

台灣上市櫃公司隱含權益資金成本之估計及其效度之評估

姜家訓*

摘要：為了克服分析師預測資料涵蓋範圍不足之限制，本研究以 Hou, van Dijk, and Zhang (2012) 橫斷面盈餘預測模式為基礎估計個別公司之隱含權益資金成本 (ICC)，提供了台灣非金融業上市櫃公司隱含權益資金成本之長期時間序列 (1994-2013) 與橫斷面大樣本之敘述性統計。本研究亦提供七種 ICC 估計橫斷面與時間序列相對效度之證據。依據實證結果評估，本研究建議，研究者若欲探討特定事件 (如制度變革) 對權益資金成本之影響，可選擇時間序列效度最佳之 GLS 模式 (Gebhardt, Lee, and Swaminathan, 2001) 與 GG 模式 (Gordon and Gordon, 1997) 估計權益資金成本；若旨在探討橫斷面特性 (如資訊環境與治理結構) 與權益資金成本之關聯性，可選擇橫斷面效度最佳之 GLS 模式或將 GLS 與效度次佳之 CT (Claus and Thomas, 2001)、GG 與 PEG (Easton, 2004) 等模式所估計 ICC 彙總為一項綜合 ICC，以降低個別 ICC 估計之衡量誤差。本研究所估計之多項隱含權益資金成本對於估計預期報酬率具有良好的效度，且能涵括長期時間序列與橫斷面大樣本分析，可提供台灣評價實務與學術研究之參考。

關鍵詞：隱含權益資金成本、預期報酬率、橫斷面盈餘預測模式

* 輔仁大學會計系副教授

107 年 08 月收稿

108 年 09 月接受

三審接受

DOI: 10.6675/JCA.202105_22(1).03

Evaluating the Validity of Estimates of Implied Cost of Capital: Evidence from Taiwan Listed Firms

Jia-Xun Jiang*

Abstract: This study examines the relative validity of alternative estimates of firm-specific implied cost of capital (ICC) and provides descriptive statistics of those ICC estimates for a large longitudinal time-series and cross-sectional sample of Taiwan listed firms over 1994-2013. To address the problem of limited coverage of analysts' earnings forecast data, I use earnings forecasts estimated by the cross-sectional model developed by Hou, van Dijk, and Zhang (2012) to proxy for market earnings expectations. A series of tests have been conducted to assess the validity of seven ICC estimates based on their cross-sectional and time-series performance. Based on the empirical results, researchers are advised to select the model with the best time-series validity including the GLS (Gebhardt, Lee, and Swaminathan, 2001) and the GG model (Gordon and Gordon, 1997) to estimate the ICC when they attempt to identify the effect of a certain event (e.g., institutional reforms) on the cost of capital. In addition, if the researchers aim to identify the association between certain cross-sectional characteristics (e.g., information environment and governance structure) and the cost of capital, they can select the GLS model which has the best cross-sectional validity, or alternatively estimate a ICC composite by combining the GLS's ICC estimate with three second-best ICCs estimated by the CT (Claus and Thomas, 2001), GG, and PEG (Easton, 2004) model in order to mitigate the measurement errors by individual ICC estimates. The evidence documented in this study suggests that several ICC estimates can serve as valid proxies for expected return and are useful for the valuation practice and academic research in Taiwan.

Keywords: implied cost of capital (ICC), expected rate of return, cross-sectional earnings forecasts model

* Associate Professor, Department of Accounting, Fu Jen Catholic University

壹、緒論

權益資金成本 (cost of equity capital) 估計方法之發展及其效度之評估，乃是會計與財務研究及實務應用之核心議題。在實務應用上，舉凡資本預算、企業評價、資產配置，乃至基於財務報導目的對資產使用價值或公允價值之衡量等，權益資金成本估計之可靠性皆係影響投資效率與財務報導品質之關鍵因素。在學術研究上，許多研究致力於探討特定事件（如制度變革）對權益資金成本之影響或橫斷面特性（如治理結構與資訊環境）與權益資金成本之關聯性，藉以評估其經濟後果或政策意涵。由於權益資金成本無法直接觀察，如何選擇效度良好之權益資金成本代理變數 (proxies) 乃成為研究設計之核心議題。再者，由於不同研究所採用之權益資金成本估計方法不盡相同，亦使相關文獻之研究結果難以比較¹。因此，有必要評估文獻上被廣泛採用之各種權益資金成本代理變數之相對效度，以調和該等文獻研究發現之歧異，俾供未來研究設計與實務應用之參考。

權益資金成本係指權益投資人對於所持有權益請求權之要求報酬率 (required rate of return)，乃是權益投資人據以將其具有請求權之未來現金流量折現以估計權益內在價值 (intrinsic value) 之折現率 (Damodaran, 2012)。在市場均衡下，市價等於邊際投資人所估計之內在價值，故權益資金成本可視為依據邊際權益投資人對其具有請求權之未來現金流量之預期，現時市價所隱含之預期報酬率 (expected rate of return) 或內部報酬率 (internal rate of return) (Brigham and Houston, 2004)。傳統財務文獻幾乎皆以事後 (ex post) 平均已實現報酬來估計無法觀察之事前 (ex ante) 預期報酬，並賴以檢定資產定價模式之效度。學術與實務上被普遍應用之資產定價模式，如CAPM以及Fama and French(以下簡稱FF)三因子模式 (Fama and French, 1992, 1993)，亦皆以已實現報酬為基礎估計預期報酬。然而，諸多研究指出，以平均已實現報酬做為預期報酬之代理變數，其效度甚差 (Elton, 1999; Fama and French, 2002; Vuolteenaho, 2002)²。以平均已實現報酬估計預期報酬之衡量誤差亦使資產定價模式之發展陷入聯合假說檢定 (joint hypothesis testing) 之困境³。因此，如何控

¹ 例如，Gompers, Ishii, and Metrick (2003)發現公司章程對股東權利之保障程度愈高，其未來已實現報酬愈高；但 Chen, Chen, and Wei (2011)採隱含權益資金成本衡量，發現公司章程對股東權利之保障程度愈高，其權益資金成本愈低。Ashbaugh-Skaife, Collins, Kinney, and Lafond (2009)應用 Botosan and Plumlee (2002)(以下簡稱BP)之方法估計隱含權益資金成本，發現內部控制缺失之揭露會導致權益資金成本增加；但 Ogneva, Subramanyam, and Raghunandan (2007)應用 Gebhardt, Lee, and Swaminathan (2001)(以下簡稱GLS)、Claus and Thomas (2001)(以下簡稱CT)、Gode and Mohanram (2003)(以下簡稱GM)以及 Easton (2004)等方法估計隱含權益資金成本，發現內部控制缺失之揭露對於權益資金成本並無顯著影響。

² 其原因包括已實現報酬之雜訊 (noise) 過多 (Blume and Friend, 1973; Sharpe, 1978)；未預期訊息 (information surprises)由於研究涵蓋期間不夠長而無法抵消 (Froot and Frankel, 1989; Elton, 1999)；學習效果 (learning effect) 導致已實現報酬估計預期報酬之偏誤 (Lewellen and Shanken, 2002)。

³ 以平均已實現報酬測試特定資產定價模式之假說，同時隱含了理性預期假說 (rational expectations

制以已實現報酬估計預期報酬之衡量誤差或在已實現報酬外發展其他更可靠之預期報酬代理變數，乃成為會計與財務研究之重要議題。

如前所述，權益資金成本乃是依據權益投資人對其具有請求權之未來現金流量之預期，使得該等未來現金流量之現值等於權益內在價值之折現率。若現時市價等於效率市場之均衡價格，則依據特定評價模式對於未來現金流量輸入值之定義⁴，若能可靠估計現時市場對於該等未來現金流量之預期，即可透過該等評價模式之反向應用（reverse engineering）估計現時市價所隱含之折現率，而不需仰賴充滿雜訊之已實現報酬與難以驗證之特定資產定價模式。此種以可觀察市價以及無法觀察之市場預期未來現金流量之可觀察代理變數與相關假設作為輸入值（inputs），透過特定評價模式之反向應用估計得出之內部報酬率，文獻上稱為隱含權益資金成本（implied cost of equity capital, ICC）（Easton, 2009）。

隱含權益資金成本之估計取決於兩個基本要素：(1)特定權益評價模式；(2)反向應用該評價模式以推估隱含權益資金成本所需之輸入值，包括現時市價以及無法觀察之未來現金流量之現時市場預期。若干研究以會計基礎評價模式為基礎（如 Ohlson, 1995; Feltham and Ohlson, 1995; Ohlson and Juettner-Nauroth, 2005），發展出多種隱含權益資金成本之估計方法，並被廣泛應用於會計與財務研究。由於未來無限期限現金流量之現時市場預期之代理變數不可得，一般將無限期限現金流量分割為兩個階段。第一個階段為有限預測期間（finite forecast horizon），研究者取得市場對該期間內各期現金流量預期之可觀察代理變數。大部分ICC研究皆以分析師對於預測期間內（如前瞻五年）各期盈餘之共識預測（包括短期預測與長期成長率預測）作為市場預期之代理變數。第二個階段為有限預測期間後之無限期間。由於預測期間後續無限期限現金流量之現時市場預期缺乏可觀察代理變數，若欲估計個別公司之隱含權益資金成本（firm-specific ICC estimates），研究者通常訴諸穩定狀態（steady state）之均衡條件，對於穩定狀態下關鍵價值動因（如ROE與成長率）之均衡水準設定簡化的假設⁵。

hypothesis)，即平均已實現報酬係預期報酬良好的代理變數。若檢定結果拒絕虛無假說之特定資產定價模式之預期，無法確認其原因係源於該資產定價模式之假說被拒絕抑或理性預期假說被拒絕。例如，Brav, Lehavy, and Michaely (2005)以 Value Line 分析師所估計之預期報酬率測試 FF 三因子模式，發現 Beta/規模與該估計預期報酬率呈顯著正向/負向關係，符合 FF 三因子模式之預期，但淨值市值比（BM）與該估計預期報酬率呈顯著負向關係，不符合預期。Tang, Wu, and Zhang (2014)以 ICC 取代平均已實現報酬，重新檢視文獻上多種效率市場異象，發現諸多效率市場異象（如應計異象）不復存在。Chava and Purnanadam (2010)以 ICC 衡量預期報酬率，探討違約風險（default risk）對權益預期報酬率之影響，發現二者呈正向關係，與過去文獻以平均已實現報酬衡量預期報酬之結果相反。

⁴ 本文所稱未來現金流量泛指不同評價模式中待預測之價值動因輸入值（payoffs），如股利折現模式之股利、現金流量折現模式之自由現金流量（FCF 或 FCFE）、剩餘盈餘模式中之剩餘盈餘（RE）或超常盈餘成長模式中之超常盈餘成長（AEG）等。

⁵ 若干研究採分析師對於預測期間截止日之預測目標價估計終值，如 BP 模式。此外，Easton, Taylor, Shroff, and Sougiannis (2002)與 Easton (2004)分別以剩餘盈餘（RE）模式與超常盈餘成長（AEG）模式為架構，發展出同時估計隱含資金成本與隱含永續成長率之方法，惟該等方法僅能以公司群組

依據前述架構，以隱含權益資金成本估計真實權益資金成本之效度取決於三個條件：(1)現時市價係反映效率市場之均衡價格；(2)分析師對於預測期間內各期現金流量之預測能充分反映現時市價所隱含之市場預期；(3)特定ICC估計方法對於預測期間後續無限期現金流量之簡化假設與現時市價所隱含之市場預期一致 (Easton, 2009)。ICC文獻一般將現時市價之效率性視為隱含的假設，故關於ICC效度之評估聚焦於後二者，尤其是分析師對於有限預測期間內各期現金流量之預測⁶。

效度良好之ICC估計應在橫斷面與時間序列上皆能緊密追蹤 (closely tracking) 真實權益資金成本 (Lee, So, and Wang, 2011, 2021)。具橫斷面效度之ICC估計，應能維持不同公司間真實預期報酬率之相對排序；具時間序列效度之ICC估計，應能反映特定公司真實預期報酬率之跨期間變動。現有ICC文獻大多聚焦於橫斷面效度，並透過兩種方法加以評估：(1)特定ICC估計對於未來已實現報酬之預測力；(2)特定ICC估計與同一時點 (contemporaneous) 可觀察公司風險特性之關聯性。惟關於ICC估計效度之評估，文獻上之研究結果頗為紛歧。若干研究發現，部分ICC估計方法具有良好的橫斷面效度 (Botosan and Plumlee, 2005; Botosan, Plumlee, and Wen, 2011; Lee et al. 2011)。但亦有研究指出，所有ICC估計均缺乏橫斷面效度，並將其效度欠佳歸因於以分析師預測作為市場預期代理變數之衡量誤差，其來源包括分析師預測之樂觀偏誤 (optimism bias) (Easton and Monahan, 2005; Easton and Sommers, 2007)、反應延遲 (sluggishness) (Guay, Kothari, and Shu, 2011) 以及對於特定型態之資訊反應不足 (underreaction) 或過度反應 (overreaction) (Mohanram and Gode, 2013) 等。相關研究並發展出估計分析師預測誤差之方法，並以調整後分析師預測重新估計ICC，發現可大幅改善ICC估計之效度 (Guay et al., 2011; Mohanram and Gode, 2013)。

然而，即使透過修正分析師預測誤差有助於改善以分析師預測為基礎所估計ICC之效度，仍無法解決分析師預測資料涵蓋範圍不足之固有限制。即使以美國公司為樣本，分析師預測資料之涵蓋範圍仍顯不足⁷。台灣上市櫃公司分析師預測資料涵蓋範圍不足之問題尤其嚴重，擬以分析師預測為基礎完整估計台灣上市櫃公司之隱含權益資金成本顯不可行⁸。因此，欲估計台灣上市櫃公司之權益資金成本，除採

(portfolio level) 為基礎進行估計，無法得出個別公司之隱含資金成本。本研究旨在探討個別公司隱含權益資金成本之估計效度，故研究範圍不包括以公司群組為基礎之 ICC 估計方法。

⁶ 即使永續成長率之簡化假設能反映市場預期，分析師對於預測期間現金流量預測之衡量誤差仍會透過穩定狀態初始現金流量影響終值之估計，導致隱含權益資金成本之估計誤差。

⁷ 例如，I/B/E/S 提供之分析師資料始自 1976 年，且小公司與財務困難公司之分析師預測缺漏甚多。許多有分析師預測資料之公司往往僅有前瞻一年及兩年之分析師預測，缺乏前瞻兩年後之盈餘預測或長期成長率預測，而後者乃是常用 ICC 估計模式之必要輸入值 (Hou, van Dijk, and Zhang 2012)。

⁸ 以 TEJ 券商預測資料庫為例，券商預測資料自 2000 年起才開始提供。1999 年排除金融業與境外公司之上市櫃公司計有 1,132 家，其中截至 2000 年 6 月底，券商有發布 2000 年稅後淨利預測之公司計有 532 家 (約佔 47.0%)，有發布 2001 年稅後淨利預測之公司有 110 家 (約佔 9.7%)，有發布 2002 年稅後淨利預測之公司僅有 3 家 (約佔 0.3%)。以較近之 2015 年為例，2015 年排除金融業與境外

以已實現報酬為基礎之估計方法外，有賴發展可以取代分析師預測且效度良好之盈餘預測模式，並以該等模式之預測為基礎估計隱含權益資金成本。

本研究旨在提供一個完整估計台灣上市櫃公司隱含權益資金成本的可行方法，以克服因分析師預測資料涵蓋範圍不足所受的限制。本研究採Hou, van Dijk, and Zhang (2012)(以下簡稱HVZ模式)所發展之橫斷面盈餘預測模式預測台灣上市櫃公司未來年度盈餘，並比較該模式預測與分析師預測對於未來盈餘之預測品質以及二者作為市場預期代理變數之相對效度。研究結果發現，以台灣上市櫃公司過去十年混合資料 (pooling data) 估計HVZ模式，對於未來五年盈餘具有良好的解釋力。再者，該模式預測盈餘與分析師預測盈餘高度相關，且二者之精確度與盈餘反應係數 (ERC) 無顯著差異。惟相較於分析師預測，模式預測盈餘之樂觀偏誤顯著較低。該結果顯示，以HVZ模式預測盈餘取代分析師預測盈餘，藉以估計台灣上市櫃公司隱含權益資金成本之作法，應屬可行。

其次，本研究針對台灣非金融業上市櫃公司於1994至2013年期間之每一年度，以過去10年混合資料估計HVZ模式，並以該模式預測盈餘為基礎，採GG、GLS、CT、OJ、MPEG、PEG以及EPR⁹等七種模式，估計個別公司之隱含權益資金成本。研究結果顯示，在1994至2013年期間，台灣非金融業上市櫃公司隱含權益資金成本之平均數 (中位數) 為10.21%(9.42%)，隱含權益風險溢酬之平均數 (中位數) 為7.55%(7.16%)。本研究估計結果與國外文獻針對台灣上市櫃公司小樣本估計之隱含權益資金成本相近 (Hail and Leuz, 2006)，亦接近評價領域權威學者以及國外專業投資機構對於台灣資本市場權益風險溢酬之估計 (吳啟銘, 2010; Damodaran, 2012)。

最後，本研究評估前述七項隱含權益資金成本估計之效度。文獻上關於ICC效度之評估大多聚焦於橫斷面效度而忽略時間序列效度 (Lee et al., 2011, 2021)。近年來，台灣證券市場法規、財務報導環境與公司治理架構歷經重大變革，研究者若擬探討該等變革對權益資金成本之影響，ICC估計之時間序列效度尤顯重要。本研究除以ICC估計對於未來已實現報酬之預測力及其與公司可觀察風險特性之關聯性評估橫斷面效度外，同時採時間序列衡量誤差之變異性 (Lee et al., 2011, 2021) 評估其時間序列效度。研究結果發現，依橫斷面效度評估，以GLS與綜合ICC二者最佳，CT、GG與PEG次之，其後為OJ與MPEG，EPR最差；依時間序列效度評估，以GLS與GG二者最

公司之上市櫃公司計有 1543 家，其中截至 2016 年 6 月底，券商有發布 2016 年稅後淨利預測之公司計有 671 家 (約佔 43.5%)，每家目標公司券商預測之平均樣本數為 5.5；有發布 2017 年稅後淨利預測之公司有 311 家 (約佔 20.2%)，券商預測之平均樣本數僅有 1.7；有發布 2018 年稅後淨利預測之公司僅有 6 家 (約佔 0.4%)，券商預測之平均樣本數僅有 1.2。即使採用僅需前瞻一至兩年之 ICC 估計方法 (如 PEG 與 MPEG)，其樣本數也不足全體樣本的 20%，且前瞻兩年之分析師預測平均樣本數不及 2。

⁹ GG 模式請參閱 Gordon and Gordon (1997)，以下簡稱 GG；GLS 與 CT 模式請參閱註腳 1 之說明；OJ 模式請參閱 Ohlson and Juettner-Nauroth (2005)與 Gode and Mohanram (2003)，以下簡稱 OJ；MPEG(modified price-earnings-growth ratio, MPEG)、PEG(price-earnings-growth ratio,PEG) 與 EPR(earnings-price ratio, EPR)模式請參閱 Easton (2004)。

佳，CT次之，其後依序為綜合ICC、(PEG與MPEG)、OJ，EPR最差。以橫斷面與時間序列效度兩個構面綜合評估，以GLS模式之整體效度最佳，(GG與CT、綜合ICC)次之，其後依序為PEG、MPEG、OJ，EPR之整體效度最差。此外，不論依橫斷面或時間序列效度評估，所有ICC估計之效度均優於以CAPM所估計之權益資金成本。

本研究之貢獻有多端。其一，近十餘年來，台灣資本市場與財務報導環境屢經重大變革，相關會計研究亟需效度良好之權益資金成本代理變數。發展適用於台灣資本市場可行、可靠且多元的權益資金成本估計方法，有助於拓展相關領域之實證研究。本研究提供了在台灣分析師預測資料涵蓋範圍不足之限制下估計隱含權益資金成本之可行方法。其二，本研究提供了各種隱含權益資金成本估計方法橫斷面與時間序列相對效度之證據，有助於研究者選擇適當的權益資金成本代理變數。例如，研究者若擬探討制度變革對權益資金成本之影響，宜選擇時間序列相對效度較佳之估計方法；若旨在探討特定因素之橫斷面變異（如盈餘品質或公司治理良窳）與權益資金成本之關聯性，則宜選擇橫斷面相對效度較佳之估計方法（Lee et al., 2011, 2021）。其三，關於台灣上市櫃公司橫斷面大樣本與長期時間序列之權益資金成本估計，目前仍缺乏完整、權威且及時之敘述性統計。若干研究對於台灣上市公司所估計之權益風險溢酬，其合理性似嫌不足¹⁰。若能在分析師預測資料不足之限制下，建立台灣上市櫃公司橫斷面及時間序列較完整之隱含權益資金成本資料，除可與其他方法之估計結果相互驗證，亦有助於台灣評價實務在決定公司及產業資金成本時，有更多元且可靠之參考資料。

