

# 주가의 변동성에 대한 연구 : 국내 주가지수 및 주가지수선물을 중심으로

김 종 수\* · 박 영 배\*\*

## I. 서 론

1982년 2월 24일 미국 칸사스 무역위원회(Kansas City Board of Trade)에서 세계최초의 주가지수 선물 거래 계약이 체결되어 거래된 후 14년만에 국내 금융시장에서도 한국증권거래소를 통하여 1996년 5월부터 주가지수선물시장이 개설되어 한국주가지수 선물(KOSPI 200)거래가 처음으로 거래되는 역사적인 순간이 이루어진다.

주가지수선물시장과 같은 새로운 파생상품(Derivatives)시장의 탄생은 많은 연구과제를 던져준다. 즉, 새로운 시장의 탄생이 기존시장에 미치는 영향, 기존시장의 가격과 새로운 시장에서 형성되는 가격간의 관계 및 가격 변동성에 미치는 영향 등을 들 수 있다. 과거부터 주식시장과 주식선물시장간의 관계에 대해 이론적이며 검증적인 분석이 많이 이루어지고 있다. Furbush (1989), Froot 및 Perold (1990) 등과 같이 이 분야에 대한 많은 연구는 그 자체로서 중요성을 지니고 있고, 더 나아가 주식시장의 변동성 증가로 인한 새로운 거래전략(trading strategies)도출이라는 관점에서 많은 주목을 받고 있다.

또한 두 시장에서 결정되는 가격간의 관계를 규명하는 연구의 필요성은 실질적인 거래시 한시점에서 동일한 가격이 상이한 두 시장에서 동시에 적용되는지의 여부이다.

---

\* 명지대학교 무역학과 부교수

\*\* 상지대학교 무역학과 전임강사

엄격히 말하면 두시장에서 거래되는 가격은 서로 독립적이지 않다. 하지만 선물거래 시 적용되는 가격에는 이미 현물시장의 정보를 충분히 반영하고 있다.<sup>1)</sup>

많은 연구결과에서 선물시장에서의 가격은 현물시장에서의 가격변동을 유도하고 있음을 보여준다.<sup>2)</sup> 또한 선물시장에서의 가격과 현물시장에서의 가격변동에 따라 수익이 존재함도 보여주고 있다.<sup>3)</sup>

본 논문에서는 1994년 6월 한국증권거래소에서 1990년 1월 3일 기준의 KOSPI 200과 KOSPI를 사용하여 두 가격간의 관계 및 변동성을 분석하는데 목적이 있다. KOSPI 200은 기존의 KOSPI를 기준으로 환산한 수치이기에 실질적인 거래자료는 아니다. 하지만 이는 새로운 시장개설로 발생하는 새로운 선물가격과 기존의 가격간의 관계 및 변동성을 미리 살펴봄으로써 시장의 특성을 알아보는데 그 유용성이 높다고 본다.

본 논문의 구성은 제2장에서는 논문에 사용되어지는 자료에 대한 설명과 두 시장에서의 가격변동을 살펴보고 KOSPI와 KOSPI 200간의 관계를 그림으로 살펴본다. 제3장에서는 KOSPI와 KOSPI 200의 자기상관, Autoregression 및 Cross-correlation을 살펴본다. 제4장에서는 위의 분석결과를 바탕으로 시장에서의 변동성을 측정하기 위한 ARCH에 대한 이론적인 모형을 도출하고 그 검증결과를 분석하고자 한다. 본 논문의 결론 및 향후 연구과제에 대한 정리는 제5장에서 다룬다.

---

1) 이와같은 주식시장에서 현재까지 발표된 모든 정보를 반영하여 가격이 결정되는 것을 효율적시장가설(efficiency market hypothesis)라고 한다. 여기에는 strong form efficiency, semi-strong form efficiency 및 weak form efficiency가 있다. ( Fama, E.R (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance, 256, pp. 383-417)

2) ① Chan, K (1992), "Information in the Stock Market and Stock Index Future Market", Working Paper, Arizona State University.

② Cheung, Y and L. Ng (1990), "The Dynamics of S&P 500 Index Fuutures Intraday Price Volatilities", Working Paper, University of California at Santa Cruz.

3) MacKinlay,A. C and K. Ramaswamy (1988). " Index Futures Arbitrage and the Behaviour of Stock Index Futures Prices", Review of Financial Studies, 1, pp. 137-158.

