估算），以分析財務限制因子是否影響股票報酬。此財務限制指標是依據Structural Index將樣本做分類，括號值內為P-value。

表九 財務限制因子 (Structural Index)、三因子及
動能因子相關性之實證結果 (益本比)

益本比	Structural Index						修正後 R ²
	Constant	Market	SMB	HML	Momentum	FC Factor	
只考慮 FC Factor							
低	3.476					600.37	3.1%
	(0.525)					(0.037)	
	3.706					573.426	3.3%
	(0.466)					(0.032)	
	6.036					274.41	0.5%
	(0.198)					(0.39)	
高	7.433					479.92	0.5%
	(0.353)					(0.406)	
考慮所有因子							
低	-3.453	0.0248	0.0037	-0.0002	97.755	33.722	94.2%
	(0.637)	(0.864)	(0.473)	(0.887)	(0.000)	(0.656)	
	5.916	0.198	0.0058	-0.0001	96.738	6.657	94.9%
	(0.359)	(0.131)	(0.219)	(0.962)	(0.000)	(0.920)	
	4.702	0.116	0.0029	0.0005	99.088	-62.724	98.8%
	(0.084)	(0.031)	(0.128)	(0.938)	(0.000)	(0.094)	
高	10.63	0.218	0.0074	-0.0011	100.107	-14.484	99.7%
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.029)	(0.000)	(0.681)	

先以益本比將樣本進行分類，實證模式中，利用三因子模式加上動能因子（即以各別公司在投資組合形成前十二個月之平均報酬來估算），以分析財務限制因子是否影響股票報酬。此財務限制指標是依據Structural Index將樣本做分類，括號內值為P-value。

表十 財務限制因子 (Structural Index)、三因子及
動能因子相關性之實證結果 (規模)

Structural Index							
規模	Constant	Market	SMB	HML	Momentum	FC Factor	修正後 R ²
只考慮 FC Factor							
規模小	-5.783					-292.171	0.5%
	(0.161)					(0.165)	
	-5.143					211.363	0.3%
	(0.180)					(0.297)	
	2.445					270.347	0.5%
	(0.568)					(0.173)	
規模大	4.256					640.714	3.1%
	(0.246)					(0.001)	
考慮所有因子							
規模小	0.916	0.0358	0.0007	0.0003	99.275	-21.288	99.2%
	(0.289)	(0.289)	(0.540)	(0.486)	(0.000)	(0.272)	
	7.656	0.1840	0.0058	-0.0007	98.012	-08.778	97.6%
	(0.008)	(0.001)	(0.004)	(0.254)	(0.000)	(0.79)	
	2.114	0.0602	0.0011	-0.0002	99.066	-13.174	98.1%
	(0.482)	(0.313)	(0.59)	(0.2747)	(0.000)	(0.637)	
規模大	0.223	0.0280	0.0006	0.0005	98.17	34.3	99.1%
	(0.909)	(0.468)	(0.66)	(0.244)	(0.000)	(0.090)	

先以規模將樣本進行分類，實證模式中，利用三因子模式加上動能因子（即以各別公司在投資組合形成前十二個月之平均報酬來估算），以分析財務限制因子是否影響股票報酬。此財務限制指標是依據Structural Index將樣本做分類，括號內值為P-value。

表十一 財務限制因子 (FC Index)、三因子及
動能因子相關性之實證結果 (現金流量價格比)

FC Index							
現金流量 價格比	Constant	Market	SMB	HML	Momentum	FC Factor	修正後 R ²
只考慮 FC Factor							
低	-10.68					-0.717	1.6%
	(0.007)					(0.013)	
	2.443					0.0014	0.0%
	(0.528)					(0.752)	
	2.758					0.0068	0.0%
	(0.335)					(0.697)	
高	4.732					0.0019	0.0%
	(0.149)					(0.716)	
考慮所有因子							
低	0.713	0.0288	0.0009	-0.0002	99.328	0.0129	99.7%
	(0.572)	(0.249)	(0.330)	(0.525)	(0.000)	(0.459)	
	2.644	0.0895	0.0020	-0.0003	98.156	0.0002	99.2%
	(0.156)	(0.016)	(0.124)	(0.509)	(0.000)	(0.667)	
	4.427	0.129	0.0039	-0.0002	98.705	0.0001	98.7%
	(0.014)	(0.000)	(0.003)	(0.586)	(0.000)	(0.622)	
高	5.234	0.0869	0.0029	-0.0004	100.267	-0.0001	99.2%
	(0.001)	(0.006)	(0.011)	(0.320)	(0.000)	(0.837)	

