

盈餘數字進位與盈餘管理

陳光谷·鄭國枝·楊美玲·鍾紹熙*

本研究探討 Carslaw (1988) 及 Thomas (1989) 所發現之盈餘管理超過數字認知參考點「 $N \times 10$ 的 K 次方」的現象，在台灣上市櫃及興櫃公司是否存在，並進一步擴展 Carslaw (1988) 及 Thomas (1989) 之研究，以探討管理當局是否使用裁決性應計項目及盈餘管理成本較低的營運資金以達成盈餘數字超過認知參考點的目標。實證結果顯示，台灣上市櫃及興櫃公司，盈餘管理超過數字認知參考點現象是存在的。但負盈餘相較於正盈餘，此現象較不顯著。此外，興櫃相較於上市櫃公司，此現象則較不顯著。最後，本研究發現裁決性應計項目水準及營運資金水準與此現象呈正相關，此結果意味著管理當局會利用裁決性應計項目及營運資金項目將盈餘數字調整進位。

關鍵詞：盈餘管理、數字認知、裁決性應計項目、盈餘數字進位

JEL 分類代號：G39, M41

1 前言

許多研究證據顯示，管理當局有動機進行盈餘管理以達成特定門檻指標 (Burgstahlar and Dichev, 1997、Barth *et al.*, 1999、Degeorge *et al.*, 1999、Skinner and Sloan, 2001、Matsumoto, 2002、楊朝旭、吳幸蓁, 2003)。有關盈餘管理以達成特定門檻的文獻，有些是以盈餘水準為零及盈餘變動水準為零作為盈餘管理的門檻 (Hayn, 1995, Burgstahler and Dichev, 1997; Barth *et al.*, 1999; DeAngelo *et al.*, 1996)。Hayn (1995) 以盈餘水準為零作為盈餘管理門檻，其發現盈餘水準在零的右邊 (小額盈餘) 有較多的現象，在零的左邊 (小額損失) 有較少的現象，管理當局會將小額損失調整至小額盈餘以避免損失。Burgstahler and Dichev (1997) 發現公司盈餘水準及盈餘變動為小額減少時的機率偏低，為

投稿日：2007 年 4 月 16 日，修訂：2008 年 6 月 7 日，接受日：2008 年 10 月 8 日。

*作者分別為國立彰化師範大學會計系教授、崑山科技大學會計資訊系助理教授、實踐大學高雄校區會計資訊系講師、美和科技大學企業管理系講師。

小額增加時的機率偏高。另 Beatty and Petroni (2002) 亦發現，公開發行銀行相較於未公開發行銀行，有較大的壓力去避免盈餘減少或損失。楊朝旭、吳幸蓁 (2003) 以盈餘為「零」及「前期盈餘」為盈餘管理的門檻，檢測管理當局是否有盈餘管理超過門檻的現象，實證結果發現，管理當局有提高帳面盈餘以超過「前期盈餘」的現象。

另有些文獻以分析師的盈餘預測為盈餘管理門檻 (Payne and Robb, 2000; Skinner and Sloan, 2001 及 Matsumoto, 2002)。Payne and Robb (2000) 及 Puffer and Weintrop (1991) 發現公司盈餘管理前的盈餘低於分析師預期盈餘，有較大的異常應計項目及管理當局職務異動的比率。Skinner and Sloan (2001) 發現股價對負向未預期盈餘之負面反應幅度大於正向未預期盈餘之正面反應幅度。此外，Matsumoto (2002) 發現盈餘管理符合分析師一致性預測的公司比率，由 1985 年之 41%，至 1997 年已成長為 70.1%，盈餘管理避免損失的公司比率，由 1985 年之 53.8%，至 1997 年已成長為 63.7%，顯示企業進行盈餘管理以避免損失及符合分析師預測有逐年提高的現象。另 Degeorge *et al.* (1999) 綜合相關文獻，同時以上述三種標竿—盈餘水準為零、盈餘變動水準為零及分析師盈餘預測數字作為盈餘管理之門檻，結果亦支持公司有盈餘管理超過特定門檻的現象。

與上述文獻類似，Carshaw (1988) 及 Thomas (1989) 亦探討盈餘管理超過特定門檻的現象，不同的是他們使用人對數字的認知參考點作為盈餘管理的門檻，盈餘數字以「 $N \times 10^k$ 」為認知參考點，每股盈餘以「 $***.0$ 」為認知參考點，例如管理當局將淨利 \$19,998 調整進位為 \$20,001 及將每股盈餘由 \$1.99 調整至 \$2.00 等現象。Carshaw (1988) 以紐西蘭上市公司為樣本，首先發現正盈餘數字第二位數為「0」的機率比期望機率高，為「9」的機率比期望機率低，證實盈餘數字有調整進位的現象。接著 Thomas (1989) 以美國公司為研究對象，發現此現象在美國亦存在。

上述 Carshaw 及 Thomas 所發現之盈餘管理調整進位現象在台灣是否存在？目前台灣尚未有這方面研究，因此本研究延續 Carshaw (1988) 及 Thomas (1989) 的研究，以台灣上市櫃及興櫃公司作為研究樣本，探討台灣上市櫃及興櫃公司盈餘管理調整進位的現象。

其次，Hayn (1995) 及 Basu (1997) 發現負盈餘相較於正盈餘，與股價間的關係較弱。故負盈餘相較於正盈餘，管理當局欲透過盈餘管理影響市場預期的動機可能較小，因此本研究與 Thomas (1989) 相同進一步分析正負盈餘間盈餘管理超過數字認知點現象的差異，雖然 Thomas (1989) 的樣本亦對正負盈餘分

開檢定，但未對兩者檢定結果之差異作進一步的分析及探討。

第三、許多盈餘管理研究視「裁決性應計項目」為管理當局操縱盈餘的工具 (Healy, 1985; Holthausen *et al.*, 1995)，且 Burgstahler and Dichev 發現盈餘管理成本與盈餘管理現象有顯著相關，故本研究擴展 Carlsaw 及 Thomas 的研究，進一步探討管理當局是否使用裁決性應計項目及盈餘管理成本較低的營運資金以達成盈餘數字超過數字認知參考點的目標。而這方面的問題 Carlsaw 及 Thomas 並未探討。

第四、在臺灣證券市場中，興櫃市場係新興且交易量較小的證券市場，由於股權較為集中，股東較不仰賴盈餘基礎標竿以評價公司，因此，除台灣上市櫃公司外，本研究亦檢測台灣興櫃公司之盈餘數字是否存在相同現象，並與上市櫃公司作比較。此外，本研究再對此現象存在於稅前淨利及稅後淨利的差異分析比較。

