

## 株式價格의 長期從屬性과 平均回歸에 관한 實證研究

### An Empirical Study on the Long-run Dependence and the Mean Reversion of Stock Prices

鄭 鍾 洛 \*  
金 亨 燦 \*\*

#### 초 록

본 연구는 時系列 自己相關의 특성을 반영하는 검정통계량을 이용하여 우리나라 月別株式價格의 長期從屬性과 平均回歸를 검정하였다. 먼저 자본시장의 미시구조적 불완전성때문에 발생하는 단기적 시계열 종속성을 허용하는 R/S 統計量을 적용한 결과 우리나라 월별주식가격은 확률보행모형을 따르지 않으며, 장기적으로 지속하는 구성요소를 가지고 있는 것으로 나타났다. 또한 월별 수익률의 自己相關 回歸模型을 적용한 결과 과거 주식가격의 평균회귀를 관찰할 수 있었다. 이러한 검정결과는 과거에 실현된 주식수익률이 미래의 수익률 예측에 유용한 정보가 될 수 있다는 재무적 의미를 시사하고 있다.

#### I. 序 論

투자자들이 합리적 기대와 행동을 가정하는 效率的 市場에서는 자산가격은 效率的 價格(內在價值)의 基本的 要因(fundamentals)에 관한 새로운 정보에 의해서만 변동한다. 또한 시장가격과 효율적 가격의 차이는 합리적 투자자들의 裁定去來에 의하여 빠르게 소멸한다. 따라

\* 연세대학교

\*\* 연세대학교

서 전통적으로 효율적 시장은 자산가격을 예측할 수 없는 시장으로 이해되어 왔다. 그러나 株式價格의 豫測可能性에 관련된 최근의 실증연구에 의하면 주식이격이 過乘起伏(excess volatility)과 平均回歸(mean reversion)과 같은 市場 效率성에 위배되는 投機行態를 보인다는 사실이 밝혀지고 있다.<sup>1)</sup>

市場 效率성에 대한 초기의 검정은 주로 日別 및 週別收益率의 自己相關을 검토하는 방법을 이용하였다. 그러나 Summers(1986)는 短期收益率을 이용한 이러한 검정방법은 주식이격이 效率的 價格으로 부터 이탈하여 점차 수렴하는 이동형태를 규명하는 적절한 방법이 될 수 없음을 지적하였다. 따라서 Poterba/Summers(1988), Fama/French(1988)이후의 연구들은 대부분 月別 收益率과 같은 長期收益率을 이용하여 基本的 要因과 무관하게 생성되어 점차 소멸하는 요인(slowly decaying stationary component)이 주식이격에 존재하는 가를 검정하고 있다.<sup>2)</sup> 또한 Lo(1989)는 이러한 平均回歸는 주식이격의 長期的 時系列 從屬性(long-range dependence)과 양립한다는 사실을 보여주었다.<sup>3)</sup>

本 研究에서는 韓國株式市場에서 月別收益率을 이용하여 주식이격의 平均回歸를 검정하기로 한다. 먼저 단원 II에서는 Mandelbrot(1972, 1975)의 R/S (range over standard deviation)統計量을 이용하여 주식이격의 長期從屬性을 검정하기로 한다. 그런데 기관투자자의 在庫管理效果(inventory control effect)나 買受呼價-賣渡呼價 差異(bid-ask spread)와 같은 자본시장의 微視構造的 不完全性때문에 情報遲滯反應(lagged adjustment to information)이 발생하는 경우에는 주식이격이 단기적으로는 시계열 종속성을 가질 수 있다. 따라서 본 연구에서는 短期從屬性(short-range dependence)을 고려할 수 있도록 R/S 統計量을 수정한 Lo(1989)의 방법을 이용하여 月別株式價格의 長期從屬性을 검정한다. 단원 III에서는 Fama/French(1988)회귀모형의 문제점을 보완한 통계모형을 이용하여 주식이격의 平均回歸에 대하여 검정하기로 한다. 그리고 단원 IV에서는 연구결과의 요약과 더불어 앞으로 연구과제에 대하여 논의하기로 한다.

1) 投機行態에 관한 광범위한 논의는 LeRoy(1988), Scott(1991), Fama(1991)를 참고하기 바란다.

2) Do Long et al. (1987, 1988, 1989, 1990)들은 효율적 가격을 상당한 時差에 걸쳐서 인식하거나 認識誤(misperceptions)때문에 이미 기대되었던 특정 정보에 대하여 새롭게 반응하거나, 또는 효율적 가격과 무관한 요인에 대하여 자산수요를 변화시키는 投資者들에 의해서 이러한 요인이 발생한다는 것을 보여주고 있다.

3) 資本資產價格에 장기적으로 존속하는 구성요소가 존재한다는 것은 財務經濟學에 중요한 의미를 갖는다. 예를들어 最適 消費/貯蓄과 포트폴리오 配分意思決定들이 投資時界에 매우 민감하게 될 것이며, 마팅게일의 성질을 이용한 옵션이나 선물과 같은 派生證券(derivative securities)의 가격결정에 커다란 문제를 야기한다.

## II. R/S統計量을 이용한 株式價格의 長期從屬性의 檢定

### 2.1 株式價格의 長短期的 從屬性

주식가격의 長期從屬性을 검정하기 위해서는 短期從屬性을 고려한 귀무가설을 규정하여야 한다. 따라서 본 연구에서는 Rosenblatt(1956)의 強混合(strong-mixing)의 개념을 시계열의 短期從屬性으로 규정하기로 한다. 이제 강혼합의 통계적 의미를 살펴보기 위해  $F$ 를 集合  $\Omega$ 의 部分集合群으로서  $\sigma$ -필드( $\sigma$ -field)라고 하고,  $P$ 를 확률변수  $\{X_i(w)\}$ 의 결합분포를 결정하는 확률함수라고 하자. 그러면 공간확률  $\{\Omega, F, P\}$ 에서  $F$ 에 속하는 두개의  $\sigma$ -필드  $A, C$ 사이의 통계적 종속성의 정도를 나타내는 측정계수를 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$(1) \quad \alpha(A, C) = \sup_{\{a \in A, c \in C\}} |P(a \cap c) - P(a)P(c)|, A \subset F, C \subset F$$

또한  $B_k$ '를  $\{X_s(w), \dots, X_k(w)\}$ 에 의하여 생성되는 보렐  $\sigma$ -필드(Borel  $\sigma$ -field)라고 하고 混合係數(mixing coefficients)  $\alpha_k$ 를 式(2)와 같이 정의할 때, 만일 式(3)의 조건이 만족되면 시계열  $\{X_i(w)\}$ 는 強混合이라고 한다.<sup>4)</sup>

$$(2) \quad \alpha_k \equiv \sup_{\{B_{-\infty}^j, B_{j+k}^{\infty}\}}$$

$$(3) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \alpha_k = 0$$

式(2)에서  $B_{-\infty}^j$ 는 시점  $j$ 까지  $\{X_i(w)\}$  시계열에 포함된 모든 과거 정보를 반영하고 있으

며,  $B_{j+k}^{\infty}$ 는 시점  $j+k$ 이후의  $\{X_i(w)\}$  시계열에 포함된 모든 정보를 나타낸다. 결국 強混合

4) 자세한 내용은 White(1984, pp. 147-161)을 참고할 수 있으며, 강혼합의 조건은 White(1980), White/Domowitz (1984), Phillips(1987), Andrews(1991) 등의 연구와 같이 推定量의 一致性和 漸近 定規性을 분석하는데 광범위하게 이용되고 있다.

의 條件이란 임의의 두 사상의 統計的 從屬性의 정도가 연속적으로 時差가 커질수록 감소하는 것을 말한다. 따라서 과거와 미래수익률사이의 종속성의 감소비율을 조정하여 주식수익률의 시계열 종속성을 검정하는 통계량을 구할 수 있다.

이제 長期從屬性을 만족하는 시계열의 성질을 살펴보기 위하여  $\{X_t\}$ 가 式(4)의 차분 방정식을 만족한다고 하자. 이때 만일  $d$ 가 非整數값을 갖는다면,  $\{X_t\}$ 를 分數差分時系列(fractionally-integrated time series)이라고 하는데, 이러한 확률과정은 강혼합의 시계열보다 통계적 종속성의 감소속도가 훨씬 작아서 장기적으로 지속되는 自己相關函數를 가지는 특성이 있다.<sup>5)</sup>

$$(4) \quad (1-L)^d X_t = e_t, \quad e_t \sim WN(0, \sigma_e^2), \quad L: \text{差分演算者}$$

한편, Poterba/Summers(1988), 金亨燦(1992)의 실증연구에 의하면 월별주식가격이 장기적으로 平均回歸한다는 사실이 알려져 있다. 그런데 이러한 평균회귀는 가격시계열에 존재하는 長期從屬性의 특성에 의하여 발생한다는 사실을 보일 수 있다. 먼저  $P_t$ 를 시점  $t$ 의 주식가격이라고 할 때,  $t$ 期の 주식 수익률  $R_t = \log(P_t/P_{t-1})$ 가 式(6)과 같이 式(4)의  $X_t$ 와 式(5)의  $Y_t$ 의 합으로 구성된다고 하자.

$$(5) \quad (1-\rho L)Y_t = n_t, \quad n_t \sim WN(0, \sigma_n^2)$$

$$(6) \quad R_t = X_t + Y_t = (1-L)^{-d}e_t + \rho Y_{t-1} + n_t \quad 6)$$

따라서 모수 ( $d, \rho, \sigma_e^2, \sigma_n^2$ )에 대하여 일정한 가정을 함으로써 長期的 自己相關의 특성이 포함되는 수익률 시계열  $\{R_t\}$ 를 생성할 수 있다. 한편 Poterba/Summers(1988)가 이용한 平均回歸의 검정통계량은 式(7)과 같다.

$$(7) \quad VR(K) = 1 + 2 \sum_{j=1}^{K-1} \left[ \frac{K-1}{K} \right] \rho_j, \quad \rho_j: j\text{차 표본자기상관계수}$$

그러면 ( $d, \rho, \sigma_e^2, \sigma_n^2$ ) = (-0.2, 0.25, 1, 1.1)의 가정하에 시계열  $\{R_t\}$ 를 생성하고 분

5) 分數差分時系列에 관한 자세한 논의는 Granger/Joyeux(1980), Hosking(1981)을 참고할 수 있다.

