金融風險管理季刊 民94,第一卷,第四期,19-41

台灣聯合貸款宣告所引發之市場反應*

A note on market response to corporate syndicated loan announcements in Taiwan

陳曉蓉** Hsiao-Jung Chen

南台科技大學財務金融系助理教授 Southern Taiwan University of Technology 蔡欣貝 Shin-Pei Tsai 南台科技大學

Southern Taiwan University of Technology

摘要

有鑒於既有文獻皆以「聯合貸款簽約日作爲事件日」進行聯貸宣告效果之討論,忽略台灣聯合貸款市場所具有之有趣現象,即:部分聯貸案在銀行團與借款公司簽約之前即有消息陸續公諸於世;但也有部分聯貸案的進行,借貸雙方均緘口保密,直到簽約確定才對外宣告。本文首先改採「聯貸契約首次見報日爲事件日」,針對台灣上市、上櫃公司自民國83年至92年之聯貸宣告,區分爲「首次見報日簽約訊息未定,但已達正式委任階段」與「首次見報日簽約訊息已定」兩大類,以事件研究法分別探討其對借款公司股東財富之影響,並進一步研究左右宣告效果之主要因素。實證結果發現:「首次見報日簽約訊息已定」之聯貸樣本具有顯著之正向宣告效果,印證聯貸契約簽定之宣告可增加借款公司之股東財富,而且若該聯貸案是在亞洲金融風暴後簽約、借款公司固定資產比率越高或主辦銀行家數越少,則聯貸宣告之正超額報酬越高。

關鍵字 聯合貸款、宣告效果、事件研究法

JEL分類代號: G14, G21

* 本文感謝三位匿名審稿者的細心審閱,並提供實貴的建議,使本文內容更爲充實,特此致謝。

TEL: 886-7-336-6797 , FAX: 886-7-331-7197 , E-mail: hjchen@mail.stut.edu.tw

^{**}作者通訊:陳曉蓉,802高雄市苓雅區民權一路26巷1號16樓之3南台科技大學財務金融系,

Abstract

All current literatures use "the date of contract of syndicated loan as the event date" to discuss the announcement effect of syndicated loan, which neglects one interesting phenomenon in Taiwan: in some cases, the borrowers and the lenders release the news before signing contracts; in the other cases, both sides maintain secrecy until the contract is signed. This paper first uses "the date of the first time shown on newspapers as the event date" to classify syndicated loans as "the first time shown on newspaper but not being signed" and "the first time shown on newspaper and have been signed". Our sample covers the syndicated loan announcements of the listed companies from 1994 to 2003. We examine the market effect of syndicated loan announcements on borrowing firms. The results show that the samples of "the first time shown on newspapers and have been signed" has significantly positive abnormal returns, implying the announcement of syndicated loan increases the stockholders' wealth of the borrowing firms. Specifically, if the syndicated loans are contracted after Asian financial crisis, borrowers with higher fixed assets to total assets ratio or fewer arrangers, the positive excess return is obviously higher.

Key Words: Syndicated loan, Announcement effect, Event study **JEL Classification**: G14, G21

1.前言

近10年來,不論是對本國銀行或是企業而言,聯合貸款(syndicated loans;簡稱聯貸)由早期被視爲是陌生的金融工具,演變成目前在金融市場上占有舉足輕重的地位。以2004年第1季資料爲例,台灣的聯貸案約有34件,總金額達42.68億美元,約占亞太地區聯貸規模24%,僅次於澳洲的31%。雖然台灣的聯貸市場蓬勃發展,然而國內的研究卻對於這項金融產品較少關

注,其中最大的原因可能是缺乏有用的資料,不過聯合貸款是值得我們深入分析,因為其可說是私有負債 (private debt) 與公開負債 (public debt) 之混合體。

所謂「聯合貸款」乃是籌組一銀行團,提供資金給單一客戶,銀行團彼此的權利義務關係是受同一份聯貸合約約束, 其條款一致且預先擬定。聯合貸款的用途 非常廣泛,舉凡企業一般營運週轉資金、 擴建廠房與專案融資等皆可採用此法來募 集資金¹。一般來說,對於提供資金的銀行

¹ 節錄自台灣經濟金融月刊第41卷第5期,陳曉蓉與蔡欣貝(2005)合寫之「台灣上市上櫃公司聯貸契約宣告效果之研究」 第82頁第2段。

而言,基於法令限制²與風險分散,面對動
輒數十億、甚至數百億之授信,可透過聯 貸之相互分擔,進而降低其授信集中度; 而對於需求資金的企業而言,聯貸除可保 護其營運不受單一放款銀行不當行爲之影 響外,其所具備之負債契約彈性 (contractual flexibility),更能依借款人之特 殊需求量身訂作。此外,聯合貸款主要是 由主辦銀行 (arranger) 接受借款人委任並負 責統籌至簽約完成之所有授信事務³,無須 每一金融機構皆投入人力與物力去做,故 可降低借貸雙方的成本。

Boot and Thakor (2000) 曾指出:關係 授信 (relationship loans) 主要包含借款人與 銀行間的特定資訊,可歸類爲私有負債 (如:銀行貸款與私募);交易授信 (transaction loans) 則類似在資本市場中販售 之債務,可視爲是公開負債。Yosha (1995) 與Bhattacharya and Chiesa (1995) 發現:私 有負債與公開負債在資訊揭露上並不相 同,尤其當私人資訊充斥與代理問題嚴重 時,借款者反而喜歡關係授信而不是公開 負債。由於在聯合貸款中,主辦銀行以借 貸關係進行借款者之篩選與監督,減輕資 訊與代理問題,不過卻以資本市場之型態 出售或分配所有放款,因此聯合貸款實兼 具關係授信與交易授信之特色。

現存文獻討論的重點多半圍繞在聯合貸款宣告對於借款公司股價之影響(如:Preece and Mullineaux (1996)、劉立文(1996)、陳朝鑫(1996)),其中除陳朝鑫(1996)肯定聯合貸款之宣告能爲借款公司的股東帶來正向財富效果外,其餘多發現聯貸宣告對於借款公司之股價並無顯著影響。劉立文(1996)更是認爲,當以「聯合貸款之簽約日」作爲其事件日時,由於相關訊息可能已在洽談過程中陸續揭露,以致於借款公司的股價早已反映,故聯貸之簽約訊息並未產生顯著的宣告效果。

這樣的解釋引起我們的好奇,爲此, 綜覽台灣聯貸市場所有相關訊息,可發現 一個十分有趣的現象:部分聯貸案之進

² 銀行法第三十三條之三規定:「主管機關對於銀行就同一人、同一關係人或同一關係企業之授信或其他交易得予限制,其限額,由主管機關定之」。有關限額部分說明如下: ①銀行對同一自然人之授信總餘額,不得超過各該銀行淨值百分之三,其中無擔保授信總餘額不得超過各該銀行淨值百分之一; ②銀行對同一法人之授信總餘額,不得超過各該銀行淨值百分之十五,其中無擔保授信總餘額不得超過各該銀行淨值百分之五; ③銀行對同一公營事業之授信總餘額,不受前項規定比率之限制,但不得超過各該銀行之淨值; ④銀行對同一關係人之授信總餘額,不得超過各該銀行淨值百分之四十,其中對自然人之授信,不得超過各該銀行淨值百分之六; 對同一關係人之無擔保授信總餘額不得超過各該銀行淨值百分之十,其中對自然人之無擔保授信,不得超過各該銀行淨值百分之二。但對公營事業之授信

