

橫向相關分析與財務管理 ——台灣上市股票之實證分析法

姚興台* 黃四維**

摘 要

在應用迴歸模式於投資決策時，吾人常假設誤差項 e ：為獨立常態變數或零相關隨機變數。唯若忽略誤差項橫斷面相關性之存在，將可能導致參數估計及檢定無效率。

本文以國內台灣證券交易的股票為對象，蒐集了十個行業五十四家上市公司第一類股票作分析，自民國74年4月至79年4月止，共計五年的資料加以分析，並探討誤差之橫斷面相關問題，以突顯誤差項分析之重要性，期冀對國內投資決策之理論去做實證分析時有所裨益。

第一章 緒 論

第一節 研究問題與目的

線性迴歸模式今日已廣泛地被應用於投資決策領域中，一般人在應用此模式時，均假設誤差項 e ：是非相關隨機變數或獨立常態變數。其實，誤差項的結構可能為非均齊變異性，亦可能為 p 階自我迴歸相關。顯然，若在做投資決策時，忽略誤差項橫斷面相關性（cross-sectional dependence）之存在，將可能導致參數估計及檢定的低效率。

*作者為本校統計研究所教師

**作者為本校統計所校友

Henri Theil曾於1971年所著「計量經濟學原理」一書中提到迴歸模式之誤差項若非屬常態變數之情況（註一）。隨後，Judge等人亦在「計量經濟學—理論與應用」一書中探討過類似問題（註二）。1981年，B. C. Greenwald發表一篇「最小平方係數之有偏標準誤差估計之一般性分析」（註三），將一般迴歸模式之誤差項的假設改為非常態變數，引起了許多學者在應用模式上再作深入之研究。

Christle（1986）應用橫斷面CLS迴歸模式對證券報酬率與公司各別變數間作分析，其結果為資料含橫斷面相關性。另一方面，Collins和Dent（1984），以及Sefcik和Thompson（1986）認為若橫斷面相關性在假設中被忽略，則其標準誤差估計值會高估真正值的好幾倍。Schipper和Thompson（1983），Hughes和Ricks（1984）於實證分析中指出顯著水準會隨著誤差項的橫斷面相關關係而改變。

目前國內對這些研究仍極少。一般在使用迴歸模式做投資決策時，都假設誤差項是獨立常態變數或零相關變數，例如市場模式用來測定風險已廣泛地被接受，當測定的風險是由單種資料所組成，則可由過去的資料來預測未來的風險，其一般迴歸模式之基本假設尚為合適，然而若所需預測的風險由多種資料所組成，例如投資證券組合，則就必須考慮各組合間之橫向相關的問題。其中探討此橫斷面相關性之誤差項問題，即是引起從事本研究之動機。

本研究乃以「忽略橫斷面相關性所產生之不偏數量」做實證分析，說明分析誤差項之重要性，期對國內投資決策之理論及實務上有所裨益。

第二節 研究架構

本研究主要探討市場迴歸模式，分析在一般迴歸模式下之係數估計，建立殘差值（residual）之平均值、總變異數誤差、相關係數之分析結構。其研究的架構如圖1-1。

註一：Theil, Henri. *Principles of Econometrics*. New York: Wiley, 1971.

註二：Judge, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, and T. C. Lee. *The Theory and Practice of Econometrics*. New York: Wiley, 1980.

註三：Greenwald, B. C. "A General Analysis of Bias in the Estimated Standard Errors of Least Squares Coefficients." *Journal of Econometrics* 22 (1983), p.323-338.

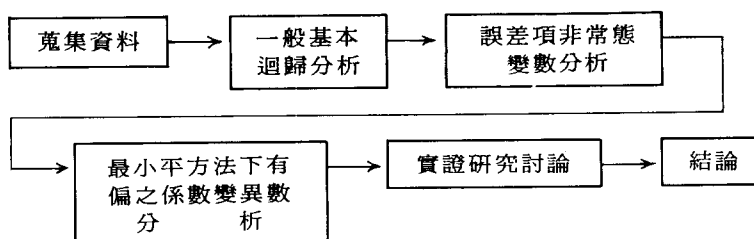


圖1-1 本文之研究架構

圖1-1的架構說明本研究的整個程序，首先由資料蒐集整理後，應用一般最小平方迴歸模式分析建立殘差值，再由殘差值分析探討忽略橫斷面之相關係數、平均值、估計標準誤差平均值及變異數。在實證上，藉由殘差值分析原始資料與模型間的配適情形，以及資料是否違反假設，俾供投資決策者在投資上參考或應用。

