

企業資訊不對稱的衡量與應用：來自台灣的證據

王貞靜

淡江大學會計系

張瑀珊*

淡江大學會計系

謝昇樺**

政治大學會計系

為了解決資訊交易機率 (Probability of information-based trading, 簡稱 PIN) 富含市場雜訊以及忽略企業環境風險之問題, 本文參考 Easley, Aslan, Hvidkjaer and O' Hara (2008) 之論述, 提出台灣資本市場的資訊交易機率代理模型 (Proxy of PIN, 簡稱 PPIN)。PPIN 考量了審計品質、企業績效、企業特徵與財務狀況、股權結構與市場指標等構面, 能過濾市場雜訊、納入完整的企業環境風險, 並幫助投資人與債權人了解何種企業環境具有較高的資訊不對稱程度, 進而降低投資、授信風險與企業資金成本。基此, 本文計算台灣企業之 PPIN 值, 驗證並支持 Easley et al. (2008) 之論述, 證實 PPIN 於台灣資本市場的適用性。本文最後提出 PPIN 於資產定價與會計穩健之應用, 並實證 PPIN 相較於 PIN 更適於捕捉企業資訊不對稱情形。

關鍵字：資訊不對稱、資訊交易機率、資產定價、穩健會計

*淡江大學會計系助理教授 (聯絡人) (Email: 137072@mail.tku.edu.tw)

**淡江大學會計系碩士生 (發表人)

Measuring and Applying the Information Asymmetry of Taiwanese Firms

Abstract:

In order to reduce market noise and consider environmental risks of Probability of Information-Based Trading (PIN). We refer to the statement of Easley, Aslan, Hvidkjær and O'Hara (2008) and present Proxy of PIN (PPIN) based on Taiwan capital market. Considering audit quality, firm performance, firm characteristics and financial position, and stockholder structure and market indicators, Proxy of PIN (PPIN) is able to filter market noise, considers the complete information risk of firm. By PPIN, investors and creditors are able to identify firm characteristics with higher information risk, lower investment and credit risk and lower capital costs. Therefore, we measure PPIN of Taiwan firms to verify and support the statement of Easley et al. (2008) and confirm the suitability of PPIN in Taiwan capital market. Furthermore, we present the application of PPIN on asset price model and conservatism accounting model and confirm that PPIN is better to understand the situation of business asymmetric information than PIN is.

Keywords: Information Asymmetry, Probability of Information-Based Trading (PIN), Asset pricing, Conservatism Accounting

壹、緒論

本文旨在檢視台灣資本市場私有資訊交易所造成的企業資訊不對稱程度，與企業會計、審計特性及市場績效的關聯性，並藉此建構與考量富含完整企業特性的優勢資訊代理變數（Proxy of PIN，簡稱 PPIN），與優勢資訊機率（Probability of information-based trading，簡稱 PIN）比較後，應用在資產定價與會計穩健性的實證模式，以與過去研究類比對照，結果顯示 PPIN 能排除市場雜訊、考量納入更多企業資訊風險，並能更有效地衡量企業資訊不對稱程度。

台灣資本市場普遍存在內線交易情形，顯示投資人間的資訊不對稱情形嚴重，將提升投資人與債權人的交易風險，(Baesel and Stein, 1979；Hasbrouck, 1991a；Guth, Krahen, and Rieck, 1997)。據此，如何衡量資訊不對稱成為重要議題。至 Easley et al. (1996, 2002) 提出 PIN 作為資訊不對稱的直接衡量測度。然而，PIN 可能存在嚴重偏誤。如 Easley et al. (2008) 認為 PIN 僅利用市場微觀交易資料計算而得，可能導致兩點問題：第一、PIN 僅利用市場交易資料進行風險衡量，可能使 PIN 富含太多市場雜訊，無法有效作為資訊不對稱之衡量變數。第二、由於 PIN 在本質上，僅利用市場交易資料來衡量企業所面臨的資訊風險，可能無法完整表達企業所面臨的真實風險狀況。

據此，本文研究目的有三，第一、辨認企業特性與 PIN 之關聯性。藉此觀察何種企業特性具有較高的資訊風險，並給予投資人與債權人規避風險的建議。第二、利用企業特性建立台灣市場 PPIN，避免 PIN 可能具有偏誤之問題，改善 PIN 富含市場雜訊，並將企業真實環境所面臨的資訊風險納入考量。第三、利用 PPIN 進行資產定價、穩健會計等應用，藉以實證 PPIN 具有更佳資訊不對稱衡量能力。

而台灣資本市場具有特殊性質。如內線交易嚴重、投資者保護與監督機制較差 (Claessens et al., 2000；La Porta et al., 2002；Fan and Wong, 2002)，以及流動性高與市值高的特性 (Barber et al., 2009)。據此，以台灣資本市場為樣本，研究其與美國資本市場之差異，以及改善台灣資訊不對稱情形，更有其必要性。

具體而言，本文檢視各種企業特性下的資訊不對稱風險，提供投資人與債權人決策能力，幫助避免資訊不對稱所產生的投資損失。並進一步建立 PPIN，且驗證與支持 Easley et al. (2008) 對 PPIN 的論述，以及檢定 PPIN 於台灣資本市場的適用性。認為 PPIN 能過濾市場雜訊，並考量更多的企業特性風險，較 PIN 具有更佳的資訊不對稱衡量能力。據此，藉此提供更適切的資訊不對稱衡量指標予產官學界，以作為參考。

本文後續章節內容安排如下：第貳部分回顧資訊不對稱、資訊交易機率與企

業特性之關聯性。第參部分為變數定義、實證模型、樣本篩選過程與資料來源。第肆部份為實證結果。最後提出結論與建議。

貳、文獻探討

一、資訊不對稱與資訊交易機率

企業內部人與利害關係人之間獲取資訊的質量差異即為資訊不對稱 (Watts and Zimmerman, 1986; Verdi, 2005)。資訊不對稱引發資本市場套利問題，當資訊不對稱情形越嚴重，交易風險越大。大量的研究指出資訊不對稱會影響企業績效與資本市場報酬，並使資金成本提高 (Baesel and Stein, 1979; Hasbrouck, 1991a; Guth, Krahen, and Rieck, 1997; Easley et al., 2001)。據此，衡量資訊不對稱情形，了解企業特性與資訊不對稱之關聯性，藉以幫助投資人或債權人降低資訊不對稱所帶來的資訊風險成為重要議題。

由於資訊不對稱無法直接觀察，過去衡量企業在資本市場中資訊不對稱的程度時，採用許多間接方法來衡量。如過去利用企業上市期間 (Datta et al., 2000; Barry and Brown, 1985)、非系統風險 (Lakonishok and Vermaelen, 1990)、股票周轉率 (Stoll, 1987; Leuz and Verrecchia, 2000; Verdi, 2005)、買賣價差 (Bagehot, 1971; Jaffe and Winkler, 1976; Kim and Verreshia, 1994, 2001) 與分析師跟隨人數 (Gerald and Samuel, 1997; Roulstone, 2003; Frankle and Li, 2004; Verdi, 2005) 等因素，作為間接衡量方式數。然而，Hasbrouck (1991a) 與 Wang (1993) 提出擁有私有資訊的交易者才是造成資訊不對稱的主因。因此，衡量私有資訊的機率成為資訊不對稱的直接衡量方式。許多學者紛紛提出如何衡量資訊交易機率 (PIN)。

交易機率的研究中，Easley et al. (1996, 2002) 等系列研究提出 PIN，能作為直接衡量資訊不對稱的關鍵方法。許多研究亦證實 PIN 能捕捉市場上優勢資訊交易的情形，具有解釋資訊不對稱之功能與定價能力 (馬黛等, 1999; Leuz and Verrecchia, 2000; Easley et al., 2002; Easley et al., 2004; Vega, 2006; Yan and Zhang, 2006; Aktas et al., 2007; 盧陽正, 2007; Easley et al., 2008; Lu and Wong, 2008)，因而受到廣泛的應用 (LaFond and Watts, 2008; Chi and Wang, 2010)。此外，亦有諸多利用 PIN 做衍生的研究，如穩健會計 (LaFond and Watts, 2008; Chi and Wang, 2010) 與投資組合 (盧陽正, 2007) 等應用。