本研究結合盈餘管理研究及認知心理學研究，探討盈餘管理行為與數字認知行為間之關係。實證結果顯示台灣上市櫃及興櫃公司存在盈餘管理超過數字認知參考點的現象，且負盈餘相較於正盈餘此現象較不顯著。此外，本研究亦發現管理當局有使用裁決性應計項目及營運資金以達成盈餘數字超過數字認知參考點的現象。最後，本研究比較上市櫃市場與興櫃市場此現象的差異，結果發現興櫃市場公司盈餘管理超過認知點的現象較不顯著。最後本研究再比較稅前及稅後盈餘數字此現象之差異，結果顯示稅前盈餘數字相較於稅後盈餘數字，盈餘管理超過認知點的現象較為明顯。

2 研究假說

Gabor and Granger (1966) 及 Rosch (1975) 心理學研究指出，人類認知上有認知參考點 (cognitive reference point) 及主要數字 (key point) 的存在；人在認知數字時，通常以 10 的倍數作為主要參考標準，人的腦部作業會將數字往上或往下調整至最接近「 $N \times 10$ 的 K 次方」的數字，如：5,984 或 6,020 傾向調整至 6,000。而上述現象亦可以展望理論 (prospective theory) 解釋，人面對決策時，個人認知的利得及損失是相對於某個參考點，而非最終財富，在參考點以上的利得其效用為凹函數，參考點以下的損失為凸函數，故由參考點左邊調整至右邊效用最大 (Kahneman and Tversky, 1979)，若以 \$2.00 為認知參考點時，由 \$1.99 調整至 \$2.00 之 \$1 之效用，大於由 \$2.00 調整至 \$2.01 之 \$1 之效用。

有關盈餘數字調整至「 $N \times 10$ 的 K 次方」認知參考點以上的現象，最早由

Carslaw (1988) 提出，其發現紐西蘭上市公司正盈餘數字第二位數為「0」的機率比期望機率高，為「9」的機率比期望機率低，盈餘數字有類似由\$19,998 調整進位為\$20,001 或\$999 調整進位為\$1,000 等現象。接著 Thomas (1989) 亦檢測美國公司正盈餘、季盈餘及每股盈餘數字，證實美國公司亦存在此現象。Caneghem (2002, 2004) 以英國公司為研究樣本，亦發現正盈餘數字亦存在調整進位的現象，其進一步發現具有產業專家之五大會計師事務所查核之公司，相對於非五大會計師事務所查核之公司，其盈餘數字調整進位的現象較不那麼顯著，顯示審計品質可微弱限制盈餘數字調整進位的現象。

此外，負盈餘方面，Thomas (1989) 亦對美國公司的負盈餘數字進行研究，他認為負盈餘相較於正盈餘，應存在相反的模式，有避免盈餘數字進位的現象，例如：-3,000,000 調降至-2,999,000 或-10,002 調降至-9,999 等現象，此時負盈餘第二位數為「9」的機率較高。

在國內關於盈餘數字探討上，李錦樹 (2006) 認為台灣發行公司債之公司距離公司債發行日愈近時，盈餘數字第二位數中「9」出現的機率愈小，相對的，第二位數字中「0」、「1」出現的機率較其它數字高出的多，亦即越接近公司債發行日，調整進位的現象越明顯。除此之外，國內財經商業新聞媒體，習慣以整位每股盈餘數字評估公司績效，可能造成投資者以每股盈餘整位數字（如 EPS 1 元以上、2 元以上公司等等）評估公司績效，相對忽略盈餘數字小數點。如：EPS 1.99 元公司，會被歸納於 EPS 1 元以上公司，相對的 EPS 2.01 元則會被歸納於 EPS 2 元以上公司，雖然兩個公司差距僅 EPS 0.02 元，但被歸納為不同層級，會造成投資者對兩公司的獲利有不同評價。而又因為，接近整數之每股盈餘（如 EPS 1.9 元），調整進位較為容易（如 EPS 1.9 元僅盈餘操縱 EPS 0.1 元，就可達到 EPS 2 元），進而加強了管理當局盈餘數字調整進位動機。

本研究以台灣公司為研究對象，探討台灣公司之管理當局是否存在上述正盈餘調整進位及負盈餘避免調整進位的現象。因此，本研究據此建立下列假說：

H1：公司正盈餘數字有調整進位的現象；負盈餘數字有避免盈餘進位的現象。

Thomas (1989) 在美國將正負盈餘分開檢定，發現除正盈餘外，負盈餘亦存在盈餘管理超過數字認知參考點的現象，但並未對正負盈餘間存在此現象的差異作比較。由於 Hayn (1995) 認為股東有清算選擇權，負盈餘對投資人而言，其資訊內涵較低，盈餘反應係數亦較小，故其與股價間的關係較弱。而不同於 Hayn 的選擇權理論，Basu (1997) 採用會計的保守原則解釋負盈餘的資訊內涵，認為保守原則使負盈餘及時反應在當期盈餘，而不再反應至未來盈餘，故

負盈餘相較於正盈餘持續性較低且盈餘反應係數較小。依據上述研究結論推論，由於負盈餘相較於正盈餘與股價間的關聯較低，故管理當局欲透盈餘管理影響市場預期的動機可能較小，盈餘管理超過數字認知參考點的現象可能較不顯著。故本研究第二個假說：

H2：負盈餘相較於正盈餘，盈餘管理超過數字認知參考點現象較不顯著。

許多會計文獻指出，管理當局自身財富與財務報表結果有關時，管理當局基於自身利益，會儘可能盈餘操縱，以增加或平穩化報導的盈餘數字 (Healy, 1985; DeAngelo, 1986; Jones, 1991; Dechow, *et al.* 1995; Holthausen *et al.*, 1995; Kasznik, 1999)，而探討盈餘管理行為的研究大都視「裁決性應計項目」為管理當局操縱盈餘的工具 (Healy 1985; Gaver *et al.* 1995; Holthausen *et al.*, 1995; Guidry *et al.*, 1999)。Caneghem (2002) 亦指出，公司管理當局除了會進行會計數字調整進位外，亦會採用裁決性應計項目進行盈餘操縱。楊朝旭、吳幸蓁 (2003) 發現管理當局透過裁決性應計項目提高帳面盈餘，以避免報導損失或避免盈餘水準下降。故本研究擴展 Carlsaw 及 Thomas 的研究，進一步瞭解管理當局是否利用裁決性應計項目達到盈餘管理超過數字認知參考點的目的，本研究據此建立下列假說：

