

주식가격의 장기적 종속성에 관한 연구*

- 한국 주식시장에서의 실증분석 -

金圭泳**

〈요약〉

본 연구에서는 우리나라 주식시장에서 주가의 장기적 종속성이 존재하는지의 여부를 평가하기 위하여 Lo(1991)의 검증방법론을 이용하여 실증분석을 실시하였다. 본 연구에서 발견된 실증분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 일별수익률자료를 이용한 검증에서는 한국종합주가지수 등 대부분의 주가지수에서 단기적 종속성(short-range dependence)이 발견되고 있으나, 장기적 종속성(long-range dependence)의 증거는 나타나지 않고 있다. 둘째, 월별수익률자료를 이용한 검증에서는 일부 주가지수에만 단기적 종속성이 나타나고 있을 뿐, 대부분의 주가지수에서 랜덤워크 모형을 기각할 수 없었다. 이상의 실증분석 결과는 우리나라 주식시장에서 주가에는 장기적 종속성이 존재하지 않는다는 가설과 일관성을 갖는 것이다.

I. 서론

고대시대 이래로 나일강은 장기간의 가뭄에 이어 장기간의 홍수가 뒤 따르는 장기적 행태(long-term behavior)의 특성을 갖는 것으로 알려져 왔다. 홍수는 토양을 비옥하게 하는 효과가 있으므로 홍수가 난 해에는 곡식의 수확이 풍성하여 풍년이 들었다. 성경의 창세기에서는 "7년간의 대풍년이 이집트 전역에 다가 오고 있으나, 7년간의 흉년이 뒤따를 것이다"라고 기록하고 있다. Mandelbrot(1977)는 이러한 장기적 행태를 요셉효과(Joseph effect)라 불렀으며, 이는 나일강의 흐름에 관한 연구로 유명한 수학자 Hurst(1951)의 이름을 따서 허스트효과(Hurst effect)라 불리기도 한다.¹⁾

자산가격에 이러한 장기적 종속성(long-range dependence)이 포함되었을 가능성을 최초로 제기한 학자는 Mandelbrot(1971)였다. Green-Fielitz(1977)는 뉴욕증권거래소에 상장

* 이 논문은 1995년도 교육부지원 한국학술진흥재단의 학술연구조성비에 의하여 연구되었음. 필자는 통계처리에 도움을 준 서강전문대학 김영민 교수와 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원에게 감사드린다. 그러나, 남아있는 오류는 어디까지나 필자 자신의 책임이다.

** 조선대학교 교수

1) Beran(1994) 32-34에서 인용.

된 많은 증권들의 일별수익률에서 장기적 종속성을 발견하였다고 주장하였다. 그리고 Lo-Mackinlay(1988)는 주가의 랜덤워크 모형을 기각하였으며, Fama-French(1988)는 장기 주식수익률에서 이상현상을 발견하였다고 보고하였다. 특히, Fama-French(1988)는 장기보유 주식수익률(long-horizon stock returns)의 형태로부터 주가의 평균회귀부분(mean-reverting price components)의 중요성을 확인할 수 있다는 사실에 입각하여, 주가의 확률적 과정(stochastic process)을 항상적 요소(permanent components)와 일시적 요소(temporary components)의 합성과정으로 모형화하였다. 그들의 실증분석 결과에 의하면, 장기보유 주식수익률이 음의 자기상관관계를 가지며, 장기보유 수익률의 변동분중 25%에서 40%를 과거의 수익률로부터 예측할 수 있다고 한다.²⁾

Lo(1991)는 Hurst(1951)에 의해 고안되고, Mandelbrot(1972)에 의해 정치화된 표준화 범위³⁾(rescaled range)를 일반화시켜 장기적 종속성의 검증통계량으로 수정표준화범위(modified rescaled range)를 개발하였다. 수정표준화범위 검증은 시계열자료의 비정규분포성(non-normality)과 조건부이분산성(conditional heteroscedasticity)에 민감하게 반응하지 않으며, 단기적 종속성(short-range dependence)에 의해서도 영향을 받지 않는 장점⁴⁾을 갖고 있다. 그는 Green-Fielitz(1977)와는 달리 미국 주식시장의 일별수익률 및 월별 수익률의 시계열자료에서 장기적 종속성의 증거를 발견하지 못하였다.