6)  $(1-L)^{-d}e_t = B(L)e_t$ ,  $B_k = \Gamma(k+d)/\Gamma(d)\Gamma(k+1)$

$B(\cdot)$ : 베타함수(beta function),  $\Gamma(\cdot)$ : 감마함수(gama function)

散比率을 구하면 Lo(1989, p6)에 의하여 다음의 결과를 얻을 수 있다.<sup>7)</sup>

$$VR(1) = 1.04, VR(5) = 1.06, VR(10) = 1.04$$

$$VR(50) = 0.97, VR(100) = 0.95, VR(250) = 0.92$$

위의 결과에서 알 수 있는 것처럼 시차 K가 작을 때에는  $Y_t$ 의 AR(1) 구성요소가  $R_t$ 의 자기상관을 지배한다. 그러나 K가 증가함에 따라  $Y_t$ 의 자기상관은 상대적으로  $X_t$ 에 비하여 급속하게 소멸하게 되므로  $X_t$ 의 長期從屬性의 구성요소가  $R_t$ 의 이동행태를 결정하게 된다. 따라서 주식가격의 平均回歸는 가격시계열에 장기적으로 지속하는 구성요소가 존재하기 때문에 발생한다는 것을 알 수 있다.

## 2.2 株式價格의 長期從屬性의 檢定模型

### 2.2.1 R/S 統計量

Mandelbrot(1971)는 주식가격에 장기적으로 지속하는 時系列 從屬性이 존재하는 경우 市場 效率性的의 통계모형으로 가정되는 확률보행모형이 성립할 수 없음을 분석하였다. 이제 주식가격의 시계열 종속성을 검정하기 위한 Mandelbrot(1972, 1975)의 통계량을 살펴보기 위하여 먼저 t期の 連續 收益率  $R_t$ 가 다음의 확률과정을 따른다고 하자.

$$(8) \quad R_t = \mu + \epsilon_t, \quad \mu : \text{임의의 固定母數}$$

그러면 표본크기가 T라고 하고,  $S_T$ 가  $\{R_t\}$ 의 最尤推定 標準偏差라고 할때, 주식수익률이 IID확률과정을 따른다는 귀무가설을 검정하는 통계량은 다음과 같다.<sup>8)</sup>

7) 가정된 모수값은 長期從屬性과 平均回歸의 관계를 설명하기 위해 선정된 것이다. 특히  $R_t$ 의 자기상관계수는 Hosking(1981)이 보인 바와 같이 d와 동일한 부호를 갖기 때문에 평균회귀의 실증결과와 양립하는 수익률자료를 생성하기 위하여 d의 값을 -0.2로 가정하였다.

8) Mandelbrot/Wallis(1969), Mandelbrot/Taqqu(1979)등은 Hurst(1951, 1956)가 최초로 이용한 R/S統計量이 時系列 從屬性의 검정에 있어서 전통적으로 이용되고 있는 自己相關分析과 스펙트럴 分析보다 우위에 있음을 보여 주었다.

$$(9) \quad Q_T = \frac{1}{S_T} \left[ \text{Max}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_i - \bar{R}_T) - \text{Min}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_i - \bar{R}_T) \right], \quad \bar{R}_T : \text{표본평균}$$

이때  $Q_T$ 는 항상 非陰의 값을 갖는데,  $Q_T$ 를  $\sqrt{T}$ 로 정규화한 검정통계량  $V_T = Q_T/\sqrt{T}$ 는  $T$ 가 무한히 증가함에 따라 다음 단원에서 논의되는 바와 같이 점근적으로 위너과정(Wiener process)의 분포에 수렴하게 된다.<sup>9)</sup> 그러나 최근 Davies/Harte(1987), Lo(1989)등은  $V_T$ 는 시계열의 短期從屬性에 매우 민감한 검정통계량임을 지적하고 있다. 그런데 이미 서론에서 지적한 바와 같이 주식시장에서는 미시구조적 불완전성때문에 수익률 시계열이 단기적으로 종속관계에 있을 수 있으므로  $V_T$ 는 短期從屬性을 허용하는 長期從屬性의 검정통계량으로서 적합하지 못하다. 따라서 본 연구에서는 시계열의 단기종속성에 강건한 Lo(1989)의 검정통계량을 이용하여 주식수익률의 장기종속성을 검정하기로 한다.

## 2.2.2 修正 R/S 統計量

### 2.2.2.1 歸無假說

주식수익률이 式(8)의 확률과정을 따른다는 가정에서는  $\{R_i\}$ 의 長期從屬性의 여부는 확률 오차  $\{\varepsilon_i\}$ 의 이동행태에 의존하게 된다. 따라서  $\{\varepsilon_i\}$ 에 대한 다음과 같은 가정들을 이용하여 귀무가설을 규정하기로 한다.<sup>10)</sup>

$$(A1) \quad E[\varepsilon_i] = 0, \quad \forall_i$$

$$(A2) \quad \text{SUP}_i E[|\varepsilon_i|^b] < \infty, \quad b > 2$$

$$(A3) \quad 0 < \sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E[(1/T)(\sum_{i=1}^T \varepsilon_i)^2] < \infty$$

9) R/S통계량을 자본시장에 적용한 최근의 연구들로는 Green/Fielitz(1977), Booth/Kaen/Koveos(1982), Helms/Kaen/Posenman,(1984) Kaen/Rosenman(1986)등이 있는데, 특히 Green/Fielitz(1977)는 NYSE에 상장된 많은 주식의 日別 收益率에 長期 從屬性이 존재한다는 실증결과를 제시하였다.

10) (A1~A2)의 기술적인 내용은 White(1984)에서 자세히 논의되고 있는데, 이러한 가정들이 修正 R/S統計量의 구성에 갖는 실제적 의미는 時系列  $\{R_i\}$ 가 정상확률 과정을 따를 수 있다는 것을 허용하는 것이다. 따라서  $\{R_i\}$ 가 iid확률과정을 따른다는 귀무가설에 대해서만 강건성을 갖는 R/S통계량의 한계를 극복할 수 있다.

(A4)  $\{\epsilon_t\}$ 는 混合係數  $\alpha_k$ 가 다음 조건을 만족하는 強混合 時系列이다.

$$\sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j^{1-(2/b)} < \infty$$

이러한 가정들은 단원 2.2.2.3에서 논의되는 바와 같이 Phillips(1987)의 函數中心 極限整理(functional central limit theorem, FCLT)에 의하여 檢證통계량의 檢證분포를 결정할 때 필요한 조건들로서 Fama/French(1988), Poterba/Summers(1988)의 통계모형에 의해서도 충족되는 특성을 갖고 있다.

### 2.2.2.2 檢定 統計量

이제 표본크기가 T라고 할 때 (A1)~(A4)의 귀무가설을 檢證하기 위한 R/S통계량은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$(10) \quad Q_T(q) = \left[ \text{Max}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_T) - \text{Min}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_T) \right] / \hat{\sigma}_T(q)$$

$$(11) \quad \hat{\sigma}_T^2(q) \equiv \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (R_j - \bar{R}_T)^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^q W_j(q) \left[ \sum_{i=j+1}^T (R_i - \bar{R}_T) (R_{i-j} - \bar{R}_T) \right]$$

$$(12) \quad = \hat{\sigma}_R^2 + 2 \sum_{j=1}^q W_j(q) \gamma_j, \quad W_j(q) \equiv 1 - \frac{j}{q+1}, \quad q < T$$

式(10)의 檢證통계량이 式(9)의 통계량과 다른 점은 분모의 표준편차에 있다. 새로운 표준편차는  $\{R_t\}$ 의 時系列 自己相關과 가능한 형태의 條件附 異分散을 허용하기 위하여 時差 q까지의 自己共分散을 고려하고, 式(12)와 같이 Newey/West(1987)의 방법을 이용하여 가중평균의 합으로 나타내고 있다. 그런데 Phillips(1987)는 다음의 두가지 조건하에서 式(11)의 표본분산이  $\{\epsilon_t\}$ 의 長期分散(longrun variance)을 나타내는 (A3)의  $\sigma^2$ 의 一致推定量이 된다는 것을 보였다.

$$(A2') \quad \text{SUP}_t E[|\epsilon_t|^{2b}] < \infty, \quad b > 2$$

$$(A5) \quad T \text{가 증가하면 } q \text{ 역시 } q \sim o(T^{1/4}) \text{의 조건을 만족하면서 증가한다.}$$

그런데 式(11)의 표본분산 추정치를 구하기 위해서는 시차  $q$ 를 결정하여야 하는데, 최근 Andrews(1991)는 점근 MSE(asymptotic mean-squared error)기준을 이용하여  $q$ 와 式(12)의 가중치를 다음과 같이 결정하는 방법을 제시하였다.