H3：盈餘管理超過數字認知參考點現象與裁決性應計項目有顯著正相關。

Burgstahler and Dichev (1997) 發現公司盈餘管理成本越低，越容易產生盈餘管理行為，其以盈餘管理前之流動資產及流動負債水準衡量盈餘管理成本。而 DeFond and Jiambalvo (1994) 亦指出調整營運資金項目為盈餘管理常用且成本最低的方式。故公司營運資金應計項目水準較高的公司，盈餘管理成本較低，較可能產生盈餘管理行為。故本研究預期盈餘管理成本越低 (營運資金水準越高) 的公司，盈餘管理超過數字認知參考點的現象越高，因此，本研究據此建立下列假說：

H4：盈餘調整進位的現象與盈餘管理成本有顯著負相關。

此外，台灣證券市場除上市櫃市場外，亦有交易量較小且股權較集中的興櫃市場。公司股權集中分散程度將影響管理當局盈餘管理行為 (Burgstahler and Dichev, 1997; Beatty and Harris, 1999; Ke *et al.*, 1999; Beatty *et al.*, 2002)。Ke *et al.*, (1999) 發現公開發行公司相較於私有公司較無法直接監督管理當局，故較仰賴盈餘基礎的員工補償性合約。Beatty *et al.* (2002) 亦提到，相較於公開發行公司，私有公司股權較為集中，股東人數較少且大部份主要股東皆參與公司的管理及營運決策，故私有公司的股東有較豐富的資訊，較不需仰賴盈餘基礎的標竿，其實證結果亦證實公開發行銀行相較於未公開發行銀行股東，有較大的

壓力去避免盈餘減少或損失。而 Burgstahler and Dichev (1997) 亦認為，上市公司股權較分散，投資者較不願意花太高的成本監督公司，較仰賴盈餘基礎的標竿（盈餘水準為零及盈餘變動為零）以評價公司。

由於上市櫃公司股東相較於興櫃公司股東股權較分散，股東擁有的內部資訊較少，資訊不對稱現象較嚴重，股東較仰賴盈餘數字以評價公司，故管理當局盈餘管理動機較強，將盈餘數字調整至數字認知參考點以上的現象較為顯著。因此，本研究據此建立下列假說：

H5：上市櫃公司相較興櫃公司，盈餘調整進位的現象較為顯著。

3 研究設計

3.1 盈餘數字之研究設計

有關盈餘數字主要檢測盈餘主要檢測盈餘數字是否有調整至「 $N \times 10$ 的 K 次方」認知參考點以上的現象，即數字第二位數為「0」的機率較期望機率高，為「9」的機率較期望機率低。依循 Thomas 的模式，除探討正盈餘外，本研究亦探討負盈餘是否有維持在「 $-N \times 10$ 的 K 次方」認知點以上的現象，類似將盈餘數字由 $-\$100,000$ 調整至 $-\$99,999$ 或 $-\$201,000$ 調整至 $-\$199,999$ 等現象，其第二位數為「9」的樣本機率可能較期望機率高，為「0」的樣本機率可能較期望機率低。

3.1.1 期望機率

有關盈餘數字期望機率的計算，直覺上，第一位數的 1 至 9 九個數的發生機率應該是相等的，但 Feller (1966)、Benford (1938) 及 Newcomb (1881) 發現 1 至 9 發生在第一位數的期望機率是由 1 至 9 遞減。依據 Thomas (1989) 及 Carslaw (1988) 的文獻，他們應用 Feller (1966) 的公式計算盈餘數字 X (1 至 9) 出現在第一位數的期望機率是 $\text{Log}(x+1) - \text{Log}(x)$ 。另外，著名的 Benford's Law 證明數字 Y 在第二位數字的機率為

$$\sum_{x=1}^9 \left[\text{Log}\left(x + \frac{y+1}{10}\right) - \text{Log}\left(x + \frac{y}{10}\right) \right],$$

x ：盈餘數字第一位數字，

y ：盈餘數字第二位數字「 $y=0,1,\dots,9$ 」。

本研究以 Benford's Law 計算數字的期望機率。由於盈餘數字第二位數之實際分配公式我們無法得知，故 Benford's Law 提供我們一個便捷的方法。

3.1.2 檢定

本研究以下列 Z 值檢定個別數字的樣本機率是否等於期望機率

$$Z = \left(|p - p_0| - 1/2n \right) \div \sqrt{p_0(1-p_0)/n},$$

P ：樣本機率，

P_0 ：期望機率，

n ：樣本大小。

當數字樣本機率與期望機率差異顯著時，表示特定數字的樣本有特別多或特別少的現象。

3.2 每股盈餘數字之研究設計

除檢測盈餘數字外，本研究亦對每股盈餘作檢測，由於每股盈餘的位數與盈餘位數不同，其可能有類以將每股盈餘由\$1.99 調整至\$2.00 或\$6.79 調整至\$6.80 等現象，故本研究以「**.*0」為正每股盈餘之認知參考點，檢測最右邊數字（小數點第二位數）為「0」的機率是否較期望機率高，為「9」的機率是否較期望機率低；相對於正每股盈餘，負每股盈餘可能有維持在「-**.*0」認知點以上的現象，故最右邊數字（小數點第二位數）為「9」的機率可能較期望機率高，為「0」的機率可能較期望機率低。

3.2.1 期望機率

上述 Benford's Law 計算第一位數或第二位數之期望機率公式，對每股盈餘之檢定是不適合的，本研究依據 Thomas (1989) 作法，檢測每股盈餘最右邊第一位數字，即小數點第二位數，其期望機率計算係假設每股盈餘數字為平穩化分配，以特定每股盈餘數字鄰近二個數字之樣本機率平均數，作為特定每股盈餘之期望機率，如每股盈餘為\$5.12，其發生之期望機率為\$5.13 及\$5.11 樣本機率的平均數。

3.2.2 檢定

先計算每個特定每股盈餘數字其樣本機率與期望機率之偏差率，計算如下：

$$\text{偏差率} = 100 \times (p - p_0 / p_0),$$

p ：樣本機率，

p_0 ：期望機率。

再對特定最右邊數字之樣本偏差率作中位數之符號檢定及 Wilcoxon 等級符號檢定，如：最右邊數字為 9 之樣本偏差率，包括 \$0.09、\$0.19、\$0.29……等數字之偏差率，以上述偏差率之中位數作檢定，檢測最右邊數字為「9」之偏差率之中位數是否顯著不同於 0。在正每股盈餘方面，主要檢測最右邊數字為「0」之每股盈餘數字，其偏差率中位數是否顯著高於 0；最右邊數字為「9」之每股盈餘數字，其偏差率中位數是否顯著低於 0。反之，負每股盈餘方面，主要檢測最右邊數字為「0」之每股盈餘數字，其偏差率中位數是否顯著低於 0；最右邊數字為「9」之每股盈餘數字，其偏差率中位數是否顯著高於 0。

