

# 韓國 株式價格變動의 안정 파레티안 分布假說의 檢證\*

- On the Stable Paretian Behavior of Korean  
Stock Price Changes -

成 三 慶\*\* 安 鎮 澈\*\*\*

《目 次》	
I. 序論	2. 正規分布假說의 檢定
II. 安定 파레티안 분포 (Stable Paretian Distribution)	3. 獨立性的 檢定
1. 특성함수 (Characteristic Function)	4. 安定 파레티안 분포의 母數推定과 檢定
2. 母數의 推定	5. 安定性 檢定
III. 연구의 결과	IV. 結論
1. 資料	

## I. 序 論

우리는 投機市場의 가격변화에 대한 分布의 양상을 완전히 파악해야 시장의 운영원리를 이해할 수 있고 포트폴리오 危險 (portfolio risk)을 정확히 규정할 수 있으며 시장분석에 사용되는 적절한 統計分析技法을 선택하여 사용할 수 있다. 애초 Markowitz[15], Tobin[20], Sharpe[18] 등에 의해 개발된 不確定性下의 자본자산 가격결정 이론은 平均과 分散의 골격 (mean-variance frame-work) 위에 전개된 이론들이었다. 평

\* 本 論文은 1985年 韓國經營學會 秋季學術研究發表會에서 발표한 내용을 修正·補完한 것임.

\*\* 高麗大學校 經營大學 副教授

\*\*\* 高麗大學校 大學院 碩士過程

균과 分散의 골격에서 分散은 有限分散 (finite variance) 을 가정했고 Kendall [12] 은 영국 證券市場과 Chicago의 先物市場의 밀의 가격변화는 정규분포에 근사하다는 연구결과도 있었으나 Mandelbrot [14] 는 投機市場의 價格變化의 分布는 실제로 정규분포보다 중앙부분이 더욱 높고 뾰족하며 양 날개 부분은 더욱 密度가 높아 정규분포보다 두꺼운 날개를 갖는 모습을 보인다고 밝혔다. 그는 정규분포보다는 無限分散 (infinite variance) 을 갖는 비정규 안정 파레티안 分布 (nonnormal stable Pareti-an distribution) 가 오히려 投機的去來를 잘 설명할 수 있고 실제표본의 분포에도 적합하다는 연구를 했다.

면화선물시장에 대한 Mandelbrot [14] 의 연구를 필두로 Fama [7,8] 는 1959년 12월에서 1962년 9월까지의 Dow Jones Industrial Average의 30개 證券의 일일주가는 비정규 안정 파레티안 분포에 가깝다는 시사를 했고, Teichmoellor [19] 는 安定性 統計檢定을 통해 1962년 7월에서 1967년까지 미국의 30개 증권가격변화는 안정 파레티안 분포를 따른다는 발표를 했다. 또한 Roll [17] 은 미국 정부 財務省 證券 (Treasury Bill) 가격 변화가, Dusak [6] 은 선물가격 변화가, Westerfield [21,22] 는 외환시장의 週가격변화가 안정 파레티안 분포를 따른다는 경험적 증거를 발표했다. McFarland, Pettit and Sung [16] 에서는 외환시장의 週價格變化에서는 Westerfield를 지지하나 日日연속가격에서는 去來日 効果 (trading day effect) 를 검증하고 단일한 분포가 아닌 혼합 분포의 가능성을 시사한 바 있다.

중앙이 뾰족하고 양날개가 두터운 분포는 안정 파레티안 분포이외에도 여러 분포가 있는데 그 중에 t分布 (scaled t-distribution) 와 混合正規分布 (mixture of normal distributions) 를 위한 경험적 연구가 주가 되고 있다.

Blattberg and Gonedes [5] 는 안정 파레티안 분포보다 t分布의 적합성을, Westerfield [23] 는 美國 證券 價格變動에 대한 또 다른 연구에서 안정 파레티안 분포를 부정하고 Teichmoellor 와 상반되는 결과를 발표했다. Hsu, Miller and Wichern [11] 은 세계제 2 차대전전은 비정규, 전후는 정규에 가까운 상반된 결과로 결국 단일 確率分布의 개념에 이의를 제기했다. 최근 Kon [13] 은 固定的 正規性 (stationary normality) 는 부정하지만 t 분포보다 오히려 混合正規分布의 가능성을 제시했다.

우리나라의 投機市場인 證券市場의 價格變動의 分布를 파악하기 위한 연구로는 曹淡 [3], 沈丙求 [1], 尹柱燮 [2] 의 연구에서 모두 정규분포를 부정하는 결론이었고 池 濤 [4] 은 정규분포보다는 尖度가 높은 분포임을 밝혔다. 그러면 어떤 分布가 한국 證券價格變動을 가장 잘 설명할 것인가? 외국의 投機市場에는 많은 연구가 된

비정규 안정 파레티안 분포를 한국의 증권가격변동의 分布에도 검증하여 보는 것이 본 연구의 내용이다.

## II. 安定 파레티안 분포 (Stable Paretian Distribution)

### I. 특성함수 (Characteristic function)

안정 파레티안 分布 가족에 속하는 정규분포와 코시 (Cauchy) 분포, 그리고 동전 던지기경우(Coin tossing cases)를 제외하고는 密度函數가 폐쇄형태로 存在하지 않으므로 特性函數로서 안정 파레티안 분포를 나타낸다.

분포함수  $f(x)$ 가 獨立的이고, 동일하게 분포된 확률변수의 합의 限界分布(limiting distribution)가 되기 위한 필요충분조건은 그 확률변수가 안정 (stable)하여야 하고 또 분포함수  $f(x)$ 가 안정하기 위한 필요충분조건은 그 분포함수의 특수함수가 다음과 같아야 한다.

$$\ell_n \phi_x(t) = \ell_n E(e^{itx}) = i\delta t - \gamma |t|^\alpha \{1 + i\beta(t/|t|)w(t, \alpha)\} \dots \dots (1)$$

단  $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ 는 常數로서  $\delta$ 는 모든 實數,  $-1 \leq \beta \leq 1, 0 < \alpha \leq 2, \gamma \geq 0$ 의 값을 취하고,

$$w(t, \alpha) = \begin{cases} \tan(\alpha\pi/2), & \alpha \neq 1 \\ (2/\pi) \ell_n |t|, & \alpha = 1. \end{cases}$$

平均이 0이고 分散이  $\sigma^2$ 인 정규분포를 이루는 확률변수  $X$ 의 확률밀도함수는

$$f(x) = [1/(2\pi\sigma^2)^{1/2}] \exp(-(x-\mu)^2/2\sigma^2), -\infty < x < \infty \text{ 이고 확률변수 } X \text{의 특}$$

성함수는

$$\phi_x(t) = E(e^{itx}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} f(x) dx = e^{i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$$

이며 自然對數를 취할 경우 특성함수는  $\ell_n \phi_x(t) = i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2$  이 된다. 코시 分布의 경우는 확률밀도함수가

$$f(x) = k/\pi \{k^2 + (x-\mu)^2\}^{-1}, -\infty < x < \infty, k > 0$$

이 되고 특성함수의 자연대수는  $\ell_n \phi_x(t) = i\mu t - kt$  이 된다.

