

弱型效率的 市場假說에 관한 研究: 非母數的 接近方法

金 暎 圭*

〈目 次〉

- | | |
|----------------------------------|-----------------------------------|
| I. 序 | 2. 弱型效率的 市場假說 檢證을 위한 非母數的 統計方法 |
| II. 弱型效率的 市場假說의 理論的 背景 및 關係文獻 | IV. 實證分析의 結果 |
| 1. 理論的 背景 | 1. 資料選定 |
| 2. 關係文獻 | 2. 收益率의 正規分布 假定에 대한 檢證 結果 |
| III. 弱型效率的 市場假說에 대한 統計的 檢證方法 | 3. 弱型效率的 市場假說에 대한 檢證 結果 |
| 1. 株式 收益率의 正規分布 假定에 대한 檢證方法 | V. 要約 및 結論 |

I. 序

第五共和國의 出帆 以後, 國民經濟의 先進化를 시현하기 爲하여 民間主導型 經濟確立을 爲한 多樣한 經濟政策이 쓰여왔다. 自生的 經濟를 圖謀하기 爲한 諸 經濟政策의 一環인 證券市場의 育成에 관한 必要性은 學者나 實務者사이에 累次 強調되어 왔음은 물론이다.¹⁾

* 成均館大學校 經營學科 助教授

1) 證券市場 育成의 필요성은 특히 지난 수년간 학술지, 증권금융잡지, 경제신문에 기고된 원고에 언급되었는 바, 예로서 "증권금융" 84년 4월호에 실린 金重雄氏의 글 등이다.

2.

그러나 證券市場은 지난 수년간의 括目할만한 量的 成長에도 不拘하고 大規模의 機關投資者 및 小數의 資金 動員力이 莫強한 사람들에 依한 證券去來의 과정화 現象, 配當 및 株式價格에 對한 法制規制, 證券關係 情報의 不公正한 配分과 有用等으로 因하여 資本의 形成과 配分 機構로서의 役割을 效率的으로 遂行하고 있지 못한 實情이다. 그러므로 우리나라의 證券市場이 情報的, 配分的, 運營的으로 效率的이지 못할 것이라는 假定을 할 수 있다.

흔히 證券市場의 效率性을 料明하기 爲한 理論으로는 弱型·準強型·強型の 세가지 假說이 있다.²⁾ 이 세가지의 假說 中 過去の 株價가 未來의 株價 豫測에 도움을 줄 수 없다고 假定하는 弱型이 가장 基礎的인 假說이라고 할 수 있다. 특히 우리나라 증권시장의 弱型效率性 여부에 관해서는 아직도 充分한 意見의 一致가 없는 현실이다.³⁾ 이와같은 우리나라 증권시장에 있어서의 弱型效率性 市場假說에 關한 相反된 結論은 여러가지 要因에서 由來할 수 있으나 아마도 研究方法論의 잘못된 選擇이 가장 큰 原因이 될 수 있을 것이다.

弱型效率的 市場假說의 가장 重要한 假定은 株價(또는 收益率)가 時系列的으로 相互 獨立的인 正規分布를 이루기 때문에 投資者가 投資行爲를 決定함에 있어 期待收益率과 有限分散(또는 표준편차)에 依存한다는 것이다. 이는 即 期待收益率과 分散에 根據한 資本市場理論과 市場의 效率性의 理論이 서로 連結되어 있다는 말이다. 正規分布에 關한 檢증은 이미 Fama⁴⁾ Mandelbrot⁵⁾에 의해 시도되었는데, 수익율은 정규분포가 아닌 두꺼운 꼬리를 가진 “安定性파레토폰”의 分布를 가진다고 알려져 있다. 우리나라 증권시장의 수익율 역시 “安定性파레토폰”과 類似한 分布를 이루고

- 2) 效率的 市場가설은 E. Fama 등에 의해 言及되어 그후 많은 실증분석을 거듭하여 왔는데, 미국의 경우는 弱型和 準強型的 효율적 市場가설이 지지될 수 있다는 견해가 지배적이다.
- 3) 尹桂燮 敎수의 연구결과(경영논집, 서울대, 1980.9. pp.20-130 참조)는 우리나라 증권시장의 弱型 효율적이라고 보고 있으나, 최근 金承鉉氏(成大, 석사논문, 1984.10)의 논문은 이를 否定的으로 보고 있다.
- 4) E. Fama(a), “The Behavior of Stock Market Prices,” Journal of Business, Vol.38(1) (January 1965), pp.34-105.
- 5) 많은 연구가 있으나 다음을 참조하였음.
B. Mandelbrot, “When can price be arbitrated efficiently?,” Review of Economics and Statistics, 53 pp.225-236.

있다고 규명된바 있다.⁶⁾

만약 株價나 그 收益率이 진정으로 非正規分布 형태를 이루고 있다면 시장의 弱型效率性을 검증함에 있어 正規分布의 假定下에 使用되는 自己相關係數分析等의 母數的 統計技法은 歪曲된 結果를 提示할 수 있고 結果의 說得力을 沮害하게 될 것이다.

本 研究의 目的은 우리나라 證劵市場에 있어 株式 收益率의 正規分布 與否를 非母數的 方法으로 검증하고, 검증결과가 만약 非正規分布를 나타내면 正規分布의 假定에 無關한 非母數統計技法을 使用하여 弱型效率的 市場假說에 關한 實證分析 結果의 說得力을 진작시키고자 하는 데 있다.

本 論文은 五章으로 構成되어 있는 데 Ⅱ章에서는 弱型效率的 市場假說 理論과 實證分析에 關한 研究 結果가 紹介되었다. Ⅲ章에서는 收益率의 正規分布의 可能性과 弱型效率的 市場假說을 檢證할 非母數的 統計方法이 提示되었다. Ⅳ章은 資料의 選定 및 非母數統計方法을 利用한 實證分析의 結果를 수록하였으며 마지막章은 要約 및 結論이다.

Ⅱ. 弱型效率的 市場假說의 理論的 背景 및 關係文獻

1. 弱型效率的 市場假說의 理論的 背景

效率的 市場 假說理論을 학문적 次元에서 定立시킨 Fama는 「財務理論의 基礎」라는 그의 著書에서 效率的 證劵市場의 本質은 모든 情報가 즉각적으로 값싸게, 그리고 充分히 證劵市場에 反映되어서 모든 적절한 情報를 利用하여 豫測된 株式의 價格은 市場에서 需要와 供給의 原則에 의해 決定된 價格과 차이가 없기 때문에 이들 情報의 使用으로 因한 價值增殖의 기회가 없어야 한다고 말하고 있다.⁷⁾ 그는 또 證劵市場이 만약 弱型效率的이라면 現在의 證劵價格의 分布는 過去의 證劵價格의 歷史를 모두 反映하고 있기 때문에 過去의 株價를 利用하여 正常이상의 超過收益을 얻을 수 있는 去來原則의 개발이 不可能하다고 보았다.

Reilly는 效率的 證劵市場을 定義하기를, 그 市場에서 決定되는 證劵의 價格은 新

6) 尹桂燮, op. cit., p.95.

7) Eugene Fama (b), Foundation of Finance, Basic Books, N. Y. 1976, Ch.5.

情報의 流入에 민감하게 적응하여야 하며 證券에 關係된 모든 情報를 反映하고 있어야 한다고 보았다.⁸⁾ 그는 또한 效率的證券市場의 前提條件으로 다음을 들었다; 첫째, 證券의 評價와 分析에 기초하여 利潤극대화를 추구하는 수많은 投資者가 있어야 하며, 둘째, 證券에 關係된 情報는 無作爲的으로 市場에 流入되어야 하고, 셋째, 投資者들은 새로운 情報의 效果를 신속히 價格에 反映시켜야 한다. 이는 곧 證券의 價格은 時系列的으로 相互 獨立의이며 無作爲的이어야 한다는 뜻과 같다.

