

電子產業資本結構與營運績效之非線性關聯性研究— 縱橫門檻效果分析

聶建中*

劉文謙**

摘 要

本研究即主要在探討財務槓桿的運用與公司價值之間之互動關係，運用縱橫門檻（Panel Threshold）自我迴歸模型，檢測是否存在一最適負債門檻值，使公司價值之走勢受到負債比率之影響而呈現上下不對稱之兩個以上區間關係。而本研究分別以資產報酬率、權益報酬率、每股淨值、每股盈餘及 Tobin q 值五個變數為公司價值標準，檢定是否存在一最適負債門檻值。實證結果發現，只有 Tobin q 值存在單一門檻效果，且其兩區間之影響係數（ β_1 及 β_2 ）皆呈現正向變動關係，但其中係數 β_2 為相當不顯著，此結果與本文所臆測公司價值於負債比率門檻上下，呈現一正一負的非線性關係有所差異。故建議公司經理人應有限度的運用財務槓桿以提高公司之價值及經營績效。

關鍵詞：門檻效果、縱橫門檻迴歸、公司價值、負債比率、財務槓桿

* 淡江大學財務金融系所副教授兼系主任

Tel：886-2-26215656ext.2591. Fax：886-2-26214755. E-mail：niehcc@mail.tku.edu.tw

** 淡江大學財務金融學系

壹、緒論

近十多年來，我國隨著全球科技與經貿的高度發展，以及國際間貿易限制逐漸消除，導致市場上的供需亦產生相當大幅度之變動，迫使我國的產業型態也隨之有大幅度改變，過去我國在全球分工體系中，主以勞力優勢進行生產加工及勞力代工獲取利潤，但隨著對岸中國大陸及其他落後國家經貿的興起，使我國勞工產本相對急速攀升，以及其後於民國 91 年我國正式加入 WTO 與兩岸經貿之間逐漸改採開放性政策，再加上原有之能源不足、土地廠房取得不易及國內市場有限等問題，迫使我國產業定位不得不從過去的傳統勞力密集型產業轉型成朝向設計、研發及行銷等高科技及高附加價值型產業邁進；高科技及高附加價值型產業相對於我國過去所屬勞力密集型產業而言，具有技術密集、資本密集以及產品生命週期短暫等特性，而此三特性之共通點為皆有資金之高度需求，故資本結構 (Capital Structure) 對於高科技及高附加價值型產業就變成相當重要之課題，而最具高科技及高附加價值代表性的產業為電子資訊產業，故本研究即為針對我國上市之電子資訊產業其負債比率做探討。

一般而言，公司經營皆會有財務槓桿之應用，然而舉債經營卻又有如一刀之兩刃，適度之舉債將替企業帶來節稅利益，但過度舉債卻又可能替企業帶來更高的財務風險，所以如何於兩者之間做一適當之取捨，對於公司營運績效及未來前景就有決定性之影響。一般而言，企業的資金來源為二，一為負債資本 (Debt Capital)、另一為權益資本 (Equity Capital)，而在此二者之間必須做一最適之分配，若使用較高程度的財務槓桿，其負債所產生的槓桿關聯性成本將大幅度增加，雖然舉債所產生之利息費用可以產生節稅效果以及對管理當局正當管理誘因的增進、提高股東的利潤及進而增加公司經營績效，提高公司價值，但若過度舉債，卻又會使公司陷入財務危機，因舉債連帶會產生破產成本、代理成本、負債成本，而造成公司價值降低，所以如何找出最適的資本結構負債比率對於一企業而言實為相當重要之目標；資本結構理論，在過去已有許多學者致力於此方面之研究，而大致上又可分為兩派，一為主張槓桿有關論，如：Modigliani and Miller (1963) 的稅盾優惠理論：考慮公司所得稅存在的情況下，由於債息的節稅效果，公司舉債可以使企業的資金成本降低，公司價值增加；Miller (1977) 則另外考慮個人綜合所得稅後，導出非線性「負債相對節稅利益」公式，得到負債相對節稅利益不同比例下，財務槓桿增加之有利、不利、及無關之區間。而「抵換理論」(Trade-off Theory) 則考量到「破產成本」(Bankruptcy Costs) 與「代理人成本」(Agency Costs) 對稅盾 (Tax Shield) 之抵銷作用。其二為主張槓桿無關論，主要以 Modigliani and Miller (1958) 的「資本結構無關論」為代表，認為公司價值與負債比率無關。

而探討槓桿關聯成本等理論包括有：抵換理論(Trade-off Theory)、融資順位理論(Pecking Order Theory)、代理成本(Agency Costs)及自由現金流量假說 (Free cash flow hypothesis)：關於「抵換理論」：可見於 Erik (2002) 藉由探討「購回

公司流通在外股票」(self-tender offers) 是否可以達到最適資本結構，並指出藉由負債所得到的稅盾利益可提高公司之價值，但此利益卻又將被因負債程度增加而帶來的槓桿關聯成本所抵銷，故此負債比率必須高於在抵換模型中預測之最適負債比率。「融資順位理論」：可見於 Myers and Majluf (1984) 提出當公司做融資及投資決策時，對於資金需求之融資順序為內部資金、舉債、及發行新股。其他尚包括 Shyam-sunder and Myers (1999) 及 Chirinko (2000) 對於融資順位理論更進一步之探討。關於舉債所帶來之「代理成本」，Jensen and Meekling (1976) 考慮代理關係對公司資本結構之影響，由於公司經理人常以自身利益為其最大決策原則，但滿足公司經理人財富最大化之投資決策，並非同等於股東財富極大化，此二者間因立場不同所產生的利益衝突就稱為「權益代理成本」，而債權人與股東之間因立場不同所產生的利益衝突就稱為「負債代理成本」，並指出權益代理成本與負債比率之間呈現負向關係，負債代理成本則與負債比率呈現正向關係，即公司負債比率的提高相對會提高公司的代理成本。Kim and Sorensen (1986) 亦指出負債比率與代理成本之間呈現正向關係；此外，並指出高成長公司通常採用低負債比、高營運風險公司通常採用高負債比以及公司的規模大小與負債比率高低並沒有關聯。Jensen (1986) 「自由現金流量假說」則指出若公司存在代理問題，則自由現金流量較高之公司，容易造成管理當局有浪費資源及不當投資行為，如投資於 NPV (Net Present Value) 小於 0 之投資方案，故負債比率提高則可降低自由現金流量，進而提高公司之價值。其他有關探討自由現金流量的學者尚包括有 Lang, Stulz and Walkling (1991) and Nohel and Tarhan (1998)。

近幾年內，綜觀國內外亦有相當多之學者研究探討公司是否存在一最適之資本結構，包括有：Castanias (1983) 運用稅盾—破產成本 (TS-BC) 假說的代表性預測，探討是否存在最適資本結構，指出藉由財務槓桿的運用可帶來稅盾的利益，但另一方面亦帶來破產成本的產生，所以使企業競相追求其各自之最適負債比率。而 Altman (1984) 則藉由比較預期破產成本的現值與來自於財務槓桿運用所產生之利息費用的稅盾利益現值，證明財務槓桿的運用確實與公司價值有關。Philosophov (1999) 藉由比較公司破產前後之股價折現值，指出其會受到負債比率 (D/E ratio) 高低的影響，然而負債比率卻又直接影響到公司破產機率高低，故建議吾人追求最適負債比率經營；此外，並指出負債比率卻受到公司獲利力高低、流動性大小以及總體環境等因素之影響。Leland (1996) 探討公司之最適資本結構與長短期負債運用之關聯性，指出公司運用長期負債雖有較高之稅盾利益，但破產及代理成本卻亦較高；而短期負債之稅盾利益雖較不顯著，但相對而言，其破產風險及代理成本亦較低。DeAngelo and Masulis (1980) 則對 Miller's leverage irrelevancy theory (1977) 做延伸探討，衡量公司在考慮公司稅及個人所得稅後，負債比率與公司價值之關係。而 Flath and Knoeber (1980) 則運用最小平方法 (OLS) 探討稅賦及破產成本之關聯性，指出公司資本結構的變動是因為營運風險的差異而非負債所帶來之稅盾利益，而暫時性的公司負債比率提高通常主要是因為稅法的改變所造成。

探討決定公司資本結構組成因素的學者包括有：Titman and Wessels (1988) 指出現實經濟體系中存在的負債工具並非如過去的研究所探討的整合性總負債的測量，實際上應包括有長期債券、短期債券及可轉換債券等區分，故其針對個別債券種類去做探討，並指出短期負債比率高低和公司規模大小呈現負向關係。Burgman (1996) 則指出跨國性企業的資本結構受到政治風險、匯率風險以及較高的代理成本所影響，並指出國際性的多角化經營對於跨國性企業而言並無法降低其盈餘的波動性。Erwan (2001) 則對公司資產流動性大小與資本結構之關係做探討。Bergman and Callen (1991) 則提出無形資產（如商譽等等）佔公司資產結構的比例越大時，公司其負債比率相對較小，其呈現負向之關聯性。