일반적인 안정 파레티안 분포의 특성함수 (1)에서 母數  $\alpha$ 는 특성지수(characteristic exponent)라 불리며, 분포의 中央部分의 높이와 양 날개부분의 확률밀도를

결정한다. 정규분포는  $\alpha = 2$ 이며 有限分散 (finite variance)을 갖는다.  $0 < \alpha < 2$ 이면 극단 날개부분의 확률밀도는 正規分布에서보다 높으며 이 경우 분산은 표본의 크기를 증대하여도 특정값에 수렴하지 않아 無限分散의 分布가 된다. 따라서 정규분포는 안정 파레티안 분포중에서 유일하게 2次 및 그 이상의 積率을 갖는 분포이다.

$\beta$ 는 偏度指數 (index of skewness)로서  $\beta > 0$ 이면 우측으로 긴 꼬리를 갖는 正의 偏度 (positive skewness)가 된다.  $\beta = 0$ 이면 분포는 대칭이 되어 특성함수는

$$l_n \phi_x(t) = i \delta t - \gamma |t|^\alpha = i \delta t - |ct|^\alpha$$

단  $\gamma = c^\alpha$

이 된다.  $0 < \alpha < 2$ ,  $\beta = 0$ 인 모든 분포는 대칭의 안정 파레티안 분포 혹은 간단히 본 연구에서는 안정 파레티안 분포라 칭한다. location parameter,  $\delta$ , 는 정규분포 ( $\alpha = 2$ ,  $\beta = 0$ ) 및 코시分布 ( $\alpha = 1$ ,  $\beta = 0$ )에서는 평균  $\mu$ 가 되고  $\alpha < 1$ 이면 분포의 평균은 정의되지 않는다.

끝으로 scale parameter,  $c = \gamma/k$ , 은 정규 및 코시分布에서는 각각  $\sigma^2/2$ 와  $k$ 가 되고  $\alpha < 2$ 인 경우  $c$ 는 분포의 분산정도 (dispersion)을 정의한다.

안정 파레티안 분포의 중요한 특성은 加算에 대하여 不變 (invariance under addition)하다는 것이다. 즉 獨立의이고 동일하게 분포된 일정한 특성지수  $\alpha$ 를 갖는 안정 파레티안 분포의 변수들의 합으로 만들어지는 새로운 변수는 특성지수  $\alpha$ 가 같은 안정적 확률변수의 분포를 갖는다. 이러한 성질을 加算에 대한 安定性 (stability under addition)이라 하며 뒤에서 안정 파레티안 분포가설을 검정하는데 이용한다.

## 2. 母數의 推定

표준 대칭 안정분포의 밀도함수와 누적 밀도함수는 알려져 있지 않다. 따라서 Fama와 Roll[9,10]은 Monte Carlo 방법으로 누적밀도함수 (c.d.f)에 대한 數的 近似值 (numerical approximation)를 구하고 또 c.d.f에 대한 數的 逆函數를 구한 바 있다. 본 연구에서는 Fama와 Roll의 방법에 따라  $\alpha$ ,  $\gamma$ 와  $\delta$ 를 추정했다.

Fama와 Roll에 의하면  $\alpha$ 가 알려져 있지 않을 때 location 母數에 대한 最良의 推定量은 1) 양 극단의 25% 관찰치를 제외한 .5 truncated mean으로 계산된다. 또  $1 \leq \alpha \leq 2$ 인 대칭의 안정적 분포에서 scale 母數는  $\hat{c} = (\hat{x}_{0.72} - \hat{x}_{0.28}) / 2(0.827)^{2/\alpha}$ 로

1) 'best estimator'는 최소의 분산을 갖는 추정량임.

2)  $\hat{x}_f$ 는 표본크기가 N일때 모집단의 f fractile을 추정하기 위한 통계량으로  $f(N+1)$  번째의 관측치이다.

추정되며  $\alpha$  母數는

$$\hat{Z}_{0.95} = \frac{(\hat{x}_{0.95} - \hat{x}_{0.05})}{2\hat{c}} = (0.827) \frac{\hat{x}_{0.95} - \hat{x}_{0.05}}{\hat{x}_{0.72} - \hat{x}_{0.28}}$$

로 계산된다.  $\alpha$ 를 추정하는데 0.95 fractile 을 이용한 것은 分布의 양 극단 날개 부분이  $\alpha$ 계수에 대하여 가장 민감하고  $0.95 \leq f \leq 0.97$  값이 最小의 分散과 偏倚를 보이기 때문이다. 계산된  $\hat{Z}_{0.95}$  값은 Fama와 Roll이 제시한 표준 대칭 안정 파레티안 분포의 누적확률밀도표에서 각  $\alpha$ 수준에 대응하는 0.95 fractile 값과  $\hat{Z}_{0.95}$  값이 가장 정확히 일치하는 경우의  $\alpha$  값을 확인하여 이  $\alpha$  값을  $\hat{\alpha}$ 로 취했다.

### III. 연구의 결과

#### 1. 資 料

한국 證券의 표본으로 1984년 12월말 현재 한국 證券去來所에 上場되어 있는 1部 種目중에서 15개 證券을 택했다. 표본선정에서는 市場 全體의 움직임에 대한 대표성을 높이기 위하여 業種別로 표본증권의 배분을 고려하였으며 각 업종내에서 상대적으로 去來가 활발하다고 여겨지는 證券을 채택하였다.

檢定에 이용한 株價資料는 1977년 1월 혹은 1978년 1월에서 1984년 12월까지의 日別株價資料와, 대표적인 週間價格變動으로는 水요일에서 다음 水요일까지의 수익율등 두 개의 時系列資料를 이용하였다.

日別株價變動은 매일의 終價의 自然對數의 差

$$R_{t+1} = \ell_n P_{t+1} - \ell_n P_t \quad \dots\dots\dots(2)$$

$P_{t+1}$  = t+1 日의 終價

$P_t$  = t 日의 終價

로 계산하였다. t + 1 日에 配當이 支給되는 등 資本變動事項이 발생한 경우에는 株價가 連續性을 유지하도록 t + 1 日의 株價를 수정하였다. 수정방법은 株式의 價格에 영향을 주는 有·無償增資, 額面分割 등에 대해서 각 사건별로 修正係數를 계산하고 다음 여기에 1을 더해 실제 株價에 곱해 修正株價를 구하여 이를 收益率의 계산식(2)에 代入하여 修正收益率을 계산하였다.