## II. 자료 및 상관관계

### 1. 자료

본 논문에서 사용한 자료는 1994년 6월 한국증권거래소에서 발표한 1990년 1월 3일 기준의 KOSPI 200과 KOSPI이다. 분석대상 기준은 기준일인 1990년 1월 3일부터 1994년 5월 31일까지이며, 대상기간동안의 총 자료수는 1,294개이며 자료의 종류는 일별자료 (daily data)이다. KOSPI 200의 자료는 기준의 KOSPI를 기준으로 환산한 수치이기에 실질적인 거래자료는 아니다.

KOSPI 200의 계산방식은

$$KOSPI200 = \frac{\text{선물지수구성종목의 비교시점의 시가총액 합계}}{\text{선물지수구성종목의 기준시점의 시가총액 합계}} \times 100$$
이며, 기준시점의 시가총액은 1990년 1월 3일의 시가총액이며, 기준시점의 시가총액은 1990년 1월 3일의 시가총액이며 비교시점의 시가총액은 산출시점의 시가총액이다.

KOSPI 200은 상장주식의 실세를 정확히 나타내기 위하여 가중 주가지수(시가총액식)를 이용하여 산출하였고, 시장대표성, 유동성 및 업종대표성을 고려하여 종목을 선정하였다. 또한 종목선정기준은 투명성과 안정성을 구비함으로써 공신력있고 선물거래에 적합한 지수가 되게 하였다.<sup>4)</sup>

### 2. KOSPI와 KOSPI 200의 가격변동성

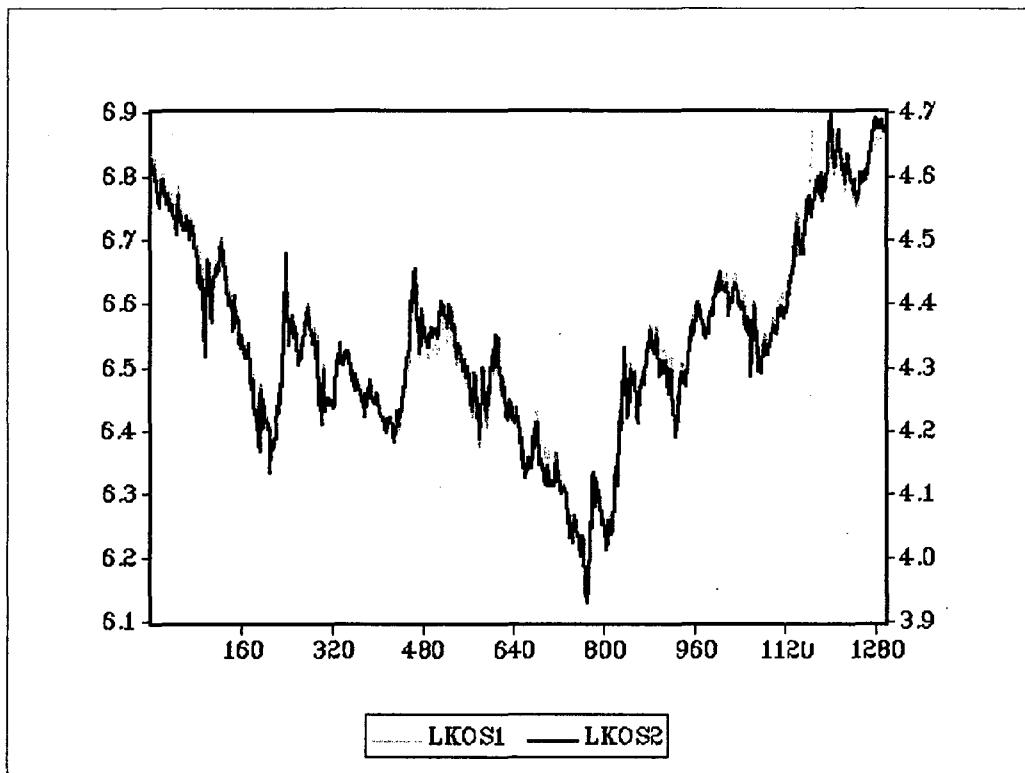
두 시장에서 결정되어지는 KOSPI 및 KOSPI 200이 동반적인 변동성을 살펴보기 위하여 우리는 먼저 검증대상기간 동안의 두 자료에 대한 변동추이를 살펴보고자 한다.