不予併計; ⑤銀行對同一關係企業之授信總餘額不得超過各該銀行淨值百分之四十,其中無擔保授信總餘額不得超過各該銀行淨值之百分之十五。但對公營事業之授信不予併計。

³ 主辦銀行之職責包括:①分析借款人之信用與財務狀況,評估借款或投資計劃的可行性,決定銀行團籌組之可能性; ②與借款人商討聯貸之主要條件,並取得借款人之委任;③依據先前評估分析的結果,撰寫聯合授信說明書 (Information memorandum),分送給有意參貸的金融機構;④召開聯合授信說明會,與借款人研擬授信相關事務;⑤籌 組銀行團並確認各參貸銀行之參貸金額;⑥統籌簽約事宜;⑦主導各參貸銀行撥款:若無代理銀行(agent)則須於聯貸存 續期間對借款人動支貸款、繳付利息和費用、還款等事項統籌辦理,並盡監督管理之責,以確保參貸銀行之債權。

行,借貸雙方均緘口保密,直到簽約才對 外宣告;部分聯貸的首次宣告卻僅止於正 式委任 (mandate)⁴階段,而後至正式簽約⁵ 過程仍陸續有訊息發布。就借款公司來 說,正式委任階段意謂聯貸作業正式啓 動;不過對銀行團而言,則是參貸規劃分 配之揭幕。以往的文獻並未考慮此一情 況,以致於樣本可能多爲消息首次曝光已 底定簽約條件,也可能多爲消息首次曝光 但尚未底定簽約條件,若貿然以「聯合貸 款之簽約日」作爲其事件日時,恐因混雜 討論導致結論不一,難以明瞭聯合貸款對 於借款公司股東財富之影響。故本文將針 對此一特殊現象,對台灣聯合貸款契約之 宣告進行樣本分類,一類爲「首次見報日 簽約訊息未定,但已達正式委任階段」,一 類爲「首次見報日簽約訊息已定」,本文預 期在改以「首次見報日」作爲事件日6下, 兩類子樣本應可明確反映台灣聯合貸款宣 告對於借款公司股東財富之影響,並進一 步從聯貸契約特性、借款公司特性與銀行 團特性三方面來探討左右宣告效果之主 因。

實證結果發現:「首次見報日簽約訊 息已定」之聯貸樣本具有顯著之正向宣告 效果,印證聯貸契約簽定之宣告可增加借 款公司之股東財富,而且若該聯貸案是在 亞洲金融風暴後簽約、借款公司固定資產 比率越高或主辦銀行家數越少,則聯貸宣 告之超額報酬越高。

本文第2節爲相關文獻之探討,第3節 說明研究方法,包括樣本介紹、變數定義 與模型建立,第4節爲實證結果與分析,第 5節爲本研究之結論。

2.文獻回顧

過去有部分文獻指出:銀行的放款行 爲可對借款公司產生篩選 (screening) 與監 督 (monitoring),如Fama (1985)與Diamond (1991),而且在資訊不對稱下,金融機構所 提供監督、篩選及保證 (certification) 等服 務,可使得資訊透明度低之借款者獲得所 需的信譽,增加借款者之價值 (Campbell and Kracaw (1980)) o Billett, Flannery and Garfinkel (1995)發現:高品質的授信者越 能爲借款者帶來較多的超額報酬。Thakor (1996)也指出:受到較多資本限制的銀行在 貸款時審查較爲嚴格,故當其允諾貸款 時,借款公司之股價會出現較大的正向宣 告效果。不過Slovin, Johnson and Glascock (1992) 與Armitage (1995) 之結果並未全然支 持上述論點,他們皆認為:對大型借款公 司而言,銀行在取得公司內部資訊的能力

⁴借款人自有意參與聯貸案的銀行收到要約書後,從中選取能提供最佳整體規劃條件之屬意銀行,正式發出委託書。

 $^{^5}$ 基本上聯貸的作業流程分別是機會探詢→銀行競標(bidding)→正式委任→進行聯合授信>聯合授信案截止>簽約(signing) →授信撥款。

⁶ 在沈中華與李建然(2000)合著的「事件研究法」第11頁曾提及:所謂的事件日係指市場接收到該事件相關資訊的時點,而非該事件實際發生之時點。

並無優於其他投資大衆,因此「監督假說」 在小公司是可以成立的,但在大公司則 否。

James (1987) 與Rajan (1992) 發現到期日長短也會影響放款之宣告效果,其認為:到期日較短的授信可使銀行較能監督與控制借款者,故較到期日較長者有較強的正宣告效果。Cole (1998) 與Aintablian and Roberts (2000) 則說明:在長期合作關係中,銀行可能對客戶有較深入的了解,其可藉由與借款公司往來的機會掌握更爲精確的資訊,故金融機構對再續約之放款合約會較初次成立之放款契約有較佳之宣告效應。

此外,部分文獻也發現:在面對借款 者違約事件時,銀行放款契約相較於公開 發行債務契約(如公司債),較能有效率地進 行協商 (renegotiation) 或重組 (restructure), 這是因爲借款者與單一或少數貸款銀行進 行協商放款條件較易取得共識; 反之, 公 開負債之債權人衆多,契約重組或再協商 不易達成共識。是故,銀行放款契約所具 有之契約彈性利益可增進借款者之價值(如 Nakamura (1989) 'Berlin and Mester (1992) Gorton and Kahn (1993)) ° Chemmanur and Fulghieri (1994) 建議:基於 融資彈性的選擇,陷入財務危機可能性大 的公司通常偏好銀行貸款; 反之則喜歡發 行債券來募資,然而Preece and Mullineaux (1996) 檢視市場對聯貸契約之反應,發現: 隨著銀行團成員的增加,議定合約的成本 也跟著增加,且重新協商的能力下降。 Gorton and Kahn (1993) 也指出:若授信參 與銀行的家數越多,可能會使協商困難度增加而減弱負債彈性價值。不過陳朝鑫(1996)則發現:對於台灣的借款公司來說,銀行團參貸家數與其異常報酬並無顯著相關,無法證實契約彈性假說之存在。

若將上述論點應用至聯合貸款契約 上,則借款公司規模、品質及其與銀行之 往來關係、貸款到期日、主辦銀行品質與 參貸行數目等因素,都有可能會影響聯合 貸款之宣告效果。

3.研究方法

3.1資料來源

本文首先使用「漢珍資料庫」及「得 泓數位資訊網」之報紙全文索引,以台灣 地區兩大財經報紙一工商時報與經濟日報 爲主軸,使用「聯合貸款」、「聯合授 信」、「聯貸」爲關鍵字進行資料搜尋,涵 蓋期間爲民國83年1月1日至民國92年12月 31日,以上市、上櫃公司爲樣本,並刪除 估計觀察値不足155天者後,區分出「首次 見報日簽約訊息未定」之樣本爲70個與 「首次見報日簽約訊息已定」之樣本有60 個。接下來爲討論影響聯合貸款宣告效果 之主因,除鎖定前述樣本外,還考慮 「Basis Point聯貸資料庫」所能提供之相關 資料,最後共計81個聯合授信契約,其中 「首次見報日簽約訊息未定」之樣本有41 個,「首次見報日簽約訊息已定」之樣本 有40個,茲將上述81個樣本表列於附錄1。 借款公司財務資料、日報酬率與加權股價 指數日報酬率資料則取自「台灣經濟新報 資料庫⁷ (TEJ)」。

3.2變數定義與模型建立

根據前述文獻得知:放款宣告效果與「監督篩選利益」及「負債契約彈性」之存在有關,而爲檢測「監督假說」與「契約彈性假說」在台灣聯貸市場是否成立,本文參考以往研究,將從聯貸契約特性(Syndications)、借款公司特性(Borrowers)與銀行團特性(Banks)三方面來探討左右台灣聯貸宣告效果(Announcement)之主因,即:

Announcement = f (Syndications, Borrowers, Banks)(1)