證券의 價格變化가 無作爲的이어야 한다는 것은 公正경기모형, 마팅계일 (또는 서브 마팅계일) 모형, 그리고 렌덤워크모형에 의해 具體的으로 설명될 수 있다.

公正경기모형은 어떤 情報를 利用한 證券의 期待收益은 實際收益 (또는 買入후 保有收益) 과 같기 때문에 期待收益率과 實際收益率의 差異인 誤差는 平均해서 0이 된다는 말이다. 이를 數式으로 간략히 表現하면 다음과 같다.

$$E(\varepsilon_{j,t+1}) = [r_{j,t+1} - E(r_{j,t+1}/n_t)] = 0$$

단, $r_{j,t+1}$ 은 $t+1$ 期の j 자산의 수익율이며 n_t 는 t 期에 획득 가능한 모든 情報를 나타내고 E 는 期待값을 나타낸다.

마팅계일모형 역시 公正경기모형의 一種으로서 現在의 情報에 기초한 未來의 期待價格은 現在價格과 同一하기 때문에 未來의 期待收益率은 0이 된다는 것이다. 이를 數式으로 表現하면 다음과 같다.

$$E(P_{j,t+1}/n_t) = P_{j,t}$$

또는,

$$\frac{E(P_{j,t+1}/n_t) - P_{j,t}}{P_{j,t}} = E(r_{j,t+1}/n_t) = 0$$

서브마팅계일모형은 마팅계일모형보다 強한 意味를 가지는 모형으로서, 未來의 期待價格은 現在價格보다 높다고 豫見되기 때문에 期待收益率이 0보다 크다고 보는 見解이다. 이 模型이 주는 意味는 長期的인 株價上昇경향을 잘 把握하여 포트폴리오 관리에 利用한다면 超過收益을 얻을 수 있다는 뜻이다.

렌덤워크모형이란 株價의 變動이 마치 亂數의 움직임과 흡사하다는 것으로, 통계학적으로 定義하자면, 株價의 變動은 서로 獨立의이고 同一한 形態의 確率分布를 가져야한

8) Frank Reilly, Investment Analysis and Portfolio Management, The Dryden Press 1979, Ch.7.

다는 것이다. 랜덤워크模型은 公正경기모형이나 마팅계일모형보다는 훨씬 강한 조건을 수반한다. 即, 주어진 情報에 근거한 收益率의 分布와 情報에 근거하지 않는 分布는 平均값, 分散등의 母數에 있어서 同一한 값을 가져야 한다는 말이다. 또한 이模型은 收益率의 時系列的, 共分散이 0이 되어야 한다고 봄으로써, 반드시 0이 될 필요는 없다고 보는 公正경기모형보다 훨씬 구속력이 있다고 할 수 있다.

以上은 弱型效率的 市場假說에 關係된 理論의 간략한 要約이었다. 이 假說에 關한 實證分析은 分布形態의 分析, 自己相關係數方法, 選定技法, 또는 連의 검증등을 利用하여 많은 學者들에 의해 이루어졌다. 다음은 弱型效率的 假說을 實證의 으로 分析한 研究의 紹介이다.

2. 弱型效率的 市場假說의 關係文獻

證券市場의 弱型效率性을 理論的 次元에서 論述하였거나 實證的 分析을 통하여 糾明한 研究는 상당히 많으나 여기에서는 代表的인 몇 論文만 提示하고자 한다.

株價의 變化가 랜덤워크형태로 無作爲로 움직인다는 것을 理論的으로 最初로 提示한 사람은 프랑스의 Bachelier 였는 데, 그는 상품의 投機는 公正경기이어야 하기 때문에 期待超過利用은 0이 되어야 한다고 보았다.⁹⁾ 또한 Roberts는 株價의 一次 差異는 亂數의 一次 差異와 類似한 形態를 갖는다고 주장하였으며¹⁰⁾, Osborne은 株價의 變化가 화학용액중의 작은 粒子의 움직임인 Brown의 운동과 유사하게 움직인다고 봄으로써 株價의 無作爲性을 시사하였다.¹¹⁾

株價變化의 無作爲性의 理論的 妥當性은 애당초 소수의 制限된 學者들 사이에서 받아들여 졌는 데, 다음 學者들에 의해 보다 광범위한 資料와 새로운 統計方法이 사용됨으로써 더욱 더 구체적으로 糾明되기 始作하였다. 먼저 Moore¹²⁾는 株價變化間의 낮

9) L. Bachelier, "Theorie de la Speculation," Edited by P. Cootner, Random Character of Stock Market Prices, Cambridge, MIT, 1964.

10) H. Roberts, "Stock Market Pattern and Financial Analysis: Methodological Suggestions", Journal of Finance, vol.14, no.1, (March 1959), pp.1-10.

11) M. Osborne, "Brownian Motion in the Stock Market," Operation Research, Vol.7, (March-April 1959), pp.145-73.

12) P. Cootner, Random Character of Stock Market Prices, Cambridge, MIT, 1964, pp.139-161.

은 時系列 相關係數는 未來의 株價變化를 豫測하는 데 도움이 될 수 없다고 보았는데 週別資料를 利用한 그의 分析結果는 이를 뒷받침 하였다. Fama 역시 30 개의 Dew Jones 指數 種目的 日別 資料를 利用하여 時系列 相關係數와 連의 數(number of runs)를 조사하는데, 검증 結果는 株價變化의 無作爲性을 支持하는 것이었다.¹³⁾ Fama는 또 株式의 收益率은 正規分布가 아닌 꼬리가 두꺼운 安定性파레토포의 分布 形態를 하고 있다는 사실도 言及하였다.

Alexander는 價格變化를 利用하여 非正常的인 높은 收益率을 얻을 수 있는 去來 法則을 考案할 수 있다면, 그것은 株價變化의 無作爲性을 否定한다고 주장하였다.¹⁴⁾ 選定技法을 利用한 그의 研究 結果는, 空賣時의 配當金의 처리미숙과 去來費用의 不考慮로 因하여 높은 收益率의 可能性을 보임으로써 株價變化의 獨立性을 否定하였다. 한편 Fama와 Blume은 Alexander 研究方法論의 오류를 是正한 結果, 選定技法 그 자체는 순수히 買入하여 保有하는 戰略에 비해 결코 높은 收益을 얻을 수 없다는 것을 보임으로써 株價變化의 長期的 추세의 可能性을 부정하였다.¹⁵⁾

Fama에 의해 제기된 株式 收益率의 非正規分布性을, 보다 具體的으로 研究한 사람은 Mandelbrot이다. Mandelbrot는 株價의 持續的 依存性 여부를 統計的으로 검증하였는데, 만약 時系列的 株價에 長期추세가 存在한다면 分散은 無限이 되어야 한다고 주장하였다.¹⁶⁾ 그의 研究 結果는 分散이 無限히 크지 않을뿐더러 自己相關係數가 거의 0에 가깝기 때문에 株價는 상호 독립性을 가진 랜덤워크模型을 따른다는 것이었다.

Greene과 Fielitz도 株價의 分布와 弱型效率性을 검증하였다.¹⁷⁾ 그들은 표준화 된 범위分析을 뉴욕증권거래소의 종목의 日別 收益率에 적용한 結果, 장기적 추세가 존재함을 밝힘으로써 弱型效率性을 否定하는 한편, 收益率의 分布가 安定性파레토포의

13) E. Fama(a), op. cit.,

14) S. Alexander, "Price Movements in Speculative Markets:Trends or Random Walks, NO. 2," Industrial Management Review, Vol.5(Spring 1964), pp.25-46.

15) E. Fama and M. Blume, "Filter Rules and Stock Market Trading," Journal of Business, Security Prices:A Supplement, Vol. 39, No.1, Part 2(January 1966), pp. 226-41.

16) B.Mandelbrot, op. cit.,

17) M. Greene and B. Fielitz, "Long-term return dependence," Journal of Financial Economics Vol.4(1977), pp.339-349.