[그림 1]에서는 검증대상 기간동안 두 시장가격인 KOSPI와 KOSPI 200간의 움직임을 보여준다. 이 그림에서는 시작일인 1990년 3월 이후 검증대상 기간동안 두 가격간의 동반적 변동추이를 잘 보여주고 있다. 또한 시작일의 가격을 100으로하여 살펴보면 1992년 후반기에는 두 시장의 가격이 모두 50대 수준까지 떨어진후 다시 상승하는 추세로 검증대상 기간동안의 변동성이 매우 크게 존재함을 간단히 보여주고 있다.

---

4) 한국증권거래소, “한국주가지수 200”, 1994년 6월.

[그림 1] KOSPI/KOSPI 200추세 Graph



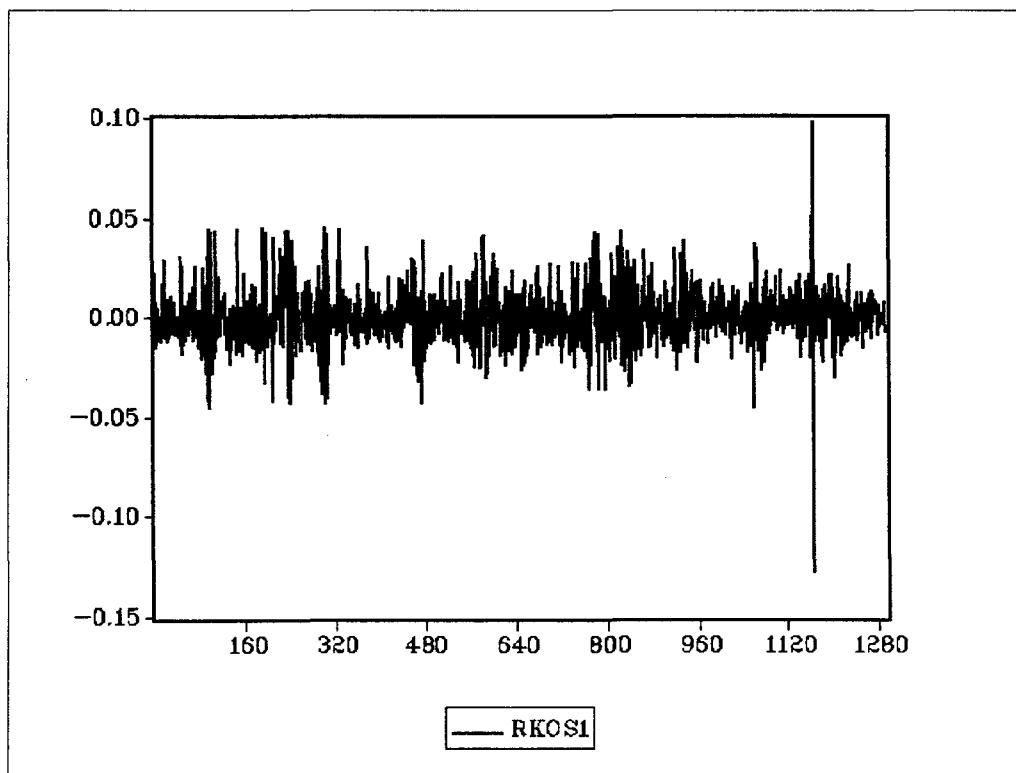
선물가격에 대한 수익률 변동성은 추가적인 time varying 분산으로 알 수 있다. 이를 살펴보기 위하여 그림2에서는 일별 KOSPI와 KOSPI 200에 대한 차분(difference)을 계산하여 그래프로 표시하였다. 이러한 종류의 분석은 금융자료의 경우 자주 사용되어지는 방법으로서, Mandelbrot(1963)에 따르면 “자산가격의 대규모 변화는 대개 대규모 변화에 의하여 양방향으로 발생되어지고, 소규모의 변화는 대개 소규모의 변화에 따른다(large changes tend to be followed by changes -of either sign-and small changes tend to be followed by small changes).”<sup>5)</sup> 가격의 수익률 변동성

5) Mandelbrot, B (1993), "The Variation of Certain Speculative Prices", Journal of Business, 36, pp. 394-419.

에 대한 time varying 분산은 조건부 이분산 (conditional heteroscedasticity)으로 나타나진다.<sup>6)</sup> 그림2에서는 이러한 증거를 단적으로 보여주고 있음을 발견할 수 있다.