以下將討論模型所使用的相關解釋變 數及其影響方向。

(一) 聯貸契約特性 (Syndications)

聯貸契約基本上包括聯貸簽約時點、 擔保品有無、是否採現金融資與授信到期 期限等資訊。首先從聯貸簽約時點來看, 當整體經濟景氣不佳時,銀行通常會減少 企業放款比例 (Berger and Udell (2002)),因 此若借款公司在亞洲金融風暴後仍可獲得 授信契約,意味著:銀行經過審愼評估後 肯定借款公司未來前景看好,願意提供貸 款予企業,故亞洲金融風暴後,借款公司 自銀行獲得之監督篩選利益預期將大於風 暴之前。 擔保品的存在可幫助解決道德危險問題 (Berger and Udell (1990)、Winton and Rajan (1995)),尤其當放款完全受到擔保,則放款者的監督便顯得較不重要 (Bester (1985)),因此本文預期借款公司在無擔保聯貸案中所獲得的監督篩選利益會高於有擔保聯貸案。

不過當有其他非銀行債權加入時,銀 行會減少其監督行為,造成銀行對借款者 所提供的監督篩選利益降低 (Booth (1992))。以此觀點來看聯貸案融資工具的 選擇,可發現分爲「現金融資」與「非現 金融資」兩種。若銀行直接給予借款公司 現金融資,則借款公司將不需要承擔額外 的發行成本;但取得非現金融資之借款公 司,往往由銀行團承銷其發行之貨幣市場 工具,同時其資訊不對稱程度可能較取得 現金融資之借款公司來得低,故較容易在 公開市場取得所需資金;然而由於會有其 他非銀行債權人加入,導致銀行所能提供 的監督篩選利益亦相對減少。因此本文預 期獲得現金融資之聯貸宣告效果應大於非 現金融資者,且此一宣告對借款公司每股 股價具有正向影響。

此外, James (1987) 與Rajan (1992) 發現到期日較短的授信可使銀行較能監督與控制借款者,故較到期日較長者有較強的正宣告效果。因此本文預期聯貸契約到期期間將與宣告效果存有負向關聯。

由上可知,監督假說之成立乃繫於聯 貸契約之相關特性對於宣告效果之影響。

⁷ 由於「台灣經濟新報資料庫」之股票日報酬率已對股票之除權、除息、股票股利及現金股利等進行調整,故本研究不需另行調整。

(二)借款公司特性 (Borrowers)

前述的文獻曾提及:陷入財務危機可能性大的公司通常偏好銀行貸款(Chemmanur and Fulghieri (1994)):信用品質較差的借款者可獲得銀行提供監督篩選的利益較大(Diamond (1991)):不過Slovin et al. (1992)與Armitage (1995)之結果卻認爲:「監督假說」在小公司是可以成立,但在大公司則否。爲此,本文納入四個變數進行討論,其中三個變數主要衡量借款公司之財務與信用品質,包括:資產報酬率(ROA)、負債比率⁸(LA)與固定資產比率⁹(FA),另一個變數則反映借款公司取得授信之相對規模(SIZE):即以借款公司所取得之聯貸金額除以其資產額。

本文預期:當借款公司之資產報酬率 越低或負債比率越高,代表其獲利能力較 差,發生財務危機的機率較高,此時聯貸 取得所能得自銀行提供之監督篩選利益與 融資彈性較大。至於借款公司之固定資產 比率越高,可能會影響企業資金的流動 性,造成周轉不靈的風險提高,若能取得 聯貸,則從中所能獲取的融資彈性利益較 大。此外,當授信金額相同時,借款公司 之規模越小,其獲得監督篩選的利益越 高。

(三)銀行團特性 (Banks)

一般來說,面對借款者違約事件時,

銀行放款契約相較於公開發行債務契約(如 公司債),較能有效率地進行協商或重組, 這是因爲借款者與單一或少數貸款銀行進 行協商放款條件較易取得共識; 反之, 公 開負債之債權人衆多,契約重組或再協商 不易達成共識。是故,銀行放款契約所具 有之契約彈性利益可增進借款者之價值(如 Nakamura (1989) > Berlin and Mester (1992)、Gorton and Kahn (1993))。然而 Preece and Mullineaux (1996) 卻發現:隨著 銀行團成員的增加,議定合約的成本也跟 著增加,且重新協商的能力下降。Gorton and Kahn (1993) 也指出:若授信參與銀行 的家數越多,可能會使協商困難度增加而 減弱負債彈性價值。不過陳朝鑫 (1996) 則 發現:對於台灣的借款公司來說,銀行團 參貸家數與其異常報酬並無顯著相關,無 法證實契約彈性假說之存在。

本文在此分別以兩個變數進行考量,即「主辦銀行家數」與「銀行團家數¹⁰」。如前所述,主辦銀行在聯貸案中所扮演的角色乃是統籌所有聯貸事務,如:蒐集資訊、審查借款公司財務資料、評估借款者擔保品與制定契約條款等,而參貸行(participant bank)則依合約規定之參貸金額與條件撥款予借款公司,換言之,聯貸案之決策權主要由主辦銀行掌握,若主辦銀行成員越多,則聯合貸款契約便越類似公開發行負債,致使協商困難度提升而減弱

⁸ 即負債總額占資產總額之比例。

⁹ 即固定資產總額除以資產總額。

¹⁰包括主辦銀行、承銷銀行、參貸行與代理銀行。其中代理銀行通常由主辦銀行兼任,於聯合授信程序完成後,由參貸銀行共同指定,是聯貸銀行團之代理人;承銷銀行則可依參貸金額多寡細分爲主辦經理行 (lead-manager)、經理行 (manager) 與協理行 (co-manager);參貸行在聯貸進行過程中較無發言權。

負債彈性價值,因此本文預期主辦銀行家 數與聯貸宣告效果二者呈反向關係;同樣 地,銀行團家數越多,重新協商的能力會 降低,以致於該變數與聯貸宣告效果亦呈 反向變動。

是故,契約彈性假說在台灣聯貸市場 是否存在,銀行團特性對於聯貸宣告效果 之影響乃爲一重要關鍵。

表1提供影響聯貸宣告效果之相關因素 預期影響方向之彙整。

3.3研究方法

本文的研究目的乃是探討台灣地區上 市、上櫃公司聯合貸款宣告對借款公司股

東財富的影響,並進一步從聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性三方面來討論左右宣告效果之主要因素,同時也據此檢測「監督假說」與「契約彈性假說」在台灣聯貸市場是否成立。為此,本文首先採取事件研究法 (event study) 來瞭解聯合貸款宣告所隱含之資訊內涵。

本文事件的類型相同,但事件日不同,故爲「同類事件」(type of event)。參考沈中華與李建然 (2000) 之建議,以「首次見報日」前 160 天至前 6 天爲估計期 (estimation period),而以「首次見報日」前 2 天至首次見報日當天爲事件期 11 (event period),如圖1 所示。

表1 各因素對聯貸宣告效果之預期影響方向彙整

本表提供影響聯貸宣告效果之可能相關因素及其預期係數符號之彙整,其中應變數爲借款公司事件 日前2天至事件日當天之累計標準化異常報酬率,解釋變數涵蓋聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特 性。符號「+」表示該因素對宣告效果有正向影響;「-」表示該因素對宣告效果有負向影響。

————— 解	釋 變 數	預期係數符號
	在亞洲金融風暴後簽約	+
聯貸契約特性	有提供擔保品	_
柳貝突制付性	現金融資	+
	授信到期期限(年)	-
	資產報酬率	_
	負債比率	+
借款公司特性	固定資產比率	+
	授信相對規模	+
銀行團特性	主辦銀行家數	_
	銀行團家數	_