日別收益率資料에는 水요일 수익율을 제외하고는 원칙적으로 24시간 수익율만을 포함하였다. 이는 전일이 公休日인 경우 익일의 수익율은 48시간 혹은 72시간 수익

율이 되어 收益率發生過程이 24 시간 收益率과는 다를 수 있다고 보았기 때문이다.

日別收益率 및 2日, 3日, 4日, 5日間 收益率과 週間收益率의 標本 積率(sample moments)에 대한 자료는 <표 1>와 같다. <표 1-1>의 日別收益率의 標本 積率에서 偏度를 보면 대칭을 가정할 때 1% 오차수준에서 모두 기각되고 또 尖度에서 볼 수 있듯이 正規分布를 가정할 때 1% 오차수준에서 모두 기각된다. 따라서 日別收益率의 分布는 正的 偏布(positive skewness)이며 정규분포보다 훨씬 빠른 봉우리를 갖는 분포임을 말하여 준다. 2日間 收益率의 分布에서도 대칭성은 삼성전자 주식만 5% 오차수준에서 기각되고 그외 14개의 회사의 주식은 모두 1% 오차수준에서 기각된다. 尖度도 1% 오차수준에서 모두 正規分布의 것이 아님을 보여준다. 다시 3日間 收益率에 대한 偏度和 尖度を 계산해 보았는데 삼성전자와 한신공영 주식만 제외하고 그외 모두 1% 오차수준에서 대칭성이 기각된다. 尖度は 1% 오차수준에서 모든 주식이 정규분포보다 빠른 봉우리의 분포임을 시사한다.

<표 1-2>의 4日間 收益率과 5日間 收益率의 分布에서 商銀은행 주식만 제외하고 삼성전자 주식은 5% 오차수준에서 나머지 14개 주식은 1% 오차수준에서 모두 대칭성이 기각된다. 尖度도 1% 오차수준에서 모두 정규분포의 것이 아님을 보여 준다. 週間收益率에서는 비대칭도는 더욱 鈍化되고 日別 株價變動이 일률적으로 正的 偏布를 보이는데 반하여 負의 偏布와 正的 偏布가 같이 나타난다. 그러나 週間收益率에서도 尖度は 正規分布에서의 尖度보다 매우 높아 중심이 빠른 분포임을 알 수 있다.

## 2. 正規分布假說의 檢定

15개 標本증권의 日別收益率의 度數分布는 <附錄 1>과 같다. 본 연구에서는 標準正規分布를 각 구간의 확률이 모두 10%가 되도록 10개 구간으로 나누었다. 또 自然對數의 差로 표시된 價格變化를  $Z = (R_t - \bar{X}_{.5})/c$ , 단  $R_t$ 는 수익율,  $\bar{X}_{.5}$ 는 평균에 대한 推定值,  $c$ 는 scale 母數, 로 표준점수화하여 각 구간별로 실제 관찰치수를 계산하였다.

<附錄 1>에서 보듯이 15개 標本증권은 모두 중심부분의 5, 6區間과 양 끝의 1區間, 10區間的 실제도수가 정규분포하에서의 이론도수보다 많다. 이는 관찰된 日別株價變動의 分布가 無限分散의 분포모양에 흡사함을 나타낸다.

다음 正規分布假說을 직접 검정하기 위하여  $\chi^2$  적합도 검정과 <sup>3)</sup> Studentized Ran-

3)  $\chi^2$  값은  $\chi^2 = \sum \frac{[(\text{理論度數}) - (\text{實際度數})]^2}{(\text{理論度數})}$  로 계산되고 自由度 = (區間的數 - 추정

된 母數의 數 - 1)의  $\chi^2$  分布를 취한다.





ge Test 를 4) 실시하였다. < 표 2 >에서 검정결과를 보면 日別收益率에 대한 정규분포 가설은  $\chi^2$  test 에서 모두 기각된다. 또 Studentized Range Test 에서는 현대종합상사 주식만 기각이 안되고 대우중공업 주식은 5% 오차수준에서 그외 모두 1% 오차수준에서 기각되어 종래의 연구결과와 일치한다.

지면 관계상 생략한 2日, 3日, 4日, 5日間 收益率과 週間收益率에 대한 정규분포 가설의  $\chi^2$  검정결과도 日別收益率에 대한  $\chi^2$  검정에서 처럼 15개 증권 대부분이 정규분포가설이 기각된다. 그러나 長期間 收益率일수록  $\chi^2$  값은 계속 작아져서 < 표 2 >의 25日間 收益率에 대한  $\chi^2$  검정결과는 15개 표본증권중 해태제과 주식과 삼성전자 주식만이 5% 오차수준에서 정규분포가설을 기각하며 그외 13개 증권은 모두 정규분포가설을 기각하지 못한다.

< 표 2 > 日別收益率 및 25日間收益率의 정규분포가설 검정결과

	日別收益率		25日間收益率
	$\chi^2$ (1)	Studentized (2) Range	$\chi^2$ (1)
해 태 제 과	1604.06**	15.12526**	14.26*
동 양 맥 주	1429.18**	11.93251**	2.54
력 양 키	284.25**	8.24360**	7.29
쌍 용 양 회	421.88**	19.90990**	1.56
강 원 산 업	310.53**	11.21310**	6.17
대 우 중 공 업	170.40**	7.37067*	7.52
금 성 사	125.40**	25.39011**	9.76
삼 성 전 자	151.66**	13.21139**	16.28*
현 대 자 동 차	227.48**	11.67348**	6.84
한 신 공 영	89.68**	11.57267**	8.42
(株) 대 우	276.77**	9.09402**	7.38
현대종합상사	417.57**	7.21831	4.82
대 한 통 운	627.16**	8.30191**	6.63
상 업 은 행	1131.78**	13.71511**	6.63
조 흥 은 행	1506.11**	13.52900**	7.81

(1) 임계값  $\chi_{0.05}^2 7d.f = 14.1$   $\chi_{0.01}^2 7d.f = 18.5$

(2) 1.0 upper percent point  $\approx 7.80$ , 5.0 upper percent point  $\approx 7.33$ , \*는 5% 오차수준에서, \*\*는 1% 오차 수준에서 유의함을 나타냄

4) Studentized Range는  $D = \frac{\text{Max}R_i - \text{Min}R_i}{\text{표준편차}}$  로 계산되며 임계값은 David와 Hartley, Pearson, "The Distribution of the Ratio, In a Single Normal Sample, of Range to Standard deviation," Biometrika, 61(1954)에서 찾을 수 있다.

