臺大管理論叢 2014/12
第 25 卷第 1 期 101-128
DOI: 10.6226/NTURM2014.DEC.R12009

發行海外存託憑證可以放寬融資限制嗎？－台灣之實證分析

Does Issue of Oversea Depositary Receipt Reduce Financial Constraints? - Evidence from Taiwan

黃志典 / 國立臺灣大學國際企業學系副教授
Jyh-Dean Hwang, Associate Professor, Department of International Business, National Taiwan University

管浥棠 / 長榮航空公司機師
Yi-Tang Kuan, Pilot, EVA Airways

Received 2012/2, Final revision received 2012/12

摘 要

本文以 1992 年至 2009 年間首次發行海外存託憑證的台灣上市公司為樣本，使用「追蹤資料」及「橫斷面固定效應模型」，探討發行海外存託憑證對融資限制的影響，並比較發行海外存託憑證與在國內進行現金增資的融資限制放寬效果。另外，本文也分析存託憑證是否完全使用舊股發行及發行時點對融資限制的影響。本文發現發行海外存託憑證具有融資限制放寬效果，而在國內進行現金增資則無；發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行公司是否從中取得融資無關；發行存託憑證的融資限制放寬效果可能是來自在海外掛牌使發行公司的聲譽與能見度提高，進而使其比較容易取得外部融資；即使台灣資本市場的開放程度與對公司治理的規範已經大幅提高，但是台灣上市公司仍然可以藉由發行存託憑證提高聲譽及投資人認同，使融資限制降低。

【關鍵字】融資限制、海外存託憑證、投資 - 內部現金流量敏感度

Abstract

This paper investigates if firms can ease their financial constraints by issuing oversea depositary receipts, using as sample Taiwan's listed companies that issued DRs for the first time from 1992 through 2009. Panel data and cross-section fixed-effects model are employed for empirical analysis. The effect of DR issue in easing financial constraints is compared with that of the seasoned public offerings in Taiwan's equity market. We also investigate if the effect depends on the capital influx from DR issue and the timing of DR issue. We find that Taiwan's listed companies can reduce their financial constraints by issuing DRs, but they cannot do so by undertaking the seasoned public offerings in the domestic equity market. Moreover, the effect is not caused by the capital influx from DR issue. We demonstrate that its effect is most likely driven by the prestige and visibility gain from cross-border listing, which gives the DR issuers greater and easier access to capital markets. Finally, our results suggest that Taiwan's listed companies can still garner prestige and investor recognition by issuing DRs and reduce their financial constraints as a result, despite Taiwan has liberalized its financial markets and improved its corporate governance practices substantially.

【Keywords】financial constraints, depository receipt, investment to cash flow sensitivity

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

近年來，很多國內上市公司進入國際金融市場募集權益資金，根據台灣證券交易所統計，自中國鋼鐵公司於 1992 年成功發行全球存託憑證 (GDR) 以來，至 2014 年年底已有 83 家上市公司發行美國存託憑證 (ADR) 或全球存託憑證，發行地點主要為美國、英國與盧森堡。其他亞洲國家如日本、香港、印度、韓國與新加坡也有類似現象 (Bris, Cantale, and Nishiotis, 2007)。

既有文獻發現來自新興國家或金融體制比較不健全國家的企業，可以藉由在歐美上市使融資限制放寬並提高其股權評價，原因是外國企業在歐美上市必須遵守當地的資訊揭露與金融法規要求、加強公司治理機制，因此能增進投資人認同，使融資限制與融資成本減少，並促進業績成長 (La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, and Vishny, 1997; Karolyi, 1998; Foerster and Karolyi, 1999, 2000; Reese and Weisbach, 2002; Doidge, Karolyi, and Stulz, 2004; Khurana, Martin, and Periera, 2008; Sarkissian and Schill, 2009)。

本文以 1992 年至 2009 年間首次發行海外存託憑證之台灣上市公司為樣本 (含上市與上櫃公司，為了方便敘述，全文以上市公司稱呼)，使用「追蹤資料」 (Panel Data) 及「橫斷面固定效應模型」 (Cross-Section Fixed-Effects Model)，探討發行存託憑證對融資限制的影響，並比較發行存託憑證與在國內進行現金增資的融資限制放寬效果。另外，本文也分析存託憑證是否完全以舊股發行及發行時間對融資限制的影響。

比較發行存託憑證與在台灣進行現金增資的融資限制放寬效果，並分析存託憑證是否完全以舊股發行對融資限制的影響，可以間接驗證發行存託憑證的融資限制放寬效果主要是來自在海外掛牌，還是來自融資的取得。如果分析結果顯示，發行存託憑證可以放寬融資限制，而在台灣進行現金增資沒有，則我們可以合理推論，發行存託憑證的融資限制放寬效果應該是來自在海外掛牌，而不是來自融資的取得。同理，如果分析結果顯示，不論是否完全使用舊股發行，發行存託憑證都可以放寬融資限制，則我們也可以推論，發行存託憑證的融資限制放寬效果應該來自在海外掛牌，而不是來自融資的取得。

本文主要發現如下：台灣上市公司發行海外存託憑證具有融資限制放寬效果，而在國內進行現金增資，則無融資限制放寬效果；發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行公司是否從中取得融資無關；發行存託憑證的融資限制放寬效果可能是來自在海外掛牌使發行公司的聲譽與能見度提高，進而使其比較容易取得外部融資；即使台灣資本市場的開放程度與對公司治理的規範已經大幅提高，但是台灣上市公司仍然能藉由發行海外存託憑證提高聲譽及投資人認同，使融資限制降低；在考慮並控制各重大事件及發行公司特徵之後，本文原來的實證結果仍然成立，因此本文的實證結果與結論堪稱穩定。

本文分為六節，第壹節為前言，第貳節為文獻探討，第參節說明研究方法，第肆

臺灣大學學術期刊資料庫

節為資料說明，第伍節說明實證結果，第陸節為結論。

貳、文獻探討

一、公司發行海外存託憑證的動機

有不少既有文獻探討公司發行海外存託憑證的動機，Stapleton and Subrahmanyam (1977)、Errunza and Losq (1985)、Alexander, Eun, and Janakiramanan (1987)、Merton (1987)、Miller (1999)、Foerster and Karolyi (1999) 與 Errunza and Miller (2000) 認為當國際投資障礙存在時，由於投資人只能持有國內公司股票，投資風險不能有效分散，投資人將要求比較高的報酬率，發行公司必須負擔比較高的融資成本，如果公司能進行海外權益融資，投資人可以將風險分散，公司的融資成本將可以下降。

La Porta et al. (1997) 發現一個國家如果有完善的投資人保護法規與嚴格的公司治理規範，則公司在當地進行融資比較能吸引投資人參與，使融資成本降低。Stulz (1999) 與 Reese and Weisbach (2002) 認為公司在證券法規更為完善的外國市場上市能降低代理成本，從而降低融資成本。

Cantale (1996) 以訊息發射理論解釋公司的海外融資行為，他認為好的公司願意到上市成本高而且監管嚴格的市場掛牌，以傳遞經營良好的訊息，投資人收到訊息後，會重新評價該公司。

Lins, Strickland, and Zenner (2005) 以融資限制解釋公司前往海外掛牌的動機，他們以 1986 年至 1996 年間發行 ADR 的外國公司為樣本進行分析，發現新興國家的公司在美國掛牌後，投資對內部現金流量的敏感程度大幅降低；而已開發國家的公司在美國掛牌後，投資對內部現金流量的敏感程度並未明顯下降。他們認為這是因為美國的資訊揭露要求嚴格，新興國家公司在美國掛牌可以使投資人面對的資訊不對稱減少，進而使這些公司的融資限制減少，而已開發國家的資訊揭露要求本來就嚴格，資訊不對稱問題比較輕，因此已開發國家公司在美國掛牌不會有融資限制放寬效果。

二、融資限制

Donaldson (1961) 認為公司融資的決策有層級現象 (Financing Hierarchy)，當公司有資金需求時會優先使用內部資金，如必須向外融資，會優先選擇債務融資，其次才是權益融資。

Myers and Majluf (1984) 認為投資人擁有的資訊比公司經理人少，投資人相信經理人會在公司股價被高估時發行新股，因此當公司進行權益融資時，投資人不會積極參與，導致權益融資成本提高。