 $^{^{11}}$ 事件日 (Day 0) 乃爲聯貸委任或簽約消息首次出現在經濟日報或工商時報之日期。由於此一宣告有可能是在報紙披露前的交易時間完成,且爲避免其他可能的資訊效果干擾,本文參考James (1987) 與Lummer and Mcconnell (1989) 的做法,選擇事件日前兩天至事件日當天作爲事件期。本文亦曾針對事件日前5天與後5天進行每一天之橫剖面平均異常報酬率 (AR_E) 與標準化平均異常報酬率 (SAR_E) 之檢定,均發現「首次見報日簽約訊息已定」之樣本在事件日前2天與前1天皆出現顯著爲正之結果。

接下來利用Sharpe所發展之市場模式 (market model)計算j借款公司第t天之異常報酬率 (即(2)式),並分別求得整體樣本在事件期每一期之橫剖面平均異常報酬率 (average abnormal returns; AR_E)與事件日前 2天至事件日當天之累計平均異常報酬率 (cumulative average abnormal return;CAR),如(3)式與(4)式。

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \tag{2}$$

$$AR_E = \frac{\sum_{j=1}^{N} AR_{jE}}{N} \tag{3}$$

$$CAR(-2,0) = \sum_{E=-2}^{0} AR_{E}$$
 (4)

其中 R_{jt} 爲j證券第t天之股票報酬率; R_{mt} 爲加權股價指數第t天之報酬率; $\hat{\alpha}_{j}$ 與 $\hat{\beta}_{j}$ 分別是j證券在市場模式下以最小平方法由估計期所求出之參數;N爲所選取

的樣本數; AR_{jE} 爲證券j在事件期第E期之 異常報酬率; AR_{E} 則爲所有選取樣本在事件 期第E期之平均異常報酬率。

當求得反映宣告效果之指標--AR與 CAR後,本研究乃採用「標準化殘差法 (standardized residual method) 12 」來進行檢定,即先依不同特性對樣本進行分類,再計算事件日前2天至事件日當天之標準化累計平均異常報酬率(SCAR),並檢定其是否顯著異於0,檢定統計量t值之計算公式如(5)式:

$$t_{SRM}^{SCAR} = \frac{\sum_{j=1}^{N} \sum_{E=\tau_1}^{\tau_2} (\frac{SAR_{jE}}{\sqrt{m}})}{\left[\sum_{j=1}^{N} \frac{T_j - 2}{T_j - 4}\right]^{\frac{1}{2}}}$$
(5)

 T_{j} 爲 j 公司估計期之期數,其中 $T_{j}=t_{2}-t_{1}+1$, $t_{2}=-6$,代表事件日前6天; $t_{1}=-160$,代表事件日前160天;m爲j公司事件期之期數,即 $m=\tau_{2}-\tau_{1}+1$, $\tau_{2}=0$,代表事件日; $\tau_{1}=-2$,代表事件日前2天。 而 SAR_{ic} 爲j公司在事件期E標準化之異常報

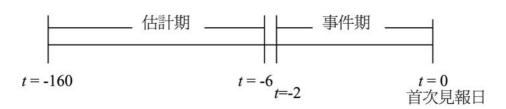


圖1 事件研究法之時間線

¹²此法係由Patell (1976)提出,他主要透過修正事件期異常報酬率的變異數,並在計算平均異常報酬率之前,先將個別證券之異常報酬率加以標準化,藉以達成個別證券異常報酬率的分配同爲單一常態分配 (unit normal distribution)。上述說明乃參考沈中華與李建然 (2000) 合著的「事件研究法」一書第72頁。

酬率,即:

$$SAR_{jE} = \frac{AR_{jE}}{\hat{S}_{j} \sqrt{1 + \frac{1}{T_{j}} + \frac{(R_{mE} - \overline{R}_{mj})^{2}}{\sum_{\tau=t_{1}}^{t_{2}} (R_{m\tau} - \overline{R}_{mj})^{2}}}$$
(6)

$$SAR_E = \frac{\sum\limits_{j=1}^{N} SAR_{jE}}{N} \tag{7}$$

$$SCAR(-2,0) = \sum_{E=-2}^{0} SAR_{E}$$
 (8)

 R_{mE} 為事件期E期之市場報酬率; \overline{R}_{mj} 為j公司估計期市場報酬率之平均數; \hat{S}_{j}^{2} 為估計期殘差變異數; SAR_{E} 則為所有選取樣本在事件期第E期之標準化平均異常報酬率。

實際上,標準化累計平均異常報酬率之檢定只能說明聯貸宣告對借款公司之股價是否產生顯著影響,然而究竟是哪些因素造成借款公司股東財富發生改變,則有待使用多元迴歸分析,此時前述求得之累計標準化異常報酬率 (即 $\sum_{E=-2}^{0} SAR_{jE}$) 乃爲應變數,與聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性有關之變數則爲解釋變數之選擇來源。

4. 實證結果與分析

4.1 資料說明

聯合貸款所涉及的人、事、物非常龐雜,往往在銀行團與借款公司正式簽約之前即有相關訊息陸續公諸於世,尤其是貸款金額龐大的聯貸案,如台灣高鐵(新台幣3,233億)、奇美電子(新台幣412億)等,國內工商時報或是經濟日報更是自委任前的提案(offer)¹³、正式委任乃至正式簽約(signing),就一路追蹤報導,因此其「首次見報日」並非代表借貸雙方已完成簽約;不過也有部分聯貸案的進行,借貸雙方均緘口保密,直到簽約才對外暴露。爲明白聯貸的宣告效果,本文將樣本區分爲兩組,一爲「首次見報日簽約訊息未定,但已達正式委任階段」;一爲「首次見報日簽約訊息已定」。

表2、表3與表4分別爲全體樣本、首次 見報日簽約訊息未定之樣本與首次見報日 簽約訊息已定之樣本的敘述統計結果。在 聯貸契約特性部分,全體樣本之平均授信 規模¹⁴約爲2.09億美元,其中首次見報日簽 約訊息未定聯貸案之平均授信規模 (2.97億 美元) 遠大於首次見報日簽約訊息已定聯貸 案之平均授信規模 (1.19億美元),前者約爲 後者的2.49倍;而在契約到期期間部分,全 體樣本平均約爲6.07年,不過首次見報日簽 約訊息未定聯貸案之契約到期期限較長,

¹³借款公司因應自身的資金需求,擬利用聯貸方式籌資而在聯貸市場提出要約,進而在市場上尋求有競爭性的報價。

¹⁴ 該資料來源取自Basis Point聯貸資料庫,其金額單位乃以美元表示。

平均約為6.49年。

再從借款公司的特性15來看,全體樣本 之每個指標最大值與最小值皆相去甚遠, 其中資產規模平均為新台幣634.7億元、獲 利能力指標--稅後息前ROA與稅後ROE平 均約為5.90%與8.62%、反映借款公司資本 結構之負債比率與借款依存度平均約為 47.48%與70.85%,代表短期償債能力之平 均流動比率為157.71%、固定資產比率約為 40.89%, 而利息保障倍數¹⁶與TCRI評等值¹⁷ 之中位數分別爲4.27倍與5,顯示樣本借款 公司之長期償債能力與信用風險僅達中 等;若進一步將樣本區分為「首次見報日 簽約訊息未定」與「首次見報日簽約訊息 已定」兩類子樣本,則可發現:平均而 言,前者樣本公司較後者樣本公司的資產 規模大、獲利能力佳與舉債程度高,不過 短期償債能力卻有待提升18。