先以現金流量價格比將樣本進行分類，實證模式中，利用三因子模式加上動能因子（即以各別公司在投資組合形成前十二個月之平均報酬來估算），以分析財務限制因子是否影響股票報酬。此財務限制指標是依據FC Index將樣本做分類，括號內值為P-value。

表十二 財務限制因子 (FC Index)、三因子及
動能因子相關性之實證結果 (益本比)

益本比	FC Index						修正後 R ²
	Constant	Market	SMB	HML	Momentum	FC Factor	
只考慮 FC Factor							
低	7.995					-0.0643	0.1%
	(0.164)					(0.78)	
	5.931					0.0027	0.3%
高	(0.218)					(0.541)	
	7.223					0.0019	0.1%
	(0.117)					(0.687)	
	10.816					0.0119	0.2%
	(0.097)					(0.619)	
考慮所有因子							
低	3.322	0.112	0.0031	-0.0003	97.753	0.0339	98.8%
	(0.302)	(0.078)	(0.182)	(0.713)	(0.000)	(0.187)	
	9.274	0.262	0.0081	-0.0007	97.305	0.0005	97.5%
高	(0.026)	(0.002)	(0.000)	(0.437)	(0.000)	(0.423)	
	1.182	0.0319	0.0006	0.0005	99.102	-0.0001	97.3%
	(0.777)	(0.702)	(0.852)	(0.613)	(0.000)	(0.923)	
	8.924	0.182	0.0058	-0.0007	100.1	0.002	99.7%
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.113)	(0.000)	(0.127)	

先以益本比將樣本進行分類，實證模式中，利用三因子模式加上動能因子（即以各別公司在投資組合形成前十二個月之平均報酬來估算），以分析財務限制因子是否影響股票報酬。此財務限制指標是依據FC Index將樣本做分類，括號內值為P-value。

表十三 財務限制因子 (FC Index)、三因子及
動能因子相關性之實證結果 (規模)

規模	FC Index						修正後 R ²
	Constant	Market	SMB	HML	Momentum	FC Factor	
FC Factor Only							
規模 小	-9.125					-0.0037	0.0%
	(0.007)					(0.796)	
	-4.994					-0.0149	0.0%
規模 大	(0.072)					(0.76)	
	4.851					0.0022	0.1%
	(0.262)					(0.664)	
	7.649					0.0018	0.0%
	(0.029)					(0.743)	
All Factor							
規模 小	0.538	0.0322	0.0007	0.0003	99.31	0.0003	99.20%
	(0.747)	(0.338)	(0.579)	(0.435)	(0.000)	(0.83)	
	4.384	0.1200	0.0032	-0.0005	98.593	-0.0038	98.45%
規模 大	(0.021)	(0.002)	(0.020)	(0.223)	(0.000)	(0.54)	
	3.863	0.1030	0.0032	-0.0004	99.596	0.0002	99.6%
	(0.007)	(0.000)	(0.002)	(0.235)	(0.000)	(0.597)	
	2.419	0.0585	0.0019	-0.0000	98.567	-0.0000	99.3%
	(0.128)	(0.059)	(0.078)	(0.978)	(0.000)	(0.929)	

先以規模將樣本進行分類，實證模式中，利用三因子模式加上動能因子（即以各別公司在投資組合形成前十二個月之平均報酬來估算），以分析財務限制因子是否影響股票報酬。此財務限制指標是依據FC Index將樣本做分類，括號內值為P-value。

