

# 以新上市公司樣本探討店頭市場開放信用交易對其股價波動性及效率性之影響

龔尚智\* 吳其昌\*\*

\*輔仁大學金融研究所

\*\*第一商業銀行行員

(收稿日期：87 年 9 月 24 日；第一次修正：87 年 10 月 28 日；

接受刊登日期：87 年 12 月 15 日)

## 摘要

店頭市場是台灣新興的資本市場，主要是協助中小企業在資本市場籌資。由於擔心開放信用交易會導致股價大幅波動，因此政府官員對店頭市場至今仍未開放信用交易。本文即在探討信用交易開放後，對股價的波動性及效率性是否有顯著不同。本文採用與店頭市場特色相近的 90 家新上市公司作研究樣本，以 Modified Levene 統計量及 switching GARCH 兩種方法來檢定，實證結果顯示：(1)無論以 Modified Levene 或 switching GARCH 方法檢定，在信用交易開放前後，大部份公司股價，波動性均無顯著變化。(2)信用交易開放後，股價波動性變大的公司大部份集中在電子業與建築業，而與公司規模、董監事持股、公司獲利及股價穩定性無關。(3)信用交易開放後，大部份公司效率性無顯著不同。

關鍵詞彙：店頭市場，信用交易，波動性，效率性

## 壹 前言

我國店頭市場源自民國四十年左右，交易標的主要以四大公司的股票為主，而當時並無正式組織對證券交易做任何管理，其後由於集中市場在民國 51 年建制完成，店頭市場遂遭明令禁止，自此未上市股票全面地下化而由家庭式的盤商撮合交易，假造證券及違約交割案件時有所聞，投資人無法受到應有保障，為使未上市公司發行的證券有一流通場所，並保障投資人權益及活絡公債買賣，政府遂於民國 71 年重開店頭市場，初期僅開放債券買賣，而正式開放股票則是在民國 78 年，由台北市證券商同業公會負責店頭市場相關業務，由於制度設計偏重防弊致使流通性不佳，公司申請上櫃意願低落。至民國 83 年 6 月為止，上櫃總家數僅 11 家，資本額僅 40 億元。

自民國 83 年店頭市場由「櫃檯買賣服務中心」改制為「財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心」之後，因等價成交系統及款券圈存制度設計不良，致使上櫃股票仍難擺脫冷凍櫃及不動產的惡名。在各方的建議之下，店頭市場遂於 84 年 9 月 18 日正式廢除等價成交系統及款項圈存。在新制實施之後，店頭市

場價量齊揚，截至民國八十六年底，上櫃家數已將達百家以上，資本額約三千億元，相當於集中市場的七分之一，總市值逾 1.1 兆元，規模分別為集中市場的 16%與 11%，然而周轉率卻僅達集中市場的二分之一，詳見表一。此種低流動性使機構法人介入的意願降低，長期而言對中小企業集資非常不利。

而在美國店頭市場則甚為活絡，其最大的功臣首推信用交易的開放。1969 年 7 月美國證券交易法規則 T 首次將店頭市場股票納入信用交易範圍，該法規定上櫃股票是否可信用交易，應由聯邦準備局依全國投資人之利益、市場之廣度及深度、發行人之特質及績效等因素決定之。

美國店頭市場 NASDAQ 交易活絡可由其證券周轉率看出，1993 至 1996 年為止，四年之平均周轉率為 194.25%遠較同期我國之 17.25%、日本之 35.61% 高出很多，詳見表二。由於信用交易可透過擴大證券的供給與需求使成交值增加，在總市值變化不大及其他條件不變的情況下，市場周轉率會隨成交值而增加，因此美國店頭市場活絡與開放信用交易有極密切的關係。

目前台灣店頭市場的改革也已進入緊鑼密鼓階段，除目前正在研擬廢除證券圈存並建立給付結算基金制度，財政部也擬於半年後推動信用交易。由於過去的文獻，大部份在探討已開放信用交易的集中市場其信用交易比率調整對股價波動性的影響，甚少探討開放信用交易前後股價波動性與效率性的變化，本文將對此議題加以研究，並進一步探討其波動性變化之原因。

表一 我國店頭市場與集中市場周轉率之比較

年度	上櫃			上市		
	成交值	總市值	周轉率	成交值	總市值	周轉率
78	1	1,352	0%	25,407,963	6,174,164	412%
79	1,180	8,366	14%	19,031,282	2,681,911	710%
80	464	10,520	4%	9,682,738	3,184,028	304%
81	671	9,787	7%	5,917,079	2,545,508	232%
82	649	9,608	7%	9,056,717	5,145,410	176%
83	568	26,916	2%	18,812,112	6,504,368	289%
84	2,796	245,732	1%	10,151,536	5,108,437	199%
85	453,509	768,712	59%	12,907,563	7,528,851	171%
86 (1-7)	1,659,859	1,187,713	140%	22,618,377	10,114,689	224%

資料來源：證交資料、證券櫃檯月刊

表二 中、美、日三國店頭市場周轉率之比較

年度	NASDAQ	日本店頭	我國店頭
' 93	170.6%	25.50%	6.75%
' 94	184.3%	36.90%	2.11%
' 95	206.7%	40.48%	1.14%
' 96	217.6%	39.58%	59.00%
平均	194.25%	35.62%	17.25%