綜合 Donaldson (1961) 與 Myers and Majluf (1984) 的解釋，管理階層會優先使用內部資金，而在不得不使用外部資金時，為了降低融資成本，會選擇成本最低的資金來

臺灣博碩士論文知識加值系統

源。

Fazzari, Hubbard, and Peterson (1988, 2000) 分析融資限制與公司投資的關係，他們認為當外部融資成本明顯高於內部資金成本時，公司有如受到資金配給，這時候公司的內部現金流量將會影響其投資活動。根據此一推論，Fazzari et al. (1988, 2000) 以「投資 - 內部現金流量敏感度」(Investment to Cash Flow Sensitivity) 作為融資限制的衡量指標，公司的投資 - 內部現金流量敏感度越高，代表受到的融資限制越高。

雖然 Kaplan and Zingales (1997, 2000) 質疑以「投資 - 內部現金流量敏感度」衡量融資限制的合理性，但「投資 - 內部現金流量敏感度」模型已成為學界衡量融資限制的慣用模型，例如 Gilchrist and Himmelberg (1995)、詹維玲 (2002)、Lins et al. (2005) 與 Hovakimian and Hovakimian (2009)。

參、研究方法

本文以 Fazzari et al. (1988, 2000) 的「投資 - 內部現金流量敏感度」模型為基本分析架構，並根據本文的研究議題與 Lins et al. (2005) 加以修改，以 1992 年至 2009 年間首次發行海外存託憑證的台灣上市公司為樣本，探討企業發行存託憑證是否具有融資限制放寬效果。本節分為三部份，第一部份分析上市公司發行存託憑證對融資限制的影響；第二部份分析存託憑證是否完全使用舊股發行對融資限制的影響；第三部份檢驗發行公司在不同時點發行存託憑證對融資限制的影響。

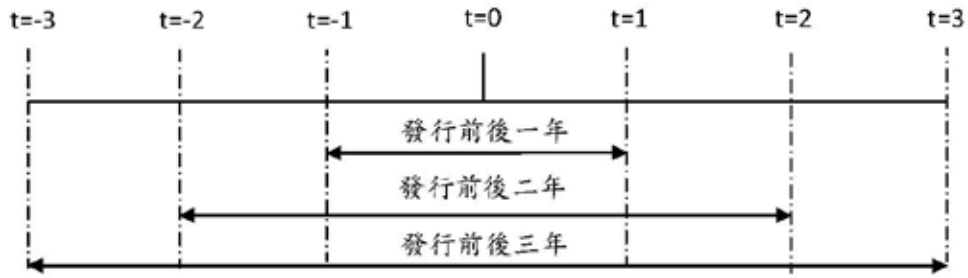


圖 1 取樣時間之圖示說明

本文使用的為「追蹤資料」，為方便說明，本文將樣本公司發行存託憑證之前 1 至 3 年定義為「發行前」，之後 1 至 3 年定義為「發行後」(請參考圖 1 之圖示) 。一般取樣公司有 6 個觀察點 (發行前與發行後各有 3 個觀察點)，但受到資料取得限制，部份公司只有 2 個或 4 個觀察點 (發行前與發行後各有 1 個或 2 個觀察點)。

本文先以「橫斷面固定效應模型」估計迴歸式，並以「多餘固定效應檢定」(Redundant Fixed-Effects Test) 檢驗迴歸式是否真的具有「固定效應」。這個檢定的虛

臺灣大學社會科學資料庫

無假說是「固定效應」不存在，如果檢定結果拒絕虛無假說，代表「固定效應」存在。

本文所使用的「追蹤資料」，資料是以發行前後第幾年排列，不是以曆年排列，相關之迴歸式並沒有縱斷面的「固定效應」，因此，本文沒有使用「縱斷面固定效應模型」(Period Fixed-Effects Model) 進行估計。本文使用 GLS 方法進行分析，藉以糾正變異數不齊一與自我相關問題。

一、發行存託憑證對融資限制之影響

本小節以投資對內部現金流量敏感度迴歸模型分析上市公司發行海外存託憑證對融資限制的影響，模型設定如下：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t} \quad (1)$$

其中，

i 表示 i 公司。

t 表示年份。

$I_{i,t} / TA_{i,t-1}$ 為當年固定資產增額與當年折舊之和佔前 1 年總資產的比例。

$CF_{i,t-1} / TA_{i,t-1}$ 為前 1 年以稅後淨利加計固定資產折舊金額衡量之內部現金流量佔前 1 年總資產的比例。本文也使用當年的內部現金流量佔前 1 年總資產的比例 ($CF_{i,t} / TA_{i,t-1}$) 進行分析，分析結果類似，為節省篇幅，只報告使用前者的分析結果。

Issue 為虛擬變數，發行海外存託憑證後為 1，之前為 0。

$M_{i,t-1} / B_{i,t-1}$ 為前 1 年的市價淨值比，市價淨值比可以作為 Tobin's q 的代理變數。本文另以「股票與負債市值對股票與負債帳面值之比」(Market Value of Equity and Debt / Book Value of Equity and Debt) 作為 Tobin's q 的代理變數，分析結果類似，為節省篇幅，本文只報告使用市價淨值比的分析結果。

$Cash_{i,t-1} / TA_{i,t-1}$ 為前 1 年現金與約當現金餘額佔前 1 年總資產的比例。

e_{it} 為誤差項。

以下解釋式中各係數的意義：

(1)β_1 為「投資 - 內部現金流量敏感度」，β_1 越高代表公司受到的融資限制越高。

(2)β_2 為樣本公司發行海外存託憑證後，「投資 - 內部現金流量敏感度」的變動值，如果發行存託憑證可以使融資限制下降，則發行後投資對內部現金流量的依賴程度將會減少。因此，如果 β_2 顯著為負，代表發行海外存託憑證可以使融資限制減少。

(3)β_3 衡量公司的市價淨值比對投資的影響。市價淨值比可以作為 Tobin's q 的代理變數，市價淨值比越高，代表公司的投資機會越多，投資人願意付出比較高

臺灣人文學術期刊資訊庫

的市價來購買公司的淨值。如果經理人能將投資機會實現，則市價淨值比越高的公司，投資將越多。

(4)β_4 衡量公司持有的「流動性」對投資的影響。本文以現金及約當現金來衡量公司持有的流動性，並以之作為控制變數。β_4 應為正數，即公司持有的現金及約當現金越多，投資越多。

為比較發行海外存託憑證與在台灣進行現金增資的融資限制放寬效果，並間接驗證發行存託憑證的融資限制放寬效果主要是來自在海外掛牌，還是來自融資的取得，本文以沒有發行過存託憑證而且同年在台灣首次從事現金增資、市值最為接近的同業為對應公司，並以上述的迴歸模型分析現金增資對融資限制之影響。現在，模型中的虛擬變數 *Issue* 代表現金增資，對應公司從事現金增資之後，*Issue* 為 1，現金增資之前，*Issue* 為 0。

如果迴歸結果顯示，發行存託憑證可以放寬融資限制，而在台灣進行現金增資沒有融資限制放寬效果，我們可以推論，發行存託憑證的融資限制放寬效果應該是來自在海外掛牌，而不是來自融資的取得。

二、存託憑證是否完全以舊股發行對融資限制之影響

台灣公司在發行海外存託憑證時，有些是完全使用舊股發行，這時候，發行公司並沒有取得資金。這正好提供一個機會讓我們分析發行存託憑證的融資限制放寬效果是來自在海外掛牌，還是來自融資的取得。如果迴歸結果顯示，不論是否完全使用舊股發行，發行存託憑證都可以放寬融資限制，則我們可以推論，發行海外存託憑證的融資限制放寬效果應該是來自在海外掛牌，而不是來自融資的取得。

本小節以存託憑證是否完全使用舊股發行為標準將樣本公司分組，分析發行公司是否在海外取得資金對融資限制放寬效果之影響，模型設定如下：

$$\begin{aligned}\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} &= \beta_0 + \beta_1 \frac{f \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{f \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} \\ &+ \beta_3 \frac{nf \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{nf \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} \\ &+ \beta_5 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}\end{aligned} \tag{2}$$