$$(13) \quad q = \|K_T\|, \quad K_T \equiv (2T/3)^{1/3} \times [\rho_1 / (1 - \rho_1^2)]^{2/3}$$

$\rho_1$  : 표본 1차 자기상관관계,  $\|K_T\|$  :  $K_T$ 보다 크지 않은 최대의 정수

$$(14) \quad W_j = 1 - |j| / K_T$$

### 2.2.2.3 修正 R/S 檢定統計量의 漸近分布

이제 새로운 R/S 검정통계량,  $Q_T(q)$ 의 점근분포를 살펴보기 위하여 표본확률과정(empirical process)  $X_T(r)$ 을 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$(15) \quad X_T(r) = S_h / \sigma \cdot T^{1/2}, \quad h = \|Tr\|, \quad r \in D[0, 1], \quad S_h = \sum_{i=1}^h \epsilon_i$$

$D[0, 1]$  : 우로부터 연속이고 유한 좌방극한을 실수함수공간

Phillips(1987)는 (A1)~(A4)의 가정하에서  $T$ 가 무한이 증가할 경우  $X_T(r)$ 가 단위 구간에서 정의되는 위너과정(Wiener Process),  $W_T(r)$ 로 수렴하는 것을 보았다. 그런데 최근 Lo (1989)는 이러한 FCLT를 이용하여  $Q_T(q)/\sqrt{T}$ 가 위너과정의 점근분포로 수렴하는 다음과 같은 사실을 증명하였다.

〈표 2-1〉  $F_v(v)$ 의 확률

|            |       |       |       |       |       |       |       |       |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $P(V < v)$ | 0.005 | 0.025 | 0.050 | 0.100 | 0.200 | 0.300 | 0.400 | 0.500 |
| $v$        | 0.721 | 0.809 | 0.861 | 0.927 | 1.018 | 1.090 | 1.157 | 1.223 |
| $P(V < v)$ | 0.543 | 0.600 | 0.700 | 0.800 | 0.900 | 0.950 | 0.975 | 0.995 |
| $v$        | 1.253 | 1.294 | 1.374 | 1.473 | 1.620 | 1.747 | 1.862 | 2.098 |

자료 : Lo, A. W., "Long-term Memory in Stock Market Prices," NBER Working Paper # 2984 (May 1989), p35.

定 理

『만일  $\{\epsilon_j\}$ 가 (A1), (A2'), (A3)~(A5)의 가정을 만족한다면 T가 무한히 증가할 경우  $Q_T(q) / \sqrt{T}$ 는 다음과 같은 점근분포를 따른다.

$$(16) \quad \text{Max}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_T) / \hat{\sigma}_T(q) \sqrt{T} \Rightarrow \text{Max}_{0 \leq r \leq 1} W^{\circ}(r) \equiv M^{\circ}$$

$$(17) \quad \text{Min}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_T) / \hat{\sigma}_T(q) \sqrt{T} \Rightarrow \text{Min}_{0 \leq r \leq 1} W^{\circ}(r) \equiv m^{\circ}$$

$$(18) \quad V_T(q) \equiv Q_T(q) / \sqrt{T} \Rightarrow M^{\circ} - m^{\circ} \equiv V$$

$$(19) \quad F_V(v) = 1 + 2 \sum_{i=1}^{\infty} (1 - 4k^2 v^2) \exp[-2(kv)^2]$$

$$(20) \quad E[V] = (\pi/2)^{1/2} \cong 1.25, E[V^2] = \pi^2/6, \sigma[V] \cong 0.27 \quad \text{』}$$

따라서 위의 定理에 의하여  $V_T(q)$ 를 이용한 가설검정의 임계치를 式(19)에 근거하여 계산할 수 있는데, <표 1>은 그 결과를 나타내고 있다. 예를 들어 전통적인 유의수준 0.05를 이용하여 주식가격에 장기종속성이 존재하는 가를 검정하기 위한  $V_T(q)$ 의 임계치의 구간은 [0.809, 1.682]이며, 0.01의 유의수준에서는 [0.721, 2.098]이다. 그런데 式(20)의 평균과 표준편차를 고려해 볼 때, 전반적으로 검정통계량의 점근분포는 동일한 평균과 표준편차를 고려해 볼 때, 전반적으로 검정통계량의 점근분포는 동일한 평균과 표준편차를 가진 정규분포보다 오른쪽으로 치우친 분포이다.

### 2.3 修正 R/S 統計量을 이용한 月別株式價格의 長期從屬性 檢定

#### 2.3.1 檢定資料

월별주식가격의 長期從屬性과 平均回歸를 평가하기 위하여 본 연구에서는 市場全體의 價格

指數를 기본적인 검정표본으로 이용하고, 보완표본으로서 규모별 및 업종별로 표본을 설정하였다.<sup>11)</sup> 規模에 있어서는 매년 상장시가총액을 기준으로 大企業, 中企業, 小企業으로 분류하고, 業種別로는 製造業, 都小賣業, 金融業으로 분류하여 포트폴리오의 주가지수를 계산하였다. 標本期間은 시장전체의 경우는 1977년부터 1990년까지 14년의 자료를, 부문별 포트폴리오의 경우는 1980년부터 1990년까지 11년의 자료를 각각 이용하였다.<sup>12)</sup>

검정에 이용되는 수익률자료는 月別連續 超過收益率로서 名目收益率에서 無危險收益率을 차감하여 계산하였다. 그런데 우리나라에서는 미국과 같이 재정증권을 이용한 無危險 收益率은 쉽게 구할 수 없기 때문에 매월 1일 주변에서 만기 1년이 남은 할인 금융채(通貨安定債券, 産業金融債券, 外國換 金融債券 등)의 거래가격으로 年收益率을 구한 다음 12개월로 나누는 월별이자율을 이용하였다.<sup>13)</sup> 또한 超過收益率의 검정결과를 뒷받침하기 위하여 消費者物價指數로 조정한 連續實質收益率을 보완표본으로 이용하여 검정하였다.<sup>14)</sup>

### 2.3.2 檢定結果

〈표 2-2〉는 修正 R/S 統計量을 月別株式價格에 적용한 검정결과를 나타내고 있다.<sup>15)</sup> 먼저 Andrews(1991)의 방법에 따라 계산한 시차  $q$ 를 살펴보면 소기업, 도소매업, 금융업의 경우만이 1과 2사이의 값을 갖고 여타의 포트폴리오에서는 모두 1이하의 값을 나타내고 있다. 따라서 본 연구에서는 민감도 분석을 위하여 시차  $q$ 를 10까지 확장하여 검정통계량을 계산하였다.

11) 검정자료는 대우경제 연구소의 주가지료를 이용하였으며, 주가지수는 가중평균방법을 이용하여 계산하였다.

12) 표본기간은 小標本 偏倚를 최소화하기 위하여 가능한 최대의 기간을 선정하였다. 그런데 포트폴리오별로 표본기간이 다른 이유는 대우경제연구소의 자료구조상 부문별 가격자료가 1980년부터 이용가능하였기 때문이다. 또한 본 연구의 실증이 1991년도 중반에 이루어졌기 때문에 1990년까지의 자료를 이용하였다.

13) 만일 정확히 滿期 1년이 되는 채권을 얻을 수 없을 경우에는 12개월에 가장 가까운 만기가 남은 채권을 이용하여 만기의 個月數로 나누어 계산하였다.

14) 만일 無危險 收益率이 平均回歸한다면 株式價格의 平均回歸는 市場效率性的의 觀點에서 合理的인 移動行態를 의미할 것이다. 따라서 검정자료로서 超過收益率을 이용하였으며 보완표본으로서 實質收益率을 이용하였다.

15) R/S 統計量을 이용하여 日別 및 週別株式價格의 長期從屬性을 검정한 실증결과는 金亨燦(1992)을 참고하기 바란다.

먼저 초과수익률을 이용한 검정결과를 살펴보면, 표본기간이 1977년 1990년까지인 市場全體(1)의 경우 시차 5까지 검정통계량이 유의적으로 나타나 주식가격에 長期從屬性이 존재하고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 표본기간이 1980년 부터 1990년까지인 市場全體(2)의 검정결과에 의해서 뒷받침되고 있는데, 검정통계량의 값이 시장전체(1)보다 큰 값으로 나타나고 있다. 규모별 포트폴리오에서는 大企業과 小企業에서 유의적인 검정통계량을 관찰할 수 있는데, 대기업의 경우 특히 강력한 검정결과를 보여주고 있다. 그러나 中企業의 경우는 주식가격에 장기종속성이 존재하고 있지 않음을 알 수 있다. 업종별 검정결과를 살펴보면 金融業의 경우만이 유의적이며 製造業과 都小賣業의 경우는 검정귀무가설을 기각할 수 없는 결과를 보이고 있다. 그런데 실질수익률을 이용한 검정결과 역시 초과수익률의 경우와 대체로 대동소이하게 일치하고 있다. 한가지 다른 점은 실질수익률의 경우에는 제조업의 포트폴리오도 주식가격에 長期從屬性이 존재하는 결과를 보이고 있다는 것이다.

한편 시차 q가 10일때의 검정통계량은 포트폴리오의 종류와 이용된 수익률의 형태에 관계없이 모두 유의적인 값을 보이고 있지 않다. 그러나 Lo/Mackinlay(1989), Lo(1989)등이 지적한 바와 같이 표본크기에 비하여 시차 q가 커지면 검정통계량의 有限標本分布가 점근분포로부터 근본적으로 이탈하게 된다. 따라서 Andrews(1991)의 시차 q가 모든 경우에 2이하이며 표본크기가 168이라는 사실을 비추어 볼때,  $V_T(10)$ 의 값이 유의적이지 않다는 사실이 지금까지 논의한 검정결과에 위배된다고 볼 수 없다.