過去針對電子資訊產業之負債比率做探討的國內外學者包括有：Whiting (1991) 指出電子產業相對於其他傳統一般產業則運用較高之財務槓桿。吳盛潭 (2001) 提出公司資本結構存在一合理區間，並以台灣電子業上市公司為研究對象去探討，於第一階段透過相關分析及多元迴歸分析，驗證電子業上市公司資本結構之影響因素，而第二階段則針對電子業之特定樣本公司，運用電腦模擬分析推估其合理負債比率的可能範圍，並驗證其實際負債比率是否落在此區間內。黃重裕 (1998) 則針對我國新竹科學園區產業融資行為做實證研究，指出(1) 不論從產業別、公司規模大小或整體產業皆顯示新竹科學園區產業之融資行為符合融資順序之現象。(2) 公司之負債比率與產業別及公司規模大小無關，由此可見公司之負債比率高低並不因不同的產業或公司規模大小而受到影響。此結果與一般文獻所記載的有不一致之情形，值得學者對此現象進一步加以探討。(3) 公司之負債比率與其最適負債比率並不一致，即公司之負債比率並未依其所認為最適之負債比率而調整。此外，探討電子產業之國內文獻尚包括有：劉建良 (1996) 和吳景富 (1996) 相關人等。

分析推論公司其可能之最適資本結構的範圍，在過去文獻中學者大多運用「電腦模擬分析」(simulation analysis)，包括有 Bradley, Jarrell, Kim and Mikkelson (1984) 從理論及實證兩方面探討，指出公司確實存在一最適負債比率，並藉由運用模擬分析指出負債比率和盈餘波動性呈現負向關係。黃重裕 (1998) 以電腦模擬（情節分析）方式，針對資訊電子業中特定公司分析推論其可能之最適資本結構的範圍。吳盛潭 (2002) 亦透過電腦模擬的方式，針對電子業之特定樣本公司，推估其合理負債比率的可能範圍，並驗證其實際負債比率是否落在此一區間。但過去學者運用之電腦模擬法皆為針對個別產業之特定公司，故在資料選取方面太過於主觀且對於整體產業而言代表性並不足夠。

故本文之研究即在運用 Hansen (1999) 所發展之縱衡門檻 (Panel Threshold) 迴歸方法，探究資本結構可能存在一最適之負債比率，認為當負債比率在小於一門檻 γ 值時，其與公司之價值會成正相關之關係，也就是說企業經理人於此時提高負債比率時，可有效提高公司經營績效，進而提高公司之價值，達到股東財富最大化之目標；相反的，當負債比率大於一門檻 γ 值時，其與公司價值之關係將呈現負相關，亦表當企業經理人於此時提高負債比率，原有的稅盾效益將因為槓

桿關聯成本的提高而被抵換，造成公司的財務風險提高，實際價值因而隨之降低。

而公司價值及經營績效變數的決定，本研究為了有一全面性之考量，故包括有會計盈餘為衡量公司價值指標的資產報酬率、權益報酬率、每股盈餘以及每股帳面價值，以及從公司內部無形資產價值與未來成長機會為衡量公司價值及經營績效指標的 Tobin q 值，故被解釋變數共選取五變數，將分別針對其個別之門檻效果做探究。

解釋變數則為負債比率，而由於過去研究中包曉天（2001）指出由於台灣企業舉債融資常有以短支長的現象，故其以總負債比率與長期負債比率衡量資本結構。而本研究對於負債比率的衡量亦為「總負債帳面價值」除以「總資產帳面價值」。

另再考慮因影響公司價值及經營績效並非只限於負債比率，故本研究另再加入以下控制變數，包括有：股票股利、管理者持股比率、總資產成長率和轉投資比率。一般而言，股票股利為公司以自身的股票做為股利發放給股東，一方面會造成公司保留盈餘（Retained earning）或資本公積（Paid-in-capital）的減少，另一方面又會增加股本，稱為無償配股或盈餘（資本公積）轉增資，所以當公司發放股票股利時，實際上只有造成資產負債表的結構改變，對於公司實際未來現金流量並沒有影響，也就是說並無法對公司或股東帶來實質的利益，但卻會產生訊號發射的效果。賴佩瑜（2001）就指出對於台灣而言，投資者有偏好股票股利大於現金股利的現象，且普遍將發放股票股利視為一利多消息，因就公司立場而言，股票股利發放會影響公司股價，而公司管理當局常被以每股股價或每股盈餘最為績效衡量標準，所以公司管理當局通常只有在對於公司未來績效具一定的信心下才會發放股票股利，故此可用來推斷或預期公司的經營績效及營運品質。理論上，公司經理人持股比率與公司價值會呈現正向關係，因管理者持股比率較高的話，可以降低公司代理問題的產生，沈立平（2003）運用聯立迴歸模型探討公司股權結構（管理者持股、機構投資者持股）、財務決策（投資決策、負債決策、股利決策）與公司價值間關係，實證結果發現，高科技產業中，管理者持股與公司價值為正向內生關係。總資產成長率為總資產增減額除以去年同期總資產，代表公司的成長機會高低，陳建宏（2001）藉由各種財務比率連結與獲利能力之關聯性，分析本國上市商業銀行獲利能力有顯著關係之關鍵因素，指出獲利能力與成長力因素亦有顯著關連性，尤其是總資產成長率，當總資產成長率超越同業，表示其市場佔有率逐漸擴張，獲利亦會成長。本文採取包曉天（2001）對於轉投資程度的定義：轉投資比率為長期投資帳面價值除以總資產帳面價值；轉投資比率代表的是公司多角化經營程度，其可能替公司帶來分散風險的效果但亦可能反而由於公司跨足非自身熟悉之產業相反的反而使公司暴露於更高的風險之下。陳明道（2002）就探討轉投資活動及業外盈餘對企業評價與風險之影響，並且以 Tobin q 值及系統風險（ β ）做為評量公司價值及風險之替代變數，實證結果顯示轉投資率與 Tobin q 間關係不顯著，但卻與系統風險呈現正向關係，顯示轉投資率與公司的價值並無明顯之關係存在，相反的卻讓公司陷入較高的系統風險之

下。

本研究將選取最具高科技及高附加價值代表性的電子資訊產業為研究對象，資料選取為我國上市之電子資訊產業，考量資料完整性及代表性後，共計選取我國上市電子資訊產業公司 20 家，研究期間為自 1993 年起至 2002 年，全部共計 10 年，研究期間對我國高科技產業影響較鉅的事件包括有：1995 年台海危機、1997 年亞洲金融風暴、1999 年 921 大地震及 2000 年總統大選等重大事件，資料來源為「台灣經濟新報資料庫」、「台灣證券交易所—公開資訊觀測站」及「證券基金會」。

以下本文第二部分為資料來源與分析，第三部分為研究方法探討，第四部分列出實證結果並加以探討，第五部分為對本文負債比率對公司價值及經營績效之實證探討做出結論。

貳、資料來源與分析

本研究將選取最具高科技及高附加價值代表性的電子資訊產業為研究對象，資料選取為我國上市之電子資訊產業，變數選取分為三部份：第一部份為被解釋變數部分，變數包括有以會計盈餘為衡量公司價值指標的資產報酬率、權益報酬率、每股盈餘以及每股帳面價值，資料來源皆為台灣經濟新報資料庫，此外，由於上述四指標主要是評估以會計帳面上評估公司過去的經營績效，故為了彌補無法完全反映出公司無形資產與真實價值所造成的缺失，還包括從公司內部無形資產價值與未來成長機會為衡量公司價值及經營績效指標的 Tobin q 值，即為公司的市場價值與重置成本之比，統計量計算方法為根據 Chung and Pruitt (1994) 所修正之 Tobin q 值計算公式，為公司普通股市值加上特別股市值再加上債券價值之後再除以總資產的帳面價值，而其中債券價值為流動負債減流動資產再加上長期負債的帳面價值，各變數皆為選取自台灣經濟新報資料庫。第二部份為解釋變數，變數選取為負債比率，然而考慮由於台灣企業舉債融資常有以短支長的現象，故以「總負債帳面價值」除以「總資產帳面價值」為計算公式。第三部份為控制變數，包括有每股股票股利、管理者持股比率、轉投資率與總資產成長率，其中轉投資比率為長期投資帳面價值除以總資產帳面價值，代表的是公司多角化經營程度，上述各變數資料來源亦選自台灣經濟新報資料庫。此外，於考量資料完整性及代表性後，本研究共計選取我國上市電子資訊產業公司 20 家，研究期間為自 1993 年起至民國 2002 年，全部共計 10 年，為一平衡式縱橫資料(balanced panel data)，計有觀測值比數有 200 筆，期間對我國高科技產業影響較鉅的事件包括有：95 年台海危機、97 年亞洲金融風暴、99 年 921 大地震及 2000 年總統大選等重大事件。本研究同時也對資料做了一些基礎的統計敘述，表 1 為五項被解釋變數的平均值與標準差，表 2 為解釋變數——負債比率的平均值與標準差，藉由表 1 及表 2 可以驗證吾人實證所求得之門檻值是否合理。另外表 3 及表 4 則為五項被解釋變數及解釋變數——負債比率各年的平均值與標準差；而圖 1 至圖 5 為