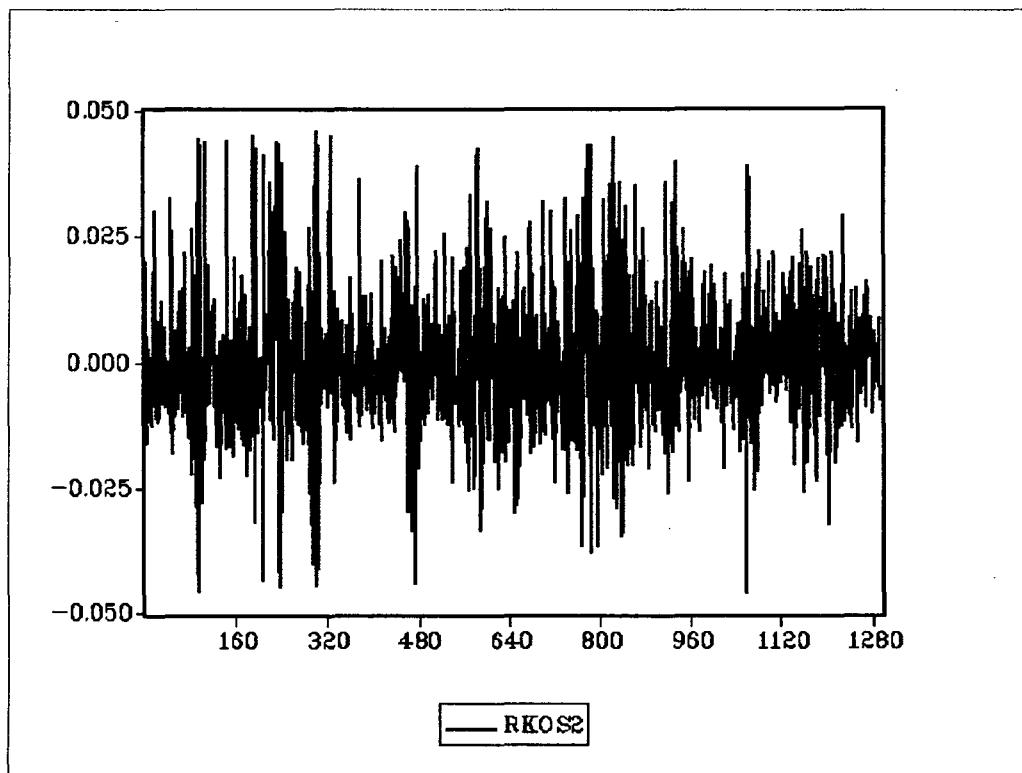
[그림 2] KOSPI 및 KOSPI 200 일별 변화율

(a) KOSPI



6) Engle, R.F (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.

(b) KOSPI 200



### III. 상관관계 분석

#### 1. 자기상관 (Autocorrelation)

자기상관 유무를 검증하기 위하여 우리는 먼저 다음의 수식을 이용하였다.

$$x_t = p_t - p_{t-1} \quad (1)$$

수식 (1)에서  $x_t$ 가 비개연상관 (serially uncorrelated)이라는 귀무가설 (null hypothesis)은 p차 자기상관계수 (autocorrelation coefficient)를 검증하여 Ljung-Box의 Q통계량을 분석하거나,  $x_t$ 를 p차 래그(lag)를 이용한 회귀분석을 통해 F값 혹은 Wald통계량을 구해보는 방법<sup>7)</sup>이 있다. 하지만 Hakkio(1986)의 논문에서는 Ljung-Box검증이 다른 검증결과들 보다 더 유익하다고 주장하고 있다.

본 논문에서는 이러한 검증결과를 바탕으로 먼저 p차 자기상관 계수를 결합가설 (joint hypothesis)로하여 분석하였다. 이는 Ljung-Box Q(p)통계량에 의해 검증가능한데 이를 도식화하면 다음과 같다.

$$Q(p) = N \sum_{\tau=1}^p \hat{r}(\tau)^2 \quad (2)$$

수식(2)에서  $\hat{r}^2(p)$ 는 점근적으로 배분(asymptotically distributed)되어져 있다.