無限分散을 가진다고 주장하였다.

弱型效率的 市場假說을 우리나라 證券市場의 資料를 利用하여 檢증하려는 시도가 尹桂燮 교수에 의하여 행하여졌다.¹⁸⁾ 23개 上場 種目的 週別價格을 利用하여 自動相關分析, Q 統計量, 連의檢증, Peason χ^2 結合檢討法을 적용한 결과, 收益率의 變化는 獨立的이라는 것을 立證함으로써 弱型效率性을 支持하였다. 그는 또한 收益率의 分布가 두꺼운 꼬리를 가지는 安定性파레토폰의 非正規分布形態를 이루고 있다는 것도 示唆하였다.

또한 最近 本人이 指導한 碩士 論文에서, 金承鉉氏도 우리나라 證劵市場의 弱型效率性을 檢증하였는 데, 36개 種目的 日別 資料에 대하여 自動相關係數分析과 連의檢증을 행한 결과, 弱型效率的 市場假說이 우리나라 證劵市場에서는 뒷받침 되고 있지 못함을 주장하였다.¹⁹⁾ 以上은 弱型效率性에 관한 關係文獻의 간략한 紹介였다.

Ⅲ. 弱型效率的 市場假說에 대한 統計的 檢證方法

弱型效率的 市場假說을 檢證하기 爲하여서는 二段階의 統計的 處理方法이 必要하게 된다. 먼저 收益率의 正規分布 與否를 檢證하며 그 結果에 따라 弱型效率的 市場假說 自體를 檢證하기 위한 統計技法이 다음으로 選擇된다. 앞서의 研究結果²⁰⁾에 의거하여 本 論文에서도 收益率의 非正規性을 研究假說로 採擇하고 있다. 만약 收益率의 非正規分布性이 立證된다면 弱型效率性을 檢證하는 方法은 分布의 條件에 無關한 非母數的 統計技法이 使用되어야 할 것이다.

1. 株式 收益率의 正規分布 假定에 대한 檢證方法

株式의 收益率이 正規分布와는 다른 分布形態를 이루고 있다는 事實은 媒介變數의 계산에 의해서나 또는 分布形態의 推論에 의하여 指摘된 바 있다.²¹⁾ 또는 χ^2 檢證을 利用하여, 株式의 收益率이 正規分布를 이룬다는 尙無가설을 直接 檢證한 研究에서도

18) 尹桂燮, op. cit.,

19) 金承鉉, 한국증권시장의 弱型效率性 가설에 관한 연구, 碩士論文, 성균관대, 1984.10.

20) 尹桂燮, op. cit., 金承鉉, op. cit.,

21) Fama(a), Mandelbrot, Greene and Fielitz, 윤계섭, op. cit.,

비슷한 결론을提示하고 있다.²²⁾ 이 χ^2 方法의 適合度 檢證은 一定의 有意水準에서 귀무가설을 기각할 수 있느냐에 의해, 正規分布 여부에 관한 결론을 직접적으로 유도할 수 있다는 점에서 有效한 方法이다.

그러나 χ^2 方法은 다른 方法과 比較할때 다음의 問題點을 가지게 된다. 원래 適合度の χ^2 檢證은 標本의 分布가, 假想된 理論의 分布에 類似한지를 檢査하는 方法이다. 標本의 分布가 正規分布와 類似한지를 檢査하기 위해서는 먼저 몇개의 區間으로 나누고 標本의 平均값과 표준편차를 구한다. 그리고 각구간별 예상度數를 구하여구간内の 실제 관측度數와의 편차를 구한다. 각구간별 편차의 自乘을 다시 예상度數로 나누어 區間에 대한 總和를 구하여 χ^2 의 임계값과 比較하게 된다. 그런데 이때, 표본의 平均값과 표준편차로서 母集團의 그것들로 대신하기 때문에 自由度가 (區間의 數 - 母數의 數 - 1) 이 되어 χ^2 의 임계치가 正常보다 높게 査定된다는 사실이다. 結果적으로 χ^2 의 적합도의 檢證은 표본의 分布가 正規分布라는 귀무가설을 받아들이기 쉬워져 保守的 檢證이 되지만 檢證력이 감소되는 단점이 있다.²³⁾ χ^2 의 다른 결점은 資料를 任意의 區間으로 分類해야 하는고로 資料에 포함된 重要情報가 상실되기 쉽다는 것이다.²⁴⁾ 이와같은 自由度의 감소로 인한 檢證力의 弱화를 補完하기 위하여 Cramer 의 修正最小 χ^2 方法이 利用되기도 한다.²⁵⁾

그러나 本 研究에서는 χ^2 方法이나 一般的인 母數의 方法보다 檢證력이 높다고 思料되는 Kolmogorov 方法의 變型인 Lillifors 方法을 使用하기로 한다.²⁶⁾ χ^2 方法이나 Kolmogorov 方法이 標本의 正規分布 여부를 檢證하기 위하여 母集團의 平均과 分散을 明記해야할 必要가 있는 反面에, Lillifors 의 方法은 그것들을 特定값으로 明記하지 않아도 된다는 長點이 있다. 특히 正規分布 또는 指數分布의 여부를 檢證하는

22) 曹 淡, "우리나라 증권시장의 주가변동에 관한 연구," 흥대논총 Vol. II, 1979, pp.303-324. 金承鉉, op. cit.,

23) W. J. Conover, Practical Nonparametric Statistics, John Wiley and Sons, Inc., N.Y., 1971, p.191.

24) R.L. Iman and W.J. Conover, Modern Business Statistics, John Wiley and Sons, Inc., N.Y., 1983, pp.330-331.

25) Z. Birnbaum, Introduction to Probability and Mathematical Statistics, Harper, N.Y., 1962, p.258.

26) W. J. Conover, op. cit., pp.293-306.

데는 Lillifors의 方法이 탁월하다는 주장이 있다.²⁷⁾ Lillifors는 高性能의 컴퓨터를 利用하여 實證的 分布함수와 理論的 正規分布와의 差異에 관한 임계값을 획득하는데 成功하였다. 표본의 分布가 正規分布를 이룬다는 귀무가설을 검증함에 있어, 실제 分布함수의 표준정규값과 理論的인 표준정규값의 差異의 절대값 中에서 제일큰 값이, Lillifors가 提示한 임계값을 초월한다면 귀무가설은 기각이 되는 것이다. 이것을 數式으로 表現하면 다음과 같다.

$$T = \sup_x |F^*(x) - S(x)|$$

여기에서 T는 검증통계량이고, $F^*(x)$ 는 표준정규분포의 누적상대빈도이며, S(x)는 표본의 실제분포를 표준화한 누적상대빈도의 값이다. 또한 sup는 절대값의 극대치를 나타낸다.

가설 검증에 있어 관측도수(n)가 30개 이상인 경우, T가 $\frac{.886}{\sqrt{n}}$ 을 상회한다면 5%의 有意水準 ($\alpha = 0.05$)에서 귀무가설은 기각되는 것이다.²⁸⁾

2. 弱型效率的 市場假說 檢證을 위한 非母數的 統計方法

前述한 收益率의 非正規分布性에 관한 학자들의 研究結果²⁹⁾에 의거하여 弱型效率性을 統計적으로 검증함에 있어 非母數的 方法을 우선적으로 使用하고자 한다. 收益率이 時系列적으로 獨立性을 가지는 랜덤워크模型을 따르는지를 檢證하기 위하여 非母數方法인 連의검증(run test)과 Cox-Stuart의 sign test를 적용할 것이다.

連의검증법은 몇 學者들에 의하여 收益率의 獨立性 검증에 應用된 方法으로서(t-1)期와 t期 사이의 株價變化를 가격의 上昇(+), 無變化 또는 下落(0, -)으로 表示하고 連의 數를 계산하여 連의 임계값과 비교하여 收益率의 獨立性 여부를 검증하는 方法이다.³⁰⁾ 만약 가격의 變化가 +, 0, -, -, +, +로 나타났다면 連의 수는 3개가 되는 것이다.