資料來源：本研究整理

## 貳 文獻回顧

有關信用交易的議題早期集中在信用交易比率調整對股價報酬率的影響，方法多為事件研究法，而近年則專注於信用交易比率調整對股價波動的影響，而方法多所不同。

Moore (1966) 以供需模型檢定聯邦準備局 (Fed) 設定官方保證金是否為有效的政策，實證結果顯示信用交易是不穩定因素的前提並不成立，因此設定官方保證金未必可以降低股市波動。Douglas (1969) 及 Officer (1973) 均利用多元迴歸，檢定保證金調整與股價報酬波動之間的關係。實證結果均發現保證金比率調整與股價波動無顯著關係，故調整保證金比率是一無效的政策工具。

Luckett (1982) 批評 Moore 缺乏一般化的理論基礎，同時錯估了 Fed 設定官方保證金的目的，作者認為 Fed 設立官方保證金的目的在於避免 1929 年因大量累積持股及保證金追繳所造成的大崩盤效應。作者同時以保證金理論來檢定 Fed 設定官方保證金是否為有效的政策，實證結果發現實施官方保證金為一有效政策。

Schwert (1988a) 利用 VAR 模型，探討保證金比率調整與股價波動是否有相互影響的關係。而實證結果發現股價波動導致保證金比率的調整而非調整保證金比率導致股價波動，故調整保證金比率是一無效的政策工具。

Hardouvelis (1990) 則著重於保證金調整與超額波動 (excess volatility)、暫時性成分 (transitory component) 的關係。實證結果顯示保證金調高將可顯著的降低超額波動與暫時性組成，因此認為 Fed 調整保證金是一有效的政策。

Hsieh (1990) 分從短期與長期兩方面來觀察保證金調整與股價波動的關係。實證結果發現在長、短期大部分的情況之下保證金比率調整前後股價波動並無顯著不同。同時，作者又使用 Granger 因果關係檢定保證金調整與股價波動的因果關係，實證結果顯示股價波動顯著領先保證金調整，支持 Schwert (1988) 的看法。

相對於美國，部份亞洲國家保證金調整的次數十分頻繁，因此提供了較多的樣本。Lee and Yoo (1993) 針對台灣、日本、韓國等國研究，實證結果發現在日本保證金調整具有投機性效果。其餘在台灣、南韓、美國的資料中全部皆不顯著。在因果關係分析上，作者們採用 VAR 模型，實證結果發現保證金與股價波動不存在任何關係。

Hsu (1996) 認為台灣股票集中市場保證金的調整係依照類股的差異而有不同的調整時間與幅度，因此在探討指數波動性時應該區分第一類與第二類股。實證結果顯示短期並沒有一致的結論而長期保證金調整也與股價波動無關。此外作者也採用 VAR 模型以月資料檢定股價波動、報酬率、保證金及成交量之間的因果關係，實證結果發現，第一類股中保證金與股價波動相互獨立，而第二類股中股價波動受到保證金的影響。

至於國內文獻，王牲 (1992) 將信用交易比率調整細分為融資比率調整與融券保證金成數調整，並探討此二變數與股價波動之因果關係。結果發現，融資比率調整與融券保證金成數調整均不會導致股價波動，但股價波動卻會導致兩者比率的調整。

許哲源 (1993) 利用多元 logit 模型設定主管機關對調整融資比率與融券保證金成數之反應函數。實證結果僅日資料有較明確的結論，即落後一期的股票報酬率是促成主管機關調整融資比率及融券保證金成數的唯一顯著因素。

方晴 (1995) 研究證券信用交易比值與股價波動的因果關係，並找合理的信用交易比值區間。實證結果發現信用交易比值與股價波動互有因果關係。同時結果也顯示合理的信用交易比值應在 20%~30% 之間。

柳春成 (1996) 從投資組合的角度來分析調整融資融券比率政策的有效性。實證結果發現，以整體投資組合而言，調整證券信用交易比率對股市波動性影響不大。但若就組合中的個別證券而言，調整證券信用交易比率對股市波動性影響相當顯著。

由上述文獻回顧得知，所有國內的文獻均是在探討調整信用交易比率與股市波動性的關係，沒有文獻探討國內開放信用交易前後波動性與效率性的變

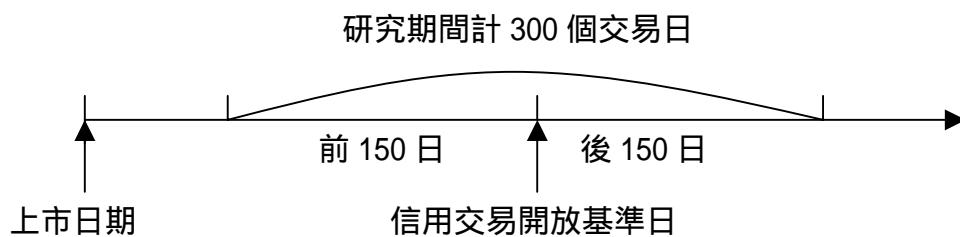
化。目前正值國內政府機關開到店頭市場信用交易，因此本文針對此加以研究並進一步探討影響波動性的因素，以供政府機關作決策之參考。

## 參 研究方法

### 一、資料來源與研究變數

由於店頭市場目前尚未開放信用交易，為評估開放後的店頭市場指數之波動性與效率性之變化，本文以臺灣證券交易所之得信用交易之新上市股為替代研究標的。

研究期間為民國八十二年二月十八日至八十六年五月三十日，新上市之公司必須符合：一、上市公司信用交易開放基準日前上市須滿 150 日個交易日。二、上市公司須於上市後 365 個交易日內提出信用交易申請並經核準交易。三、新股上市期間須介於民國八十二年初至八十五年底。符合以上條件者計有 90 個樣本。