其中，

f 為虛擬變數，如果存託憑證有使用到新股發行 (發行公司有取得融資)，*f* = 1，否則 *f* = 0。

臺灣大學學術期刊資料庫

nf 為虛擬變數，如果存託憑證完全使用舊股發行 (發行公司沒有取得融資)，*nf* = 1，否則 *nf* = 0。

其他變數的定義與第 (1) 式相同，不再贅述。

式中相關係數的意義如下：

(1) 有取得資金的公司，如果融資限制減少，則發行後投資對內部現金流量的依賴程度將會減少，亦即 β_2 將為負。

(2) 沒有取得資金的公司，如果融資限制減少，則發行後投資對內部現金流量的依賴程度將會減少，亦即 β_4 將為負。

三、存託憑證發行時點對融資限制之影響

台灣大約從 2000 年到 2002 年起大幅對外開放資本市場，並積極強化對公司治理的規範。其中，比較重大的相關政策與措施如下：解除對單一及全體外資投資國內上市櫃公司的持股比例限制 (2000 年)；取消外國專業投資機構 (QFII) 必須成立滿一完整會計年度才能來台灣投資的限制 (2001 年)；將外國專業投資機構的資金匯入出期限由一年放寬為二年 (2001 年)；簡化外國專業投資機構來台灣投資的申請程序，實行「一次審查，永久登記有效」的管理措施 (2001 年)；將單一外資的投資額度由 12 億美元提高為 30 億美元 (在 2000 年 10 月、2000 年 12 月及 2001 年 12 月次第提高)；實施「證券投資人及期貨交易人保護法」 (2002 年)；設立「財團法人證券投資人及期貨交易人保護中心」，為投資人提起團體訴訟及仲裁求償，調處投資人的證券交易爭議，另外還設立保護基金，以供證券商或期貨商因財務困難無法償付時使用 (2003 年)。

為了了解在台灣資本市場的開放程度已經大幅提高，而且公司治理規範已趨於完善的情況下，台灣上市公司是否仍然可以藉由發行海外存託憑證放寬融資限制，本小節對樣本公司進行分組，以 1992 年至 2001 間首次發行存託憑證的公司為一組、2002 年至 2009 間首次發行存託憑證的公司為另一組，分析不同發行時點對融資限制放寬效果是否有影響，模型設定如下：

$$\begin{aligned}\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} &= \beta_0 + \beta_1 \frac{d1\times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{d1\times CF_{i,t-1}\times Issue}{TA_{i,t-1}} \\ &+ \beta_3 \frac{d2\times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{d2\times CF_{i,t-1}\times Issue}{TA_{i,t-1}} \\ &+ \beta_5 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}\end{aligned} \tag{3}$$

其中，

臺灣大學學術期刊資料庫

$d1$ 為虛擬變數，在 1992 年至 2001 年首次發行存託憑證，$d1 = 1$，否則 $d1 = 0$。

$d2$ 為虛擬變數，在 2002 年至 2009 年首次發行存託憑證，$d2 = 1$，否則 $d2 = 0$。

其他變數的定義與第 (1) 式相同，不再贅述。

式中相關係數的意義如下：

(1) 如果在 1992 年至 2001 年發行存託憑證可以使融資限制減少，則發行後投資對內部現金流量的依賴程度將會減少，亦即 β_2 將為負。

(2) 如果在 2002 年以後發行海外存託憑證可以使融資限制減少，則發行後投資對內部現金流量的依賴程度將會減少，亦即 β_4 將為負。

肆、資料說明

本文以 1992 年至 2009 年間首次發行海外存託憑證的上市公司為樣本公司，並以同產業市值相近但未發行存託憑證，且首次在國內進行現金增資的公司為對應公司。樣本公司與對應公司的財務資料取自台灣經濟新報 (TEJ)。

去除金融機構 (包括國泰金、玉山金、富邦金、中信金與第一金)、下市公司 (廣輝、宏電、致福)、未於任何交易所上市的樣本 (精元與昱晶) 以及華亞科 (該公司於 2006 年由興櫃市場轉上市，同年發行 GDR，並無發行前之市值資料可供分析)，本文最後得到 57 家樣本公司。其中，完全使用舊股發行者 (發行公司沒有取得資金) 有 25 家，有使用到新股發行者 (發行公司有取得資金) 有 32 家。

伍、實證結果分析

一、發行存託憑證對融資限制之影響

以下說明發行存託憑證對融資限制的影響，迴歸結果歸納於表 1 的 Panel A。迴歸結果顯示樣本公司在發行存託憑證後，投資對內部現金流量的依賴程度顯著下降，亦即發行存託憑證能使融資限制減少。詳細的迴歸結果解釋如下：

(1) 在 10% 顯著水準下，β_1 為 0.439，代表樣本公司在發行存託憑證之前，投資與內部現金流量呈正相關，亦即樣本公司在發行前，有受到融資限制。

(2) 在 1% 顯著水準下，β_2 為 -0.593，代表樣本公司發行存託憑證之後，投資對內部現金流量的依賴程度顯著下降，亦即發行存託憑證具有融資限制放寬效果。

(3) β_3 並沒有顯著異於 0，代表投資與 Tobin's q 無關，這隱含經理人並沒有將投資機會實現，或是投資人對發行公司的投資機會過度樂觀，給予發行公司過高的市價淨值比。

(4) 在 5% 顯著水準下，β_4 為 0.351，代表公司持有的「流動性」對投資有正向影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1 發行存託憑證對融資限制之影響

迴歸式：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}$$

Panel A: 使用有 2 個、4 個或 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.050	0.439[c]	-0.593[a]	-0.004	0.351[b]	0.251	244
(1.086)	(1.867)	(-3.800)	(-0.286)	(2.093)		

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 56) = 124.82，*p-value* = 0.00。

Panel B: 只使用有 4 個或 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.037	0.387	-0.564[a]	-0.002	0.409[b]	0.241	208
(0.768)	(1.503)	(-3.271)	(-0135)	(2.118)		

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 38) = 89.26，*p-value* = 0.00。

Panel C: 只使用有 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.006	0.492	-0.444[b]	-0.010	0.517[a]	0.006	156
(0.129)	(1.540)	(-2.161)	(-0.597)	(2.766)		

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 26) = 34.43，*p-value* = 0.09。

註：1. 迴歸係數底下 ( ) 內數字為 *t* 統計量；上標 a、b、c 分代表在 1%、5%、10% 水準下顯著。表中數字為粗體者，代表其統計量為顯著。R^2 代表 Adjusted R^2。

2. 根據「多餘固定效應檢定」，表中各迴歸式都具有「固定效應」。

對應公司的迴歸結果歸納於表 2 的 Panel A，迴歸結果顯示對應公司在現金增資之後，投資對內部現金流量的依賴程度並沒有顯著下降，亦即對應公司在國內進行現金增資沒有使融資限制減少。詳細的迴歸結果解釋如下：在 5% 顯著水準下，β_1 為 0.281，代表對應公司在現金增資之前，有受到融資限制；β_2 為 -0.181，但沒有達到顯著水準，代表在國內進行現金增資並沒有融資限制放寬效果；在 1% 顯著水準下，β_3 為 0.030，代表 Tobin's q 對投資有正向影響，隱含對應公司的經理人可以將投資機會實現；β_4 並沒有顯著異於 0，代表公司持有的「流動性」與投資無關。

在以上分析中，並不是每家公司的觀察點都相同，一般公司有 6 個觀察點，部份公司只有 4 個或 2 個觀察點。為了了解觀察點個數不同是否影響實證結果，本文另外使用以下兩種方式進行分析：

(1) 只使用有 4 個或 6 個觀察點的樣本公司與對應公司，重新進行分析，結果分別列於表 1 的 Panel B (樣本公司) 與表 2 的 Panel B (對應公司)。

臺灣本土學術期刊資料庫

(2) 只使用有 6 個觀察點的樣本公司與對應公司，重新進行分析，結果分別列於表 1 的 Panel C (樣本公司) 與表 2 的 Panel C (對應公司)。

重新分析的結果顯示，不論是使用那一種方式，實證結果仍然相似。

綜合而言，本小節的迴歸結果顯示，發行存託憑證可以使融資限制放寬，而在台灣進行現金增資並沒有融資限制放寬效果，因此，我們可以間接推論，發行存託憑證的融資限制放寬效果應該不是來自融資的取得，而是來自在海外掛牌。