## 3. 獨立性的 檢定

아직 한국 證券價格變動의 분포에 대한 어떤 合理的인 假定을 할 수 없는 단계이므로 非母數 統計技法인 連의 檢定 (runs test) 을 사용하여 일일주가변동의 獨立性을 檢定하여 보았다. 連의 檢定에서 期待 run 數는

$$m = \frac{N(N+1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2}{N}$$

$n_i$  = 표본중 +, -, 0의 가격변동의 총수

$N$  = 표본의 크기

가 되고  $m$ 의 표준편차는

$$\sigma_m = \left[ \frac{\sum_{i=1}^3 n_i^2 [\sum_{i=1}^3 n_i^2 + N(N+1)] - 2N \sum_{i=1}^3 n_i^2 - N^3}{N^2 (N+1)} \right]^{1/2}$$

이 된다.<sup>5)</sup>

<표3>에서 볼 수 있듯이 日別 證券價格變動의 獨立性은 거의 모두 5% 오차수준에서 기각되고 2일간 收益率은 15개 표본의 반정도인 8개가 5% 오차수준에서 기각되며 3일간 수익율의 獨立性은 5% 오차수준에서 기각될 수 없음을 알 수 있다. 4일간 수익율과 5일간 수익율 및 週間收益率에 관하여서도 連의 檢定을 한 결과 4일간 수익율과 5일간 수익율은 각각 15개 표본중 1개 증권만이 5% 오차수준에서 獨立性이 기각되며 週間收益率은 連續的인 收益率變化가 모두 獨立的인 것으로 나타났다.

이러한 결과는 効率的 市場에서 獨立的 日日株價가 갖는 기대변동치보다 훨씬 적은 수의 주가변동을 보여, 일일주가는 양의 상관관계를 갖는 현상을 보여 주며 2일이나 혹은 3일을 넘어서야 비로소 獨立적임을 알 수 있다.

## 4. 안정 파레티안 분포의 母數推定과 檢定

Fama와 Roll[9,10]의 방법에 따른 日別收益率의 母數 推定値와 日別, 2日, 3日, 4日, 5日, 週間收益率의 추정된 안정 파레티안 분포에 대한  $\chi^2$  檢定結果는 <표4> 및 <표5>와 같다.

5) Fama, Eugene F.[8], P.75.

〈표 3〉 3 符號 Runs test 檢證 결과 (1)

日別	收益率		2 日間 收益率		3 日間 收益率							
	實際值	期待值	實際值	期待值	實際值	期待值						
해태제과	1270	1532.8	22.6	-11.653**	657	725.6	15.8	-4.368**	463	460.8	13.0	6.128
동양맥주	1333	1425.8	24.4	-3.817**	588	728.5	16.0	-2.532**	443	452.2	13.1	-0.708
럭키	1258	1393.1	22.7	-5.969**	630	666.2	16.2	-2.258*	410	417.1	13.6	-0.557
쌍용양회	1375	1442.3	22.6	-3.000**	682	674.4	16.1	0.441	434	436.1	13.4	-0.196
강원산업	1351	1416.6	22.5	-2.935**	716	682.6	16.1	2.042*	436	417.4	13.6	1.331
대우중공업	1333	1357.4	22.7	-1.092	642	642.9	16.3	-0.087	427	413.3	13.5	0.977
금성사	1251	1346.3	22.9	-4.173**	649	654.2	16.3	-0.347	400	405.9	13.7	-0.465
삼성전자	1218	1348.5	22.9	-5.722**	612	645.6	16.4	-2.075*	394	409.3	13.7	-1.159
현대자동차	1346	1351.6	22.8	-0.269	637	637.0	16.3	-0.030	423	409.8	13.5	0.942
한신공영	1264	1319.4	23.0	-2.424**	587	594.5	14.9	-0.503	388	410.1	13.7	-1.658
(株) 대우	1194	1242.0	21.0	-2.304**	619	583.1	14.9	2.438*	364	371.0	12.4	-0.608
현대종합상사	1124	1258.0	21.1	-6.376**	591	594.6	15.0	-0.276	392	378.1	12.4	1.079
대한통운	1153	1280.3	20.9	-6.101**	589	594.4	14.8	-0.399	379	375.6	12.4	0.238
상업은행	1209	1359.6	21.3	-7.101**	561	602.1	15.0	-2.740**	393	375.6	12.2	-0.847
조흥은행	1103	1356.7	21.2	-11.961**	553	639.4	14.8	-5.866**	387	406.0	12.2	-1.602

(1) \*는 양측검정의 5% 오차수준에서, \*\*는 1% 오차수준에서 유의함을 표시함.

〈표 4〉 日別收益率의 안정 파레티안 분포의 母數推定

	CHARACTERISTIC		
	LOCATION	SCALE	EXPONENT
해 태 제 과	0.00031	0.00496	1.14
동 양 맥 주	0.00042	0.00739	1.15
력 키	-0.00047	0.01041	1.30
쌍 용 양 회	-0.00068	0.00953	1.26
강 원 산 업	-0.00134	0.01290	1.33
대 우 중 공 업	-0.00141	0.01195	1.32
금 성 사	-0.00042	0.01377	1.47
삼 성 전 자	-0.00072	0.01334	1.48
현 대 자 동 차	-0.00145	0.01281	1.38
한 신 공 영	-0.00052	0.01781	1.64
(주) 대 우	-0.00149	0.00934	1.22
현대종합상사	-0.00118	0.01104	1.24
대 한 통 운	-0.00080	0.00952	1.22
상 업 은 행	-0.00029	0.00319	1.12
조 흥 은 행	0.00027	0.00273	1.00

〈표 4〉에서 日別株價變動의  $\alpha$  母數 추정치의 평균은 1.28로서 美國에서의 Teichmoeller[19]의 연구결과인 평균 1.64보다 훨씬 낮다. 이는 우리나라 證券市場에서 日別收益率의 分布가  $\alpha = 2.0$ 인 정규분포에서보다 중심부분과 양 날개부분의 확률밀도가 훨씬 높은 분포임을 의미한다.