至於資料來源，上市公司股價及加權指數資料取自工商時報資料庫，除權除息資料取自臺灣證券交易所發行之上市證券概況，上市日期及信用交易日期取自精業資訊系統。

文中超額報酬率係指利用市場模型求得的異常報酬率，其估計式如下所示：

$$a_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (1)$$

其中，

$R_{it}$ ：第  $i$  種證券第  $t$  期之報酬率

$R_{mt}$ ：第  $t$  期之市場報酬率

$\hat{\alpha}_i$  : 第 i 種證券之截距項之估計式

$\hat{\beta}_i$  : 第 i 種證券之風險係數之估計式

$e_{it}$  : 第 i 種證券之殘差項 (超額報酬)

而平均超額報酬率係指不同樣本間超額報酬率之平均數，亦即樣本之平均殘差項 AR (average residual)，如 (2) 式。

$$AR_t = \frac{\sum_{i=1}^n e_{it}}{n} \quad (2)$$

至於個別證券股價波動性之衡量如下：

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{T-1} \quad (3)$$

全體證券平均股價波動性之衡量如 (4) 式：

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (AR_t - \overline{AR})^2}{T-1} \quad (4)$$

## 二、實證模型

### (一)波動性檢定模型：

為觀察信用交易開放前後不同期間波動性之差異，本文將觀察期間區分為 150、120、90、60、30 日，並檢定不同期間之變異數在信用交易開放後是否有所不同，而文中檢定以 Modified Levene 統計量及 switching GARCH 兩種方法進行。現說明如下：

#### 1. Modified Levene 統計量

Brown and Forsythe 由實證資料發現，日報酬率資料並非常態分配，而 F 分配係假設母體為常態分配，因此利用 F 分配來檢定日報酬率可能會造成檢定結果的偏差，而 modified Levene 統計量較不受母體分配之限制，因此 Brown

and Forsythe 建議以 modified Levene 統計量檢定日報酬之變異數，未修正之 Levene 統計量  $W_0$  表示如 (5) 式。

$$\begin{aligned} \text{令 } z_{ij} &= |x_{ij} - \bar{x}_i| \\ \text{其中, } \bar{x}_i &= \frac{\sum_j x_{ij}}{n_i} \\ W_0 &= \frac{\sum_i n_i (\bar{z}_{i\cdot} - \bar{z}_{\cdot\cdot})^2 / (g-1)}{\sum_i \sum_j (z_{ij} - \bar{z}_{i\cdot})^2 / \sum_i (n_i - 1)} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{其中, } \bar{z}_{i\cdot} &= \frac{\sum_j z_{ij}}{n_i} \\ \bar{z}_{\cdot\cdot} &= \frac{\sum_i \sum_j z_{ij}}{\sum_i n_i} \end{aligned}$$

其中,  $x_{ij}$ : 第  $i$  組第  $j$  個超額報酬率

$n_i$ : 第  $i$  組的樣本數

$g$ : 組數

未修正之 Levene 統計量可同時檢定  $g$  組資料是否具有相同的變異數  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_g^2$ ，而本研究中之假設檢定為  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ，1 代表開放前，2 代表開放後。假設  $x_{ij}$  為獨立及相同分配 (independently and identically distributed)，則  $W_0$  趨近於  $F(g-1, \Sigma(n_i-1))$  之分配，若  $x$  之平均數以去除 10% 極端值的平均數 (10% trimmed mean) 替代，即為 modified Levene 值  $W_{10}$ 。

## 2.switching GARCH

由於用 ML 統計量檢定波動性的變動隱含假設信用開放前後其股價波動性均為固定，此並不符合實際的現象<sup>1</sup>。因此本文引進 switching GARCH 模型，利用虛擬變數的方式來檢定其條件變異數在開放信用交易前後是否有結構的改變，亦即條件變異數之平均水準和變動方向是否改變。根據以往文獻的實證

<sup>1</sup> 鐘淑玲 (1990)、陳斐紋 (1995)、郭福欽 (1997) 均發現台灣股價波動性具有顯著的 ARCH 效果。

研究，大部分都發現 GARCH (1,1) 即可對時間序列提供相當好的配置加上基於模型簡單實用 (parsimonious) 原則，於是本文採用 GARCH (1,1)。此外，在假設台灣股市為弱式效率原則下，第  $t$  其股市報酬率可由過去幾期的報酬率來解釋。其模型設定如下：

$$R_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i R_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t | \mathcal{P}_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (6)$$

$R_t$ ：股市報酬率

$\mathcal{P}_{t-1}$ ：在  $t-1$  期所有可利用之訊息集合

$h_t$ ：條件變異數

至於  $n$  階的選擇，本文在實證時採用 SIC 準則。

(1)開放信用交易前：

$$h_t = r_{0b} + r_{1b} h_{t-1} + \alpha_{1b} \epsilon_{t-1}^2 \quad (7)$$

$t = 1, 2, \dots, t^* - 1$

(2)開放信用交易後：

$$h_t = r_{0a} + r_{1a} h_{t-1} + \alpha_{1a} \epsilon_{t-1}^2 \quad (8)$$

$t = t^*, t^* + 1, \dots, T$

$t^*$ ：開放信用交易時點

(3)switching GARCH (1,1) 模型：

$$h_t = r_{0b} + r_{1b} h_{t-1} + \alpha_{1b} \epsilon_{t-1}^2 + r_{0d} D_t + r_{1d} h_{t-1} D_t + \alpha_{1d} \epsilon_{t-1}^2 D_t \quad (9)$$