第三節 研究範圍

時至今日，個人、團體、甚至政府機構的投資項目甚多，如房地產投資，證券投資，資產購置等。本研究著重於討論證券投資，主要針對台灣證券交易的股票為對象，僅從公開上市的第一類股票作分析，所採取的資料，起自民國74年4月至民國79年4月止，共計五年的資料加以分析。原本考慮對所有上市的股票均列入分析，唯因考慮其交易未曾中斷為前提，故僅收集了十個行業五十四家公司。此十行業五十四家公司列於表1-1。

11. 水泥工業	12. 食品工業
1101 台灣水泥	1201 味全食品
1102 亞洲水泥	1203 味王
1103 嘉新水泥	1207 嘉新麵粉
1104 環球水泥	1209 益華
1105 中國力霸	1210 大成長城

13. 塑膠工業	1701 中國化學
1301 台灣塑膠	1702 南僑化工
1303 南亞塑膠	1703 聯華實業
1304 台灣聚合	1704 李長榮化工
1305 華夏塑膠	1705 正豐化學
14. 紡織纖維	19. 造紙工業
1402 遠東紡織	1903 士林紙業
1408 中興紡織	1904 正 隆
1410 南洋染整	1905 中華紙漿
1416 廣豐實業	1907 永豐餘造紙
1420 潤泰實業	1908 萬有紙廠
1423 利華羊毛	25. 建材營造
1432 大魯閣纖維	2501 國泰建設
1433 台灣化纖	2504 國產實業
15. 電機機械	2506 太平洋建設
1502 大 同	28. 金融保險
1503 士林電機	2801 彰化銀行
1504 東元電機	2802 第一銀行
16. 電器電纜	2803 華南銀行
1601 台灣日光燈	2804 中華開發
1602 太平洋電纜	2806 中國商銀
1603 中華電纜	2807 新竹企銀
1604 聲 寶	2808 台北企銀
1605 華新電纜	2809 台南企銀
1606 歌 林	2810 高雄企銀
17. 化學工業	2812 台中企銀

表1-1

第四節 整合單一指數模式與偏誤問題

對任何期間，某一廠商或投資組合的報酬率均可以線性統計模式表示之。經夏普 (Sharpe, William F.) 研究結果，其線性關係可由下面方程式表示之：

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \dots\dots\dots (1.4.1)$$

R_{it} 和 R_{mt} 均為隨機變數， R_{mt} 與 e_{it} 相互獨立，誤差項期望值 $E(e) = 0$ 。由方程式 (1.4.1) 所估計出來的 b ， β 的估計量，可用來分析和預測某一廠商或任一投資組合有價證券的系統風險。當然， b 為 β 的不偏估計量，且具變異數最小的性質。其所隱含的意義是， b 估計 β 的可靠性得以提高，亦即估計效果高。可惜很顯然的是， b 的估計量是建立在一般穩健線性統計模型的假設下。在實際問題方面，誤差項變異數 $E(ee') = \sigma^2 I_n$ 在許多情況下，通常是不合適的。由於假設條件與實際應用上有所不同，則所作的預測可能會與事實愈來愈遠，導致錯誤的投資決策，這一點是值得重視的。

總而言之，若要在單一指數模式下估計 β ，而實際上 $E(ee') = \sigma^2 S \neq \sigma^2 I_n$ ，則須再考慮下列幾點事項：

- (一)傳統最小平方法所求得的迴歸係數，仍為不偏估計量，但不再具有最小變異數性質。大致上來說，若使用標準電腦迴歸程式來計算時，我們就會得到不正確的估計標準誤差，在此情況下， $\sigma^2 (X'X)^{-1}$ 的元素可能會高估或低估真正的變異數或共變異數。在瞭解這個原因之後，依此種方式求得之 β ，在評估風險分析時，就可能不具有有效性，或 β 的精密問題是值得再為探討。
- (二)根據最小平方法求得的樣本標準差，可能嚴重地低估或高估迴歸係數的真實標準差。因而在估計 $\sigma^2 S$ 矩陣時，再次地使 $\sigma^2 S$ 矩陣產生誤差。
- (三)前面所討論的系統風險 = $\beta_i^2 \text{Var}(R_m)$ ，則因 β_i 受上述(一)及(二)的影響，將導致 t 統計量求其信賴區間和檢定無效。