3.3 變數定義

3.3.1 裁決性應計項目

目前估計裁決性應計項目常用模型有五種：Healy Model (1985)、DeAngelo Model (1986)、Jones Model (1991)、Industry Model (Dechow *et al.*, 1995) 及修正 Jones 模式 (Dechow *et al.*, 1995)。Dechow *et al.* (1995) 發現修正 Jones 模式檢定力最佳。本研究之裁決性應計項目¹採總應計觀念，總應計盈餘為當期盈餘與現金流量間差異，再依橫斷面產業別修正 Jones 模式將總應計盈餘分為裁決性應計盈餘及非裁決性應計盈餘，由於部份產業家數不多，為增加估計模式的樣本量，本研究參照金成隆等 (1999) 作法，以同產業每兩年為一單位，依各產業資料估計下列 (1) 式：

$$TA_{it}/A_{it} = \alpha_{it}(1/A_{it-1}) + \beta_{it}[(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it})/A_{it-1}] + \gamma_{it}(PPE_{it}/A_{it-1}) + \omega_{it}, \quad (1)$$

¹目前估計裁決性應計項目常用模型有五種：Healy Model (1985)、DeAngelo Model (1986)、Jones Model (1991)、Industry Model (Dechow *et al.*, 1991) 及修正 Jones 模式 (Dechow *et al.*, 1995)。Dechow *et al.*, (1995) 發現修正 Jones 模式檢定力最佳。

TA_{it} = i 公司第 t 期實際總應計項目，
 ΔREV_{it} = i 公司第 t 期實際營業收入淨變動數，
 ΔAR_{it} = i 公司第 t 期應收帳款變動數，
 PPE_{it} = i 公司第 t 期折舊性固定資產毛額，
 A_{it-1} = i 公司第 t 期期初總資產。

依產業別分組以最小平方方法估計 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 及 $\hat{\gamma}_i$ ，求出各產業的 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 及 $\hat{\gamma}_i$ ，將個別公司資料代入回方程式 (1)，得出個別公司的非裁決性應計項目估計數，再將總應計與非裁決性應計估計數相減，其差額即為各期裁決性應計項目 (DA_{it})，計算如 (2) 式：

$$DA_{it} = TA_{it} / A_{it} - \left[\hat{\alpha}_i (1 / A_{it-1}) + \hat{\beta}_i [(\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}) / A_{it-1} + \hat{\gamma}_i (PPE_{it} / A_{it-1})] \right], \quad (2)$$

總應計項目的計算，本文採 Jones (1991) 作法，定義總應計盈餘為當期盈餘與現金流量間差異，以 (3) 式來衡量，

$$TA_{it} = \Delta CA_{it} - \Delta CL_{it} - \Delta CASH_{it} + \Delta CLD_{it} - DFA_{it} + \Delta TP_{it}. \quad (3)$$

其中， TA_{it} ：為 i 公司第 t 期之總應計項目； ΔCA_{it} ：為 i 公司第 t 期之流動資產變動數； ΔCL_{it} ：為 i 公司第 t 期之流動負債變動數； $\Delta CASH_{it}$ ：為 i 公司第 t 期之現金變動數； ΔCLD_{it} ：為 i 公司第 t 期一年內到期之長期負債變動數； DFA_{it} ：為 i 公司第 t 期折舊及折耗費用； ΔTP_{it} ：為 i 公司第 t 期應付所得稅增加數。因為總應計金額大小受到公司規模影響，為消除規模因素，故將應計項目除以各公司前一年度之年底總資產。

3.3.2 盈餘管理成本

有關盈餘管理成本之衡量，本研究採用 Burgstahler and Dichev (1997) 的作法，將營運資金應計項目分為二部份，即流動資產及流動負債，以期初流動資產除以市值及期初流動負債除以市值，作為盈餘管理成本的代理變數，預期流動資產及流動負債水準越大時，盈餘操縱成本越低，盈餘管理的動機越強，盈餘管理超過數字認知參考點的現象越顯著。

3.4 研究樣本與資料來源

本研究主要樣本為民國 90 年至 95 年台灣上市櫃公司及興櫃公司為研究對象，資料來源台灣經濟新報社 (TEJ) 之非常損益及停業部門損益前之年稅前淨利 (以下稱為稅前淨利)、年稅前每股盈餘 (以下稱為每股盈餘) 及年稅後淨利 (以下稱為稅後淨利)。樣本期間上市櫃公司稅前淨利共 7210 筆，參照 Caneghem (2004) 的作法，刪除個位數的盈餘數字 5 個樣本，最終樣本為 7205 筆，其中正盈餘 5688 筆，負盈餘 1517 筆。興櫃公司非常損益及停業部門損益前之稅前淨利樣本為 1416 筆，其中個位數的盈餘數字 0 個樣本，正盈餘 1165 筆，負盈餘 251 筆。

每股盈餘方面，樣本期間上市櫃公司每股盈餘共 7204 筆，去除相關變數資料不全共 21 筆，其中正每股盈餘為 5607 筆，負每股盈餘為 1576 筆，每股盈餘數字為零的是 0 筆。興櫃公司每股盈餘共 1408 筆，去除相關變數資料不全共 5 筆，其中正每股盈餘 1033 筆，負每股盈餘 370 筆。

另稅後淨利方面，本研究僅檢測上市櫃公司，未包括興櫃公司。樣本期間台灣上市櫃公司之稅後淨利 7210 筆，並參照 Caneghem (2004) 的作法，刪除個位數的盈餘數字 2 個樣本，最終樣本共 7208 筆，其中正稅後淨利 5698 筆，負稅後淨利 1510 筆。

4 實證結果與分析

4.1 實證結果

4.1.1 盈餘數字實證結果

表 1 為民國 86 年至 91 年上市櫃公司正稅前淨利、上市櫃公司負稅前淨利及興櫃公司正稅前淨利之第二位數機率分配表，結果顯示上市櫃公司正稅前淨利第二位數為 0 的樣本機率顯著較期望機率高 0.0248，Z 值為 4.98，顯著水準小於百分之一；第二位數為 9 的樣本機率顯著低於期望機率，樣本機率較期望機率低 -0.0076，Z 值為 2.04，顯著水準低於百分之五，支持本研究假說 1，盈餘數字調整進位的現象是存在的。

上市櫃公司負稅前淨利第二位數為 9 的樣本機率顯著較期望機率高

0.0022，Z 值為 2.39，顯著水準低於百分之一，但第二位數為 0 的樣本機率與期望機率並無顯著差異，亦支持管理當局有將負盈餘數字維持在認知點「 $-N \times 10$ 的 K 次方」以上的現象，例如：盈餘數字 $-\$100,000$ 調整至 $-\$99,999$ 或 $-\$310,000$ 調整至 $-\$299,800$ 等現象，但相較於正稅前淨利，負稅前淨利調整進位的現象較不明顯，支持本研究假說 2，負盈餘相較於正盈餘，其與股價間的關係較小，故管理當局盈餘調整動機較少，盈餘管理超過認知點的情況較不顯著。