+와 (0 또는 -)의 2부호를 利用하여 連의검증을 행하는 方法은 다음과 같다.³¹⁾

27) Iman and Conover, op. cit., pp.330-331.

28) W. J. Conover, op. cit., Table 15, p.398에 언급되어 있음.

참고로 $n > 30$ 인 경우, $\alpha = 0.1$ 과 $\alpha = 0.01$ 에서 임계값은 각각 $\frac{.805}{\sqrt{n}}$ 과 $\frac{1.031}{\sqrt{n}}$ 이다.

29) Fama, Mandelbrot, Greene and Fielitz, 윤계섭, 조담, 김승현, op. cit.,

30) Fama(a)와 윤계섭 교수, op. cit.,의 논문에서는 +, 0, -로 구분된 세가지 부호의 連의 검증을 강조하였다.

31) Conover, op. cit., pp.350-356에 소개된 Wald-Wolfowitz의 run test를 사용하였다.

連의 수인 검증통계량 T 가 5%의 有意水準에서 左측 임계값보다 작거나 右측 임계값보다 크다면 수익율의 分布가 무작위로 움직인다는 귀무가설은 기각되는 것이다.³²⁾

弱型效率性을 검증하기 위하여 쓰이는 다른 종류의 非母數的 方法은 sign test의 變型인 Cox-Stuart의 추세검증법이다.³³⁾ Cox-Stuart 方法은 時系列로 된 표본 자료에 추세가 存在하는지 여부를 검증하는 데 有效하다. 적용절차는 먼저 전체 자료를 正中央의 수 C 를 中心으로 $(x_1, x_{1+c}), (x_2, x_{2+c}) \dots (x_{n-c}, x_n)$ 의 짝으로 構成한다. 다음으로 $n/2$ 개의 各쪽에 대하여 x_j 와 x_{j+c} 를 비교하여 x_{j+c} 가 x_j 보다 크면 $+$, 작으면 $-$ 로 表示한다. 검증통계량 T 는 $+$ 를 가진 짝의 수가 되며 T 가 $\frac{1}{2}(k - 1.96\sqrt{k})$ 보다 작거나 $\frac{1}{2}(k + 1.96\sqrt{k})$ 보다 크다면 추세가 존재하지 않는다는 귀무가설은 5%의 有意水準에서 기각되는 것이다. 이때 k 는 동일의 짝의 수를 除外한 $+$ 와 $-$ 의 짝의 수를 合한 수를 말한다.

VI. 實證分析의 結果

1. 資料의 選定

本 研究의 實證分析에 쓰여진 標本企業은 우리나라 증권거래소에 上場된 企業中 비교적 去來量이 많고 規模가 큰 種目을 대상으로하여 12개 業種에서 36개가 任意로 抽出되었다. 표본기업의 이름은 附錄에 言及되어 있다.

또한 檢證대상의 期間은 資料수집의 容易度와 上場時期의 一貫性을 견지하기 위하여 1980년 1월 1일부터 1983년 12월 31일까지의 4년간으로 局限하였다. 이 期間中 종합주가지수는 80년 1월에 101.7 (80년 1월 4일을 100으로 기준할때)으로 시작하여 81년 7월에는 154.9, 83년 12월에 121.7을 기록하여 一般經濟指標로 나타난 景氣의 침체, 회복, 安定局面에 相應하였다고 볼 수 있다.³⁴⁾

32) 左측 임계값은 $W_{.025} \cong \frac{2mn}{m+n} + 1 + (-1.96) \sqrt{\frac{2mn(2mn-m-n)}{(m+n)^2(m+n-1)}}$ 이고 右측 임계값은 $W_{.975} \cong \frac{2mn}{m+n} + 1 + (1.96) \sqrt{\frac{2mn(2mn-m-n)}{(m+n)^2(m+n-1)}}$ 이다. 이때 m 은 $+$ 의 수이고 n 은 $(0, -1)$ 의 수이다. 만약 유의수준이 10%라면 左, 右 임계값은 위의 식에서 괄호안의 (-1.96) 과 (1.96) 대신에 (-1.65) 와 (1.65) 로 대체하면 된다.

33) W. J. Conover, op. cit., pp.130-136.

34) 동서증권, 상장기업 재무분석, 1984. 참조.

株價에 關係된 資料는 每週 土曜日의 終價를 使用하였는 데, 이는 月曜日의 價格을 使用하는 경우 週末사이에 株價가 下落하는 週末效果 (weekend effect) 가 우리되기 때문이다.³⁵⁾ 土曜日의 終價가 없을 경우에는 金曜日·木曜日 등의 順으로 株價를 使用하였다.

弱型效率性 여부를 檢증하기 위하여 株價 자체보다 收益率을 使用하여야 하는 데, 收益率은 아래 方法에 의해 計算하였다.

$$R_{j,t} = \frac{P_{j,t} - P_{j,t-1}}{P_{j,t-1}}$$

단, $R_{j,t}$: 증권 j 의 t 시점에서의 수익율

$P_{j,t}$: 증권 j 의 t 시점에서의 주가

$P_{j,t-1}$: 증권 j 의 $t-1$ 시점에서의 주가

收益率을 計算함에 있어 配當支給이나, 有·無償增資, 額面分割 등의 조치로 인한 株價에 미치는 영향을 고려하기 위하여 적절한 株價修正을 加하였다.³⁶⁾

2. 收益率의 正規分布 假定에 대한 檢證 結果

收益率이 正規分布를 이룬다는 귀무가설을 檢증하기 위하여 前述한 Lillifors의 方法을 各 標本企業에 적용하였다. Lillifors의 檢증을 實施한 具體的 절차는 다음과 같다.

먼저 205개의 週別 株價를 前述한 方法과 修正에 의하여 204개의 收益率로 轉換하였다. 다음으로 收益率의 標本平均과 표준편차를 구하여 204개의 收益率을 표준정규모수화하였다 (即, Z 값을 구함). 그리고 제일 낮은 Z 값부터 順序대로 나열하였다. 理論的 標準正規分布에 있어서 $-3Z$ 에서 $+3Z$ 까지가 빈도수의 대부분을 포함함으로써 실제의 Z 값에 대해 $0.1Z$ 의 간격으로 $-3Z$ 에서 $+3Z$ 까지 最大限 60개의 구간을 설정하였다. 그리고 각 구간별 빈도수를 구하여 누적상대빈도를 구한 후, 그것과 이론적 표준정규분포와의 差異의 絕對값 중에서 極大값을 T 로 規定하고 이것을 임계값과 비교하였다. $0.1Z$ 의 구간간격으로 결정되는 구간의 수는 Z 값의 群集度에 따라 표본기업간에 다소 差

35) weekend effect에 관해서는 여러 연구가 있으나, 본 연구에서는 D. Keim and R. Stambaugh, "A further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns," Journal of Finance Vol. 39(3) (July 1984), pp. 819-835.를 참고하였다.

36) 修正方法은 조담, op. cit.,에 使用된 것과 同一한 方法을 채택하였다.