但 PIN 係利用市場微觀交易資料計算而得，可能導致 PIN 具有偏誤。Easley et al. (2008) 提出關於 PIN 的可能面臨的兩點問題：第一、PIN 僅利用市場交易資料進行衡量，當市場的雜訊過多時，會使 PIN 失真或偏誤；第二、PIN 可能無法表達企業風險的真實狀況。換言之，PIN 計算方式是假設市場是完全效率的，

投資者的交易訊息能完全反映企業所面對的資訊風險，但實際上並非如此。因此，可能導致 PIN 做為資訊不對稱風險因子時，忽略其他企業特性帶來的風險。

基於上述兩點理由，Easley et al. (2008) 利用各種企業特性，如審計品質、企業績效、企業與財務狀況、股權結構與市場指標等影響企業資訊環境因素的風險因子，組合建構出資訊交易機率代理變數 (Proxy of PIN, PPIN)，連結 PIN 與企業特性之間的關聯性，實證 PPIN 值能納入更多風險因子，具有最佳的資產定價能力，亦能避免市場雜訊，造成 PIN 值影響其他風險因子的困擾。

二、資訊不對稱與企業特性

審計品質為企業特性之一，諸多研究認為審計品質具有降低主代理人與內外部人間的潛在利益衝突，提供監督與背書的效用，具有降低資訊不對稱的功能 (DeAngelo, 1981; Becker et al., 1998; Francis et al., 1999; Mitton, 2002; Fan and Wong, 2005; Ghosh and Moon, 2005)。過去研究常以大型會計師事務所 (DeAngelo, 1981; Mitton, 2002; Fan and Wong, 2005) 與裁決性應計數 (Becker et al., 1998; Francis et al., 1999; Ghosh and Moon, 2005; Chi et al., 2009) 做為審計品質代理變數。本文認為審計品質與資訊不對稱為負相關。

企業績效分為過去與未來績效，ROA 屬於過去的事後績效，可能早已反映完畢，不具資訊價值 (Demsetz and Villalonga, 2001)。本文不預測 ROA 與 PIN 之方向。過去文獻多以 Tobin's Q 為企業未來績效代理變數。Demsetz and Villalonga (2001) 與 Stein (1992) 認為，企業未來成長性越高，不確定性越高，資訊不對稱情形越嚴重。因此，認為 Tobin's Q 與資訊不對稱情形應為正相關。然而，Easley et al. (2008) 的研究中指出 Tobin's Q 越高，表示企業有越多資訊反映於股價，資訊不對稱情形應越低。據此，本文不預設 Tobin's Q 與 PIN 之相關性。Demsetz and Villalonga (2001)、Stein (1992)、Easley et al. (2008) 皆認為營收成長性越高，企業不確定性越高。營收成長性與 PIN 應為正相關。

財務狀況多以 Altman (1968) 提出之 Z-Score 的模型作為衡量方式。當 Z-Score 分數越高，企業財務狀況越穩定，資訊不對稱越低 (Stein, 1992)。本文預期企業上市年數、公司規模與 PIN 為負相關，如 Datta et al. (2000) 與 Barry and Brown (1985) 認為企業上市年數越長，資訊量越多，資訊不對稱越低。Lakonishok and Vermaelen (1990) 認為小型企業較不受投資者關注，資訊量較少，資訊不對稱程度越高。負債比越高，資訊不對稱程度越高 (Stein, 1992; Hedge and McDermott, 2004)；但公司亦可能透過資訊揭露來降低負債資金成本 (Chow and Adrian, 1987)，因此，不預設負債比與資訊不對稱之相關性。公司淨市值比越低，淨市值差距越大，私有資訊越多，資訊風險越高 (Hirschey and Weygandt, 1985)。

過去研究認為法人持股越高之企業，越多攸關資訊未被揭露，資訊不對稱情形越嚴重 (Lakonishok et al., 1992; 盧陽正等², 2007; Barber et al., 2009³)。然而，亦有研究認為，法人持股越高，有助於市場流動性，資訊風險獲得舒緩 (Hasbrouck, 1991; Easley et al., 1996; Ayers and Freeman, 2000; Jiambalvo et al., 2002)。因此，本文不預設法人持股與資訊不對稱之方向。企業內部人較外部人擁有更多攸關資訊 (Leland and Pyle, 1977)。內部人持股較高，容易產生資訊不對稱問題 (Jiambalvo et al., 2002)。內部人握有資訊越多，可能產生代理問題，資訊不對稱情形越嚴重 (廖益興、陳彥綺、王貞靜，2011)。

過去認為週轉率越高，越能降低資訊不對稱情形 (Hasbrouck, 1991; Easley et al., 1996)。股票日報酬標準差越大，波動性越高，資訊不對稱情形越嚴重 (French and Roll, 1986)。資訊交易者確實能獲得超額報酬 (Baesel and Stein, 1979)。非資訊交易者會要求較高之價差與溢酬來補償其投資風險 (Diamond and Verrecchia, 1991; Easley et al., 1996)。因此，風險溢酬與資訊不對稱為正相關。

參、研究設計

本文旨在探討考量企業會計審計特性後的資訊不對稱指標 (PPIN)，是否適用於臺灣企業，並延伸應用於相關文獻。參照 Easley et al. (2008) 模型，同時納入企業特性的控制變數，建立估計 PIN 的迴歸模型，以此估算台灣企業 PPIN 值。

一、實證模型

具體而言，納入審計品質、企業績效、企業與財務狀況、股權結構與市場指標等影響企業資訊環境的控制變數，同時控制產業與年度後，本文建立模型如下：

$$\begin{aligned}
 PIN_i = & \beta_0 + \beta_1 Big4_i + \beta_2 AbsAcc_i + \beta_3 ROA_i + \beta_4 Tobin_i + \beta_5 Growth_i \\
 & + \beta_6 ZScore_i + \beta_7 Age_i + \beta_8 LSIZE_i + \beta_9 BM_i + \beta_{10} Lev_i \\
 & + \beta_{11} InsitutionH_i + \beta_{13} InsiderH_i + \beta_{14} TURN_i + \beta_{15} STD_i + \beta_{16} RET_i \\
 & + \sum_{i=1}^{18} Industry_i + \sum_{i=2000}^{2009} Year_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

其中，應變數優勢資訊交易機率 (PIN) 依下式計算⁴：

² 盧陽正(2007)以概似估計法分別計算法人與散戶引起之 PIN 值，其平均數分別為 0.18、0.15。

³ Barber et al. (2009)以模擬估算散戶年報酬率為-3.8%，法人平均報酬率達+1.5%。

⁴ 本文採 Aktas et al. (2007) 對數簡化後之估計式來估算 PIN 值，以避免複雜的計算方式與樣量不足的問題。Aktas et al. (2007) 利用巴黎證交所樣本，證實 PIN 能有效衡量資訊交易者的比例，但能估計之樣本過少，因此利用對數轉換方式，簡化計算過程，避免複雜的運算與樣本量不足問題。此外，巴黎證交所同為委託單驅動市場，與臺灣相同，國內文獻 Chi and Wang (2010)與

$$PIN = \frac{E\left[\left|B - S\right|\right]}{E\left[\left|B + S\right|\right]}$$

上式中，E 為期望運算子；B 代表買方驅動數目；S 則為賣方驅動數目。實際估計時，先針對每一家公司逐日計算賣方驅動總數，再彙總求出 PIN 的年度平均水準。PIN 值愈高，則指出企業有較高優勢資訊基礎交易的機率，顯示公司資訊不對稱的程度愈大。其他解釋變數列於表 1。

表 1 變數統整表

衡量 面向	變數名稱	變數代碼	預期 方向	變數定義	文獻
	資訊交易機率	<i>PIN</i>		根據 Aktas et al.(2007)簡化後之 PIN 模型計算。	
審計 品質	四大會計師 事務所	<i>Big4</i>	-	四大或五大會計師事務所 ⁶ Big4=1，反之為 0。	DeAngelo (1981)、Mittoin (2002)。
	裁決性應計數	<i>AbsAcc</i> ⁷	+	根據 Dechow et al. (1995)修正 Jones model 分年分產業進行估計。	Becker (1998)、Francis (1999)、Ghosh and Moon (2005)、Chen et al., 2008；Chi et al., 2009。
企業 績效	資產報酬率	<i>ROA</i>	?	稅前淨利/資產帳面值。	Demsetz and Villalonga (2001)。
	Tobin's Q	<i>Tobin</i> ⁸	?	Chung and Pruitt (1994)簡化後的 Tobin's Q 來計算；其值大於 1 則視為未來成長性高之企業。	(+)：Demsetz and Villalonga (2001)、(-)：Easley et al. (2008)。
	成長性	<i>Growth</i>	+	營收變動率	Demsetz and Villalonga (2001)