表 2 在台灣進行現金增資對融資限制之影響

迴歸式：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}$$

Panel A: 使用有 2 個、4 個或 6 個觀察點的對應公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
-0.045	0.281[b]	-0.181	0.030[a]	0.182	0.473	120
(-1.399)	(2.097)	(-1.086)	(3.339)	(0.168)		

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 31) = 101.71，*p-value* = 0.00。

Panel B: 只使用有 4 個或 6 個觀察點的對應公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
-0.032	0.726[b]	-0.347	0.030[a]	0.062	0.302	92
(-0.843)	(2.176)	(-1.550)	(3.690)	(0.332)		

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 17) = 49.71，*p-value* = 0.00。

Panel C: 只使用有 6 個觀察點的對應公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
-0.005[c]	0.397[a]	-0.003	0.028[b]	-0.026	0.316	84
(-1.688)	(2.102)	(-0.254)	(2.232)	(-0.108)		

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 13) = 39.43，*p-value* = 0.00。

註：1. 迴歸係數底下 ( ) 內數字為 *t* 統計量；上標 a、b、c 分代表在 1%、5%、10% 水準下顯著。表中數字為粗體者，代表其統計量為顯著。R^2 代表 Adjusted R^2。

2. 根據「多餘固定效應檢定」，表中各迴歸式都具有「固定效應」。

二、存託憑證是否完全以舊股發行對融資限制之影響

本小節分析存託憑證是否完全以舊股發行對融資限制的影響，迴歸結果歸納於表 3 的 Panel A。迴歸結果顯示，不論存託憑證是否完全使用舊股發行，發行公司的投資對內部現金流量的依賴程度都顯著下降，卡方檢定結果顯示，兩者的下降程度並沒有不同。

臺灣大學圖書館期刊資料庫

詳細的迴歸結果解釋如下：

(1) 在 5% 顯著水準下，β_1 為 0.565，代表從發行存託憑證取得融資的公司，在發行前，有受到融資限制。

(2) 在 5% 顯著水準下，β_2 為 -0.493，代表從發行存託憑證取得融資的公司，在發行之後，投資對內部現金流量的依賴程度顯著下降，亦即不是完全使用舊股發行存託憑證具有融資限制放寬效果。

(3) β_3 沒有顯著異於 0，代表沒有從發行存託憑證取得融資的公司，在發行前，並沒有受到明顯的融資限制。

(4) 在 1% 顯著水準下，β_4 為 -0.775，代表沒有從發行存託憑證取得融資的公司，在發行之後，投資對內部現金流量的依賴程度顯著下降，亦即完全使用舊股發行存託憑證具有融資限制放寬效果。

(5) 卡方檢定結果顯示，β_2 與 β_4 並沒有顯著不同。$\beta_2=\beta_4$ 的卡方檢定值 χ^2 為 0.855，p 值為 0.355，代表不論發行公司是否從發行存託憑證取得融資，發行存託憑證的融資限制放寬效果並沒有顯著不同。

(6) β_5 並沒有顯著異於 0，代表投資與 Tobin's q 無關，隱含經理人沒有將投資機會實現，或是投資人對發行公司的投資機會過度樂觀。

(7) 在 5% 顯著水準下，β_6 為 0.355，代表公司持有的「流動性」對投資有正向影響。

為了了解樣本公司的觀察點個數不同是否影響實證結果，本小節另外使用以下兩種方式進行迴歸分析：只使用有 4 個或 6 個觀察點的樣本公司，重新進行迴歸分析 (實證結果列於表 3 的 Panel B)；只使用有 6 個觀察點的樣本公司，重新進行迴歸分析 (實證結果列表 3 的 Panel C)。

整體而言，以上之實證結果隱含發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行公司是否從中取得融資無關，在特定情況下 (使用 6 個觀察點的樣本公司進行分析時，此時樣本公司只有 27 家)，沒有取得資金的公司，發行存託憑證具有融資限制放寬效果，而有取得資金的公司，發行存託憑證反而沒有融資限制放寬效果。

發行存託憑證之所以有融資限制放寬效果可能是因為在海外掛牌使發行公司的聲譽與能見度提高。本國公司在海外掛牌後，除了可以增加新的融資管道，也可以使發行公司的聲譽與能見度提高。Fanto and Karmel (1997)、Karolyi (1998) 與 Bancel and Mittoo (2001) 發現經理人普遍認為跨國掛牌 (Cross-border Listing) 可以使掛牌公司的聲譽與能見度提高，另外，Cetorelli and Peristiani (2010) 發現長期以來美國與英國等歐美國家股市的「聲譽指數」(Prestige Index) 都遠高於台灣股市，這些研究發現可以佐證本文樣本公司以發行存託憑證方式在海外掛牌，可以使公司聲譽與能見度提高。

理論上，發行存託憑證可以為發行公司帶來新的融資管道，在首次發行時沒有取得融資的公司，日後可以利用這個管道取得融資，或是增發存託憑證來進行併購，這

臺灣大學圖書館期刊資料庫

表 3 存託憑證是否完全使用舊股發行對融資限制之影響

迴歸式：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{f \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{f \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{nf \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{nf \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}$$

Panel A: 使用有 2 個、4 個或 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	N
0.066	0.565[b]	-0.493[b]	-0.015	-0.775[a]	-0.002	0.355[b]	0.252	244
(1.561)	(2.058)	(-2.056)	(-0.045)	(-4.144)	(-0.176)	(2.139)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 0.855，*p-value* = 0.36。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 56) = 127.12，*p-value* = 0.00。

Panel B: 只使用有 4 個或 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	N
0.050	0.516[c]	-0.514[c]	0.012	-0.678[a]	-0.001	0.409[b]	0.237	208
(1.133)	(1.645)	(-1.810)	(0.033)	(-3.690)	(-0.060)	(2.081)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 0.232，*p-value* = 0.63。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 38) = 90.84，*p-value* = 0.00。

Panel C: 只使用有 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	N
0.003	0.407	-0.003	0.302	-0.754[a]	-0.007	0.599[a]	0.070	156
(0.064)	(1.182)	(-0.007)	(0.582)	(-3.348)	(-0.381)	(3.098)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 3.488，*p-value* = 0.06。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0 : 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 26) = 37.23，*p-value* = 0.05。

註：1. 迴歸係數底下 ( ) 內數字為 *t* 統計量；上標 a、b、c 分代表在 1%、5%、10% 水準下顯著。表中數字為粗體者，代表其統計量為顯著。R^2 代表 Adjusted R^2。

2. 根據「多餘固定效應檢定」，表中各迴歸式都具有「固定效應」。

樣雖然沒有直接取得資金，也可以降低資金壓力，這兩者都可能使融資限制放寬。

公司增加新的融資管道雖然可能使融資限制放寬，但這並不是必然的，因為新的融資管道可能成本昂貴，公司不見得可以輕易動用。反觀，公司聲譽與能見度提高雖然沒有直接為公司增加新的融資管道，但基於以下理由，卻可能使融資限制放寬：

(1) 公司可以更容易而且以更優惠的條件從金融市場取得融資，例如更容易以更優惠的條件向銀行融資或進行現金增資或發行債權工具。

(2) 公司在與上下游廠商往來時，可以取得更好的條件，使公司的融資壓力減少。

臺灣期貨交易所 期貨資料庫

要直接驗證發行存託憑證的融資限制放寬效果是否來自發行公司的聲譽與能見度提高，涉及比較在存託憑證發行前後，發行公司向銀行融資及其他各種融資條件的變化，及發行公司與上下游廠商往來情況的變化。受限於相關資料不易取得，直接驗證的工作有待後續研究。

本文另外使用以下方式來驗證發行存託憑證的融資限制放寬效果，並不是來自海外掛牌所代表的新融資管道。

本文實證結果顯示，不論使用有幾個觀察點的樣本公司進行分析，沒有取得資金的公司 (共有 25 家)，發行存託憑證都具有融資限制放寬效果。這 25 家公司在發行當年起算的 3 個年度內以增資方式增發存託憑證 (發行公司取得資金或使用存託憑證進行併購) 的只有 1 家 (如果在 2000 年發行，發行當年起算的 3 個年度為 2001 年、2002 年及 2003 年)，比例為 1/25。顧名思義，在首次發行前，這 25 家公司可以發行存託憑證取得融資的家數為 0，比例為 0/25。我們可以使用這些資料檢定這 25 家公司以增資方式增發存託憑證的家數是否顯著大於 0，檢定結果顯示該家數與 0 無異 (檢定結果列於表 4 的 Panel A)，亦即就實際運用以取得融資的意義來說，這個新融資管道只是聊備一格，似有實無。