第二章 實證分析

單一指數模式，主要在描述上市公司有價證券之報酬率與市場報酬率間的線性關係，並

藉由此線性關係，求出迴歸配線 β 的不偏估計值， b 。一般投資者皆就所求之 β 估計量來作未來預測證券風險的指標。但由於單一指數模式係建立在一般基本迴歸的假設下，其所估計出來的 b 值，是否在其他一般誤差項 e_t 非常態數的假設下仍為最精確，或是仍具變異數最小的特性，就只有藉實證來探討了。

第一節 資料蒐集

2.1 資料來源

本研究之資料，其蒐集的主要來源為：

- (一)股票價格及台灣證券交易所發行量加權股價指數，取自台灣證券交易所上市公司量值統計表。
- (二)股票上市公司除權、除息資料，取自台灣證券交易所上市概況。

2.2 資料範圍

由於資料取得上之限制，本研究所採取的資料，自民國74年4月底至民國79年4月底為止，共計五年的資料加以分析。

2.3 資料選擇

為了使研究樣本具相同比較性質，並增加研究結果之一致性，本研究所採用之樣本公司甚少，因在選取樣本時須考慮各公司在研究期間無間斷過，故僅採用第一類股票中十個行業中的五十四家公司。

第二節 資料處理與分析方法

2.4 報酬率之計算

本研究擬假設每期投資的時間幅度為一個月，故初步蒐集資料亦以每月之收盤價及有關

之股利資料為主。蒐集了有關股票之月底收盤價及股利資料後，就著手計算各公司及市場的月報酬率，其計算方法採用下列公式（註四）：

（a）月報酬率的計算

$$R_{it} = \frac{P_{it} * (1 + A_{it} + B_{it}) + C_{it}}{P_{i,t-1} + V_{it} * B_{it}} - 1 \quad (2.2.1)$$

R_{it} = 第i種股票第t期之月報酬率

P_{it} = 第i種股票第t期之月底收盤價

$P_{i,t-1}$ = 第i種股票第t-1期之月底收盤價

A_{it} = 第i種股票第t期內之無償配股率

B_{it} = 第i種股票第t期內之有償配股率

C_{it} = 第i種股票第t期內之現金股利

V_{it} = 第i種股票第t期有償配股時，每股認股金額

若於某期內無現金股利，則 $C_{it}=0$ ；無無償配股，則 $A_{it}=0$ ；無有償配股，則 $B_{it}=0$ 。一般而言，方程式（2.2.1）可適用於各種情形。不過，在期內若先行配股，而後又發現金股利，則需應用下列公式：

$$R_{it} = \frac{(P_{it} + C_{it}) * (1 + A_{it} + B_{it})}{P_{i,t-1} + V_{it} * B_{it}} - 1 \quad (2.2.2)$$

（b）市場月報酬率之計算

至於市場月報酬率之計算，擬採用目前每日之台灣證券交易所所編製之發行量加權指數為基礎，並利用下式計算：

$$R_{mt} = \frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}} \quad (2.2.3)$$

R_{mt} = 第t期之市場報酬率

註 四：林華德譯著：資產選擇理論與資本市場，幼獅文化事業公司，民國66年

M_{t-1} = 第 $t-1$ 期之月底股價指數

M_t = 第 t 期之月底股價指數

2.5 貝他係數及殘差值相關矩陣之估計

單一指數模式的基本理論架構是建立在一般線性迴歸模式下，因此對於貝他係數的估計，在實證分析時，可按下列步驟進行：

(一)將各公司的有價券報酬率及市場報酬率代入單一指數模式，即

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$$

其中：

R_{it} : 第 i 種證券第 t 期之月報酬率

R_{mt} : 第 t 期之市場月報酬率

β_i : 第 i 種證券的報酬率與市場報酬率有關的部分

α_i : 第 i 種證券的報酬率與市場報酬率無關的部分

e_{it} : 誤差項，第 i 種第 t 期之誤差值

$$E(e) = 0,$$

$$E(ee') = \sigma^2 I_n,$$

$$E(e_i e_j) = 0$$

(二)利用 Zellner 氏的似乎不相關迴歸方程式 (seemingly unrelated regressions)，對所有的公司報酬率求 β 估計量及殘差值。

$$\begin{bmatrix} R_1 \\ \vdots \\ R_{54} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} R_{m1} & & & \\ & \ddots & & \\ & & \ddots & \\ & & & R_{mt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{54} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ \vdots \\ e_{54} \end{bmatrix}$$