廖益興等 (2010) 亦採用簡化後之計算方式，實證結果與過去文獻相當一致。

⁵ 本文參考 Lee and Ready (1991) 之分類方式，若成交價格高於 (低於) 買賣雙方下單的平均價格者，該筆交易便被分類為買方 (賣方) 所驅動，依循此準則從而決定每日買賣單交易之數量。當擁有私有資訊一方頻繁進出交易操作時，買賣單任一方向便會產生鉅額交易數量差距。

⁶ 依據 Fan and Wong (2005) 之方式劃分方式。四大會計師事務所分別為勤業眾信、資誠、安永、安侯建業。適逢事務所合併情形，合併前則為勤業、眾信、資誠、致遠、安侯建業等五大。

⁷ 裁決性應計數模型如下：

$$\frac{Accrual_t}{TA_{t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{TA_{t-1}} + \alpha_1 \frac{(\Delta Rev_t - \Delta AR_t)}{TA_{t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_t$$

$Accrual_t$ =期末裁決性應計數=期末繼續營業部門淨利-一期末營業活動現金流量； TA_{t-1} =期初總資產； ΔREV_t =營業收入變動額； ΔAR_t =應收帳款變動額； PPE_t =期末固定資產毛額； ε_t =殘差項。

⁸ $Tobin's Q_t = \frac{(MV_t + PS_t + DEBT_t)}{TA_t}$

其中： MV_t =期末普通股市值=期末流通在外股數×期末收盤價； PS_t =期末特別股的清算價值⁸； $DEBT_t$ =期末債券市價⁸； TA_t =期末總資產帳面價值。

表 1 變數統整表 (續)

衡量 面向	變數名稱	變數代碼	預期 方向	變數定義	文獻
企業 特徵 與 財務 狀況	破產指數	<i>ZScore</i> ⁹	-	Altman(1968)Z-Score 模型。	Altman (1968)、Stein (1992)。
	上市櫃年數	<i>Age</i>	-	2009 或下市(櫃)年份減上 市(櫃)年份後加 1。	Datta et al. (2000)、 Barry and Brown (1985)。
	公司規模	<i>LSIZE</i>	-	參考 Easley et al.(2008)，將 公司市值取自然對數。	Lakonishok and Vermaelen (1990)； Easley et al. (2008)。
	淨值市值比	<i>BM</i>	-	普通股帳面價值/總市值。	Hirschey and Weygandt, (1985)。
	負債比	<i>Lev</i>	?	期末總負債帳面價值/期末 總資產帳面價值。	(+)：Hedge and McDermott, (2004)； (-)：Chow and Adrian (1987)。
股權 結構 與 市場 指標	三大法人 持股比	<i>InstitutionH</i>	?	外資+自營商+ 投信持股比。	(+)：Barber et al. (2009)；(-)：Easley et al. (1996)。
	內部人持股比	<i>InsiderH</i>	+	董監+經理人持股比。	Jiambalvo et al. (2002)。
	成交量週轉率	<i>TURN</i>	-	全年成交量/期末流通在外 股數。	Hasbrouck (1991)、 Easley et al. (1996)。
	報酬標準差	<i>STD</i>	+	日報酬年標準差。	French and Roll (1986)。
	股票年報酬率	<i>RET</i>	+	各股 1 月至 12 月的越報酬 率累乘。	Diamond and Verrecchia, (1991)、 Easley et al. (1996)。

本文利用上述迴歸模型，衡量各個企業特性的解釋變數對 PIN 的敏感程度(係數)，再利用迴歸係數作為權重，計算各產業之配適值，即重新估計各企業新的 PIN 值，作為資訊交易機率代理變數 (PPIN)，預期 PPIN 具有排除市場雜訊以及將其他資訊風險納入考量的特性，改善 PIN 之缺點。

二、應用模型

本文利用上述建立之 PPIN 模型，計算個股 PPIN 值，實證 PPIN 比 PIN 具有更穩定之價值。如預期在資產定價能力上，PPIN 解釋風險溢酬的能力高於 PIN，因 PPIN 能考量更多資訊風險，並能排除市場雜訊，避免雜訊交易者將其他風險因素混入 PIN，而使 PIN 產生可能取代其他風險因子的情形。又如穩健會計模型的應用上，預期 PPIN 在壞消息下的敏感程度應高於使用 PIN 值之敏感程度。

(一) 資產定價模型

利用 Fama-French (1992) 的三因子，加入 PIN 與 PPIN 值，本文比較並實證 PPIN 對資產定價的能力。與 Easley et al. (2008) 相同，跨期間資產定價模型如下：

$$(R_t^{Corp} - R_{ft}) = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{t-1} + \alpha_2 LSIZE_{t-1} + \alpha_3 BM_{t-1} + \alpha_4 PPIN_{t-1}$$

⁹ $Z-Score = 1.2 \times X1 + 1.4 \times X2 + 3.3 \times X3 + 0.6 \times X4 + 0.999 \times X5$
其中，X1=營運資金/總資產；X2=保留盈餘/總資產；X3=資產報酬率；X4=市值/負債；X5=營收/總資產。

其中，Rcorp 取企業每年 1 至 12 月報酬率累乘；Rft 為期末無風險利率（一銀一個月期定存利）；由 (Rcorp-Rft) 計算各股票期末風險溢酬；Betat-1 則為以 CAPM 計算之期初市場風險 (β 值)；LSIZEt-1 為期初公司規模，以總資產取自然對數；期初淨市值比(BMt-1)等於 (股東權益-特別股權益) 除上普通股市值；PPINt-1 則為本文利用代理模型估算之各企業的期初資訊交易機率。

本文以期初三因子與資訊交易風險來檢定期末風險溢酬。資產定價模型中的係數 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 分別為系統風險、公司規模、淨市值比、PPIN 值對風險溢酬的敏感程度。藉由觀察模型係數，可檢定 PPIN 與 PIN 以及其他風險因子的定價能力。具體而言，利用 PPIN 值計算之 α_4 ，應高於 PIN 值計算之 α_4 ，即表示 PPIN 值能考量更多元之風險因素，對風險溢酬具有較高之影響能力。比較 PPIN 值計算之 α_2 ，亦應高於 PIN 值計算之 α_2 ，即表示 PIN 值可能含有雜訊交易者所帶來的規模風險因子，使得 PIN 值富含其他雜訊。換句話說，即證實 PPIN 值能排除市場雜訊，具有較穩定與較佳的定價能力。

(二) 穩健會計模型

穩健會計之衡量方式，多數文獻皆採以 Basu (1997) 提出之反向迴歸模型。本文仿照 LaFond and Watts (2008) 與 Chi and Wang (2010) 以 Basu 模型納入資訊不對稱的應用模型：

$$\begin{aligned} NI_t = & \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t \\ & + \alpha_4 PPIN_t + \alpha_5 PPIN_t \times DR_t + \alpha_6 PPIN_t \times RET_t + \alpha_7 X_t \times DR_t \times RET_t \\ & + \alpha_8 \sum_{j=1}^J CV_j + \alpha_9 \sum_{j=1}^J CV_j \times DR_t + \alpha_{10} \sum_{j=1}^J CV_j \times RET_t \\ & + \alpha_{11} \sum_{j=1}^J CV_j \times DR_t \times RET_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

其中，NI_t 為繼續營業部門稅前淨利以期初總市值平減；DR_t 為虛擬變數，若報酬率 (RET) 為正 (代表好消息) 則 DR=1，反之為 0；RET_t 採企業 1 至 12 月累積報酬率；CV_t 為與會計穩健性有關的控制變數，包括公司規模與淨市值比。