〈표 2-2〉 R/S 통계량을 이용한 검정결과

A. 월별 초과수익률을 이용한 경우

| $V_T(q)$ | 전체(1)              | 전체(2)              | 대기업                | 중기업              | 소기업                | 제조업              | 도소매              | 금융업                |
|----------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|------------------|--------------------|
| $K_T$    | 0.1295             | 0.1727             | 0.3021             | 0.5115           | 1.0422             | 0.6908           | 1.1974           | 1.0797             |
| $V(0)$   | 1.9893**<br>(25.8) | 2.1362+<br>(24.5)  | 2.1027+<br>(24.1)  | 1.4401<br>(16.6) | 1.9017**<br>(21.8) | 1.6735<br>(19.2) | 1.3923<br>(16.0) | 2.0552**<br>(23.6) |
| $V(1)$   | 1.9864**<br>(25.7) | 2.1467+<br>(24.6)  | 2.1142+<br>(24.3)  | 1.4226<br>(16.3) | 1.8680**<br>(21.5) | 1.7086<br>(19.6) | 1.4607<br>(16.8) | 1.9789**<br>(22.7) |
| $V(2)$   | 1.9355**<br>(25.1) | 2.0852**<br>(23.9) | 2.0642**<br>(23.7) | 1.3809<br>(15.9) | 1.8669**<br>(21.4) | 1.6859<br>(19.4) | 1.5361<br>(17.6) | 1.8892**<br>(21.7) |

| $V_T(q)$ | 전체(1)              | 전체(2)              | 대기업                | 중기업              | 소기업               | 제조업              | 도소매              | 금융업               |
|----------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|
| V(3)     | 1.8796**<br>(24.4) | 2.0392**<br>(23.4) | 2.0057**<br>(23.0) | 1.3673<br>(15.7) | 1.7717*<br>(20.4) | 1.6339<br>(18.8) | 1.5921<br>(18.3) | 1.8329*<br>(21.1) |
| V(4)     | 1.8238*<br>(23.6)  | 1.9969**<br>(22.9) | 1.9419**<br>(22.3) | 1.3694<br>(15.7) | 1.7394<br>(20.0)  | 1.5824<br>(18.2) | 1.6147<br>(18.6) | 1.7833*<br>(20.5) |
| V(5)     | 1.7612*<br>(22.8)  | 1.9354**<br>(22.2) | 1.8656**<br>(21.4) | 1.3704<br>(15.7) | 1.6121<br>(18.5)  | 1.5313<br>(17.6) | 1.6063<br>(18.5) | 1.7281<br>(19.9)  |
| V(10)    | 1.5381<br>(19.9)   | 1.7099<br>(19.6)   | 1.6204<br>(18.6)   | 1.4260<br>(16.4) | 1.5356<br>(17.6)  | 1.4302<br>(16.4) | 1.5193<br>(17.5) | 1.4701<br>(16.9)  |

## B. 월별 실질수익률을 이용한 경우

| $V_T(q)$ | 전체(1)              | 전체(2)              | 대기업                | 중기업              | 소기업                | 제조업               | 도소매              | 금융업                |
|----------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|--------------------|-------------------|------------------|--------------------|
| $K_T$    | 0.4741             | 0.1182             | 0.2772             | 0.5356           | 1.1138             | 0.6267            | 1.2283           | 1.0811             |
| V(0)     | 1.9745**<br>(25.6) | 2.1310+<br>(24.5)  | 2.1006+<br>(24.1)  | 1.4346<br>(16.5) | 1.9887**<br>(22.8) | 1.7669*<br>(20.3) | 1.4038<br>(16.1) | 2.0518**<br>(23.6) |
| V(1)     | 1.9545**<br>(25.3) | 2.1280+<br>(24.4)  | 2.1115+<br>(24.3)  | 1.4151<br>(16.3) | 1.9155**<br>(22.0) | 1.7990*<br>(20.7) | 1.4755<br>(16.9) | 1.9755**<br>(22.7) |
| V(2)     | 1.8993**<br>(24.6) | 2.0763**<br>(23.9) | 2.0719**<br>(23.8) | 1.3799<br>(15.9) | 1.8703**<br>(21.5) | 1.7777*<br>(20.4) | 1.5639<br>(17.9) | 1.8916**<br>(21.7) |
| V(3)     | 1.8479*<br>(24.0)  | 2.0391**<br>(23.4) | 2.0249**<br>(23.3) | 1.3730<br>(15.8) | 1.8440*<br>(21.2)  | 1.7285<br>(19.6)  | 1.6359<br>(18.8) | 1.8407*<br>(21.1)  |
| V(4)     | 1.7925*<br>(23.2)  | 1.9975**<br>(22.9) | 1.9626**<br>(22.5) | 1.3773<br>(15.8) | 1.8086*<br>(20.8)  | 1.6733<br>(19.2)  | 1.6666<br>(19.1) | 1.7919*<br>(20.6)  |
| V(5)     | 1.7287<br>(22.4)   | 1.9328**<br>(22.2) | 1.8824**<br>(21.6) | 1.3765<br>(15.8) | 1.7754*<br>(20.5)  | 1.6123<br>(18.5)  | 1.6612<br>(19.1) | 1.7364<br>(19.9)   |
| V(10)    | 1.5037<br>(19.5)   | 1.6979<br>(19.5)   | 1.6267<br>(18.7)   | 1.4068<br>(16.2) | 1.5678<br>(18.0)   | 1.4684<br>(16.9)  | 1.5753<br>(18.1) | 1.4810<br>(17.0)   |

제시되는 검정통계량은  $V_T(q)$ 로서 式①의 수정 R/S 통계량,  $Q_T(q)$ 를 나타내는 괄호안의 수치를  $\cdot T$ 로 나눈값이다.  $K_T$ 는  $\{R_t\}$ 의 표본분산을 얻기 위하여 Andrews(1991)의 방법에 따라 계산한 時差  $q$ 를 나타낸다. 전체(1)과 전체(2)는 시장전체의 표본으로 구성되는 포트폴리오를 의미한다. 표본기간은 전체(1)의 경우만 1977년 1월~1990년 12월 ( $T=168$ )이며, 나머지 포트폴리오의 경우는 1980년 1월~1990년 12월 ( $T=132$ )이다. 검정통계량의 유의성검정은 <표 1>의 임계치를 이용하였는데, \*, \*\*, +는 각각 0.1, 0.05, 0.01에서 유의적인 검정통계량을 나타낸다.

$$\textcircled{1} \quad Q_T(q) = \frac{\text{Max}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_T) - \text{Min}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_T)}{\sigma_T(q)}, \quad T: \text{표본크기}$$

$$\textcircled{2} \quad K_T \equiv (2T/3)^{1/3} \times [\rho_1 / (1 - \rho_1^2)]^{2/3}, \quad \rho_1: \text{표본 1차 자기상관계수}$$

우리나라의 주시가격에 長期從屬性이 존재하고 있다는 검정결과는 주식시장의 情報 不均衡 (informational asymmetry)現象을 나타내고 있으며, 또한 주식시장 참가자들의 대부분의 투자전략이 技術的 分析(technical analysis)에 근거하고 있다는 현실적인 상황을 반영하고 있다고 볼 수 있다. 그런데 우리나라 주식시장은 1985년 후반부터 1989년 후반까지의 持續的 價格上昇과 그 이후의 持續的 價格下落局面을 나타내고 있다. 이러한 이유로 가격지수는 長期的 自己相關을 갖고 있으며, 검정결과는 1985년 이후의 가격이동형태에 의하여 크게 영향을 받았을 것이다. 따라서 이러한 표본기간을 제외하고 검정할 수 있는 충분한 표본기간의 충족되지 않는 현시점에서는 검정결과를 강력하게 일반화하기 어려울 것이다.

### Ⅲ. 回歸模型을 이용한 株式價格의 平均回歸의 檢定

R/S 統計量의 검정결과 月別株式價格에 長期從屬性이 존재하고 있음을 알게 되었다. 그런데 단원 II.1에서 장기적으로 지속되는 구성요소가 있을 경우 주시가격이 平均回歸한다는 것을 살펴보았다. 따라서 본 단원에서는 Fama/French(1988)의 회귀모형을 변형하여 주시가격의 평균회귀를 검정하기로 한다.

## 3.1 平均回歸의 檢定模型

주식가격의 평균회귀를 제기한 Shiller(1984), Summers(1986)등의 패드모형(fads model)은 주식가격이 상당한 시차를 두고 소멸하는 일시적 구성요소를 갖는다는 것이다. 만일  $P_t^*$ 를 시점  $t$ 의 效率的 價格이라고 하고,  $N_t$ 를 시장가격이 효율적 가격과 다르게 형성하게 하는 시장의 攪亂要因(noise)이라고 하면, 주식가격은 式(21)과 같이 나타낼 수 있는데,  $P_t^*$ ,  $N_t$ 에 대한 式(22)~(23)의 가정을 하기로 한다.

$$(21) \quad P_t = P_t^* + N_t$$

$$(22) \quad P_t^* = P_{t-1}^* + c_t, \quad c_t \sim WN[0, \sigma_c^2]$$

$$(23) \quad N_t = \lambda N_{t-1} + d_t, \quad 0 \leq \lambda < 1, \quad d_t \sim WN[0, \sigma_d^2]$$

效率的 價格이 확률보행모형을 따른다는 가정은  $P_t^*$ 가  $P_t$ 의 永久的 構成部分(permanent component)가 된다는 것이므로  $P_t^*$ 는 確率的 趨勢(stochastic trend)를 나타낸다. 반면에 주식시장의 微視的 不完全性を 나타내는 攪亂要因이 式(23)과 같이 정상확률과정을 따른다는 가정은 주식가격이 효율적 가격으로 부터 크게 벗어나지 않는다는 것이므로  $N_t$ 는 주식가격의 日時的 構成部分(transitory component)으로서 循環的 變動(cyclical component)을 나타낸다.