最後在銀行團特性方面,全體樣本之 聯合貸款平均由11家銀行來承做,當中扮 演主辦銀行的家數平均爲3.51家,而參貸比 率平均約爲56.8%。此外,銀行團家數最小 值爲1家,參貸比率最小值爲0,反映有部 分聯貸案乏人問津,以致於最後由主辦銀 行包辦所致¹⁹。再從這些銀行的逾放比率與 資本適足率來看,其平均値分別為3.39%與 13.38%。而從兩類子樣本之表現則可得 知:雖然平均銀行團家數與主辦銀行家數 在「首次見報日簽約訊息已定」之聯貸案 中較少,但參貸比率卻相對為高。

接下來,本文將進一步討論聯貸宣告 對借款公司價值的影響。從表5我們可發 現:當以聯合貸款之「簽約見報日」作爲 其事件目時,全樣本在10%顯著水準下無 法拒絕無宣告效果之虛無假說。換言之, 聯合貸款簽訂對於借款公司的股價並無顯 著影響。然而若改用「首次見報日」作爲 事件日,則全樣本之累計平均異常報酬率 與標準化累計平均異常報酬率皆顯著爲 正,反映聯合貸款的宣告會對借款公司的 股價產生正向影響。再將全樣本區分成 「首次見報日簽約訊息未定」與「首次見報 日簽約訊息已定」之子樣本,可發現一有 趣的結果:「首次見報日簽約訊息未定」 之標準化累計平均異常報酬率,在10%顯 著水準下無法拒絕無宣告效果之虛無假 說, 且若此類樣本改以「簽約見報日」作 爲其事件日時,亦得到相同結果,與劉立

¹⁵ 此部分資料乃以聯合授信宣告前一年之財務資料進行計算。

¹⁶即税前及息前盈餘除以(利息費用+資本化利息+營業租賃設算利息)。

¹⁷ TCRI信用評等 (Taiwan Corporate Credit Risk Index) 主要取自台灣經濟新報,其主要以公開資訊來評估企業之信用風險。該評等區分1至9等,等級愈小表示公司信用愈佳,信用評等第10等表示該公司已發生財務危機。

¹⁸ 對照前述的統計分析可發現:「首次見報日簽約訊息未定」的借款公司,其聯貸金額相較於「首次見報日簽約訊息 已定」之借款公司爲高,在其平均舉債程度相對較高與短期償債能力相對較弱之前提下,順利募得鉅額資金與融資 成本降低乃其首要之務;而對主辦銀行來說,在面對龐大的授信金額下,參貸踴躍與乏人問津會影響其風險承擔與 最後授信條件底定之議價能力,因此雙方在簽約前均有可能會藉由資訊的公開揭露來強化本身之談判能力。

¹⁹ Basis Point聯貸資料庫仍認定此一情況歸屬聯貸契約。

表2 全體樣本之敘述統計結果

本表爲全體樣本依聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性區分之敘述統計結果。表中借款依存 度乃是長短期借款占股東權益之比率:固定資產比率爲固定資產總額除以資產總額:TCRI信用評等分1 至9等,等級愈小表示信用愈佳,信用評等第10等表示該公司已發生財務危機:銀行團家數包括主辦銀 行、承銷銀行、參貸行與代理銀行:資本適足率爲銀行自有資本淨額除以風險性資產總額。

全體樣本	平均數	中位數	標準差	最大値	最小値
聯貸契約特性					
授信規模(百萬美金)	208.98	105.06	598.67	5366.72	17
到期期間(年)	6.07	5	2.56	15	1.75
借款公司特性					
資產規模(億元台幣)	634.70	471.43	600.18	2713.13	12.58
ROA (稅後息前) (%)	5.90	3.83	8.80	35.94	-16.94
ROE(稅後)(%)	8.62	6.59	14.42	52.70	-23.65
負債比率(%)	47.48	45.68	13.38	89.20	23.81
借款依存度(%)	70.85	57.61	51.30	257.16	5.39
 流動比率(%)	157.71	139.15	82.43	470.62	45.42
固定資產比率(%)	40.89	42.07	21.69	80.89	2.49
TCRI評等	4.32	5	2.05	9	1
利息保障倍數	8.53	4.27	13.25	62.09	-16.63
銀行團特性					
主辦銀行家數	3.51	2	3.19	15	1
銀行團家數	11.49	10.85	6.65	35	1
參貸比率(%)	56.83	65.49	29.93	97.39	0
逾放比率(%)	3.39	2.48	2.32	12.48	0.82
資本適足率(%)	13.38	11.01	7.63	41.68	8.35

文 (1996) 的論點一致;但「首次見報日簽 約訊息已定」之標準化累計平均異常報酬 率爲0.3968%,顯著爲正,意味著此類借款 公司之聯合貸款宣告能爲其股東帶來正向 財富效果。由上可知,在參貸金額分配尚 未底定與簽約完成前,聯貸所具備之監督 篩選利益與負債契約彈性並未發揮,以致 於無法產生顯著的宣告效果;且借款公司 若欲透過聯貸事件影響其股東財富,則在 簽約底定前應與銀行團皆緘口保密,不公 開暴露相關聯貸訊息才是。

表3 見報日簽約訊息未定聯貸案之敘述統計結果

本表爲見報日簽約訊息未定聯貸案樣本依聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性區分之敘述統計結果。表中借款依存度乃是長短期借款占股東權益之比率;固定資產比率爲固定資產總額除以資產總額;TCRI信用評等分1至9等,等級愈小表示信用愈佳,信用評等第10等表示該公司已發生財務危機;銀行團家數包括主辦銀行、承銷銀行、參貸行與代理銀行;資本適足率則爲銀行自有資本淨額除以風險性資產總額。

	平均數	中位數	標準差	最大値	最小値				
聯貸契約特性	聯貸契約特性								
授信規模(百萬美金)	296.73	110	832.24	5366.72	26.46				
到期期間(年)	6.49	5	3.10	15	1.75				
借款公司特性									
資產規模(億元台幣)	897.46	799.88	683.85	2,713.13	41.22				
ROA(稅後息前%)	6.37	3.83	7.90	22.52	-13.53				
ROE (稅後%)	9.40	6.59	13.05	35.27	-22.18				
負債比率(%)	48.39	44.83	15.47	89.20	23.81				
借款依存度(%)	77.97	52.64	65.10	257.16	5.39				
流動比率(%)	148.38	150.45	55.30	302.64	55.71				
固定資產比率(%)	46.86	47.96	22.14	80.89	2.49				
TCRI評等	3.91	5	1.99	6	1				
利息保障倍數	7.97	6.79	10.45	32.41	-13.72				
銀行團特性									
主辦銀行家數	4.22	3	3.73	15	1				
銀行團家數	11.63	10	7.43	35	2				
	53.36	66.67	32.92	97.39	0				
	3.38	2.41	2.29	12.48	0.82				
	12.16	10.96	5.76	36.03	8.96				

4.2 影響聯合貸款宣告效果之因素

由前述結果得知:「首次見報日簽約 訊息已定」之聯合貸款宣告能爲借款公司 股東帶來正向財富效果,然而隱含在此一 宣告效果中的資訊內涵爲何則有必要進一 步研究,因此接續將從聯貸契約特性、借 款公司特性與銀行團特性來顯示不同類型 聯貸案之宣告效果,並說明影響聯貸宣告 效果之主因及其影響方向,相關結果列示 於表6與表7。

表6 Panel A.主要反映聯貸契約之不同特性對借款公司股東財富之影響。以

表4 見報日簽約訊息已定聯貸案之敘述統計結果

本表爲見報日簽約訊息已定聯貸案樣本依聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性區分之敘述統計結果。表中借款依存度乃是長短期借款占股東權益之比率;固定資產比率爲固定資產總額除以資產總額;TCRI信用評等分1至9等,等級愈小表示信用愈佳,信用評等第10等表示該公司已發生財務危機;銀行團家數包括主辦銀行、承銷銀行、參貸行與代理銀行;資本適足率則爲銀行自有資本淨額除以風險性資產總額。