최근에 Cheung-Lai(1995)는 Lo(1991)의 수정표준화 검증과 Geweke와 Porter-Hudak(1983)의 분수차분검증(fractional differencing test)을 이용하여 미국, 영국, 일본 등 18개국의 월별주식수익률을 분석한 결과, 주가의 장기적 종속성의 증거를 발견하지 못하였다. 한편, Chow-Denning-Ferris-Noronha(1995)는 Lo(1991)의 방법론을 이용하여 전통적인 랜덤워크 모형에 대비하여 주가의 단기적 종속성 가설 및 장기적 종속성 가설을 동시에 검증하였다. 그들은 미국의 월별주식수익률자료에서 단기적 혹은 장기적 종속성의 증거를 발견하지 못하였으며, 랜덤워크 가설을 유용한 주식수익률 결정모형으로 지지하였다.

본 연구에서는 한국 주식시장에서의 주가결정이 장기적인 종속성을 따르는지의 여부를 Lo(1991)의 방법론을 이용하여 검증⁵⁾해 보고자 시도하였다. 주식수익률에 장기기억이 존재한다면, 이는 Lo(1991)에 의해 지적된 바와 같이 다음과 같은 몇가지 점들에서 중요한 함축을 내포한다고 할 수 있다. 첫째, 주가에 장기적 종속성이 존재한다면 최적 소비-저축결정과 최

2) 김규영(1993)에 의하면, 우리나라 주식시장에서는 주가에 평균회귀요소가 포함되어 있다는 가설이 지지되지 않고 있다.

3) 표준화범위의 주식투자자의 응용은 Peters(1994)를 참조할 것.

4) 이에 대해서는 주 6)을 참조할 것.

5) Geweke와 Porter-Hudak(1983)을 이용한 한국 주식시장에서의 장기적 종속성 검증은 이일균(1995)을 참조할 것.

〈표 1〉 종합주가지수 수익률의 기술통계량

구 분	일별 수익률	월별 수익률
관찰치 수	4,760	195
평 균	0.000521	0.013864
분 산	0.000131	0.004452
왜 도	0.244996	0.588124
첨 도	3.079454	0.600818
Quantiles		
100%	0.074458	0.209415
75%	0.006264	0.048831
50%	-0.00009	0.00374
25%	-0.00566	0.03009
0%	-0.08347	-0.18103
K-S D 통계량	0.062091*	0.964623*

주 : 1) 주식수익률의 정규분포성 검증을 위한 Kolmogorov-Smirnov D 통계량임.

2) * : 5% 유의수준에서 정규분포성이 기각되고 있음.

적 포트폴리오결정이 투자기간(investment horizon)에 극도로 민감하게 반응하게 될 것이다. 둘째, 옵션과 선물등 파생증권의 가격결정모형은, 주식수익률의 확률과정의 주가의 장기 기억과 일관성을 갖지 않으므로, 심각한 문제에 봉착하게 될 것이다. 셋째, 장기적 종속성을 갖는 주식수익률의 시계열에는 통상적인 통계적 추론이 적용되지 않기 때문에, 자본자산가격 결정모형과 재정가격결정이론에 대한 전통적인 검증은 그 의미를 상실하게 될 것이다. 넷째, 효율적 자본시장가설에 대한 최근의 검증들도 주가의 장기적 종속성 존재 여부에 따라 그 결론이 달라질 수 있을 것이다. 따라서, 우리나라 주식시장에서 주가의 장기적 종속성 여부를 규명하는 일은 그 함축성에 비추어 볼 때 매우 의미있는 작업이라 생각된다.

본 연구에서의 검증통계량인 수정표준화범위는 시계열자료의 단기적 종속성, 비정규분포성, 그리고 조건부이분산성⁶⁾ 등에 크게 영향을 받지 않는 장점을 갖고 있다. 한편, 우리나라 주식시장의 주가시계열에는 〈표 1〉과 〈표 2〉에서 볼 수 있는 바와 같이, 비정규분포성과 단기적 종속성의 현상이 현저한 것으로 나타나고 있다. 따라서, 우리나라 주식시장에서 본 연구의 필요성이 강조될 수 있을 것으로 생각된다.