그런데 式(23)에서 만일  $\lambda$ 가 1에 가까운 값을 갖는다면 日別 또는 週別과 같은 短期收益率에서는 負의 時系列相關이 작기때문에 교란요인을 검정하는 것이 매우 어렵다. 따라서 攪亂要因의 검정에서는 月別收益率과 같은 長期收益率을 이용하게 된다. 式(21)~(23)의 체계에서  $P_t$ 가 로그를 취한 시점  $t$ 의 주식가격이라고 할때, 式(25)와 같은 회귀모형을 고려하면 회귀계수 추정치  $b_{JK}$ 의 접근 근사치와 접근분산은 다음과 같다.

$$(24) \quad R_t = c_t + d_t + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^{\infty} d_{t-i}$$

$$(25) \quad \sum_{i=1}^J R_{t-1+i} = \alpha_{JK} + \beta_{JK} \sum_{i=1}^K R_{t-i} + U_{JK,t}, \quad J \leq K$$

$$(26) \quad \text{plim } b_{JK} = -(1-\lambda^J)(1-\lambda^K) / [2\varphi K(1-\lambda) + 2(1-\lambda^K)]$$

$$\varphi : \sigma_e^2 / [2\sigma_d^2 / (1+\lambda)]$$

$$(27) \quad T_{JK} \text{ Var}(b_{JK}) = (3KJ^2 - J^3 - J) / 3K^2, \quad T : \text{표본크기}, \quad T_{JK} = T + 1 - K - J$$

Fama/French(1988)는 J가 K와 같은 경우의 회귀모형을 고려하였는데, 이때  $b_{JK}$ 는 점근적으로 수익률의 변동중에서 교란요인에 의하여 발생하는 부분을 나타낸다.<sup>16)</sup> 그러나 이러한 多期間 回歸檢定은 Kim/Nelson/Startz(1988), Richardson/Stock(1989), Richardson/Smith(1991)등에 의하여 통계적 검정력의 관점에서 비판을 받고 있다. 특히 Jegadeesh(1991)는 회귀모형의 검정력을 최대로 하기 위해서는 종속변수의 시차 K를 1로 하여 단일기간 수익률을 이용하여야 한다는 것을 보였다. 먼저 式(25)의 기울기 근사치는 Geweke(1981)에 의하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(28) \quad c(b_{JK}) = \frac{3K^2}{3KJ^2 - J^3 + J} \frac{(1-\lambda^J)^2 (1-\lambda^K)^2}{[2\varphi K(1-\lambda) + 2(1-\lambda^K)]^2}$$

그런데 Jegadeesh(1991)는 점근적으로 기울기의 근사치를 크게 갖는 검정방법이 가장 강력한 검정력을 갖게 된다는 원리에 의하여 시뮬레이션을 하였는데, 종속변수의 시차 J가 1이 될때 기울기의 근사치가 최대가 된다는 결과를 제시하였다. 式(28)에서 J의 증가는  $\lambda^J$ 를 작게 하여 두번째 항을 크게 하는 효과를 갖는 반면에 또한 J의 증가는 첫번째 항을 작게하는 효과를 갖는다. 그런데 항상 두번째의 효과가 첫번째의 효과를 지배하기 때문에 시차 J를 1로 하는 것이 타당하다.<sup>17)</sup>

이와 같은 결과는 合理的 期待條件에 근거한 市場 效率性的 檢定에서도 쉽게 도출할 수 있

16) 예를들어 K가 36인 경우 단위 II의 수익률자료를 이용한 Fama/French 회귀모형의  $b_K$  추정결과는 다음과 같다.

|       | 대기업    | 중기업    | 소기업    | 제조업    | 도소매업   | 금융업    |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 초과수익률 | -.3505 | -.3485 | -.5546 | -.4456 | -.0599 | -.6301 |
| 실질수익률 | -.3423 | -.3396 | -.4691 | -.4454 | -.0892 | -.5757 |

17) Hodrick(1990)은 종속변수의 시차에 있어서 Fama/French(1988)와 같이 多期間을 이용한 경우와 Jegadeesh(1991)와 같이 單一期間을 이용한 경우의 回歸模型 檢定力을 비교하였는데, 後者が 前者보다 우월한 방법임을 보였다.

다. 만일 시장이 효율적이라면 시장가격  $P_t$ 는 효율적 가격  $P_t^*$ 의 불편추정량이 될 것이다. 따라서 가장 단순한 회귀점정은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(29) \quad P_t^* = \alpha + \beta P_t + e_t, : H_0: \alpha = 0, \beta = 1$$

이때  $Z_t$ 를 초과수익율의 예측에 이용되는 情報變數라고 하면 式(29)의 검정모형은 式(30)과 같이 나타낼 수 있는데, 이러한 단순한 모형은 검정력이 낮기 때문에 式(31)과 같은 長期回歸模型을 고려하기로 하자.

$$(30) \quad R_t = \alpha_1 + \beta_1 Z_{t-1} + \nu_t$$

$$(31) \quad \sum_{i=1}^k R_{t+i} = \alpha_k + \beta_k Z_t + \varepsilon_{t+k}$$

이때 만일 式(32)가 성립하면 회귀계수  $\beta_k$ 는 0이 되는데,  $Z_t$ 와  $R_t$ 가 결합정상 확률과정을 따르면  $E[Z_t^+, R_{t+i}^+] = E[R_t^+, Z_{t-i}^+]$ 이므로 式(32)는 式(33)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(32) \quad E[Z_t^+, \sum_{i=1}^k R_{t+i}^+] = 0, + : \text{평균을 차감한 편차형태의 의미}$$

$$(33) \quad E[R_t^+, \sum_{i=1}^k Z_{t-i}^+] = 0$$

그런데 이와 같은 직교조건은 다음과 같은 검정모형에서 회귀계수가 0이라는 것을 의미하게 된다.

$$(34) \quad R_t = \alpha_k + \beta_k \sum_{i=1}^k Z_{t-i} + U_{k,t}$$

따라서 우리는 式(31)의 長期回歸模型을 式(34)의 單一期間回歸模型으로 변환한 결과를 갖게 되는데, 式(34)의 우측필터변수는 좌측변수가 점진적으로 변화하는 부분(slow-moving component)과 연관이 있으므로, 직관적으로 式(34)의 모형은 式(31)의 모형보다 검정력이 높다는 것을 알 수 있다. 또한 초과수익이 i. i. d. 확률변수라는 귀무가설에서 式(34)의 오차변수  $U_{k,t}$ 는 시계열 상관성이 없다. 반면에 式(31)의 오차변수  $\varepsilon_t$ 는 MA(k)의 구조를 갖기 때문에 회귀계수가 0이라는 가설을 검정하기 위해서는 회귀계수에 대한 小標本 偏倚와 오차변

수의 時系列 相關을 조정하여야 한다.

이와같은 논의를 근거로 본 연구에서는 式(34)와 같이 종속변수의 시차  $J$ 를 1로 하고 독립변수의 정보변수를 월별 수익률로 하는 회귀모형을 이용하여 주가가격의 평균회귀를 검정하기로 한다.

### 3.2 平均回歸의 檢定結果

단원 II와 동일한 자료를 이용한 회귀모형의 검정결과는 <표 3-1>과 같다. 한편 小標本의 경우는 回歸係數의 有意性 檢定에 있어서 일반적인  $t$ -통계량의 임계치를 이용 할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 회귀모형의 가설검정을 위하여 회귀계수 추정치와  $t$ -통계량의 小標本 分布를 몬테칼로 시뮬레이션을 이용하여 계산하였다.

시뮬레이션의 결과는 부록에 제시되고 있는데, 먼저 [A-1]에서는 주식 수익률의 분산이 시점에 관계없이 일정하다는 가정하에서 표본크기와 같은  $N[0, 1]$ 의 난수를 10,000회와 1,000회 추출하였다. 다음으로 이러한 난수를 이용하여 OLS에 의하여 검정회귀모형의 회귀계수 평균추정치를 계산하였다. 그런데 소표본의 경우는 OLS 추정치가  $1/(T-K)$ 의 小標本 偏倚를 갖으므로 보고되는 회귀계수의 추정치는 이러한 偏倚를 조정한 값을 나타내고 있다. 또한 검정통계량의 분포는 White(1980)의 異分散一致 推定量의 표준오차를 이용하여 계산한  $t$ -통계량의 임계치를 나타낸다.