興櫃公司正稅前淨利方面，第二位數為 0 的樣本機率顯著較期望機率高 0.0323，Z 值為 3.06，顯著水準低於百分之一，但第二位數為 9 的樣本機率與期望機率並無顯著差異。將上市櫃公司結果與興櫃公司作比較，興櫃公司盈餘調整進位的現象較不顯著，支持假說 5，由於興櫃公司，股權較上市櫃公司集中，投資者較不仰賴盈餘基礎的標竿以衡量公司價值，故管理當局盈餘管理動機較弱，盈餘數字調整進位的現象較不顯著。

表 1：稅前淨利第二位數字機率分配表

第二位 數 字	期 望 機 率	上市櫃公司正稅前淨 利 (樣本 5688 筆)		上市櫃公司負稅前淨 利 (樣本 1517 筆)		興櫃公司正稅前淨利 (樣本 1165 筆)	
		差異	Z 值	差異	Z 值	差異	Z 值
0	0.1197	0.0251	5.01***	-0.0113	1.18	0.0399	3.46***
1	0.1139	-0.0035	0.85	-0.0003	0.03	-0.0265	3.00***
2	0.1088	0.0015	0.37	-0.0011	0.04	-0.0014	0.11
3	0.1043	0.0003	0.12	-0.0191	2.27**	0.0055	0.59
4	0.1003	-0.007	1.76*	-0.0127	1.59	-0.0102	1.10
5	0.0967	0.0059	1.42	0.0033	0.06	0.0078	0.81
6	0.0934	-0.0007	0.15	0.0087	0.72	-0.0033	0.35
7	0.0904	-0.0101	2.64***	-0.0007	0.08	0.0112	1.32
8	0.0876	-0.0044	0.75	0.0039	0.41	-0.0244	3.40***
9	0.0850	-0.0088	2.65**	0.0025	2.41***	0.0056	0.68

*** 顯著水準百分之一，** 顯著水準百分之五，* 顯著水準百分之十。
樣本機率與期望機率之差異： $|p - p_0|$ 。

表 1 為假說 3 的檢定結果，研究樣本為上市櫃公司正稅前淨利，上市櫃公司正稅前淨利 5688 筆，去除計算裁決性應計資料不全的樣本 104 筆，樣本共 5584 筆。將上市櫃公司依裁決性應計盈餘水準由大至小排序分為五個樣本大小相同的組合，每組樣本 1117 筆。可裁決應計最大百分之廿樣本公司，其稅前淨

利第二位數為 0 的機率，樣本機率高於期望機率 0.0340，Z 值為 3.46，顯著水準小於百分之一，但第二位數為 9 的樣本機率低於期望機率 0.0054，Z 值為 1.81，顯著水準小於百分之十；可裁決應計最大百分之四十至百分之六十樣本公司，稅前淨利第二位數為 0 的機率，樣本機率高於期望機率 0.00192，Z 值為 1.94，顯著水準低於百分之十，第二位數為 9 的機率，樣本機率低於期望機率 0.0034，Z 值為 1.07；而可裁決應計最小百分之廿樣本公司，無論第二位數為 0 或 9，樣本機率與期望機率差異皆不顯著。實證結果支持本研究假說 3，裁決性應計項目水準越大，盈餘調整進位現象越顯著；由於裁決性應計一向被會計研究者定義為盈餘管理程度的衡量變數，表 1 結果提供管理當局使用裁決性應計項目將盈餘調整進位的證據。

表 2：上市櫃公司依可裁決應計大小分組樣本之正稅前淨利第二位數字機率分配表

		第二位數字	
		0	9
可裁決應計最大百分之廿之	差異	0.0340	-0.0090
樣本公司 (樣本 1117 筆)	期望機率	0.1197	0.0850
	Z 值	3.46***	1.81*
可裁決應計最大百分之四十	差異	0.0192	-0.0034
至百分之六十之樣本公司	期望機率	0.1197	0.085
(樣本 1117 筆)	Z 值	1.94*	1.07
可裁決應計最小百分之廿之	差異	0.0079	-0.0023
樣本公司 (樣本 1117 筆)	期望機率	0.1197	0.0850
	Z 值	0.77	0.68

***顯著水準百分之一，**顯著水準百分之五，*顯著水準百分之十。

表 3 為假說 4 的檢測結果，研究樣本為上市櫃公司正稅前淨利，上市櫃公司正稅前淨利 5688 筆，去除計算流動資產水準資料不全的樣本 49 筆，共 5639 筆。係將樣本公司之期初流動資產除以市值後，由大至小排序分為五個樣本大小相同的組合，每組樣本 1128 筆，以流動資產水準最大及最小百分之廿之組合為列表資料，流動資產水準最大百分之廿樣本公司之稅前淨利第二位數，為 0 的樣本機率顯著較期望機率高 0.0311，Z 值為 3.16，顯著水準低於百分之一，第二位數為 9 的樣本機率低於期望機率-0.0051，顯著水準低於百分之十。流動資產水準最小百分之廿樣本公司之稅前淨利第二位數，為 0 的樣本機率高於期望機率 0.0192，Z 值為 1.94，顯著水準低於百分之十，為 9 的樣本機率與期望

機率皆無顯著差異，表 3 結果支持本研究第四個假說，流動資產水準越大，盈餘操縱成本越低，盈餘數字調整超過認知點的現象越顯著。

表 3：依流動資產水準大小分組樣本之正稅前淨利第二位數字機率分配表

		第二位數字	
		0	9
流動資產水準最大百分	差異	0.0311	-0.0051
之廿之樣本公司 (樣本	期望機率	0.1197	0.0850
1128 筆)	Z 值	3.16***	1.68*
流動資產水準最小百分	差異	0.0192	-0.0023
之廿之樣本公司 (樣本	期望機率	0.1197	0.0850
1128 筆)	Z 值	1.94*	0.42

***顯著水準百分之一，**顯著水準百分之五，*顯著水準百分之十。

表 4 與表 3 類似，但以流動負債水準排序，研究樣本為上市櫃公司正稅前淨利，上市櫃公司正稅前淨利 5688 筆，去除計算流動負債水準資料不全的樣本 53 筆，樣本共 5635 筆。將樣本公司之期初流動負債除以市值後，由大至小排序分為五個樣本大小相同的組合，每組樣本 1127 筆，以流動負債水準最大及最小百分之廿之組合為列表資料，結果與表 3 類似，流動負債水準最大百分之廿樣本公司之稅前淨利第二位數，為 0 的樣本機率顯著較期望機率高 0.03，Z 值為 3.06，顯著水準低於百分之一，但第二位數為 9 的樣本機率卻未顯著較低。流動負債水準最小百分之廿樣本公司之稅前淨利第二位數，為 0 及 9 的樣本機率與期望機率皆無顯著差異，亦支持本研究第四個假說，流動負債水準越大，盈餘操縱成本越低，盈餘數字調整超過認知點的現象越顯著。