本文後續內容之架構如下：第貳節為文獻探討，第參節說明研究設計，第肆節彙述實證結果，第伍節為結論。

貳、文獻探討

一、隱含權益資金成本之估計方法

文獻上關於個別公司隱含權益資金成本之估計方法，取決於三項選擇：(1)特定權益評價模式；(2)有限預測期間之長度以及該預測期間內各期現金流量之市場預期之代理變數；(3)關於終值相關現金流量之市場預期所做的假設。

¹⁰ 例如，陳俊佑（2008a）以CAPM及Fama and French（1993）三因子模式推估台灣上市公司2007年之平均權益風險溢酬，分別為18.77%及8.70%。陳俊佑（2011）以CAPM及債券殖利率加風險溢酬法估計台灣上市公司2006至2010年之產業別權益資金成本，其範圍介於1.22%~6.25%。此外，陳俊佑（2008b）應用Easton and Sommers（2007）之完美盈餘預測模式估計台灣上市公司1997至2008年之平均隱含權益風險溢酬，依據其估計結果，台灣整體上市公司1997至2008年之平均隱含權益風險溢酬為2.98%（2007年為3.06%），與CAPM及Fama and French（1993）三因子模式之估計結果差距甚大。該研究亦估計各等級TCRI公司之平均權益風險溢酬，發現TCRI信用評等愈佳（差）之公司，其估計隱含權益資金成本反而愈高（低）。前述結果顯示，運用Easton and Sommers（2007）完美盈餘預測模式估計台灣上市公司之平均隱含權益資金成本，效度欠佳。再者，Easton and Sommers（2007）之方法僅能採群組基礎估計，無法估計個別上市櫃公司之隱含權益資金成本。

(一) 權益評價模式

文獻上以特定權益評價模式為架構，發展出個別公司ICC估計方法之相關研究包括：(1)股利折現模式(dividend discount model, DDM)，如Gordon and Gordon (1997)(GG)與Botosan and Plumlee (2002)(BP)；(2)權益自由現金流量折現模式(Free Cash Flow to Equity Model, FCFEM)，如Pástor, Sinha, and Swaminathan (2008)(PSS)；(3)剩餘盈餘模式(residual income model, RIM)(Ohlson, 1995; Feltham and Ohlson, 1995)，如Gebhardt, Lee, and Swaminathan (2001)(GLS)與Claus and Thomas (2001)(CT)；(4)超常盈餘成長模式(abnormal earnings growth model, AEGM)。以Ohlson and Juettner-Nauroth (2005)(OJ)所發展的穩定狀態AEG模式為基礎，發展出OJ、MPEG與PEG三種ICC估計模式。Gode and Mohanram (2003)(GM)將OJ模式加以操作化，Easton (2004)則將MPEG與PEG模式加以操作化¹¹。

(二) 市場對預測期間現金流量預期之代理變數

大部分ICC研究皆採分析師預測作為有限預測期間內(即 $t+1 \rightarrow t+T$)市場預期現金流量之代理變數。基於分析師預測資料之限制，有限預測期間一般為三至五年，如GLS為三年，GG為四年，CT為五年。前瞻兩年盈餘採分析師短期預測，前瞻三至五年盈餘則採分析師長期成長率預測推估。

(三) 對終值相關現金流量之市場預期之假設

終值(terminal value, TV)係指有限預測期間後(即 $t+T+1 \rightarrow \infty$)無限期現金流量於有限預測期間截止日(即第 $t+T$ 年底)之現值，亦稱為繼續價值(continuing value, CV)¹²。終值之估計視穩定狀態起始日(令其為第 $t+T_p+1$ 年初， $T_p \geq T$)之假設而異。兩階段模式假設有限預測期間截止日即為穩定狀態起始日，故有限預測期間截止日之終值(TV_T)等於穩定狀態起始日之終值(TV_{T_p})。三階段模式則假設自有限預測期間截止日至穩定狀態起始日仍有一段過渡期間(即 $t+T+1 \rightarrow t+T_p$)，如均數復歸期，故 TV_T 等於過渡期間各期現金流量與 TV_{T_p} 折現至有限預測期間截止日之現值合計數。前述ICC估計模式除GLS與PSS屬三階段模式外，其餘皆屬兩階段模式。關於穩定狀態起始日終值(TV_{T_p})之估計一般係採競爭均衡假設(competitive equilibrium hypothesis, 以下簡稱CEH)。CEH假設在穩定狀態，所有盈餘再投資之邊際ROE均等於權益資金成本，即達穩定狀態後不再有 $NPV > 0$ 之投資機會，隱含了RE與AEG之成長率皆等於0，故穩定狀態起始日之權益價值等於穩定狀態恆常盈餘(permanent earnings)(即第 $t+T_p+1$ 年預測盈餘)之資本化。GG、

¹¹ ICC文獻所謂的OJ模式通常係指Gode and Mohanram (2003)的估計方法，故亦稱為GM模式。

¹² 不同評價模式其終值之意義不同。例如，股利折現模式或FCFE折現模式之終值係指有限預測期間截止日之權益價值，RE模式之終值係指有限預測期間截止日超過帳面價值之權益溢價，AEG模式之終值則指在有限預測期間截止日成長機會之價值。

GLS、PSS與EPR等模式皆採競爭均衡假設。然而，若考量穩健會計對長期ROE之影響，依競爭均衡假設估計終值可能過於保守（Claus and Thomas, 2001; Easton, 2009）。剩餘盈餘之長期成長取決於超常ROE與權益投資二者之長期成長（Zhang, 2000）。穩健會計對超常ROE之影響雖會隨時間經過而遞減，但不會消失。由於超常ROE在穩定狀態已趨於穩定，故RE之永續成長主要來自權益投資之長期成長。Claus and Thomas (2001)假設權益投資在穩定狀態係按預期長期通貨膨脹率成長，故在估計終值時，假設RE之永續成長率等於長期通貨膨脹率，Gode and Mohanram (2003)亦採相同假設。本文將該假設稱為修正後競爭均衡假設（Modified CEH，以下簡稱MCEH）。

二、隱含權益資金成本在會計與財務研究上之應用

許多會計與財務研究應用隱含權益資金成本探討特定事件對權益資金成本之影響或橫斷面特性與權益資金成本之關聯性，並應用隱含權益資金成本測試特定資產定價模式之效度。值得注意者，類似研究問題所採用之ICC估計方法往往不同¹³。

(一)資訊不對稱、資訊揭露與盈餘品質

Botosan and Plumlee (2002)探討不同型態之自願性揭露對於權益資金成本影響之差異。Francis, Khurana, and Periera (2005)探討公司年報中自願性揭露水準對於權益資金成本影響之跨國差異。前者採BP模式，後者採PEG模式。Francis, LaFond, Olsson, and Schipper (2004)與Francis, Nanda, and Olsson (2008)皆採BP模式，分別探討不同盈餘屬性與權益資金成本之關聯性以及自願性揭露與盈餘品質對於權益資金成本之相對影響。Mohanram and Rajgopal (2009)以PIN衡量資訊不對稱程度，採GM模式探討資訊不對稱對於權益資金成本之影響。

(二)代理成本與公司治理

Chen, Chen, and Wei (2011)以G-index (Gompers, Ishii, and Metrick, 2003)衡量股東權利受保障強度，採GLS、CT、PEG與GM四種ICC估計之中位數衡量權益資金成本，探討股東權利受保障強度與自由現金流量代理成本對於權益資金成本之影響。Cheng, Collins, and Huang (2006)採GM模式估計權益資金成本，探討股東權利受保障強度（以G-index衡量）與資訊透明度對於權益資金成本之交互影響。

(三)內部控制缺失與財務報表重編

Ashbaugh-Skaife, Collins, Kinney, and Lafond (2009)與Ogneva, Subramanyam, and Raghunandan (2007)分別採BP模式以及GLS、CT、PEG、GM與MOJ (modified OJ)¹⁴等

¹³ 本小節旨在探討文獻上應用ICC之研究領域與所採用之ICC估計方法，故不詳述其研究結果。

¹⁴ Ogneva et al. (2007)所採之MOJ模式為兩階段AEG模式，第一階段為五年之有限預測期間，採分

方法估計隱含權益資金成本，探討內部控制缺失之揭露對於權益資金成本之影響。Hribar and Jenkins (2004)採GLS、GM與MPEG三種方法估計隱含權益資金成本，探討財務報表重編對於權益資金成本之影響。

(四)證券市場法規與會計準則

Hail and Leuz (2006)採GLS、CT、GM與MPEG四種ICC估計之平均數衡量權益資金成本，探討資訊揭露法規之完備性與執行力之跨國差異對於跨國權益資金成本之影響。Daske (2006)以提前適用IFRS/US.GAAP之德國公司為樣本，採GLS與GM模式估計ICC，探討提前適用IFRS/US.GAAP對其權益資金成本之影響。

(五)差別稅率與稅制變革

Dhaliwal, Krull, Li, and Moser (2005)與Dhaliwal, Krull, and Li (2007)採GLS、CT與GM三種ICC估計及其平均數衡量權益資金成本，探討股利所得與資本利得之差別稅率以及美國2003年減稅法案對於權益資金成本之影響。

(六)企業聲望與企業社會責任 (CSR)

Dhaliwal, Li, Tsang, and Yang (2011)採GLS、CT與MPEG三種ICC估計之平均數衡量權益資金成本，探討揭露前權益資金成本對於公司自願揭露CSR活動誘因之影響，以及自願揭露CSR活動和CSR績效對於後續權益資金成本之影響。Cao, Myers, Myers, and Omer (2015)採GLS、CT、GM與MPEG四種ICC之平均數衡量權益資金成本，探討企業聲望對於權益資金成本之影響。

(七)資產定價模式之測試

若干財務研究以ICC取代已實現報酬率估計預期報酬率，據以測試特定資產定價模式，發現相較於以已實現報酬率為基礎之研究，其測試結果較符合理論預期。例如，Pástor et al. (2008)採PSS模式所估計ICC測試跨期間CAPM (intertemporal CAPM)。Lee, Ng, and Swaminathan (2009)採PSS、CT、GM與MPEG等模式所估計ICC測試跨國資產定價模式 (international asset pricing model)。Chava and Purnanadam (2010)採PSS模式所估計ICC測試違約風險 (default risk) 與權益預期報酬率之關聯性。Wu, Zhang, and Zhang (2010)採GLS所估計ICC測試以q理論模式 (q-theory model) (Zhang, 2000) 為基礎解釋應計異象 (accruals anomaly) 之最適投資假說 (optimal investment hypothesis)。Frank and Shen (2016)以GG與PSS模式估計權益資金成本，測試q理論模式對於預期報酬率與公司投資水準呈負向關係之預期。

三、分析師預測誤差與 ICC 估計之效度

析師短期盈餘預測與長期成長率預測估計第二年至第五年之 AEG，自第六年起達穩定狀態，AEG 永續成長率之假設與 Gode and Mohanram (2003)相同。

關於ICC估計效度之評估，文獻上之研究結果頗為紛歧。若干研究發現，部分ICC估計方法具有良好的效度。例如，Botosan and Plumlee (2005)以ICC估計與可觀察公司風險特性之關聯性為判準，評估BP、GG、GLS、GM與PEG等五種ICC估計之效度，發現BP與PEG模式所估計之ICC效度最佳。Botosan et al. (2011)以預期報酬率代理變數對於未來報酬之預測力及其與公司風險特性之關聯性為判準，評估BP、GG、GLS、CT、GM、MPEG與PEG等模式以及四因子模式 (Carhart, 1997) 所估計預期報酬率之效度，發現在控制了現金流量訊息與折現率訊息後，所有ICC估計對於未來報酬皆具有良好的預測力，其中又以BP模式最佳，惟四因子模式所估計之預期報酬對於未來報酬不具有預測力。綜合考量與可觀察公司風險特性之關聯性，以BP與PEG模式所估計ICC之相對效度最佳。Lee et al. (2011)以ICC估計對於未來報酬之預測力及其時間序列衡量誤差變異性評估GG、GLS、GM、MPEG、PEG與EPR等模式以及CAPM、FF三因子 (Fama and French, 1992, 1993) 與Carhart四因子模式 (Carhart, 1997) 所估計預期報酬率之橫斷面與時間序列效度。Lee et al. (2011)發現，所有ICC估計之效度均優於以因子模式所估計之預期報酬率。依橫斷面效度評估，GLS、PEG、MPEG與EPR對未來報酬具有預測力；依時間序列效度評估，GLS、MPEG、EPR之時間序列衡量誤差變異性最低。以橫斷面與時間序列效度綜合評估，以GLS之效度最佳，GG與GM則最差。

然而，亦有研究發現，文獻上常用之ICC估計幾乎皆缺乏橫斷面效度，並將其效度欠佳歸因於以分析師預測作為市場預期之代理變數之衡量誤差，其來源包括分析師預測之樂觀偏誤 (optimism bias)、反應延遲 (sluggishness) 以及對於特定型態之資訊反應不足 (underreaction) 或過度反應 (overreaction)。

(一)樂觀偏誤

Easton and Monahan (2005)以特定ICC估計對於未來已實現報酬之預測力評估GLS、CT、GM、MPEG、PEG與EPR等模式所估計ICC之效度，並發展出估計ICC橫斷面衡量誤差之方法。其結果發現，在控制了現金流量訊息與折現率訊息後，所有ICC估計對於未來已實現報酬皆不具有預測力，且所有ICC估計之衡量誤差均未顯著低於最簡單的EPR模式。再者，若分析師對於長期盈餘成長率之預測愈高，則ICC之衡量誤差愈大。進一步分析發現，在分析師長期成長率預測最低之子樣本中，CT模式所估計ICC具有良好的效度；此外，在分析師預測誤差最低之子樣本中，所有ICC估計與未來已實現報酬均具有顯著的正向關聯性。Easton and Monahan (2005)據此推論，分析師預測誤差 (尤其是長期成長率預測過於樂觀) 可能係ICC估計缺乏效度之主因。

(二)反應延遲

分析師反應延遲 (analysts' sluggishness) 係指相較已反映於股價之資訊，分析師預測缺乏時效性。例如，Lys and Sohn (1990)發現，分析師預測所反映之資訊僅佔

其發布日前已反映於股價資訊之66%。Ali, Klein, and Rosenfeld (1992)亦發現，分析師對於已反映於過去股價報酬之資訊延遲反應而未能及時更新預測。Guay et al. (2011)探討分析師反應延遲對於GG、GLS、CT、GM與PEG等模式所估計ICC效度之影響，並發展出修正分析師反應延遲所導致預測誤差之方法。Guay et al. (2011)發現，分析師預測誤差以及ICC估計與過去股價報酬呈負相關，與分析師反應延遲之假說一致¹⁵，若未修正分析師反應延遲所導致之衡量誤差，所有ICC估計與未來報酬均不具顯著正向相關。Guay et al. (2011)以過去一年股價報酬為基礎，估計分析師反應延遲所導致之預測誤差，並以調整該預測誤差後之分析師預測重新估計ICC，發現GG、GLS與CT等模式之ICC估計皆具有良好的效度。

(三)過度反應與反應不足

Mohanram and Gode (2013)探討分析師預測過度反應與反應不足對於GLS、CT、GM與PEG等模式所估計ICC效度之影響。Mohanram and Gode (2013)將文獻上發現可用以預測分析師預測誤差之變數歸納為兩類：反應不足與過度反應¹⁶，據以建立分析師預測誤差之估計模式，再以調整可預測分析師預測誤差後之分析師預測為基礎，重新估計ICC。Mohanram and Gode (2013)發現，若未調整可預測誤差，僅有GLS模式所估計之ICC對於未來報酬具有預測力。若採調整可預測誤差後之分析師預測估計ICC，四項ICC對於未來報酬之預測力均大幅提升。整體而言，以GLS模式與綜合ICC（四項ICC之平均）之效度最佳。

四、以橫斷面盈餘預測模式為基礎之 ICC 估計

為了克服分析師預測誤差與分析師預測資料涵蓋範圍不足對於ICC應用之限制，若干研究嘗試以模式預測取代分析師預測，據以估計隱含資金成本（如Hou et al., 2012; Tang, Wu, and Zhang, 2014）。早期盈餘預測文獻多採時間序列模式，以個別公司盈餘之長期時間序列建立盈餘預測模式（如Brooks and Buckmaster, 1976; Freeman, Ohlson, and Penman, 1982）。然而，時間序列模式對於盈餘長期歷史資料之要求往往導致嚴重的存活偏誤（survivorship bias）且檢定力不足。Fama and French (2000)發展出獲利能力（profitability）之橫斷面預測模式，以解決時間序列模式存活偏誤與檢定力欠佳之問題。後續若干研究延伸Fama and French (2000)之橫斷面預測模式，用以估計預期獲利能力（如Fama and French, 2006; Hou and Robinson, 2006; Hou and van Dijk, 2011）。Hou et al. (2012)與Tang et al. (2014)以該等橫斷面模式為基礎建立盈餘預測模式，並以模式預測盈餘取代分析師預測做為市場預期之代理變數，據以估計隱含權益資金成本。

¹⁵ 若分析師預測反應延遲，當最近一年股價大漲（跌）產生大額正（負）報酬時，由於分析師預測未及時反映過去報酬所包含之資訊，乃導致分析師預測過低（高），產生負（正）的預測誤差（預測盈餘減實際盈餘）。以低（高）估的分析師預測做為市場預期之代理變數，連帶地導致ICC估計低（高）估。

¹⁶ 反應不足變數包括近一年股價報酬與近一年分析師預測修正；過度反應變數包括總應計數、分析師長期成長率預測、近一年營收成長率、固定資產成長率與其他非流動資產成長率等。

(一)Hou et al. (2012)模式

Hou et al. (2012)以Fama and French (2000, 2006)、Hou and Robinson (2006)與Hou and van Dijk (2011)等橫斷面獲利能力預測模式為基礎，建立橫斷面盈餘金額預測模式¹⁷，並發現該橫斷面模式之預測盈餘相較於分析師預測盈餘，二者精確度相近，但模式預測盈餘之樂觀偏誤較小，且盈餘反應係數(ERC)較大，顯示該模式預測盈餘較分析師預測盈餘更接近市場預期。Hou et al. (2012)分別以模式預測盈餘與分析師預測盈餘為基礎，估計GG、GLS、CT、GM與MPEG等五種模式之ICC，並將該五項ICC彙總為綜合ICC(composite ICC)，評估以HVZ模式預測為基礎與以分析師預測為基礎所估計綜合ICC之相對效度。其結果發現，相較於以分析師預測為基礎所估計之綜合ICC，以模式預測盈餘為基礎所估計之綜合ICC其橫斷面效度較佳。

Lee et al. (2011)除以分析師預測為基礎估計ICC外，亦以HVZ模式預測為基礎估計各項ICC。Lee et al. (2011)以ICC估計對於未來報酬之預測力及其時間序列衡量誤差變異性評估GG、GLS、GM、MPEG、PEG與EPR等模式以及因子模式所估計預期報酬率之橫斷面與時間序列效度。發現所有ICC之效度均優於以因子模式所估計之預期報酬率。依橫斷面效度評估，以GLS、GG與EPR最佳，GM、PEG與MPEG效度最差；依時間序列效度評估，以GG最佳，GLS、EPR與PEG居次，GM與MPEG最差。

(二)Tang et al. (2014)模式(以下簡稱TWZ)

Tang et al. (2014)採GLS模式估計ICC，重新檢視文獻上各種效率市場異象，並以Fama and French (2006)橫斷面獲利能力預測模式為基礎，預測GLS模式預測期間之ROE，發現若以ICC取代平均已實現報酬衡量預期報酬率，諸多效率市場異象不復存在。

目前文獻上採橫斷面盈餘預測模式估計ICC之研究較少。Jones and Tuzel (2013)探討預期報酬率對於存貨投資水準之影響，據以測試q理論模式之預期。Jones and Tuzel (2013)採GLS模式估計ICC，且同時以分析師預測以及HVZ與TWZ模式預測有限預測期間之ROE。

參、研究設計

一、資料來源與樣本選取

本研究旨在對於台灣非金融業上市櫃公司之隱含權益資金成本(ICC)提供完整且長期之敘述性統計。隱含權益資金成本之估計年度自1994年至2013年共計20年。1993年至2012年期間具有完整財務資料可採HVZ模式預測其未來五年盈餘之