在本文樣本中，在發行存託憑證時取得資金的公司有 32 家，其中在發行當年起算的 3 個年度內以增資方式增發存託憑證的有 6 家，比例為 6/32。檢定結果顯示這 32 家公司以增資方式增發存託憑證的家數顯著大於 0 (檢定結果列於表 4 的 Panel B)，亦即對這 32 家公司而言，海外掛牌本身所代表的新融資管道確實是可以實際運用以取得融資的新管道。這個檢定結果隱含，即使有可以實際運用以取得融資的新管道，不見得可以放寬融資限制，因為在特定情況下 (使用 6 個觀察點的樣本公司進行分析時)，首次發行存託憑證時取得資金的公司，發行存託憑證並沒有融資限制放寬效果。

表 4 樣本公司在首次發行後 3 年度內以存託憑證融資的情況

Panel A: 完全以舊股發行的公司 (沒有在首次發行中取得資金的公司)

發行前以存託憑證融資之家數比例	發行後 3 年度內以存託憑證融資之家數比例	兩者相等之 *p*-值
0/25	1/25	0.327

Panel B: 不完全以舊股發行的公司 (在首次發行中取得資金的公司)

發行前以存託憑證融資之家數比例	發行後 3 年度內以存託憑證融資之家數比例	兩者相等之 *p*-值
0/32	6/32	0.012

三、存託憑證發行時點對融資限制之影響

本小節分析存託憑證發行時點對融資限制的影響，迴歸結果歸納於表 5 的 Panel

臺灣大學學術期刊資料庫

A。迴歸結果顯示不論樣本公司是在前期 (33 家) 或是後期 (24 家) 發行存託憑證，投資對內部現金流量的依賴程度都顯著下降，卡方檢定結果顯示，兩者的下降程度並沒有不同，亦即發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行時點無關。這似乎隱含即使台灣資本市場的開放程度與對公司治理的規範已經大幅提高，但是台灣上市公司仍然可以藉由發行海外存託憑證提高聲譽及投資人認同，因而使融資限制降低。

表 5 存託憑證發行時點對融資限制之影響

迴歸式：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{d1 \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{d1 \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{d2 \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}}$$
$$+ \beta_5 \frac{d2 \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}$$

Panel A: 使用有 2 個、4 個或 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	N
0.045	0.348	-0.503[a]	0.686[c]	-0.779[a]	-0.005	0.383[b]	0.247	244
(0.936)	(1.233)	(-2.595)	(1.700)	(-2.689)	(-0.345)	(2.218)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 0.610，*p-value* = 0.44。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 56) = 125.78，*p-value* = 0.00。

Panel B: 只使用有 4 個或 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	N
0.031	0.281	-0.458[b]	0.665	-0.742[b]	-0.003	0.457[b]	0.236	208
(0.609)	(0.988)	(-2.036)	(1.411)	(-2.547)	(-0.222)	(2.272)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 0.577，*p-value* = 0.448

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 38) = 89.98，*p-value* = 0.00。

Panel C: 只使用有 6 個觀察點的樣本公司進行迴歸分析

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	N
0.008	0.398	-0.279	0.838	-0.936[b]	-0.015	0.574[a]	0.060	156
(0.161)	(1.228)	(-1.330)	(1.433)	(-1.983)	(-0.841)	(3.103)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 1.775，*p-value* = 0.18。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0 : 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 26) = 35.43，*p-value* = 0.08。

註：1. *d*1 與 *d*2 為虛擬變數，在 1992 年至 2001 年首次發行存託憑證，*d*1 = 1，否則 *d*1 = 0。在 2002 年至 2009 年首次發行存託憑證，*d*2 = 1，否則 *d*2 = 0。

2. 迴歸係數底下 ( ) 內數字為 *t* 統計量；上標 a、b、c 分代表在 1%、5%、10% 水準下顯著。表中數字為粗體者，代表其統計量為顯著。R^2 代表 Adjusted R^2。

3. 根據「多餘固定效應檢定」，表中各迴歸式都具有「固定效應」。

臺灣大學圖書館期刊資料庫

為了解樣本公司的觀察點個數不同是否影響實證結果，本小節另外使用以下兩種方式進行迴歸分析：只使用有 4 個或 6 個觀察點的樣本公司，重新進行迴歸分析 (實證結果列於表 5 的 Panel B) ; 只使用有 6 個觀察點的樣本公司，重新進行迴歸分析 (實證結果列於表 5 的 Panel C)。

如果使用只有 4 個或 6 個觀察點的樣本公司重新進行分析，迴歸結果與上述結果相似。當使用 6 個觀察點的樣本公司進行分析，迴歸結果顯示，在前期發行的公司，其投資對內部現金流量的依賴程度並沒有顯著下降，而在後期發行的公司，其投資對內部現金流量的依賴程度則顯著下降。

整體而言，以上之實證結果似乎隱含即使台灣資本市場的開放程度與對公司治理的規範已經大幅提高，但是台灣上市公司仍然可以藉由發行海外存託憑證提高聲譽及投資人認同，使融資限制降低。

四、穩定性檢定

本文樣本公司發行存託憑證的時間，起自 1992 年迄至 2009 年，這段時間發生了諸如亞洲金融風暴、921 震災、網路泡沫、美國 911 事件、SARS 與金融海嘯等重大事件，為了解這些事件是否影響本文實證結果，本小節使用以下兩種方式進行穩定性檢定 :

(1) 分別將各事件期的發行樣本剔除，重新進行迴歸分析，觀察迴歸結果是否改變。剔除的事件期發行樣本有：亞洲金融風暴期間 (1997 年及 1998 年)、921 震災期間 (1999 年)、網路泡沫期間 (1999 年及 2000 年)、美國 911 事件期間 (2001 年)、 SARS 期間 (2003 年)、金融海嘯期間 (2008 年及 2009 年)，對應的分析結果分別歸納於表 6 的 Panel A 至 Panel F。

(2) 以各事件期為基準將發行樣本分為前後期，重新進行迴歸分析，並比較前後期的迴歸結果是否不同，分期方式如下：

① 以亞洲金融風暴事件分期 : 前期為 1992 年至 1998 年，後期為 1999 年至 2009 年。迴歸結果列於表 7 的 Panel A。

② 以網路泡沫事件分期 : 前期為 1992 年至 2000 年，後期為 2001 年至 2009 年。迴歸結果列於表 7 的 Panel B。

③ 以 SARS 期間事件分期 : 前期為 1992 年至 2003 年，後期為 2004 年至 2009 年。迴歸結果列於表 7 的 Panel C。

如果以 921 震災及美國 911 事件分期，分期時間將分別與以網路泡沫事件分期及本文 3.3 小節的分期類似，因此不再另行以這兩個事件分期。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6 存託憑證對融資限制之影響：控制各重大事件

迴歸式：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}$$

Panel A: 剔除亞洲金融風暴期間 (1997-1998) 樣本

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.046	0.554[b]	-0.681[a]	-0.005	0.358[b]	0.236	218
(0.988)	(2.025)	(-3.699)	(-0.371)	(2.033)		

Panel B: 剔除台灣 921 震災期間 (1999) 樣本

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.077	0.335	-0.639[a]	-0.011	0.396[b]	0.227	218
(1.545)	(1.231)	(-3.742)	(-0.754)	(2.063)		

Panel C: 剔除網路泡沫期間 (1999-2000) 樣本

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.087[c]	0.331	-0.650[a]	-0.014	0.411[b]	0.229	198
(1.707)	(1.171)	(-3.686)	(-0.868)	(2.120)		

Panel D: 剔除美國 911 事件期間 (2001-2002) 樣本

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.033	0.442[c]	-0.595[a]	-0.002	0.436[b]	0.228	230
(0.691)	(1.878)	(-3.830)	(-0.128)	(2.507)		