表 4：依流動負債水準大小分組樣本之正稅前淨利第二位數字機率分配表

		第二位數字	
		0	9
流動負債水準最大百	差異	0.030	-0.0044
分之廿樣本公司 (樣	期望機率	0.1197	0.0850
本 1127 筆)	Z 值	3.06***	1.45
流動負債水準最小百	差異	0.0151	-0.0016
分之廿樣本公司 (樣	期望機率	0.1197	0.0850
本 1127 筆)	Z 值	1.01	0.42

***顯著水準百分之一，**顯著水準百分之五，*顯著水準百分之十。

4.1.2 每股盈餘實證結果

表 5 為民國 90 年至 95 年所有上市櫃公司正的每股盈餘、負每股盈餘及興櫃公司正每股盈餘最右邊第一位數機率分配表，結果顯示每股盈餘最右邊第一位數為 0 樣本機率高於期望機率，其偏差率中位數為 10.38，Wilcoxon 等級符號檢定 p 值為 0.03，顯著水準低於百分之五；整體而言，管理當局有將每股盈餘調整超過認知點「**.*0」以上的現象，支持假說 1，每股盈餘由\$1.99 調整至\$2.00 或\$6.79 調整至\$6.80 等現象是存在的。上市櫃公司負每股盈餘及興櫃公司正每股盈餘方面，最右邊第一位數為 9 及 0 的樣本機率與期望機率無顯著差異，因此，上市櫃負每股盈餘及興櫃公司正每股盈餘，相較於上市櫃公司正每股盈餘，調整進位情況較不顯著，支持本研究假說 2，即負盈餘相較於正盈餘，盈餘管理超過數字認知參考點現象較不顯著；亦支持假說 5，上市櫃公司相較於興櫃公司，盈餘管理超過數字認知參考點的現象較為顯著。

表 5：每股盈餘最右邊第一位數字機率分配表

每股盈餘最 右邊第一位 數 (小數點 第二位)	上市櫃公司正每股盈餘 (樣本 5607 筆)		上市櫃公司負每股盈餘 (樣本 1576 筆)		興櫃公司正每股盈餘 (樣本 1033 筆)	
	偏差率 中位數	p 值 ²	偏差率 中位數	p 值	偏差率 中位數	p 值
0	33.33	0.02**	24.00	0.29	30.00	0.06*
1	4.98	0.25	0.00	0.91	0.00	0.82
2	5.67	0.24	22.22	0.21	-36.43	0.09*
3	2.69	0.011*	0.01	0.76	-1.03	0.22
4	3.72	0.54	-24.68	0.65	-20.00	0.65
5	5.22	0.79	-8.13	0.08*	-33.33	0.22
6	-24.56	0.08*	-10.56	0.62	0.00	0.71
7	12.45	0.04**	19.00	0.07*	-7.27	0.88
8	-7.71	0.41	-11.25	0.87	-32.33	0.19
9	-20.33	0.16	-4.33	0.69	-19.77	0.78

***顯著水準百分之一，**顯著水準百分之五，*顯著水準百分之十。

表 6 與表 1 類似，將樣本公司裁決性應計盈餘水準由大至小排序分為五個

² Wilcoxon 等級符號檢定 p 值，檢定偏差率之中位數是否顯著不同於 0。

樣本大小相同的組合，研究樣本為上市櫃公司正每股盈餘，共 5687 筆，去除計算可裁決應計項目資料不全的樣本 106 筆，共 5581 筆。裁決性應計盈餘水準排序最大百分之二十及最小百分之二十樣本公司組合，每組樣本 1116 筆，最大百分之二十的組合中，正每股盈餘最右邊第一位數為 0 的樣本機率顯著較期望機率高，而最小百分之二十的組合中，最右邊第一位數為 0 及 9 的樣本機率與期望機率，皆未有顯著差異。因此每股盈餘方面，假說 3 被支持。

表 6：依可裁決應計大小分組樣本之正每股盈餘最右邊第一位數字機率分配表

		最右邊第一位數字	
		0	9
可裁決應計最大百分	偏差率中位數	31.42	0.00
之廿樣本公司	p 值	0.09*	0.36
(樣本 1116 筆)			
可裁決應計最小百分	偏差率中位數	0.00	-12.00
之廿樣本公司	p 值	0.78	0.11
(樣本 1116 筆)			

***顯著水準百分之一，**顯著水準百分之五，*顯著水準百分之十。

表 7 與表 3 類似，將樣本公司以流動資產水準由大至小排序分為五個樣本大小相同的組合，研究樣本為上市櫃公司，正每股盈餘共 5687 筆，去除計算流動資產水準資料不全的樣本 41 筆，共 5646 筆。流動資產水準最大百分之二十及最小百分之二十樣本公司組合中，每組樣本 1129 筆，最大百分之二十樣本公司組合最右邊第一位數為 0 的樣本機率與期望機率有顯著差異，其偏差率中位數為 42，Wilcoxon 等級符號檢定 p 值為 0.06，最右邊第一位數為 9 的樣本機率亦較期望機率低，符號檢定及 Wilcoxon 等級符號檢定之 p 值皆小於 0.05，而最小百分之二十樣本公司的樣本機率與期望機率無顯著差異假說 4 得到支持。

表 8 與表 4 類似，將樣本公司以流動負債水準由大至小排序分為五個樣本大小相同的組合，研究樣本為上市櫃公司正每股盈餘 5687 筆，去除計算流動負債水準資料不全的樣本 51 筆，共 5636 筆。流動負債水準最大百分之二十及最小百分之二十樣本公司組合中，每組樣本 1127 筆，最大百分之二十的組合中，最右邊第一位數為 0 的樣本機率較期望機率高 30.34，符號檢定及 Wilcoxon 等級符號檢定之 p 值皆小於 0.10，最右邊第一位數為 9 的樣本機率亦較期望機率低，符號檢定及 Wilcoxon 等級符號檢定之 p 值皆小於 0.05，反之，在最小百分之二十組合中，明顯未有機率偏高或偏低的現象，本研究第四個假說亦得到支持。

表 7：依流動資產水準大小分組樣本之正每股盈餘最右邊第一位數字機率分配表

		最右邊第一位數	
		0	9
流動資產水準最大	偏差率中位數	42.00	-58.22
百分之廿樣本公司 (樣本 1129 筆)	p 值	0.06*	0.02**
流動資產水準最小	偏差率中位數	0.00	-21.56
百分之廿樣本公司 (樣本 1129 筆)	p 值	0.13	0.22