¹⁷ 由於該等橫斷面預測模式之被預測變數乃是未來獲利能力(即ROA)而非盈餘金額(如EPS或稅後淨利)，基於與分析師盈餘預測之可比性及估計隱含權益資金成本之目的，Hou et al. (2012)將該等橫斷面獲利能力預測模式修改為橫斷面盈餘金額預測模式。

觀察值計有 22,340 筆公司年數，同期間完整樣本之公司年數計有 23,481 筆，顯示 95% 以上之台灣非融業上市櫃公司皆可採 HVZ 模式預測其未來五年盈餘，故不致有存活偏誤 (survivorship bias) 問題。由於 TEJ 券商預測資料庫自 2000 年始提供券商盈餘預測資料，故比較模式預測與分析師預測時，其樣本期間係自 1999 年至 2012 年，其中具有前瞻一年分析師 (模式) 盈餘預測之公司年數計有 7,999(14,462) 筆，具有前瞻二年分析師 (模式) 盈餘預測之公司年數僅有 2,617(14,462)，故有前瞻一年 (或兩年) 分析師預測之公司年數僅達模式預測的 55%(或 18%)，可見台灣分析師預測之涵蓋範圍甚為不足，關於分析師預測與模式預測各年度樣本數之分布情形請參閱表 2。

估計隱含權益資金成本時，排除缺漏權益市值資料、估計 ICC 小於 0 或大於 1，以及估計 GLS、CT 與 GG 等模式 ICC 時無法收斂至要求精確度¹⁸、或有閉合解之 ICC (如 OJ 模式及 MPEG 模式) 依公式計算無解之觀察值 (如負數之平方根) 後，至少能夠算出一種 ICC 之觀察值計有 16,123 筆公司年數，故採用本研究之方法可以估計近 70% 台灣非金融業上市櫃公司之 ICC，足以提供具代表性的大樣本敘述性統計。不過，由於本研究在評估各項 ICC 估計之相對效度時要求每一觀察值七種 ICC 估計均無遺漏，故評估 ICC 相對效度所採用之樣本計有 10,843 筆公司年數，排除無未來一年已實現報酬之觀察值後，計入報酬可預測性迴歸估計之樣本計有 10,058 筆公司年數。再者，在估計隱含權益風險溢酬與風險特性之關聯性時，排除遺漏部分風險特性變數之觀察值後，同時具有所有風險特性變數及七種 ICC 之觀察值計有 8,307 筆公司年數。最後，在計算時間序列衡量誤差變異數時，要求公司有至少 8 年之時間序列資料，有足夠時間序列資料可以計算時間序列衡量誤差變異數之公司家數計有 684 家。

本研究所有資料均取自 TEJ 財務及股價資料庫：財務資料取自 TEJ 母公司財務資料庫；分析師預測資料取自 TEJ 券商預測資料庫；權益市值與股價報酬資料取自 TEJ 股價資料庫。

二、橫斷面盈餘預測模式

本研究估計 Hou et al. (2012) 橫斷面盈餘預測模式，據以預測樣本公司未來五年度盈餘。首先，針對 1993 至 2012 年間之每一年度 (即第 t 年)，以各年度前 10 年混合資料 (pooling data) 估計下列迴歸模式：

$$\begin{aligned} Earn_{it+r} = & \beta_0 + \beta_1 Asset_{it} + \beta_2 Dividend_{it} + \beta_3 DivDum_{it} + \beta_4 Earn_{it} + \beta_5 NegEarn_{it} \\ & + \beta_6 Accrual_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

¹⁸ 誤差定為市值的 0.01%。

其中 $Earn_{t+\tau}$ = 第 $t+\tau$ 年 ($\tau=1\sim 5$) 繼續營業部門純益； $Asset_t$ = 第 t 年期末資產總額； $Dividend_t$ 第 t 年普通股現金股利； $DivDum_t$ 為公司是否有分配股利之虛擬變數， $DivDum_t=1$ ，若 $Dividend_t>0$ ，否則為 0； $NegEarn_t=1$ ，若 $Earn_t<0$ ，否則為 0； $Accrual_t$ = 第 t 年總應計金額 = 第 t 年繼續營業部門純益 - 第 t 年來自營運之現金流量。

第 $t+\tau$ 年盈餘之預測，其估計樣本包括第 $t-\tau-9$ 年至第 $t-\tau$ 年共 10 年之混合資料。以模式(1)之估計係數乘以第 t 年各解釋變數之值，即可得出第 $t+\tau$ 年 ($\tau=1\sim 5$) 之盈餘預測金額。本研究估計目標公司 i 第 $t+1$ 年之權益資金成本 (即 $E_i(r_{t+1})$) 時，係以第 $t+1$ 年六月底之權益市值為基礎。於該時點，第 $t-\tau-9$ 年至第 $t-\tau$ 年所有財務資訊皆屬市場可得公開資訊，故本研究之盈餘預測與隱含權益資金成本估計，皆屬樣本外預測 (out-of-sample forecasts) (Hou et al., 2012)。再者，本研究僅要求目標公司第 t 年當年度所有解釋變數無缺漏即可預測其未來五年盈餘，故可將存活偏誤降至最低。為了避免極端值影響估計結果，本研究將所有按金額衡量之變數以第 1 與第 99 百分位數進行極端值調整 (winsorize)。

茲以圖 1 表示本研究盈餘預測、ICC 估計與 ICC 效度評估之時間線。

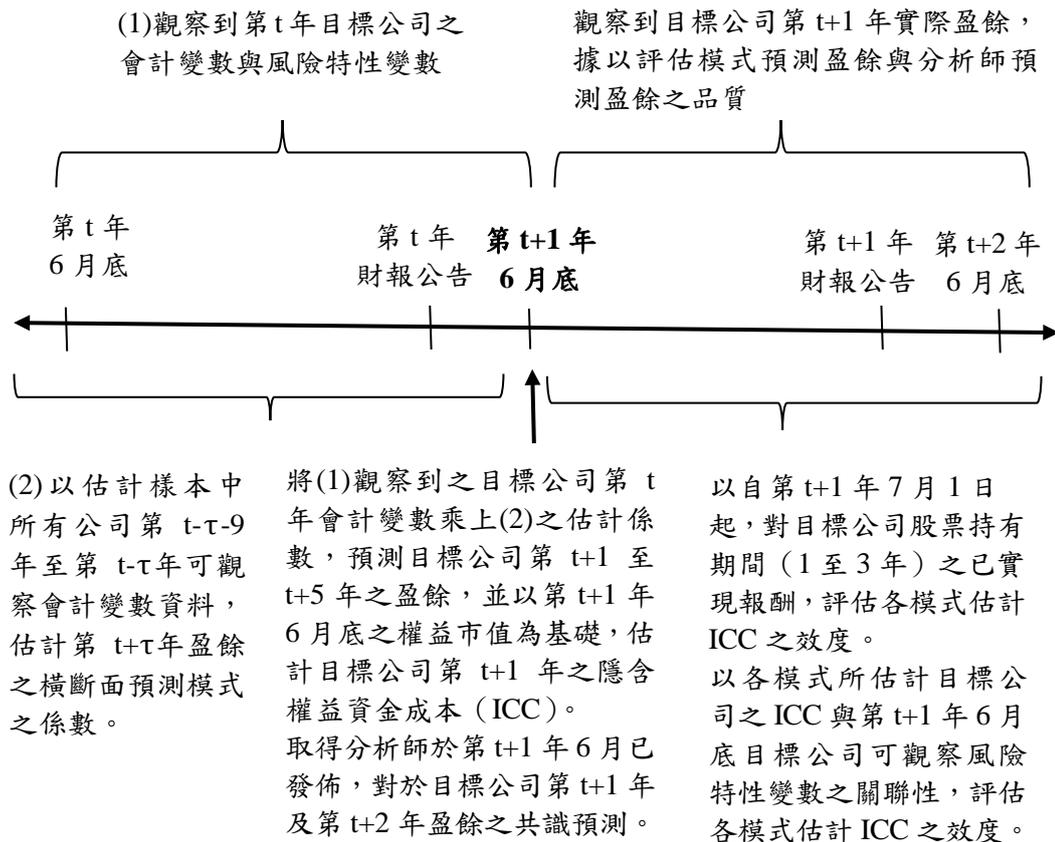


圖 1 本研究盈餘預測、ICC 估計與 ICC 效度評估之時間線

三、隱含權益資金成本 (ICC) 之估計

本研究以第 t+1 年 6 月底之權益市值與第 t+1 至第 t+5 年之模式預測盈餘為基礎，採股利折現模式、剩餘盈餘模式與超常盈餘成長模式，估計目標公司第 t+1 年之隱含權益資金成本。

(一)股利折現模式 (Dividend Discount Model, DDM)：

1. GG 模式之隱含權益資金成本 (\hat{r}_{GG})¹⁹

Gordon and Gordon (1997)採兩階段股利折現模式估計 ICC，第一階段為四年 (t+1~t+4)，自第五年起進入穩定狀態 (t+5→∞)。第 t+1 至 t+5 年盈餘係採 HVZ 模式預測盈餘。假設預測期間各年度股利分配率均與第 t 年相同，若第 t 年盈餘為負，則以總資產之 5% 估計常規化盈餘 (normalized earnings) 以設算股利分配率²⁰。終值之估計係採競爭均衡假設，故第四年底之終值等於第五年盈餘之資本化。茲將 GG 模式列示如下：

$$M_t = \sum_{\tau=1}^4 \frac{E_t(d_{t+\tau})}{(1+\hat{r}_{t,GG})^\tau} + \frac{E_t(Earn_{t+5})}{\hat{r}_{t,GG}(1+\hat{r}_{t,GG})^4} \quad (2)$$

其中， M_t 為第 t+1 年 6 月底之權益市值； $d_{t+\tau}$ 為第 t+τ 年預測股利； $Earn_{t+\tau}$ 為第 t+τ 年預測盈餘。

(二)剩餘盈餘模式 (Residual Income Model, RIM)：

1. GLS 模式之隱含權益資金成本 (\hat{r}_{GLS})

Gebhardt et al. (2001)採三階段剩餘盈餘 (RE) 模式，第一階段有限預測期間為三年 (t+1~t+3)，第二階段為八年 (t+4~t+11) 之均數復歸期，第三階段為穩定狀態 (t+12→∞)。第 t+τ 年之剩餘盈餘 $RE_{t+\tau} = B_{t+\tau-1} \times (ROE_{t+\tau} - \hat{r}_{t,GLS})$ ，其中 $B_{t+\tau-1}$ 為第 t+τ 年期初權益帳面價值， $ROE_{t+\tau} = Earn_{t+\tau} \div B_{t+\tau-1}$ 。第一階段 RE 係採 HVZ 模式預測盈餘，權益帳面價值之預測則依據全含盈餘關係 (clean surplus relation, CSR)： $B_{t+\tau} = B_{t+\tau-1} + Earn_{t+\tau} \times (1 - PR_{t+\tau})$ ，其中 $PR_{t+\tau}$ 為第 t+τ 年股利分配率，其假設與 GG 模式相同。GLS 假設 ROE 自第 t+4 年起至第 t+12 年止逐年線性復歸至產業 ROE。產業 ROE 係以第 t-10 至第 t-1 年計 10 年期間產業 ROE 之中位數估計。參照 Gebhardt et al. (2001) 之作法，計算產業 ROE 時，排除產業中虧損公司。產業別係採 TSE 之產業分類。終值之估計係採競爭均衡假設，故 TV_{T_p} 等於 RE_{t+12} 之資本化。GLS 模式列示如下列(3)式：

¹⁹ 由於台灣分析師目標價資料之涵蓋範圍甚少，故本研究不採 BP 模式，僅採 GG 模式。此外，PSS 在會計文獻上之應用較為罕見，故本研究亦未加以列入。

²⁰ Gebhardt et al. (2001)係以總資產的 6% 估計常規化盈餘，6% 係 Gebhardt et al. (2001) 美國樣本公司之平均 ROA，本研究以樣本期間台灣上市櫃公司之平均 ROA 約 5% 估計常規化盈餘。

$$M_t = B_t + \sum_{\tau=1}^{11} \frac{E_t[(ROE_{t+\tau} - \hat{r}_{t,GLS})B_{t+\tau-1}]}{(1 + \hat{r}_{t,GLS})^\tau} + \frac{E_t[(ROE_{t+12} - \hat{r}_{t,GLS})B_{t+11}]}{\hat{r}_{t,GLS}(1 + \hat{r}_{t,GLS})^{11}} \quad (3)$$

2. CT 模式之隱含權益資金成本 (\hat{r}_{CT})

Claus and Thomas (2001)採兩階段剩餘盈餘 (RE) 模式，第一階段有限預測期間為五年 ($t+1 \sim t+5$)，第二階段為穩定狀態 ($t+6 \rightarrow \infty$)。 $RE_{t+\tau} = B_{t+\tau-1} \times (ROE_{t+\tau} - \hat{r}_{t,CT})$ 。第一階段RE係採HVZ模式預測盈餘，權益帳面價值之預測則依據CSR。股利政策之假設與GLS模式相同。Claus and Thomas (2001)採修正後競爭均衡假設估計終值，假設自第t+6年起RE按永續成長率 g_P 成長。Claus and Thomas (2001)假設永續成長率 g_P 等於預期通貨膨脹率，並以名目長期無風險利率 (美國 10 年期公債殖利率) 減 3% 估計²¹。本研究參考Hail and Leuz (2006)估計跨國隱含權益資金成本之作法，以第t+1與第t+2年兩年之平均通貨膨脹率來估計第t+1年6月底之預期通貨膨脹率，據以估計 g_P 。CT模式如下列(4)式：

$$M_t = B_t + \sum_{\tau=1}^5 \frac{E_t[(ROE_{t+\tau} - \hat{r}_{t,CT})B_{t+\tau-1}]}{(1 + \hat{r}_{t,CT})^\tau} + \frac{E_t[(ROE_{t+5} - \hat{r}_{t,CT})B_{t+4}](1 + g_P)}{(\hat{r}_{t,CT} - g_P)(1 + \hat{r}_{t,CT})^5} \quad (4)$$

由於 GLS 模式、CT 模式與 GG 模式之隱含資金成本均無閉合解 (closed-form solution)，故本研究採數值分析方式估計。若估計之隱含資金成本小於 0、大於 1 或與現時市值之誤差超過市值的 0.1%，皆設定其值為遺漏。

(三)超常盈餘成長模式 (Abnormal Earnings Growth Model, AEGM)：

文獻上應用超常盈餘成長模式 (AEGM) 估計隱含權益資金成本之研究包括 Gode and Mohanram (2003)以及 Easton (2004)。無限期 AEG 評價模式如下列(5)式 (Ohlson and Juettner-Nauroth, 2005)：

$$M_t = \frac{E_t(Earn_{t+1})}{r_{E,t}} + \frac{E_t(AEG_{t+2})}{r_{E,t}(1 + r_{E,t})} + \dots + \frac{E_t(AEG_{t+T+1})}{r_{E,t}(1 + r_{E,t})^T} + \dots \quad (5)$$

其中，

$$AEG_{t+\tau} = Earn_{t+\tau} + d_{t+\tau-1} \times r_{E,t} - Earn_{t+\tau-1}(1 + r_{E,t}) \quad (5a)$$

$$= Earn_{t+\tau-1} \times (G_{t+\tau} - r_{E,t}) \quad (5b)$$

$$G_{t+\tau} = (Earn_{t+\tau} + d_{t+\tau-1} \times r_{E,t}) \div Earn_{t+\tau-1} - 1$$

$$g_{t+\tau} = (Earn_{t+\tau} \div Earn_{t+\tau-1}) - 1$$

²¹ 3% 等於平均長期實質 GDP 成長率，據以估計長期實質無風險利率。

(5a)式中 $(Earn_{t+\tau} + d_{t+\tau-1} \times r_{E,t})$ = 第 $t+\tau$ 年之含息盈餘 (cum-dividend earnings)。
(5b)式中 $G_{t+\tau}$ 為第 $t+\tau$ 年之含息盈餘成長率， $(G_{t+\tau} - r_{E,t})$ 稱為第 $t+\tau$ 年之超常盈餘成長率。

Ohlson and Juettner-Nauroth (2005)將(5)簡化為穩定狀態之 AEG 模式，假設：

$$AEG_{t+\tau+1} = AEG_{t+\tau} \times (1 + \gamma) \quad \forall \tau \geq 2 \quad (6)$$

其中 γ = 穩定狀態 (自第 $t+3$ 年起) AEG 之永續成長率， $\gamma < r_E$ 。在(6)之假設下，(5)可改寫為下列(7)式：

$$M_t = \frac{E_t(Earn_{t+1})}{r_{E,t}} + \frac{E_t(AEG_{t+2})}{r_{E,t}(r_{E,t} - \gamma)} \quad (7)$$

Ohlson and Juettner-Nauroth (2005)證明，只要穩定狀態之股利政策夠慷慨 (sufficiently generous dividend policy)²²，則 $\gamma = \lim_{\tau \rightarrow \infty} (\Delta Earn_{t+\tau+1} \div Earn_{t+\tau})$ 。因此，AEG之永續成長率可逕以除息盈餘之永續成長率 g_p 估計，即 $\gamma \rightarrow g_p$ 。(7)可進一步改寫為(8)式：

$$M_t = \frac{E_t(Earn_{t+1})}{r_{E,t}} \left(\frac{E_t(G_{t+2}) - g_p}{r_{E,t} - g_p} \right) \quad (8)$$

文獻上稱(8)式為兩階段盈餘成長模式 (Penman, 2013)。OJ 模式一般係指(7)或(8)式。以 OJ 模式為基礎，依據該模式中 g_p 與股利政策 (PR_{t+1}) 等輸入值之假設，可以推導出四種隱含權益資金成本之估計模式，分述如下。

1. OJ 模式之隱含權益資金成本 (\hat{r}_{OJ})

將(8)式移項整理後，可得出權益資金成本之閉合解，如下列(9)式。Gode and Mohanram (2003)將(9)式操作化，據以估計隱含權益資金成本如下：

$$\hat{r}_{t,OJ} = A_{OJ} + \left[A_{OJ}^2 + \frac{E_t(Earn_{t+1})}{M_t} \times (g_s - g_p) \right]^{0.5} \quad (9)$$

其中，

$$A_{OJ} = 0.5 \left(g_p + \frac{E_t(Dividend_{t+1})}{M_t} \right),$$

$$g_s = 0.5 \left(\frac{E_t(Earn_{t+3}) - E_t(Earn_{t+2})}{E_t(Earn_{t+2})} + \frac{E_t(Earn_{t+5}) - E_t(Earn_{t+4})}{E_t(Earn_{t+4})} \right)$$

²² Ohlson and Juettner-Nauroth (2005)將股利政策夠慷慨定義為當永續股利分配率 $\geq (1 - \gamma \div r_E)$ 。在競爭均衡假設下，邊際 $ROE = r_E$ ，故 $(1 - \gamma \div r_E)$ 等於要維持盈餘永續成長率 γ 之股利分配率。

其中 g_s = 短期盈餘成長率，本研究參照 Gode and Mohanram (2003) 之作法，以第 $t+3$ 年盈餘成長率與第 $t+5$ 年盈餘成長率之平均數估計 g_s 。前瞻一年盈餘與短期盈餘成長率皆以 HVZ 模式盈餘為基礎估計。 g_p 為 AEG 永續成長率，其假設與 CT 模式相同。此外，假設 $PR_{t+1} = PR_t$ 。

2. PEG 模式之隱含權益資金成本 (\hat{r}_{PEG}) (Easton, 2004)

PEG 模式係當短期股利分配率 $PR_{t+1} = 0$ 且永續成長率 $g_p = 0$ 時，OJ 模式之特例。本益成長比 (Price-earnings growth, PEG) 之定義如(10)式。兩階段盈餘成長模式(8)提供了以 PEG 估計權益資金成本之理論基礎。惟(8)式中短期盈餘成長率 G_{t+2} 係含息盈餘成長率，但實務上計算 PEG 時通常以短期除息盈餘成長率 g_{t+2} 計算。假設短期股利分配率 $PR_{t+1} = 0$ ，則 $G_{t+2} = g_{t+2}$ 。再者，假設永續成長率 $g_p = 0$ ，則由(8)式可得出下列(10)及(11)式：

$$PEG_t = \frac{M_t \div E_t(Earn_{t+1})}{g_s \times 100} = \frac{1}{\hat{r}_{t,PEG}^2 \times 100} \quad (10)$$

$$\hat{r}_{t,PEG} = (PEG_t \times 100)^{-0.5} = \left[\frac{g_s}{M_t \div E_t(Earn_{t+1})} \right]^{-0.5} \quad (11)$$