〈표 5〉은 각 증권별로 추정된  $\alpha$  계수에 대응하는 安定 파레티안 분포의 理論 度數分布와 實際 度數分布와의  $\chi^2$  적합도 검정결과를 요약하였다. 2日, 3日, 4日, 5日, 및 25日間 收益率에 대하여 추정된  $\alpha$  母數 값은 〈附錄2〉에서 참고할 수 있다. 안정 파레티안 분포에 대한  $\chi^2$  test는 그다지 効率的이지 못하여 Hsu, Miller와 Wichern[11] 등은 最小  $\chi^2$  test 法을 사용하기도 하나 본 연구에서는 통상의  $\chi^2$  test를 그대로 사용하였다. 特記할 사실은 日別株價變動의 경우 계산된  $\chi^2$  값이 〈표 2〉의 정규분포의  $\chi^2$  적합도 검정결과와 비교할 때, 전 종목에 걸쳐  $\chi^2$  값이 크게 작아지고 있어 추정된  $\alpha$  母數에 대응하는 안정분포가 정규분포보다는 확실하게 日別株價變動을 잘 記述함을 알 수 있는 점이다. 또 週間收益率과 25日間 收益率에 대한

$\chi^2$  檢定結果에서 보듯이 長期間 收益率일수록  $\chi^2$  값은 작아져 추정된  $\alpha$  母數의 안정 파레티안 分布가 실제 분포를 더 잘 記述함을 알 수 있다. 이는 長期間 收益率일수록 0의 收益率 관찰수가 감소하고 비대칭도도 鈍化되는데 기인한 것으로 해석되나  $\chi^2$  檢정결과로 안정 파레티안 분포임을 아직 단정할 수 없는 것이다. 따라서 다음에 안정성 檢정을 시도하여 보았다.

< 표 5 > 推定된 안정 파레티안 분포에 대한  $\chi^2$  檢정결과<sup>(1)</sup>

	日 別	2 日	3 日	4 日	5 日	週 間	25 日
해 태 제 과	1210.63**	216.26**	61.31**	50.01**	32.65**	15.58*	7.14
동 양 맥 주	1084.25**	172.56**	56.95**	28.48**	11.97	6.25	2.54
력 키	133.03**	29.33**	15.98*	17.92**	14.77*	10.81	3.47
쌍 용 양 회	228.00**	28.85**	21.56*	19.46**	13.22*	20.62**	1.11
강 원 산 업	187.57**	48.60**	28.75**	19.42**	15.03*	14.56**	4.82
대 우 중 공 업	55.32**	23.32**	13.18*	5.86	9.27	10.37	3.25
금 성 사	72.59**	45.22**	11.49	14.65*	8.29	5.42	5.94
삼 성 전 자	73.15**	47.98**	16.03*	11.88	27.09**	8.91	11.79
현 대 자 동 차	90.59**	20.59**	22.26**	25.54**	16.78*	6.92	7.74
한 신 공 영	61.11**	46.55**	5.58	6.23	6.15	13.18*	7.97
(株) 대 우	70.94**	61.91**	22.71**	23.51**	9.61	10.75	4.31
현 대 종 합 상 사	247.76**	36.22**	4.20	8.31	4.33	5.23	4.05
대 한 통 운	405.85**	64.70**	25.29**	11.23	10.01	12.00	6.89
상 업 은 행	782.55**	89.37**	55.73**	15.56*	16.98**	9.28	2.77
조 흥 은 행	954.94**	145.12**	28.97**	48.63**	33.42**	15.72*	6.77

(1) 임계값  $\chi^2_{0.05, 6 d.f} = 12.6$   $\chi^2_{0.01, 6 d.f} = 16.8$

\*는 5% 오차수준에서, \*\*는 1% 오차수준에서 유의함을 표시함.

## 5. 安定性 檢定

안정 파레티안 분포의 加算下의 安定性(stability under addition)의 성격을 이용하여 안정성검정을 하였다. 日別收益率보다 獨立性和 대칭성에서 좀더 우수한 2日, 3日, 4日, 5日間 收益率과 週間收益率에 대한 안정성검정도 비교를 목적으로 실시하여 보았다. 안정성검정의 결과는 <附錄2>에 수록되어 있다. 여기서 사용된 方法은 無作爲 順序方法(random ordering method)이 아니고 時間的 順序方法(chronological ordering method)에 의했다. <표6>에서 안정성검정의 결과에 대한 요약은 볼 수 있다. <附錄2>에서는  $\alpha$ 의 추정치가 표본의 크기의 감소에 따른 下向偏倚에도 불구하고 加算에 따라 점점 2에 접근하거나 도형(plot)에서 안정성이 확실하다고 판단하기 힘든 것들은 <표6>의 안정성검정요약에서 N으로 표시하였다.

<표6>에서 안정 파레티안 분포의 특성인 安定性을 보이는 주식은 앞의  $\chi^2$  검정에서도  $\chi^2$  값이 작은 경향을 보이거나 꼭 일치하지는 않는 것임을 알 수 있다.

1日 株價變動에서는 금성사 주식만이 비정규 안정 파레티안 분포임을 가장 명백히 나타내고 있다. 특기할 만한 것은 1일보다 2일이 그리고 2일보다 3일의 수익율에서 안정 파레티안 분포에 의하여 설명이 가능한 주식이 다소 증가한 점이다. 그

<표6> 1日, 2日, 3日, 4日, 5日間 收益率과 週間 收益率의 安定性 검정요약<sup>(1)</sup>

	1日	2日	3日	4日	5日	週間
해 태 제 과	N	N	N	N	N	N
동 양 맥 주	N	N	N	N	N	N
럭 양 키	N	N	N	N	-	-
쌍 용 양 회	N	N	N	N	N	N
강 원 산 업	N	-	-	N	N	N
대 우 중 공 업	N	N	-	N	-	N
금 성 사	-	-	-	-	-	N
삼 성 전 자	N	N	-	N	N	N
현 대 자 동 차	N	-	-	N	N	N
한 신 공 영	N	N	N	N	N	N
(주) 대 우	N	-	N	N	-	N
현대종합상사	N	-	-	-	N	-
대 한 통 운	N	N	-	N	N	N
상 업 은 행	N	-	-	N	N	-
조 흥 은 행	N	N	N	-	-	-

(1) N : 안정성을 결정하기 힘든 것이거나 정규분포로 접근하는 것.

- : 안정성을 보이는 것.

러나 4日間 및 5일간 수익율에서는 다시 안정성을 보이는 주식은 각각 3종목과 5종목에 불과하며 나머지 증권은  $\alpha$ 계수가 합의 數가 증가하면 함께 높아지고 있어서 안정 파레티안 分布의 기술타당성이 작음을 의미한다. 週間 收益率 역시 럭키, 현대종합상사, 상업은행, 조흥은행 주식을 제외하고는 안정 파레티안 분포를 따르지 않고 있음을 알 수 있다.

끝으로 안정 파레티안 분포가설이 적합하지 않다고 판단된 이상, 收益率의 분포가 얼마나 빨리 정규분포로 접근하는지를 관찰하였다. 재미있는 사실은 <附錄2-1>의 日別收益率에 대한 안정성 검정에서 합의 數가 25가 되어도  $\alpha$  추정치는 정규분포인  $\alpha = 2.0$ 에 수렴하지 않으나 25일의 收益率로  $\chi^2$  적합도 검정을 한 결과는 15개 표본증권중 13개에서 정규분포가설이 기각되지 않는 점이다.