	平均數	中位數	標準差	最大値	最小値
聯貸契約性質					
聯貸規模(百萬美金)	119.04	87.61	91.68	435.57	17
到期期間(年)	5.64	5	1.79	12	3
借款公司特性					
資產規模(億元台幣)	365.38	250.78	335.10	1,266.22	12.58
ROA(稅後息前)(%)	5.43	3.67	9.70	35.94	-16.94
ROE(稅後)(%)	7.85	5.74	15.80	52.70	-23.65
 負債比率(%)	46.55	47.10	10.95	68.25	27.31
借款依存度(%)	63.54	58.98	30.73	126.52	12.61
	167.26	124.86	103.03	470.62	45.42
固定資產比率(%)	34.78	37.27	19.66	72.94	3.93
TCRI評等	4.79	5	2.04	9	1
———————————— 利息保障倍數	9.10	3.13	15.73	62.09	-16.63
銀行團特性					
主辦銀行家數	2.78	1.5	2.36	8	1
銀行團家數	11.35	11	5.87	24	1
	60.38	64.46	26.49	97.20	0
	3.39	2.48	2.37	10.70	1.18
 資本適足率(%)	14.42	11.03	8.83	41.68	8.35

簽約時點來說,在亞洲金融風暴之後的 聯貸宣告,其SCAR (-2,0)為 0.4451%, 顯著異於零也高於風暴前聯貸宣告之 SCAR (-2,0)(即-0.4971%),說明在亞 洲金融風暴後,銀行為避免企業違約風 險,對企業的貸款明顯抱持較嚴謹的態

度,因此若公司在此段期間依舊能取得 聯貸,則意味著可自銀行團獲得較多的 監督利益,因此其宣告效果較風暴前來 得大。

就借款動機而言,營運資金相較於償 還債務、購買設備與專案融資較易產生資

表5 樣本借款公司之事件日前2天至事件日當天之累計平均異常報酬率 (CAR(-2,0))
及標準化累計平均異常報酬率 (SCAR(-2,0))

	事件曰:首次見報曰			事件日	日:簽約見報日
	全樣本	簽約訊息未定	簽約訊息已定	全樣本	首次見報日簽約未定
CAP(-2.0)	0.7383*	0.4137	1.0520*	0.4486	-0.4345
CAR(-2,0)	(1.7834)	(0.7315)	(1.7818)	(0.9230)	(-0.1104)
GC(4 B(2.0)	0.2805*	0.1602	0.3968*	0.1675	-0.1680
SCAR(-2,0)	(1.7477)	(0.6996)	(1.7631)	(0.6779)	(-0.6171)
 樣本數	130	70	60	130	70

產替換,故可自銀行團獲得較高的監督利益,其宣告效果顯著達0.5459%。而到期期限小於6年的聯貸宣告其*SCAR* (-2,0) 為0.4447%,雖高於期限大於6年的聯貸案,但效果並不顯著,無法印證前述James (1987)與Rajan (1992)的論點。

Panel B說明具有何種特性的借款公司之聯貸宣告可爲其股東帶來異常報酬。我們發現:小規模²⁰企業聯貸宣告之 SCAR (-2,0) 爲0.5791%,而大規模企業聯貸宣告之SCAR (-2,0) 爲-0.0731%,顯示借款公司規模與放款宣告效果呈一負向關係,也再次證明「監督假說」在小公司是成立的。不過其他反映借款公司財務與信用品質的指標中,僅有高負債比率與高固定資產比率之借款公司聯貸宣告有顯著正

異常報酬,說明此類借款公司之聯貸取得 能獲自銀行提供之監督篩選利益與融資彈 性較大。

Panel C顯示不同銀行團特性之聯貸宣告效果,其中主辦銀行家數少於3家的聯貸案,其*SCAR* (-2,0) 爲0.6492%,而主辦銀行家數大於或等於3家之聯貸案*SCAR* (-2,0) 爲-0.2032%。由於聯貸案之決策權主要是由主辦銀行掌握,因此主辦銀行成員越多,會使得聯合貸款契約越類似公開發行負債,致使協商困難度提升而減弱負債彈性價值,與Gorton and Kahn (1993) 及Preece and Mullineaux (1996)的發現一致。

有鑒於表6當中部分分類後子樣本數過少,故本文也於表中一併列示無母數符號 檢定結果以供參考。

²⁰ 在此依高於及低於借款公司資產規模平均值區分爲大規模企業與小規模企業。

表6 見報日簽約訊息已定聯貸案之樣本分類及其宣告效果

本表分別依聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性來顯示不同類型聯貸案之宣告效果(SCAR(-2,0))及其檢定統計量(t值與無母數符號檢定值),其中t值之計算源自標準化殘差法;無母數符號檢定之相關統計量計算方式爲 $t=\mid P-1/2\mid *$ 〔1/4N〕 $^{-0.5}$,式中P定義爲SCAR大於0的觀察值占樣本觀察值總數的比例: *代表10%顯著水準,**代表5%顯著水準。

宣告類型	樣本數	SCAR (-2,0)(%)	t 値	無母數符號檢定			
Panel A. 聯貸契約特性							
A1.簽約時點							
亞洲金融風暴前	4	-0.4971	-1.4894	1			
亞洲金融風暴後	36	0.4451	1.8552*	1.3333			
A2.借款動機							
營運資金	15	0.5459	1.9795*	1.2910			
償還債務	13	0.4619	0.8587	1.3868			
購買設備	2	0.4262	0.4385	0			
專案融資	7	-0.4155	-1.0514	1.8898			
其他	3	0.0321	0.0900	0			
A3.有無擔保							
有擔保	20	0.2075	0.6793	0.4472			
無擔保	20	0.4942	1.5086	0.8944			
A4.融資工具							
NIF	5	0.4205	1.1773	1.3416			
現金貸款	35	0.3409	1.3627	0.5071			
A5.契約到期期限							
≥6年	11	0.1035	0.2637	0.3015			
<6年	29	0.4447	1.6472	1.2999			
Panel B. 借款公司特性							
B1.借款者規模							
大規模企業	14	-0.0731	-0.2574	1.0690			
小規模企業	26	0.5791	1.9301*	1.9612*			
B2.ROA							
≥中位數	20	0.5108	1.6241	1.3416			
<中位數	20	0.1909	0.6002	0			

表6 見報日簽約訊息已定聯貸案之樣本分類及其宣告效果(續)

宣告類型	樣本數	SCAR(-2,0)(%)	t 値	無母數符號檢定
Panel B. 借款公司特性				
B3.ROE				
≥中位數	20	0.5108	1.6241	1.3416
<中位數	20	0.1909	0.6002	0
B4.負債比率				
≥中位數	20	0.5282	1.9128*	1.7889*
<中位數	20	0.1735	0.4943	0.4472
B5.流動比率				
 ≥中位數	20	0.3848	1.0292	0
 <中位數	20	0.3169	1.2638	1.3416
B6.固定資產比率				
 ≥中位數	20	0.6390	1.9545*	0.8944
 <中位數	20	0.0627	0.2124	0.4472
B7.利息保障倍數				
 ≥中位數	20	0.4648	1.4570	0.8944
 <中位數	20	0.1494	0.4673	0
Panel C. 銀行團特性				
C1.主辦銀行家數				
≥3家	14	-0.2032	-0.7671	0.5345
<3家	26	0.6492	2.1796**	1.5689
C2.銀行團家數				
<u>≥</u> 12家	18	0.2778	0.9998	0
<12家	22	0.4106	1.2094	1.2792