6) 정범석(1994)은 우리나라 주식시장에서 주식수익률의 조건부이분산성이 존재한다는 실증적 증거를 제시하고 있다.

〈표 2〉 종합주가지수수익률의 자기상관계수

시 차	일별 수익률	월별 수익률
1	0.05495*	-0.35041*
2	-0.05017*	0.10924
3	0.02584	-0.08570
4	0.00930	0.08089
5	0.00916	0.04126
6	-0.01292	0.06329
7	-0.01879	0.03492
Q(1)	4.83673*	24.31375*
Q(2)	8.86944*	26.68899*
Q(3)	9.93944*	28.15846*
Q(4)	10.07807*	29.47447*
Q(5)	10.21259	29.81866*
Q(6)	10.48025	30.63282*
Q(7)	11.04652	30.88199*

주 : 1) Q(L)은 Ljung-Box의 Q 통계량임.

2) * : 5% 유의수준에서 유의함.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 Lo(1991)를 따라 장기적 종속성의 검증통계량인 수정표준화범위에 대해 논의한다. 한국 주식시장에서의 실증분석결과는 제3장에 제시될 것이다. 먼저, 일별수익률 및 월별수익률 시계열자료를 이용하여 한국종합주가지수와 한경다우지수를 대상으로 실증분석을 실시하며, 산업별, 자본금규모별, 그리고 소속부별 주가지수에 대한 검증결과가 요약될 것이다. 그리고, 월별수익률자료의 경우에는 명목수익률을 소비자물가지수로 조정한 실질수익률을 계산하여 명목수익률과 실질수익률에 대하여 모두 장기적 종속성 검증을 실시한다. 마지막으로, 제4장에서 본 연구의 결론과 앞으로의 연구방향이 제시될 것이다.

II. 검증방법론⁷⁾

시계열의 장기적 종속성(long-range dependence)을 검증하기 위하여, Mandelbrot(1972)는 Hurst(1951)가 나일강의 흐름연구에서 개발한 표준화범위(rescaled range)라는 통계량을 이용할 것을 제안하였다. X_1, X_2, \dots, X_n 을 수익률 표본, 그리고 \bar{X}_n 을 표본평균이라고 하자. 그러면, 표준화범위 Q_n 는 다음과 같이 정의된다.

$$Q_n \equiv \frac{1}{S_n} \left[\text{Max}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \text{Min}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right] \quad (1)$$

여기에서 S_n 은 최우도법에 의한 표준편차 추정치이다.

$$S_n \equiv \left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2 \right]^{1/2} \quad (2)$$

표본평균으로부터의 편차의 최대값은 항상 음이 아니고, 이의 최소값은 항상 양이 아니다. 따라서 Q_n 은 언제나 음의 값을 가지지 않으며, 이는 범위(range)라 불린다. 수익률이 독립적이고 동일하게 분포되어 있다. (i.i.d.)는 귀무가설하에서 표본수의 제곱근으로 표준화된 Q_n 통계량, 즉 $\tilde{V}_n \equiv (1/\sqrt{n})Q_n$ 의 극한분포를 구하여 적절한 유의수준에서 임계치를 계산할 수 있다.

Lo(1991)는 수익률이 i.i.d.일 뿐만 아니라 단기적 종속성(short-range dependence)을 따른다는 귀무가설하에서 다음과 같은 수정표준화범위(modified rescaled range)를 장기적 종속성의 검증통계량으로 이용할 것을 제안하고 있다.

$$Q_n \equiv \frac{1}{\hat{\sigma}_n(q)} \left[\text{Max}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \text{Min}_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right] \quad (3)$$

여기에서

7) 보다 상세한 내용은 Lo(1991)를 참조할 것.