異가 있었다.³⁷⁾

表1은 각 기업별로 Lillifors의 검증에 관계된 區間의數, T값, T값이 발생한 구간, $\alpha=0.05$ 에서의 임계값 $\frac{.886}{\sqrt{n}}$, 그리고 수익율이 正規分布를 이룬다는 커무가설의 기각 有無를 나타내고 있다.³⁸⁾

〈表1〉 Lillifors의 검증에 관계된 統計資料

| 기 업 | 구간수 (n) | $T = \sup_x F^*(x) - S(x) $ | T발생구간 (Z로 표시) | $\alpha=0.05$ 의 임계값 ($\frac{.886}{\sqrt{n}}$) | 기 각 유 무 | 局外度數 (-3Z이하) |
|-------|---------|------------------------------|---------------|---|---------|--------------|
| 신 라교역 | 37 | .2317 | 0.1 | .1457 | ○ | 3(2) |
| 대 한중석 | 44 | .1690 | 0.5 | .1336 | ○ | 4(2) |
| 대 한제당 | 44 | .1475 | 0.3 | .1336 | * | 2(0) |
| 서울미원 | 37 | .1772 | 0.4 | .1457 | ○ | 5(4) |
| 동양맥주 | 41 | .1349 | -0.1 | .1384 | △ | 1(0) |
| 제일모직 | 41 | .2012 | 0.3 | .1384 | ○ | 5(1) |
| 한일합섬 | 36 | .2220 | 0.1 | .1477 | ○ | 7(4) |
| 동아제약 | 41 | .1332 | 0.4 | .1384 | △ | 3(2) |
| 대 응제약 | 37 | .1870 | 0.4 | .1457 | ○ | 5(3) |
| 한양화학 | 37 | .1544 | 0.5 | .1457 | * | 3(2) |
| 카프로락당 | 47 | .1285 | 0.2 | .1292 | △ | 1(0) |
| 한국화약 | 38 | .1573 | 0.3 | .1437 | * | 4(2) |
| 한국석유 | 28 | .2212 | 0.2 | .1674 | ○ | 4(2) |
| 원 풍산업 | 41 | .1870 | 0.4 | .1384 | ○ | 4(0) |
| 삼양타이어 | 35 | .1439 | 0.1 | .1478 | △ | 2(1) |
| 한국유리 | 42 | .1578 | 0.2 | .1367 | * | 4(1) |
| 현대시멘트 | 39 | .1524 | 0.3 | .1418 | * | 4(2) |
| 삼척산업 | 39 | .1976 | 0.1 | .1418 | ○ | 4(0) |
| 한국강관 | 43 | .1475 | 0.3 | .1351 | * | 2(0) |
| 대우중공업 | 38 | .1334 | 0.2 | .1437 | △ | 6(0) |
| 금 성 사 | 40 | .1378 | 0.3 | .1401 | △ | 3(2) |

37) 다시 말하여 Lillifors 方法의 임계값 $W_{.95} = \frac{.886}{\sqrt{n}}$ 을 구하는 데 있어서 n값이 표본 기업에 따라 다르다는 말이다.

38) 각 구간별 누적상대빈도 S(x) 와, $|F^*(x) - S(x)|$ 는 紙面 關係로 생략되었음.

| 기 업 | 구간수 (n) | $T = \sup_x F^*(x) - S(x) $ | T 발생구간 (Z로 표시) | $\alpha = 0.05$ 의 임계값 ($\frac{.886}{\sqrt{n}}$) | 기각 유무 | 局外度數 (-3Z 이하) |
|-------|---------|------------------------------|----------------|---|-------|---------------|
| 동양정밀 | 39 | .1293 | 0.1 | .1418 | △ | 3(0) |
| 삼성전자 | 43 | .1187 | 0.2 | .1351 | | 2(0) |
| 현대자동차 | 42 | .1090 | 0.2 | .1367 | | 4(0) |
| 기아산업 | 42 | .1378 | 0.3 | .1367 | * | 4(1) |
| 대일화학 | 37 | .1927 | 0.1 | .1457 | ○ | 3(1) |
| 삼환기업 | 41 | .1300 | 0.5 | .1384 | △ | 5(2) |
| 대림산업 | 38 | .1480 | 0.4 | .1437 | * | 5(2) |
| 삼부토건 | 42 | .1592 | 0.5 | .1367 | ○ | 4(1) |
| 쌍용 | 42 | .1475 | 0.3 | .1367 | * | 4(1) |
| 국제상사 | 39 | .1914 | 0.3 | .1418 | ○ | 4(1) |
| 선경 | 37 | .1578 | 0.2 | .1457 | * | 4(1) |
| 대한통운 | 41 | .1334 | 0.2 | .1384 | △ | 4(2) |
| 대한항공 | 40 | .1378 | 0.3 | .1401 | △ | 6(1) |
| 한일은행 | 36 | .1787 | 0.5 | .1477 | ○ | 7(3) |
| 한일은행 | 38 | .1719 | 0.3 | .1437 | ○ | 5(2) |

* $\alpha = 0.1$ 과 $\alpha = 0.01$ 에서의 임계값은 각각 $\frac{.805}{\sqrt{n}}$ 과 $\frac{1.031}{\sqrt{n}}$ 이다.

○는 $\alpha = 0.01$, *는 $\alpha = 0.05$, △는 $\alpha = 0.1$ 에서 귀무가설 (H_0 : 정규분포)의 기각을 각각 나타낸다.

局外도수는 +3Z보다 크거나 -3Z보다 적은 도수의 합을 말하고 ()의수는 -3Z보다 적은 도수이다.

表1에 나타난 자료에 의하면 검증통계량 T값은 0.11과 0.22 사이이며, T의 발생구간은 한개기업(동양맥주)을 제외한 나머지 기업은 +0.1Z와 +0.5Z 사이임을 보이고 있다. 또한 表에서는 나타나지 않았지만 T의 발생구간에서는 실제누적상대빈도가 이론적누적상대빈도를 초과하고 있음도 알 수 있다. 이 사실은, 平均局外者(outlier)의 數가 3.6개이며³⁹⁾ 주로 +3Z 이상의 局外者의 數가 많은 것을 고려할 때, 收益率의 分布는 右로 약간 偏倚된 두꺼운 꼬리를 갖는 非對稱分布를 갖고 있다고 推

39) 이것은 총 局外度數를 합하여 기업의 수 36개로 나눈 값으로, 204개 수익율의 약 1.8%에 해당한다.

論하는 근거가 된다. 다시말해 收益率은 正規分布와는 다른, 두꺼운 꼬리를 갖는 파레토포의 分布와 類似的한 形態를 갖는다고 유추할 수가 있다.

表1은 또한, 收益率이 正規分布를 이루고 있다는 귀무가설을 統計的으로 기각할 수 있는지를 10%, 5%, 그리고 1%의 세가지 有意水準에서 보여주고 있다. 오직 두 개 기업(삼성전자와 현대자동차)에 있어서만 어떤 有意水準下에서도 귀무가설을 기각할 수 없음을 보여주고 있다. 그러나 나머지의 기업에 대해서는 귀무가설을 기각할 수 있음을 쉽게 알 수 있다. 即 $\alpha=0.1$ 에서 귀무가설을 기각할 수 있는 기업수가 34개(전체의 94%), $\alpha=0.05$ 에서 24개(전체의 67%), 또한 $\alpha=0.01$ 에서도 14개(전체의 39%)가 되어 표본기업의 3분의 2 이상은 수익율의 정규분포라는 귀무가설을 5%의 有意水準에서 기각하고 있음을 알 수 있다. 특히 本 研究에 채택된 기업은 거래가 활발하고 규모가 비교적 큰 기업들임을 고려할 때, 표본에서 누락된 其他 기업들의 收益率 역시 非正規性을 나타낼 것으로 추정할 수 있다. 따라서 本 研究의 結果는 우리나라 주식의 收益率이 非正規分布를 이루고 있음을 강하게 示唆한다고 할 수 있다.

3. 弱型效率的 市場假說의 檢證 結果

弱型效率的 市場假說을 檢證하기 위하여 連의檢證과 Cox-Stuart의 추세檢證을 실시하였다. 두 檢證 方法은 收益率의 時系列 資料가 無作爲로 움직이는 相互獨立性을 가지고 있는지 여부를 檢證한다는 면에서 비슷하다고 하겠으나, Cox-Stuart 方法은 장기적 추세 여부를 더 強調하기 때문에 連의檢證法보다는 弱型效率性을 檢證하기에는 檢證력이 다소 弱하다고 할 수 있다.

連의檢證은 수익율의 上昇(+), 無變化 또는 下落(0, -)의 2가지 부호를 使用하여 行하였다. 1週間の 수익율을 利用한 連의檢證의 結果는 表2에 수록되어 있다.