Panel E: 剔除 SARS 期間 (2003) 樣本

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.094[c]	0.461	-0.649[a]	-0.005	0.097	0.290	202
(1.890)	(1.596)	(-3.783)	(-0.376)	(0.548)		

Panel F: 剔除金融海嘯期間 (2008-2009) 樣本

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	N
0.052	0.463[c]	-0.604[a]	-0.004	0.317[b]	0.247	238
(1.117)	(1.910)	(-3.880)	(-0.298)	(1.850)		

註：1. 迴歸係數底下 ( ) 內數字為 *t* 統計量；上標 a、b、c 分代表在 1%、5%、10% 水準下顯著。表中數字為粗體者，代表其統計量為顯著。R^2 代表 Adjusted R^2。

2. 根據「多餘固定效應檢定」，表中各迴歸式都具有「固定效應」。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7 存託憑證對融資限制之影響：以各重大事件分期

迴歸式：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{d1 \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{d1 \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{d2 \times CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}}$$
$$+ \beta_5 \frac{d2 \times CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + e_{i,t}$$

Panel A: 以亞洲金融風暴期間分段，*d*1 = 1992-1998，*d*2 = 1999-2009。

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	*N*
0.060	-0.145	-0.552[a]	0.757[a]	-0.753[a]	-0.002	0.361[b]	0.260	244
(1.354)	(-0.482)	(-3.311)	(2.603)	(-3.227)	(-0.142)	(2.185)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 0.498，*p-value* = 0.48。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 38) = 127.98，*p-value* = 0.00。

Panel B: 以網路泡沫期間分段，*d*1 = 1992-2000，*d*2 = 2001-2009。

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	*N*
0.050	0.376	-0.571[a]	0.556	-0.638[b]	-0.004	0.351[b]	0.244	244
(1.074)	(1.310)	(-2.952)	(1.500)	(-2.387)	(-0.319)	(2.052)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 0.042，*p-value* = 0.84。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 38) = 124.96，*p-value* = 0.00。

Panel C: 以 SARS 期間分段，*d*1 = 1992-2003，*d*2 = 2004-2009。

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R^2	*N*
0.052	0.353	-0.618[a]	0.623	-0.603[c]	-0.004	0.355[b]	0.244	244
(1.085)	(1.212)	(-3.159)	(1.407)	(-1.904)	(-0.302)	(2.064)		

H_0: $\beta_2 = \beta_4$; χ^2(d.f. = 1) = 0.002，*p-value* = 0.97。

多餘固定效應檢定 (Redundant Fixed-Effects Test):

H_0: 固定效應是多餘的。χ^2(d.f. = 38) = 125.29，*p-value* = 0.00。

註：1. 迴歸係數底下 ( ) 內數字為 *t* 統計量；上標 a、b、c 分代表在 1%、5%、10% 水準下顯著。表中數字為粗體者，代表其統計量為顯著。R^2 代表 Adjusted R^2。

2. 根據「多餘固定效應檢定」，表中各迴歸式都具有「固定效應」。

將各事件期的發行樣本剔除重新迴歸所得的結果，與原來的迴歸結果相似。以各事件期為基準將發行樣本分為前後期重新迴歸所得的結果，也與原來的迴歸結果相似，不論樣本公司是在前期或是後期發行存託憑證，投資對內部現金流量的依賴程度都顯著下降，卡方檢定結果顯示，兩者的下降程度並沒有不同。整體而言，在考慮並控制以上各重大事件的影響之後，本文原來的實證結果與結論仍然成立。

另外，為了解存託憑證發行公司的特徵是否影響本文原來的實證結果，本小節也

臺灣大學管理論叢期刊資料庫

以各公司的負債比 (負債 / 總資產)、現金股利 (以總資產平減，即現金股利總金額 / 總資產)、公司規模 (分別以總資產及總市值衡量) 及內部人士持股比例 (內部人士定義為公司董事、監察人及經理人) 為控制變數，重新進行迴歸分析，觀察迴歸結果是否改變。

控制發行公司特徵，重新迴歸所得的結果顯示，在考慮並控制發行公司特徵後，本文原來的實證結果與結論仍然成立，而這些公司特徵的係數都不顯著 (詳見表 8)。

表 8 存託憑證對融資限制之影響：控制公司特徵

迴歸式：

$$\frac{I_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CF_{i,t-1} \times Issue}{TA_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{M_{i,t-1}}{B_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Cash_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}}$$
$$+ \beta_5 \frac{D_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{Div_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_7 FirmSize_{i,t-1} + \beta_8 Insider_{i,t-1} + e_{i,t}$$

Panel A: 以總資產衡量公司規模 (*FirmSize*)

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	R^2	*N*
0.050	0.452[b]	-0.522[a]	-0.006	0.357[b]	-0.080	-0.050	-0.060	0.161	0.238	244
(0.564)	(2.126)	(-3.004)	(-0.561)	(2.386)	(-0.829)	(-0.563)	(-0.178)	(0.752)		

Panel B: 以股票市值衡量公司規模 (*FirmSize*)

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	R^2	*N*
-0.046	0.579[b]	-0.421[b]	-0.007	0437[a]	0.049	-0.028	-0.264	0.274	0.196	244
(-0.343)	(2.421)	(-2.024)	(-0.509)	(2.643)	(0.324)	(-0.248)	(-1.090)	(0.865)		

註：1. 迴歸式中，*D/TA* 為負債比 (負債 / 總資產)、*Div/TA* 為現金股利 (以總資產平減，即現金股利總金額 / 總資產)、*FirmSize* 為公司規模 (分別以總資產及總市值衡量)、*Insider* 為內部人士持股比例。

2. 迴歸係數底下 ( ) 內數字為 *t* 統計量；上標 a、b、c 分代表在 1%、5%、10% 水準下顯著。表中數字為粗體者，代表其統計量為顯著。R^2 代表 Adjusted R^2。

3. 根據「多餘固定效應檢定」，表中各迴歸式都具有「固定效應」。

綜合而言，在考慮並控制各重大事件及發行公司特徵之後，本文原來的實證結果仍然成立，因此本文的實證結果與結論堪稱穩定。

一般來說，在探討公司營運績效在某一特定事件前後的變化時，代理問題與訊息揭露程度是否對營運績效的變化造成影響，是一個不容忽視的問題，至於代理問題與訊息揭露程度是否也會對存託憑證發行前後的融資限制變化造成影響，文獻上還沒有比較完整的論述，雖然如此，代理問題與訊息揭露程度是否會影響本文的分析結果，仍然值得關注。本文實證模型中的自變數，負債比 (債權人也有誘因監督經理人)、現金股利 (現金股利越高，經理人可以用來謀取私利的資源越少，因而代理問題越小)

臺灣大學會計學術研究資料庫

、公司規模 (規模越大的公司，其與投資人之間的資訊不對稱問題越小，因而代理問題越小) 及內部人持股比率 (內部人持股比率越高，代理問題越小)，在既有文獻上都可以當作代理問題的替代變數，因而本文的實證分析可以說已經控制了代理問題的影響。

既有文獻對於如何衡量訊息揭露程度並無一致的作法，一般都是依不同的揭露管道與揭露項目給予權數與分數而得出一綜合評分，但是文獻上對揭露管道與揭露項目的涵蓋範圍及其所佔的權數與分數，並無共識。以台灣來說，在證交所與櫃台買賣中心委託之下，證券暨期貨市場發展基金會才在 2003 年建立「訊息揭露評鑑系統」，完整的衡量上市櫃公司的訊息揭露程度，而且在 2005 年之後才有一致性的評等方式，評等項目超過 80 項，換言之，台灣上市櫃公司的訊息揭露程度，自 2005 年起才有完整而且前後一致的資料。由於在訊息揭露方面扮演關鍵角色的公司網站相關資料，在 2005 年之前並沒有被完整而一致的記錄下來，現在要正確衡量台灣上市櫃公司在 2005 年之前的訊息揭露程度，並得出跨越 2005 年而前後一致的資料，幾乎已經不可能。本文所涵蓋的存託憑證發行事件起自 1992 年止於 2009 年，實證資料期間起自 1989 年止於 2010 年，這段期間並無正確而前後一致的訊息揭露程度資料可供使用，如果退而求其次只針對有前後一致資料的存託憑證發行事件進行局部分析，則能納入分析的發行事件將侷限於 2008 年與 2009 年，發行事件只有 3 個，並無法進行有意義的分析。附帶一提的是，既有文獻通常將公司規模作為資訊不對稱的代理變數，在不得不的情況下，公司規模可以粗略作為訊息揭露程度的替代變數 (規模較大的公司，訊息揭露程度較佳)。