<표5>의 25日間 收益率의  $\alpha$  추정 및  $\chi^2$  검정결과와 비교해 보면  $\alpha = 2.0$  일때의  $\chi^2$  값이  $\alpha < 2$ 일 때의  $\chi^2$  값보다 커서 最小  $\chi^2$  값 기준으로는 역시 정규분포보다 중심부분은 뾰족하고 양 날개끝이 두터운 분포가 기술타당성이 높은 것으로 나타난다. 그러나  $\alpha < 2$ 인 경우의  $\chi^2$  값은  $\alpha = 2.0$ 일때의  $\chi^2$  값보다 의미있게 작은 값들이 아니며 月別收益率은 중심부분과 양 날개 부분의 확률밀도가 조금 높으나 거의 正規分布에 접근하고 있는 것으로 추론된다.

## IV. 結 論

본 연구의 중요결과를 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 1日 株價變動을 위시하여 2日, 3日, 4日, 5日 및 週間 株價變動의 分布는 正의 편도와 침도가 높은 비정규분포이다.

둘째, 1日 株價變動은 前日의 주가변동의 方向에 따라 움직이는 正의 상관관계를 보이며 익일 혹은 그 다음날에서야 獨立性을 보여줌으로서 정보의 株價반영에 대한 현행 上終價, 下終價 제도의 제약의 일면을 말하여 준다.

셋째, 안정성 검정의 결과 금성사의 일일주가변동만이 비정규 안정 파레티안 분포를 따르며 2일과 3일의 주가변동에서는 거래가 활발한 주식일수록 안정성을 보인다. 그러나 4일, 5일 특히 주간주가변동에서도 안정성을 유지하는 주식이 적어 비정규 안정 파레티안 분포가설은 일일 株價變動의 분포뿐만 아니라 週間 株價變動의 분포도 아울러 설명하지 못한다.

넷째, 장기간의 가격변동일수록 편도와 첨도가 낮아지는 경향을 보이며 안정성 검정에서는 特性指數가 정규분포의 특성지수인 2에 접근하는 주식이 대부분인 점, 특히 월별 株價變動의  $\chi^2$  검정결과 거의 모든 주식이 正規性을 보여준 점으로 미루어  $t$  분포나 혼합정규분포가 일일 주가변동 및 주간 주가변동을 설명해 줄 가능성이 높아 보인다. 하지만 〈附錄3〉에서  $\delta$  추정치가 요일에 따라 상이한 형태를 보이는 것은 去來日 効果의 가능성을 높게 제시하는 것이며 가격변동을 발생시키는 복합적 근원을 시사하여 준다. 더구나 분포의 심한 편도까지 설명하려면  $t$  분포보다 혼합정규분포가 일일 주가변동과 주간 주가변동을 가장 잘 설명해 줄 유력한 후보로 지목된다.

앞으로 더 크고 적절한 표본으로 안정 파레티안 분포가설을 일간 및 주간뿐 아니라 월간 주가변동에도 검증하여 불 必要性이 있으나 우선 混合正規分布假說의 검정이 한층 요구된다고 하겠다.

<附錄 1 > 別收益率의 度數分布表 및 正規分布假說의  $\chi^2$  檢證 결과

회 사 명	총관관수	각區間의 期數	구 가 1		구 가 2		구 가 3		구 가 4		구 가 5		구 가 6		구 가 7		구 가 8		구 가 9		구 가 10		$\chi^2$ 합
			실제 도수	$\chi^2$	실제 도수	$\chi^2$																	
해 태 제 과	2207	220.7	379	113.4	148	24.0	96	70.5	58	120.0	685	775.9	100	66.1	96	70.5	156	19.0	121	45.1	368	99.5	1604.1
동 양 맥 주	2222	222.2	387	122.0	144	27.6	99	68.4	76	96.3	647	811.4	121	46.2	94	74.1	140	30.5	132	36.7	382	116.2	1429.2
러 키	2273	227.3	306	27.2	166	16.6	196	4.3	203	2.6	178	10.7	370	89.4	178	10.7	156	22.4	159	20.6	361	79.7	284.3
쌍 용 양 회	2276	227.6	309	29.0	176	11.7	208	1.7	167	16.2	162	19.0	424	169.2	152	25.2	174	12.7	130	41.9	373	95.3	421.9
강 원 산 업	2274	227.4	287	15.6	200	3.3	175	12.1	211	1.2	204	2.4	388	113.2	127	44.4	150	26.4	172	13.5	360	78.3	310.5
대 우 증 광 업	2274	227.4	297	21.3	172	13.5	199	3.6	231	0.1	216	0.6	299	22.5	170	14.5	164	17.7	176	11.6	350	66.1	171.4
감 성 사	2273	227.3	272	8.8	199	3.6	211	1.2	201	3.1	178	10.7	328	44.5	196	4.3	184	8.3	189	6.5	315	34.5	125.4
삼 성 신 자	2267	226.7	271	8.6	181	9.3	226	0.0	202	2.7	179	10.1	324	41.7	202	2.7	189	6.3	160	19.7	333	50.7	151.7
현 대 자 동 차	2270	227.0	295	20.3	174	12.4	204	2.4	198	3.7	236	0.4	321	38.8	155	22.9	173	12.9	148	27.6	366	86.2	227.5
한 신 공 영	2262	226.2	256	3.9	171	13.5	266	7.0	216	0.5	161	18.8	289	17.4	235	0.3	231	0.1	163	17.7	274	10.5	89.7
(주) 대 우	1988	198.8	292	43.6	139	18.0	174	3.1	160	7.6	178	2.2	295	46.4	175	2.9	125	27.5	117	33.7	335	91.8	276.8
현대종합상사	1982	198.2	290	42.4	147	13.3	161	7.0	173	3.2	115	35.0	382	170.2	128	24.9	124	27.8	141	16.6	321	77.2	417.6
대 한 통 운	1936	193.6	306	65.0	143	13.3	133	19.1	128	22.3	133	19.1	430	287.9	106	39.8	111	35.4	118	29.7	328	75.7	627.2
상 업 인 행	1989	198.9	354	120.7	116	34.6	86	64.2	124	28.3	527	540.6	111	38.9	84	66.5	78	73.6	140	17.5	369	146.9	1131.8
조 흥 은 행	1972	197.2	409	227.2	73	78.3	78	72.1	92	56.2	551	634.1	109	39.5	91	57.3	62	92.8	108	40.4	399	208.3	1506.1