其中， $g_s = 0.5 \left(\frac{E_t(Earn_{t+3}) - E_t(Earn_{t+2})}{E_t(Earn_{t+2})} + \frac{E_t(Earn_{t+5}) - E_t(Earn_{t+4})}{E_t(Earn_{t+4})} \right)$ ，PEG 計算公式中之短期成長率 g_s ，其估計方法與 OJ 模式相同²³。

3. MPEG 模式之隱含權益資金成本 (\hat{r}_{MPEG})

假設永續成長率 $g_p = 0$ ，則兩階段盈餘成長模式(8)可簡化為下列(12)式：

$$\hat{r}_{t,PEG} = A_{t,MPEG} + \left[A_{MPEG}^2 + \frac{E_t(Earn_{t+1})}{M_t} \times g_s \right]^{-0.5} \quad (12)$$

其中， $A_{MPEG} = 0.5 \left(\frac{E_t(Dividend_{t+1})}{M_t} \right)$ ，

$$g_s = 0.5 \left(\frac{E_t(Earn_{t+3}) - E_t(Earn_{t+2})}{E_t(Earn_{t+2})} + \frac{E_t(Earn_{t+5}) - E_t(Earn_{t+4})}{E_t(Earn_{t+4})} \right)$$

²³ 關於 PEG 模式短期成長率之估計，文獻上之作法並不一致，有些研究以第 $t+2$ 年盈餘成長率計算 (Easton, 2004; Easton and Monahan, 2005)，有些以第 $t+5$ 年之盈餘成長率計算 (Guay et al., 2011)，有些則兼採兩者 (Botosan and Plumlee, 2005; Botosan et al., 2011)。本研究在評估效度時希望儘量使架構相關之模式不致因若干 ad hoc 之差異影響評估，故在計算 PEG 之短期成長率時採取與 OJ Model 及 MPEG Model 一致的假設。

比較(11)與(12)，可以看出 PEG 模式乃是當短期股利分配率等於 0 時 MPEG 模式之特例，故文獻上將(12)式稱為修正後 PEG 模式 (modified PEG, MPEG)。

4. EPR 模式之隱含權益資金成本 (\hat{r}_{EPR})

由(7)或(8)式之 OJ 模式，當公司無任何成長機會時，即當 $AEG_{t+2}=0$ (隱含了 $G_{t+2}=r_{E,t}$) 時，權益資金成本將等於盈餘殖利率 (earnings-price ratio, EPR)，其公式如下²⁴：

$$\hat{r}_{t,EPR} = \frac{E_t(Earn_{t+1})}{M_t} \quad (13)$$

除上列七項個別指標外，本研究亦以七項 ICC 估計之平均值建構一項綜合 ICC (\hat{r}_{COM})，評估將多項 ICC 估計整合為一項綜合指標，是否有助於降低個別 ICC 估計之衡量誤差。

四、隱含權益資金成本估計之效度分析

本研究以各項 ICC 估計對未來已實現報酬之預測力及其與公司可觀察風險特性之關聯性評估其橫斷面效度，並以各項 ICC 估計之時間序列衡量誤差變異數來評估其時間序列效度。

(一)隱含權益資金成本對未來已實現報酬之預測力

本研究以 Vuolteenaho (2002) 已實現報酬之線性分解模式為架構，參考 Botosan et al. (2011) 對於現金流量訊息及預期報酬率訊息之估計方法，以下列模式來測試各項隱含權益資金成本估計對於未來已實現報酬之預測力：

$$RET_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 ICC_{Kit} + \beta_2 CFN_{it+1} + \beta_3 ERN_{it+1} + \varepsilon_{it+1} \quad (14)$$

其中，

- RET_{it+1} = 自第 $t+1$ 年 7 月初至第 $t+2$ 年 6 月底 12 個月之持有期間報酬；
- ICC_{Kit} = 以第 $t+1$ 年 6 月底之權益市值及 HVZ 模式預測盈餘為基礎，採模式 K (如 GLS) 所估計之隱含權益資金成本；
- CFN_{it+1} = 第 $t+1$ 年已實現報酬期間之現金流量訊息，等於第 $t+1$ 年實際盈餘減 HVZ 模式第 $t+1$ 年預測盈餘，以第 $t+1$ 年 6 月底權益市值平減；
- ERN_{it+1} = 第 $t+1$ 年已實現報酬期間之預期報酬訊息 = $Beta_{it+1} - Beta_{it}$ 。
 $Beta_{it+1}(Beta_{it})$ 係以第 $t+2$ ($t+1$) 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬資料，採市場模式估計之 $Beta$ 。

本研究以(14)式中係數 β_1 測試在控制了現金流量訊息與預期報酬訊息後，採模式 K (如 GLS) 所估計 ICC 對於未來報酬之預測力。若 β_1 顯著大於 0，顯示 ICC_K 對於未

²⁴ 若第 $t+1$ 年預測盈餘為負，則設其值為遺漏。

來報酬具預測力。本研究亦檢定 β_1 是否未顯著異於其不偏情況下之理論值 1.0^{25} 。再者，本研究透過分年迴歸係數之檢定 (Fama and MacBeth, 1973) 評估對未來報酬預測力之穩定性，預測力愈穩定之隱含權益資金成本估計，其效度愈佳。

(二)隱含權益資金成本與公司風險特性之關聯性

本研究歸納文獻上被普遍接受且有實證支持之公司風險特性，建立下列實證模式，據以測試各項 ICC 估計與公司風險特性之關聯性 (Botosan et al., 2011)：

$$ICC_{Kit} = \gamma_0 + \gamma_1 UBeta_{it} + \gamma_2 Size_{it} + \gamma_3 BM_{it} + \gamma_4 LEV_{it} + \gamma_5 AQ_{it} + \gamma_6 Volatility_{it} + \gamma_7 Growth_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中，

- ICC_{Kit} = 定義同前；
- $UBeta_{it}$ = $Beta_{it} \div (1 + D_{it} \div M_{it})$ 。Beta 之衡量方式同前， D_{it} = 第 t 年期末長期計息負債 (含一年內到期部分)， M_{it} = 第 t 年期末權益市值，預期 $\gamma_1 > 0$ ；
- $Size_{it}$ = 第 t+1 年 6 月底權益市值之自然對數，預期 $\gamma_2 < 0$ ；
- BM_{it} = 第 t 年期末權益帳面價值 / 第 t 年期末權益市值，預期 $\gamma_3 > 0$ ；
- LEV_{it} = $D_{it} \div M_{it}$ ，預期 $\gamma_4 > 0$ ；
- AQ_{it} = 以 Francis et al. (2005) 模式估計之應計品質 = 以第 t 年總應計數 (Accrual) 對第 t-1 年、第 t 年與第 t+1 年營運現金流量、第 t 年銷貨收入變動數以及第 t 年期末固定資產總額 (所有變數皆以第 t 年期初總資產平減) 分產業迴歸所得估計殘差之五年標準差，再乘以 (-1)，預期 $\gamma_5 < 0^{26}$ ；
- $Volatility_{it}$ = 以第 t+1 年 6 月底以前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬資料，採市場模式估計之殘差標準差，預期 $\gamma_6 > 0$ ；
- $Growth_{it}$ = 第 t 年總資產成長率，預期 $\gamma_7 > 0$ 。

本研究透過混合資料迴歸與 Fama and MacBeth (1973) 分年迴歸係數之檢定，以 (15) 式中各項風險特性係數是否顯著且方向符合預期以及該關聯性之時間序列穩定性，來評估隱含權益資金成本之效度。若各項風險特性之係數顯著、方向符合預期且跨期間愈穩定者，則其效度愈佳。

²⁵ 本研究未採 Easton and Monahan (2005) 衡量現金流量訊息與預期報酬訊息之方法。Easton and Monahan (2005) 以 ICC 估計之變動衡量預期報酬訊息。Botosan et al. (2011) 指出，此種模式設定導致在估計未來報酬可預測性迴歸時，ICC 係數不太可能顯著。Botosan et al. (2011) 模式中現金流量訊息之控制變數尚包括 Value Line 長期目標價預測之變動，由於台灣分析師目標價資料不足，故本研究未列入該控制變數。此外，Botosan et al. (2011) 中預期報酬訊息之控制變數尚包括無風險利率之變動，由於該變數在本研究中無橫斷面變異，故未予列入。如 Guay et al. (2011) 之評估方法，由於本研究採現金流量訊息與預期報酬訊息代理變數存在衡量誤差，本研究不以 ICC 係數是否未顯著異於 1 評估其橫斷面效度。

²⁶ 由於若干產業單年度之樣本量不足，故第 t 年之 AQ 係以第 t-2 至 t 年三年移動方式 (rolling) 進行跨年度產業橫斷面迴歸，三年樣本量不足 20 筆者予以排除。產業別採 TSE 之產業分類。

(三)隱含權益資金成本之時間序列衡量誤差變異性

Lee et al. (2011)指出，具有效度之隱含權益資金成本不但須維持真實預期報酬率之橫斷面相對排序，在時間序列上亦應能正確反映真實預期報酬率之跨期間變動。Lee et al. (2011)發展出估計時間序列衡量誤差變異性之方法，並以該指標評估隱含權益資金成本估計之時間序列效度。時間序列衡量誤差變異數愈低之 ICC 估計，其時間序列效度愈佳。Lee et al. (2011)之基本模式如下：

$$r_{it+1} = er_{it} + \delta_{it+1} \quad (16)$$

$$\widehat{er}_{it} = er_{it} + \omega_{it} \quad (17)$$

$$Cov(er_{it}, \delta_{it+1}) = Cov(er_{it}, \omega_{it}) = 0, Cov(\delta_{it}, \delta_{it'}) = 0, \forall t \neq t'$$

- r_{it+1} = 第 t+1 年已實現報酬；
- er_{it} = 無法觀察之第 t+1 年初真實預期報酬；
- δ_{it+1} = 第 t+1 期末預期訊息對已實現報酬之影響， $Cov(er_{it}, \delta_{it+1})=0$ ；
- \widehat{er}_{it} = 依據第 t 期期末可觀察資訊所估計之第 t+1 年隱含權益資金成本；
- ω_{it} = 隱含資金成本估計之衡量誤差。

對於公司 i ，ICC 衡量誤差 ω_{it} 之變異數可計算如下：

$$Var_i(\omega_{it}) = Var_i(\widehat{er}_{it}) - 2[Var(er_{it}) + Cov(er_{it}, \omega_{it})] + Var(er_{it}) \quad (18)$$

由(16)式，

$$Cov(r_{it+1}, \widehat{er}_{it}) = Cov_i(er_{it} + \delta_{it+1}, er_{it} + \omega_{it}) = Var(er_{it}) + Cov(er_{it}, \omega_{it}) \quad (19)$$

將(19)式代回(18)式，可得：

$$Var_i(\omega_{it}) = Var_i(\widehat{er}_{it}) - 2Cov(r_{it+1}, \widehat{er}_{it}) + Var(er_{it}) \quad (20)$$

$$\text{令 } MVar_i(\omega_{it}) = Var_i(\widehat{er}_{it}) - 2Cov(r_{it+1}, \widehat{er}_{it}) \quad (21)$$

(18)式中最後一項 $Var_i(er_{it})$ 不受 ICC 估計方法選擇之影響，故在比較不同 ICC 衡量誤差之時間序列變異數時，僅需考量前兩項，即 $MVar_i(\omega_{it})$ ，Lee et al. (2011)將其定義為修正後 ICC 衡量誤差時間序列變異數。透過(21)式，可以透過公司 i 之時間序列資料計算出各項 ICC 估計之 $MVar_i(\omega_{it})$ ，據以比較其相對效度。由(20)及(21)， $MVar_i(\omega_{it}) = Var_i(\omega_{it}) - Var_i(er_{it})$ 。因此，若 ICC 係預期報酬率之完美代理變數，則 $MVar_i(\omega_{it}) = -Var_i(er_{it})$ ，故 $-Var_i(er_{it})$ 為 $MVar_i(\omega_{it})$ 之下界 (lower bound)。

本研究以 1994 至 2012 年（以各該年度 6 月底權益市值為基礎）每家公司 19 年之時間序列資料（要求至少有 8 年），計算前述 8 項指標之 $MVar_i(\omega_{it})$ 。為進行不同 ICC 間之成對比較，故篩選出 8 項指標均無遺漏之公司為樣本，共計 684 家，以進行 8 項 ICC 指標 $MVar_i(\omega_{it})$ 之成對 t 檢定。

肆、實證結果

一、Hou et al. (2012)橫斷面盈餘預測模式之估計結果

表 1 Panel A 列示了 HVZ 模式各解釋變數之敘述統計。Panel B 則列示 HVZ 模式之估計結果。表中所列者係 1993-2012 年共 20 年分年迴歸估計係數與 Adj. R^2 之時間序列平均數以及 20 年分年迴歸係數採 Newey-West 標準誤計算之 t 值。Panel B 顯示，以台灣非金融業上市櫃公司資料估計 HVZ 模式對未來一年至五年盈餘迴歸估計之平均 adj. R^2 分別為 72.0%、59.3%、53.8%、49.4% 以及 44.7%，其解釋力良好，估計結果亦與 Hou et al. (2012) 及相關文獻一致²⁷。Panel C 列示了以 HVZ 模式預測未來五年盈餘之預測品質。參照 HVZ，本研究以預測偏誤 (*Bias*) 與精確度 (*Accuracy*) 來評估預測品質。其中 $Bias_{t+\tau} = (Earn_{t+\tau} - FEarn_{t+\tau}) \div M_t$ ， $FEarn_{t+\tau}$ 為第 $t+\tau$ 年預測盈餘， M_t 為第 $t+1$ 年 6 月底權益市值， $Accuracy = |Bias|$ 之絕對值。Panel C 顯示，各預測年度預測偏誤之平均數皆為負，顯示 HVZ 模式預測具有高估偏誤，與 Hou et al. (2012) 之結果類似。不過，HVZ 模式之樂觀偏誤仍顯著低於分析師預測，如表 2 所示。

二、模式預測與分析師預測品質之比較

表 2 Panel A 與 Panel B 分別列示 1999 至 2012 年期間每一年度，台灣非金融業上市櫃公司前瞻一年 ($t+1$) 與前瞻兩年 ($t+2$) HVZ 模式預測盈餘與分析師預測盈餘 (以第 $t+1$ 年 6 月底之權益市值平減) 之平均數與中位數以及觀察值筆數。分析師共識預測係採截至第 $t+1$ 年 6 月底止，所有券商稅後淨利預測之中位數。比較前瞻一年及兩年模式預測與分析師預測之公司家數，可以發現台灣分析師預測資料之涵蓋範圍明顯不足，尤其是前瞻兩年之預測，分析師預測筆數 (2,617) 僅達模式預測筆數 (14,462) 的 18%。Panel C 列示了模式預測與分析師預測盈餘之相關係數以及二者與實際盈餘之相關係數。右上角列示者為盈餘預測金額之相關係數，左下角列示者為盈餘預測金額以權益市值平減後之相關係數。Panel C 顯示，模式預測盈餘與分析師預測盈餘二者高度相關，對於前瞻一 (二) 年盈餘金額之預測，二者之相關係數為 0.920(0.880)，對於前瞻一 (二) 年以權益市值平減後盈餘之預測，二者之相關係數為 0.498(0.319)。對於前瞻一 (二) 年盈餘金額之預測，模式預測盈餘與實際盈餘二者之相關係數為 0.819(0.739)，分析師預測盈餘與實際盈餘二者之相關係數為 0.897(0.796)；對於前瞻一 (二) 年以權益市值平減後盈餘之預測，模式預測盈餘與實際盈餘二者之相關係數為 0.501(0.180)，分析師預測盈餘與實際盈餘二者之相關係數為 0.306(0.109)。

²⁷ 例如，盈餘之持續性頗高，其對未來一至三年盈餘迴歸之估計係數分別達 0.715、0.658 與 0.668。此外，未來五年盈餘與當期資產規模呈顯著正相關、與當期總應計數呈顯著負相關，但與當期股利政策之關聯性較低。再者，當期虧損公司未來盈餘增加幅度較大，與文獻上發現虧損公司之盈餘持續性較低一致。

表 3 針對模式預測與分析師預測之品質進行成對比較，其中加權後盈餘等於前瞻一年盈餘與前瞻兩年盈餘以折現率 10% 折現後之合計數 (Hou et al., 2012)。Panel A 顯示，模式預測盈餘與分析師預測盈餘均具有樂觀偏誤，惟不論前瞻一年或兩年之盈餘預測，模式預測之預測偏誤均顯著小於分析師預測。Panel B 顯示，不論係前瞻一年或前瞻兩年之盈餘預測，模式預測盈餘與分析師預測盈餘之平均精確度皆無顯著差異，惟就精確度之中位數評估，以分析師預測之精確度較高。Panel A 與 Panel B 之結果與 Hou et al. (2012) 之結果類似。Panel C 之結果顯示，模式預測與分析師預測之 *ERC* 均顯著為正，顯示模式預測盈餘與分析師預測盈餘均具有價值攸關性，且二者之 *ERC* 並無顯著差異。因此，本研究以模式預測盈餘取代分析師預測盈餘做為市場對於未來現金流量預期之代理變數，應屬可行。

三、隱含權益資金成本估計之敘述統計

表 4 列示了於 1994 至 2013 年期間，依據各模式所估計台灣非金融業上市櫃公司隱含權益資金成本之敘述統計²⁸。表 4 顯示，在 1994 至 2013 年的 20 年期間，以綜合 ICC 估計— \hat{r}_{COM} 為基礎，台灣非金融業上市櫃公司之權益資金成本平均數 (中位數) 為 10.21% (9.42%)，隱含權益風險溢酬之平均數 (中位數) 為 7.55% (7.16%)。比較七種模式之 ICC 估計，大致可分為幾個群組：OJ 與 MPEG 兩種模式之估計最高，其次依序為 CT、GLS、GG 與 PEG，EPR 之估計最低，此結果與該等模式之設定架構有關。例如，CT 與 GG 皆採兩階段模式，有限預測期間亦相近，惟 CT 與 GG 之終值假設不同，前者採修正後競爭均衡假設，後者採競爭均衡假設，前者之終值高於後者，故 $\hat{r}_{CT} > \hat{r}_{GG}$ 。本研究所估計 ICC 與 Hail and Leuz (2006) 針對台灣上市櫃公司小樣本估計之 ICC 甚為接近。本研究所估計之隱含權益風險溢酬亦接近外資評價實務及評價領域權威學者之估計²⁹。

表 4 Panel C 列示了台灣非金融業上市櫃公司 1994 至 2013 年間 \hat{r}_{COM} 以及各模式 ICC 估計與無風險利率之時間序列資料，其中無風險利率係以各年度 6 月台灣央行 10 年公債次級市場利率衡量。圖二繪示了 1999 至 2013 年間隱含權益風險溢酬 (*IRP*) 與名目 GDP 成長率之趨勢圖。圖二顯示，隱含權益風險溢酬與名目 GDP 成長率呈明顯的反向關係。在總體經濟成長 (衰退) 期間，隱含權益風險溢酬較低 (高)，與跨期間 CAPM (intertemporal CAPM) (Merton, 1973) 之理論預期一致。

²⁸ 表 4 呈現各模式 ICC 估計之敘述統計係以個別模式無遺漏值之樣本為基礎，而非呈現共同樣本之敘述統計，期能觀察不同 ICC 估計模式樣本量可能受到的限制。Panel A 顯示，OJ、MPEG 與 PEG 樣本量較少，此與其公式中若平方根中數值為負 (如短期盈餘成長率為負) 無解有關，EPR 之樣本量亦受前瞻一期盈餘為負之影響。Composite 為七項 ICC 之平均數 (至少有一項 ICC 無遺漏)。在進行效度評估時，要求七種 ICC 估計皆無遺漏，故效度評估時樣本之敘述統計與表 4 不同。

²⁹ Hail and Leuz (2006) 之跨國樣本期間涵括 1992 至 2001 年，台灣之觀察值計有 699 筆公司年度，其採 GLS、CT、OJ 與 PEG 四種模式所估計 ICC 之平均數衡量權益資金成本，台灣子樣本該項 ICC 之中位數為 9.87%，本研究若採 GLS、CT、OJ 與 PEG 四項 ICC 之平均，其 1993 至 2001 之樣本平均數 (中位數) 為 10.39% (9.87%)。此外，Damodaran (2012) 對於 2012 年台灣市場風險溢酬之估計約為 7.05%，外資對於台灣上市櫃公司之評價往往採 6.5% 至 7.5% 之市場風險溢酬估計 (吳啟銘，2010)。