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_n^2(q)^8 &\equiv \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \text{Min}_{1 \leq k \leq n} \left\{ \sum_{i=j+1}^n (X_i - \bar{X}_n)(X_{i-j} - \bar{X}_n) \right\} \\ &= \hat{\sigma}_x^2 + 2 \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \hat{r}_j, \quad \omega_j(q) \equiv 1 - \frac{j}{q+1}, \quad q < n.\end{aligned}\quad (4)$$

그리고 $\hat{\sigma}_x^2$ 와 \hat{r}_j 는 X 의 표본분산 및 표본공분산 추정치이다.

수정표준화범위와 전통적인 표준화범위의 유일한 차이는 각각 그 분모가 다르다는 점이다. (3)식에서 분모는 범위를 표본분산의 제곱근($q = 0$)뿐만 아니라, $q > 0$ 에 대하여 표본공분산들의 가중합계의 제곱근으로 조정하고 있음을 주목하여야 한다. 따라서, 수정표준화범위는 단기적 종속성과 이분산성에도 영향을 받지 않는 강력한 통계량(robust statistic)이 된다. Q_n 을 표본의 제곱근으로 나눈 값, 즉 $\tilde{V}_n(q) \equiv (1/\sqrt{n})Q_n$ 은 n 이 증가함에 따라 다음과 같은 브라운이안 교량분포함수(Brownian bridge distribution function)를 갖는다.

$$Fv(v) = 1 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} (1 - 4k^2 v^2) e^{-2(kv)^2} \quad (5)$$

$V_n(q)$ 의 임계치는 (5)식을 이용하여 Lo(1991)에 의해 계산되었는데, 귀무가설의 95%신뢰구간은 [0.809, 1.862]로 주어져 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자 료

본 연구의 실증분석에 사용된 통계자료의 표본기간은 1980년 1월 4일부터 1996년 3월 31일까지로서 4,761개의 일별수익률 및 195개의 월별수익률이 관찰되었다. 수익률자료는 한국신용평가주식회사의 『주식수익률자료』(KIS-SMAT Manual) 및 한국증권거래소의 『주식』에 의거하였다. 월별수익률자료의 경우에는 Cheung-Lai(1995)의 연구에 따라 명목수익률(nominal returns)을 한국은행의 『조사통계월보』의 소비자물가지수(consumer price index)를 이용하여 실질수익률(real returns)로 전환하여 명목수익률 및 실질수익률 모두에 대하여 장기적 종속성 검증을 실시하였다.

8) $\hat{\sigma}_n^2(q)$ 는 이분산성 및 자기상관일치 분산추정치(heteroscedasticity and autocorrelation consistent variance estimator)이다. 이에 대해서는 Andrews(1991)를 참조할 것.

검증대상 주가지수로는 한국종합주가지수와 한경다우지수, 산업별 주가지수(어업, 광업, 음식료품제조업, 섬유 의복 및 가죽산업, 나무 및 나무제품산업, 종이 및 종이제품산업, 화학 석유 석탄 및 고무산업, 비금속 광물제품제조업, 제1차 금속산업, 조립금속 기계장비제조업, 기타제조업, 종합건설업, 도매업, 운수창고업, 금융업, 보험업, 제조업 등 17개 산업), 자본금규모별 주가지수(대형주, 중형주, 소형주) 그리고 소속부별 주가지수(시장 I 부 및 II 부)를 선정하였다.

$V_n(q)$ 는 q 의 함수로 표시되고 있는데, 이는 수정표준화범위가 시차모수 q 에 의존한다는 것을 강조하기 위한 것이다. 이 통계량의 시차모수에 대한 민감도를 검토하기 위하여 몇가지 q 값에 대하여 $V_n(q)$ 를 계산하였다.

유한표본에서 시차모수 q 를 선정하는 최선의 방법에 대해서는 거의 알려진 바가 없으므로, 본 연구에서는 Cheung-Lai(1995)를 따라⁹⁾ 일별수익률의 경우에는 $q=30, 60, 90$, 그리고 월별수익률의 경우에는 $q=1, 2, 3$ 을 각각 시차모수로 선택하였다. 또한, 상호비교를 위하여 $V_n(q)$ 뿐만 아니라 전통적인 표준화범위의 통계량 \hat{V}_n 도 계산하였다.