$D_t = 0$  if  $1 \leq t \leq t^* - 1$

$D_t = 1$  if  $t^* \leq t \leq T$

$r_{0d} = r_{0a} - r_{0b}$

$r_{1d} = r_{1a} - r_{1b}$

$\alpha_{1d} = \alpha_{1a} - \alpha_{1b}$



(4)實證模型檢定：

$$H_0 : r_{0d} = r_{1d} = \alpha_{1d} = 0$$

亦即開放信用交易後，波動性無結構性差異。若  $r_{0d} > 0$  代表開放信用交易後，條件變異數之平均水準上升。若  $r_{1d} > 0$  表示信用交易後，前一期之條件變異數相對本期條件變異數有正向的效果。至於若  $\alpha_{1d} > 0$  則代表信用交易開放後，前一期新的訊息比較快地反應在條件變異數，亦即效率性變佳。

## (二)效率性檢定模型

過去探討效率性主要集中於事件本身的宣告效果，主要係檢定平均殘差 (average residual; AR) 及累積平均殘差 (cumulative average residual; CAR) 是否顯著異於零，並以事件窗口對應之 AR、CAR 值作為資訊反應程度的研判，進而以之測試 Fama et al (1969) 所定義之效率性，此法涉及個人主觀判斷且無法詳細測量資訊反應的程度。

除了可由上節 switching GARCH 獲知開放信用交易後效率性的變化之外，本文另引用 Damodaran and Lim (1991) 所提出的價格調整模型，此模型認為證券價格時而超漲、時而超跌，雖上下振盪最後仍會調整而趨近於其真實價值並週而復始不斷進行調整，此調整過程可由價格調整係數  $g$  (price adjustment coefficients) 之大小看出，若  $0 < g < 1$  表示未完全反應真實價值， $g = 1$  表示完全反應真實價值， $1 < g < 2$  表示過度反應真實價值，因此經由觀查  $g$  值的變化即可看出對資訊反應的效率性。其模型如下：

$$P_t - P_{t-j} = g_j (V_t - P_{t-j}) + \mu_t \quad (10)$$

$V_t$ ：證券的真實價值 (intrinsic value of a security)

$P_t$ ：證券的觀察價格 (observed price)

$g_j$ ：第  $j$  日之價格調整係數，其中  $0 < g_j < 2$

$\mu_t$ ：干擾項 (white noise)

$\mu_t \sim iid(0, \sigma^2)$

其中  $P_t, P_{t-j}, V_t$  均為對數值

Damodaran (1993) 進一步導出  $g_j$  之衡量公式如 (11) 式，首先設定一  $k$  值，求出  $g_1, g_2, \dots, g_{k-1}$ ，若價格調整係數有遞增或遞減的現象，表示  $j=k$  時資訊並

未完全反應  $g_k \neq 1$ ，此時須重覆以上步驟直到  $g_1, g_2, \dots, g_{k-1}$  等價格調整係數無遞增或遞減的現象。

$$g_j = \frac{2 \left[ \frac{\text{Var}(R_{jt})}{j} + \frac{\text{Var}(R_{kt})}{k} * (j-1) + \frac{\text{Cov}(R_{kt}, R_{kt-1})}{j} \right]}{\frac{\text{Var}(R_{jt})}{j} + \frac{\text{Var}(R_{kt})}{k} * (2j-1) + \frac{2\text{Cov}(R_{kt}, R_{kt-1})}{k}} \quad (11)$$

其中， $j = 1, 2, 3, \dots, k-1$

$$R_{jt} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-j}}\right)$$

$$\text{Var}(R_{jt}) = \frac{\sum_{t=1}^j (R_{jt} - \bar{R}_j)^2}{\frac{n}{j} - 1}$$

$$\text{Cov}(R_{kt}, R_{kt-1}) = \frac{\sum_{t=1}^k (R_{kt} - \bar{R}_k)(R_{kt-1} - \bar{R}_k)}{\frac{n}{k} - 2}$$

## 肆 實證結果

由於店頭市場現階段尚未核准信用交易，本文因此無法以店頭市場之資料作為研究的原始資料，再者美國店頭市場雖於 1969 年有大規模同時開放信用交易的前例，然而當時那斯達克綜合指數 (Nasdaq Composite Index) 並未同步建立，且國情又與我國不同故無法作為比較的參考。為顧及國情及資料的時空背景，本文以民國八十二年之後的新上市公司資料來替代店頭市場作為研究樣本，其理由如下：

### 1. 店頭市場與集中市場各類股指數具有高度正相關

店頭市場指數自 84 年 11 月 1 日設立以來，與同期間集中市場之加權指數之累積報酬率走勢相仿，相關係數高達 93.70%；不含金融類股指數之累積

報酬率相關係數亦高達 90.57%；金融類股指數之累積報酬率相關係數高達 84.59%；電子類股指數之累積報酬率相關係數高達 79.70%。

## 2. 店頭市場與集中市場各類股指數波動方向具有一致性

由圖一可見當集中市場加權指數報酬率為正時，店頭市場之報酬率亦大部分為正，反之亦然，因此波動的方向具有一致性，只是波幅以店頭市場較為劇烈。此外，本文也以民國 84 年 11 月 1 日至民國 87 年 2 月 18 日集中及店頭市場資料求取其隨機過程的波動預測值（亦即 GARCH 值），實證資料發現以店頭市場求取的 GARCH (1,1) 值與以集中市場求取的 GARCH (1,1) 值其相關係數也有 0.593，以波動性而言，此相關係數也算不低。