訊息揭露程度是否會對存託憑證發行前後的融資限制變化造成影響，確實是一個值得探討的議題，但如前所述，現在要得出跨越 2005 年而前後一致的訊息揭露程度資料，幾乎已經不可能，因而這個議題只能留待日後有足夠的資料時才能進行比較完整的分析。

陸、結論

本文以 1992 年至 2009 年間首次發行海外存託憑證的台灣上市公司為樣本，探討發行存託憑證對融資限制的影響，並比較發行存託憑證與在國內進行現金增資的融資限制放寬效果。

本文主要發現如下：

一、台灣上市公司發行海外存託憑證具有融資限制放寬效果

實證結果顯示，不論是使用幾個觀察點進行分析，樣本公司發行海外存託憑證之後，投資對內部現金流量的依賴程度顯著下降，亦即發行存託憑證可以使融資限制放

臺灣期刊學術期刊資料庫

寬。另外，實證結果也顯示，不論是使用幾個觀察點進行分析，對應公司在台灣進行現金增資沒有融資限制放寬效果。我們可以間接推論，發行存託憑證的融資限制放寬效果應該不是來自融資的取得。

二、發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行公司是否從中取得融資無關

實證結果顯示，除了特定情況 (使用 6 個觀察點的樣本公司進行分析時，此時樣本公司只有 27 家) 外，不論樣本公司是否完全使用舊股發行存託憑證，投資對內部現金流量的依賴程度都顯著下降，而且卡方檢定結果顯示，兩者的下降程度並沒有不同。在特定情況下 (使用 6 個觀察點的樣本公司進行分析時)，沒有取得資金的公司，發行存託憑證具有融資限制放寬效果，而有取得資金的公司，發行存託憑證反而沒有融資限制放寬效果。以上結果隱含發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行公司是否從中取得融資無關。

三、發行存託憑證的融資限制放寬效果應該是來自在海外掛牌

綜合以上兩點，發行存託憑證之所以有融資限制放寬效果，與發行公司是否取得融資無關，主要原因應該是在海外掛牌使發行公司的聲譽與能見度提高，進而使其比較容易取得外部融資。

四、發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行時點無關

實證結果顯示，除了特定情況 (使用 6 個觀察點的樣本公司進行分析時) 外，不論樣本公司是在前期或是後期發行存託憑證，投資對內部現金流量的依賴程度都顯著下降，而且兩者的下降程度並沒有不同，亦即發行存託憑證的融資限制放寬效果與發行時點無關。在特定情況下 (使用 6 個觀察點的樣本公司進行分析時)，後期發行存託憑證具有融資限制放寬效果，而前期發行存託憑證反而沒有融資限制放寬效果。這似乎隱含即使台灣資本市場的開放程度與對公司治理的規範已經大幅提高，但是台灣上市公司仍然可以藉由發行海外存託憑證提高聲譽及投資人認同，因而使融資限制降低。

五、在考慮並控制各重大事件及發行公司特徵之後，本文原來的實證結果仍然成立，因此本文的實證結果與結論堪稱穩定。

以上第三點是根據本文的實證發現間接推論而得，如何使用直接證據驗證此一推論，並釐清發行存託憑證的融資限制放寬效果的確切原因，應該是一個值得進行的後續研究方向。

臺灣大學學術期刊資料庫

Does Issue of Oversea Depositary Receipt Reduce Financial Constraints? - Evidence from Taiwan

Jyh-Dean Hwang, Associate Professor, Department of International Business, National Taiwan University
Yi-Tang Kuan, Pilot, EVA Airways

Purpose / Objective

Increasing numbers of companies are raising capital internationally by issuing global deposit receipts (DRs). The positive market reaction associated with DR listing documented in the literature is frequently attributed to a reduction in market segmentation costs that improves access to capital. La Porta et al. (1997), Errunza and Miller (2000) and Lins et al. (2005), among others, note the role of DR listing in improving firms' access to lower-cost external financing. Khurana et al. (2008) and Sarkissian and Schill (2009) find a positive relation between cross-border listing and subsequent externally financed firm growth rates. The implication of these studies is that DR listing will improve firms' access to lower-cost external financing. This paper tests this implication. Specifically, we investigate if firms can ease their financial constraints by issuing depositary receipts overseas, using as sample Taiwan's listed companies that issued DRs for the first time from 1992 through 2009. The effect of DR issues in easing financial constraints is compared with that of the seasoned public offerings in Taiwan's equity market. We also investigate if the effect depends on the capital influx from DR issues and the timing of DR issues.

Design / Methodology / Approach

We use the methodology of Fazzari et al. (1988, 2000) and Lins et al. (2005) to investigate if the investment to cash flow sensitivity of DR issuers declines following the DR listing. When internal and external capitals are not perfect substitutes, external capital can be sufficiently expensive that firms are rationed in their access to the external capital. As a result, internally-generated cash flow will influence a firm's investment policy, and a firm's investment will be sensitive to its internally-generated cash flow. If the DR listing can ease financial constraints, then the investment to cash flow sensitivity of the listing firms will decline following the DR listing. We reframe the FHP model to test if the DR listing can ease financial constraint. The dependent variable is investment in the current period (I_t) scaled by the total assets in the preceding period (TA_{t-1}). The independent variables are:

CF_{t-1}/TA_{t-1}: free cash flow in the preceding period scaled by the total assets in the preceding period (free cash flow in the current period is also used and gives similar results).

臺灣大學學術期刊資料庫

*Issue*CF*$_{t-1}$*/TA*$_{t-1}$: scaled free cash flow multiplied by dummy variable *Issue*, which equals to one after the listing and equals to zero otherwise. If a DR listing enhances access to external capital markets, then there should be a negative relation between this variable and investment, indicating that the dependence on internally-generated cash flow is lower following the listing.

M_{t-1}/B_{t-1}: market-to-book ratio of net equity in the preceding period. Classical investment theory predicts a positive relation between Tobin's q and investment. We use the market-to-book ratio as a proxy for Tobin's q.

Cash$_{t-1}$*/TA*$_{t-1}$: cash and marketable securities scaled by total assets in the preceding period. This variable is a measure of financial slack. If access to external capital markets is costly, then the investment to cash flow sensitivity would be lower when the firm has larger financial slack.

We use an issuer-specific fixed-effects panel regression model that has a dummy variable for each issuer for empirical analysis. Redundant fixed-effects test is used to check for the legitimacy of the fixed-effects specification. As the sample is not aligned in calendar time, we do not include a dummy variable for each year. For each firm, we have the same number of pre- and post-listing observations, where we have three yearly observations on each side of the year of listing at the maximum (six yearly observations in total) and one yearly observation on each side of the year of listing at the minimum (two yearly observations in total).

Our DR sample includes 57 Taiwanese firms that issued deposit receipts for the first time in the US, the UK, and Luxemburg from 1992 to 2009. All data used in this study are taken from the database of Taiwan Stock Exchange and Taiwan Economic Journal (TEJ). The first depositary receipt program from Taiwan was established in 1992 and a total of 73 Taiwanese firms had issued deposit receipts in the US, the UK and Luxemburg from 1992 to 2009. In constructing our sample, we eliminate financial firms, firms that were delisted from Taiwan Stock Exchange after their DR issue, and firms without sufficient financial data. Our SEO sample includes firms that are in the same or similar industry of the DR issuer, have a seasoned equity offering in the same year when the DR issuer offers its DR for the first time, and have a book value most comparable to the DR issuer.

臺灣大學學術期刊資料庫

Findings

Our issuer-specific fixed-effects panel regression model is justified by the test results of

redundant fixed-effects test. The null hypothesis that the fixed-effects are redundant is rejected, indicating that there are fixed-effects and the panel regression model should be estimated accordingly. We find the investment to cash flow sensitivity of the listing firms decline following the DR listing, which implies Taiwan's listed companies can reduce their financial constraints by issuing DRs. Furthermore, we find that firms undertaking seasoned public offerings in the domestic equity market cannot reduce their financial constraints. As 25 of the 57 DR issuers in our sample have not raised capital from their DR issue, we can directly control for the effect of capital raised from DR issue. It is notable that the effect of DR issues in easing financial constraints is not caused by the capital influx from DR listings. We demonstrate that the effect is most likely driven by the prestige and visibility gain from cross-border listing, which gives the DR issuers greater and easier access to capital markets. Finally, we find that Taiwan's listed companies can still reduce their financial constraints by issuing DRs, despite Taiwan has liberalized its financial markets and improved its corporate governance practices substantially since 2000 or so.