表 1 Hou et al. (2012)盈餘預測模式之估計結果與預測品質

Panel A: Hou et al. (2012)盈餘預測模式所有變數之敘述統計 (N=22,340)								
Variable	Mean	1%	25%	Median	75%	99%	STD	
$Earn_t$	393.88	-1210.99	5.38	70.62	259.15	8735.80	1591.11	
$Asset_t$	7804.02	49.47	794.54	1967.38	5422.33	116000.00	22020.00	
$Dividend_t$	219.63	0.00	0.00	5.00	101.82	4680.50	903.99	
$DivDum_t$	0.51	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00	0.50	
$NegEarn_t$	0.20	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.40	
$Accrual_t$	-148.03	-6928.20	-154.96	-16.64	74.23	3219.60	1328.12	

Panel B: Hou et al. (2012)模式分年橫斷面迴歸估計係數之時間序列平均數與 Newey-West t 值									
LHS		Intercept	$Asset_t$	$Dividend_t$	$DivDum_t$	$Earn_t$	$NegEarn_t$	$Accrual_t$	Adj. R ²
$Earn_{t+1}$	Coefficient	15.286**	0.013***	0.373**	-7.309	0.715***	3.656	-0.100***	71.99%
	t-stat.	1.87	5.10	2.53	-0.38	18.02	0.26	-14.65	
$Earn_{t+2}$	Coefficient	16.284	0.022***	0.242	20.640	0.658***	58.418***	-0.100***	59.33%
	t-stat.	1.42	6.50	1.40	1.02	17.69	3.53	-5.79	
$Earn_{t+3}$	Coefficient	33.356***	0.027***	0.108	28.085**	0.668***	83.714***	-0.148***	53.82%
	t-stat.	3.15	4.52	0.68	2.97	8.17	4.15	-5.12	
$Earn_{t+4}$	Coefficient	58.360***	0.029***	0.177	10.800	0.691***	95.021***	-0.146***	49.37%
	t-stat.	5.23	3.55	1.26	0.90	6.43	3.92	-6.11	
$Earn_{t+5}$	Coefficient	59.497***	0.033***	0.175	20.724	0.687***	120.864***	-0.106***	44.71%
	t-stat.	4.02	3.36	0.98	1.09	5.30	3.42	-3.15	

Panel C: Hou et al. (2012)模式預測未來五年盈餘之預測品質									
Forecast Quality	N	Mean	1%	25%	Median	75%	99%	STD	
$Earn_{t+1}$	14,947	Bias	-0.0351	-0.6747	-0.0610	-0.0117	0.0222	0.3452	0.2038
Accuracy		0.0880	0.0006	0.0163	0.0409	0.0898	0.7657	0.1871	
$Earn_{t+2}$	13,627	Bias	-0.0469	-0.7192	-0.0882	-0.0254	0.0223	0.3821	0.2163
Accuracy		0.1062	0.0008	0.0242	0.0569	0.1188	0.8051	0.1942	
$Earn_{t+3}$	12,357	Bias	-0.0617	-0.8193	-0.1130	-0.0378	0.0190	0.4262	0.2241
Accuracy		0.1242	0.0012	0.0305	0.0694	0.1441	0.8624	0.1965	
$Earn_{t+4}$	11,137	Bias	-0.0714	-0.8852	-0.1323	-0.0475	0.0180	0.5485	0.2525
Accuracy		0.1458	0.0011	0.0363	0.0820	0.1709	1.0518	0.2182	
$Earn_{t+5}$	9,947	Bias	-0.0708	-0.9779	-0.1425	-0.0541	0.0193	0.7029	0.2871
Accuracy		0.1630	0.0016	0.0418	0.0912	0.1890	1.1522	0.2467	

- 本表列示 Hou et al. (2012)盈餘預測模式各解釋變數之敘述統計 (Panel A)、各年度分年迴歸之估計結果 (Panel B) 以及利用模式估計結果預測未來五年盈餘之預測品質。於第 t+1 年 6 月底建立之盈餘預測模式係以過去 10 年橫斷面財務資料進行估計。以公司第 t 年各解釋變數之值乘上第 t+1 至第 t+5 年預測模式之估計係數，即可得出其第 t+1 至第 t+5 年之盈餘預測。 $Asset_t$ =第 t 年期末資產總額； $Dividend_t$ =第 t 年普通股現金股利； $DivDum_t=1$ ，若 $Dividend_t > 0$ ，否則為 0； $Earn_t$ =第 t 年繼續營業部門純益； $NegEarn_t=1$ ，若 $Earn_t < 0$ ，否則為 0； $Accrual_t$ =第 t 年總應計金額=第 t 年繼續營業部門純益-第 t 年來自營運之現金流量。Panel A 除虛擬變數外，其他變數之單位均為新台幣百萬元。Panel B 各變數之係數及 Adj. R² 為 1993 至 2012 年總計 20 年分年迴歸之估計係數與 Adj. R² 之時間序列平均數。t 值為 20 年分年迴歸係數採 Newey-West 標準誤計算之 t 值。Panel C 之 $Bias_{t+k} = (\text{實際盈餘}_{t+k} - \text{預測盈餘}_{t+k}) \div \text{第 } t+1 \text{ 年 6 月底權益市值}$ 。 $Accuracy = Bias$ 之絕對值。
- ***、**及*分別表示達 0.01、0.05 及 0.1 之顯著水準 (雙尾)。

表 2 Hou et al. (2012)盈餘預測模式與分析師盈餘預測之敘述統計

年度	N	<i>Earn_{t+1}</i>		<i>Earn_{t+2}</i>		<i>N_{t+1}</i>	<i>Earn_{t+1}</i>		<i>N_{t+2}</i>	<i>Earn_{t+2}</i>	
		Mean	Median	Mean	Median		Mean	Median		Mean	Median
Panel A: 模式預測						Panel B: 分析師預測					
1999	543	0.029	0.045	0.064	0.060	523	0.058	0.055	105	0.078	0.070
2000	657	0.054	0.078	0.127	0.109	632	0.074	0.082	248	0.095	0.086
2001	760	0.038	0.065	0.085	0.083	731	0.035	0.064	221	0.095	0.093
2002	851	0.048	0.073	0.093	0.089	592	0.083	0.086	174	0.098	0.103
2003	951	0.059	0.074	0.088	0.079	632	0.114	0.113	155	0.126	0.116
2004	1,023	0.034	0.066	0.091	0.090	977	0.074	0.096	171	0.112	0.111
2005	1,066	0.019	0.057	0.069	0.081	606	0.103	0.107	233	0.118	0.119
2006	1,093	0.034	0.046	0.053	0.051	601	0.078	0.077	322	0.091	0.086
2007	1,155	0.061	0.078	0.087	0.089	588	0.129	0.118	227	0.128	0.119
2008	1,190	0.002	0.061	0.056	0.077	456	0.081	0.080	223	0.098	0.084
2009	1,220	0.031	0.053	0.061	0.072	519	0.085	0.083	183	0.101	0.099
2010	1,270	0.052	0.067	0.084	0.089	511	0.095	0.092	154	0.094	0.089
2011	1,320	0.058	0.080	0.098	0.098	366	0.090	0.087	45	0.077	0.078
2012	1,363	0.041	0.061	0.069	0.071	265	0.074	0.072	156	0.087	0.088
1999 至 2012	14,462	0.040	0.065	0.079	0.081	7,999	0.083	0.086	2,617	0.102	0.096

Panel C: 模式預測盈餘、分析師預測盈餘與實際盈餘之相關係數

		模式預測盈餘		分析師預測盈餘		實際盈餘	
		<i>Earn_{t+1}</i>	<i>Earn_{t+2}</i>	<i>Earn_{t+1}</i>	<i>Earn_{t+2}</i>	<i>Earn_{t+1}</i>	<i>Earn_{t+2}</i>
模式預測盈餘	<i>Earn_{t+1}</i>	1.000	0.992	0.920	0.888	0.819	0.757
	<i>Earn_{t+2}</i>	0.752	1.000	0.901	0.880	0.802	0.739
分析師預測盈餘	<i>Earn_{t+1}</i>	0.498	0.278	1.000	0.971	0.897	0.795
	<i>Earn_{t+2}</i>	0.318	0.319	0.594	1.000	0.878	0.796
實際盈餘	<i>Earn_{t+1}</i>	0.501	0.209	0.306	0.149	1.000	0.855
	<i>Earn_{t+2}</i>	0.344	0.180	0.248	0.109	0.425	1.000

Panel A 列示各年度 (1999 至 2012 年) 依據 Hou et al. (2012) 模式預測之前瞻一年 (t+1) 與前瞻二年 (t+2) 之盈餘預測之樣本數 (N) 以及平均數與中位數, Panel A 中之盈餘預測均以第 t+1 年 6 月底之權益市值平減。Panel B 列示各年度 (1999 至 2012 年) 分析師對於前瞻一年 (t+1) 與前瞻二年 (t+2) 之盈餘預測之樣本數 (N_{t+1} 與 N_{t+2}) 以及平均數與中位數, Panel B 中之分析師盈餘預測均以第 t+1 年 6 月底之權益市值平減。Panel C 列示模式預測盈餘、分析師預測盈餘與實際盈餘之 Pearson 相關係數, 左下角為以權益市值平減後盈餘之相關係數, 右上角為未平減盈餘之相關係數 (以斜體表示)。

表 3 Hou et al. (2012)模式與分析師盈餘預測品質之比較

	$Earn_{t+1}$			$Earn_{t+2}$			加權後盈餘		
	模式	分析師	差異	模式	分析師	差異	模式	分析師	差異
Panel A: 模式預測與分析師預測之預測偏誤 (Bias)									
<i>Mean</i>	-0.0339	-0.0550	0.0212**	-0.0153	-0.0392	0.0240**	-0.0284	-0.0650	0.0366**
	-3.54	-5.73	5.76	-1.44	-5.07	4.35	-1.58	-5.15	4.49
<i>Median</i>	-0.0128	-0.0228	0.0100***	-0.0079	-0.0276	0.0197***	-0.0090	-0.0370	0.0280**
	-2.30	-5.03	3.31	-1.04	-5.40	3.75	-0.69	-4.65	3.45
Panel B: 模式預測與分析師預測之預測精確度 (Accuracy)									
<i>Mean</i>	0.0721	0.0739	-0.0018	0.0690	0.0707	-0.0017	0.1048	0.0989	0.0059
	8.34	7.99	-0.85	14.20	17.55	-0.65	11.44	11.58	1.57
<i>Median</i>	0.0386	0.0340	0.0046***	0.0429	0.0464	-0.0035	0.0656	0.0604	0.0052*
	12.12	9.67	4.09	14.49	19.83	-1.43	10.34	12.98	1.85
Panel C: 模式預測與分析師預測之盈餘反應係數 (ERC)									
<i>Mean</i>	0.1249	0.1188	0.0061	0.2274	0.2313	-0.0038	0.2230	0.2271	-0.0041
	10.50	9.26	0.81	4.56	5.00	-0.24	4.48	4.89	-0.25

1. 本表列示各年度 (1999 至 2012 年) 依據 Hou et al. (2012) 模式與分析師對於前瞻一年 (t+1) 與前瞻二年 (t+2) 之盈餘預測, 各年度預測偏誤 (Bias)、精確度 (Accuracy)、盈餘反應係數 (ERC) 以及模式預測與分析師預測二者預測偏誤、精確度與 ERC 之差異, 其各年度橫斷面平均數與中位數之時間序列平均值。本表各欄列示結果係依據模式預測與分析師預測之共同樣本估計而得。Hou et al. (2012) 模式之估計方法詳表 1 之說明, 分析師共識預測係第 t+1 年 6 月券商對於 t+1 年與 t+2 年稅後淨利預測之中位數。加權後盈餘預測等於第 t+1 年預測盈餘與第 t+2 年預測盈餘按 10% 之折現率折現後之合計數。Panel A 為模式預測與分析師預測之預測偏誤 (Bias)。 $Bias_{t+k} = (\text{實際盈餘}_{t+k} - \text{預測盈餘}_{t+k}) \div \text{第 } t+1 \text{ 年 6 月底權益市值}$ 。Panel B 為模式預測與分析師預測之預測精確度 (Accuracy)。 $Accuracy = Bias$ 之絕對值。Panel C 為以模式預測與分析師預測為預期盈餘之盈餘反應係數 (ERC)。各年度 ERC 係以持有期間報酬對標準化未預期盈餘進行迴歸估計。t 值 (以斜體表示) 為以各年度橫斷面平均數及中位數之時間序列計算之 Newey-West t 值。
2. ***、** 及 * 分別表示達 0.01、0.05 及 0.1 之顯著水準 (雙尾)。

表 5 列示了台灣非金融業上市櫃公司 1994 至 2013 年間不同模式所估計之產業隱含權益資金成本, 並同時列出產業別 CAPM Beta 以供比較。就整體樣本期間 (1994 至 2013 年) 觀察, 各產業 ICC 介於 6.70 至 11.80%。依 \hat{r}_{COM} 之產業中位數排序, 權益資金成本最低的四個產業依序為觀光 (6.70%)、橡膠 (7.06%)、玻璃陶瓷 (7.32%) 及水泥 (8.14%); 最高的四個產業依序為電子通路 (11.80%)、資訊服務 (10.44%)、電子零組件 (10.40%) 及建材營造 (10.37%)。表 3 最下方列示產業隱含資金成本與產業 Beta 之相關係數, 除了產業 EPR 與產業 Beta 呈負相關外 (但不顯著), 其餘均呈正相關, 惟僅有以 GLS 模式估計之產業 ICC 與產業 Beta 呈顯著正相關。

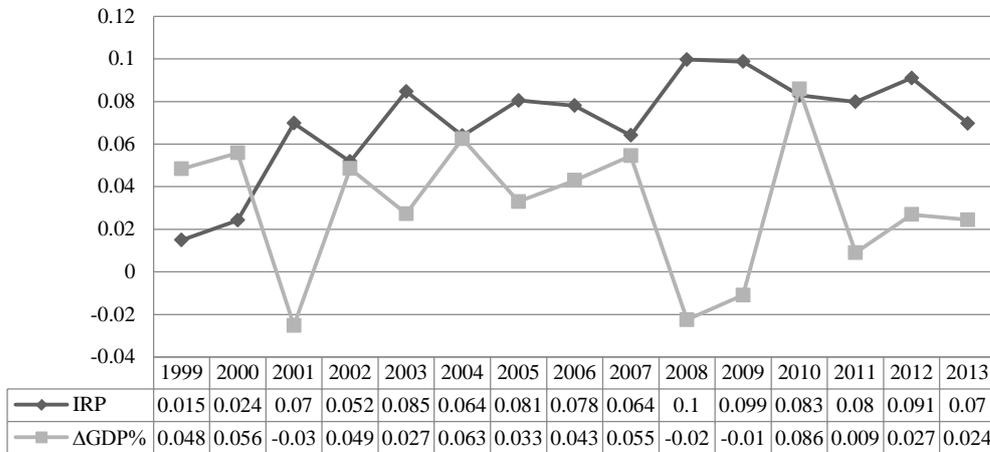


圖 2 隱含權益風險溢酬 (IRP) 與 GDP 成長率 ($\Delta GDP\%$) 之關係 (1999 至 2013)

四、不同模式隱含權益風險溢酬 (IRP) 及其與公司風險特性之相關分析

表 6 列示了本研究 8 項 ICC 隱含風險溢酬之成對相關係數及其與未來一年已實現股價溢酬 ($ExRET$) 以及去槓桿 Beta ($UBeta$)、公司規模 ($Size$)、非系統性報酬波動性 ($Volatility$)、淨值市值比 (BM)、財務槓桿 (LEV)、應計品質 (AQ) 與總資產成長率 ($Growth$) 等七項風險特性變數間之相關係數。表 6 顯示, CT 與 GG 以及 OJ 與 MPEG 是相關程度最高之序對 (相關係數達 0.997), EPR 與其他模式之相關程度最低。所有模式估計 IRP 與未來一年已實現股價溢酬均呈顯著正相關, 提供了各模式 ICC 估計對未來報酬具有預測力之初步證據。就 ICC 估計與各項風險特性變數之關聯性觀察, 除了 OJ 模式之 IRP 與應計品質以及 EPR 模式之 IRP 與財務槓桿無顯著相關外, 其餘模式所估計 IRP 與所有風險特性變數均具有顯著相關, 且除了非系統性報酬波動性 ($Volatility$) 與 IRP 相關係數方向不符預期外, 與其他風險特性之相關係數均與預期一致。GLS、CT 與 GG 三模式以及綜合 ICC 與其他所有風險特性變數間均具顯著相關且均符合預期, GLS 與 $Volatility$ 亦呈與預期相符之顯著正相關。反之, 已實現股價溢酬與風險特性之關聯性遠比 ICC 低且若干與預期方向不一致 (如與 $UBeta$ 呈顯著負相關、與 AQ 無顯著相關)。整體而言, 表 6 之相關分析支持本研究所估計 ICC 具有一定程度的橫斷面效度, 其中又以 GLS、CT 與 GG 三個模式以及綜合 ICC 之效度較佳。

五、ICC 估計對未來已實現報酬之預測力

本研究以隱含權益資金成本 (ICC) 對於未來已實現報酬之預測力, 來評估各項隱含權益資金成本估計之橫斷面效度。首先, 以投資組合為基礎進行測試; 其次, 以未來已實現報酬對 ICC 進行多元迴歸分析, 以控制未預期報酬之影響。

表 4 台灣非金融業上市櫃公司隱含權益資金成本與權益風險溢酬之敘述統計

Panel A: 隱含權益資金成本 (ICC) 之敘述統計 (1994 至 2013 年)

Statistic	隱含權益資金成本 (ICC) 之估計模式							
	Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR
<i>N</i>	16,123	15,927	14,976	14,897	12,482	12,835	12,604	13,523
<i>Mean</i>	10.21%	10.04%	10.63%	9.99%	12.18%	11.60%	9.88%	7.77%
1%	2.97%	2.63%	2.59%	1.82%	2.72%	2.25%	1.47%	1.50%
25%	6.91%	7.26%	6.86%	6.25%	8.17%	7.72%	6.33%	4.40%
<i>Median</i>	9.42%	9.63%	9.69%	9.26%	11.14%	10.70%	8.90%	7.11%
75%	12.59%	12.31%	13.32%	12.94%	14.96%	14.49%	12.14%	10.37%
99%	23.90%	21.82%	28.36%	23.99%	35.06%	27.50%	26.40%	22.70%
<i>STD</i>	4.51%	3.91%	5.15%	4.96%	5.88%	5.48%	5.24%	4.47%

Panel B: 隱含權益風險溢酬 (IRP) 之敘述統計 (1994 至 2013 年)

Statistic	隱含權益風險溢酬 (IRP) 之估計模式							
	Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR
<i>N</i>	16,123	15,927	14,976	14,897	12,482	12,835	12,604	13,523
<i>Mean</i>	7.55%	7.38%	7.97%	7.33%	9.46%	8.89%	7.15%	5.03%
1%	-2.46%	-1.66%	-2.54%	-3.49%	-2.05%	-2.54%	-2.80%	-4.58%
25%	4.09%	4.29%	3.93%	3.36%	5.07%	4.65%	3.35%	1.26%
<i>Median</i>	7.16%	7.22%	7.43%	6.99%	8.75%	8.29%	6.36%	4.81%
75%	10.47%	10.15%	11.22%	10.79%	12.77%	12.30%	9.76%	8.30%
99%	21.56%	19.81%	25.33%	21.89%	31.22%	25.87%	24.91%	19.37%
<i>STD</i>	5.09%	4.47%	5.74%	5.58%	6.39%	6.01%	5.63%	5.14%

本表列示台灣非金融業上市櫃公司於 1994 至 2013 年期間以各年度 6 月底權益市值為基礎，應用 GLS、CT、GG、OJ、MPEG、PEG 以及 EPR 等七項模式所估計 ICC 之敘述統計，Composite 係七項 ICC 之平均數。各模式第 t+1 年 ICC 之估計係採 HVZ 模式所預測之第 t+1 至第 t+5 年盈餘為基礎，各模式之 ICC 即為使得各模式估計權益價值等於第 t+1 年 6 月底權益市值之折現率。第 t+1 年各模式隱含權益風險溢酬 (IRP) = 第 t+1 年 6 月底估計之 ICC - 第 t+1 年 6 月無風險利率 (R_f) (採台灣央行 10 年期公債次級市場利率)。

表 4 台灣非金融業上市櫃公司隱含權益資金成本與風險溢酬之敘述統計 (續)