***顯著水準百分之一，**顯著水準百分之五，*顯著水準百分之十。

表 8：依流動負債水準大小分組樣本之正每股盈餘最右邊第一位數字機率分配表

		最右邊第一位數	
		0	9
流動負債水準最大百分之廿	偏差率中位數	30.34	-92.00
樣本公司 (樣本 1127 筆)	p 值	0.08*	0.01***
流動負債水準最小百分之廿	偏差率中位數	-1.33	-45.92
樣本公司 (樣本 1127 筆)	p 值	0.21	0.15

***顯著水準百分之一，**顯著水準百分之五，*顯著水準百分之十。

上述表 1 至表 8 為稅前淨利及稅前每股盈餘之實證結果，支持盈餘管理調整進位的現象，與 Thomas (1989) 的發現相同，除淨利外，每股盈餘亦為被調整進位的對象。另外，假說 2、假說 3、假說 4 及假說 5 亦得到支持，證實盈餘管理程度越高、盈餘操縱成本越低，該現象越顯著；負盈餘相較於正盈餘，此現象較不顯著；且與櫃公司相較於上市櫃公司，此現象亦較不顯著。

本研究再以正稅後淨利為樣本，共 5698 筆，作法同稅前淨利，結果列示於表 9，顯示盈餘數字中第二位數為 0 的樣本機率未顯著高於期望機率，樣本機率與期望機差異為 0.0004，Z 值為 0.07；盈餘數字中第二位數為 9 的樣本機率未顯著低於期望機率，樣本機率較期望機率低-0.0017，Z 值為 1.32，未發現盈餘管理調整進位的現象；本研究進一步將稅後淨利依裁決性應計、期初流動資產及期初流動負債水準，由大至小排序分為五個樣本大小相同的組合，依表 1 至表 5 的方式進行實證，結果本文並未列表，發現無法支持假說 3 及假說 4。

本研究認為，稅後淨利相較稅前淨利結果較不顯著原因，可能由於稅前淨利未考慮稅率、政府租稅減免政策、轉投資事業的賦稅影響等賦稅問題，以及

未考慮非常項目、會計盈餘變動累積影響數及停業部門損益的盈餘等非本業相關因素，因此稅前淨利相較於稅後淨利，與公司本業較為相關，較受到投資人注目，且影響稅前淨利的因素較少（如賦稅問題），較容易操弄。此外，稅前淨利以及稅前每股盈餘相較於稅後淨利較早公布，具較多的資訊內涵，為投資者較重視的績效指標。因此，管理較重視與稅前盈餘數字，較不重視稅後盈餘數字。

表 9：上市櫃正稅後淨利第二位數字機率分配表

	第二位數字	
	0	9
差異	0.0004	-0.0017
期望機率	0.1197	0.0850
Z 值	0.07	1.32

(樣本 5698 筆)

*** 顯著水準百分之一，** 顯著水準百分之五，* 顯著水準百分之十。

5 結論

本研究結果發現，管理當局有將正盈餘維持在「 $N \times 10$ 的 K 次方」認知點以上的現象，即盈餘數字第二位數為 0 的機率較期望機率高，為 9 的機率較期望機率低；正每股盈餘亦有維持在「 $** \cdot *0$ 」以上的現象，即正每股盈餘最右邊第一位數為 0 的機率較期望機率高，為 9 的機率較期望機率低，上述結果與 Thomas (1989) 結果相同。負盈餘方面，管理當局有將盈餘維持在「 $-N \times 10$ 的 K 次方」認知點以上的現象，但負盈餘相較於正盈餘，其盈餘管理超過認知點現象較不顯著，主要係負盈餘相較於正盈餘，與股價的關聯較小，管理當局透過盈餘數字的操縱以影響市場預期的動機較小，故管理當局盈餘管理動機較低。

由研究結果發現，台灣人與西方人對數字認知的行為大致相同，管理當局同樣有著整數進位現象，甚至西方人對負盈餘數字認知行為更甚於台灣 (Thomas 對美國司作的研究顯示，負盈餘第二位數為 9 的機率較本研究顯著)。這也解釋為何西方世界盈餘操縱研究一直為會計研究主流，以及西方世界公司作假帳之嚴重並不亞於台灣。美國安隆案除了讓投資人對於企業的盈餘公布失去信心，也是其對董監事的監督能力感到懷疑。針對安隆案，美國國會在事件發生後，迅速通過沙賓法案 (Sarbanes-Oxley Act)。這也是最近台灣在美國的安

隆案或台灣博達案相繼發生後，快速對公司治理及對會計師業務進行必要改革，使得上市櫃公司之簽證會計師，都更為謹慎小心。

本研究進一步探討管理當局是否使用裁決性應計項目及盈餘管理成本較低的營運資金，以達成盈餘數字超過數字認知參考點的目標。實證結果發現，在稅前淨利與每股盈餘方面，裁決性應計項目水準越大的公司，盈餘管理超過認知點的現象越顯著，且公司盈餘管理操縱成本越小，即營運資金應計項目水準越高時，盈餘管理超過認知點的現象越顯著。稅後淨利方面未有相同的實證結果，可能係稅前淨利與公司本業較為相關，稅前淨利未涉及複雜的賦稅問題，管理當局較容易操弄；且稅前淨利較稅後淨利先公布，市場對稅前盈餘數字會先行反應，對稅前淨利較為重視，較不重視稅後盈餘，以致管理當局盈餘管理動機不同。另興櫃公司亦存在盈餘管理超過認知點的現象，但相較於上市櫃公司，由於股權較集中，股東人數較少且大部份主要股東皆參與公司的管理及營運決策，故興櫃公司之股東有較豐富的資訊，較不需仰賴盈餘基礎的標竿以評價公司，故此現象較上市櫃公司不顯著。

本研究證實台灣企業管理當局有將盈餘數字維持在「 $N*10$ 的 K 次方」以上的盈餘管理行為，管理當局在盈餘操縱時，會考慮到人的認知行為，以人的數字認知參考點作為盈餘管理的門檻，如同認知心理學家所言，人往往對數字的第一位數印象較為深刻，故管理當局會參考人對數字的認知，重視盈餘數字的第一位數，將盈餘數字調整進位。本研究的實證結果，可給投資人參考，當公司財務報表盈餘數字第二位數為 0 時，投資者需注意此現象可能為管理當局盈餘管理後的結果。

本研究主要針對年稅前淨利及稅後每股盈餘作檢測，未來研究者可再對台灣上市櫃及興櫃公司之季盈餘深入探討；另本研究亦未對產業效果作實證，未來可再探討高成長產業與傳統產業間存在此現象的差異性，及高法人持股產業與低法人持股產業間此現象的差異，作更進一步的分析。