이와 병행하여  $x_t$ 의 p차 자기상관관계를 검증한다면  $\tau$  번째 자기상관계수는 수식 (3)과 같이 표시되어 진다.

$$\hat{e}(\tau) = \hat{r}_\tau / \hat{r}_0 \quad (3)$$

여기서  $r_\tau = E(X_t' X_{t-\tau})$ ,  $\tau = 0, 1, 2, 3, \dots$ 이다. 그리고  $x_t$ 는 일정한 분산을 가진 white noise란 귀무가설하에서 이의 표준편차(standard error)는 대략적으로  $\sqrt{1/N}$  과 같다.

모든 p차 계수에 대한 결합가설의 유의성 검증은 개별계수에 대한 검증이 일반적이다. 그러나 주기가 짧은 자료일 경우 명확한 음의 1차 자기상관관계를 보여준다. 명확한 음의 1차 자기상관계수의 이론적 내용은 가격의 큰 변동은 반대방향의 가격변동에 의한다는 것이다. 이와같은 개념은 환율을 응용한 연구에서 종종 찾을 수 있으며, 대표적인 연구로서는 Dorubusch (1976 a,b)의 overshooting 가설을 들 수 있다.<sup>8)</sup>

7) 이때 귀무가설은 계수가 결합적으로 “0”이다.

<표 1>에서는 KOSPI와 KOSPI 200의 가격변동에 대해 수식(1)을 이용한 다양한 기술통계와 자기상관관계를 분석한 결과를 제시하고 있다. 먼저 관측치의 분포가 중심에 대한 대칭에서 얼마나 이탈되어 있는가를 말해주는 왜도(skewness)는 KOSPI와 KOSPI 200의 경우 모두 “0”에 근접해 있다. 하지만 첨도(kurtosis)의 경우 정상값인 3보다 훨씬 크기에 첨도가 상당히 크다는 것을 알 수 있다.

또한 위의 검증대상 자료들이 정규분포를 하고 있는지 여부를 직접 검증가능한 Jarque-Bera 분석방법을 이용하였다. 검증대상자료들이 정규분포를 하고 있다는 귀무가설하에서 Jarque-Bera 검증치는 동 가설을 기각하고 있음을 보여준다. 따라서 검증대상 자료들은 비정규분포임을 발견할 수 있다.<sup>9)</sup>

표1에서는  $\epsilon_1$ 에서  $\epsilon_6$ 까지의 자기상관관계를 살펴보았으며, Box-Pierce Q 통계량과 Ljung-Box Q통계량을 검증하였다. 귀무가설하에서 KOSPI의 경우 Q통계량들은 자기상관관계에 있음을 보여주고 있다.

하지만 KOSPI 200의 경우 5% 유의수준에서 기각이 되고 있다. 반면 일별자승수익률(squared daily returns)에 대한 자기상관계수는 두경우 모두 비선형적 의존성(non-linear dependance)관계에 놓여 있음을 강하게 보여 주고 있다. KOSPI와 KOSPI 200의 자승수익률은 양의 관계에 놓여 있으며 점차적으로 “0”에 접근하고 있

8) 환율의 오버슈팅이라 함은 실제환율이 기대하지 않은 외부충격으로 인해 장기균형환율 수준을 상회하여 이탈하는 현상을 지칭하는 것으로서, 동 가설은 환율의 변동폭이 왜 곱시 큰가 하는데 대한 설명이 될 수 있다.

① Dornbusch, R(1976a), "Exchange Rate Expectations and Monetary Policy", Journal of International Economics, 8, pp. 231-241.

② Dornbusch, R(1976b), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", Journal of Political Economy, 84, pp.1167-1176.

9) 위의 결과들은 일반적인 연구결과와 동일하다.

Cornell W.B and J.K Dietrich(1978), "The Efficiency of the Foreign Exchange Market Under Floating Exchange Rates", Review of Economics and Statistics, 60, pp.111-120.

Hsieh D.A(1985), "The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates : 1974-1983", University of Chicago, manuscript

Boothe P and P. Glossman (1985),"The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications", Journal of International Economics, 22, 297-319.

음을 보여준다.

이러한 결과는 KOSPI와 KOSPI 200의 수익창출과정에 있어서 분산은 시간이 경과함에 따라 꾸준히 변화하는 결과임을 부여주고 있다. 따라서 시간 경과에 따른 분산의 변화에 대한 추가적인 연구가 필요하다.