區間 1 :  $-\infty < Z < -1.183$       區間 6 :  $0 < Z < .358$   
 // 2 :  $-1.183 < Z < -1.190$       // 7 :  $.358 < Z < .742$   
 // 3 :  $-1.190 < Z < -.742$       // 8 :  $.742 < Z < 1.190$   
 // 4 :  $-.742 < Z < -.358$       // 9 :  $1.190 < Z < 1.813$   
 // 5 :  $-.358 < Z < 0$       // 10 :  $1.813 < Z < \infty$

〈附錄 2-1〉 1日, 2日, 3日間 收益率의  $\alpha$  母數의 安定性 檢證 결과

	1日別 收益率									2日間 收益率									3日間 收益率								
	1	3	5	7	9	10	15	20	25	1	2	4	7	9	1	2	5	7	9								
해태제과	1.14	1.41	1.35	1.40	1.32	1.39	1.43	1.43	1.27	1.24	1.30	1.47	1.31	1.43	1.41	1.40	1.43	1.51	1.61								
동양맥주	1.15	1.41	1.40	1.45	1.42	1.52	1.79	1.56	2.00	1.31	1.39	1.61	1.73	1.43	1.41	1.45	1.79	1.00	1.66								
리얼커피	1.31	1.30	1.26	1.37	1.40	1.46	1.63	1.54	1.42	1.33	1.32	1.48	1.67	1.54	1.30	1.33	1.63	1.59	2.39								
쌍용양회	1.26	1.44	1.38	1.41	1.33	1.23	1.85	1.42	1.62	1.34	1.40	1.19	1.34	1.50	1.44	1.32	1.85	1.43	1.95								
강원산업	1.33	1.48	1.62	1.54	1.43	1.55	1.61	1.39	1.45	1.37	1.52	1.45	1.62	1.38	1.48	1.36	1.61	1.37	1.17								
대우중공업	1.32	1.39	1.35	1.67	1.32	1.26	1.62	1.41	1.44	1.36	1.32	1.47	1.46	1.50	1.39	1.31	1.62	1.37	1.17								
금성사	1.47	1.42	1.55	1.55	1.57	1.48	1.42	1.32	1.41	1.47	1.69	1.54	1.44	1.43	1.42	1.50	1.42	1.33	1.61								
삼성전자	1.48	1.49	1.54	1.61	1.70	1.85	1.69	1.30	1.64	1.48	1.68	1.59	1.56	1.66	1.49	1.59	1.69	1.47	2.61								
현대자동차	1.38	1.42	1.59	1.52	1.62	1.51	1.58	1.70	1.78	1.48	1.40	1.50	1.53	1.42	1.42	1.72	1.58	1.69	1.34								
한신공영	1.64	1.51	1.54	1.82	1.43	2.00	1.77	1.56	1.76	1.59	1.53	1.69	1.78	1.82	1.51	1.70	1.77	1.65	1.97								
(株)대우	1.22	1.38	1.34	1.35	1.29	1.44	1.46	1.41	1.41	1.32	1.39	1.50	1.33	1.42	1.38	1.39	1.46	1.46	1.67								
현대종합상사	1.24	1.44	1.43	1.47	1.47	1.51	1.29	1.30	1.46	1.46	1.42	1.37	1.53	1.32	1.44	1.40	1.21	1.39	1.20								
대한통운	1.22	1.42	1.50	1.72	1.61	1.39	1.49	1.58	1.49	1.37	1.51	1.57	1.52	1.62	1.42	1.53	1.49	1.51	1.32								
상업은행	1.12	1.36	1.34	1.38	1.35	1.22	1.39	1.16	1.30	1.27	1.41	1.42	1.36	1.29	1.36	1.27	1.39	1.34	1.13								
조흥은행	1.00	1.23	1.24	1.27	1.36	1.49	1.50	1.47	1.43	1.18	1.31	1.44	1.43	1.38	1.23	1.23	1.50	1.43	1.41								

〈附錄 2-2〉 4日, 5日, 週間收益率의  $\alpha$  係數의 安定性 檢證결과

	4日間 收益率										5日間 收益率										週間 收益率									
	1	3	5	8	10	1	3	5	7	10	1	2	3	5	7	9	1	2	3	5	7	9								
해태제과	1.39	1.36	1.50	1.55	1.54	1.32	1.43	1.62	1.69	2.00	1.40	1.31	1.23	1.21	1.28	1.58	1.40	1.31	1.23	1.21	1.28	1.58								
동양맥주	1.40	1.64	1.94	1.82	2.00	1.41	1.78	1.43	2.00	2.00	1.42	1.42	1.70	1.82	1.42	1.22	1.42	1.42	1.70	1.82	1.42	1.22								
리쌍용양회	1.25	1.40	1.36	1.12	1.63	1.35	1.23	1.56	1.42	1.56	1.40	1.29	1.35	1.30	1.82	1.20	1.40	1.29	1.35	1.30	1.82	1.20								
강원산업	1.35	1.31	1.36	1.87	1.50	1.39	1.58	1.89	1.85	2.00	1.26	1.35	1.46	1.50	1.76	1.71	1.26	1.35	1.46	1.50	1.76	1.71								
대우중공업	1.52	1.53	1.37	1.35	1.85	1.55	1.70	1.55	1.55	2.00	1.51	1.52	1.69	1.63	1.80	2.00	1.51	1.52	1.69	1.63	1.80	2.00								
금강사	1.45	1.31	1.42	1.65	2.00	1.34	1.37	1.23	1.51	1.47	1.32	1.52	1.55	1.49	1.73	1.50	1.32	1.52	1.55	1.49	1.73	1.50								
삼성진자	1.48	1.65	1.42	1.59	1.53	1.50	1.29	1.24	1.36	1.36	1.48	1.88	1.55	2.00	1.76	2.00	1.48	1.88	1.55	2.00	1.76	2.00								
현대자동차	1.57	1.50	1.27	1.43	1.73	1.64	1.90	1.53	1.69	2.00	1.62	1.73	1.70	1.39	1.80	2.00	1.62	1.73	1.70	1.39	1.80	2.00								
한신공영	1.47	1.50	1.77	1.89	1.95	1.35	1.54	1.39	2.00	2.00	1.48	1.64	1.55	2.00	2.00	1.37	1.48	1.64	1.55	2.00	2.00	1.37								
(株)대우	1.67	1.55	1.67	1.51	1.84	1.56	1.81	1.71	1.64	1.87	1.42	1.63	1.83	1.50	1.26	1.50	1.42	1.63	1.83	1.50	1.26	1.50								
현대종합상사	1.37	1.54	1.57	2.00	1.88	1.29	1.32	1.48	1.78	1.12	1.23	1.52	1.75	1.28	1.75	1.31	1.23	1.52	1.75	1.28	1.75	1.31								
대현동운	1.37	1.53	1.71	1.55	1.47	1.34	1.29	1.31	1.87	1.51	1.45	1.43	1.34	1.42	1.57	1.28	1.45	1.43	1.34	1.42	1.57	1.28								
상업은행	1.49	1.56	1.55	1.76	1.74	1.41	1.55	1.42	1.35	1.62	1.53	1.35	2.00	2.00	1.93	2.00	1.53	1.35	2.00	2.00	1.93	2.00								
조흥은행	1.36	1.53	1.57	1.81	2.00	1.36	1.38	1.97	1.65	2.00	1.42	1.23	1.39	1.27	1.34	1.19	1.42	1.23	1.39	1.27	1.34	1.19								
조흥은행	1.33	1.50	1.39	2.00	1.44	1.31	1.29	1.57	1.54	1.40	1.31	1.29	1.39	1.43	1.33	1.40	1.31	1.29	1.39	1.43	1.33	1.40								