Panel C: 隱含權益資金成本 (ICC) 各年度之中位數		ICC 估計模式								
Year	N	Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR	R_f
1994	197	5.65%	6.95%	6.35%	4.43%	7.61%	6.01%	5.65%	4.09%	7.07%
1995	228	7.22%	7.94%	7.65%	6.24%	9.01%	8.01%	7.54%	4.86%	6.72%
1996	270	7.62%	8.09%	7.73%	7.07%	9.01%	8.45%	8.21%	5.07%	6.08%
1997	316	6.24%	6.55%	5.94%	5.34%	8.16%	7.67%	7.52%	3.20%	5.84%
1998	378	6.94%	7.18%	6.40%	5.99%	8.94%	8.62%	8.33%	3.64%	6.40%
1999	456	7.69%	8.45%	7.53%	7.43%	8.80%	8.68%	7.95%	5.21%	6.20%
2000	535	8.20%	9.00%	7.72%	7.70%	9.54%	9.40%	8.67%	5.14%	5.78%
2001	650	10.82%	12.26%	10.49%	10.28%	10.38%	10.38%	9.73%	8.95%	3.84%
2002	758	8.96%	10.61%	8.75%	8.71%	9.97%	9.97%	8.90%	7.49%	3.78%
2003	848	9.89%	10.66%	9.61%	9.22%	12.52%	12.27%	11.18%	8.11%	1.42%
2004	948	9.36%	9.83%	9.47%	8.66%	12.97%	12.33%	11.06%	7.76%	2.97%
2005	1,015	9.92%	10.59%	10.45%	10.01%	11.56%	11.15%	9.73%	7.53%	1.87%
2006	1,055	9.97%	10.03%	10.44%	10.10%	11.04%	10.73%	8.50%	7.39%	2.17%
2007	1,076	8.84%	7.57%	9.59%	8.36%	11.78%	10.84%	8.88%	6.30%	2.43%
2008	1,146	12.68%	10.94%	13.19%	12.91%	15.33%	15.01%	12.02%	9.98%	2.71%
2009	1,156	11.50%	11.01%	12.03%	12.04%	13.10%	13.05%	11.04%	8.35%	1.63%
2010	1,196	9.73%	9.24%	9.48%	9.16%	11.79%	11.52%	9.31%	6.71%	1.44%
2011	1,254	9.47%	9.74%	10.37%	10.04%	10.51%	10.03%	7.15%	7.80%	1.49%
2012	1,305	10.30%	10.58%	11.11%	10.77%	11.96%	11.16%	8.39%	9.13%	1.20%
2013	1,336	8.37%	9.37%	8.79%	8.34%	9.75%	9.04%	5.97%	7.49%	1.40%

本表列示台灣非金融業上市櫃公司於 1994 至 2013 年期間以各年度 6 月底權益市值為基礎所估計 ICC 綜合指標 (Composite) 之中位數。該綜合指標係以下七種模式估計 ICC 之平均數 (至少有一種模式之 ICC 無遺漏值): GLS、CT、GG、OJ、MPEG、PEG 以及 EPR 等七項模式所估計之隱含權益資金成本 (ICC) 之各年度中位數, N=各年度 ICC 綜合指標 (Composite) 有效觀察值個數。 R_f =現時無風險利率=第 t+1 年 6 月台灣央行 10 年期公債次級市場利率。

(一)投資組合分析

投資組合分析旨在透過投資組合形成群組 (grouping), 以消除組內未來已實現報酬對預期報酬之衡量誤差。本研究於第 t+1 年 6 月底, 依據各 ICC 模式以及 CAPM 所估計之權益資金成本, 將所有樣本公司由低至高分為五組, 據以建構五個投資組合, 追蹤每個投資組合於未來一年、二年與三年之持有期間報酬, 並以估計權益資金成本最高與最低兩個投資組合於未來持有期間之報酬利差 (以 R_{H-L} 表示) (return spread) 來測試特定模式所估計之權益資金成本對未來已實現報酬之預測力, 其結果如表 7 所示, 表中數值係各投資組合於未來持有期間報酬之時間序列平均數。5-1 代表各年度 R_{H-L} 之時間序列平均數及其 Newey-West t 值。表 7 顯示, 不論何種 ICC

估計，在未來一年持有期間之報酬利差 R_{H-L} 均顯著大於 0。對於未來二年（三年）持有期間之報酬，除了 EPR 模式（OJ 模式）外，依據其他 ICC 估計所建構投資組合之報酬利差 R_{H-L} 均顯著大於 0。反之，依 CAPM 所估計權益資金成本所建構之投資組合，其未來持有期間之報酬利差 R_{H-L} 均小於 0（未來一年及兩年未顯著異於 0），顯示 CAPM 所估計之權益資金成本對於未來已實現報酬不具有預測力。表 7 亦就各模式 ICC 估計其未來持有期間報酬利差 R_{H-L} 之時間序列進行成對 t 檢定。結果顯示，各模式 ICC 於未來持有期間之報酬利差 R_{H-L} 皆顯著大於 CAPM，綜合 ICC 之持有期間報酬利差除與 GLS 無顯著差異外，皆顯著大於其他 ICC 估計。依據投資組合之測試結果評估，以綜合 ICC 與 GLS 對於未來報酬之預測力最佳，EPR 則最差。

(二) ICC 對於未來報酬預測力之迴歸分析

表 8 列示了模式(14)分年橫斷面迴歸估計之結果。表中所列係數及調整後 R^2 係 19 個分年（1994 年至 2012 年）橫斷面迴歸係數及調整後 R^2 之平均數，表中斜體數字係各年度估計係數之 Newey-West t 值。表 8 亦列示 19 個分年迴歸中，ICC 估計係數顯著大於 0/小於 0 之次數。表 8 之結果與表 7 投資組合之分析結果一致。在控制未來一年影響已實現報酬之現金流量訊息及預期報酬訊息後，本研究八項 ICC 估計分年橫斷面迴歸係數之平均數均顯著大於 0，顯示該等 ICC 估計對於未來一年持有期間報酬皆具有預測力。在 19 年分年橫斷面迴歸中，以 GLS 模式估計之 ICC 對報酬之預測力最為穩定（19 年分年迴歸有 15 年之估計係數均顯著大於 0），其餘模式在 19 個分年迴歸中有 12 至 13 個年度之估計係數顯著大於 0。

由投資組合與迴歸分析之實證結果，若按各項 ICC 估計對未來報酬之預測力評估其橫斷面效度，以 GLS 與綜合 ICC 之效度最佳，EPR 則最差。此結果與 Lee et al. (2011) 不盡相同。Lee et al. (2011) 對於橫斷面效度之評估結果以 GLS、GG 與 EPR 最佳，OJ、MPEG 與 PEG 最差。惟 Lee et al. (2011) 未評估 CT 與綜合 ICC。

六、隱含權益風險溢酬 (IRP) 與公司風險特性之關聯性

表 9 Panel A 列示了模式(15)之依變數（各 ICC 模式之隱含權益風險溢酬）與所有解釋變數（風險特性）之敘述性統計。Panel B 列示了 1994 年至 2013 年共 19 年混合資料迴歸估計結果。其結果顯示，七項風險特性對各模式 ICC 估計隱含風險溢酬之解釋力以 GLS 模式最高（36.7%），EPR 模式則最低（6.4%）。以各模式估計 IRP 與風險特性之關聯性觀察，所有模式 IRP 與去槓桿 Beta ($UBeta$)、公司規模 ($Size$)、淨值市值比 (BM)、應計品質 (AQ) 與資產成長率 ($Growth$) 均具有顯著相關且方向符合預期，但僅有 GLS 與 PEG 模式之 IRP 與財務槓桿 (LEV) 具有符合預期之顯著正相關。惟所有模式之估計 IRP 與非系統性報酬標準差 ($Volatility$) 均呈不符合預期之顯著負相關。不過，文獻上若干研究亦有類似發現（如 Gebhardt et al., 2001; Botosan et al., 2011; Hou et al., 2012）。

表 5 台灣非金融業上市櫃公司產業別隱含資金成本

產業 代碼	產業 名稱	N	Beta	隱含權益資金成本 (ICC)							
				Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR
1	水泥	139	0.711	8.14%	7.85%	8.00%	7.84%	9.87%	9.60%	7.99%	6.28%
2	食品	426	0.658	8.18%	6.99%	8.72%	8.43%	10.60%	10.16%	8.73%	6.49%
3	塑膠	468	0.866	8.93%	8.86%	9.26%	8.72%	10.85%	10.19%	8.48%	6.80%
4	紡織	912	0.840	9.42%	7.94%	9.72%	9.45%	11.47%	11.18%	9.86%	6.59%
5	電機機械	834	0.807	10.36%	9.74%	10.81%	10.42%	12.27%	11.83%	9.81%	7.64%
6	電器電纜	259	0.937	9.29%	8.06%	9.56%	9.56%	10.65%	10.30%	8.45%	6.86%
8	玻璃陶瓷	78	0.928	7.32%	8.47%	6.99%	6.53%	9.32%	8.68%	7.42%	5.34%
9	造紙	136	1.063	8.80%	7.73%	9.22%	9.02%	10.52%	10.05%	8.99%	6.92%
10	鋼鐵	607	0.773	9.85%	8.58%	10.22%	9.91%	11.74%	11.28%	9.73%	8.12%
11	橡膠	195	0.872	7.06%	7.62%	7.06%	6.54%	8.23%	7.81%	7.24%	5.99%
12	汽車	83	0.707	8.19%	9.56%	7.90%	7.66%	8.54%	7.94%	6.96%	7.55%
14	建材營造	994	1.006	10.37%	10.03%	10.61%	9.83%	11.82%	11.48%	9.98%	7.66%
15	航運	377	0.795	8.92%	8.80%	9.40%	9.02%	10.38%	9.83%	8.33%	7.54%
16	觀光	186	0.914	6.70%	5.60%	6.62%	6.33%	8.83%	8.30%	7.56%	3.93%
18	貿易百貨	302	0.759	8.41%	7.92%	8.48%	8.18%	10.39%	10.14%	8.30%	6.27%
20	其他	949	0.743	9.61%	9.72%	9.97%	9.51%	11.08%	10.63%	8.77%	7.16%
21	化學	564	0.829	9.51%	8.46%	10.09%	9.75%	11.55%	11.06%	9.18%	7.48%
22	生技醫療	465	1.035	8.22%	7.95%	9.28%	8.43%	10.23%	9.69%	8.27%	6.01%
23	油電燃氣	185	0.485	9.72%	7.79%	10.54%	10.39%	11.95%	11.64%	8.85%	7.95%
24	半導體	1,273	1.380	8.41%	9.78%	8.32%	7.68%	9.99%	9.59%	8.05%	6.45%
25	電腦及週邊	1,198	1.172	9.85%	11.44%	9.99%	9.43%	11.28%	10.94%	8.71%	7.68%
26	光電業	1,009	1.391	8.82%	9.98%	8.57%	8.05%	10.41%	9.92%	8.68%	6.23%
27	通訊網路	746	1.171	9.76%	10.72%	9.99%	9.60%	11.17%	10.76%	8.67%	7.44%
28	電子零組件	1,977	1.169	10.40%	11.30%	10.71%	10.32%	11.66%	11.28%	9.28%	7.80%
29	電子通路	452	1.148	11.80%	12.63%	12.52%	12.00%	13.65%	13.10%	9.85%	8.97%
30	資訊服務	452	1.069	10.44%	10.63%	10.54%	9.95%	12.45%	12.06%	9.68%	7.06%
31	其他電子	734	1.091	9.92%	11.29%	10.10%	9.72%	11.21%	10.74%	8.57%	7.50%
Pearson Corr (Beta, ICC)				0.205	0.563***	0.119	0.047	0.115	0.105	0.114	-0.008
Spearman Corr (Beta, ICC)				0.308	0.608***	0.161	0.078	0.118	0.094	0.098	-0.025

本表列示台灣非金融業上市櫃公司於 1994 至 2013 年期間以各年度 6 月底權益市值為基礎所估計 ICC 綜合指標 (Composite) 之中位數。該綜合指標係以下七種模式估計 ICC 之平均數 (至少有一種模式之 ICC 無遺漏值)：GLS、CT、GG、OJ、MPEG、PEG 以及 EPR 等七項模式所估計之隱含權益資金成本 (ICC) 之產業中位數，Composite 係七項 ICC 之平均數 (至少有一種模式之 ICC 無遺漏值)。N=各年度 ICC 綜合指標 (Composite) 有效觀察值個數。CAPM Beta 係以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬採市場模式估計。各模式之隱含資金成本係以第 t+1 年 6 月底之權益市值及採 Hou et al. (2012) 橫斷面盈餘預測模式所預測之未來五年盈餘為基礎所計算之內部報酬率 (IRR)。最後兩列分別為 Beta 與各項 ICC 之 Pearson 與 Spearman 相關係數，*** 表示達 0.01 顯著水準 (雙尾)。

表 6 隱含權益風險溢酬 (IRP)、已實現股價溢酬 (ExRET) 與公司風險特性之相關係數 (N=8,307)

Variables	ExRET _{t+1}	COM	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR	UBeta	Size	BM	LEV	AQ	Growth
ExRET _{t+1}	1.000														
COM _t	0.154	1.000													
GLS _t	0.190	0.844	1.000												
CT _t	0.151	0.944	0.802	1.000											
GG _t	0.158	0.948	0.821	0.997	1.000										
OJ _t	0.116	0.940	0.694	0.819	0.818	1.000									
MPEG _t	0.123	0.953	0.711	0.835	0.836	0.997	1.000								
PEG _t	0.121	0.841	0.641	0.677	0.686	0.909	0.904	1.000							
EPR _t	0.119	0.830	0.688	0.791	0.791	0.692	0.727	0.521	1.000						
UBeta _t	-0.020	0.055	0.153	0.030	0.030	0.025	0.027	0.025	0.075	1.000					
Size _t	-0.122	-0.413	-0.426	-0.402	-0.417	-0.384	-0.378	-0.485	-0.135	0.103	1.000				
BM _t	0.206	0.347	0.466	0.337	0.378	0.255	0.263	0.319	0.193	-0.037	-0.368	1.000			
LEV _t	0.028	0.070	0.092	0.063	0.082	0.033	0.035	0.141	0.008	-0.172	-0.104	0.310	1.000		
AQ _t	0.014	-0.046	-0.111	-0.030	-0.025	-0.016	-0.020	-0.053	-0.055	-0.205	0.021	0.110	0.084	1.000	
Growth _t	-0.083	-0.196	-0.208	-0.200	-0.210	-0.176	-0.174	-0.153	-0.114	0.040	0.163	-0.327	-0.028	-0.177	1.000
Volatility	-0.033	-0.035	0.036	-0.061	-0.06	-0.056	-0.056	0.068	-0.062	0.393	-0.204	-0.041	0.079	-0.315	0.135

本表列示各模式估計之隱含權益風險溢酬 (IRP)、未來一年已實現股價溢酬 (ExRET) 與公司風險特性變數間之 Pearson 相關係數。ExRET_{t+1} = 第 t+1 年 7 月初至第 t+2 年 6 月底之已實現股價溢酬 - 第 t+1 年 7 月初至第 t+2 年 6 月底之平均台灣央行 10 年期公債次級市場利率; UBeta = CAPM Beta = (1 + 第 t 年期末長期計息負債 / 第 t 年期末權益市值); Size = 第 t+1 年 6 月底權益市值之自然對數; BM = 第 t 年期末淨值 / 第 t 年期末權益市值; LEV = 第 t 年期末長期計息負債 / 第 t 年期末權益市值; AQ = 依 Francis et al. (2005) 模式以產業橫斷面迴歸分析所得估計殘差之五年標準差乘以 (-1); Growth = 第 t 年總資產成長率; Volatility = 以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬, 採市場模式估計所得之殘差標準差。除以下序對外, 其他所有相關係數均達 0.01 之顯著水準; (ExRET, AQ)、(OJ, AQ)、(EPR, LEV) 等未達 0.10 之顯著水準; (AQ, MPEG) 達 0.10 但未達 0.05 之顯著水準; (ExRET, UBeta)、(OJ, UBeta)、(PEG, UBeta)、(GG, AQ)、(SIZE, AQ) 等達 0.05 但未達 0.01 之顯著水準。

表 7 各模式估計之隱含資金成本與未來持有期間報酬之關係

Panel A: 依各模式估計資金成本建構之投資組合平均未來一年持有期間報酬										
Quintile	CAPM	Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR	
1	0.101	0.032	0.023	0.032	0.030	0.048	0.050	0.051	0.053	
2	0.122	0.063	0.039	0.068	0.080	0.071	0.062	0.070	0.045	
3	0.086	0.084	0.092	0.090	0.083	0.068	0.069	0.062	0.084	
4	0.066	0.102	0.116	0.118	0.122	0.091	0.094	0.098	0.128	
5	0.058	0.152	0.163	0.124	0.118	0.156	0.159	0.152	0.124	
5-1	-0.043	0.121 ^{***}	0.140 ^{***}	0.092 ^{**}	0.088 ^{**}	0.108 ^{***}	0.109 ^{***}	0.102 ^{***}	0.071 ^{**}	
t stat.	-1.14	3.18	3.81	2.19	2.10	3.14	3.16	3.37	2.14	
有顯著差異之序對：(CAPM, all ICC)、(Com, CT)、(Com, GG)、(Com, EPR)、(GLS, EPR)、(MPEG, EPR)										
Panel B: 依各模式估計資金成本建構之投資組合平均未來二年持有期間報酬										
Quintile	CAPM	Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR	
1	0.215	0.096	0.077	0.101	0.091	0.106	0.103	0.109	0.121	
2	0.198	0.115	0.100	0.133	0.149	0.115	0.119	0.123	0.128	
3	0.156	0.163	0.172	0.156	0.150	0.137	0.142	0.120	0.154	
4	0.133	0.167	0.180	0.180	0.189	0.193	0.188	0.207	0.186	
5	0.108	0.268	0.279	0.239	0.230	0.259	0.258	0.250	0.220	
5-1	-0.107	0.172 ^{**}	0.202 ^{***}	0.139 [*]	0.140 [*]	0.152 ^{**}	0.155 ^{**}	0.141 ^{**}	0.098	
t stat.	-1.42	2.77	3.39	1.93	1.94	2.59	2.67	2.58	1.53	
有顯著差異之序對：(CAPM, all ICC ex. EPR)、(Com, CT)、(Com, GG)、(Com, EPR)										

表 7 各模式估計之隱含資金成本與未來持有期間報酬之關係 (續)

Panel C: 依各模式估計資金成本建構之投資組合平均未來三年持有期間報酬

Quintile	CAPM	Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR
1	0.324	0.121	0.112	0.141	0.127	0.179	0.146	0.193	0.152
2	0.255	0.201	0.174	0.215	0.221	0.199	0.232	0.203	0.166
3	0.264	0.266	0.250	0.198	0.248	0.200	0.200	0.171	0.254
4	0.198	0.226	0.276	0.289	0.260	0.287	0.275	0.296	0.265
5	0.145	0.370	0.372	0.343	0.328	0.322	0.332	0.323	0.347
5-1	-0.179*	0.249***	0.260***	0.202**	0.201**	0.143	0.185**	0.130*	0.195**
t stat.	-2.00	3.61	3.81	2.32	2.35	1.64	2.48	2.05	2.57

有顯著差異之序對：(CAPM, all ICC)、(Com, OJ)、(Com, MPEG)、(Com, PEG)

1. 本表列示依據CAPM估計之資金成本以及應用GLS、CT、GG、OJ、MPEG、PEG (Easton, 2004)以及EPR等七項模式所估計第t+1年隱含權益資金成本(ICC)，由低至高於第t+1年6月底分為五組，方格中數值為各組未來持有期間(1-3年)報酬時間序列之平均數。未來一(二)(三)年持有期間報酬係由第t+1年7月初累計至第t+2(t+3)(t+4)年6月底之股票報酬。最後一列5-1代表各年度資金成本最高組與最低組未來持有期間報酬差異(最高減最低)之時間序列平均數及其Newey-West t值。CAPM資金成本係以第t+1年6月底前60個月(至少24個月)之月報酬採市場模式估計公司權益Beta值，市場風險溢酬假設為7%，無風險利率採央行10年期公債次級市場利率。