五個被解釋變數各年的平均值及標準差走勢圖，而圖 6 為解釋變數——負債比率各年的平均值及標準差走勢圖。

參、研究方法

由於本文為一縱橫資料 (Panel Data) 之研究，故研究方法將參照 Hansen (1999) 所發展之縱橫門檻 (Panel Threshold) 方法，進行平衡式縱橫資料 (balanced panel) 門檻效果分析，實證研究公司財務槓桿運用對於公司價值及經營績效的影響。

一、由來

門檻模型最早是由 Tang (1978) 所提出，Tang 在 1978 年提出門檻自我迴歸 (Threshold Autoregression, TAR) 模型之後，對於應用在非線性時間序列模型 (non-linear time series model) 上，就成為財務及經濟研究議題上廣受歡迎的模型之一。因 TAR 模型運用在實證模型上時，具有可以以較客觀之方法以門檻變數 (Threshold variable) 來決定分區點，進而利用門檻變數的觀察值估計出適合的門檻值，避免一般研究者所使用的主觀判定分區點法所造成之缺點。

估計門檻自我迴歸模型時，必須先檢定模型中的門檻效果 (Threshold effect) 是否存在，模型設定為在虛無假設成立的假設下時，門檻效果並不存在，而又因會有擾攘 (unisance) 參數的存在，使得傳統檢定統計量的分配會成為非標準 (non-standard) 分配，此即為 'Davies' Problem¹，Hansen (1999) 則建議以拔靴 (Bootstrap) 法求其檢定統計量的漸進分配，以檢定模型之門檻效果。

此外，在當虛無假設不成立，即門檻效果存在時，Chan (1993) 證明出當門檻效果固定時，門檻的最小平方估計式會具有超一致性 (superconsistent)，於是推導其漸進分配，但又證明出此分配會受到擾攘參數的影響而成為高度非標準化分配 (non-standard distribution)，造成不適合作為統計推論之用的問題。針對此問題，Hansen (1999) 模擬以最大概似比檢定 (Likelihood ratio test) 法求取檢定統計量之漸進分配，進而檢定模型之門檻效果。

而由於傳統最小平方法對於非線性估計並不易，Hansen (1999) 提出以兩階段線性最小平方法來對於縱橫資料的門檻模型設定及其估計與檢定。首先於第一階段先設定門檻值 (γ)，在經由最小平方法，個別求得殘差平方和 (sum of square errors, SSR); 第二階段在利用於第一階段求得之殘差平方和反推算估計之門檻值 ($\hat{\gamma}$)。最後，再利用此估計之門檻值求取各區之迴歸係數以進行結果分析。

二、單一門檻模型設定

本文為探討公司財務槓桿運用對於公司價值及營運績效門檻效果的衡量，一

¹ 'Davies' Problem 為由於擾攘參數的存在，造成傳統檢定統計量會有非標準分配問題 (參照 Davies, 1977, 1987)，其後被 Andrews and Ploberger (1994) 和 Hansen (1996) 所重新檢定。

般而言，適度的財務槓桿運用可產生稅盾效果，進而提昇公司價值及營運績效，然而過度的財務槓桿運用卻又替公司帶來負面之槓桿關聯成本，造成公司價值及營運績效的降低，故吾人臆測在當負債比率低於一門檻值(γ)時，此時負債比率與公司價值及營運績效之間為一正向之關係，而負債比率高於一門檻值(γ)時，卻又由於槓桿關聯成本的提高，此時負債比率卻又將與公司價值及營運績效呈現一負向關係，故本研究將運用門檻效果理論求得公司財務槓桿運用之負債比率門檻值，進一步探討公司價值及營運績效受到負債比率之影響，以提供經理人於公司治理上對於財務槓桿運用之參考。

而根據 Hansen (1999) 對於門檻效果的研究，吾人設立單一門檻 (single threshold) 模型，樣本資料為取自於一平衡式縱橫資料 ($v_{it}, x_{it}, d_{it} : 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T$)，模型下標 i 代表個別公司， t 則代表特定期間，此特定期間於本研究中為以年為單位，且因變數 v_{it} 及門檻變數 d_{it} 為純量 (scalar)，迴歸變數 (regressor) x_{it} 則為一 k 向量。模型設定如下：

$$v_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(d_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(d_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

其中， $I(\cdot)$ 為一指標函數 (indicator function)。另外又可改寫模型成為以下之門檻迴歸式：

$$v_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it} & \text{if } d_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + e_{it} & \text{if } d_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

另外，亦可表示成如下之門檻迴歸式：

$$v_{it} = \begin{bmatrix} x_{it} I(d_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(d_{it} > \gamma) \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中 $\beta = (\beta_1', \beta_2')$ ，故此門檻之迴歸式 (1) 又可表示成：

$$v_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (4)$$

其中， v_{it} 代表對於公司價值及經營績效的衡量，在本研究中因變數 v_{it} 包括有每股盈餘、資產報酬率、權益報酬率、每股淨值及 Tobin' q 值五個變數的衡量； x_{it} 則為公司之實際負債比率值；而門檻變數則為研究模型中求得之門檻估計值 d_{it} ； γ 則為吾人臆測之特定門檻值； μ_i 為一固定效果 (fixed effect)，用來衡量公司在不同的財務槓桿運用程度下之異質性；誤差值 e_{it} 之期望值為 0，變異數為 σ^2 之同質獨立分配 (即： $e_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$)，本研究之目的即在利用已知資料 v_{it} 和

x_{it} 以估計未知參數 β 、 γ 及 σ^2 。

三、估計

傳統上，最小平方估計法對於去除個別固定效果 u_i 為去除個別特定平均值。然而，此方法在用於線性迴歸模型中時為較易的，但當應用在非線性迴歸模型中時，卻須經由較為複雜的處理，茲將根據 Hansen (1999) 對於模型的估計表示如下：

首先，對迴歸式 (4) 以時間 t 取其平均值：

$$\bar{v}_i = u_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (5)$$

$$\text{其中， } \bar{v}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T v_{it} \text{、}$$

$$\bar{e}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it}$$

$$\begin{aligned} \bar{x}_i &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma) \\ &= \begin{pmatrix} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} I(d_{it} \leq \gamma) \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} I(d_{it} > \gamma) \end{pmatrix} \end{aligned}$$

將迴歸式 (4) 減去 (5) 可得：

$$v_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^* \quad (6)$$

故迴歸式 (6) 為一去除個別公司之平均公司價值及營運績效固定效果 (individual-specific means) 的去除均值 (De-mean) 後迴歸式。

$$\text{其中 } v_{it}^* = v_{it} - \bar{v}_i$$

$$x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$$

$$e_{it}^* = e_{it} - \bar{e}_i$$

對個別公司於去除第一時期後，對其公司價值及營運績效值進行時間累疊，即令：

$$v_i^* = \begin{bmatrix} v_i^* \\ \vdots \\ v_{iT}^* \end{bmatrix}, \quad x_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_i^*(\gamma)' \\ \vdots \\ x_{iT}^*(\gamma)' \end{bmatrix}, \quad e_i^* = \begin{bmatrix} e_i^* \\ \vdots \\ e_{iT}^* \end{bmatrix}$$

再對個別公司其 V^* 、 $X^*(\gamma)$ 和 e^* 值進行疊疊，即：

$$V^* = \begin{bmatrix} f_1^* \\ \vdots \\ f_i^* \\ \vdots \\ f_n^* \end{bmatrix}, \quad X^*(\gamma) = \begin{bmatrix} X_1^*(\gamma) \\ \vdots \\ X_i^*(\gamma) \\ \vdots \\ X_n^*(\gamma) \end{bmatrix}, \quad e^* = \begin{bmatrix} e_1^* \\ \vdots \\ e_i^* \\ \vdots \\ e_n^* \end{bmatrix}$$

故依上述之定義，吾人可將迴歸式 (6) 改寫成：

$$V^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (7)$$

迴歸式 (7) 為門檻效果主要之迴歸式，此模型之估計式主要可分為兩個步驟。第一步驟為在設定一個門檻值 γ 下，以普通最小平方法 (OLS) 求取 β 之估計值 $\hat{\beta}$ ：