〈表 2〉 連의檢證(run test) 結果

| 기 업 | 실제 (+)의 수 | 실제(0, -)의 수 | 連(run)의 수 | W. 025 | W. 975 | $\alpha=.05$ 에서 기각 유무 |
|------|-----------|-------------|-----------|--------|--------|-----------------------|
| 신라교역 | 75 | 129 | 100 | 82.9 | 108.8 | |
| 대한중석 | 83 | 121 | 92 | 86.0 | 112.9 | |
| 대한제당 | 89 | 115 | 100 | 87.6 | 115.1 | |
| 서울미원 | 107 | 97 | 95 | 88.8 | 116.7 | |
| 동양맥주 | 84 | 120 | 106 | 86.3 | 113.4 | |

| 기 업 | 실제 (+)의 수 | 실제(0, -)의 수 | 連(run)의 수 | W. 025 | W. 975 | $\alpha=0.05$ 에서 기 각 유 무 |
|---------|-----------|-------------|-----------|--------|--------|-----------------------------|
| 제 일 모직 | 77 | 127 | 110 | 83.8 | 109.9 | * |
| 한 일 합섬 | 61 | 143 | 93 | 74.8 | 98.2 | |
| 동 아 제약 | 98 | 106 | 108 | 88.9 | 116.8 | |
| 대 응 제약 | 100 | 104 | 100 | 89.0 | 116.9 | |
| 한 양 화학 | 93 | 111 | 107 | 88.4 | 116.1 | |
| 카프로락담 | 88 | 116 | 117 | 87.4 | 114.8 | * |
| 한 국 화약 | 93 | 111 | 114 | 88.4 | 116.1 | |
| 한 국 석유 | 76 | 128 | 97 | 83.3 | 109.4 | |
| 원 풍 산업 | 82 | 122 | 103 | 85.7 | 112.5 | |
| 삼양타이어 | 87 | 117 | 115 | 87.1 | 114.5 | * |
| 한 국 유리 | 83 | 121 | 88 | 86.0 | 112.9 | |
| 한 국 시멘트 | 95 | 109 | 100 | 88.6 | 116.4 | |
| 삼척 산업 | 78 | 126 | 107 | 84.2 | 110.5 | |
| 한 국 강관 | 82 | 122 | 100 | 85.7 | 112.5 | |
| 대우중공업 | 86 | 118 | 92 | 86.9 | 114.1 | |
| 금 성 사 | 96 | 108 | 104 | 88.7 | 116.6 | |
| 동 양 정 밀 | 86 | 118 | 100 | 86.9 | 114.1 | |
| 삼 성 전자 | 94 | 110 | 104 | 88.5 | 116.3 | |
| 현대자동차 | 97 | 107 | 113 | 88.8 | 116.7 | |
| 기 아 산업 | 93 | 111 | 104 | 88.4 | 116.1 | |
| 대 일 화학 | 86 | 118 | 98 | 86.9 | 114.1 | |
| 삼 환 기업 | 98 | 106 | 105 | 88.9 | 116.8 | |
| 대 립 산업 | 82 | 122 | 102 | 85.7 | 112.5 | |
| 삼 부 토 건 | 86 | 118 | 106 | 86.9 | 114.1 | |
| 쌍 용 | 91 | 113 | 104 | 88.0 | 115.6 | |
| 국 제 상 사 | 84 | 120 | 92 | 86.3 | 113.4 | |
| 선 경 | 90 | 114 | 110 | 87.8 | 115.4 | |
| 대 한 통 운 | 92 | 112 | 118 | 88.2 | 115.9 | * |
| 대 한 항 공 | 92 | 112 | 100 | 88.2 | 115.9 | |
| 제 일 은행 | 94 | 110 | 109 | 88.5 | 116.3 | |
| 한 일 은행 | 104 | 100 | 102 | 89.0 | 116.9 | |

$$* W_{.025} = \frac{2mn}{m+n} + 1 + (-1.96) \sqrt{\frac{2mn(2mn-m-n)}{(m+n)^2(m+n-1)}}$$

$$W_{.975} = \frac{2mn}{m+n} + 1 + (1.96) \sqrt{\frac{2mn(2mn-m-n)}{(m+n)^2(m+n-1)}}$$

의 근사치를 사용하여 얻음.

m = '+'의 수, n = (0, -)의 수.

*는 $\alpha = 0.05$ 에서 귀무가설(Ho: 수익율은 독립적이다)의 기각을 나타냄.

表2의 連의검증 結果에 의하면 수익율이 時系列的으로 相互 獨立의이라는 귀무가설이 기각될 수 있는 경우는 5%의 有意水準에서 전체 기업의 11%인 오직 4개 뿐이었다.⁴⁰⁾ 따라서 수익율이 시계열적으로 無作爲로 움직이는 獨立性을 가지는 랜덤워크模型을 가진다는 假說은 充分히 뒷받침 된다고 할 수 있다. 다시말하면 1주간의 수익율을 사용할 때 한국증권시장은 弱型效率性을 나타내고 있다고 볼 수 있다.

다음으로 Cox-Stuart의 추세분석을 행하였다. 이때의 귀무가설은 수익율의 장기 추세가 존재하지 않는다는 것이다. 이 분석은 세개의 期間에 대해 행하여 졌는데, 첫째 기간은 80년 1월부터 83년 12월까지이며, 두번째 기간은 80년 1월부터 81년 6월까지이고, 세번째 기간은 81년 7월부터 83년 12월까지이다. 전제기간을 81년 7월 以前과 以後로 兩分한 이유는 81년 6월 이후, 제5차 경제개발5개년계획의 발표, 경기의활성화대책 발표등으로 인하여 증권시장이 전반적인 상승국면을 보였기 때문이다.⁴¹⁾

위의 세期間에 대한 Cox-Stuart의 추세분석의 結果는 表3에 提示되어 있다. 먼저 전체기간에 대해서 수익율의 장기추세가 존재한다고 할 수 있는 경우(즉, H_0 : 장기추세 없음)을 기각하는 경우)는 36개의 기업中 오직 3개 뿐으로 약 90% 이상의 표본기업은 장기추세가 없음을 나타내고 있다. 두번째 기간인 80년 1월-81년 6월에서는 오직 두개 기업만이 5%의 유의수준에서 장기추세를 가진다고 볼 수 있을 뿐 아니라, 10%의 유의수준이라도 추가로 귀무가설이 기각되는 것은 겨우 2개 뿐이다. 세번째 기간인 81년 7월-83년 12월에서도 역시 귀무가설을 기각할 수 있는 경우는 극소수이다. 즉 $\alpha=0.05$ 에서는 3개업, $\alpha=0.1$ 에서는 4개가 된다. 세期間을 通算한 108개의 경우, 귀무가설을 기각할 수 있는 수는, $\alpha=0.1$ 에서 11개(약 10%), $\alpha=0.05$ 에서는 8개(약 7%)이다. 따라서 表3은 수익율의 장기적 추세가 존재하고 있지 않음을 나타냄으로써 連의검증 結果와 더불어 한국증권시장의 弱型效率性을 統計的 結果에 의해 뒷받침하고 있다고 볼 수 있다.

40) 유의수준은 $\alpha=0.1$ 로 늘리는 경우, 오직 한개 기업(한국화약)에 대해서만 추가로 귀무가설을 기각할 수 있다.

41) 한국증권거래소 발간의 "株式" 각 號 또는 池淸, 曹淡, 투자론 무역경영사, 1984, p.83. 참조.