2. **、*及***分別表示達0.01, 0.05及0.1之顯著水準(雙尾)。

表 8 已實現報酬對於隱含資金成本 (ICC) 之分年迴歸

	<i>Intercept</i>	<i>ICC</i>	<i>CFN</i>	<i>ERN</i>	<i>Adj. R²</i>
Composite	-0.0464	1.7517	1.2931	0.1754	8.99%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	-0.99	3.86***	2.34**	2.70**	
$H_0: \beta_1 = 1$		1.64			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(12/0)			
GLS	-0.1617	3.0992	1.4608	0.1627	9.83%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	-2.19**	3.29**	2.29**	2.65**	
$H_0: \beta_1 = 1$		2.23***			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(15/0)			
CT	-0.0553	1.8235	1.5712	0.1740	10.06%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	-1.03	3.24***	2.48**	2.63**	
$H_0: \beta_1 = 1$		1.46			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(12/0)			
GG	-0.0310	1.7359	1.6046	0.1765	10.20%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	-0.65	3.26***	2.45**	2.68**	
$H_0: \beta_1 = 1$		1.38			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(12/0)			
OJ	0.0050	0.9315	1.2020	0.1705	8.03%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	0.90	4.01***	2.48**	2.63**	
$H_0: \beta_1 = 1$		-0.29			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(12/0)			
MPEG	0.0199	0.8664	1.2092	0.1796	7.99%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	0.72	3.98***	2.45**	2.65**	
$H_0: \beta_1 = 1$		-0.61			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(12/0)			
PEG	0.0310	0.8551	1.1992	0.1770	7.62%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	0.60	3.70***	2.37**	2.54**	
$H_0: \beta_1 = 1$		-0.63			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(13/0)			
EPR	-0.0084	2.1145	1.8017	0.1683	10.76%
$H_0: \beta_j = 0$ (j=1, 2, 3)	-0.17	3.56***	2.93***	2.35**	
$H_0: \beta_1 = 1$		1.87*			
No. of Years: $\beta_1 > 0 / < 0$		(13/0)			

1. 本表列示 1993 至 2011 年 19 個分年橫斷面迴歸估計係數及 *Adj. R²* 之平均數，表中括弧係各年度估計係數 t 檢定之 Newey-West t 值。表中亦列示 19 個分年迴歸中，*ICC* 估計係數顯著大於 0 及小於 0 (以達 0.05 之顯著水準為標準) 之次數。

2. ***、**及*分別表示達 0.01, 0.05 及 0.1 之顯著水準 (雙尾)。

Panel C 列示了分年橫斷面迴歸估計之結果，表中所列係數及 adj. R^2 係 19 個分年橫斷面迴歸之平均數。Panel C 亦列示 19 條分年迴歸中，各項風險特性變數之估計係數顯著大於 0/小於 0 之次數。結果顯示，除了以 EPR 所估計之 *IRP* 外，其他所有 ICC 與規模 (*Size*) 及淨值市值比 (*BM*) 均具有顯著關聯性且方向符合預期。其中 PEG 模式所估計 *IRP* 與規模之關聯性最為穩定 (19 年中有 18 年呈顯著負相關)，其餘模式亦頗為穩定 (大部分 19 年中有 15 年顯著負相關)。*IRP* 與 *BM* 之關聯性，以 GLS 與 GG 模式最為穩定 (19 年中有分別有 17 及 16 年係顯著正相關)，其餘模式則較不穩定。各模式 *IRP* 與去槓桿 *Beta* (*UBeta*) 之關聯性，僅有 GLS 模式所估計 *IRP* 與 *UBeta* 具有顯著且符合理論預期之正向關聯性 (19 年中有 11(1) 年係顯著正 (負) 相關)，其餘模式皆與 *UBeta* 呈顯著負相關。所有模式估計 *IRP* 雖皆與財務槓桿 (*LEV*) 具有符合預期之正相關，但僅有 GLS 與 PEG 模式所估計之 *IRP* 與 *LEV* 呈較穩定的顯著正相關，其中 GLS(PEG)19 年中有 7(13) 年係顯著正相關，0(2) 個年度係顯著負相關。GLS、CT 與 GG 等模式所估計 *IRP* 及綜合 *IRP* 與應計品質 (*AQ*) 皆具有符合預期之顯著負相關，其中又以 GLS 最為穩定，19 年中有 15 年係顯著負相關。所有模式之 *IRP* 與 *Volatility* 均呈現負相關且大多顯著，與預期不符。最後，所有 *IRP* 估計與總資產成長率均不具有顯著關聯性。

表 9 Panel D 彙總了 Panel B 與 Panel C 之結果，表中以「○」表示顯著且符合預期、以「×」表示顯著且不符合預期、以「△」表示不顯著。以跨年與分年橫斷面迴歸結果綜合評估，以 GLS 模式所估計 *IRP* 與風險特性之關聯性最符合預期，其次為綜合 *IRP* 與 PEG 模式，再者為 CT 與 GG 模式，其後為 OJ 與 MPEG 模式，最差者為 EPR 模式。

七、各模式 ICC 時間序列衡量誤差變異數之比較分析

本研究最後以 Lee et al. (2011) 所發展之時間序列衡量誤差變異數來評估各模式 ICC 估計之時間序列效度。其結果如表 10 所示。表 10 中 Panel A 列示了 8 項 ICC 之調整後時間序列衡量誤差變異數 $MVar_i(\omega_{it})$ (表中數字係 $MVar_i(\omega_{it}) \times 100$)。結果顯示，GLS 與 GG 模式所估計 ICC 之 $MVar_i(\omega_{it})$ 在所有 ICC 估計中最低，所有 ICC 估計中， $MVar_i(\omega_{it})$ 最高者為 EPR，但 CAPM 所估計權益資金成本之 $MVar_i(\omega_{it})$ 高於所有 ICC。表 10 中 Panel B 之成對差異 t 檢定提供了 8 項 ICC 及 CAPM 所估計權益資金成本時間序列效度之相對排序。表中數值係列 $MVar_i(\omega_{it})$ 平均數減行 $MVar_i(\omega_{it})$ 平均數之成對 t 檢定之 t 值。表 10 中 Panel B 顯示，GLS 與 GG 二模式所估計 ICC 之 $MVar_i(\omega_{it})$ 顯著低於其他所有 ICC，且 GLS 與 GG 二者無顯著差異；CT 之 $MVar_i(\omega_{it})$ 則顯著低於 GLS 與 GG 以外之其他所有 ICC，綜合 ICC 之 $MVar_i(\omega_{it})$ 顯著低於 GLS、GG 及 CT 以外之其他所有 ICC；MPEG 與 PEG 之 $MVar_i(\omega_{it})$ 顯著低於 OJ，MPEG 與 PEG 二者間無顯著差異。

綜合前述，各項 ICC 估計之時間序列效度依序為 GLS 與 GG、CT、綜合 ICC、MPEG 與 PEG、OJ、EPR。本研究時間序列效度之評估結果與 Lee et al. (2011) 大致類似，Lee et al. (2011) 未將 CT 列入評估，其時間序列效度之評估結果以 GG 最佳，GLS、PEG 與 EPR 居次，OJ 與 MPEG 最差。與 Lee et al. (2011) 差異最大者為 EPR，依據本研究之評估結果，EPR 之時間序列效度最差。

表 9 各模式估計隱含權益風險溢酬 (IRP) 與公司風險特性之關聯性

Panel A: 估計隱含權益風險溢酬與風險特性變數之敘述統計 (N=8,426)							
Variable	Mean	STD	1%	25%	Median	75%	99%
IRP_COM	0.074	0.047	-0.022	0.043	0.074	0.104	0.190
IRP_GLS	0.075	0.044	-0.017	0.046	0.074	0.102	0.188
IRP_CT	0.083	0.057	-0.022	0.043	0.079	0.117	0.247
IRP_GG	0.079	0.057	-0.032	0.039	0.077	0.115	0.232
IRP_OJ	0.087	0.053	-0.023	0.048	0.085	0.122	0.216
IRP_MPEG	0.084	0.053	-0.025	0.047	0.083	0.120	0.212
IRP_PEG	0.063	0.045	-0.029	0.033	0.061	0.091	0.183
IRP_EPR	0.049	0.052	-0.045	0.011	0.046	0.082	0.192
UBeta	0.933	0.444	0.080	0.608	0.901	1.209	2.173
Size	15.128	1.324	12.751	14.195	14.996	15.863	19.321
BM	0.866	0.522	0.167	0.493	0.741	1.111	2.703
LEV	0.102	0.101	0.000	0.017	0.077	0.158	0.430
AQ	-0.047	0.040	-0.205	-0.058	-0.037	-0.023	-0.007
Volatility	0.123	0.053	0.045	0.090	0.114	0.146	0.290
Growth	0.107	0.228	-0.254	-0.009	0.062	0.166	0.941

1. 本表列示 1993 至 2011 年各模式估計隱含權益風險溢酬 (IRP) 與公司風險特性變數之迴歸估計結果。Panel A 列示迴歸模式所有變數之敘述統計 (依據所有變數均無遺漏之共同樣本)。
2. IRP_M = 模式 M 之隱含風險溢酬 = 模式 M 於第 t+1 年 6 月底之隱含權益資金成本減第 t+1 年 6 月台灣央行 10 年期公債次級市場利率； IRP_{COM} 係指綜合 ICC 指標 (Composite) 之 IRP，等於所有模式估計 IRP 之平均數； $UBeta = CAPM\ Beta \div (1 + \text{第 } t \text{ 年期末長期計息負債} \div \text{第 } t \text{ 年期末權益市值})$ ，CAPM Beta 係以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬，採市場模式估計；Size = 第 t+1 年 6 月底權益市值之自然對數；BM = 第 t 年期末淨值 \div 第 t 年期末權益市值；LEV = 第 t 年期末長期計息負債 \div 第 t 年期末權益市值；AQ = 依 Francis et al. (2005) 模式以產業橫斷面迴歸分析所得估計殘差之五年標準差乘以 (-1)；Volatility = 以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬，採市場模式估計所得之殘差標準差；Growth = 第 t 年總資產成長率。

表 9 各模式估計隱含權益風險溢酬 (IRP) 與公司風險特性之關聯性 (續)

Panel B: 跨年橫斷面迴歸分析結果 (N=8,426)		IRP_M	Intercept	UBeta	Size	BM	LEV	AQ	Volatility	Growth	Adj. R ²
Composite	Coeff.	0.263	0.018	-0.013	0.015	0.009	-0.103	-0.187	-0.008	24.5%	
	t-stat.	40.85	15.81	-34.52	15.37	1.97	-8.34	-17.25	-3.94		
GLS	Coeff.	0.210	0.027	-0.011	0.027	0.008	-0.152	-0.150	-0.006	36.7%	
	t-stat.	37.56	26.86	-34.12	31.38	1.90	-14.16	-15.96	-3.32		
CT	Coeff.	0.314	0.017	-0.016	0.017	0.005	-0.123	-0.234	-0.010	22.8%	
	t-stat.	40.37	11.92	-33.95	13.79	0.82	-8.25	-17.76	-4.03		
GG	Coeff.	0.315	0.018	-0.016	0.022	0.009	-0.123	-0.241	-0.010	25.7%	
	t-stat.	39.82	12.62	-34.60	17.69	1.54	-8.12	-18.03	-3.96		
OJ	Coeff.	0.319	0.018	-0.015	0.008	0.004	-0.068	-0.217	-0.011	18.9%	
	t-stat.	41.79	13.10	-33.64	7.02	0.64	-4.61	-16.85	-4.47		
MPEG	Coeff.	0.306	0.018	-0.015	0.010	0.003	-0.073	-0.214	-0.010	18.6%	
	t-stat.	40.13	12.94	-32.38	8.31	0.47	-4.99	-16.60	-4.12		
PEG	Coeff.	0.269	0.015	-0.015	0.010	0.044	-0.067	-0.089	-0.005	27.3%	
	t-stat.	44.29	13.38	-40.88	11.02	9.81	-5.76	-8.69	-2.65		
EPR	Coeff.	0.106	0.016	-0.004	0.013	-0.006	-0.114	-0.167	-0.005	6.4%	
	t-stat.	13.18	11.03	-9.16	10.61	-1.08	-7.39	-12.25	-1.77		

1. Panel B 列示 1993 至 2011 年跨年橫斷面迴歸估計結果及 White t 值。
 2. 迴歸模式之依變數=IRP_M=模式 M 之隱含風險溢酬=模式 M 於第 t+1 年 6 月底之隱含權益資金成本-第 t+1 年 6 月台灣央行 10 年期公債次級市場利率; IRP_COM 係指綜合 ICC 指標 (Composite) 之 IRP, 等於所有模式估計 IRP 之平均數; UBeta=CAPM Beta÷(1+第 t 年期末長期計息負債÷第 t 年期末權益市值), CAPM Beta 係以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬, 採市場模式估計; Size=第 t 年 6 月底權益市值之自然對數; BM=第 t 年期末淨÷第 t 年期末權益市值; LEV=第 t 年期末長期計息負債÷第 t 年期末權益市值; AQ=依 Francis et al. (2005) 模式以產業橫斷面迴歸分析所得估計殘差之五年標準差乘以 (-1); Volatility=以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬, 採市場模式估計所得之殘差標準差; Growth=第 t 年總資產成長率。
 3. ***, ** 及 * 分別表示達 0.01、0.05 及 0.1 之顯著水準 (雙尾)。

表 9 各模式估計隱含權益風險溢酬 (IRP) 與公司風險特性之關聯性 (續)

Panel C: 分年橫斷面迴歸分析結果 (1993 至 2011 年)		IRP_M	Intercept	UBeta	Size	BM	LEV	AQ	Volatility	Growth	Adj. R ²
Composite	Coeff.	0.235 ^{***}	-0.005 ^{***}	-0.012 ^{***}	0.019 ^{**}	0.020	-0.038 ^{**}	-0.082 ^{***}	-0.003	41.26%	
	t-stat.	5.25	-3.03	-4.78	2.78	1.3	-2.37	-4.01	-0.80		
	no. +/- (**)	(1/6)	(1/6)	(1/18)	(15/1)	(7/2)	(0/5)	(0/11)	(2/4)		
GLS	Coeff.	0.164 ^{***}	0.008 ^{**}	-0.009 ^{***}	0.029 ^{***}	0.022 [*]	-0.114 ^{***}	-0.082 ^{***}	-0.002	36.59%	
	t-stat.	4.35	2.1	-4.51	5.16	1.98	-8.03	-4.06	-1.23		
	no. +/- (**)	(11/1)	(11/1)	(1/15)	(17/0)	(7/0)	(0/15)	(0/11)	(0/2)		
CT	Coeff.	0.288 ^{***}	-0.009 ^{***}	-0.015 ^{***}	0.017 ^{**}	0.021	-0.056 ^{**}	-0.096 ^{***}	-0.004	42.61%	
	t-stat.	4.42	-6.58	-3.79	2.67	1.08	-2.61	-3.3	-0.81		
	no. +/- (**)	(0/9)	(0/9)	(1/15)	(11/0)	(7/2)	(0/7)	(0/10)	(3/7)		
GG	Coeff.	0.284 ^{***}	-0.009 ^{***}	-0.015 ^{***}	0.025 ^{***}	0.024	-0.057 ^{**}	-0.103 ^{***}	-0.004	45.16%	
	t-stat.	4.30	-5.91	-3.90	3.17	1.20	-2.72	-3.55	-0.84		
	no. +/- (**)	(0/9)	(0/9)	(1/15)	(16/0)	(7/2)	(0/7)	(0/10)	(3/7)		
OJ	Coeff.	0.294 ^{***}	-0.007 ^{***}	-0.015 ^{***}	0.018 ^{**}	0.015	0.007	-0.084 ^{***}	-0.007	34.19%	
	t-stat.	6.74	-3.22	-5.81	2.12	0.71	0.38	-3.59	-1.10		
	no. +/- (**)	(1/4)	(1/4)	(0/15)	(8/2)	(7/3)	(2/1)	(0/8)	(2/6)		

表 9 各模式估計隱含權益風險溢酬 (IRP) 與公司風險特性之關聯性 (續)

IRP_M	Intercept	UBeta	Size	BM	LEV	AQ	Volatility	Growth	Adj. R ²
MPEG	Coeff. 0.280 ^{***}	-0.008 ^{***}	-0.014 ^{***}	0.018 ^{**}	0.014	0.003	-0.088 ^{***}	-0.006	34.02%
	t-stat. 6.39	-3.58	-5.65	2.11	0.68	0.15	-3.99	-0.97	
	no. +/- ()	(1/4)	(0/15)	(8/2)	(7/3)	(2/1)	(0/9)	(6/13)	
PEG	Coeff. 0.261 ^{***}	-0.003 [*]	-0.015 ^{***}	0.019 ^{**}	0.044 ^{**}	-0.015	-0.012	-0.003	41.95%
	t-stat. 7.74	-1.87	-7.55	2.6	2.48	-0.74	-1.24	-0.62	
	no. +/- ()	(2/3)	(0/18)	(12/2)	(13/2)	(2/4)	(0/2)	(4/6)	
EPR	Coeff. 0.072 ^{**}	-0.008 ^{***}	-0.002	0.009	0.002	-0.036	-0.104 ^{***}	0.002	13.53%
	t-stat. 2.14	-4.08	-1.11	1.6	0.28	-1.59	-3.91	0.62	
	no. +/- ()	(0/7)	(3/8)	(8/3)	(3/1)	(0/5)	(0/13)	(1/1)	

Panel D: 跨年與分年橫斷面迴歸分析結果之彙總

IRP_M	UBeta		Size		BM		LEV		AQ		Volatility		Growth		合計		
	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	○	×	
Composite	○	×	○	○	○	○	○	△	○	○	×	×	○	○	△	9	3
GLS	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	△	11	2
CT	○	×	○	○	○	○	△	△	○	○	×	×	○	○	△	8	3

表 9 各模式估計隱含權益風險溢酬 (IRP) 與公司風險特性之關聯性 (續)

IRP_M	UBeta		Size		BM		LEV		AQ		Volatility		Growth		合計		
	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	跨年	分年	○	×	
GG	○	×	○	○	○	○	△	△	○	○	×	×	○	△	○	×	3
OJ	○	×	○	○	○	○	△	△	○	△	×	×	○	△	○	×	3
MPEG	○	×	○	○	○	○	△	△	○	△	×	×	○	△	○	×	3
PEG	○	×	○	○	○	○	○	○	○	△	×	×	○	△	○	×	2
EPR	○	×	○	△	○	△	△	△	○	△	×	×	○	△	○	×	3

1. Panel C 列示 1993 至 2011 年 19 個分年橫斷面迴歸估計係數及 Adj. R² 之時間序列平均數，表中括弧係 19 個年度估計係數採 Fama and MacBeth (1973) 方法計算之 Newey-West t 值。表中亦列示 19 個分年迴歸中，各風險特性變數估計係數顯著大於 0 及小於 0 (以達 0.05 顯著水準評估) 之次數 (表中以 No. +/− 表示)。

2. 迴歸模式之依變數 = IRP_M = 模式 M 之隱含風險溢酬 = 模式 M 於第 t+1 年 6 月底之隱含權益資金成本減第 t+1 年 6 月台灣央行 10 年期公債次級市場利率; IRP_COM 係指綜合 ICC 指標 (Composite) 之 IRP; UBeta = CAPM Beta ÷ (1 + 第 t 年期末權益價值 ÷ 第 t 年期末淨值 ÷ 第 t 年期末權益價值); CAPM Beta 係以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬，採市場模式估計; Size = 第 t+1 年 6 月底權益價值之自然對數; BM = 第 t 年期末淨值 ÷ 第 t 年期末權益價值; LEV = 第 t 年期末計息負債 ÷ 第 t 年期末權益價值; AQ = 依 Francis et al. (2005) 模式以產業橫斷面迴歸分析所得估計殘差之五年標準差乘以 (-1); Volatility = 以第 t+1 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬，採市場模式估計所得之殘差標準差; Growth = 第 t 年總資產成長率。

3. **、*** 及 * 分別表示達 0.01、0.05 及 0.1 之顯著水準 (雙尾)。

4. 本表列示 Panel B 與 Panel C 結果之統計: ○ 表示顯著且符合預期; × 表示顯著且不符合預期; △ 表示不顯著。

表 10 各模式估計資金成本之時間序列相對衡量誤差變異數 ($Mvar(\omega)$) 之比較分析

Panel A: 各模式估計資金成本之時間序列相對衡量誤差變異數之敘述統計									
<i>Model</i>	<i>Mean</i>	<i>1%</i>	<i>25%</i>	<i>Median</i>	<i>75%</i>	<i>99%</i>	<i>STD</i>		
CAPM	0.320	-2.280	-0.150	0.220	0.670	3.340	0.943		
Composite	-0.454	-4.808	-0.927	-0.328	0.149	2.690	1.106		
GLS	-0.648	-5.074	-1.046	-0.493	-0.101	1.580	1.008		
CT	-0.515	-5.519	-1.088	-0.384	0.235	3.404	1.337		
GG	-0.601	-6.017	-1.190	-0.470	0.160	3.380	1.384		
OJ	-0.303	-4.360	-0.947	-0.241	0.341	3.874	1.297		
MPEG	-0.333	-4.368	-0.979	-0.241	0.342	3.781	1.290		
PEG	-0.343	-4.959	-0.852	-0.257	0.327	2.954	1.185		
EPR	-0.156	-4.984	-0.772	-0.122	0.581	3.532	1.383		