2. 검증결과

(1) 일별수익률자료

일별수익률자료를 이용하여 우리나라 주식시장에서 주가의 장기적 종속성을 검증한 결과는 < 표 3>에 제시되어 있는데, 이를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한경다우지수의 경우 장기적 종속성은 물론 단기적 종속성의 증거도 발견되지 않고 있어 랜덤워크 모형을 통계적으로 기각할 수 없다. 그러나 한국종합주가지수의 경우에는 단기적 종속성의 증거는 발견되고 있으나, 장기적 종속성의 증거는 찾아 볼 수 없다. 즉, \hat{V}_n 이 1.958로서 5% 유의수준에서 랜덤워크 모형이 기각되고 있으나, $V_n(30)$, $V_n(60)$ 그리고 $V_n(90)$ 은 각각 1.749, 1.700, 1.665로서 1개월 이상의 시차를 갖는 종속성은 존재하지 않고 있다.

둘째, 산업별 주가지수를 대상으로 한 검증에서는 어업, 섬유 의복 가죽, 종이 및 종이제품, 비금속광물, 1차금속, 기타제조업, 금융업, 그리고 보험업 등에서 주가의 단기적 종속성을 나타내고 있으며, 나머지 업종에서는 랜덤워크 모형을 기각할 수 없다. 특히 주목을 끄는 업종은 금융업으로서 $V_n(30)$ 이 1.973으로 5% 유의수준에서 유의하나 $V_n(60)$ 은 1.860으로 유

9) Cheung-Lai(1995)는 월별수익률자료에서 $q=0, 1, 2, 3$ 중에서 Andrews(1991)의 기준에 의해 어느 한 시차를, Lo(1991)는 월별수익률자료에서 $q=3, 6, 9, 12$, 일별수익률자료에서 $q=90, 180, 270, 360$ 을, 그리고 Chow-Denning-Ferris-Noronha(1995)는 월별수익률자료에서 $q=2, 4, 8, 16$ 을 각각 선택하였다.

〈표 3〉 수정표준화 검증결과 : 일별수익률

구 분		코드 번호	\hat{V}_n	V_n (30)	오차율 (%)	V_n (60)	오차율 (%)	V_n (90)	오차율 (%)
종 합	한국종합주가지수	01	1.958*	1.749	11.95	1.700	15.18	1.665	17.60
	한경다우지수	42	1.441	1.518	-5.07	1.560	-7.63	1.528	-5.69
산 업	어 업	07	1.969*	1.473	33.67	1.435	37.21	1.421	38.56
	광 업	08	1.608	1.430	12.45	1.424	12.92	1.429	12.53
	음식료품	09	1.752	1.311	33.64	1.253	39.82	1.244	40.84
	섬유의복가죽	12	1.880*	1.423	32.12	1.314	43.07	1.282	46.65
	나무 및 나무제품	15	1.831	1.406	30.23	1.350	35.63	1.348	35.83
	종이 및 종이제품	16	2.032*	1.618	25.59	1.582	28.45	1.546	31.44
	화학석유석탄고무	17	1.625	1.507	7.83	1.527	6.42	1.496	8.62
	비금속광물	21	1.931*	1.718	12.40	1.747	10.53	1.727	11.81
	1차금속	22	1.866*	1.471	26.85	1.386	34.63	1.344	38.84
	조립금속기계장비	25	1.363	1.275	6.90	1.273	7.07	1.280	6.48
	기타제조업	30	2.154*	1.761	22.32	1.735	24.15	1.706	26.26
	종합건설업	31	1.440	1.323	8.84	1.287	11.89	1.276	12.85
	도매업	32	1.647	1.509	9.15	1.577	4.44	1.609	2.36
	운수창고업	33	1.627	1.392	16.88	1.423	14.34	1.405	15.80
	금융업	36	2.319*	1.973*	17.54	1.860	24.68	1.790	29.55
	보험업	40	2.644*	1.593	65.98	1.471	79.74	1.444	83.10
	제조업	41	1.734	1.575	10.10	1.566	10.73	1.546	12.16
자본금 규 모	대형주	04	2.046*	1.844	10.95	1.786	14.56	1.744	17.32
	중형주	05	1.559	1.223	27.47	1.174	32.79	1.168	33.48
	소형주	06	2.133*	1.368	55.92	1.287	65.73	1.271	67.82
소속부	I 부	02	1.853	1.677	10.49	1.648	12.44	1.620	14.38
	II 부	03	2.547*	1.912*	33.21	1.770	43.90	1.695	50.27