$\begin{matrix} R_i & & \beta & e \\ (m \times 1) & & (k \times 1) & (m \times 1) \end{matrix}$

(三)將各公司的殘差值排以矩陣形式，並對殘差值矩陣作相關性分析。

2.6 殘差值共變異數矩陣估計及係數共變數偏誤計算

在第三章討論單一指數模式時，我們曾指出它設定為線性迴歸模式，未能一般化而產生係數估計量共變數偏誤的問題。一般而言，線性型式之設定，其主要為簡化求解過程及降低計算成本。簡捷化模式假設所有的證券彼此間無相關，亦即其共變異數為零，因此模式中無共變異數項，它假定證券報酬率僅與某種企業活動的指標間有關聯，如本研究所採用的市場報酬率。是以，為了探討變異數非零的假設，就要估計 $\sigma^2 S$ 的殘差值共變數矩陣。同時，並以估計的殘差值共變矩陣計算估計量 b 共變異數的偏誤。

(a) 共變數 S 矩陣的估計

就上面求得的殘差值矩陣，應用電腦程式計算殘差值矩陣內各項殘差之間的相關係數，將它排成相關係數矩陣。並就迴歸配線時，所求的樣本平均平方誤差（Mean Squared Error, MSE）來代替母體的變異數（註五）。因此， S 的矩陣就可求出。其計算方法如下：

$$S = [I_i \circ P]$$

其中 P 矩陣內的元素為

$$P_{ij} = \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}; P_{ij} = \sigma_i^2, i=j$$

在已知各公司的平均平方誤差，求取其平方根為各公司的標準差，即附表一中的（Root MSE）項， $\sigma_i, i=1,2,\dots,54$ ，並依 P_{ij} 的表示計算 P 矩陣（註六）。於是再依康瑞克乘積（Kronecker product）方法（註七），可得 S 矩陣為

$$S = [I_i \circ P]$$

$$= \begin{bmatrix} P_{(54 \times 54)} & & & \\ & P_{(54 \times 54)} & & \\ & & P_{(54 \times 54)} & \\ & & & P_{(54 \times 54)} \end{bmatrix} \quad \begin{matrix} 60 \text{列} \\ \\ \\ \end{matrix}$$

60行

註 五：顏月珠：應用數理統計學，三民書局，民國71年

註 六：Victor L. Bernard. "Cross-Sectional Dependence and Problems in Inference in Market-Based Accounting Research." *Journal of Accounting Research* (Spring 1987), p.1-48

註 七：康瑞克乘積（Kronecker product）

[例1] 假設味全食品，味王和嘉新麵粉公司的第一類股票與市場報酬率某季之資料如下：

期間	味全公司	味 王	嘉新麵粉	市 場
1	0.025183	-0.02889	-0.06765	-0.02472
2	0.016888	0	-0.01946	-0.02680
3	-0.04781	-0.01821	0.040613	-0.05088

表一 味全食品、味王、嘉新麵粉公司及台灣第一類股票之月報酬率

將各公司的報酬率與市場報酬率求算迴歸配線得：

	味全公司	味 王	嘉新麵粉
$\hat{\alpha}$	0.070788	-0.007407	-0.098783
$\hat{\beta}$	2.294379	0.261725	-2.628352
MSE	0.00021	0.00039	0.00197
標準差	0.00145	0.01975	0.14036