## 3. 本研究之樣本具有股本小的特色與店頭市場之特性相符

店頭市場的振幅高於集中市場其原因為集中市場規模較大、資本額龐大的公司較多。而本研究所篩選之九十家新上市公司除金融股外其餘規模與店頭市場相仿，而個別公司的資本額與店頭市場也相似，均屬於中小型類股，因此以此九十家上市公司取代店頭市場之資料，就市場規模及股本而言應屬合理。

# 一、開放信用交易前後波動性之變化

開放信用交易對個別證券影響效果不一，因此本文將就個別證券及全體證券平均開放信用交易前後波動性之變化分別探討。

## 1. 以 Modified Levene (ML) 統計量檢定

為推估店頭市場開放信用交易後波動性的變化，本文以民國八十二年初至民國八十五年底九十家新上市並獲信用交易許可，比較其信用交易開放基準日前後 150、120、90、60、30 日之波動性在顯著水準為百分之十時，是否有無顯著之不同，有關此九十家新上市公司之上市日期及信用交易開放日期如附表一。為比較信用交易開放基準日前後 150、120、90、60、30 日之波動性是否有無顯著之不同，本文首先計算 90 家新上市公司除權、除息還原後的股價，並以 300 日觀察期間估計市場模型<sup>2</sup>然後在計算出基準日前後 150、120、90、60、30 日之 Levene 統計量檢定基準日前後波動性是否有顯著差異。

<sup>2</sup> 由全體證券波動性的研究中發現信用交易開放前六日大部分個別證券股價報酬率會巨幅的上升，因此會造成各研究期間信用交易開放前波動性大幅增加，為避免此種現象本文將去除信用交易開放前後十日之極端值。

圖一 店頭市場與集中市場加權股價指數報酬率之比率

茲將實證結果列於表三。由表三我們發現隨著信用交易開放後的研究期間愈長，開放後波動性大於開放前波動性的公司逐漸上升，由 30 日的 13 家增加到 150 日的 35 家。相反地，開放前後波動性無顯著變化的公司家數卻隨研究期間拉長而減少。至於開放信用交易後波動性反而顯著變小的公司家數卻大致不變。可見信用交易開放後時間愈長，其股價波動性可能變大。但無論如何這些開放信用交易後其股價波動性變大的公司仍只佔全體公司很小的比例。因此我們可以推論開放信用交易後，只有少數的公司其股價會較開放前不穩定。

至於全體證券開放信用交易後其波動性是否變大，本文將九十家上市公司之殘差值予以平均求出平均殘差項，再作檢定。實證結果（見表四）顯示在信用剛開放不久（30 日、60 日），其波動性反而下降，但隨著開放時間增長其開放後的波動性上均大於開放前，唯大部分（除了 150 日）都不顯著。

表三 以 ML 檢定個別證券開放信用交易前後波動性比較

項目	150 日		120 日		90 日		60 日		30 日	
	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%
開放後變大	35	39%	37	41%	28	31%	26	29%	13	14%
無顯著差異	37	41%	37	41%	43	48%	45	50%	60	67%
開放後變小	18	20%	16	18%	19	21%	19	21%	17	19%
總數	90	100%	90	100%	90	100%	90	100%	90	100%

資料來源：本研究整理

註：顯著水準為百分之十

表四 以 ML 檢定全體證券開放信用交易前後之標準差變化

期間	150 日	120 日	90 日	60 日	30 日
開放前標準差	0.2233%	0.2198%	0.2234%	0.2404%	0.2214%
開放後標準差	0.2555%	0.2466%	0.2358%	0.2197%	0.2092%
Levene ( $W_{10}$ )	*3.0074	1.3773	0.2129	0.0358	0.0702

資料來源：本研究整理

註：\*代表 90% 的信賴水準

## 2. 以 switching GARCH 檢定

由於時間數列分析需要較長的樣本期間，因此在用 switching GARCH 檢定時，我們只考慮信用交易開放基準日前後 150 日之波動性是否有顯著不同。茲將實證結果列於表五：

表五 以 GARCH 檢定信用交易開放前後波動性之比較

波動性	開放後變大	無顯著差異	開放後變小	總數
公司家數	22	61	7	90
百分比	24%	68%	8%	100%

資料來源：本研究整理  
註：顯著水準為百分之十

由表五，我們發現開放信用交易後波動性並無明顯變化之公司高達 61 家，而開放後波動性顯著變大或變小，均比以 ML 檢定的公司家數少很多。此結果非常正常，因為以 ML 統計量檢定波動性，係假設信用交易開放前後股價變異數均為固定，因此本來具有隨機過程之 ARMA 效果的變異數（即 GARCH）自然會反應在假設固定的變異數上，而造成變異數的高估。