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)'X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)'V^* \quad (8)$$

再求得估計值 $\hat{\beta}$ 後，吾人可將公司負債比率 d ，依大於或小於吾人先前設定之特定門檻值 γ ，將資料分為兩區，再分別將小於及大於 γ 的資料運用 OLS 方法來估計得 β_1 及 β_2 。於估計得到 $\beta = (\beta_1', \beta_2')$ 後，吾人即可求得估計迴歸殘差向量 (vector of regression residuals)：

$$\hat{e}^*(\gamma) = V^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma) \quad (9)$$

再進一步求算出殘差平方和 (sum of squared errors)：

$$\begin{aligned} SSE_1(\gamma) &= \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) \\ &= V^* \left(I - X^*(\gamma) \left(X^*(\gamma)' X^*(\gamma) \right)^{-1} X^*(\gamma)' \right) V^* \end{aligned} \quad (10)$$

求得個別特定門檻值 γ 下之殘差平方和後，吾人即可更進一步進行第二步驟之估計門檻值之步驟。

第二步驟之估計門檻值，乃在藉由極小化 $SSE(\gamma)$ 之原理，對先前設定之特定門檻值，經由 OLS 方法所求算出來之個別對應之殘差平方和進行比較，最後以最小之殘差平方和所反推對應之 γ 值為此模型之門檻估計值 $\hat{\gamma}$ ：

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} SSE_1(\gamma) \quad (11)$$

再求得極小化 $\hat{\gamma}$ 的情形下，則係數估計值之估計式為 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ 。殘差向量

估計式為 $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ ，而殘差變異數之估計式為：

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^{*'}(\hat{\gamma}) \hat{e}^*(\hat{\gamma}) = \frac{1}{n(T-1)} SSE_1(\hat{\gamma}) \quad (12)$$

四、檢定

本研究中，吾人假定公司負債比率的決定對於公司價值而言存在一上下不對稱之非線性 (nonlinear) 關係，然而對於此假設，卻欠缺實際之統計數據以茲證明。故在此我們提出如何檢定門檻效果是否存在，設立虛無假設 H_0 、及對立假設 H_1 如下：

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

而在虛無假設 H_0 成立下時，此時係數 $\beta_1 = \beta_2$ ，迴歸方程式退化成一般單條迴歸式，故門檻效果並不存在；但若對立假設 H_1 成立時，此時係數 $\beta_1 \neq \beta_2$ ，即此係數 β_1 與 β_2 在兩區間會有不同之解釋現象，代表負債比率 d_i 對於衡量公司價值及經營績效值 v_i 會存在一上下非對稱之門檻效果。

此外，且在沒有門檻效果的虛無假設 H_0 成立下時，線性迴歸式又可表示成：

$$v_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it} \quad (13)$$

再經由固定效果轉換後，吾人可得到：

$$v^* = \beta_1' x^* + e_{it}^* \quad (14)$$

此迴歸式係數 β_1 吾人可運用最小平方方法估計得到 $\tilde{\beta}_1$ ，並進一步求得殘差項

\tilde{e}_{it}^* 及誤差項平方和 $SSE_0 = \tilde{e}^{*'} \tilde{e}^*$ 。

Hansen (1999) 建議利用 F 檢定來檢定上述假說，檢定虛無假設的 Wald 統計量為 sup-Wald 統計量：

$$F = \sup F(\gamma) \quad (15)$$

其檢定模型如下：

$$F(\gamma) = \frac{(SSE_0 - SSE_1(\hat{\gamma}))/1}{SSE_1(\hat{\gamma})/n(T-1)} = \frac{SSE_0 - SSE_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (16)$$

然而，由於在虛無假設成立下時，吾人設定之門檻值 γ 並不存在，將造成有擾攘參數的情形產生，此時檢定統計量 F_1 的漸進分配將呈現非標準化之分配 (non-standard distribution)，此即為傳統上所稱之“Davies” Problem。Hansen(1996) 則建議吾人可利用拔靴 (bootstrap) 方法來作為 F 統計量之漸進分配概算 (approximation)，以求取 F 統計量的 p 值 (p-value)，進而判斷所求得之 F 值是否應拒絕虛無假說 H_0 。Hansen(1996) 指出在典型的統計架構下，以拔靴的機率分配會收斂到正確的漸進分配，達到正確的一階漸進分配 (first-order asymptotic distribution) 結果，此表示以拔靴法建構所得之 p 值將於漸進分配下，對檢定統計

量 F 之檢定是有效的。

要做拔靴法首先估計 $\tilde{\pi}_{ii}$ 以及 $\tilde{\beta}$ ，在虛無假設下，令 $\tilde{\pi}_{ii}$ 及 $\tilde{\beta}$ 分別為 π_{ii} 以及 β 之估計值，藉由 $\tilde{\pi}_{ii}$ 及 $\tilde{\beta}$ 所產生的亂數，利用拔靴法反覆抽樣來尋求統計分配 F。亦即令 $\tilde{\varepsilon}_{ii}$ 為來自 $\tilde{\beta}$ 的一個抽取隨機變數，且令 \tilde{y}_{ii} 是由公式(12)所產生，設 $\tilde{F}(\gamma)$ 為從 \tilde{y}_{ii} 所求得之門檻 Wald 檢定值， $\tilde{F}(\gamma)$ 的分配即 Wald 檢定的拔靴法分配。其拔靴法反覆抽樣後之 p 值為：

$$P = P(\tilde{F}(\gamma) > F(\gamma) | \zeta) \quad (17)$$

其中 ζ 為在資料觀測值中 $\tilde{F}(\gamma) > F(\gamma)$ 的條件期望值。所以拔靴法反覆抽樣之 P 值是由模擬大量獨立 Wald 檢定而計算出來的 $\tilde{F}(\gamma)$ ，此 P 值小於臨界值(critical value)，則可以拒絕虛無假設。

五、門檻模型其漸進分配

依照 Chan (1993) 和 Hansen (1999) 其皆指出在虛無假設不成立，即當門檻效果存在，係數 $\beta_1 \neq \beta_2$ 時，門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 會與實際門檻值 γ_0 具有一致性

(consistent)，並指出此時由於擾攘參數的存在，會使其漸進分配呈現高度非標準 (highly non-standard) 分配，Hansen (1999) 則提出使用最大概似比檢定統計量去檢定 γ ，以求得統計檢定量之漸進分配，在當 $LR_1(\gamma_0)$ 之值過大而使得其 p 值落在信賴區間 (confidence intervals) 之外時，則表示可以拒絕虛無假設 H_0 ，即代表此時門檻估計值 γ 並不等於實際上之門檻值 γ_0 ，進而檢定模型之門檻效果。

而檢定假設定如下：

$$H_0: \gamma = \gamma_0, \text{ 其中 } \gamma_0 \text{ 為實際上之門檻值 } \gamma$$

$$H_1: \gamma \neq \gamma_0$$

而檢定模型為：

$$LR_1(\gamma) = \frac{SSE_1(\gamma) - SSE_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (18)$$

吾人須注意到統計檢定量 (18) 式所要檢定的假說，與 (16) 式檢定統計量所要檢定的假說並非相同， $LR_1(\gamma_0)$ 分配乃在檢定門檻估計值 γ 是否等於實際門檻值 γ_0 之虛無假說 $H_0: \gamma = \gamma_0$ ；而 F 分配則在檢定兩區間之係數是否相等，即檢定虛無假說 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 有無門檻效果之存在。此外，Hansen (1999) 指出在虛無

假設 $H_0: \gamma = \gamma_0$ 成立下時，以及滿足其某些假設下時²：

$$LR_1(\gamma) = d\zeta \quad (19)$$

其中 ζ 為一分配函數之隨機變數(當 $n \rightarrow \infty$):

$$P(\zeta \leq x) = \left(1 - \exp\left(-\frac{x}{2}\right)\right)^2 \quad (20)$$

則在最大概率比法之下可以求得漸進的p值。根據Hansen(1999)的證明，漸進分配為樞軸的(pivotal)，吾人可以更進一步將分配函數(19)寫成：

$$c(\alpha) = -2\log(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \quad (21)$$

由(20)式，吾人將可以輕易地求算出臨界值。在信賴水準為 α 之下， $LR_1(\gamma)$ 值大於 $c(\alpha)$ 時，吾人則可以拒絕門檻估計值 γ 將等於真實門檻值 γ_0 之虛無假設。

六、係數之漸進分配

由於係數估計值 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ 是根據門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 所求得，這使得吾人對於係數 β 的估計更加的複雜。Chan (1993) 和 Hansen (1999) 就指出由於依據門檻估計值所估計並非屬於一階漸進分配，故吾人對於係數 β 的估計可以更進一步的假定門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 為一真實門檻值。因此係數估計值 $\hat{\beta}$ 將成為一常態漸進 (normal asymptotically) 分配，其共變異數矩陣 (covariance matrix) 預測式將為³：

$$\hat{V} = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it}^*(\hat{\gamma}) x_{it}^*(\hat{\gamma})' \right)^{-1} \hat{\sigma}^2$$