주 : 1. 표본기간 : 1980년 1월 4일 ~ 1996년 3월 31일, 관측치 : 4,761

2. 오차율 : $(\hat{V}_n / V_n(q) - 1) \times 100$

3. * : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

의하지 않다. 이는 금융업의 단기적 종속성의 시차가 2개월 미만임을 의미하는 것으로 해석될 수 있을 것이다.

셋째, 자본금규모별 주가지수를 대상으로 한 검증에서는 중형주의 경우에는 랜덤워크 모형이 기각되지 않고 있으며, 대형주와 소형주에서는 단기적 종속성의 증거가 발견되고 있다.

넷째, 소속부별 주가지수를 대상으로 한 검증에서는 시장Ⅰ부에서는 랜덤워크 모형이 기각되지 않고 있으며, 시장Ⅱ부에서는 단기적 종속성의 증거가 나타나고 있다. 따라서 한국종합주가지수의 단기적 종속성은 시장Ⅱ부의 단기적 종속성에서 유래하는 것으로 생각된다.

이상의 검증결과를 종합하면 우리나라 주식시장의 일별주식수익률에서는 단기적 종속성의 증거는 발견되고 있으나, 장기적 종속성은 존재하지 않는다고 결론을 내릴 수 있을 것이다.

(2) 월별수익률자료

월별수익률자료를 이용한 검증결과는 <표 4>와 <표 5>에서 볼 수 있는 바와 같이 일별수익률자료를 이용한 검증결과와 상이하게 나타나고 있다. 즉, 금융업과 시장Ⅱ부를 대상으로 한 검증에서만 단기적 종속성의 증거가 발견되고 있으며, 이러한 실증분석결과는 인플레이션의 고려여부에 영향을 받지 않고 있다.

따라서, 우리나라 주식시장의 월별수익률자료에서도 주가의 장기적 종속성의 증거가 발견되지 않고 있다고 할 수 있다.

IV. 결 론

본 연구에서는 우리나라 주식시장에서 주가의 장기적 종속성이 존재하는지의 여부를 검증하기 위하여 Lo(1991)의 검증방법에 따라 일별주식수익률자료 및 월별주식수익률자료를 이용하여 한국종합주가지수, 한경다우지수, 산업별 주가지수, 자본금규모별 주가지수, 그리고 소속부별 주가지수를 대상으로 실증분석을 실시하였다.

본 연구에서 발견된 실증분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 일별수익률자료를 이용한 검증에서는 주가의 단기적 종속성이 발견되었다. 즉, 한국종합주가지수 등 대부분의 주가지수에서 단기적 종속성이 발견되고 있으나, 장기적 종속성의 증거는 나타나지 않고 있다.

둘째, 월별수익률자료를 이용한 검증에서는 일부 주가지수에만 단기적 종속성이 나타나고 있을 뿐, 대부분의 주가지수에서 랜덤워크 모형을 기각할 수 없었다.

이상의 실증분석결과를 종합하면 우리나라 주식시장에서 주가의 장기적 종속성은 존재하지 않는 것으로 결론을 내릴 수 있을 것이다. 그러나, Lo(1991)의 방법론이 접근검증