伍、結論與建議

本文以市場模式來衡量系統風險，並依Structural Index和FC Index兩指標所分類的財務限制樣本進行實證分析，探討系統風險與財務限制的關聯性，同時剖析財務限制因子是否為解釋股票報酬的重要因子。經由實證結果得知，當公司財務限制越高時，其所面臨的系統風險幾乎都比較高。針對不同財務限制指標、不同系統風險估計方法與不同的投資組合期間，分別進行驗證系統風險與財務限制的關聯性時，Structural Index有顯著一致性的實證結果，而在FC Index部分就必需在考慮規模效果後才有較為顯著的現象產生。

在不同估計系統風險的方法中，本文利用普通最小平方法與 GARCH 模式進行估算系統風險之值來驗證與財務限制的關聯性，實證結果發現兩種衡量方式的結果大致相同，此與國內學者⁸所推測的結果類似，利用不同估計系統風險的方式並不會使實證結果產生重大差異。在不同投資期間的個別驗證下，本文發現投資組合擁有期間越長，越能看到系統風險與財務限制之間的單調遞增關係，此與公司系統風險期別效果有關 (The Intervalling Effect)。雖然目前尚無任何文獻可以對此下定論，但至少可以直覺期間太短，可能無法得到系統風險之完整觀察。

當考慮 Fama and French(1992、1993)所提出的三因子模型中市場因素、公司規模以及淨值與市值比等三個解釋股票報酬的因子後，本文進行剖析財務限制因子、三個 Fama and French 因子和動能因子之間的關係。由實證結果得知無論採用何種分類 (指現金流量價格比、益本比或規模三種)，在財務限制因子加入三因子模型與動能因子後，皆無法看出財務限制因子對股票報酬有顯著的解釋能力。而以上結果，不論採用 Structural Index 與 FC Index 何種指標來分類，都沒有改變原先的觀察。

雖然本文沒有直接如過去文獻，試圖找出影響公司系統風險的因素，而且認為該等工作是相當艱鉅且難以達成的目標。但本文的貢獻是聚焦在市場投資者很

⁸請參閱蔡佳賓 (民 89) 一文。

容易忽略，但對企業經營有相當重要的因素-財務限制的主題上，在嘗試使用多種指標與驗證方法下，本文的實證結果相當支持財務限制會影響公司的系統風險，財務限制可能透過融資槓桿或營運槓桿，而間接的促使提昇公司的系統風險。由於財務限制的資料難尋且不容易揭露，同時在目前市場並無較具公信力的指標的情況下，投資者蒙受比預期有更高的風險，除了反應投資者的投資困境外，也希望政府或學術界可以正視此問題，使資訊更加的透明化，讓投資者所估算的必要報酬率可以更加獲得保障。

參考文獻

1. 李春旺、劉維琪、高孔廉 (1989), 「股價行為與規模效應：台灣股票市場實證研究」, 管理評論, 99-121。
2. 李憲杰 (1993), 「一般化自我迴歸條件異質性變異數模型參數之選定、估計與檢定」, 國立成功大學工業管理研究所。
3. 周志隆 (1990), 「股票風險波動之研究—異質條件變異數分析法」, 國立台灣大學商學研究所。
4. 陳安琳、李文智、葉仲康 (2000), 「系統風險規模效果對股票報酬的影響」, 中華管理評論, 1-14。
5. 蔡佳賓 (2000), 「公司貝他值估計之研究—期別與離群效果」, 私立東海大學企業管理研究所。
6. Banz, Rolf W., (1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
7. Bernanke, B., and M. Gertler, (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, 79, 14-31.
8. Black, F. M. C., Jensen, M. C., and Scholes, M., (1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Test," *Studies in the Theory of Capital Market*, Praeger Publishers, New York.
9. Black, F. M. C., (1993), "Beta and Return," *Journal of Portfolio Management*, 20, 8-18.
10. Blume, M., (1971), "On the Assessment of Risk," *Journal of Finance*, 26, 1-10.