上述穩健會計模型，若 α_7 大於 α_6 ，即表示 PIN 與穩健會計具有正相關。本文將 PPIN 與 PIN 分別代入穩健會計模型進行估計，若 PPIN 之 α_7 較 PIN 之 α_7 大時，表示 PPIN 對穩健會計的敏感程度較高，能有效衡量資訊不對稱與穩健會計之關聯性，亦表示 PPIN 能考量更多資訊風險，因此能使其敏感程度更高。

三、樣本選取與資料來源

資料來源為台灣經濟新報社(TEJ)，PIN 資料則來自 TEJ 之 Intra-day 資料庫。基於 Intra-day 資料始於 2000 年，本文以 2000 年至 2009 年共計 10 年之上市櫃公司為樣本。本文排除性質特殊之金融業，並扣除資料缺失值後的剩餘總樣本數為 9,449 公司年。表 2 為樣本篩選過程與分布情形。

表 2 樣本篩選

篩選標準	觀察值(公司年)
2000 年至 2009 年所有上市櫃公司	16,003
刪除： 金融、保險、證券業	(511)
異常值 (總資產 \leq 0、市值 \leq 0、本期營收 \leq 0)	(27)
解釋變數資料不全	(5,958)
計算 PIN 資料缺失	(68)
最終樣本數	9,449

肆、實證結果

一、敘述性統計量與相關係數矩陣

表 3 為敘述性統計量。相較 Easley et al.(2008)，本文之 PIN 值 (0.211) 較高。推測其可能原因為台灣市場之股權結構以及內線交易嚴重，可能導致較高之資訊不對稱情形 (Claessens et al., 2000；La Porta et al., 2002；Fan and Wong, 2002)；此外，計算 PIN 值的方法上，本文採用 Aktas (2007) 簡化後之方式作為計算方法，且以計算日 PIN 後取年平均值得作為各股年 PIN 值，在方法上的不同，亦可能導致 PIN 不同。本文計算 PIN 的最大值為 0.802，亦較 NYSE 與 AMEX 樣本計算之最大值 (0.705) 為高，如盧陽正 (2007) 以台股為樣本所計算之 PIN 值，其最大值為 0.828，與本文較為相近。PIN 的最小值範圍則與 Easley et al. (2008) 相當，標準差則較小。

表 4 為相關係數矩陣。PIN 除了與 STD 之相關性顯著水準大於 0.1 外，其餘皆具有顯著關聯。如 PIN 與 AbsAcc、BM、Levage、IndividualH、InsiderH 為顯著正相關，其他皆為顯著負相關。其中，查核會計師事務所為四大會計師事務所，其與 PIN 為顯著負相關；裁決性應計數與 PIN 為顯著正相關，顯示台灣資本市場審計品質與 PIN 具有關聯性。換句話說，審計品質越高，對降低資訊風險具有顯著幫助。此外，初步驗證公司成立期間越長、企業規模越大之企業，PIN 越低 (Barry and Brown, 1985；Datta et al., 2000；Lakonishok and Vermaelen, 1990)。

表 3 敘述性統計量 (N=9449)

變數	平均數	標準差	最小值	Q1	中位數	Q3	最大值
<i>PIN</i>	0.317	0.149	0.025	0.204	0.281	0.393	0.802
<i>Big4</i>	0.818	0.386	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>AbsAcc</i>	0.069	0.069	0.000	0.022	0.048	0.092	0.331
<i>ROA</i>	0.041	0.105	-0.404	0.005	0.049	0.096	0.282
<i>Tobin</i>	0.692	0.619	-0.158	0.310	0.542	0.875	3.415
<i>Growth</i>	0.090	0.332	-0.692	-0.092	0.060	0.224	1.571
<i>Zscore</i>	3.074	3.091	-1.941	1.347	2.383	3.836	18.853
<i>Age</i>	13.353	8.374	2.000	8.000	11.000	15.000	48.000
<i>LSIZE</i>	14.813	1.521	9.741	13.756	14.693	15.687	21.279
<i>BM</i>	1.059	0.774	0.107	0.543	0.860	1.332	4.618
<i>Lev</i>	0.447	0.183	0.078	0.315	0.451	0.568	0.940
<i>InstitutionH</i>	0.089	0.128	0.000	0.004	0.036	0.113	0.832
<i>InsiderH</i>	0.245	0.141	0.000	0.142	0.216	0.316	0.953
<i>TURN</i>	2.133	1.949	0.033	0.657	1.539	3.024	9.169
<i>STD</i>	0.030	0.011	0.011	0.023	0.029	0.035	0.085
<i>RET</i>	0.235	0.817	-0.787	-0.292	0.035	0.495	3.765

註 1：*PIN*=資訊交易機率；*Big4*=1 為四大會計師事務所查核，反之為 0；*AbsAcc*=裁決性應計數；*ROA*=稅前息前淨利/總之產；*Tobin*=(普通股市值+特別股清算價值+債券市值)/總資產；*ZScore*=破產指數；*Age*=公司上市櫃年數；*LSIZE*=期末流通在外普通股總市值取自然對數；*BM*=(期末總股東權益-期末特別股股東權益)/期末普通股總市值；*Lev*=負債比；*Growth*=銷貨收入成長率；*InstitutionH*=個股期末三大法人合計持股比；*InsiderH*=個股期末董監+經理人持股比；*TURN*=全年股票週轉率；*STD*=日報酬年標準差；*RET*=1 至 12 月累積酬率率。註 2：避免極端值影響實證結果，本文對所有連續變數做 1%與 99%之 winsorized 處理。

二、迴歸分析

表 5 為 *PIN* 與控制變數迴歸結果。Model 1 為 Easley et al. (2008) 模型的控制變數。值得注意的是，本文裁決性應計數與 *PIN* 為顯著正相關，Easley et al. (2008) 研究中，裁決性應計數則不相關。顯示台灣股票市場的審計品質越好，越能降低投資者的資訊風險，證實審計品質的功能，與過去文獻一致 (Becker et al., 1998；Francis et al., 1999；Chi et al., 2008)。Tobin 與 *PIN* 則為顯著正相關，其方向與 Easley et al. (2008) 相反，顯示未來成長性越高，資訊風險越大 (Demsetz and Villalonga, 2001)。負債比則為顯著正相關，支持負債比越高，私有資訊越多 (Hedge and McDermott, 2004)。

表 5 的 Model 2 另加入本文考量之解釋變數。Model 2 之 Adj. R2 達 0.634，顯示較 Easley et al. (2008) 所選用之解釋變數所建立的 *PPIN* 模型具有更佳解釋 *PIN* 的能力。新增的解釋變數中，會計師事務所與 *PIN* 為顯著負相關，顯示大型會計師事務所對降低資訊不對稱確實具有顯著幫助。破產指數 (*ZScore*) 則與資訊不對稱為顯著負相關，支持過去研究認為財務狀況越佳之企業，其資訊不對稱情形越低 (Stein, 1992)。淨市值與 *PIN* 為顯著負相關，表示淨值與市值差距越大之企業，未揭露的資訊越多，資訊風險越高。

表 4 相關係數矩陣 (N=9,449)