〈附錄 3〉 요일별 안정 파레티안 分布의 位置 母數인  $\delta$ 의 推定

	月	火	水	木	金	土
해 태 체 과	0.00067	-0.00004	0.00014	-0.00016	0.00072	0.00037
동 양 맥 주	0.00080	-0.00050	0.00157	-0.00061	-0.00020	0.00160
력 키	-0.00237	-0.00165	-0.00034	-0.00117	0.00193	0.00080
쌍 용 양 회	-0.00270	-0.00164	0.00016	-0.00224	0.00106	0.00111
강 원 산 업	-0.00346	-0.00320	-0.00139	0.00221	0.00037	0.00148
대 우 중 공 업	-0.00353	-0.00373	-0.00125	-0.00129	0.00016	0.00084
금 성 사	-0.00334	-0.00402	0.00148	0.00001	0.00000	0.01348
삼 성 전 자	-0.00395	-0.00400	-0.00029	0.00007	0.00158	0.00142
현 대 자 동 차	-0.00546	-0.00347	-0.00025	-0.00154	-0.00002	0.00164
한 신 공 영	-0.00428	-0.00359	0.00072	-0.00054	0.00100	0.00268
(주) 대 우	-0.00342	-0.00274	-0.00265	-0.00145	0.00037	0.00017
현대종합상사	-0.00068	-0.00214	0.00063	-0.00207	-0.00059	-0.00195
대 한 통 운	-0.00260	-0.00218	-0.00269	0.00131	0.00024	0.00105
상 업 은 행	0.00033	0.00033	0.00011	0.00026	0.00009	0.00051
조 흥 은 행	0.00073	0.00045	0.00020	-0.00005	0.00024	0.00330

〈 參 考 文 獻 〉

1. 沈 炳 求, 安 霖, 俞 得 瀟, 尹 柱 燮 “ 效率的 證券市場 假說理論과 韓國證券市場에 있어서의 檢證 ”, 證券學會誌, 第 1 輯, 1980 年 .
2. 尹 柱 燮, “ 우리나라 證券市場에 있어서 效率的 證券市場假說의 Weak form 에 對한 檢證 ”, 證券學會誌, 第 2 輯, 1981 年 .
3. 曹 淡, “ 우리나라 證券市場의 株價變動에 관한 研究—平均, 分散 基準의 再 檢討를 위하여—”, 홍대논총, Vol.11, 1979 年,
4. 池 淸, “ 現代포트폴리오理論과 CAPM의 實證的研究 ”, 證券學會誌, 第 3 輯, 1982 年 .

5. Blattberg, Robert C. and Gonedes, Nicholas J. "A Comparison of the Stable and Student Distribution as Statistical Models for Stock Prices." *Journal of Business*, Vol. 47 (April 1974), pp. 244-280.
6. Dusak Katherine, "Future Trading and Investors Return: An Investigation of Commodity Market Risk Premium." *Journal of the Political Economy*. Vol. 81 (December 1981), pp. 1387-1406.
7. Fama, Eugene F. "Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis." *Journal of Business*, Vol. XXXVI, No. 4 (October 1963), pp. 420-429.
8. \_\_\_\_\_, "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business* Vol. XXXVIII (January 1965), pp. 34-105.
9. \_\_\_\_\_, and Roll, Richard, "Some Properties of Symmetric Stable Distributions," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 63 (September 1968), pp. 817-836.
10. \_\_\_\_\_, "Parameter Estimates for Symmetric Stable Distribution," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 66 (June 1971), pp. 331-338.
11. Hsu, Der-Ann. Miller, Robert B. and Wichern, Dean W. "On the Stable Paretian Behavior of Stock Market Prices," *Journal of the American Statistical Association*, 69 (March 1982), pp. 108-113.
12. Kendall, M.G. "The Analysis of Economic Time Series," *Journal of the Royal Statistical Society*, (Series A), XCVI (1953), pp. 11-25.
13. Kon, Stanley J. "Models of Stock Returns - A Comparison," *Journal of Finance* Vol. XXXIV, No. 1 (March 1984), pp.

147-165.

14. Mandelbrot, Benoit, "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business*, Vol. XXXVI (October 1963), pp. 394-419.
15. Markowitz, Harry M. "Portfolio Selection, Efficient Diversification of Investments," New York, John Wiley and Sons, Inc. 1959.
16. McFarland, James W., Pettit, Richardson R. and Sam K. Sung, "The Distribution of Foreign Exchange Price Changes: Trading Day Effects and Risk Measurement," *Journal of Finance*, Vol. XXXVII, No. 3 (June 1982), pp. 693-715.
17. Roll, Richard, "The Behavior of Interest Rates: An Application of Efficient Market Model to U.S. Treasury Bills," Basic Books Inc.; New York 1970.
18. Sharpe, William F. "A Simplified Model for Portfolio Analysis," *Management Science*, IX, No. 2 (January 1963), pp. 277-293.
19. Teichmoeller, John, "A Note on the Distribution of Stock Price Changes," *Journal of the American Statistical Association* (June 1971), pp. 282-285.
20. Tobin, J. "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk," *The Review of Economic Studies*, Vol. XXXVI, No. 1 (February 1958), pp. 65-86.
21. Westerfield, James. "A Theoretical and Empirical Examination of Risk in the Foreign Exchange Markets," Unpublished Ph. D. Dissertation; University of Pennsylvania, 1974.
22. \_\_\_\_\_, "An Examination of Foreign Exchange Risk under Fixed and Floating Rate Regimes," *Journal of*

*International Economics*, (1977), pp. 181-200.

23. Westerfield, Randolph, "The Distribution of Common Stock Price Changes: An Application of Transaction Time and Subordinated Stochastic Models," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. XII No. 5 (December 1977), pp. 743-765.