Panel B: 各模式估計資金成本之時間序列相對衡量誤差變異數之成對差異 t 檢定									
<i>Model</i>	CAPM	Composite	GLS	CT	GG	OJ	MPEG	PEG	EPR
CAPM		17.94***	19.95***	15.34***	15.89***	12.08***	12.43***	13.39***	9.16***
Composite	-17.94***		7.45***	2.73***	6.39***	-6.98***	-6.20***	-4.02***	-7.83***
GLS	-19.95***	-7.45***		-3.89***	-1.41	-8.29***	-7.85***	-7.67***	-10.71***
CT	-15.34***	-2.73***	3.89***		17.10***	-5.51***	-4.96***	-3.79***	-7.98***
GG	-15.89***	-6.39***	1.41	-17.10***		-7.58***	-7.16***	-5.61***	-9.65***
OJ	-12.08***	6.98***	8.29***	5.51***	7.58***		7.16***	1.81*	-2.94***
MPEG	-12.43***	6.20***	7.85***	4.96***	7.16***	-7.16***		0.47	-3.68***
PEG	-13.39***	4.02***	7.67***	3.79***	5.61***	-1.81*	-0.47		-3.31***
EPR	-9.16***	7.83***	10.71***	7.98***	9.65***	2.94***	3.68***	3.31***	

1. 本表列示依據 CAPM 估計之資金成本以及應用 GLS、CT、GG、OJ、MPEG、PEG 與 EPR 七種模式估計之隱含資金成本 (ICC) 以及綜合 ICC 指標 Composite，採 Lee and Wang (2011) 方法估計之時間序列衡量誤差變異數 $MVar(\omega)$ 之敘述統計 (Panel A) 與成對差異 t 檢定 (Panel B)。本表樣本限於至少有完整 8 年時間序列資料之公司。
2. CAPM 資金成本係以第 $t+1$ 年 6 月底前 60 個月 (至少 24 個月) 之月報酬採市場模式估計公司權益 $Beta$ 值，市場風險溢酬假設為 7%，無風險利率採央行 10 年期公債次級市場利率。各公司某項 ICC 之時間序列衡量誤差 (ω) 變異數 ($Mvar(\omega)$) 之計算如下： $MVar_i(\omega_i) = 100 \times \{ (Var_i(ICC_i) - 2Cov_i(Ret_{i,t+1}, ICC_i)) \}$ ， ICC 為特定模式所估計之資金成本數值， $Ret_{i,t+1}$ 為公司 i 未來一年持有期間報酬。Panel B 列示各模式之 $MVar(\omega)$ 之成對差異比較 (列 ICC 減行 ICC)，方格中之數值為成對比較之 t 值。
3. ***、** 及 * 分別表示達 0.01、0.05 及 0.1 之顯著水準 (雙尾)。

八、穩健性測試 (Robustness tests)：

本研究採 Hou et al. (2012) 之橫斷面盈餘預測模式預測台灣上市櫃公司未來五年盈餘。本研究參照 Hou et al. (2012)，將模式 (1) 中所有以金額衡量之解釋變數皆採期初總資產平減進行穩健性測試。估計結果顯示，若以期初總資產平減估計 Hou et al.

(2012)模式，對未來一年至三年平減後盈餘迴歸之平均adj. R^2 分別為 46.2%、24.7% 及 18.5%，較以金額為基礎估計之adj. R^2 低，惟各解釋變數係數之方向與顯著性與未平減之估計結果類似。若比較模式預測盈餘之預測品質，以平減後模式所預測之未來一年與兩年盈餘，其預測偏誤顯著小於未平減模式之預測，對未來第三年盈餘之預測偏誤則無顯著差異；惟前者之精確度均顯著較差。此外，相較於分析師預測，以平減後模式所預測之未來一年與兩年盈餘，其預測偏誤均顯著小於分析師預測，惟其精確度均小於分析師預測。本研究亦針對Claus and Thomas (2001)模式與Ohlson and Juettner-Nauroth (2005)模式估計終值時關於永續成長率 g_p 之假設，另採固定永續成長率 $g_p=3\%$ 以及 $g_p=$ 無風險利率（採台灣央行 10 年期公債次級市場利率）減 3% 兩種方式進行敏感性分析，其結果並無重大差異³⁰。

伍、結論

為了克服分析師預測資料涵蓋範圍不足之限制，本研究以 Hou et al. (2012)橫斷面盈餘預測模式為基礎估計個別公司之隱含權益資金成本（ICC），提供台灣非金融業上市櫃公司隱含權益資金成本之長期時間序列（1994 至 2013 年）與橫斷面大樣本之敘述性統計。本研究亦提供七種 ICC 估計橫斷面與時間序列相對效度之證據。本研究以各項 ICC 估計對於未來已實現報酬之預測力及其與公司可觀察風險特性之關聯性評估其橫斷面效度，以時間序列衡量誤差變異性評估其時間序列效度。研究結果發現，依橫斷面效度評估，以 GLS 與綜合 ICC 二者最佳，CT、GG 與 PEG 次之，其後為 OJ 與 MPEG，EPR 最差；依時間序列效度評估，以 GLS 與 GG 二者最佳，CT 次之，其後依序為綜合 ICC、PEG 與 MPEG、OJ，EPR 最差。以橫斷面與時間序列效度兩個構面綜合評估，以 GLS 模式之整體效度最佳，GG、CT 與綜合 ICC 次之，其後依序為 PEG、MPEG、OJ，EPR 之整體效度最差。此外，不論依橫斷面或時間序列效度評估，所有 ICC 估計之效度均優於以 CAPM 所估計之權益資金成本。

依據前述實證結果，本研究建議，研究者若欲探討特定事件（如制度變革）對權益資金成本之影響，可選擇時間序列效度最佳之GLS與GG模式估計權益資金成本；若旨在探討橫斷面特性（如資訊環境與治理結構）與權益資金成本之關聯性，可選擇橫斷面效度最佳之GLS模式或將GLS與效度次佳之CT、GG及PEG等四項ICC彙總為一項綜合ICC，以降低個別ICC估計之衡量誤差³¹。本研究所估計之多項隱含權益資金成本對於估計預期報酬率具有良好的效度，且能涵括長期時間序列與橫斷面大樣本分析，可提供台灣評價實務與學術研究之參考。

³⁰ 若無風險利率小於 3%，令 $g_p=0$ 。

³¹ 由於 OJ、MPEG 與 PEG 三種模式所估計之 ICC 高度相關（相關係數達 90%，詳表 6），故在建構綜合 ICC 指標時，額外加入 OJ 與 MPEG 所能消除之衡量誤差有限。

惟本研究仍存在若干重大限制。其一，本研究對於各種隱含權益資金成本估計模式相對效度之排序，並非針對評價模式本身之排序，而係針對該等評價模式在特定應用架構下，進行大樣本估計之應用品質之排序。文獻上估計個別公司之ICC時，針對市場中所有公司一體適用同一種評價框架之作法有待商榷。探討特定評價模式在特定應用架構下（如預測期間長度、均數復歸速度與終值假設之不同設定），適用於何種特性之產業或目標公司（如產業生命週期、獲利能力與成長性等）以及適合採用何種盈餘預測型態（如分析師預測、時間序列模式預測或橫斷面模式預測），應是未來值得研究之方向。例如，Ogneva et al. (2007)所採的Modified OJ模式，將文獻上常用的OJ模式（Gode and Mohanram, 2003）由穩定狀態AEG模式修改為兩階段AEG模式；Pástor et al. (2008)將GLS模式之架構應用至FCFE折現模式，但改進了GLS模式關於股利政策之假設³²。凡此皆屬可行之推廣，研究者或無必要固著於文獻上特定研究針對特定評價模式所設定的應用框架。

其二，本研究以HVZ模式預測盈餘為基礎，採AEG模式所估計之ICC（如OJ與MPEG模式），其效度皆不如應用RE模式或DDM所估計之ICC（如GLS、CT或GG模式），其原因可能與HVZ模式本身之預測誤差有關。Lee et al. (2011)指出，特定ICC估計模式之效度取決於所採用盈餘預測模式與其評價模式之相容性（compatibility）。HVZ模式所預測者乃是盈餘金額而非盈餘變動，故對於短期盈餘成長率預測會有較大的預測誤差，而短期盈餘成長率乃是OJ模式之關鍵輸入值。例如，Li and Mohanram (2014)評估HVZ模式與其他兩種橫斷面盈餘預測模式（EP模式與RI模式）之預測品質，發現其他兩種模式均優於HVZ模式。未來研究可以比較HVZ模式與其他橫斷面盈餘預測模式（如Li and Mohanram, 2014; Tang et al., 2014）之預測品質，並評估以該等橫斷面模式預測盈餘為基礎所估計ICC之相對效度。

其三，文獻上關於個別公司ICC效度之評估幾乎皆聚焦於預測期間現金流量之代理變數是否反映市場預期，惟ICC估計之效度亦取決於研究者對穩定狀態永續成長率所設定的外生性假設是否符合市場預期。Easton et al. (2002)與Easton (2004)發展出可以同時推估隱含權益資金成本與隱含永續成長率之方法，惟該等方法僅適用於市場或特定公司群組之ICC估計。Nekrasov and Ogneva (2011)以Easton et al. (2002)之方法為基礎，發展出可以同時推估個別公司隱含權益資金成本與隱含永續成長率之方法。未來研究可以評估Nekrasov and Ogneva (2011)方法之可行性，並探討該方法所估計ICC相較於傳統ICC估計之效度或發展其他可以將終值相關現金流量輸入值予以內生化之方法。

³² Gebhardt et al. (2001)假設未來所有期間（包括有限預測期間、均數復歸期間與穩定狀態）之股利分配率均等於最近一年之股利分配率，然而，股利政策與ROE及盈餘成長率三者密切相關，且股利分配率之假設會透過CSR影響帳面價值與剩餘盈餘之預測。Pástor et al. (2008)假設股利分配率於有限預測期間後均數復歸至穩定狀態的永續股利分配率，而後者須滿足可持續成長（sustainable growth）之限制條件，取決於永續盈餘成長率與永續ROE之假設。Pástor et al. (2008)關於股利政策之假設較符合理論關係。

參考文獻

- 吳啟銘，2010，企業評價一個案實證分析，初版，臺北：智勝文化。
- 陳俊佑，2008a，利用 CAPM 與三因子模型推估權益資金成本，貨幣觀測與信用評等，第 71 期：19-26。
- 陳俊佑，2008b，利用完美預期評價模式推估權益資金成本，貨幣觀測與信用評等，第 73 期：17-21。
- 陳俊佑，2011，台灣上市公司加權平均資金成本之推估，貨幣觀測與信用評等，第 91 期：14-21。
- Ali, A., A. Klein, and J. Rosenfeld. 1992. Analysts' use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS. *The Accounting Review* 67 (1): 183-198.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, W. R. Kinney Jr., and R. Lafond. 2009. The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity. *Journal of Accounting Research* 47 (1): 1-43.
- Blume, M. E., and I. Friend. 1973. A new look at the capital asset pricing model. *Journal of Finance* 28 (1): 19-33.
- Botosan, C. A., and M. A. Plumlee. 2002. A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research* 40 (1): 21-40.
- Botosan, C. A., and M. A. Plumlee. 2005. Assessing alternative proxies for the expected risk premium. *The Accounting Review* 80 (1): 21-53.
- Botosan, C. A., M. A. Plumlee, and H. Wen. 2011. The relation between expected returns, realized returns, and firm risk characteristics. *Contemporary Accounting Research* 28 (4): 1085-1122.
- Brav, A., R. Lehavy, and R. Michaely. 2005. Using expectations to test asset pricing models. *Financial Management* 34 (3): 31-64.
- Brigham, E., and J. Houston. 2004. *Fundamentals of financial management*. Mason, OH: Thomson South-Western.
- Brooks, L. D., and D. A. Buckmaster. 1976. Further evidence of the time series properties of accounting income. *Journal of Finance* 31 (5): 1359-1373.
- Cao, Y., J. N. Myers, L. A. Myers, and T. C. Omer. 2015. Company reputation and the cost of equity capital. *Review of Accounting Studies* 20: 42-81.
- Carhart, M. M. 1997. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance* 52 (1): 57-82.
- Chava, S., and A. Purnanadam. 2010. Is default risk negatively related to stock returns?

- Review of Financial Studies* 23 (6): 2523-2559.
- Chen, K. C. W., Z. Chen, and K. C. J. Wei. 2011. Agency costs of free cash flow and the effect of shareholder rights on the implied cost of equity capital. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46 (1): 171-207.
- Cheng, C. S. A., D. Collins, and H. H. Huang. 2006. Shareholder rights, financial disclosure, and the cost of equity capital. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 27: 175-204.
- Claus, J., and J. Thomas. 2001. Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets. *Journal of Finance* 56 (5): 1629-1666.
- Damodaran, A. 2012. *Investment valuation: Tools and techniques for determining the value of any asset*. Third edition. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Daske, H. 2006. Economic benefits of adopting IFRS or US-GAAP - Have the expected costs of equity capital really decreased? *Journal of Business, Finance, and Accounting* 33 (3-4): 329-373.
- Dhaliwal, D., L. Krull, O. Z. Li, and W. Moser. 2005. Dividend taxes and implied cost of equity capital. *Journal of Accounting Research* 43 (5): 675-708.
- Dhaliwal, D., L. Krull, and O. Z. Li. 2007. Did the 2003 Tax Act reduce the cost of equity capital. *Journal of Accounting and Economics* 43 (1): 121-150.
- Dhaliwal, D. S., O. Z. Li, A. Tsang, and Y. G. Yang. 2011. Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The Accounting Review* 86 (1): 59-100.
- Easton, P. D. 2004. P. E. ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital. *The Accounting Review* 79 (1): 73-95.
- Easton, P. D. 2009. Estimating the cost of capital implied by market prices and accounting data. *Foundations and Trends in Accounting* 2 (4): 241-364.
- Easton, P. D., and S. J. Monahan. 2005. An evaluation of accounting-based measures of expected returns. *The Accounting Review* 80 (2): 501-538.
- Easton, P. D., and G. A. Sommers. 2007. Effect of analysts' optimism on estimates of the expected rate of return implied by earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 45 (5): 983-1015.
- Easton, P., G. Taylor, P. Shroff, and T. Sougiannis. 2002. Using forecasts of earnings to simultaneously estimate growth and the rate of return on equity investment. *Journal of Accounting Research* 40 (3): 657-676.
- Elton, E. J. 1999. Presidential address: Expected return, realized return, and asset pricing tests. *Journal of Finance* 54 (4): 1199-1220.

- Fama, E. F., and K. R. French. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47 (2): 427-465.
- Fama, E. F., and K. R. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33 (1): 3-56.
- Fama, E. F., and K. R. French. 2000. Forecasting profitability and earnings. *Journal of Business* 73 (2): 161-175.
- Fama, E. F., and K. R. French. 2002. The equity premium. *Journal of Finance* 57 (2): 637-659.
- Fama, E. F., and K. R. French. 2006. Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics* 82 (3): 491-518.
- Fama, E. F., and J. D. MacBeth. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 81 (3): 607-636.
- Feltham, G. A., and J. A. Ohlson. 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11 (2): 689-731.
- Francis, J. R., I. K. Khurana, and R. Periera. 2005. Disclosure incentives and effects on cost of capital around the world. *The Accounting Review* 80 (4): 1125-1162.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4): 967-1010.
- Francis, J., D. Nanda, and P. Olsson. 2008. Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital. *Journal of Accounting Research* 46 (1): 53-99.
- Frank, M. Z., and T. Shen. 2016. Investment and the weighted average cost of capital. *Journal of Financial Economics* 119 (2): 300-315.
- Freeman, R. N., J. A. Ohlson, and S. H. Penman. 1982. Book rate-of-return and prediction of earnings changes: An empirical investigation. *Journal of Accounting Research* 20 (2): 639-653.
- Froot, K. A., and J. A. Frankel. 1989. Forward discount bias: Is it an exchange risk premium? *Quarterly Journal of Economics* 104 (1): 139-161.
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan. 2001. Toward an implied cost of capital. *Journal of Accounting Research* 39 (1): 135-176.
- Gode, D., and P. Mohanram. 2003. Inferring the cost of capital using the Ohlson-Juettner model. *Review of Accounting Studies* 8: 399-431.
- Gordon, J. R., and M. J. Gordon. 1997. The finite horizon expected return model. *Financial Analysts Journal* 53 (3): 52-61.
- Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick. 2003. Corporate governance and equity prices. *Quarterly Journal of Economics* 118 (1): 107-155.

- Guay, W., S. P. Kothari, and S. Shu. 2011. Properties of implied cost of capital using analysts' forecasts. *Australian Journal of Management* 36 (2): 125-149.
- Hail, L., and C. Leuz. 2006. International differences in the cost of equity capital: Do legal institutions and securities regulation matter? *Journal of Accounting Research* 44 (3): 485-531.
- Hou, K., M. A. van Dijk, and Y. Zhang. 2012. The implied cost of capital: A new approach. *Journal of Accounting and Economics* 53 (3): 504-526.
- Hou, K., and D. T. Robinson. 2006. Industry concentration and average stock returns. *Journal of Finance* 61 (4): 1927-1956.
- Hou, K., and M. van Dijk. 2011. Understanding the variation in the value relevance of earnings: A return decomposition analysis. Working paper. Ohio State University.
- Hribar, P., and N. T. Jenkins. 2004. The effect of accounting restatements on earnings revisions and the estimated cost of capital. *Review of Accounting Studies* 9: 337-356.
- Jones, C. S., and S. Tuzel. 2013. Inventory investment and the cost of capital. *Journal of Financial Economics* 107 (3): 557-579.
- Lee, C., D. Ng, and B. Swaminathan. 2009. Testing international asset pricing models using implied costs of capital. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44 (2): 307-335.
- Lee, C. M. C., E. C. So, and C. C. Y. Wang. 2011. Evaluating implied cost of capital estimates. Working paper, Stanford University.
- Lee, C. M. C., E. C. So, and C. C. Y. Wang. 2021. Evaluating firm-level expected-return proxies: Implications for estimating treatment effects. *Review of Financial Studies* 34 (4): 1907-1951.
- Lewellen, J., and J. Shanken. 2002. Learning, asset-pricing tests, and market efficiency. *Journal of Finance* 57 (3): 1113-1146.
- Li, K. K., and P. Mohanram. 2014. Evaluating cross-sectional forecasting models for implied cost of capital. *Review of Accounting Studies* 19: 1152-1185.
- Lys, T., and S. Sohn. 1990. The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security-price changes. *Journal of Accounting and Economics* 13 (4): 341-363.
- Merton, R. C. 1973. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica* 41 (5): 867-887.
- Mohanram, P., and D. Gode. 2013. Removing predictable analyst forecast errors to improve implied cost of equity estimates. *Review of Accounting Studies* 18: 443-478.
- Mohanram, P., and S. Rajgopal. 2009. Is PIN priced risk? *Journal of Accounting and Economics* 47 (3): 226-243.

- Nekrasov, A., and M. Ogneva. 2011. Using earnings forecasts to simultaneously estimate firm-specific cost of equity and long-term growth. *Review of Accounting Studies* 16: 414-457.
- Ogneva, M., K. R. Subramanyam, and K. Raghunandan. 2007. Internal control weakness and cost of equity: Evidence from SOX section 404 disclosures. *The Accounting Review* 82 (5): 1255-1298.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (2): 661-687.
- Ohlson, J. A., and B. E. Juettner-Nauroth. 2005. Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies* 10: 349-365.
- Pástor, L., M. Sinha, and B. Swaminathan. 2008. Estimating the intertemporal risk–return tradeoff using the implied cost of capital. *Journal of Finance* 63 (6): 2859-2897.
- Penman, S. H. 2013. *Financial statement analysis and security valuation*. 5th edition. New York, NY: McGraw Hill.
- Sharpe, W. F. 1978. New evidence on the capital asset pricing model: Discussion. *Journal of Finance* 33 (3): 917-920.
- Tang, Y., J. G. Wu, and L. Zhang. 2014. Do anomalies exist *ex ante*? *Review of Finance* 18 (3): 843-875.
- Vuolteenaho, T. 2002. What drives firm-level stock returns? *The Journal of Finance* 57 (1): 233-264.
- Wu, J. G., L. Zhang, and X. F. Zhang. 2010. The *q*-theory approach to understanding the accrual anomaly. *Journal of Accounting Research* 48 (1): 177-223.
- Zhang, X. J. 2000. Conservative accounting and equity valuation. *Journal of Accounting and Economics* 29 (1): 125-149.