	<i>PIN</i>	<i>Big4</i>	<i>AbsAcc</i>	<i>ROA</i>	<i>Tobin</i>	<i>Zscore</i>	<i>Age</i>	<i>LSIZE</i>	<i>BM</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>InstitutionH</i>	<i>InsiderH</i>	<i>TURN</i>	<i>STD</i>	<i>RET</i>
<i>PIN</i>		-0.148 (0.000)	0.114 (0.000)	-0.297 (0.000)	-0.129 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.167 (0.000)	-0.643 (0.000)	0.129 (0.000)	0.133 (0.000)	-0.155 (0.000)	-0.254 (0.000)	0.238 (0.000)	-0.547 (0.000)	-0.008 (0.440)	-0.097 (0.000)
<i>Big4</i>	-0.135 (0.000)		-0.059 (0.000)	0.116 (0.000)	0.089 (0.000)	0.122 (0.000)	-0.104 (0.000)	0.169 (0.000)	-0.086 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.021 (0.045)	0.146 (0.000)	0.026 (0.012)	0.069 (0.000)	-0.033 (0.002)	0.019 (0.068)
<i>AbsAcc</i>	0.082 (0.000)	-0.042 (0.000)		-0.167 (0.000)	0.031 (0.002)	-0.009 (0.373)	-0.154 (0.000)	-0.108 (0.000)	-0.078 (0.000)	0.146 (0.000)	0.116 (0.000)	-0.025 (0.015)	-0.010 (0.335)	0.040 (0.000)	0.140 (0.000)	0.018 (0.083)
<i>ROA</i>	-0.270 (0.000)	0.118 (0.000)	-0.039 (0.000)		0.353 (0.000)	0.549 (0.000)	-0.088 (0.000)	0.435 (0.000)	-0.333 (0.000)	-0.349 (0.000)	0.332 (0.000)	0.260 (0.000)	0.112 (0.000)	0.146 (0.000)	-0.299 (0.000)	0.202 (0.000)
<i>Tobin</i>	-0.214 (0.000)	0.092 (0.000)	-0.029 (0.005)	0.422 (0.000)		0.635 (0.000)	-0.138 (0.000)	0.409 (0.000)	-0.565 (0.000)	-0.253 (0.000)	0.154 (0.000)	0.317 (0.000)	0.031 (0.002)	0.216 (0.000)	0.017 (0.102)	0.352 (0.000)
<i>Zscore</i>	-0.183 (0.000)	0.146 (0.000)	0.002 (0.816)	0.714 (0.000)	0.408 (0.000)		-0.244 (0.000)	0.295 (0.000)	-0.413 (0.000)	-0.623 (0.000)	0.129 (0.000)	0.216 (0.000)	0.067 (0.000)	0.175 (0.000)	-0.134 (0.000)	0.232 (0.000)
<i>Age</i>	-0.204 (0.000)	-0.122 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.172 (0.000)	-0.139 (0.000)	-0.337 (0.000)		0.223 (0.000)	0.231 (0.000)	0.107 (0.000)	-0.020 (0.058)	0.065 (0.000)	-0.151 (0.000)	-0.078 (0.000)	0.020 (0.047)	-0.060 (0.000)
<i>LSIZE</i>	-0.711 (0.000)	0.155 (0.000)	-0.101 (0.000)	0.456 (0.000)	0.457 (0.000)	0.337 (0.000)	0.217 (0.000)		-0.373 (0.000)	-0.148 (0.000)	0.210 (0.000)	0.531 (0.000)	-0.076 (0.000)	0.256 (0.000)	-0.178 (0.000)	0.202 (0.000)
<i>BM</i>	0.180 (0.000)	-0.089 (0.000)	-0.103 (0.000)	-0.514 (0.000)	-0.816 (0.000)	-0.570 (0.000)	0.313 (0.000)	-0.416 (0.000)		0.136 (0.000)	-0.169 (0.000)	-0.253 (0.000)	-0.105 (0.000)	-0.237 (0.000)	0.157 (0.000)	-0.363 (0.000)
<i>Lev</i>	0.063 (0.000)	-0.072 (0.000)	0.105 (0.000)	-0.333 (0.000)	-0.210 (0.000)	-0.642 (0.000)	0.118 (0.000)	-0.115 (0.000)	0.124 (0.000)		0.039 (0.000)	-0.075 (0.000)	-0.071 (0.000)	-0.073 (0.000)	0.171 (0.000)	-0.083 (0.000)
<i>Growth</i>	-0.215 (0.000)	0.043 (0.000)	0.042 (0.000)	0.404 (0.000)	0.183 (0.000)	0.209 (0.000)	-0.013 (0.204)	0.255 (0.000)	-0.226 (0.000)	0.050 (0.000)		0.129 (0.000)	0.005 (0.604)	0.165 (0.000)	-0.071 (0.000)	0.105 (0.000)
<i>InstitutionH</i>	-0.432 (0.000)	0.184 (0.000)	-0.037 (0.000)	0.340 (0.000)	0.338 (0.000)	0.283 (0.000)	0.061 (0.000)	0.615 (0.000)	-0.333 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.184 (0.000)		0.000 (0.967)	0.054 (0.000)	-0.110 (0.000)	0.087 (0.000)
<i>InsiderH</i>	0.244 (0.000)	0.022 (0.029)	-0.012 (0.259)	0.122 (0.000)	0.035 (0.001)	0.128 (0.000)	-0.159 (0.000)	-0.117 (0.000)	-0.072 (0.000)	-0.083 (0.000)	0.019 (0.064)	-0.089 (0.000)		-0.286 (0.000)	-0.138 (0.000)	-0.010 (0.351)
<i>TURN</i>	-0.673 (0.000)	0.090 (0.000)	0.042 (0.000)	0.176 (0.000)	0.209 (0.000)	0.191 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.350 (0.000)	-0.251 (0.000)	-0.048 (0.000)	0.197 (0.000)	0.212 (0.000)	-0.309 (0.000)		0.315 (0.000)	0.244 (0.000)
<i>STD</i>	-0.010 (0.343)	-0.037 (0.000)	0.135 (0.000)	-0.345 (0.000)	-0.036 (0.001)	-0.281 (0.000)	0.014 (0.174)	-0.195 (0.000)	0.097 (0.000)	0.158 (0.000)	-0.106 (0.000)	-0.119 (0.000)	-0.172 (0.000)	0.330 (0.000)		0.084 (0.000)
<i>RET</i>	-0.148 (0.000)	0.015 (0.154)	-0.048 (0.000)	0.271 (0.000)	0.395 (0.000)	0.281 (0.000)	-0.008 (0.426)	0.270 (0.000)	-0.441 (0.000)	-0.100 (0.000)	0.140 (0.000)	0.123 (0.000)	0.025 (0.014)	0.203 (0.000)	-0.085 (0.000)	

註：右上角為 pearson 相關係數；左下角為 spearman 相關係數；括弧內為雙尾 *p-values*；*PIN*=資訊不對稱代理變數（資訊交易機率）；*Big4*=1 為四大會計師事務所查核，反之為 0；*AbsAcc*=裁決性應計數；*ROA*=稅前息前淨利/總資產；*Tobin*=(普通股市值+特別股清算價值+債券市值)/總資產；*ZScore*=破產指數；*Age*=公司上市櫃年數；*LSIZE*=期末流通在外普通股總市值取自然對數；*BM*=(期末總股東權益-期末特別股股東權益)/期末普通股總市值；*Lev*=負債比；*Growth*=銷貨收入成長率；*InstitutionH*=個股期末三大法人合計持股比；*InsiderH*=個股期末董監+經理人持股比；*TURN*=全年股票週轉率；*STD*=日報酬年標準差；*RET*=年報酬率。

表 5 資訊交易機率與解釋變數迴歸分析 (N=9449)

$$PIN_t = \beta_0 + \beta_1 Big4_t + \beta_2 AbsAcc_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 Tobin_t + \beta_5 ZScore_t + \beta_6 Age_t + \beta_7 LSIZE_t + \beta_8 BM_t + \beta_9 Lev_t + \beta_{10} Growth_t + \beta_{11} InstitutionH_t + \beta_{13} InsiderH_t + \beta_{14} TURN_t + \beta_{15} STD_t + \beta_{16} RET_t + \sum_{i=1}^{18} Industry_i + \sum_{i=2000}^{2009} Year_i + \varepsilon_t$$