〈표 4〉 수정표준화 검증결과 : 월별 명목수익률

구 분		코드 번호	\hat{V}_n	V_n (30)	오차율 (%)	V_n (60)	오차율 (%)	V_n (90)	오차율 (%)
종 합	한국종합주가지수	01	1.682	1.718	-2.08	1.666	0.98	1.675	0.38
	한경다우치수	42	1.199	1.205	-0.46	1.199	0.08	1.231	-2.56
산 업	어 업	07	1.333	1.316	1.29	1.288	3.56	1.300	2.56
	광 업	08	1.246	1.238	0.67	1.254	-0.61	1.260	-1.13
	음식료품	09	1.234	1.197	3.09	1.166	5.84	1.175	5.06
	섬유의복가죽	12	1.400	1.330	5.30	1.273	10.01	1.265	10.72
	나무 및 나무제품	15	1.293	1.219	6.09	1.212	6.71	1.199	7.81
	종이 및 종이제품	16	1.644	1.623	1.27	1.552	5.93	1.523	7.94
	화학석유석탄고무	17	1.321	1.407	-6.14	1.411	-6.39	1.388	-4.83
	비금속광물	21	1.462	1.600	-8.64	1.571	-6.97	1.578	-7.37
	1차금속	22	1.380	1.383	-0.22	1.319	4.69	1.314	5.04
	조립금속기계장비	25	1.207	1.255	-3.81	1.238	-2.45	1.252	-3.57
	기타제조업	30	1.706	1.742	-2.05	1.699	0.41	1.679	1.60
	종합건설업	31	1.341	1.288	4.13	1.244	7.83	1.239	8.25
	도매업	32	1.397	1.478	-5.46	1.512	-7.58	1.552	-9.97
	운수창고업	33	1.318	1.367	-3.59	1.351	-2.49	1.355	-2.75
	금융업	36	2.005*	1.934*	3.67	1.854	8.12	1.829	9.62
	보험업	40	1.656	1.572	5.32	1.513	9.44	1.465	13.06
제조업	41	1.403	1.472	-4.74	1.450	-3.26	1.456	-3.67	
자본금 규 모	대형주	04	1.787	1.813	-1.46	1.759	1.59	1.761	1.48
	중형주	05	1.186	1.185	0.07	1.152	2.97	1.173	1.16
	소형주	06	1.309	1.271	2.98	1.212	7.99	1.213	7.85
소속부	I 부	02	1.597	1.650	-3.23	1.607	-0.63	1.625	-1.74
	II 부	03	1.944*	1.827	6.38	1.727	12.56	1.672	16.25

주 : 1. 표본기간 : 1980년 1월 4일 ~ 1996년 3월 31일, 관측치 : 4,761

2. 오차율 : $(\hat{V}_n / V_n(q) - 1) \times 100$

3. * : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

〈표 5〉 수정표준화 검증결과 : 월별 실질수익률

구 분		코드 번호	\hat{V}_n	V_n (30)	오차율 (%)	V_n (60)	오차율 (%)	V_n (90)	오차율 (%)
종 합	한국종합주가지수	01	1.683	1.717	-1.99	1.665	1.08	1.675	0.49
	한경다우지수	42	1.200	1.205	-0.44	1.199	0.09	1.232	-2.57
산 업	어 업	07	1.332	1.314	1.32	1.285	3.61	1.298	2.62
	광 업	08	1.246	1.237	0.72	1.253	-0.54	1.259	-1.04
	음식료품	09	1.234	1.196	3.14	1.165	5.90	1.174	5.13
	섬유의복가죽	12	1.404	1.332	5.40	1.275	10.14	1.266	10.88
	나무 및 나무제품	15	1.292	1.217	6.15	1.210	6.77	1.197	7.90
	종이 및 종이제품	16	1.642	1.620	1.35	1.549	6.01	1.520	8.03
	화학석유석탄고무	17	1.323	1.408	-6.04	1.411	-6.23	1.388	-4.68
	비금속광물	21	1.462	1.598	-8.55	1.570	-6.88	1.577	-7.29
	1차금속	22	1.381	1.383	-0.15	1.318	4.77	1.313	5.13
	조립금속기계장비	25	1.209	1.255	-3.69	1.238	-2.31	1.252	-3.44
	기타제조업	30	1.709	1.745	-2.04	1.702	0.44	1.681	1.66
	종합건설업	31	1.341	1.288	4.13	1.244	7.78	1.240	8.17
	도매업	32	1.400	1.479	-5.38	1.513	-7.47	1.553	-9.87
	운수창고업	33	1.320	1.368	-3.52	1.352	-2.40	1.355	-2.63
	금융업	36	2.005*	1.933*	3.73	1.854	8.16	1.829	9.66
	보험업	40	1.658	1.574	5.35	1.515	9.48	1.466	13.12
제조업	41	1.404	1.472	-4.64	1.449	-3.13	1.455	-3.53	
자본금 규 모	대형주	04	1.787	1.812	-1.37	1.758	1.68	1.760	1.58
	중형주	05	1.187	1.186	0.11	1.152	3.02	1.173	1.20
	소형주	06	1.311	1.272	3.03	1.213	8.04	1.214	7.92
소속부	I 부	02	1.598	1.650	-3.14	1.606	-0.54	1.624	-1.64
	II 부	03	1.946*	1.828	6.45	1.728	12.63	1.673	16.33