그런데 시뮬레이션의 결과를 보면 반복회수가 10,000회인 경우와 1,000인 경우가 크게 다르지 않다는 것을 알 수 있다. 따라서 [A-2, 3]에서는 주식 수익률의 이분산을 고려하기 위하여 실제의 표본기간에서 2년 간격으로 수익률의 표준편차를 구한 후 제시되는 회귀계수의 추정치는 式①에서  $\beta_k$ 의 OLS 추정치  $b_k$ 를 구한 다음 小標本 偏倚를 조정하기 위하여 式②와 같이  $1/(T-K)$ 를 더한 값을 나타낸다. 표본기간은 시장 전체(1)의 경우만 1977년 1월~1990년 12월( $T=168$ )이며, 나머지 포트폴리오의 경우는 1980년 1월~1990년 12월( $T=132$ )이다. 팔호안의 검정 통계량은 White(1980)의 異分散一致 推定量을 이용하여 계산한  $t$ -통계량을 나타낸다. 회귀모형 추정결과에 대한 유의성 검정은 부록[A-2, 3]의 자료를 이용하였다. 또한 B는 모든 시차의 회귀계수가 0이라는 결합가설을 검정하기

위하여 계산한 6개 회귀계수의 평균으로서 역시 몬테칼로실험의 p-value를 이용하여 유의성을 판정하였다. 모든 경우에 \*, \*\*, +는 각각 0.1, 0.05, 0.01에서 유의적인 검정통계량을 나타낸다.

$$\textcircled{1} R_t = \alpha_K + \beta_K \sum_{i=1}^K R_{t-i} + U_{K,t}, R_t: t\text{월 수익률}$$

$$\textcircled{2} b_K^* = b_K + 1/(T-K), b_K: \text{式(1)의 OSL추정치, T: 표본크기}$$

〈표 3-1〉 회귀검정의 결과

A. 월별 초과수익률을 이용한 경우

| K       | 36               | 48                | 60                  | 72                 | 84                  | 96                  | B        |
|---------|------------------|-------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|----------|
| 시장전체(1) | 0.013<br>(1.70)* | 0.004<br>(0.65)   | 0.002<br>(0.28)     | -0.002<br>(-0.39)  | -0.008<br>(-1.23)   | -0.017<br>(-2.01)*  | 0.001    |
| 시장전체(2) | 0.009<br>(1.01)  | -0.006<br>(-0.78) | -0.016<br>(-1.61)*  | -0.046<br>(-3.03)+ | -0.096<br>(-3.78)+  | -0.174<br>(-2.77)** | -0.055** |
| 대 기 업   | 0.009<br>(1.18)  | -0.005<br>(-0.65) | -0.016<br>(-1.74)*  | -0.044<br>(-3.40)+ | -0.088<br>(-3.12)+  | -0.197<br>(-2.83)** | -0.057** |
| 중 기 업   | 0.008<br>(0.56)  | -0.013<br>(-1.01) | -0.010<br>(-0.81)   | -0.036<br>(-2.33)+ | -0.126<br>(-2.68)+  | -0.072<br>(-1.29)   | -0.042   |
| 소 기 업   | 0.010<br>(0.70)  | -0.012<br>(-0.96) | -0.020<br>(-1.41)*  | -0.053<br>(-2.76)+ | -0.129<br>(-2.97)+  | -0.074<br>(-0.92)   | -0.047*  |
| 제 조 업   | 0.010<br>(0.76)  | -0.004<br>(-0.36) | -0.016<br>(-1.32)*  | -0.053<br>(-2.82)+ | -0.062<br>(-2.19)** | -0.076<br>(-1.87)*  | -0.033*  |
| 도 소 매   | 0.005<br>(0.40)  | -0.005<br>(-0.44) | -0.016<br>(-1.35)*  | -0.044<br>(-2.49)+ | -0.077<br>(-2.73)+  | -0.277<br>(-2.89)** | -0.069+  |
| 금 융 업   | 0.005<br>(0.60)  | -0.006<br>(-0.74) | -0.016<br>(-1.61)** | -0.043<br>(-2.56)+ | -0.124<br>(-3.82)+  | -0.216<br>(-2.93)** | -0.067+  |

B. 월별 실질수익률을 이용한 경우

| K       | 36               | 48                 | 60                  | 72                 | 84                  | 96                  | B        |
|---------|------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|----------|
| 시장전체(1) | 0.014<br>(1.75)* | 0.004<br>(0.57)    | 0.001<br>(0.24)     | -0.002<br>(-0.39)  | -0.008<br>(-1.29)   | -0.018<br>(-2.13)*  | 0.002    |
| 시장전체(2) | 0.010<br>(0.76)  | -0.007<br>(-0.84)  | -0.017<br>(-1.63)*  | -0.048<br>(-2.94)+ | -0.098<br>(-3.78)+  | -0.143<br>(-2.37)   | -0.051** |
| 대 기 업   | 0.009<br>(1.11)  | -0.006<br>(-0.72)  | -0.018<br>(-1.78)** | -0.048<br>(-3.11)+ | -0.092<br>(-3.39)+  | -0.167<br>(-2.52)** | -0.053** |
| 중 기 업   | 0.010<br>(0.65)  | -0.013<br>(-0.92)  | -0.007<br>(-0.56)   | -0.032<br>(-2.07)+ | -0.123<br>(-2.48)** | -0.079<br>(-1.39)   | -0.041*  |
| 소 기 업   | 0.011<br>(0.75)  | -0.014<br>(-1.02)* | -0.021<br>(-1.39)*  | -0.052<br>(-2.60)+ | -0.131<br>(-2.89)+  | -0.050<br>(-0.71)   | -0.043*  |
| 제 조 업   | 0.012<br>(0.82)  | -0.002<br>(-0.22)  | -0.015<br>(-1.17)   | -0.051<br>(-2.63)+ | -0.058<br>(-2.01)** | -0.065<br>(-1.68)   | -0.030*  |
| 도 소 매   | 0.005<br>(0.36)  | -0.006<br>(-0.51)  | -0.018<br>(-1.41)*  | -0.048<br>(-2.55)+ | -0.082<br>(-2.74)+  | -0.289<br>(-2.96)** | -0.073+  |
| 금 융 업   | 0.004<br>(0.49)  | -0.0077<br>(-0.84) | -0.018<br>(-1.66)** | -0.044<br>(-2.50)+ | -0.128<br>(-3.82)+  | -0.168<br>(-2.72)** | -0.060** |

이와 동일한 구조의 확률난수를 1,000회 반복 추출하였다. 그리고 [A-1]과 동일한 절차에 의하여 회귀계수의 추정치와 t-통계량의 임계치를 구하였다. 따라서 검정결과의 유의성 분석은 부록 [A-2, 3]의 자료를 이용하였다.

月別 超過收益率을 이용한 회귀검정의 결과를 살펴보면, 대체로 주식가격이 長期的 平均回歸를 하고 있다. 먼저 14년의 자료를 이용한 市場全體(1)에서는 시차 36까지는 正의 시계열 상관을 보이다가 시차 72부터 평균회귀를 보이고 있으나 검정통계량이 유의적인 경우는 시차 96뿐이다. 그러나 여타의 포트폴리오에서는 시차 48에서 평균회귀가 발생하고 대체로 시차 60부터 검정통계량 역시 유의적으로 나타나고 있다. 그런데 시장전체의 경우 11년의 자료를 이용한 결과가 14년의 자료를 이용한 경우보다 평균회귀의 현상이 분명하게 나타나 표본크기의 선정에 따라서 검정결과를 다르게 얻을 수 있음을 알 수 있다. 規模別로는 대기업과 중소기업의 경우가 중기업의 경우보다 검정통계량이 유의적이며, 業種別에 있어서도 도소매업과 금

영업의 경우가 제조업의 경우보다 분명한 평균회귀를 나타내고 있다.

〈표 3-1〉의 B는 Richardson/Stock(1989)의 지적에 따라 모든 시차의 회귀계수가 0이라는 결합가설을 검정하기 위하여 계산한 6개 회귀계수의 평균을 나타내는 검정통계량인데, 시장전체(1)의 경우를 제외하고 모두 귀무가설을 기각하고 있음을 알 수 있다. 그런데 지금까지 논의한 초과 수익률의 결과는 실질 수익률을 이용한 검정결과에 위해서도 뒷받침되고 있다.

한편 R/S 統計量과 回歸模型의 檢定結果가 다른 점은 前者의 경우에서는 중기업, 제조업, 그리고 도소매업 포트폴리오의 주시가격은 長期從屬性을 갖지 않는 것으로 나타났는데, 後者의 경우에서는 주시가격이 모두 장기적으로 平均回歸하는 결과를 보이고 있다. 반면에 표본기간을 1977년 부터 1990년까지 이용한 시장전체(1)의 경우, R/S 統計量 檢定은 매우 강력한 長期從屬性의 결과를 보이고 있으나 回歸模型의 檢定結果는 株式價格의 平均回歸를 充分하게 보이지 않는다. 이러한 결과는 回歸模型이 分散比率를 이용한 방법보다 일반적으로 귀무가설을 빈번하게 기각한다는 Poterba/Summers(1988)의 지적과 일치하고 있다. 그러나 본 연구에서는 式(34)의 回歸模型에서 이론적 논의와는 달리 확률오차  $U_{k,t}$ 가 빠르게 소멸하지 않는 時系列 相關을 갖기 때문일 것이다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위해서는 Geweke/Poter-Hudak(1983), Yajima(1988) 등의 연구와 같이 確率誤差가 分散差分 時系列과 같은 확률과정을 따르는 것을 허용하는 회귀모형을 이용하여 검정하는 것이 필요하다.

#### IV. 結 論

本 研究는 時系列 相關의 특성을 반영하는 R/S 統計量과 回歸模型을 이용하여 月別株式價格의 長期從屬性和 平均回歸를 검정하였다. 검정결과, 첫째 우리나라의 월별주시가격은 확률보행모형을 따르지 않으며, 둘째 장기적으로 지속하는 시계열 상관행태와 평균회귀의 현상을 보인다는 것을 알게 되었다. 이러한 결과는 과거의 주시수익률에 관한 정보가 미래 수익률의 예측에 유용하다는 재무적 의미를 시사하고 있다.