## 二、信用交易開放導致波動性變化因素之探討

由前面實證結果得知，政府開放信用交易後，有些公司股價波動性會產生變化，有些公司卻無顯著影響。為提供政府開放店頭信用交易政策之參考，本文進一步探討是何因素會導致信用交易開放後，公司股價波動會顯著上升。在過去一般都認為公司規模（資本額）、董監事持股、公司獲利及股價的穩定性均會造成公司股價的波動。公司資本額愈小，董監事持股、公司獲利及公司股價愈不穩定均會造成信用交易開放後股價波動更厲害。因此本文利用 Probit model，以信用交易開放後股價波動有無顯著變化為應變數，開放後波動顯著變大，設應變數為 1，其餘為 0；而開放時公司資本額、董監事持股、公司獲利及公司股價的變異數為應變數，其實證結果<sup>3</sup>如下：

$$Y_i = -1.278 + 0.0004K_i - 0.008\sigma_{i,H}^2 + 0.0003\sigma_{i,TV}^2 + 0.009\sigma_{i,s}^2 \quad i=1, \dots, 90$$

(-2.33)\*\*    (-0.11)    (0.03)    (0.44)    (0.32)

其中  $K_i$  表示各公司資本額

<sup>3</sup> 以 ML 和 switching GARCH 檢定的結果作迴歸均甚不顯著，由於作者認為以 switching GARCH 檢定較合理，因此此處只列以 GARCH 檢定作實證的結果。

$\sigma_{i,H}^2$  表示各公司董監事持股波動性

$\sigma_{i,TV}^2$  表示各公司獲利的波動性

$\sigma_{i,S}^2$  表示各公司股價的波動性

由上述實證結果顯示公司規模、董監事持股、公司獲利穩定性及股價波動性均與開放信用交易其股價波動是否顯著變化無關。此外，本文另從產業因素探討，茲將結果列表於下：

表六 開放信用交易後公司股價波動性上升之產業別

產業別	電子		營建		電機		鋼鐵		紡織		食品		運輸		金融		其他		總數	
	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%
ML	11	31%	11	31%	4	11%	2	6%	1	3%	0	0%	1	3%	1	3%	4	11%	35	100
GARCH	7	33%	4	19%	1	5%	1	5%	1	5%	2	10%	2	10%	1	5%	2	10%	21	100

註：此表以信用交易開放前後 150 日為樣本期

由表六發現開放信用交易後其股價波動性顯著變大的公司，幾乎集中在電子業與營建業。特別是電子業，以 ML 統計量檢定占 31.4%，而以 switching GARCH 檢定則占了 31.8%。

因此依照目前實證結果，我們只能下一結論，開放信用交易後其股價波動性變大似乎和產業有關，而與該公司規模、董監事持股、獲利穩定性及股價波動無關。

### 三、信用交易開放前後效率性之變化

為研究店頭市場開放信用交易後效率性的變化，本文利用 (11) 式針對九十家新上市並獲信用交易許可的證券計算出信用交易開放基準日前後 150 日之價格調整係數，並將  $g_j < 0$  設定為 0.01， $g_j > 2$  設定為 2<sup>4</sup>，此外由於個別證券受消息面或人為操控的影響造成白音 (white noise) 太大，因此本文將以上九十家新上市公司在信用交易基準日前後 150 日價格調整係數分別加以平均求出基準日前後 150 日之平均價格調整係數，判定  $g_j$  有無遞增或遞減的現象，反覆模擬求出相對應的 K 值，並比較信用基準日前後資訊反應的內容。

4. Damodaran (1993) 提到個別證券白音 (white noise) 太大，因此實證上經常會出現  $g_j < 0$  或  $g_j > 2$  的情況，他建議當  $g_j < 0$  時將  $g_j$  設為 0.01；當  $g_j > 2$  時將  $g_j$  設為 2。

本文針對信用交易開放前後 150 日，模擬出價格完全反應的天數  $k=2,3,4, \dots, 20$ ，並計算九十家新上市公司其相對應的平均價格調整係數，實證結果如附表二，並得到以下結論：

- (1) 不論價格完全反應所需的天數  $k$  值為何，對相同的  $k$  值而言，信用交易開放前平均價格調整係數普遍大於信用交易開放後。以 20 天期為例之平均價格調整係數，在信用交易開放前至第六天價格已完全反應，在開放後要至第八天始完全反應，之後在 1 上下跳動。
- (2) 不論價格完全反應所需的天數  $k$  值為何，價格調整係數  $g_1, g_2, \dots, g_{k-1}$  的標準差皆會隨著期間的加長而遞減，而信用交易開放前其價格調整係數標準差明顯大於信用開放後。此顯示在信用交易前個別公司的價格調整係數差異較大，而信用開放後反而變小。

此外，由第 (9) 式得知當  $\alpha_{id} > 0$  時，新的訊息比較快地反應在條件變異數，亦即效率性變佳。茲將 switching GARCH (1,1) 實證結果列表於下：

表七 開放信用交易前後效率性之變化

效率性	開放後變佳	無顯著差異	開放後變差	總數
公司家數	17	58	15	90
占百分比	19%	64%	17%	100%

資料來源：本研究整理

註：顯著水準為 10%

由表得知，僅有 17 家公司的股價其效率性在開放信用交易後變佳，其餘不是無顯著差異，就是反而變差。此與上述價格調整模型實證結果差異不大。

## 伍 結論

由於店頭市場開放在即，而過去的文獻偏重在探討現行集中市場信用交易比率調整對股價波動性的影響，甚少研究開放信用交易對股價波動與效率性的影響。本文以九十家新上市公司為研究樣本其實證結果如下：

- (1) 以 ML 統計量檢定波動性，本文發現隨著信用交易開放後的時間愈長，開放後波動性大於開放前波動性的公司家數逐漸增加。但無論如何大部份公司股價的波動性在信用交易開放前後並無顯著差異。