表7說明影響聯貸宣告效果之主因及其 影響方向。此部分的討論乃是以借款公司 事件日前2天至事件日當天之累計標準化異 常報酬率爲應變數,分別從聯貸契約特 性、借款公司特性與銀行團特性來探討影

響聯貸宣告效果之主因。為避免極値影響結果,本文將自變數部分統一以虛擬變數表示,其中以1997年7月爲分水嶺,在此之後簽約者屬於亞洲金融風暴之後,得1;反之則爲0;有擔保之聯貸案得1,反之得0;

現金融資得1,反之得0;其餘變數²¹則是 大於平均數者得1,反之得0。表7模式1只 討論聯貸契約特性與銀行團特性對宣告效 果之影響,模式2-4則加入借款公司相關特 性於宣告效果主因之研究中。

由表7得知:亞洲金融風暴後,若借款公司能取得聯貸,則自銀行獲得之監督篩選利益顯著大於風暴之前,與預期一致。 而聯貸案若有提供擔保品,則宣告效果越小,與預期方向相同,但係數值並不顯著。

Preece and Mullineaux (1996) 曾以總貸 放家數來檢視聯貸之負債彈性,結果顯 示:總貸放家數與借款公司股東財富效果 呈負向關係,即總貸放家數越多,越會削 弱聯貸之負債彈性。然而本研究曾檢視總 貸放家數對借款公司股東財富效果的影 響,結果發現:總貸放家數與股東財富效 果呈負向關係,但是未達顯著水準,反而 是主辦銀行家數對借款公司股東財富效果 有顯著的負向影響,究其原因可能是主辦 銀行必須統籌所有聯貸事務如蒐集資訊、 審查借款公司財務資料、評估借款者擔保 品、制訂契約條款等,而參貸行多半僅能 依照聯貸合約的參貸金額及條件撥款予借 款公司,整個聯貸案的決策權全由主辦銀 行掌握。Gorton and Kahn (1993) 認為聯合 貸款契約因具有私有負債的性質,所以對 借款公司來說,可帶來契約彈性利益;但 當主辦銀行成員越多,則聯合貸款契約便 會越類似公開發行負債,致使協商困難度 提升而減弱負債彈性價值與伴隨之正向宣 告效果,因此主辦銀行家數與借款公司之 股東財富效果呈反向關係。

至於借款公司特性部分,本文發現僅 有固定資產比率顯著影響聯貸宣告效果, 即當借款公司之固定資產比率越高,表示 可供營運周轉的資金可能不夠,發生財務 危機的機率越大,此時若能自銀行團取得 聯貸,則從中所能獲取的融資彈性利益較 大,與預期一致。此外,當授信金額相同 時,借款公司之規模越小,其自聯貸所獲 得的監督篩選利益越高,然此一變數 (即授 信相對規模) 對於宣告效果在此並沒有產生 顯著的影響。

綜上所述,聯貸案若是在亞洲金融風 暴後簽約、借款公司固定資產比率越高或 主辦銀行家數越少,則聯貸宣告所具備之 監督篩選功能與契約彈性可望爲借款公司 股東帶來正超額報酬。

5. 結論

本文有鑒於既有文獻皆以「聯合貸款 簽約日作爲事件日」進行聯貸宣告效果之 討論,忽略台灣聯合貸款市場所具有之有 趣現象,即:部分聯貸案在銀行團與借款 公司簽約之前即有消息陸續公諸於世;但

²¹由於銀行團參考之「聯合授信說明書」會載明借款公司之財務狀況與貸款用途,以便協助銀行評估其是否參貸,因此有關借款公司特性之相關變數乃以聯貸簽約前一年之財務報表進行計算而得。雖然此類變數所取的時間點與應變數存有時間落差,但可視爲外生變數而不會發生內生性偏誤問題。

表7 影響聯貸宣告效果之因素

本表說明影響聯貸宣告效果之主因及其影響方向,應變數爲借款公司事件目前2天至事件日當天之累計標準化異常報酬率,自變數涵蓋聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性之相關變數,且統一以虛擬變數表示,其中以1997年7月爲分水嶺,在此之後簽約者屬於亞洲金融風暴之後,得1:反之則爲0:有擔保品之聯貸案得1,反之得0:現金融資得1,反之得0:其餘變數則是大於平均數者得1,反之得0。模式1只討論聯貸契約特性與銀行團特性對宣告效果之影響,模式2-4則加入借款公司相關特性於宣告效果主因之研究中。[]爲係數之檢定統計量t值,*代表10%顯著水準,**代表5%顯著水準。

自變數	模 式 1	模 式 2	模 式 3	模 式 4
 截距項	-0.351	-0.328	-1.121	-1.038
似此块	[-0.398]	[-0.370]	[-1.212]	[-0.996]
亞洲金融風暴	1.542	1.368	1.707	1.671
527川亚州北风水	[1.793*]	[1.529]	[1.947*]	[1.829*]
	-0.116	-0.164	-0.462	-0.505
]/昌/小山山)た / 八	[-0.235]	[-0.327]	[-0.887]	[-0.873]
現金融資	-0.342	-0.304	-0.185	-0.184
20.00000000000000000000000000000000000	[-0.481]	[-0.423]	[-0.266]	[-0.260]
授信到期期限	0.186	0.002	0.072	0.046
1文[日土]州州11	[0.317]	[0.003]	[0.117]	[0.072]
				-0.099
借款公司資產報酬率				[-0.182]
借款公司負債比率			0.358	0.339
旧秋公马兵俱心平			[0.734]	[0.668]
借款公司固定資產比率			0.911	0.935
旧秋公司回处具座几举			[1.921*]	[1.873*]
借款公司授信相對規模		0.393	0.204	0.237
		[0.766]	[0.402]	[0.434]
主辦銀行家數	-1.098	-0.979	-1.336	-1.322
土洲亚1」冬数	[-2.144**]	[-1.819*]	[-2.467**]	[-2.378**]
 調整後R ²	0.053	0.041	0.117	0.088

也有部分聯貸案的進行,借貸雙方均緘口 保密,直到簽約確定才對外宣告,而會出 現因樣本混雜所導致實證結果放射出不正 確的訊息,故首先改採「聯貸契約首次見報日爲事件日」,針對台灣上市、上櫃公司 自民國83年至92年之聯貸宣告,共130個聯

合授信契約樣本,區分為「首次見報日簽約訊息未定」與「首次見報日簽約訊息已定」兩大類,以事件研究法分別探討其對借款公司股東財富之影響,並進一步透過多元迴歸分析,從聯貸契約特性、借款公司特性與銀行團特性三方面來探討左右宣告效果之主要因素。

實證結果發現:

- 一、「首次見報日簽約訊息未定」之聯貸 樣本沒有顯著的宣告效果,反映出在 正式委任階段,因尚未確定參貸分 配,以致於借款公司不見得完全獲得 監督篩選利益與確認負債契約彈性, 且此類樣本在簽約之前,仍陸續會有 聯貸相關資訊公諸於世,以致於在正 式簽約前後亦不會產生財富效果。
- 二、「首次見報日簽約訊息已定」之聯貸 樣本具有顯著之正向宣告效果,且市 場早在消息見報前兩日已對此一宣告 具有正面評價,說明此類聯貸契約宣 告可爲借款公司之股東帶來正向財富 效果;同時借款公司若欲透過聯貸事 件影響其股東財富,則在簽約前應與 銀行團皆緘口保密,不公開暴露相關 訊息才是。
- 三、 聯貸案若是在亞洲金融風暴後簽約、 借款公司固定資產比率越高或主辦銀 行家數越少,則聯貸宣告可望爲借款 公司股東帶來正超額報酬。
- 四、 監督假說與契約彈性假說在台灣聯貸 市場是成立的。