變數	與 PIN 預期符號	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
		係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值
Intercept		1.201	(0.000)	1.261	(0.000)	1.294	(0.000)	1.257	(0.000)
Big4	-			-0.013	(0.000)	-0.010	(0.000)	-0.009	(0.000)
AbsAcc	+	0.093	(0.000)	0.069	(0.000)	0.041	(0.005)	0.016	(0.256)
ROA	?	-0.094	(0.000)	-0.062	(0.000)	-0.076	(0.000)	-0.070	(0.000)
Tobin	?	0.050	(0.000)	0.043	(0.000)	0.042	(0.000)	0.045	(0.000)
Growth	+	0.009	(0.005)	0.004	(0.217)	0.003	(0.297)	0.006	(0.045)
Zscore	-			-0.002	(0.000)	-0.002	(0.000)	-0.003	(0.000)
Age	-	-0.001	(0.000)	-0.001	(0.002)	-0.001	(0.000)	-0.001	(0.000)
LSIZE	-	-0.059	(0.000)	-0.061	(0.000)	-0.061	(0.000)	-0.060	(0.000)
BM	-			-0.020	(0.000)	-0.023	(0.000)	-0.024	(0.000)
Lev	?			0.021	(0.002)	0.012	(0.079)	0.004	(0.573)
InstitutionH	?	0.046	(0.000)	0.050	(0.000)	0.066	(0.000)	0.055	(0.000)
InsiderH	+	0.074	(0.000)	0.062	(0.001)	0.053	(0.000)	0.070	(0.000)
TURN	-	-0.032	(0.000)	-0.033	(0.000)	-0.032	(0.000)	-0.031	(0.000)
STD	+	0.043	(0.673)	0.176	(0.089)	0.201	(0.051)	0.986	(0.000)
RET	+			0.009	(0.000)	0.008	(0.000)	0.011	(0.000)
水泥工業						0.020	(0.085)	0.016	(0.138)
食品工業						-0.018	(0.012)	-0.013	(0.043)
塑膠工業						-0.003	(0.691)	-0.004	(0.588)
紡織纖維						0.003	(0.530)	0.005	(0.363)
電機機械						-0.035	(0.000)	-0.034	(0.000)
電器電纜						-0.022	(0.008)	-0.021	(0.010)
化學生技						-0.024	(0.000)	-0.026	(0.000)
玻璃陶瓷						0.004	(0.752)	-0.001	(0.999)
造紙工業						-0.006	(0.601)	-0.012	(0.287)
鋼鐵工業						-0.023	(0.000)	-0.022	(0.000)
橡膠工業						-0.038	(0.000)	-0.040	(0.000)
汽車工業						0.023	(0.094)	0.025	(0.060)
電子工業						-0.026	(0.000)	-0.031	(0.000)
建材營造						0.030	(0.000)	0.029	(0.000)
航運業						-0.019	(0.011)	-0.022	(0.002)
觀光事業						0.010	(0.312)	0.007	(0.478)
貿易百貨						0.019	(0.020)	0.018	(0.022)
油電燃料						0.086	(0.000)	0.088	(0.000)
Year _i									include
Adj.R ²		0.620		0.634		0.649		0.684	

註：Model 1 為 Easley et al. (2008) 採用的解釋變數；Model 2 為本文採用的解釋變數；Model 3 為控制產業別；Model 4 為控制產業別與年；PIN=資訊不對稱代理變數（資訊交易機率）；Big4 為四大非四大；AbsAcc=裁決性應計數；ROA=資產報酬率；Tobin=（普通股市值+特別股清算價值+債券市值）/總資產；ZScore=破產指數；Age=上市櫃年數；LSIZE=期末總市值取自然對數；BM=期末淨市值比；Lev=負債比；Growth=營收成長率；InstitutionH=三大法人持股比；InsiderH=內部人持股比；TURN=股票週轉率；STD=日報酬年標準差；RET=累積 1 月至 12 月報酬率。

表 5 的 Model 3 控制產業別的影響。Adj. R2 達 0.649。解釋變數之相關性與顯著水準大致與 Model 2 相同，惟負債比、成長性與 PIN 變為不相關。Model 4 控制產業與年，Adj. R2 達 0.684。解釋變數的結果與 Model 3 大致相同，惟裁決性應計數為不

相關，但負債比、日報酬標準差則為顯著正相關。

三、資訊交易機率代理變數 (Proxy of PIN, PPIN)

本文利用表 5 中 Model 3 之係數，重新估算 PIN 配適值，作為 PPIN 值，可使 PPIN 考量更多的資訊風險，並避免富含市場雜訊的問題。表 6 為 PIN 與 PPIN 的敘述統計比較表。PPIN 值具有較小之標準差，PPIN 最大值 0.597 小於 PIN 最大值 0.802，顯示 PPIN 值較為集中。PPIN 與 PIN 之平均數則無顯著差異。圖 1 為 PPIN 與 PIN 分配圖，從圖中可觀察出 PPIN 較 PIN 更接近常態分配，符合 Easley et al. (2008) 的預期結果。圖 2 年趨勢圖中則可發現，PPIN 平均值的年分部情形，亦較 PIN 值為緩和，不若 PIN 值般大起大落，顯示 PPIN 值能有效避免市場雜訊所帶來的資訊風險誤差，不致如 PIN 值般，亦受散戶或市場雜訊的影響。

表 6 PIN 與 PPIN 敘述性統計量 (N=9,449)

變數	平均數	標準差	最小值	Q1	中位數	Q3	最大值
PIN	0.317	0.149	0.025	0.204	0.281	0.393	0.802
PPIN	0.317	0.118	0.042	0.236	0.325	0.399	0.597

註：PPIN 亦以 1%與 99%之 winsorized 處理。

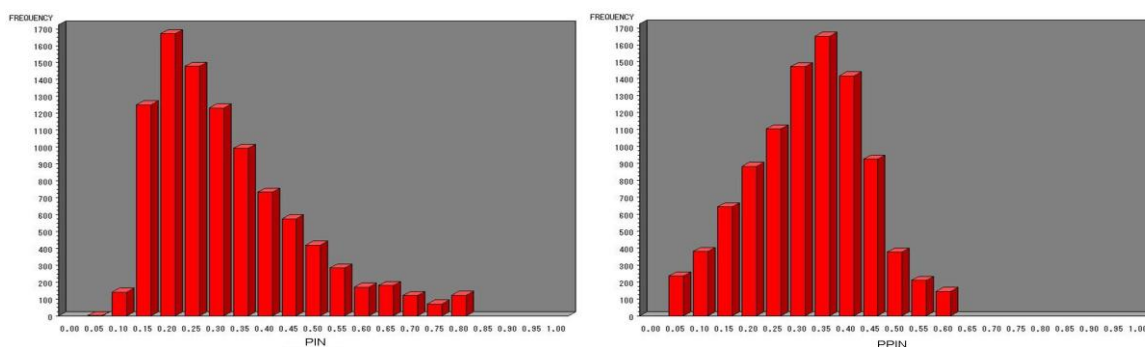


圖 1 PIN 與 PPIN 分布圖

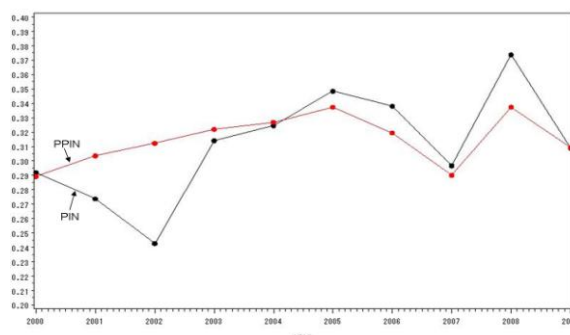


圖 2 PIN 與 PPIN 趨勢圖

四、PPIN 之應用

表 7 為 PPIN 值的資產定價應用。Model 1 以 Fama and French (1992) 三因子作為資產定價因子。Model 2 結果與 Easley et al. (2008) 相同，證實 PIN 為顯著定價因子。前期 PIN 越高，本期風險溢酬越高。在加入 PIN 值後，公司規模，出現反轉的情形，此結果與 Easley et al. (2008) 相同。可能原因為公司規模與 PIN 相關性過高的情形。

單就本文之目的而言，觀察以 PPIN 作為資產定價因子時的係數，即敏感程度為 1.445，相較於以 PIN 值作為定價模型之係數 1.298 為高，顯示實證結果支持本文之假設，即 PPIN 值因考慮並納入了其他風險因子，使 PPIN 值具有更好的資訊不對稱解釋能力以及定價能力。此外，觀察 Model 3 與 Model 2 的公司規模與淨市值比，可發現 Model 3 之係數亦顯著高於 Model 2，顯示 PPIN 值能排除市場雜訊交易者將，亦表示 PIN 值富含雜訊交易者所帶來的其他風險因子。換句話說，本文證實 PPIN 值能排除市場雜訊，具有較穩定與較佳的定價能力，與 Easley et al. (2008) 之研究結果相同。

表 7 的 Model 4、5、6 為考慮年報酬與成交量變動率 (Dvol) 風險因子所建立的資產報酬模型。採用成交量變動率，係因 Brennan et al. (1998) 證實成交量變動率可作為流動性的代理變數，具顯著定價能力，若成交量變動率越高，未來風險溢酬越低。Model 4、5、6 之實證結果與 Model 1、2、3 大致相同，不予以累述。