- (2)以 switching GARCH (1,1) 檢定波動性，也發現大部份公司 (有 61 家) 股價波動性在開放信用交易前後都無顯著差異，只有 22 家公司在信用交易開放後其股價波動性變大，甚至還有 7 家開放後變小。
- (3)本文發現開放信用交易後，股價波動性變大的公司大部份集中在電子業、建築業，而與公司規模、董監事持股、公司獲利及股價穩定性無關。
- (4)以價格調整模型作實證分析，發現開放信用交易後市場效率反而普遍降低。而以 switching GARCH 為實證模型，結果發現大部份公司 (58 家) 其股價效率性在信用交易開放前後並無顯著差異，只有 17 家開放後變佳，甚至還有 15 家變差。

綜合上述實證結果，我們發現事實上開放信用交易似乎對公司股價波動性及效率性無顯著影響；同時，除了產業因素外其他如：公司獲利、董監事持股及股價波動性也與此無關，因此我們相信政府在不久將來開放店頭市場信用交易應該對公司股價波動性影響不大。

## 參考文獻

- 王牲，「融資比率及融券保證金成數與股價報酬波動關連性初探 (上)」，*證券金融季刊*，第 34 期，1992 年七月，頁 51-79。
- 王牲，「融資比率及融券保證金成數與股價報酬波動關連性初探 (下)」，*證券金融季刊*，第 35 期，1992 年十月，頁 62-92。
- 方晴，「我國信用交易比值與股價指數波動相關研究」，台灣大學財務金融研究所碩士論文，1995 年六月。
- 許哲源，「調整融資比率、融券保證金成數與股價波動-台灣股票市場之實證研究」，中正大學國際經濟研究所碩士論文，1992 年六月。
- 柳春成，「證券信用交易比率調整對台灣股市波動性影響之研究-以投資組合的風險水平分析之」，政治大學企業管理研究所碩士論文，1996 年六月。
- 財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心，「櫃檯買賣業務規則修訂及給付結算作業說明」，1995 年九月。
- 財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心，「證券商營業處所買賣有價證券審查準則」，1997 年六月。
- 陳斐紋，「台灣股票市場報酬率與波動性預測之研究—ARCH family 模型之應用」，台灣大學財務金融研究所碩士論文，1996 年六月。
- 郭福欽，「台灣股票報酬率波動之不對稱性、假日效果之研究—不對稱性 P-GARCH 模型實證應用」，輔仁大學金融研究所碩士論文，1997 年六月。

- 復華證券金融公司，「世界主要國家櫃檯買賣證券信用交易制度之比較研究」，1996年九月。
- 謝劍平、陳瓊芬，「從美、日店頭市場看我國店頭市場之遠景」，*證券金融季刊*，第47期，1995年十月，頁27~56。
- 鐘淑玲，「台灣股票市場風險性溢價與持續性波動之實證研究—序列相關及異質條件變異數分析法」，台灣大學商學研究所碩士論文，1990年六月。
- Amihud, Y. and H. Mendelson, "Trading Mechanisms and Stock Returns, An Empirical Investigation," *Journal of Finance*, Vol. 42, 1987, pp.533-553.
- Damodaran, A., and J. Lim, "The Effects of Option Listing on the Underlying Stocks, Return Process," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 15, 1991, pp.647-664.
- Damodaran, A., "A Simple Measure of Price Adjustment Coefficients," *Journal of Finance*, Mar 1993, pp.387-401.
- Douglas, G., "Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency," *Yale Economic Essays*, 1969, pp.3-45.
- Fama, E. F., L. Fisher, M. Jensen, and R. Roll, "The Adjustment of Stock Prices to New Information," *International Economic Review*, 10, Vol. 10, 1969, pp.1-21.
- Hardouvelis, G., "Margin Requirements and Stock Market Volatility," *The Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Vol. 13, 1988, pp.80-89.
- Hardouvelis, G., "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices," *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, pp.736-762.
- Hsieh, D. A. and M. H. Miller, "Margin Regulation and Market Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 45, 1990, pp.3-29.
- Hsu, Yenshan, "Margin Requirements and Stock Market Volatility: Another Look at the Case of Taiwan," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 4, 1996, pp.409-419.
- Lee, S. and T. Yoo, "Margin Regulation and Stock Market Volatility: Further Evidence from Japan, Korea, and Taiwan", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 1, 1993, pp.155-174.
- Luckett, D. G., "On the Effectiveness of the Federal Reserve's Margin Requirements", *Journal of Finance*, Vol. 37, 1982, pp.783-795.
- Moore, T. G., "Stock Market Margin Requirements", *Journal of Political Economy*, Vol. 74, 1966, pp.158-167.
- Officer, R. R., "The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange", *Journal of Business*, Vol. 46, 1973, pp.434-454.
- Schwert, G., "Margin Requirements and Stock Volatility", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 3, 1988, pp.153-164.