We perform several tests to examine the robustness of our results. We re-estimate our model with exactly three yearly observations on each side of the year of listing and at least two yearly observations on each side of the year of listing. We control for the effects of capital raised from DR issues and firm characteristics of the issuers such as debt ratio, scale of cash dividend payout, size of the firms, and shareholdings of the insiders. We also control for the effects of the Asian financial crisis during 1997-1998, the internet bubble in 1999 and 2000, the 911 attack in 2001, the epidemic of SARS in 2003, and the financial tsunami during 2008-2009. Results from these tests suggest that our findings are fairly robust.

Originality / Contribution

We find that Taiwan's listed companies can reduce their financial constraints by issuing DRs overseas. More importantly, we find the effect of DR issues in reducing financial constraints is not dependent on whether the DR issuers raise new capital from the issues or not. In addition, the effect is not due to the fact that the DR issues provide a new source of funding. We further demonstrate that the effect of DR issues in easing financial constraints is most likely driven by the prestige and visibility gain from cross-border listing, which gives the DR issuers greater and easier access to capital markets. Our findings echo Cetorelli and Peristiani (2010). They use network analysis to derive prestige index for forty-five stock markets and find that the US and the UK markets are far more prestigious than the Taiwan

臺灣大學管理論叢期刊資料庫

market. Based on the market segmentation hypothesis and the disadvantaged market hypothesis of international cross listing, DR issuers from Taiwan should be in a solid position to benefit from listing their shares in these markets. Finally, our results suggest that Taiwan's listed companies can still garner prestige and investor recognition by issuing DRs and reduce their financial constraints as a result, despite Taiwan has liberalized its financial markets and improved its corporate governance practices substantially in recent years.

Research Limitations / Implications

Our results suggest that the effect of DR issues in easing financial constraints is most likely driven by the prestige and visibility gain from cross-border listing, which gives the DR issuers greater and easier access to capital markets. However, we have not investigated this supposition thoroughly in this paper as the relevant data are not easily accessible. Based on this supposition, the DR issuers are expected to experience, after DR listings, an increase in capital raising activities such as debt and equity issues and/or a decrease in the cost of capital. Further research in this area is warranted.

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

詹維玲，2002，金融自由化與投資：臺灣實證研究，***臺灣經濟預測與政策***，32 卷 2 期：29-59。(Chan, Vei-Lin. 2002. Financial liberalization and investment: Evidence from Taiwan. ***Taiwan Economic Forecast and Policy***, 32 (2): 29-59.)

Alexander, G., Eun, C., and Janakiramanan, S. 1987. Asset pricing and dual listing on foreign capital markets. ***The Journal of Finance***, 42 (1): 151-158.

Bancel, F., and Mittoo, U. 2001. European managerial perceptions of the net benefits of foreign stock listings. ***European Financial Management Journal***, 7 (2): 213-236.

Bris, A., Cantale, S., and Nishiotis, G. P. 2007. A breakdown of the valuation effects of international cross-listing. ***European Financial Management***, 13 (3): 498-530.

Cantale, S. 1996. ***The choice of a foreign market as a signal***. Working paper, INSEAD, Fontainebleau, France.

Cetorelli, N., and Peristiani, S. 2010. ***Firm value and cross-listings: The impact of stock market prestige***. Working paper no. 474, Federal Reserve Bank of New York, New York, U.S.A.

Doidge, C., Karolyi, G. A., and Stulz, R. 2004. Why are foreign firms that are listed in the U.S. worth more? ***Journal of Financial Economics***, 71 (2): 205-238.

Donaldson, G. 1961. ***Corporate debt capacity: A study of corporate debt policy and the determination of corporate debt capacity***. Working paper, Harvard Graduate School of Business Administration, Cambridge, U.S.A.

Errunza, V., and Losq, E. 1985. International asset pricing under mild segmentation: Theory and test. ***The Journal of Finance***, 40 (1): 105-124.

Errunza,V., and Miller, D. 2000. Market segmentation and the cost of the capital in international equity markets. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 35 (4): 577-600.

Fanto, J., and Karmel, R. 1997. A report on the attitudes of foreign companies regarding a U.S. listing. ***Stanford Journal of Law, Business and Finance***, 3 (1): 143-162.

Fazzari, S., Hubbard, R., and Peterson, B. 1988. Financial constraints and corporate investment. ***Brookings Papers on Economic Activity***, 19 (1): 141-195.

_____. 2000. Investment-cash flow sensitivities are useful: A comment on Kaplan and Zingales. ***Quarterly Journal of Economics***, 115 (2): 695-705.

Foerster, S. R., and Karolyi, G. A. 1999. The effects of market segmentation and investor recognition on asset prices: Evidence from foreign stocks listing in the United States. ***The Journal of Finance***, 54 (3): 981-1013.

臺灣大學學術期刊資料庫

_____. 2000. The long-run performance of global equity offerings. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 35 (4): 499-528.

Gilchrist, S., and Himmelberg, C. P. 1995. Evidence on the role of cash flow for investment. ***Journal of Monetary Economics***, 36 (3): 541-572.

Hovakimian, A., and Hovakimian, G. 2009. Cash flow sensitivity of investment. ***European Financial Management***, 15 (1): 47-65.

Kaplan, S., and Zingales, L. 1997. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financial constraints? ***Quarterly Journal of Economics***, 112 (1): 169-215.

_____. 2000. Investment-cash flow sensitivities are not valid measures of financial constraints. ***Quarterly Journal of Economics***, 115 (2): 707-712.

Karolyi, G. A. 1998. Why do companies list shares abroad? A survey of the evidence and its managerial implications. ***Financial Markets, Institutions and Instruments***, 7 (1): 1-60.

Khurana, I. K., Martin, X., and Periera, R. 2008. Cross-listing and firm growth. ***Review of Finance***, 12 (2): 293-322.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. 1997. Legal determinants of external finance. ***The Journal of Finance***, 52 (3): 1131-1150.

Lins, K., Strickland, D., and Zenner, M. 2005. Do non-U.S. firms issue equity on U.S. exchanges to relax capital constraints? ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 40 (1): 109-133.

Merton, R. 1987. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. ***The Journal of Finance***, 42 (3): 483-510.

Miller, D. P. 1999. The impact of international market segmentation on securities prices: Evidence from depositary receipts. ***Journal of Financial Economics***, 51 (1): 103-124.

Myers, C. S., and Majluf, N. S. 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. ***Journal of Financial Economics***, 13 (2): 187-221.

Reese, W. A. J., and Weisbach, M. S. 2002. Protection of minority shareholder interests, cross-listings in the United States and subsequent equity offerings. ***Journal of Financial Economics***, 66 (1): 65-104.

Sarkissian, S., and Schill, M. J. 2009. Are there permanent valuation gains to overseas listing? ***Review of Financial Studies***, 22 (1): 371-412.

臺灣大學圖書館期刊資料庫

Stapleton, R., and Subrahmanyam, M. 1977. Market imperfections, capital market equilibrium and corporate finance. ***The Journal of Finance***, 32 (2): 307-319.

Stulz, R. M. 1999. Globalization, corporate finance and the cost of capital. ***Journal of Applied Corporate Finance***, 12 (3): 8-25.

臺灣大學學術期刊資料庫

作者簡介

* 黃志典

臺灣大學國際企業學系副教授，美國 University of Wisconsin-Madison 經濟學博士。主要研究領域為國際金融與金融市場。

管浥棠

長榮航空公司機師，臺灣大學國際企業學研究所碩士。

作者由衷感謝兩位匿名評審及主編陳聖賢教授的寶貴意見。本文由黃志典負責模型分析及撰寫，管浥棠負責初步之模型分析及初稿之整理。

* E-mail: jdhwang@ntu.edu.tw

臺灣大學學術期刊資料庫