參考文獻

- 金成隆、林修葳、張永芳 (1999)，強制性財務預測誤差與盈餘管理關係：20% 門檻限制影響之研究，《中國財務學刊》，7，59-96。
- 李錦樹 (2006)，發行可轉換公司債對會計盈餘數字調整進位之影響，中央大學財務金融學系碩士在職專班碩士論文。
- 楊朝旭、吳幸蓁 (2003)，總經理薪酬績效敏感性、績效門檻與盈餘管理關聯性

之研究，《會計評論》，36，55-87。

- Barth, M., J. Elliot, and M. Finn, (1999), "Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings," *Journal of Accounting Research*, 37, 387-413.
- Basu, S., (1997), "The Conservatism Principal and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
- Beatty, A. L., and D. Harris., (1999), "The Effects of Taxes, Agency Costs and Information Asymmetry on Earnings Management: A Comparison of Public and Private Firms," *The Review of Accounting Studies*, 4, 299-326.
- Beatty, A., B. Ke, and K. R. Petroni, (2002), "Earnings Management to Avoid Earnings Declines Across Publicly and Privately Held Banks," *The Accounting Review*, 77, 547-570.
- Benford, F., (1938), "The Law of Anomalous Numbers," *Proceedings of the American Philosophical Society*, 78, 551-572.
- Burgstahlar, D. and I. Dichev, (1997), "Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 99-126.
- Carslaw, C. A. P. N., (1988), "Anomalies in Income Numbers: Evidence of Goal Oriented Behavior," *The Accounting Review*, 63, 321-327.
- Caneghem, T. V., (2002), "Earnings Management Induced by Cognitive Reference Points," *British Accounting Review*, 34, 167-178.
- Caneghem, T. V., (2004), "The Impact of Audit Quality on Earnings Rounding-up Behaviour: Some UK Evidence," *European Accounting Review*, 13, 771-786.
- DeAngelo, L. E., (1986), "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders," *The Accounting Review*, 61, 400-420.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. Skinner, (1996), "Reversal of Fortune: Dividend Policy and the Disappearance of Sustained Earnings Growth," *Journal of Financial Economics*, 40, 341-371.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney, (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- DeFond, M. L. and J. Jiambalvo, (1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 145-176.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser, (1999), "Earnings Management to Exceed

- Thresholds,” *Journal of Business*, 72, 1-33.
- Feller, W., (1966), *An Introduction to Probability Theory and Its Applications II*, 2nd edition, J. Wiley and Sons, 62-63.
- Gabor, A. and C. W. J. Granger, (1966), “Price as an Indicator of Quality: Report on An Enquiry,” *Economica*, 33, 43-70.
- Gaver, J. J., K. M. Gaver, and J. R. Austin, (1995), “Additional Evidence on Bonus Plans and Income Management,” *Journal of Accounting and Economics*, 19, 3-28.
- Guidry, F., A. J. Leone, and S. Rock, (1999), “Earnings-Based Bonus Plans and Earnings Management by Business-Unit Managers,” *Journal of Accounting and Economics*, 26, 113-142.
- Hayn, C., (1995), “The Information Content of Losses,” *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125-153.
- Healy, P. M., (1985), “The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions,” *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85-107.
- Holthausen, R. W., D. F. Larcker, and R. G. Sloan, (1995), “Annual Bonus Schemes and the Manipulation of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 19, 29-74.
- Jones, J., (1991), “Earnings Management during Import Relief Investigations,” *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Kahneman, D. and A. Tversky, (1979), “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,” *Econometrica*, 47, 263-291.
- Kaszniak, R., (1999), “On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management,” *Journal of Accounting Research*, 37, 57-81.
- Ke, B., K. Petroni, and A. Saffieddine, (1999), “Ownership Concentration and Sensitivity of Executive Pay to Accounting Performance Measures: Evidence from Publicly and Privately-Held Insurance Companies,” *Journal of Accounting and Economics*, 28, 185-209.
- Matsumoto, D. A., (2002), “Management’s Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises,” *The Accounting Review*, 77, 483-514.
- Newcomb, S., (1881), “Note on the Frequency of Use of The Different Digits in Natural Numbers,” *American Journal of Mathematic*, 4, 39-40.
- Payne, J. L. and S. G. Robb, (2000), “Earnings Management: The Effect of Ex Ante

- Earnings Expectations,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 15, 971-392.
- Puffer, S. M. and J. B. Weintrop, (1991), “Corporate Performance and CEO Turnover: The Role of Performance Expectations,” *Administrative Science Quarterly*, 36, 1-19.
- Rosch, E., (1975), “Cognitive Reference Points,” *Cognitive Psychology*, 534-547.
- Skinner, D. J. and R. G. Sloan, (2001), “Earnings Surprises, Growth Expectations and Stock Return or Don’t Let a Torpedo Stock Sink Your Portfolio,” *Working Paper*, University of Michigan, Ann Arbor, MI.
- Thomas, J. K., (1989), “Unusual Patterns in Reported Earnings,” *The Accounting Review*, 64, 773-787.

Earnings Rounding-up Behavior and Earnings Management

Kuang-Ku Chen

Department of Accountancy, National Changhua of Education University, Taiwan

Kuo-Chih Cheng

Department of Accounting Information, Kun-Shan University of Technology, Taiwan

Mei-Ling Yang

Department of Accountancy, National Cheng Kung University, Taiwan

and

Accounting Information Department, Shih Chien University, Taiwan

Shao-Hsi Chung

Mei-ho Institution of Technology, Department of Public Finance, Taiwan

This research starts with the assumption that, in Taiwanese companies listed as “Emerging,” earnings are manipulated to surpass a cognitive reference point denoted by 「 $N \cdot 10^k$ 」, as has been documented by Carlsaw (1988) and Thomas (1989). This paper investigates whether similar manipulation exists in companies listed as TSEC and TOC listed as well. Furthermore, we extend Carlsaw’s (1988) and Thomas’s (1989) research by examining whether managers manipulate discretionary accruals (DAs) and working capital items, representing relatively low earnings management costs to make earnings exceed such a cognitive reference point. The result shows that the listed companies of Taiwan manipulate earnings to surpass this cognitive reference point. However, this phenomenon is less significant for negative earnings than it is for positive earnings. This phenomenon is even more significant for listed companies than for emerging companies. Finally, the higher the levels of DA and working capital are, the more significant such phenomena are; this implies that DA and working capital items are used to round up earnings, and managers report earnings numbers that exceed the cognitive reference point.

Keywords: earnings management, number cognitive, discretionary accruals,
rounding earnings numbers

JEL classification: G39, M41