假許誤差項為允許條件異質性 (conditionally heteroskedastic) 時，對於係數估計值 $\hat{\beta}$ 其自然共變異數矩陣 (natural covariance matrix) 的預測式將為：

$$\hat{V}_h = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it}^*(\hat{\gamma}) x_{it}^*(\hat{\gamma})' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it}^*(\hat{\gamma}) x_{it}^*(\hat{\gamma})' (\hat{e}_{it}^*)^2 \right) \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it}^*(\hat{\gamma}) x_{it}^*(\hat{\gamma})' \right)^{-1}$$

七、雙重門檻模型設定

迴歸式 (1) 為針對單一門檻模型做討論，然而實際應用上可能存在多個門檻值，舉例而言，於存在雙重門檻值時，迴歸式將修正為：

$$v_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(d_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2' x_{it} I(\gamma_1 < d_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3' x_{it} I(\gamma_2 < d_{it}) + e_{it} \quad (22)$$

且門檻值 $\gamma_1 < \gamma_2$ ，以下將針對雙重門檻值做探討，以延伸至多重門檻值。

根據 Hansen (1999) 其指出於給定門檻值 (γ_1, γ_2) 下時，迴歸式 (16) 將為一符

²對於此處所指必須符合之假設，請參見 Hansen (1999) 其附錄假設之 1 至 8, p.363。

³ Hansen (1999) 其指出在建構 γ 其信賴區間 (confidence intervals) 時，必須假設誤差項為同質獨立分配 (即 iid)；然而在當建構係數 β 其信賴區間時，對於此 iid 假設並不須有如此嚴謹要求。

合線性且係數為 $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ 之方程式，故吾人可以運用普通最小平方法去求出殘差項平方和 $SSE(\gamma_1, \gamma_2)$ （同於求算單一門檻模型情況）。即 (γ_1, γ_2) 的聯合最小平方法估計值為聯合最小化（jointly minimize） $SSE(\gamma_1, \gamma_2)$ 值。直覺上似乎為相當簡易，然而於實際運作時，由於對於 (γ_1, γ_2) 的模型架構參數值所需概似約為

$N^2 = (nT)^2$ ，以至於產生計算上的困擾。對於此計算上所產生的問題，Hansen (1999) 則建議吾人可參考 (Chong, 1994; Bai, 1997; Bai and Perron, 1998) 對於多重變異點模型 (multiple changepoint model) 內之模型概念。其模型設定為：首先於一階時，與迴歸式 (10) 同樣令 $SSE_1(\gamma)$ 為單一門檻的誤差項平方和，再令 $\hat{\gamma}_1$ 為最小化 $SSE_1(\gamma)$ 的門檻估計值。根據 Chang and Bai 的研究，指出 $\hat{\gamma}_1$ 對於 γ_1 或 γ_2 會存在一致性 (consistent) (視何者效果較為強大 (stronger) 而定)⁴。

固定一階估計值 $\hat{\gamma}_1$ ，二階水準 (second-stage criterion) 為：

$$SSE_2^r(\gamma_2) = \begin{cases} SSE(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) & \text{if } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ SSE(\gamma_2, \hat{\gamma}_1) & \text{if } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1 \end{cases} \quad (23)$$

且二階門檻估計值為：

$$\hat{\gamma}_2^r = \arg \min_{\gamma_2} SSE_2^r(\gamma_2) \quad (24)$$

Bai (1997) 指出預測值 $\hat{\gamma}_1$ 為得自於一由於疏忽區間 (neglected region) 的存在而受到干擾 (contaminated) 的誤差項平方和函數式，故造成 $\hat{\gamma}_2^r$ 符合漸進有效性 (asymptotically efficient)，但 $\hat{\gamma}_1^r$ 則並不符合。對於此問題，卻可藉由 $\hat{\gamma}_2^r$ 其符合漸進有效性而去推得對於 $\hat{\gamma}_1^r$ 吾人可藉由建構一三階估計式去改善去克服 $\hat{\gamma}_1^r$ 不符合漸進有效性之困擾。Bai (1997) 建議首先固定二階估計式 $\hat{\gamma}_2^r$ ，得到以下更精確之估計式：

⁴ $\hat{\gamma}_1$ 存在一致性的原因為單一門檻模型其誤差項平方和函數 $SSE_1(\gamma)$ 會漸進收斂於具有兩最小值 γ_1 和 γ_2 一有限函數式。

$$SSE_1^r(\gamma_1) = \begin{cases} SSE(\gamma_1, \hat{\gamma}_2^r) & \text{if } \gamma_1 < \hat{\gamma}_2^r \\ SSE(\hat{\gamma}_2^r, \gamma_1) & \text{if } \hat{\gamma}_2^r < \gamma_1 \end{cases} \quad (25)$$

更精確一階門檻估計值為：

$$\hat{\gamma}_1^r = \arg \min_{\gamma_1} SSE_1^r(\gamma_1) \quad (26)$$

Bai (1997) 並證明出此修正後更精確之門檻估計式在變異點估計模型中符合漸進有效性，Hansen (1999) 預期對於在門檻迴歸式中將會得到相似之結果。

八、門檻值個數的決定

於迴歸式 (22) 中，吾人可得知實際上可能並不存在門檻值、存在單一門檻值或兩個門檻值。於本章第四節提到藉由 F_1 檢定統計量可檢定是否存在單一門檻值或並沒有門檻值的存在，並指出藉由拔靴法去概似漸進 p 值。當求得之 F_1 為拒絕虛假設，即存在門檻值時，對於迴歸式 (22) 吾人需要更進一步之檢定去檢定出存在單一或雙重門檻值。

Hansen (1999) 指出來自於二階門檻估計的最小化誤差項平方和 $SSE_2^r(\hat{\gamma}_2^r)$ 其估計變異數為 $\hat{\sigma}^2 = SSE_2^r(\hat{\gamma}_2^r)/n(T-1)$ 。故對於單一或雙重門檻其概似估計比率檢定可基於以下之檢定統計量：

$$F_2 = \frac{SSE_1(\hat{\gamma}_1) - SSE_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2}$$

當檢定統計量 F_2 大於臨界值時，此時迴歸式 (22) 存在雙重門檻值。

由於概似比率檢定的虛無漸進分配為呈現一非樞軸性 (non-pivotal)，故 Hansen (1999) 建議吾人運用拔靴法去概似此樣本分配。然而，為了產生此拔靴樣本，於重複拔靴樣本中必須固定迴歸參數值 x_{it} 和門檻變數值 q_{it} 。由於拔靴誤差項為抽取自於對立假設成立下所求算出之殘差值 (residuals)，故此殘差項亦必須為來自於迴歸式 (22) 之最小平方估計式。對迴歸殘差項 \hat{e}_{it}^* 進行個別壘疊，得

到： $\hat{e}_{it}^* = (\hat{e}_{i1}^*, \hat{e}_{i2}^*, \dots, \hat{e}_{iT}^*)$ ；而於實證樣本分配為： $(\hat{e}_1^*, \hat{e}_2^*, \dots, \hat{e}_n^*)$ 。再令 $e_i^\#$ 代表為一一般 $T \times 1$ 之抽樣。因變數 v_{it} 為產生於單一門檻的虛無假設成立下時，故得到迴歸方程式：

$$y_{it}^\# = \hat{\beta}_1' x_{it} I(q_{it} \leq \hat{\gamma}) + \hat{\beta}_2' x_{it} I(q_{it} > \hat{\gamma}) + e_{it}^\# \quad (27)$$

而迴歸式 (27) 必須依賴來自於單一門檻模型的最小平方估計式求得之參數值 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 及 $\hat{\gamma}$ 。再經由拔靴抽樣，即可求得檢定統計量 F_2 ，然後再經由重複多次此過程去求算出拔靴 p-value 值。

因此，從迴歸式 (27) 可以得知檢定統計量 F_2 的虛無樣本分配漸進依賴 γ 和迴歸參數 β_1 及 β_2 ，而不像檢定統計量 F_1 的虛無樣本分配不須漸進依賴 γ 和迴歸參數 β_1 及 β_2 。即代表拔靴對於 F_1 和 F_2 並不一定會產生同樣正確之臨界值以及皆為二階正確 (second-order accurate)。

九、雙重門檻模型其信賴區間建構

Hansen (1999) 指出藉由 Bai (1997) 對於變異點模型的研究，可以得知會具有同等於單一門檻模型之門檻估計效果。故建議吾人可以同樣之方法建構出信賴區間 (confidence intervals)，即令：

$$LR_2^r(\gamma) = \frac{SSE_2^r(\gamma) - SSE_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2}$$

$$LR_1^r(\gamma) = \frac{SSE_1^r(\gamma) - SSE_1^r(\hat{\gamma}_1^r)}{\hat{\sigma}^2}$$