表 7 PIN 與 PPIN 定價能力 (N=9,034)

$$(R_t^{Corp} - R_{ft}) = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{t-1} + \alpha_2 LSIZE_{t-1} + \alpha_3 BM_{t-1} + \alpha_4 RET_{t-1} + \alpha_5 Dvol_{t-1} + \alpha_6 PPIN_{t-1}$$

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6	
	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值
Intercept	0.460	(0.000)	-1.028	(0.000)	-1.297	(0.000)	0.563	(0.000)	-0.938	(0.000)	-1.144	(0.000)
Beta	0.117	(0.000)	0.334	(0.000)	0.286	(0.000)	0.116	(0.000)	0.335	(0.000)	0.280	(0.000)
LSIZE	-0.044	(0.000)	0.016	(0.060)	0.033	(0.003)	-0.040	(0.000)	0.020	(0.017)	0.034	(0.002)
BM	0.339	(0.000)	0.357	(0.000)	0.364	(0.000)	0.288	(0.000)	0.305	(0.000)	0.312	(0.000)
RET							-0.143	(0.000)	-0.145	(0.000)	-0.143	(0.000)
Dvol							-0.061	(0.000)	-0.061	(0.000)	-0.057	(0.000)
PIN			1.298	(0.000)					1.310	(0.000)		
PPIN					1.445	(0.000)					1.400	(0.000)
Adj R2	0.098		0.115		0.106		0.114		0.131		0.121	

註：本文以 t-1 期風險因子檢定 t 期風險溢酬。扣除 Dvol 缺失 (415) 後剩餘樣本 9034。 $(R_t^{corp} - R_{ft})$ = 期末風險溢酬；Beta = 期初市場風險；LSIZE = 期初公司規模；BM = 期初淨市值比；PIN = 期初資訊交易機率；PPIN = 期初資訊交易機率代理變數；Dvol = 期初成交值金額比 (= t-1 期之 11 月成交值 / 12 月成交值)；RET = 1 月至 12 月報酬率累乘。

表 8 為 PPIN 於穩健會計之應用。實證台灣市場資訊不對稱情形與穩健會計為顯著正相關。若以 PPIN 值作為資訊不對稱代理變數時，PPIN×RET×DR 值的迴歸係數為 7.483，較 PIN×RET×DR 係數 4.708 為高，其壞消息斜率與好消息斜率比亦較高，再次證實 PPIN 值能考量更多資訊風險，作為更佳的資訊不對稱衡量因子。

表 8 PIN、PPIN 與會計穩健性 (N=9,449)

$$NI_t = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t$$

$$+ \alpha_4 X_t + \alpha_5 X_t \times DR_t + \alpha_6 X_t \times RET_t + \alpha_7 X_t \times DR_t \times RET_t$$

$$+ \alpha_8 \sum_{j=1}^J cv_j + \alpha_9 \sum_{j=1}^J cv_j \times DR_t + \alpha_{10} \sum_{j=1}^J cv_j \times RET_t + \alpha_{11} \sum_{j=1}^J cv_j \times DR_t \times RET_t + \varepsilon_t$$

變數	Basu Basic		未加入控制變數				加入控制變數			
	係數	p 值	X=PIN		X=PPIN		X=PIN		X=PPIN	
Intercept	-0.045	(0.133)	0.383	(0.000)	0.523	(0.000)	0.870	(0.000)	1.003	(0.000)
DR	0.206	(0.000)	-0.286	(0.018)	-0.422	(0.006)	-0.832	(0.000)	-0.896	(0.000)
RET	0.030	(0.271)	-0.128	(0.048)	-0.186	(0.010)	-0.318	(0.001)	-0.374	(0.000)
RET×DR	1.144	(0.000)	-0.598	(0.027)	-1.474	(0.000)	-2.854	(0.000)	-3.087	(0.000)
X			-1.373	(0.000)	-1.830	(0.000)	-1.224	(0.000)	-1.711	(0.000)
X×DR			1.433	(0.000)	1.912	(0.000)	0.980	(0.003)	1.336	(0.003)
X×RET			0.480	(0.011)	0.676	(0.003)	0.425	(0.022)	0.638	(0.004)
X×RET×DR			4.708	(0.000)	7.483	(0.000)	2.434	(0.000)	4.022	(0.000)
Lev							-1.413	(0.000)	-1.429	(0.000)
Lev×DR							1.530	(0.000)	1.478	(0.000)
Lev×RET							0.569	(0.000)	0.573	(0.000)
Lev×RET×DR							5.074	(0.000)	4.504	(0.000)
BM							0.096	(0.073)	0.121	(0.024)
BM×DR							-0.065	(0.402)	-0.074	(0.343)
BM×RET							-0.051	(0.418)	-0.061	(0.333)
BM×RET×DR							0.281	(0.026)	0.305	(0.016)
Adj. R ²		0.017		0.040		0.052		0.084		0.090

註：本模型參考 Chi and Wang (2010) 之控制變數為負債比與淨市值比。DR 為虛擬變數，當年報酬小於 0 時，DR=1 (壞消息)，其他情況下 DR=0 (好消息)；RET=1 至 12 月累積報酬率；PIN=資訊交易機率；PPIN=資訊交易機率代理變數；BM=期末淨市值比；Lev=負債比。

伍、結論與建議

本文首先檢視台灣資本市場私有資訊交易所造成的企業資訊不對稱程度，與企業會計、審計特性的關聯性，並藉此建構考量完整企業特性的優勢資訊代理變數(簡稱 PPIN)，與優勢資訊機率(PIN)比較後，應用在資產訂價與會計穩健性的實證模式，以與過去研究類比對照。藉此進一步提供更適切的資訊不對稱衡量指標予產官學界，以作為參考。

具體而言，本研究發現在台灣資本市場中，企業若由四大會計師事務所簽證、較低的盈餘管理程度(低裁決性應計數)、健全的財務狀況(高破產指數)、較長的上市櫃資歷以及大規模、高淨值市值比與流動性之企業，其資訊風險較低。另一方面，提高企業資訊交易風險的要素包括：高不確定性(高 Tobin's Q、高成長性)、高負債比、高內部人持股、高股價波動性。

我們也以實證數據提出考量了企業特性(包括審計品質、企業績效、企業與財務狀況、股權結構與市場指標等)後，重新估算個股的資訊交易機率代理變數(PPIN)，有更好的適用性，分配上更接近於常態分配。相較於 Easley et al. (1996, 2002) 所提出資訊交易機率(PIN)，因富含市場雜訊，以及未考量到其他資訊風險所帶來的影響，呈現極端的分配與數值。簡言之，本文重新估算的 PPIN 值能有效排除市場雜訊，亦能將

更多資訊風險納入考量。具體而言，從 PIN 與 PPIN 敘述性統計表中，可發現 PPIN 標準差與最大值皆比 PIN 來的低，若以 PIN 與 PPIN 比較圖中分析，亦能觀察出 PPIN 可有效避免市場雜訊，相較於 PIN 值，較近似於常態分配，其年趨勢圖亦較 PIN 平緩，顯示 PPIN 能避免 PIN 值可能富含雜訊而過度反映的困擾。

接著，本文進一步利用 PPIN 值進行資產定價與穩健會計的實證應用。資產定價能力上，PPIN 值的係數顯著大於 PIN 值，顯示 PPIN 值因考量了更多資訊風險，具有更敏感的定價能力。另比較資產定價模型中的其他風險因子對風險溢酬的係數。PPIN 值相較於 PIN 值，能加強其他風險因子的定價能力，顯示 PPIN 值具有排除市場雜訊所帶來的影響。而在印證穩健會計能降低資訊不對稱程度的實證應用上，本文亦以 PPIN 佐證了 Chi and Wang(2010)的實證發現，並且提出更顯著的統計數字。換言之，比較 PPIN 值與 PIN 值，PPIN 值之係數大於 PIN 值，顯示 PPIN 值具有更佳的解釋能力。

整體而言，本文證實 PPIN 能適用於台灣資本市場，並且能過濾市場雜訊及考量更多資訊風險因子，而成為更有效的資產定價因子與資訊不對稱代理變數。因此，本文支持 Easley et al.(2008) 所建構的 PPIN 較 Easley et al.(1996)PIN 值更適宜於作為捕捉企業資訊不對稱情形，也建議後續學者，可利用 PPIN 作為資訊不對稱代理變數，進行更多元的實證分析與研究。