參考文獻

- 沈中華與李建然 (2000),《事件研究法一財務 與會計實證研究必備》,台北:華泰書局。
- 劉立文 (1996),「聯合貸款對股東財富影響之研究」,交通大學科技管理研究所碩士論文。
- 陳朝鑫(1996),「銀行團聯貸宣告對股東財富 的影響--異質條件變異數分析法」,政治大 學企業管理研究所碩士論文。
- 陳曉蓉與蔡欣貝 (2005),「台灣上市上櫃公司 聯貸契約宣告效果之研究」,《台灣經濟金 融月刊》,41(5),81-93頁。
- Aintablian, S. and G.S., Roberts (2000), "A note on market response to corporate loan announcements in Canada," *Journal of Banking and Finance*, 24, 381-393.
- Armitage, S. (1995), "Banks' information about borrowers: The stock market response to syndicated loans announcements in the UK," *Applied Financial Economics*, 5, 449-459.
- Berger, A. N. and G. F., Udell (1990), "Collateral, loan quality, and bank risk," *Journal of Monetary Economics*, 25, 21-42.
- Berger, A.N. and G.F. Udell (2002), "The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior,"

 The Federal Reserve Board Working Paper, Finance and Economics Discussion Series, No. 2003-2.
- Berlin, M. and L. J. Mester (1992), "Debt covenants and renegotiation," *Journal of*

- Financial Intermediation, 2, 95-133.
- Bester, H. (1985), "Screening vs. rationing in credit markets with imperfect information," *American Economic Review*, 75, 850-855.
- Bhattacharya, S. and G. Chiesa (1995), "Proprietary information, financial intermediation, and research incentives," *Journal of Financial Intermediation*, 4, 328-357.
- Billett, M. T., M. J., Flannery and J. A., Garfinkel (1995), "The effect of lender identity on a borrowing firm's equity return," *The Journal of Finance*, 50, 699-718.
- Boot, A. W. A. and A. V., Thakor (2000), "Can relationship banking survive competition?," *The Journal of Finance*, 55, 679-713.
- Booth, J. R. (1992), "Contract costs, bank loans and the cross-monitoring hypothesis,"

 Journal of Financial Economics, 31, 25-41.
- Campbell T. S. and W. A., Kracaw (1980), "Information production, market signalling, and the theory of financial intermediation," The Journal of Finance, 35, 863-882.
- Chemmanur, T. J. and P. Fulghieri (1994), "Reputation, renegotiation and the choice between bank loans and publicly traded debt," The Review of Financial Studies, 7, 475-506.
- Cole, R. A. (1998), "The importance of relationships to the availability of credit,"

 Journal of Banking and Finance, 22, 959-977.
- Diamond, D.W. (1991), "Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt," *Journal of Political*

- Economy, 99, 689-721.
- Fama, E. F. (1985), "What's different about banks," Journal of Monetary Economics, 15, 29-39.
- Gorton, G. and J.A. Kahn (1993), "The design of bank loan contracts, collateral, and renegotiation," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 4273.
- James, C. (1987), "Some evidence on the uniqueness of bank loans," *Journal of Financial Economics*, 19, 217-235.
- Lummer, S. L., and J. J. McConnell (1989), "Further evidence on the bank lending process and the capital market response to the bank loan agreements," *Journal of Financial Economics*, 25, 99-122.
- Nakamura, L. I. (1989), "Loan workouts and commercial bank information: Why banks are special," Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper, No. 89-11.
- Patell, J.M. (1976), Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical tests, *Journal of Accounting Research*, 14, 246-276.
- Preece, D., and D.J. Mullineaux (1996), "Monitoring, loan renegotiability, and firm value: The role of lending syndicates," Journal of Banking and Finance, 20, 577-593.
- Rajan, R. G. (1992), "Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's length debt," *The Journal of Finance*, 47, 1367-1400.
- Slovin, M. B., S.A. Johnson, and J.L. Glascock

(1992), "Firm size and the information content of bank loan announcements," *Journal of Banking and Finance*, 16, 1057-1071.

Thakor, A. V. (1996), "Capital requirements, monetary policy and aggregate bank lending:

Theory and empirical evidence," *The Journal*

of Finance, 51, 279-324.

Winton, A.and R. Rajan (1995), "Covenants and collateral as incentives to monitor," *The Journal of Finance*, 50, 1113-1146.

Yosha, O. (1995), "Information disclosure costs and the choice of financing source," *Journal of Financial Intermediation*, 4, 3-20.

附録1

1.「首次見報日簽約訊息未定」之樣本公司與事件日

公司名稱	代 碼	事件日	公司名稱	代 碼	事件日
台泥	1101	1999/06/09	三商電	2428	2003/08/07
統一企業	1216	1999/10/28	中華映管	2475	2002/08/27
台塑	1301	1992/07/31	中華映管	2475	2003/08/28
台塑	1301	2002/01/28	中華映管	2475	2000/07/18
台塑	1301	2002/10/30	華航	2610	1999/08/07
台化	1326	2003/02/19	華航	2610	2003/07/03
台南紡織	1440	2000/11/30	華航	2610	1996/09/19
長興化工	1717	1999/05/25	華航	2610	1997/07/28
燁興	2007	1994/09/20	華航	2610	1997/10/22
日月光	2311	2001/10/19	華航	2610	1998/05/19
日月光	2311	2003/04/01	華航	2610	2000/10/31
華通	2313	2000/07/24	華航	2610	2001/12/05
華通	2313	1997/06/23	遠百	2903	1999/03/18
鴻海	2317	1999/04/07	奇美電子	3009	2003/10/07
台積電	2330	1999/12/06	台灣大	3045	2003/05/05
旺宏	2337	1995/12/28	力晶	5346	2001/01/31
旺宏	2337	2001/07/17	茂德	5387	2002/04/08
環隆電氣	2350	2003/03/19	日盛金	5820	2003/10/29
矽統科技	2363	2000/03/09	元大證券	6004	1998/04/27
友達	2409	2003/07/03	寶成	9904	2003/03/19
三商電	2427	2002/11/07			

附錄1(續)

2.「首次見報日簽約訊息已定」之樣本公司與事件日

公司名稱	代 碼	事件日	公司名稱	代碼	事件日
台泥	1101	2003/04/16	華通	2313	2002/09/06
嘉泥	1103	1998/08/01	大衆	2319	2001/11/08
嘉泥	1103	2002/08/29	國巨	2327	2002/12/31
建台	1107	1997/08/14	華泰	2329	2000/02/19
統一	1216	2000/08/31	大同	2371	1995/12/13
國喬	1312	2003/09/03	精碟	2396	2003/01/13
中石化	1314	1998/11/10	友達	2409	2002/11/12
遠紡	1402	2003/06/19	新亞建設	2516	1996/12/26
東元	1504	2002/03/26	華航	2610	1997/11/25
堤維西	1522	2003/07/29	源恆	4502	2003/03/19
南僑	1702	2003/12/17	三星科技	5007	2003/06/27
和桐	1714	2003/11/14	強新	5013	2003/10/13
正隆	1904	2003/10/25	敦南	5305	2003/11/10
東和	2006	2002/10/05	力晶	5346	2003/12/24
燁隆	2014	2003/08/20	茂德	5387	2002/03/26
聚亨	2022	1999/12/15	東友	5438	2002/02/27
中橡	2104	2001/04/17	工信工程	5521	2003/10/01
聯電	2303	1995/02/24	彩晶	6116	2003/12/25
聯電	2303	1995/08/02	寶成	9904	2001/03/30
華通	2313	1998/11/05	巨大	9921	2001/09/13