此處 $SSE_2^r(\gamma)$ 和 $SSE_1^r(\gamma)$ 即為迴歸式 (23) 和 (25) 各自分別所定義。而對

於 γ_2 和 γ_1 的 $(1-\alpha)\%$ 信賴區間為 γ 值的設定，各自分別為 $LR_2^r(\gamma) \leq c(\alpha)$ 及

$$LR_1^r(\gamma) \leq c(\alpha)。$$

十、模型應用

本研究為針對雙重門檻做檢定，探討公司負債比率高低對於公司價值及營運績效之上下不對稱之非線性關係；另外，本研究再加入四項額外的迴歸控制變數，以降低由於忽略變數偏差 (omitted variables bias) 的假性相關 (spurious correlations) 機率。故本研究實證之雙重門檻模型架構如下：

$$V_{it} = u_i + \theta_1 S_{it-1} + \theta_2 M_{it-1} + \theta_3 C_{it-1} + \theta_4 G_{it-1} + \beta_1 D_{it-1} I(D_{it-1} \leq \gamma_1) + \beta_2 D_{it-1} I(\gamma_1 < D_{it-1} \leq \gamma_2) + \beta_3 D_{it-1} I(\gamma_2 < D_{it-1}) + e_{it} \quad (28)$$

此模型相較迴歸式 (1) 而言，為針對雙重門檻值 γ_1 及 γ_2 之研究，比較之下可得

知 $d_{it} = x_{it} = D_{it-1}$ ，此外，另多加入了四項控制變數 ($S_{it-1}, M_{it-1}, C_{it-1}, G_{it-1}$)。迴歸式

(28) 中， V_{it} 為因變數，代表的是對於公司價值及經營績效的衡量，本研究中選取五個變數作為公司價值及經營績效的衡量，包括有資產報酬率、權益報酬率、每股盈餘、股票淨值以及 Tobin'q 值，其中前四項屬於會計帳面上公司價值之衡量，而最後一項 Tobin'q 值為代表公司未來績效的評估； u_i 代表的為一固定效果，用來捕捉不同公司於不同負債比率下之異質性；而四項控制變數分別代表： S_{it-1} 代表公司每股發放之股票股利， M_{it-1} 代表公司管理者持股比率， C_{it-1} 代表公司轉投資比率以及 G_{it-1} 代表公司總資產成長率； D_{it-1} 為自變數，代表公司財務槓桿運用程度，即負債比率之高低； e_{it} 則為誤差項，其為呈現期望值為 0，變異數 σ^2 之同質獨立分配。另外，模型中之下標 i 則代表個別公司； t 則代表特定

期間，於本研究中為以年為單位。

肆、實證結果

本研究為運用門檻效果理論，探討我國上市電子公司財務槓桿運用對於公司價值及經營績的影響。一般而言，企業舉債經營由於可產生稅盾效果，故能有效提高公司價值；然而，當財務槓桿運用程度過高時，卻又由於槓桿關聯成本的產生與提高，反而導致公司價值的下降，故本研究假設公司財務槓桿的運用與公司價值及經營績效存在上下不對稱之非線性關係，即當公司負債比率高於一門檻值 γ 時，此時公司經理人提高財務槓桿運用程度將會使公司暴露於過高的風險之下，而使公司價值下降；而再當公司負債比率低於一門檻值 γ 時，此時經理人如能有效提高財務槓桿運用程度，將進而使公司價值有效提升。因此本節即在運用 Hansen (1999) 所提出的門檻效果理論，假設公司負債比率與公司價值之間存在上下不對稱之非線性關係，即存在門檻效果，並且假設可能存在雙重門檻效果，故以迴歸式 (28) 來進行實證研究。

$$V_{it} = u_i + \theta_1 S_{it-1} + \theta_2 M_{it-1} + \theta_3 C_{it-1} + \theta_4 G_{it-1} \\ + \beta_1 D_{it-1} I(D_{it-1} \leq \gamma_1) + \beta_2 D_{it-1} I(\gamma_1 < D_{it-1} \leq \gamma_2) + \beta_3 D_{it-1} I(\gamma_2 < D_{it-1}) + e_{it}$$

研究當中，公司價值的決定分別針對以會計盈餘為衡量公司價值指標的資產報酬率、權益報酬率、每股盈餘以及每股帳面價值四個被解釋變數，以及衡量公司無形資產及重置成本的 Tobin q 值做探討。

而在估計門檻自我迴歸模型時，吾人必須先檢定模型中的門檻效果。吾人運用拔靴法來作為檢定統計量 F 值的漸進分配概算，進而求得 p-value 值。表 5 即為分別針對五項被解釋變數所做之單一及雙重門檻效果檢定。首先，針對單一門檻部分，吾人以拔靴方法反覆抽樣 200 次得到的 p-value 值，於資產報酬率的 p-value 值為 0.9850、權益報酬率為 0.9350、每股盈餘為 0.8650、每股帳面價值為 0.6700 以及 Tobin q 值為 0.0600，由實證結果吾人可以明顯的看出，不管是在顯著水準為 10%、5% 或 1% 下，除了 Tobin q 值在顯著水準 10% 為顯著外，其他前四項變數皆為相當不顯著，即為無法拒絕虛無假設 ($H_0: \beta_1 = \beta_2$)，代表並不存在單一門檻效果 (Tobin q 值除外)；進而在雙重門檻效果部分，其個別經由反覆拔靴抽樣 200 次所得到的 p-value 值分別為：資產報酬率為 0.3450、權益報酬率為 0.9350、每股盈餘為 0.7850、每股帳面價值為 0.9250 以及 Tobin q 值為 0.5000，故吾人可以明顯看出，不管是在顯著水準為 10%、5% 或 1% 下，皆為非常不顯著，故吾人從單一門檻效果及雙重門檻效果所做的檢定可以得知，除了 Tobin q 值於單一門檻效果檢定下，於顯著水準 10% 時呈現顯著外，其餘皆為不顯著，代表除了在以 Tobin q 值為衡量公司價值時會存在單一門檻效果，其餘以其他變數衡量公司價值時並不存在門檻效果，即此時的 Tobin q 值符合當初吾人設定的迴歸式 (1)：

$$v_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(d_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(d_{it} > \gamma) + e_{it}$$

此時模型呈現一上下不對稱之非線性關係，即在在高於或低於門檻值 γ 時，會有不同的參數估計值 β_1' 和 β_2' 。此時，觀測值將被分割成兩個區間，可參見圖三之單一門檻參數圖。表6所列為門檻模型的參數估計，在95%的信賴區間下，我們所估計的門檻值 $\hat{\gamma}$ 為37.8400，其實證結果所得到的模型如下：

$$v_{it} = u_i + \underset{(0.0963)}{0.1848} x_{it} I(d_{it} \leq \hat{\gamma}) + \underset{(0.0624)}{0.0319} (d_{it} > \hat{\gamma}) + e_{it}$$

即門檻值 $\hat{\gamma}$ 在37.8400時為一分界點，其將觀察值分成兩個區間；第一區間為當負債比率在低於門檻值 $\hat{\gamma}$ ($d_{it} \leq 37.8400$)時，參數 $\hat{\beta}_1$ 為0.1848，故此時負債比率與Tobin q值呈現正向之關係，即當負債比率提高1%，代表公司價值的Tobin q值會上升0.1848%；此外，第二區間為當負債比率高於門檻值 $\hat{\gamma}$ ($d_{it} > 37.8400$)，此時參數 $\hat{\beta}_2$ 為0.0319，即此時負債比率與Tobin q值仍是呈現正向之關係，代表當負債比率提高1%，此時衡量公司價值的Tobin q值會上升0.0319%。此外，吾人須更進一步探討係數 $\hat{\beta}_1$ 和 $\hat{\beta}_2$ 是否顯著，首先，由表六可觀察得知，當負債比率在低於門檻值 $\hat{\gamma}$ ($d_{it} \leq 37.8400$)時，在分別考慮同質及異質之標準差後，我們得到 β_1 係數之t-統計量分別為1.9190及2.6783，顯示 β_1 於10%顯著水準下時呈現顯著；同理，當負債比率高於門檻值 $\hat{\gamma}$ ($d_{it} > 37.8400$)時，考慮同質及異質標準差之 β_2 係數t-統計量則分別為0.5112及0.9410，顯著水準不管在10%、5%及1%皆為相當不顯著。故由門檻效果及係數檢定的結果來看，門檻效果只存在於以衡量公司無形資產、重置成本及代表未來價值的Tobin q值，其餘以會計帳面資訊衡量公司價值的資產報酬率、權益報酬率、每股帳面價值及每股盈餘四個變數皆為不存在門檻效果；再更進一步對Tobin q值做檢定，又可發現其並不存在雙重門檻，只存在單一門檻值 $\hat{\gamma}$ 為37.8400。且再經由對係數 β_1 及 β_2 的檢定，得知只有在第一區間當負債比率低於門檻值 $\hat{\gamma}$ ($d_{it} \leq 37.8400$)時，此時係數 β_1 於顯著水準10%時為顯著，且為正相關，代表當公司負債比率低於一門檻值時，此時負債比率的提高可有效提高公司未來價值；而在當公司負債比率高於門檻值 $\hat{\gamma}$ ($d_{it} > 37.8400$)時，雖與公司價值仍為正相關，但其係數 β_2 不管在顯著水準為10%、5%及1%皆為相當不顯著。故由此結論吾人可得知，負債比率的提高確實可提高公司價值，此與MM(1963)所推定之負債比率的提高可提高公司價值