表二 味全食品、味王、嘉新麵粉公司最適迴歸配置線估計值

並將各公司經最適迴歸配置線後，所估計的各期殘差值排成如附表二的矩陣，再利用電腦計算 \hat{e} 中元素之相關矩陣如附表三、四、五。 $\hat{\rho}$ 為一對稱殘差相關矩陣。將表五的各元素乘以各公司的標準差，即可得如附表六的殘差值共變異數估計矩陣 P 。由此就可建立所需的 S 矩陣，並利用第二章第二節中所討論的偏誤 (Bias) 定義，求取各公司所估的 β 係數有偏誤變異數的大小，如附表七 (註八)。

第三節 實證分析與結果說明

藉由前節的例子，深入探討後，可觀察到下列結果：

已知一個 $(M \times N)$ 矩陣

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1} & a_{m2} & \cdots & a_{mn} \end{bmatrix}$$

和一個 $(K \times L)$ 矩陣 B ，康瑞克乘積 (Kronecker product) 定義為一個 $(MN \times NL)$ 矩陣

$$A \odot B = \begin{bmatrix} a_{11}B & a_{12}B & \cdots & a_{1n}B \\ a_{21}B & a_{22}B & \cdots & a_{2n}B \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1}B & a_{m2}B & \cdots & a_{mn}B \end{bmatrix}$$

註 八：這計算假設只對各家廠商在同期間所估計出來的係數求取其變異數偏誤。因此在這簡單的模型下，其偏誤只有含各別廠商的變異數，而無自變數間或誤差間同期的交互作用。

[例2] 假設對五十四家廠商同期作迴歸分析，在各觀察期殘差相關平均值與偏誤可經由計算如下：

資料觀察期間

	月資料	季資料	年資料
平均值	0.153	0.090	0.0697
偏誤	8.1120	4.7792	3.6950

[例3] 假設增加樣本值並在各觀察期作迴歸分析，則其殘差相關平均值與同期 β 估計量的共變異數偏誤為：

資料觀察期間

	月資料	季資料	年資料
平均值A	0.40392	0.29162	0.12997
偏誤A	1.81763	1.31230	0.58488
平均值B	0.57804	0.41654	0.19464
偏誤B	2.31216	1.66614	0.77879

註：A任取四家公司

B任取五家公司

[例4] 假設對行業間某些公司在各觀察期作迴歸分析，則其殘差相關平均值與同期 β 估計量的共變異數偏誤為：

資料觀察期間

	月資料	季資料	年資料
平均值C	0.33889	0.39986	0.64050
偏誤C	0.33889	0.39986	0.64050
平均值D	-0.0151	0.01149	0.14862
偏誤D	-0.0151	0.01149	0.14862
平均值E	0.27399	0.13290	0.15926
偏誤E	2.46595	1.19616	1.43339

註：C味全食品與正豐化學（食品與化學工業）

D國產實業與台北企銀（建材營造與金融保險）

E各行業任取一公司：亞洲水泥，味王，台灣聚合，大魯閣纖維，東元電機，聲寶，李長榮化工，永豐餘造紙，太平洋建設，新竹企銀。

- (一)若只考慮第K個係數在t期的共變異數偏誤時，則其偏誤正好等於各別樣本的變異數。因此，偏誤的大小將視各公司變異數的大小而定。這意味著殘差值含非均齊變異性。
- (二)若考慮同期相關的廠商，則其偏誤正好等於同期間所有樣本殘差值相關的總和除以樣本值。因此， $\hat{\beta}$ 估計式的共變異數偏誤的大小將視各廠商殘差值間的相關程度而定。
- (三)在不考慮其行業間的區別時，偏誤顯然對於期數的增加有下降的趨勢。但如果考慮行業間的相關，則偏誤可能會隨著期數的增加而增加。
- (四)偏誤亦隨著樣本數的增加而增大。
- (五)因為偏誤(Bias)定義為

$$\text{Bias} = \frac{\text{OLS } \hat{\beta} \text{ 估計式真實的共變異數矩陣}}{\text{電腦 } \hat{\beta} \text{ 估計共變異數的期望值}}$$

則若bias = 1，表示迴歸配線時， β 估計量仍具最小變異數，即其精確度高。若bias > 1，則迴歸配線時， $\sigma^2 (X'X)^{-1}$ 低估母體的真正變異數和共變數。反之，若bias < 1，則迴歸配線時， $\sigma^2 (X'X)^{-1}$ 高估母體的真正變異數和共變數。不論是高估或低估，在評估 β 為風險分析的依據時，其精密問題是必須再探討。