11. Bond, S., and J. G. Cummins, (2001), "Noisy Share Prices and the Q Model of Investment," working paper, Oxford University.
12. Calstrom, C. T., and T. S. Fuerst, (1997), "Agency Costs, Net worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis," *American Economic Review*, 87,893-910.
13. Cleary, S., (1999), "The Relationship between Firm Investment and Financial Status," *Journal of Finance*, 54, 673-692.
14. Cleary, S., P. Povel and M. Raith, (2003), "The U-shaped Investment Curve: Theory and Evidence," *Social Science Research Network*, 1-48.
15. Cohen, K. J., G. A. Hawawini, S. F. Maier, R. A. Schwartz and D. K. Whitcomb, (1983), "Friction in Trading Process and the Estimation of Systematic Risk," *Journal of Financial Economics*, 12, 263-278.
16. Cooper, R., and J. Ejarque, (2001), "Exhuming Q: Market Power versus Capital Market Imperfections," working paper, Boston University.
17. Erickson, T., and T. Whited, (2000), "Measurement Error and the Relationship between Investment and Q," *Journal of Political Economy*, 108, 1027-1057.
18. Fama, Eugene F., and Kenneth R., French,(1992), "The Cross-section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, 47, 427-465.
19. Fama, Eugene F., and Kenneth R., French, (1993), "Common Risk Factor in the Return on Stock and Bonds," *Journal of Financial Economics*,33,3-56.
20. Fama, Eugene F., and J. MacBeth, (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Test," *Journal of Political Economy* ,81, 607-613.
21. Fazzari, Steven M., R. Glenn Hubbard, and Bruce C. Petersen, (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economics*, 19, 141-195.
22. Gilchrist, S., and C. Himmelberg,(1998), "Investment, Fundamentals and Finance," *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, Mass.
23. Gomes, J., (2001), "Financing Investment," *The American Economic Review*.

- 91, 1263-1285.
24. Handa. P., S. P. Kothari, and C. Wasley, (1989), "The Relation between the Return interval and Betas: Implication for the Size Effect," *Journal of Financial Economics*, 23, 79-100.
25. Hawawini, Gabriel, (1983), "Why Beta Shifts as the Return Interval Changes," *Financial Analysts Journal*, 39, 73-77.
26. Hubbard, R. G., A. Kashyap, and T. Whited, (1995), "Internal Finance and Firm Investment," *Journal of Money Credit and Banking*, 27, 683-701.
27. Kaplan, Steven N., and Luigi Zingales, (1997), "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169-215.
28. Keim, D. B., (1983), "Size-related Anomalies and Stock Return Seasonality," *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
29. Kothari, S. P., and Sloan, R.G., (1995), "Another Look at the Cross-section of Expected Stock," *Journal of Finance*, 50,185-224.
30. Kiyotaki, N., and John Moore, (1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105,211-248.
31. 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.
32. Lamont, O., Polk, C., and J. Saa'-Requejo, (2001), "Financial Constraints and Stock Returns," *Review of Financial Studies*, 14,529-544.
33. Lev, B., (1974), "On the Association Between Operating Leverage and Risk," *Journal of Financial and Quantitative*,9,627-642.
34. Linener. J., (1965), "The Valuation of Asset and the Selection of Risk Investment in Stock Portfolio and Capital Budgets," *Review of Economic and Statistics*,47, 13-37.
35. Love, I., (2003), "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model," *Review of*

- Financial Studies, 16, 765-791.**
- 36. Maestro, Miguel and Pindado, (2003), "Financial Constraints: Models and Evidence from International Data," Working Paper, Salamanca University.**
- 37. Modigliani, F., and M. Miller, (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," American Economic Review, 48, 261-297.**
- 38. Newey, W., and K. West, (1987), "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation," International Economic Review, 28, 777-787.**
- 39. Reilly, Frank K., and Wright D. J., (1988), "A Comparison of Published Betas," The Journal of Portfolio Management, 14, 64-69.**
- 40. Roll, R., and Ross, S. A., (1994), "On the Cross-sectional Relation between Expected Returns and Betas," Journal of Finance, 49,101-122.**
- 41. Sharpe William F., (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," Journal of Finance, 19, 425-442.**
- 42. Whited, Toni M., (1992), "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data," Journal of Finance, 47, 1425-1461.**
- 43. Whited, Toni M., and Guojun Wu, (2003), "Financial Constraints Risk," working paper University of Wisconsin.**
- 44. Zhangkai Huang, (2001), "Financial Constraints and Investment-Cash Flow Sensitivity," Social Science Research Network, 1-32..**