그런데 Cecchetti/Mark/Lam(1988), Black(1990) 등은 월별주가와 같이 長期時界의 주시가격의 平均回歸는 시간에 따라 변동하는 期待 收益率에 의해서 발생할 수 있음을 지적하였다. 따라서 배당과 같이 주시가격과 장기적 균형관계에 있는 변수등을 이용하여 市場에서 관

찰되는 過剩起伏이나 平均回歸의 경향이 투자자들의 危險回避의 관점에서 市場 效率性的의 均衡模型과 양립할 수 있는 지 이론적인 재검토가 필요하다. 그러나 이러한 연구를 위해서는 무엇보다도 事後的으로 주식가격의 이동형태를 적절하게 설명할 수 있는 균형모형의 개발이 선행되어야 할 것이다.

또한 검정결과로부터 고려할 수 있는 앞으로의 연구과제로는, 첫째 R/S 統計量과 回歸模型의 검정결과가 일부의 포트폴리오에서 서로 다르게 나타나고 있는 사실을 규명하기 위해서 確率誤差가 分數差分 時系列과 같은 확률과정을 따르는 것을 허용하는 回歸模型을 이용하여 검정하는 것이다. 둘째, 우리나라 주식가격이 확률보행모형을 따르지 않는다는 사실에 비추어 볼때 株式價格의 移動行態를 예측할 수 있는 적합한 統計模型을 식별하는 것이다.

## 附 錄

## [A-1] 等分散 亂數를 이용한 시뮬레이션 결과

## (1) 회귀계수

| K                                      | 36      | 48      | 60      | 72      | 84      | 96      |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ① 표본크기가 168 (1977년 1월 ~ 1990년 12월)인 경우 |         |         |         |         |         |         |
| 10,000 회                               | -0.0009 | -0.0034 | -0.0046 | -0.0076 | -0.0129 | -0.0224 |
| 1,000 회                                | -0.0009 | -0.0038 | -0.0054 | -0.0076 | -0.0138 | -0.0225 |
| ② 표본크기가 132 (1980년 1월 ~ 1990년 12월)인 경우 |         |         |         |         |         |         |
| 10,000 회                               | 0.0034  | 0.0012  | 0.0003  | -0.0041 | -0.0132 | -0.0430 |
| 1,000 회                                | 0.0035  | -0.0016 | -0.0004 | -0.0031 | -0.0124 | -0.0419 |

## (2) 검정 통계량의 소표본 분포

## ① 표본크기가 168(1977년 1월 ~ 1990년 12월)인 경우

| K                   | 36      | 48      | 60      | 72      | 84      | 96      |
|---------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 반복시행회수가 10,000회인 경우 |         |         |         |         |         |         |
| 0.01                | -1.3771 | -2.3246 | -2.5405 | -2.6604 | -2.6839 | -3.0906 |
| 0.05                | -1.0501 | -1.7374 | -1.9195 | -1.9011 | -1.8921 | -2.3197 |
| 0.10                | -0.8641 | -1.4147 | -1.6057 | -1.5672 | -1.5171 | -1.9032 |
| 반복시행회수가 1,000회인 경우  |         |         |         |         |         |         |
| 0.01                | -1.3723 | -2.5095 | -2.4828 | -2.6109 | -2.8109 | -3.0458 |
| 0.05                | -1.0443 | -1.7317 | -1.8577 | -1.8781 | -1.8776 | -2.3816 |
| 0.10                | -0.8562 | -1.4674 | -1.5999 | -1.6449 | -1.5811 | -1.9125 |

② 표본크기가 168(1977년 1월 ~ 1990년 12월)인 경우

| K                   | 36      | 48      | 60      | 72      | 84      | 96      |
|---------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 반복시행회수가 10,000회인 경우 |         |         |         |         |         |         |
| 0.01                | -0.9259 | -2.1853 | -2.3791 | -2.4507 | -2.4591 | -3.5134 |
| 0.05                | -0.6349 | -1.5762 | -1.7736 | -1.7791 | -1.7690 | -2.5190 |
| 0.10                | -0.4528 | -1.2022 | -1.4489 | -1.4400 | -1.4099 | -2.0254 |
| 반복시행회수가 1,000회인 경우  |         |         |         |         |         |         |
| 0.01                | -1.0099 | -2.1547 | -2.2899 | -2.3956 | -2.5394 | -3.0801 |
| 0.05                | -0.6667 | -1.5414 | -1.7240 | -1.6924 | -1.7643 | -2.5554 |
| 0.10                | -0.4669 | -1.2348 | -1.4289 | -1.3771 | -1.3465 | -1.9972 |

[A-2] 월별 초과수익률의 異分散 亂數를 이용한 시뮬레이션 결과

(1) 회귀계수

| K           | 36      | 48      | 60      | 72      | 84      | 96      |
|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 시장전체(T=168) | -0.0018 | -0.0092 | -0.0121 | -0.0163 | -0.0198 | -0.0305 |
| 대기업(T=132)  | 0.0051  | -0.0006 | -0.0041 | -0.0098 | -0.0247 | -0.0584 |
| 중기업(T=132)  | 0.0053  | 0.0036  | 0.0015  | -0.0016 | -0.0118 | -0.0334 |
| 소기업(T=132)  | 0.0079  | 0.0027  | 0.0002  | -0.0037 | -0.0183 | -0.0588 |
| 제조업(T=132)  | 0.0062  | 0.0043  | 0.0028  | -0.0001 | -0.0095 | -0.0322 |
| 도소매(T=132)  | 0.0041  | 0.0016  | -0.0013 | -0.0062 | -0.0178 | -0.0419 |
| 금융업(T=132)  | 0.0039  | -0.0037 | -0.0066 | -0.0118 | -0.0317 | -0.0837 |

## (2) 검정 통계량의 소표본 분포

| K             | 36      | 48      | 60      | 72      | 84      | 96      |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 시장전체 (T=168)  |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.5330 | -2.6225 | -2.6773 | -2.7855 | -2.8340 | -3.0078 |
| 0.05          | -1.1865 | -1.9839 | -2.1392 | -2.1018 | -2.0649 | -2.3267 |
| 0.10          | -.9769  | -1.6444 | -1.7898 | -1.7511 | -1.7072 | -1.9681 |
| 대 기 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.1615 | -2.0329 | -2.5181 | -2.2225 | -2.6202 | -3.5175 |
| 0.05          | -.7665  | -1.4518 | -1.6821 | -1.6625 | -1.8321 | -2.5022 |
| 0.10          | -.5421  | -1.1383 | -1.3174 | -1.3575 | -1.4406 | -2.1324 |
| 중 기 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -.9790  | -1.8657 | -2.2946 | -1.9807 | -2.4934 | -3.7805 |
| 0.05          | -.6320  | -1.3309 | -1.4907 | -1.5116 | -1.6624 | -2.3057 |
| 0.10          | -.4438  | -.9968  | -1.1472 | -1.1931 | -1.2531 | -1.8510 |
| 소 기 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -.8043  | -1.8899 | -2.4858 | -2.0905 | -2.4642 | -3.6387 |
| 0.05          | -.4595  | -1.3655 | -1.5983 | -1.4807 | -1.6842 | -2.6530 |
| 0.10          | -.2984  | -1.0101 | -1.2507 | -1.1828 | -1.2794 | -2.1447 |
| 제 조 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -.8803  | -1.9291 | -2.2150 | -2.0280 | -2.4220 | -3.3368 |
| 0.05          | -.5324  | -1.3031 | -1.5337 | -1.4639 | -1.6776 | -2.2095 |
| 0.10          | -.3800  | -.9388  | -1.2058 | -1.1178 | -1.1775 | -1.7861 |
| 도 소 매 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.0295 | -1.9654 | -2.2641 | -2.0692 | -2.6221 | -3.7674 |
| 0.05          | -.7355  | -1.4080 | -1.6262 | -1.6419 | -1.7404 | -2.4292 |
| 0.10          | -.5340  | -1.0933 | -1.2837 | -1.2933 | -1.3993 | -1.9482 |
| 금 용 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.3137 | -2.0607 | -2.1660 | -2.3674 | -2.8119 | -3.5874 |
| 0.05          | -.9026  | -1.4736 | -1.5612 | -1.6224 | -1.7663 | -2.7551 |
| 0.10          | -.6709  | -1.1305 | -1.2570 | -1.3146 | -1.4464 | -2.4193 |

[A-3] 실질 초과수익률의 異分散 亂數를 이용한 시뮬레이션 결과

(1) 회귀계수

| K            | 36      | 48      | 60      | 72      | 84      | 96      |
|--------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 시장전체(T=168)  | -0.0022 | -0.0089 | -0.0117 | -0.0158 | -0.0193 | -0.0296 |
| 대 기 업(T=132) | 0.0053  | -0.0004 | -0.0038 | -0.0097 | -0.0247 | -0.0585 |
| 중 기 업(T=132) | 0.0054  | 0.0035  | 0.0015  | -0.0016 | -0.0119 | -0.0339 |
| 소 기 업(T=132) | 0.0079  | 0.0028  | 0.0003  | -0.0037 | -0.0182 | -0.0582 |
| 제 조 업(T=132) | 0.0063  | 0.0044  | 0.0029  | -0.0001 | -0.0096 | -0.0323 |
| 도 소 매(T=132) | 0.0041  | 0.0018  | -0.0012 | -0.0060 | -0.0174 | -0.0408 |
| 금 용 업(T=132) | 0.0042  | -0.0031 | -0.0063 | -0.0116 | -0.0317 | -0.0849 |