주 : 1. 표본기간 : 1980년 1월 4일 ~ 1996년 3월 31일, 관측치 : 4,761

2. 오차율 : $[(V_n / V_n(q)) - 1] \times 100$

3. * : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

(asymtotic test)에 의거하고 있다는 점에 비추어 볼 때, 본 연구에서의 검증결과와 적극적 해석을 제약하는 한 요소는 표본기간의 시계열이 1980년 1월초 ~ 1996년 3월말로써 장기간 이라고 볼 수 없다는 점이다. 이는 우리나라 자본시장의 역사가 일천하다는 점에서 불가피한 선택으로 여겨진다.

본 연구에서의 결론이 우리나라 주식시장에서의 주가에 단기적 종속성은 존재하지만 장기적 종속성이 존재하지 않는다는 가설을 지지하는 것이라고 한다면, 앞으로의 연구과제는 과연 어떠한 주가의 확률과정이 본 연구에서의 검증결과와 일관성을 가질 것인가를 모색하는 일이다.

참 고 문 헌

- 김규영, “한국 주식시장에서 주가는 비합리적으로 결정되는가?” *재무관리연구*, 제10권 제2호, 1993, 239-262.
- 이일균, “쪽거리와 장기기억,” *재무관리연구*, 제12권 제1호, 1995, 1-17.
- 정범석, “주식수익률의 조건부 분산에 대한 요일효과 분석,” *재무관리연구*, 제11권 제1호, 1994, 233-262.
- 한국은행, 「조사통계월보」, 각호
- 한국증권거래소, 「주식」, 각호
- Andrews, D.W.K., “Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica* 55, (1991), 817-858.
- Beran, J., *Statistics for Long-Memory Processes*, Chapman & Hall : New York, (1994).
- Cheung, Y. W., “A Search for Long Memory in International Stock Market Returns,” *Journal of International Money and Finance* 14, (1995), 597-615.
- Chow, K. V., Denning, K. C., Ferris, S., and G. Noronha, “Long-Term and Short-Term Price Memory in the Stock Market,” *Economics Letters* 49, (1995), 287-293.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Permanent and Temporary Components of Stock Prices,” *Journal of Political Economy* 96, (1988), 246-273.
- Geweke, J., and S. Porter-Hudak, “The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models,” *Journal of Time Series Analysis* 4, (1983), 221-238.
- Green, M., and B. Fielitz, “Long-Term Dependence in Common Stock Returns,” *Journal of Financial Economics* 4, (1977), 339-349.
- Hurst, H., “Long Term Storage Capacity of Reservoirs,” *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 116, (1951), 770-799.
- Lo, A. W., “Long-Term Memory in Stock Market Prices,” *Econometrica* 59, (1991), 1279-1313.
- Lo, A. W. and A. C. Mackinlay, “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test,” *Review of*

Financial Studies 1, (1988), 41-66.

Mandelbrot, B. 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), 225-236.

Mandelbrot, B. B., "Statistical Methodology for Nonperiodic Cycles : From the Covariance to R/S Analysis," *Annals of Economic and Social Measurement* 1, (1972), 259-290.

Mandelbrot, B. B., *Fractals : Form, Chance and Dimension*, Freeman : San Fransisco, (1977).

Peters, E. E., *Fractal Market Analysis-Appling Chaos Theory to Investment and Economics* , John Wiley & Sons : New York, (1994).