- (六)曾對前面的例子，利用多季期作迴歸分析，其結果為期數的增加，則MSE會增大或減小。因此，可知偏誤亦會為觀察期的增減而有所變動，其結果間接影響到偏誤。

第三章 結 論

本文採用OLS迴歸線性模式，計算 $\hat{\beta}$ 參數，並以 $\hat{\beta}$ 來作為分析證券風險的指標。為了使 $\hat{\beta}$ 更能確切地反應出風險變動的情形，本文利用電腦作最佳迴歸配線；同時，並對誤差項的結構加以修正，俾能符合一般實際情形；最後，計算其偏誤，以了解 $\hat{\beta}$ 精確度情形。本文主要嘗試將單一指數模式一般化，傳統模式所遭遇的困難，如實證時誤差項為非均齊變異性與迴歸方程式間的方程式誤差相關難符合理論要求等，並探討模式估計參數的偏誤。偏誤探討的重要性在於對 $\hat{\beta}$ 精確度的衡量，因為在許多情況下，在某一特定時點上，數種不同函數的

誤差項很可能正好是反應出某些無法共同加以衡量的因素，這隱含著誤差間同期相關的事實。此種橫斷面相關性使得我們在作檢定時無效，因為 β 的標準誤差在一般OLS估計下為有偏。因此，一般來說，當不同方程式的解釋變數間並沒有高度相關時，效率增進便會變大。

本文所探討的偏誤在實務上可作多方運用。其一，投資者可在分析風險時，利用迴歸分析模式時，更深入的探討參數估計的精確性。其二，投資者可利用修正的殘差項相關，結合多種指標模式（註九），並計算偏誤情形。在直覺上多種指數模式因利用各項指標彼此間相關資訊，因此在第二章中所求的共變異數矩陣S中之各共變異數將介入分析偏誤，因此分析風險將更具可靠性。其三，投資者並可利用迴歸方程式間的方程式誤差相關來探討證券投資組合的精確性。其四，學者與專家可根據誤差修正方法，對市場各行業的報酬率作迴歸分析，藉此探討產業對證券風險的影響。其五，研究專家可試由整合偏誤理論，並融入迴歸模式，引申風險結構情形。

由於計算殘差相關性甚為複雜，在實務運用時也產生了一些限制。殘差相關矩陣計算繁複，電腦費用較高，投資者往往需要花費相當多之時間。因此，對於一些具有投機性的投資者，此模式是不合適的。

參 考 文 獻

1. 林華德譯著：資產選擇理論與資本市場，幼獅文化事業公司，民國66年
2. 林煜宗：現代投資學——制度、理論與實證，自印，民國70年
3. 顏月珠：應用數理統計學，三民書局，民國71年
4. Bernard, Victor L. "Cross-Sectional Dependence and Problems in Inference in Market-Based Accounting Research." *Journal of Accounting Research* (Spring 1987), p.1-48
5. Christie, A. "On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research." Working paper, University of Southern California, January 1986.
6. Collins, D., and W. Dent. "A Comparison of Alternative Testing Methodologies Used in Capital Markets Research." *Journal of Accounting Research* (Spring 1984), p.48-84.

註 九：林華德譯著：資產選擇理論與資本市場，幼獅文化事業公司，民國66年

7. Greenwald, B.C. "A General Analysis of Bias in the Estimated standard Errors of Least Squares Coefficients. " *Journal of Econometrics* 22 (1983), p.323-338.
8. Hughes, J., and W. Ricks. "Accounting for Retail Land Sales: Analysis of a Mandated Change. " *Journal of Accounting Economics* (August 1984), p.101-132.
9. Judge, G., W. Griffiths, T. Lee. *The Theory and Practice of Econometrics*, New York: Wiley, 1980.
10. Schipper, K., and R. Thompson. "The Impact of Merger-Related Regulations on the Shareholders of Acquiring Firms. " *Journal of Accounting Research* (Spring 1983), p.184-221
11. Sefcik, S., and R. Thompson. "An Approach to Statistical Inference in Cross-sectional Regression with Security Abnormal Returns as Dependent Variable. " *Journal of Accounting Research* (Autumn 1986), p.316-334
12. Theil, Henri. *Principles of Econometrics*. New York: Wiley, 1971.