<表 3> Cox-Stuart 의 추세분석결과

| 기 업 | 80.1-83.12 | | | 80.1-81.6 | | | 81.7-83.12 | | |
|-------|------------|-----|------|-----------|-----|------|------------|-----|------|
| | +부호 | -부호 | 기각유무 | +부호 | -부호 | 기각유무 | +부호 | -부호 | 기각유무 |
| 신라교역 | 49 | 49 | | 21 | 17 | | 33 | 26 | |
| 대한중석 | 48 | 50 | | 17 | 20 | | 29 | 35 | |
| 대한제당 | 54 | 43 | | 22 | 16 | | 35 | 29 | |
| 서울미원 | 51 | 44 | | 21 | 17 | | 34 | 29 | |
| 동양맥주 | 54 | 48 | | 23 | 14 | | 36 | 28 | |
| 제일모직 | 50 | 49 | | 21 | 17 | | 28 | 29 | |
| 한일합섬 | 47 | 41 | | 20 | 16 | | 29 | 35 | |
| 동아제약 | 56 | 31 | | 20 | 18 | | 37 | 27 | |
| 대웅제약 | 44 | 41 | | 19 | 19 | | 29 | 34 | |
| 한양화학 | 57 | 28 | | 19 | 19 | | 38 | 26 | |
| 카프로락담 | 57 | 45 | | 19 | 19 | | 39 | 25 | |
| 한국회약 | 47 | 55 | | 18 | 20 | | 32 | 32 | |
| 한국섬유 | 54 | 47 | | 20 | 18 | | 40 | 24 | * |
| 원풍산업 | 50 | 52 | | 16 | 22 | | 37 | 27 | |
| 삼양타이어 | 57 | 45 | | 22 | 16 | | 42 | 22 | * |
| 한국유리 | 54 | 44 | | 22 | 16 | | 35 | 28 | |
| 현대시멘트 | 60 | 38 | * | 19 | 19 | | 34 | 30 | |
| 삼척산업 | 50 | 48 | | 19 | 19 | | 35 | 29 | |
| 한국강관 | 50 | 52 | | 22 | 15 | | 32 | 31 | |
| 대우중공업 | 51 | 51 | | 24 | 14 | | 35 | 29 | |
| 금성사 | 51 | 51 | | 22 | 16 | | 35 | 29 | |
| 동양정밀 | 55 | 47 | | 22 | 16 | | 37 | 27 | |
| 삼성전자 | 52 | 50 | | 18 | 20 | | 38 | 26 | |
| 현대자동차 | 62 | 40 | * | 18 | 20 | | 32 | 32 | |
| 기아산업 | 63 | 39 | * | 17 | 21 | | 40 | 23 | * |
| 대일화학 | 53 | 49 | | 25 | 12 | * | 35 | 28 | |
| 삼환기업 | 44 | 58 | | 25 | 13 | △ | 32 | 32 | |
| 대림산업 | 48 | 54 | | 24 | 14 | | 34 | 30 | |
| 삼부토건 | 42 | 60 | | 25 | 13 | △ | 39 | 25 | △ |
| 쌍용 | 51 | 50 | | 19 | 19 | | 35 | 29 | |
| 국제상사 | 53 | 48 | | 21 | 17 | | 36 | 28 | |
| 선경 | 51 | 50 | | 18 | 20 | | 34 | 30 | |
| 대한통운 | 50 | 51 | | 23 | 15 | | 38 | 26 | |
| 대한항공 | 51 | 50 | | 15 | 22 | | 35 | 29 | |
| 제일은행 | 47 | 54 | | 11 | 27 | * | 26 | 37 | |
| 한일은행 | 44 | 57 | | 16 | 22 | | 28 | 36 | |

* $\alpha = 0.05$ 에서의 임계값은 $W_{.975} = \frac{1}{2}(k + 1.96\sqrt{k})$, $W_{.025} = \frac{1}{2}(k - 1.96\sqrt{k})$ 이고 k 는 +쪽과 -쪽의 합.

*와 △는 $\alpha = 0.05$ 와 $\alpha = 0.1$ 에서 귀무가설을 기각함을 각각 나타낸다.

以上은 弱型效率의 市場假說을 검증하는 데 利用된 두가지 非母數 統計方法의 結果의 提示였다. 非母數的 統計方法의 使用의 前提는 收益率이 정규분포를 이루고 있지 않다는 Lillifors의 검증 結果에 基因하였다.

수익율의 分布 형태를 정규분포와 類似하다고 가정한다면 마팅게일이나 서브마팅게일모형으로 表現되는 弱型效率性을 母數的 方法으로 검증할 수 있다. 마팅게일모형은 수익율의 기대값(즉, 평균수익율)이 0와 같다는 뜻으로 다음의 假說式으로 表現될 수 있다.

$$H_0: E(r_{jt}) = 0$$

$$H_a: E(r_{jt}) \neq 0$$

단, r_{jt} 는 j 기업의 t 기의 수익율.

이때 서브마팅게일모형은 대립가설의 기대수익이 0보다 크다는 뜻과 같다(즉 $H_a: E(r_{jt}) > 0$).

위의 가설은 中心極限의 定理에 의하여 표준정규母數 Z 값을 이용하여 검증할 수 있다. 즉 표본의 Z 값이 임계값을 초월한다면 귀무가설을 기각하는 것이다. 表 4는 Z 값에 의한 마팅게일모형의 검증 結果를 나타내고 있다.

<表 4> Martingale 모형의 검증에 관한 자료

| 기 업 | 수익율의 평균 | 수익율의 표준편차 | 표준오차 | Z 값 |
|-----------|---------|-----------|--------|------|
| 신 라 교 역 | .00237 | .04342 | .00304 | .78 |
| 대 한 중 역 | -.00194 | .04110 | .00288 | -.67 |
| 대 한 제 당 | .00441 | .05472 | .00383 | 1.15 |
| 서 울 미 원 | .00260 | .05552 | .00389 | .67 |
| 동 양 맥 주 | .00188 | .04724 | .00331 | .57 |
| 제 일 모 직 | .00204 | .04409 | .00309 | .66 |
| 한 일 합 섬 | -.00086 | .02896 | .00203 | -.42 |
| 동 아 제 약 | .00201 | .03922 | .00275 | .73 |
| 대 응 제 약 | .00341 | .03971 | .00278 | 1.23 |
| 한 양 화 학 | .00166 | .08942 | .00626 | .27 |
| 카 프 로 락 담 | .00026 | .05460 | .00382 | .07 |
| 한 국 화 약 | .00453 | .05373 | .00376 | 1.20 |
| 한 국 석 유 | .00726 | .11477 | .00804 | .90 |
| 원 풍 산 업 | .00158 | .06601 | .00462 | .34 |

| 기 업 | 수익율의 평균 | 수익율의 표준편차 | 표 준 오 차 | Z 값 |
|-----------|---------|-----------|---------|-------|
| 삼 양 타 이 어 | .00557 | .07362 | .00515 | 1.08 |
| 한 국 유 리 | .00060 | .04210 | .00295 | .20 |
| 현 대 시 멘트 | .00627 | .07542 | .00528 | 1.19 |
| 삼 척 산 업 | .00548 | .07005 | .00490 | 1.12 |
| 한 국 강 판 | .00199 | .06838 | .00479 | .42 |
| 대 우 중 공 업 | .00262 | .06174 | .00432 | .61 |
| 금 성 사 | .00266 | .05888 | .00412 | .65 |
| 동 양 정 밀 | .00312 | .06859 | .00480 | .65 |
| 삼 성 전 자 | .00197 | .05681 | .00398 | .49 |
| 현 대 자 동 차 | .00323 | .05890 | .00412 | .78 |
| 기 아 산 업 | .00566 | .07858 | .00550 | 1.03 |
| 대 일 화 학 | .00493 | .04267 | .00299 | 1.649 |
| 삼 환 기 업 | .00154 | .07661 | .00536 | .29 |
| 대 립 산 업 | -.00044 | .07800 | .00546 | -.08 |
| 삼 부 토 전 | .00317 | .08673 | .00607 | .52 |
| 쌍 용 | .00367 | .06683 | .00468 | .78 |
| 국 제 상 사 | .00540 | .07606 | .00533 | 1.01 |
| 선 경 | .00679 | .08636 | .00605 | 1.12 |
| 대 한 통 운 | .00478 | .06530 | .00457 | 1.05 |
| 대 한 항 공 | .00190 | .06995 | .00490 | .39 |
| 제 일 은 행 | .00100 | .05101 | .00357 | .28 |
| 한 일 은 행 | .00091 | .04848 | .00339 | .27 |
| 수익율의 총평균 | .00289 | | | |

表 4에 의하면 오직 3개 기업이 -의 평균수익율을 보였으며, 36개 기업의 1주 평균수익율은 약 0.29%로서 연간 약 15%의 수익율을 얻을 수 있었음을 보여주고 있다. 또한 검증 통계량 Z값이 모든 기업에 있어서 임계값($\alpha=0.05$ 인 경우 ± 1.96)을 초과하지 못하기 때문에 평균수익율이 0라는 귀무가설은 기각될 수 없음을 나타내고 있다. 이것은 결국 한국증권시장에서는 마팅계일모형의 弱型效率性이 存在한다는 것과 같은 뜻으로 앞서 非母數的 方法의 結果와 一致된다고 볼 수 있다.