## 附錄

附表一 九十家公司上市日期及信用交易開放日期一覽表

編號	股票代碼	公司名稱	上市日期	信用開放日期
1	2018	峰安	82/02/13	83/01/12
2	2019	桂宏	82/02/18	82/09/07
3	2908	特力	82/02/18	82/09/07
4	2325	矽品	82/04/07	82/11/03
5	1453	大將	82/04/19	83/01/12
6	2020	美亞	82/04/27	82/11/17
7	1454	台富	82/05/07	82/12/08
8	1612	宏泰	82/05/08	82/12/08
9	9915	億豐	82/05/17	82/12/08
10	2516	新建	82/05/25	82/12/21
11	9916	中鼎	82/05/28	83/01/06
12	2517	長谷	82/05/28	83/01/06
13	2326	亞瑟	82/08/27	83/03/24
14	2518	長億	82/08/27	83/03/24
15	1225	福懋油	82/09/27	83/04/25
16	2519	宏福	82/09/27	83/04/25
17	1455	集盛	82/10/07	83/04/25
18	2327	國巨	82/10/22	83/05/18
19	2520	冠德	82/10/27	83/05/19
20	2817	富邦保	82/10/28	83/05/18
21	2611	志信	82/10/28	83/05/18
22	2818	新壽	82/12/01	83/07/02
23	9917	中保	82/12/08	83/06/29
24	1456	怡華	82/12/09	83/06/27
25	1226	立大	82/12/10	83/06/29
26	2819	中產	83/01/24	83/08/25
27	1512	瑞利	83/01/28	83/09/22
28	1513	中興電	83/01/28	83/10/14
29	1318	普大	83/02/22	83/11/21
30	1514	亞力	83/03/26	83/10/21
31	1227	佳格	83/04/09	83/11/07
32	2329	華泰	83/04/20	83/11/18
33	9918	欣天然	83/04/26	83/11/25
34	2521	宏總	83/07/18	84/02/23
35	2330	台積電	83/09/05	84/04/01
36	2331	精英	83/09/22	84/04/24
37	2522	啟阜	83/10/04	84/04/26
38	2523	德寶	83/10/12	84/05/04
39	2332	友訊	83/10/18	84/05/09
40	2524	緯城	83/10/18	84/07/12
41	1457	宜進	83/10/20	84/05/08
42	2612	偉運	83/10/20	84/05/08
43	1110	東泥	83/10/22	84/05/18
44	2820	華票	83/10/26	84/05/23
45	1459	聯發	83/10/26	84/05/24

附表一 九十家公司上市日期及信用交易開放日期一覽表 (續)

編號	股票代碼	公司名稱	上市日期	信用開放日期
46	2526	大陸	83/11/01	84/05/30
47	9919	康那香	83/11/04	84/06/06
48	2821	復華	83/11/25	84/08/29
49	2822	農銀	83/11/28	84/06/22
50	9921	巨大	83/11/29	84/08/03
51	1319	東陽	83/12/17	84/07/22
52	2021	紐新	84/01/05	84/08/09
53	2336	致伸	84/01/12	84/09/07
54	9922	優美	84/01/17	84/09/07
55	2823	中壽	84/02/08	84/09/08
56	2527	宏璟	84/03/06	84/10/11
57	2528	皇普	84/03/10	84/10/16
58	9924	福興	84/03/25	84/11/14
59	2022	聚亨	84/03/27	84/10/21
60	1719	台硝	84/03/30	85/01/19
61	1516	川飛	84/04/06	84/11/16
62	2529	仁翔	84/04/17	84/11/27
63	2339	合泰	84/04/27	84/11/27
64	2341	英群	84/08/18	85/05/18
65	2342	茂矽	84/09/19	85/04/06
66	2343	精業	84/09/23	85/04/24
67	2614	遠倉	84/09/23	85/04/25
68	2530	華建	84/10/12	85/05/31
69	2344	華邦	84/10/18	85/05/17
70	1613	台一	84/10/20	85/05/29
71	2532	尖美	84/10/30	85/05/29
72	2531	三采	84/10/30	85/07/27
73	1231	聯華食	84/11/02	85/08/23
74	2346	源興	84/11/17	85/06/15
75	1518	韋典	84/11/27	85/08/13
76	9925	新光保	84/12/09	85/07/04
77	2533	昱成	84/12/30	85/07/27
78	2024	志聯	84/12/30	85/09/03
79	2348	力捷	85/01/05	85/07/27
80	2205	國產車	85/01/06	85/07/27
81	1461	金緯	85/01/15	85/07/27
82	2025	千興	85/02/08	85/08/21
83	1320	大穎	85/03/04	85/09/12
84	2026	新泰伸	85/03/11	85/09/16
85	2535	達欣工	85/03/11	85/09/18
86	2536	宏普	85/03/14	85/09/18
87	2350	環電	85/04/23	85/11/20
88	2351	順德	85/04/25	85/11/06
89	1809	中釉	85/04/30	85/11/04
90	2615	萬海	85/05/16	85/11/20

# The Impact of Margin Trade on Price Volatility and Efficiency of Taiwan OTC Market

SHANG-CHI GONG\*, CHI-CHUNG WU\*\*

*\*Graduate Institute of Finance, Fu-Jen Catholic University*

*\*\*The First Commercial Bank*

## ABSTRACT

The Taiwan OTC stock market, a new growing capital market, has been designed to raise fund for medium and small business. To avoid the excess volatility in stock price, the government authority has not allowed the policy of margin trade to carry out. This paper is to explore if there are significant changes in price volatility and efficiency after the margin-trade policy is carried out. The Modified Levene statistics and switching GARCH technique are used to test the hypotheses. The empirical results indicate: (1) There are no significant change in the price volatilities of most individual stocks after the policy of margin trade implemented. (2) The price volatilities of few stocks increase after permission of margin trade, which are primarily concentrated on the electronic and constructive industries. Also, the price volatilities are irrelevant to the factors such as scale, profit, and holding shares of board of each company. (3) The price efficiency of most stocks remains unchanged after percussion of margin trade.

Keywords : OTC stock market, margin trade, volatility, efficiency.