## (2) 검정 통계량의 소표본 분포

| K             | 36      | 48      | 60      | 72      | 84      | 96      |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 시장전체 (T=168)  |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.5462 | -2.5791 | -2.7170 | -2.7662 | -2.9339 | -2.9295 |
| 0.05          | -1.1650 | -1.9910 | -2.1427 | -2.0757 | -2.0719 | -2.3139 |
| 0.10          | -.9775  | -1.6320 | -1.7871 | -1.7090 | -1.6971 | -1.9599 |
| 대 기 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.1446 | -2.0401 | -2.5323 | -2.2108 | -2.6375 | -3.5014 |
| 0.05          | -.7494  | -1.4553 | -1.6842 | -1.6634 | -1.8282 | -2.5059 |
| 0.10          | -.5273  | -1.1429 | -1.3268 | -1.3522 | -1.4379 | -2.1324 |
| 중 기 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -.9679  | -1.8479 | -2.2802 | -1.9898 | -2.4946 | -3.8423 |
| 0.05          | -.6350  | -1.3335 | -1.4869 | -1.5155 | -1.6596 | -2.2908 |
| 0.10          | -.4444  | -.9933  | -1.1417 | -1.1864 | -1.2609 | -1.8389 |
| 소 기 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -.8094  | -1.8785 | -2.4996 | -2.0740 | -2.4596 | -3.6494 |
| 0.05          | -.4644  | -1.3692 | -1.5944 | -1.4999 | -1.6833 | -2.6356 |
| 0.10          | -.2986  | -1.0053 | -1.2472 | -1.1774 | -1.2887 | -2.1427 |
| 제 조 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -.8754  | -1.9435 | -2.2143 | -2.0267 | -2.4220 | -3.3368 |
| 0.05          | -.5261  | -1.3094 | -1.5344 | -1.4596 | -1.6776 | -2.2095 |
| 0.10          | -.3710  | -.9494  | -1.2085 | -1.1172 | -1.1775 | -1.7861 |
| 도 소 매 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.0345 | -1.9501 | -2.2543 | -2.0622 | -2.6128 | -3.7756 |
| 0.05          | -.7392  | -1.3939 | -1.6218 | -1.6301 | -1.7349 | -2.4302 |
| 0.10          | -.5406  | -1.0879 | -1.2771 | -1.3024 | -1.3841 | -1.9320 |
| 금 용 업 (T=132) |         |         |         |         |         |         |
| 0.01          | -1.3111 | -2.0286 | -2.2027 | -2.3697 | -2.8207 | -3.6844 |
| 0.05          | -.8808  | -1.4818 | -1.5668 | -1.6275 | -1.7512 | -2.7581 |
| 0.10          | -.6470  | -1.1271 | -1.2499 | -1.2946 | -1.4513 | -2.4147 |

## 참 고 문 헌

1. 김형찬, “시장 효율성과 주식가격의 투기행태에 관한 연구,” 연세대학교 경영학 박사학위 논문, 1992.
2. \_\_\_\_\_, “R/S통계량을 이용한 주식가격의 장기종속성의 검정,” Working Paper, 1992.
3. Andrews, D. W. K. “Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica* 59(1991), pp. 817-858.
4. Booth, G., Kaen, F. and P. Koveos, “R/S Analysis of Foreign Exchange Rates under Two International Monetary Regimes,” *Journal of Monetary Economics* 10(1982), pp. 407-415.
5. Cecchetti, S. G., Mark, N. C., and P. S. Lam, “Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices”, *NBER Working Paper # 2762*(1988).
6. Davies, R. and D. Harte, “Tests for Hurst Effect”, *Biometrika* 74(1987), pp. 95-101.
7. De Long, H. B., Shleifer, A., Summer, L. H. and R. J. Waldmann, “The Economic Consequences of Noise Traders”, *NBER Working Paper # 2395*(1987).
8. \_\_\_\_\_, “The survival of Noise Traders in Financial Markets,” *NBER Working Paper # 2715* (1988).
9. \_\_\_\_\_, “Positive Feedback Investment Stratiges and Destabilizing Rational Speculation”, *NBER working Paper # 2880* (1989).
10. \_\_\_\_\_, “Noise Trader Risk in Financial Markers”, *Journal of Political Economy* 98 (1990), pp. 703-738.
11. Fama, E. F., “Efficient Capital Markets : II,” *Journal of Finance* 46 (1991), pp. 1575-1617.
12. \_\_\_\_\_ and K. R. French, “Permanent and Temporary Components of Stock Prices”, *Journal of Political Economy* 96 (1988), pp. 246-273.
13. Geweke., J., “The Approximate Slopes of Econometric Tests,” *Econometrica* 49

- (1981), pp. 817–838.
14. \_\_\_\_\_ and S. Poter-Hudak, “The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models,” *Journal of Time Series Analysis* 4(1983), pp. 221–238.
  15. Granger, C. and R. Joyeux, “An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing,” *Journal of Time Series Analysis* 1(1980), pp. 15–29.
  16. Green, M. and B. Fielitz, “Long-Term Dependence in Common Stock Returns,” *Journal of Financial Economics* 4 (1977), pp. 3398–349.
  17. Helms, B. Kaen, F., and R. Rosenman, “Memory in Commodity Futures Contracts,” *Journal of Future Markets* 4 (1984), pp. 559–567.
  18. Hosking J., “Fractional Differencing,” *Biometrika* 68 (1981), pp.165–176.
  19. Hurst, H., “Long Term Storage Capacity of Reservoirs,” *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 116 (1951), pp. 770–799.
  20. \_\_\_\_\_, “Methods of Using Long Terms Storage in Reservoirs,” *Proceedungs of kthe Institute of Civil Engineers* 1 (1956), pp. 519–543.
  21. Jegadeesh, N., “Seasonality in Stock Price Mean Reversion : Evidence from the U. S. and the U. K.,” *Journal of Finance* 46 (1991), pp. 1427–1444.
  22. Kean, F., and R. Rosenman, “Predictable Behavior in Financial Markets : Some Evidence in Support of Heiner’s Hypothesis,” *American Economic Review* 76 (1986), pp. 212–220.
  23. Kim, M. J., Nelson, C. R., and R. Startz, “Meal Reversion in Stock Prices ? : A Reappraisal of the Empirical Evidence,” *NBER Working Paper # 2795* (1988).
  24. LeRoy, S. F., “Efficient Capital Markets and Martingales,” *Journal of Economic Literature* 27 (1989), pp. 1583–1621.
  25. Lo, A. M., “Long-term Memory in Stock Market Prices,” *NBER working Paper # 2984* (1989).
  26. \_\_\_\_\_ and A. C. MacKinkay, “The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples : A Monte Carlo Investigation”, *Journal of Econometrics* 40 (1989), pp. 203–238.

27. Mandelbrot, B., "When can Price be Arbitraged Efficiently ? : A Limit to the Validity of the Random Walk and Martingale Models," *Review of Economics and Statistics* 53 (1971), pp. 225-236.
28. \_\_\_\_\_, "Statistical Methodology for Non-Periodic Cycles : From Covariance to R/S Analysis," *Annals of Economics and Social Measurement* 1 (1972), pp. 259-290.
29. \_\_\_\_\_, "Limit Theorem on the Self-Normalized Range for Weekly and Strongly Dependent Process," *Z. Wahrscheinlichkeitstheorie verw. Gebiete* 31 (1975), pp. 271-285.
30. \_\_\_\_\_ and M. Taqqu, "Robust R/S Analysis of Long-Run Serial Correlation," *Bulletin of the International Statistical Institute* 48 (1979), pp. 59-104.
31. Mandelbrot, B. and J. Wallis, "Robustness of the Recaled Range R/S in the Measurement of Non-cyclic Long Run Statistical Dependence," *Water Resources Research* 5 (1969), pp. 967-998.
32. Newey, W. and K. West, "A Simple Positive, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55 (1987), pp. 703-705.
33. Phillips, P. S., "Time Series Regression with Unit Roots," *Econometrica* 55 (1987), pp. 277-302.
34. Poterba, J. M. and L. H. Summer, "Mean Reversion in Stock Prices," *Journal of Financial Economics* 22 (1988), pp. 27-59.
35. Richardson, M. and T. Smith, "Tests of Financial Models in the Presence of Overlapping Observations," *Review of Financial Studies* 4 (1991), pp. 227-254.
36. Richardson M. and H. Stock, "Drawing Inferences from Statistics based on Multiyear Asset Returns," *Journal of Financial Economics* 22 (1989), pp. 323-348.
37. Rosenblatt, M. "A Central Limit Theorem and a Strong Mixing Condition," *Proceedings of the National Academy Sciences* 42 (1956), pp. 43-47.
38. Scott, L. O, "Financial market Volatility," *IMF Staff Paper* 38 (1991), pp. 582-625.
39. Shiller, R. J., "Stock Prices and Social Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity* 2 (1984), pp. 457-510.

40. Summers, L. H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values" *Journal of finance* 41(1986), pp. 519-602.
41. White, H., "A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica* 48 (1980), pp. 817-838.
42. \_\_\_\_\_, *Asymptotic Theory for Econometricians*, John Wiley & Sons, NY, 1984.
43. \_\_\_\_\_ and I. Domowitz, "Nonlinear Regression with Dependent Observations," *Econometrica* 52 (1984), pp.123-142.
44. Yajima, Y., "On Estimation of a Regression Model with Long-Memory Stationary Errors," *Annals of Statistics* 16 (1988), pp. 791-807.