V. 要約 및 結論

本 研究에서는 우리나라 증권시장의 자료를 利用하였을 때 弱型效率的 市場假說 理論이 어떤 結果를 보일 것인지를 규명하기 위하여 非母數的인 統計技法을 利用하여 實證的으로 分析하였다.

그 첫번째 단계로 收益率의 正規分布 여부를 Lillifors의 技法을 使用하여 검증하였다. 검증 結果는 대부분의 표본기업이 非正規分布를 가지고 있음을 보여주었다. 또한 구체적인 分布형태는 右로 약간 偏倚된 두꺼운 꼬리의 파레토포형이라는 것도 推論할 수 있었다.

收益率이 非正規分布를 이루고 있다는 統計 結果에 근거하여 다음으로는 非母數的 統計技法을 活用하여 弱型效率性 여부를 검증하였다. 우선 2부호를 利用한 連의검증을 行하였다. 連의검증 結果는, 수익율이 時系列的으로 獨立的이라는 귀무가설을 표본기업의 11%의 기업에서만 기각시킴으로서 대부분의 표본기업에 있어서 수익율은 상호 독립적인 것으로 나타났다. 이것은 랜덤워크형의 弱型效率性이 지지되고 있음을 보여준 것이라 할 수 있다.

다음으로는 收益率의 長期추세가 존재하는지를 알아보기 위하여 Cox-Stuart의 技法을 적용하였다. 세가지의 표본기간中, 대다수의 기업에 있어서 장기추세가 존재하지 않는다는 검증 結果를 보임으로써 收益率의 時系列的 獨立性이 支持되고 있음을 보였다.

마지막으로 非母數的 統計技法의 적용으로 인한 弱型效率性에 관한 結論을 補完하기 위하여 母數的 方法을 추가로 적용하였다. 표준정규분포에 의한 검증결과 모든 기업에 있어서 期待收益率이 0보다 현저히 다르게 나타나지 않았다. 이는 곧 마팅계일 모형의 弱型효율적 시장가설이 支持될 수 있음을 말한다. 以上の 세가지 非母數的·母數的 통계技法의 결과에 의하여 한국증권시장은 弱型效率性을 가진다고 결론내릴 수 있다.

그러나 本 研究가 표본선정이나 研究方法論上的 制限性이 없는 것은 아니다. 단지 36개의 기업만이 표본으로 선정되었다든지, 표본기간이 4년으로 局限되어 있다든지, 또는 日別이 아닌 週別의 株價를 使用하였다는 것은 資料選定上的 制限性이 될 수 있

으며, 보다 광범위한 統計技法을 구사하지 못했다면 그것은 研究方法論上的 제약점이 될 수 있다.

그렇지만 本 研究의 최대의 기여는 收益率의 非正規分布性을 밝히고, 그 조건에 부합되는 非母數的 통계기법을 적용하였다는 데 있다. 이런 과정에서 얻어진 “우리나라 증권시장은 弱型效率的이다”는 結論도 研究방법론적 견지에서 一貫性있는 것으로 받아들여져야 할 것이다.

〈附 錄〉

標 本 企 業

1. 어업·광업 : 신라교역, 대한중석
2. 음식료품제조업 : 대한제당, 서울미원, 동양맥주
3. 섬유의복업 : 제일모직, 한일합섬
4. 화학·석유·제약·고무·플라스틱제조업 : 동아제약, 대웅제약, 한양화학, 카프로락담, 한국화약, 한국석유, 원풍산업, 삼양타이어
5. 비금속·광물제품제조업 : 한국유리, 현대시멘트
6. 1차금속공업 : 삼척산업, 한국강관
7. 조립금속제품·기계장비제조업 : 대우중공업, 금성사, 동양정밀, 삼성전자, 현대자동차, 기아산업
8. 기타제조업 : 대일화학
9. 종합건설업 : 삼환기업, 대림산업, 삼부토건
10. 무역 및 도매종합상사 : 쌍용, 국제상사, 선경
11. 운수창고업 : 대한통운, 대한항공
12. 금융증권업 : 제일은행, 한일은행

〈 參 考 文 獻 〉

1. 池清·曹淡, 「投資論」, 무역경영사, 1984
2. 金承鉉, 한국증권시장의 弱型效率性에 관한 연구, 성균관대 석사논문, 1984.10.
3. 金重雄, “80년대 자본시장의 당면과제와 정책방향”, 증권금융 1984년 4월호
4. 尹桂燮, “효율적 증권시장 가설에 관한 연구”, 경영논집, 서울대, 1980.9.
5. 曹淡, “우리나라 증권시장의 추가변동에 관한연구”, 弘大논총, Vol II, 1979.
6. 東西증권, 「상장기업재무분석」, 1980-1984.
7. 한국증권거래소, 「株式」, 1980-1984.
8. Alexander, S.S., “Price Movements in Sepculative Markets: Trends or Random Walks, No. 2,” Industrial Management Review, Vol. 5 (Spring 1964), pp. 25-46.
9. Bachelier, L., “Theorie de la Sepculation,” edited by P. Cootner, Random Character of Stock Market Prices, Cambridge, M.I.T., 1964.
10. Birnbaum, Z., Introduction to Probability and Mathermatical Statistics, Harper, N.Y., 1962.
11. Conover, W.J., Practical Nonparametric Statistics, John Wiley, N.Y., 1971.
12. Cootner, P., Random Character of Stock Market Prices, Cambridge, M.I.T., 1964.
13. Iman, R.L. and W.J. Conover, Modern Business Statistics, John Wiley, N.Y., 1983.
14. Fama, E. ^(a), “The Behavior of Stock Market Prices,” Journal of Business, Vol. 38 (1) (January 1965), pp. 34-105.
15. Fama, E^(b), Foundation of Finance, Basic Books, N.Y., 1976.
16. Fama, E. and M. Blume, “Filter Rules and Stock Market Trading,” Journal of Business, Security Prices: A Supplement, Vol. 39 (1), Part 2 (January 1966), pp. 226-241.
17. Greene, M. and B. Fielitz, “Long-term Return Dependence,” Journal of Financial Economics Vol. 4 (1977), pp. 339-349.
18. Keim, D. and R. Stambaugh, “A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns,” Journal of Finance Vol. 39 (3) (July 1984), pp. 819-835.

19. Mandelbrot, B., "When can price be arbitrated efficiently?," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, pp. 225-236.
20. Osborne, M., "Brownian Motion in the Stock Market," *Operation Research* Vol. 7 (March – April 1959), pp. 145-173.
21. Reilly, F., *Investment Analysis and Portfolio Management*, Dryden Press, 1979.
22. Roberts, H., "Stock Market Pattern and Financial Analysis: Methodological Suggestions," *Journal of Finance*, Vol. 14 (1) (March 1959), pp. 1-10.