參考文獻

- 馬黛、謝明華、陳建宏，1999，資訊交易機率對股市績效的影響，中山大學財務管理研究所碩士論文。
- 廖益興、陳彥綺、王貞靜，2011，年報資訊揭露與資訊不對稱：來自私有資訊交易之證據，*經濟研究*，47(1)，45-49。
- 盧陽正，2007，不同類型投資人委託資訊與成交揭示資訊之透明度與優勢資訊內涵——以台灣證券交易所掛牌交易公司逐筆資料解析，中華民國證卷商業同業公會委託專題研究。
- Aktas, N., E. de Bodt, E. Declerck, and F. H. Van Oppens, 2007. The PIN anomaly around M&A announcements. *Journal of Financial Markets* Vol. 10, pp. 169-191.
- Altman, E. I. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23, 589-609.
- Ayers, B. C. and R. N. Freeman. 2000. Why do large firms' prices anticipate earnings earlier than small firms' prices? *Contemporary Accounting Research* 17, Summer pp. 191-212.
- Baesel, J. B. and G. R. Stein. 1979. The value of information: Inferences from the profitability of insider trading. *The Journal of Financial and Quantitative*.
- Bagehot, W. 1971. The only game in town. *Financial Analyst Journal* Vol. 27, No. 2, pp. 12-22.
- Barber, B. M., Y. T. Lee, Y. J. Liu, and T. Odean. 2009. Just how much do individual investors lose by trading? *The review of Financial Studies* Vol. 22, pp. 609-632
- Barry, C. B. and S. J. Brown. 1985. Differential information and security market equilibrium. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 20, pp. 407-422.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15:1-24.

- Brenna, M., T. Chordia, and A. Subrahmanyam. 1998. Alternative factor specification, security characteristic, and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 49, 345-373.
- Chen, C. Y., C. J. Lin and Y. C. Lin. 2008. Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: Does long auditor tenure impair earnings quality? *Contemporary Accounting Research* 25(2), 415-445.
- Chi, W., H. Huang, Y. Liao, and H. Xie. 2009. Mandatory audit-partner rotation, audit quality and market perception: Evidence from Taiwan. *Contemporary Accounting Research* 26(2), 359-391.
- Chow, C. W. and W. B. Adrian. 1987. Voluntary financial disclosure by Mexican corporations. *The Accounting Review* 62: 533-541
- Chung, K. H. and S. W. Pruitt. 1996. Executive ownership, corporate value and executive compensation: A unifying framework. *Journal of Banking and Finance* 20: 1135-1159.
- Claessens, S., Djankov, S., and Lang, L. H. P. 2000. The separation of ownership and control in East Asian corporation. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), (81-112).
- Datta, S., M. I. Datta, and A. Patel. 2000. Some evidence on the uniqueness of initial public debt offerings. *Journal of Finance* Vol. 55, pp. 715-743.
- DeAngelo, L. E. 1981. Audit size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3: 183-199.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and A.P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70, pp. 193-226.
- Demsetz, H. and B. Villalonga. 2001. Ownership structure and corporate performance. *Journal of Corporate Finance* Elsevier Vol. 7(3), pp. 209-233, September.
- Diamond D. W., and R. E. Verrecchia. 1991. Disclosure liquidity, and the cost of capital. *Journal of Finance* Vol. 46, No. 4, pp. 1325-1359.
- Easley, D., N. M. Kiefer, M. O'Hara, and J. B. Paperman. 1996. Liquidity, information, and infrequently traded stocks. *Journal of Finance* 51(4), 1405-1436.
- Easley, D., H. Soeren, and M. O'Hara. 2002. Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance* 57(5), 2185-2221.
- Easley, D., and M. O'Hara. 2004. Information and the cost of capital. *Journal of Finance* Vol. 59, pp. 1553-1583.
- Easley, D., H. Aslan, S. Hvidkjaer, and M. O'Hara. 2008. Firm characteristics and informed Trading: Implications for asset pricing, Working paper, Cornell University.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1992. The cross-of expected stock returns. *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fan, J. and T. Wong. 2005. Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from east Asia. *Journal of Accounting Research*. 43: 35-72.
- Francis, J., and J. Krishnan. 1999. Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research*. 16: 135-165.
- Frankel, R. and X. Li. 2004. Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders. *Journal of Accounting and Economics* Vol. 37, pp. 229-259.
- French, K. R. and R. Roll. 1986. Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. *Journal of Financial Economics* 17.
- Ghosh, A. and D. Moon. 2005. Auditor tenure and perceptions of audit quality. *The Accounting Review*. 80, No.2, pp.585-612.
- Guth, W., J. P. Krahnert, and C. Rieck. 1997. Financial markets with asymmetric information: A pilot study focusing on insider advantages. *Journal of Economic Psychology, Elsevier* Vol. 18 pp. 2-3.
- Hasbrouck, J. 1991a. Measuring the information content of stock trades. *The Journal of*

- finance* Vol. 46, No. 1, pp. 179-207.
- Hedge, S. and J. McDermott. 2004. The market liquidity of DIAMONDS, Q's, and their underlying stocks. *Journal of Banking & Finance* 28, 1043-1067.
- Hirschey, M., and J. Weygandt. 1985. Amortization policy for advertising and research and development expenditures. *Journal of Accounting Research* 23: 326-335.
- Jaffe, J. F., and R. J. Winkler. 1976. Optimal speculation against an efficient market, *Journal of Finance* Vol. 31 No. 1 pp. 49-61.
- Jiambalvo, J., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. 2002. Institutional ownership and the extent to which stock prices reflect future earnings. *Contemporary Accounting Research* 19(1): 117-145.
- Kim, O. and R. E. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* Vol. 17, pp. 41-67.
- LaFond, R. and R. L. Watts. 2008. The information role of conservatism. *The Accounting Review* Vol. 83 No. 2, pp. 447-478.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. Vishny. 1992. The structure and performance of the money management industry. *Brookings papers on economic activity: microeconomics* pp. 330-91.
- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 2002. Investor protection and corporate valuation. *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 3, pp. 1147-1170.
- Lee, C. M., and M. J. Ready. 1991. Inferring trade direction from intraday data. *Journal of Finance* 46, 733-746.
- Leland, H. E., and D. H. Pyle. 1977. Information asymmetries, financial structure and finance intermediation. *Journal of Finance* 32 (May): 371-387.
- Leuz, C. and R. E. Verrecchia. 2000. The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research* Vol. 38, pp. 91-124.
- Lobo, G. J. and S. Tung. 1997. Relation between predisclosure information asymmetry and trading volume reaction around quarterly earnings announcements. *Journal of Business Financial and Accounting* Vol24, p851-868.
- Myers, J. N., L. A. Myers, and T. C. Omer. 2003. Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation? *Accounting Review* 78(3), 79-799.
- Mitton, T. 2002. A cross-firm analysis of the impact of corporate governance on the east asian financial crisis. *Journal of Financial Economics* 64, 215-241.
- Roulstone, A. 2003. The legal road to rights? Disabling premises, obiter dicta and the disability discrimination act. *Disability and Society* Vol.18, No. 2, pp. 117-131.
- Roychowdhury, S. and R. L. Watts. 2007. Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*. 44(1-2), 2-31.
- Stein, J. 1992. Convertible bonds as backdoor equity financing. *Journal of Financial Economics* p.3-21.
- Stoll, H. R. 1978. The pricing of security dealer services: An empirical study of NASDAQ stocks. *Journal of Financial*, Vol33, No4, pp1153-1172.
- Verdi, R. 2005. Information environment and the cost of equity capital. Working paper, University of Pennsylvania.
- Wang, J. 1993. A model of Intertemporal asset prices under asymmetric information. *Review of Economic Studies*, Vol.60 No.2, pp.249-282.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory* (Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ).
- Chi W. and C. Wang. 2010. Accounting conservatism in a setting of information asymmetry between majority and minority shareholders. *The International Journal of*

Accounting 45, 465-489.

Yan, Y. and Z. Shaojun. 2006. An improved method to estimate PIN. working paper, Wharton Research Data Services, University of Pennsylvania and Nanyang Technological University.