相同，但當負債比率高過一門檻值時，其雖仍為正相關，但由於槓桿關聯成本的提高，此時係數 β_2 與係數 β_1 相較卻相對小得多（ $\beta_1=0.1848$ ， $\beta_2=0.0319$ ），且再經由係數效果的檢定，吾人更可以得知係數 β_2 為相當不顯著，此又與本研究所臆測公司負債比率與公司價值為一正一負之非對稱線性關係有所差異，故推斷公司財務槓桿的運用只存在低於一門檻值時才為有效。

伍、結論

本篇文章主要在探討公司財務槓桿的運用與公司價值之關係，檢測在「門檻效果」下，是否存在一上下不對稱之非線性門檻關係。一般而言，大多認為公司財務槓桿的運用存在一最適負債比率，即在負債比率低於一門檻值時，此時提高負債比率將可提高公司價值，而在高於一門檻值時，此時由於槓桿關聯成本的產生，提高公司負債比率將會與公司價值呈現負相關。

本文為對於公司價值的衡量能有一全盤性考量，故公司價值參數的決定分別針對以會計盈餘為衡量公司價值指標的資產報酬率、權益報酬率、每股盈餘以及每股帳面價值四個被解釋變數，以及衡量公司無形資產、重置成本及代表未來價值的 Tobin q 值做探討。研究結果顯示，以會計盈餘衡量公司價值為標準的資產報酬率、權益報酬率、每股盈餘以及每股帳面價值四個被解釋變數並不存在所謂的門檻效果，只有代表公司未來價值的 Tobin q 值存在單一門檻效果，且其係數只有在低於門檻值 37.84 時才為顯著，故推斷公司財務槓桿的運用只存在低於一門檻值時才為有效，此與當初本文所臆測公司價值於負債比率門檻上下，呈現一正一負的非線性關係有所差異。故建議公司財務經理人於一限度下運用財務槓桿，以提高公司之經營績效。

參考文獻

西文部分

- Altman, Edward I., 1984, "A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question," *The Journal of Finance*, 39(4), 1067-1090
- Bergman, Yaacov Z., and Jeffrey L. Callen, 1991, "Opportunistic Underinvestment in Debt Renegotiation and Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, 29(1), 137-172
- Bradley, Michael, Gregg A. Jarrell, E. Han Kim and Wayne H. Mikkelson, 1984, "On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence/Discussion," *The Journal of Finance*, 39(3), 857-871
- Burgman, Todd A., 1996, "An empirical examination of multinational corporate capital structure," *Journal of International Business Studies*, 27(3), 553-471
- Castanias, Richard, 1983, "Bankruptcy Risk and Optimal Capital Structure," *The Journal of Finance*, 38(5), 1617-1636
- DeAngelo, Harry, and Ronald W. Masulis, 1980, "Optimal Capital Structure Under Corporate and Personal Taxation," *Journal of Financial Economics*, 8(1), 3-3
- Erik Lie, 2002, "Do firms undertake self-tender offers to optimize capital structure?," *The Journal of Business*, 75(4), 609-640
- Erwan Morellec, 2001, "Asset liquidity, capital structure, and secured debt," *Journal of Financial Economics*, 61(2), 173
- Flath, David, and Charles R. Knoeber, 1980, "Taxes, Failure Costs, and Optimal Industry Capital Structure: An Empirical Test," *The Journal of Finance*, 35(1), 99
- John R Graham, and R Harvey Campbell, 2001, "The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field," *Journal of Financial Economics*, 60(2), 187
- Kim, Wi Saeng, and Eric H. Sorensen, 1986, "Evidence on the Impact of the Agency Costs of Debt on Corporate Debt Policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*
- Lang, Larry H. P., Rene M. Stulz, and Ralph A. Walkling, 1991, "A Test of the Free Cash Flow Hypothesis: The Case of Bidder Returns," *Journal of Financial Economics*
- Leland, Hayne E. and Klaus Bjerre. Toft, 1996, "Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads," *The Journal of Finance*, 51(3), 987-1020
- Leonid V Philosophov, and Philosophov Vladimir L, 1999, "Optimization of corporate capital structure: A probabilistic Bayesian approach," *International Review of Financial Analysis*
- Miller, Merton H., 1977, "Dedt and Taxes," *Journal of Finance*, 32, 261-275
- Modigliani, F. and Merton H. Miller, 1958, "The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment," *American Economic Review*, 48, 261-297"

- Modigliani, F. and Merton H. Miller, 1963, "Corporate income taxes and the cost of capital: A correction," *American Economics Review*, 53, 433-443
- Myers, Stewart C., and Nicholas S. Majluf, 1984, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-222
- Nohel, Tom, and Vefa. Tarhan, 1998, "Share repurchases and firm performance: New evidence on the agency costs of free cash flow," *Journal of Financial Economics*, 49(2), 187-223
- Robert S. Chirinko, and R. Singha Anuja, 2000, "Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: A critical comment," *Journal of Financial Economics*, 58(3), 417
- Shyam-Sunder, Lakshmi, and Stewart C. Myers, 1999, "Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure," *Journal of Financial Economics*, 51(2), 219-245
- Titman, Sheridan, and Roberto Wessels, 1988, "The Determinants of Capital Structure Choice," *The Journal of Finance*, 43(1), 1-21
- Whiting, Rick, 1991, "The Electronic Business 200: High Tech Chips Away at Its High Debt," *Electronic Business*, 17(14), 89-91

中文部分

- 姜家宏，民國 85 年 6 月，台灣資訊電子業融資行為與資本結構之探討，中山大學財務管理研究所碩士論文
- 黃重裕，民國 87 年，產業最適資本結構之研究--以資訊電子業為例，政治大學企業管理研究所碩士論文
- 王建賀，民國 87 年 6 月，融資行為與資本結構關聯之實證研究—以台灣半導體產業為例，中原大學企業管理研究所未出版碩士論文
- 蘇士哲，民國 88 年 6 月，資本結構決定因素之研究—台灣資訊電子業上市公司之實證，國立中央大學企業管理研究所未出版碩士論文
- 吳姿穎，民國 91 年，多角化活動對公司會計績效與長期股票報酬之影響，東海大學企業管理學未出版碩士論文
- 林勝結，民國 90 年，無形資產與企業價值關係之研究，國立中正大學企業管理研究所未出版碩士論文
- 陳勝勇，民國 91 年，台灣上市電子公司股權結構、員工紅利與公司治理之研究，國立台灣科技大學企業管理研究所未出版碩士論文
- 尤秀雯，民國 91 年，多角化活動對企業價值之影響，東海大學企業管理學系碩士班未出版碩士論文

Table1：個別公司之公司價值其決定變數之平均數及標準差

公司	資產報酬率		權益報酬率		每股淨值		每股盈餘		Tobin q 值	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
麗正	-0.47	6.82	-2.89	11.04	-0.27	1.52	13.48	5.90	1.09	0.79
聯電	5.47	3.41	5.70	5.15	1.16	1.17	18.02	3.08	2.70	1.61
台達電	2.96	1.34	4.77	2.76	1.01	0.53	22.05	3.37	13.78	7.32
日光	4.96	3.43	5.83	5.45	1.09	1.08	16.75	4.27	1.81	0.82
金寶	2.05	1.08	7.15	8.81	1.19	1.41	16.28	1.52	6.10	3.61
華通	5.34	2.91	6.51	4.99	1.48	1.15	22.58	2.24	1.43	0.73
台揚	1.66	1.77	1.14	2.94	0.20	0.38	13.93	3.62	8.77	7.32
神達	1.73	1.36	2.56	1.94	0.39	0.29	15.05	1.90	0.80	0.83
楠梓電	4.85	2.35	4.65	3.53	0.71	0.54	15.76	1.00	2.98	1.19
鴻海	4.89	0.98	7.89	1.74	1.89	0.49	25.16	5.89	0.53	0.38
佳錄	-0.83	5.30	-7.06	17.27	-0.42	1.00	11.72	3.72	31.69	29.92
大眾	0.77	2.73	-0.41	6.00	0.19	0.72	14.71	4.29	0.24	0.14
東訊	1.36	1.06	2.51	1.82	0.38	0.27	15.26	1.20	6.11	3.51
中環	2.54	2.35	2.86	4.17	0.60	0.92	19.43	3.50	0.65	0.42
仁寶	3.95	2.02	5.32	2.85	1.24	0.84	22.01	4.28	1.13	0.86
矽品	4.09	2.05	5.38	3.08	0.68	0.60	17.97	4.44	2.50	1.42
亞瑟	-6.84	13.83	-20.11	30.72	-2.39	5.04	13.22	7.98	6.61	3.41
國巨	1.59	1.75	1.96	2.32	0.49	0.52	23.42	5.30	0.51	0.41
廣宇	0.25	5.49	-2.78	17.12	-0.36	2.40	13.79	3.54	6.73	1.84
碧悠	1.65	1.53	2.63	2.98	0.31	0.34	12.99	1.28	1.23	0.39

註：樣本期間為 1993-2002 年之年資料，資料來源為台灣經濟新報資料庫，本研究整理。

Table 2：個別公司負債比率之平均數及標準差

公司名稱	負債比率	
	平均數	標準差
麗正	33.68	17.81
聯電	27.01	4.25
台達電	36.15	3.80
日月光	38.94	4.46
金寶	37.09	10.87
華通	38.46	3.80
台揚	32.43	8.46
神達	42.71	9.91
楠梓電	33.94	8.24
鴻海	44.13	6.37
佳錄	45.41	14.34
大眾	54.50	5.72
東訊	37.60	8.61
中環	37.07	5.72
仁寶	35.50	10.91
矽品	30.18	10.11
亞瑟	57.35	12.43
國巨	26.30	11.34
廣宇	39.08	20.30
碧悠	40.75	10.44

註：樣本期間為 1993-2002 年之年資料，資料來源為台灣經濟新報資料庫，本研究整理。

Table3：決定公司價值五變數之年平均數及標準差

年	資產報酬率		權益報酬率		每股淨值		每股盈餘		Tobin q 值	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
1993	4.10	2.24	4.20	2.24	0.74	0.43	16.28	2.96	3.22	2.32
1994	5.06	4.25	4.81	4.25	0.88	0.79	17.89	4.68	3.64	3.33
1995	3.84	8.47	3.92	8.47	0.97	1.28	18.91	5.61	2.46	2.62
1996	3.63	3.16	3.63	3.16	0.67	0.68	16.94	4.23	3.01	3.03
1997	5.87	4.88	5.87	4.88	1.19	1.09	19.35	6.45	4.85	5.36
1998	-3.37	20.95	-3.37	20.95	-0.50	3.93	17.14	5.69	5.31	6.86
1999	3.48	9.43	3.48	9.43	0.71	1.49	17.56	6.19	8.27	11.86
2000	2.93	4.30	2.93	4.30	0.59	0.88	17.48	5.61	4.76	10.32
2001	-4.16	17.27	-4.16	17.27	-0.14	1.23	15.55	5.93	6.94	16.24
2002	-5.52	14.77	-5.52	14.77	-0.33	1.27	14.71	5.95	6.24	19.30

註：樣本期間為 1993-2002 年之年資料，資料來源為台灣經濟新報資料庫，本研究整理。

Table 4：負債比率之年平均數及標準差

年	負債比率	
	平均數	標準差
1993	40.89	10.96
1994	36.42	10.68
1995	37.59	12.72
1996	36.34	11.53
1997	39.10	11.74
1998	37.07	14.40
1999	36.28	13.74
2000	39.41	12.18
2001	38.45	12.74
2002	42.59	15.62

註：樣本期間為 1993-2002 年之年資料，資料來源為台灣經濟新報資料庫，本研究整理。

Table 5：門檻效果之檢定

	單一門檻檢定		雙重門檻檢定	
	F	P-value	F	P-value
資產報酬率	2.0137	0.9850	5.2319	0.3450
權益報酬率	2.7027	0.9350	2.0948	0.9350
每股盈餘	3.1598	0.8350	3.0179	0.7850
每股淨值	4.7894	0.6700	2.6592	0.9250
Tobin q 值	12.3970	0.0600*	4.7480	0.5000

*、** 及 *** 分別為在顯著水準 10%、5% 及 1% 下顯著。

Table 6：Tobin q 值之門檻參數值估計

Threshold Estimate		37.8400	
Confidence Region		36.2000	42.9000
	係數	OLS se	White se
$\hat{\beta}_1$	0.1848	0.0963	0.0690
$\hat{\beta}_2$	0.0319	0.0624	0.0339

註：參數 $\hat{\beta}_1$ 及 $\hat{\beta}_2$ 分別為高於門檻值及低於門檻值情況下之迴歸係數。

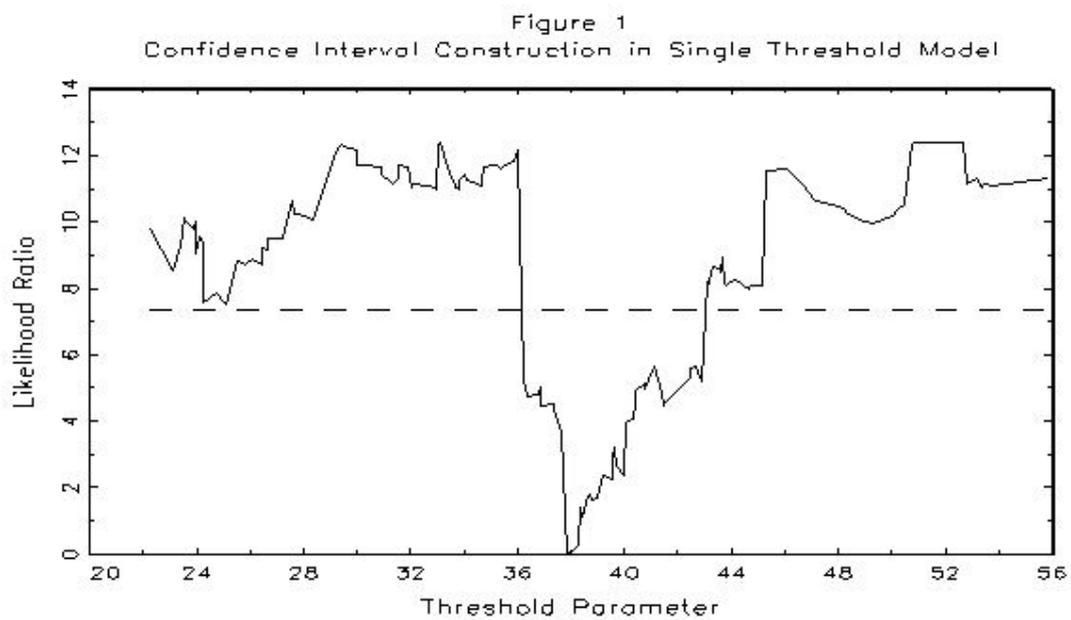


Figure 7：單一門檻參數圖

The study of the Nonlinear Relationship between Capital Structure and Operating Performance of the Electronics Industry: the Analysis of Panel Threshold Effects

Chien-Chung Nieh *

Wen-Chien Liu **

Abstract

This paper mainly investigates the mutual relationship between the use of financial leverage and firm value. By using the panel threshold autoregression model to examine the presence of the optimal debt ratio threshold, which divides the influence of debt ratio on firm value into two asymmetric regimes. In this research, we use returns on assets, returns on equity, the book value of per share, earnings per share and Tobin's q as the standard of firm value to test the presence of the optimal debt ratio threshold. We empirically find that only the Tobin's q exists a single threshold effect, and the influence coefficients (β_1 and β_2) of the two regimes are all positive to the Tobin's q. However, coefficient β_2 is very insignificant. This result is different from our early guessing that the optimal debt ratio threshold, which divide the influence of debt ratio on firm value into two asymmetric regimes. So, we suggest that manager should limitedly make use of financial leverage to raise the value and performance of firms.

Key words : Threshold Effect, Panel Threshold Autoregression, Firm Value, Debt Ratio, Financial Leverage

* Associate Professor and Chairman of the Department of Banking & Finance, Tamkang University, Tamsui, Taipei, 251, Taiwan. TEL:886-2-26215656 ext.2591. Fax : 886-2-26214755.
E-mail:niehcc@mail.tku.edu.tw

** Department of Banking & Finance, Tamkang University, Tamsui, Taipei, 251, Taiwan.
TEL:886-2-26235604. E-mail:489491554@s89.tku.edu.tw