<표 1> 자기상관관계 검증결과

	KOSPI	KOSPI200
Mean	2.587E-05	4.885E-05
S.D	0.0145	0.0143
Skewness	0.0728	0.3857
Kurtosis	9.5555	4.1468
Normality	2316.44	102.82
$\rho_1$	0.012	0.07
$\rho_2$	-0.044	-0.060
$\rho_3$	0.053	0.046
$\rho_4$	0.007	0.014
$\rho_5$	-0.012	-0.001
$\rho_6$	-0.005	-0.025
B-P Q	6.62(0.3573)	14.80(0.0219) <sup>b</sup>
L-B Q	6.64(0.3549)	14.84(0.0215) <sup>b</sup>
$\rho_1^2$	0.398	0.288
$\rho_2^2$	0.002	0.291
$\rho_3^2$	0.080	0.287
$\rho_4^2$	0.057	0.218
$\rho_5$	0.058	0.189
$\rho_6$	0.054	0.171
B-P Q	233.91 <sup>a</sup>	468.42 <sup>a</sup>
L-B Q	234.51 <sup>a</sup>	470.19 <sup>a</sup>

## 2. Autoregressions

주식 시장에서 결정되는 가격들이 추세선을 갖는 화률보행(random walk with trend)을 따른다는 가설하에서 우리는 1차차분형의 경우 검증 대상가격들도 안정성을 갖게 된다. 이러한 가설을 측정하기 위해 먼저 다음의 모형을 검증하였다.

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

수식(4)에서 귀무가설  $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = 0, j=1,2,\dots,10$ 이다.

귀무가설을 검증하기 위하여 먼저 동분산(homoskedasticity)을 가정하고 F-통계량을 계산한후, 이분산(heteroscedasticity)이란 가정하에서 Wald 통계량을 구한다. Wald통계량은 White (1980)의 공분산 행렬(covariance matrix)를 기초로 하고 있다. 이를 표현하면

$$\Omega_{HT} = (X'X)^{-1} X \hat{\Omega} X (X'X)^{-1} \quad (5)$$

이며, 여기에서 X는 회귀자(regressor)의 행렬이고  $\hat{\Omega} = \widehat{\varepsilon}_t \widehat{\varepsilon}'_t$ 이다.<sup>10)</sup>

$F_{n-k-1}^{k+1}$  통계량과 Wald (k+1)의 검증은 표2에 제시되어져 있다. 일별자료의 경우 k=15로 두었으며 검증대상 자료의 경우 두 통계량 모두 귀무가설을 기각하고 있지 못함을 발견하였다. 즉, 일별 KOSPI 변화 및 KOSPI 200의 변화는 비계열 상관관계임을 알 수 있다. 또한 Chow의 결과 1992년 8월 18일을 break point로하여 가격의 변동성이 매우 큼을 알 수 있다.

---

10)  $\widehat{\varepsilon}_t \widehat{\varepsilon}'_t$ 는 수식 (4)의 오차항을 의미한다.

&lt;표 2&gt; Autoregression 검증결과

	KOSPI	KOSPI200
$F_{HT}$	0.0911	0.0474
$W_{HT}$	0.7505	4.1790
Chow 검증	5.7143	5.5842

### 3. Cross-Correlations

<표 3>에서의 KOSPI와 KOSPI 200에 대한 6 leads와 lags를 계산하였다. lag는 과거기간의 미래수익율 (past futures returns) 및 현재의 수익율 (current cash returns) 간의 cross correlation  $(r_1, r_2)$ , 을 나타내고, leads는 미래기간의 미래수익율 (future futures returns)와 현재의 수익율 (current cash returns) 간의 cross-correlation을 나타내고 있다. 수익율에 대한 전체적인 평균은 0.17이며, 대부분의 경우 KOSPI시장과 KOSPI 200시장간에 가격변동은 동시에 발생하고 있다.

또한 자승 수익율에 대한 lags 와 leads를 계산하였다. 이는 시장간의 결합적 변동성을 나타내는데 대부분의 상관관계는 “0”보다 월등히 크다.

이와 같은 결과는 leads 와 lags 의 관계는 KOSPI와 KOSPI 200의 가격변화뿐만 아니라 이러한 가격변화의 변동성을 보여줄 수 있다.

&lt;표 3&gt; Cross-correlation 검증결과

	KOSPI		KOSPI 200	
	lag	lead	lag	lead
0	0.952	0.952	0.564	0.564
1	0.0795	0.044	0.15	0.185
2	-0.056	-0.048	0.146	0.164
3	0.0495	0.052	0.150	0.157
4	0.015	0.003	0.117	0.112
5	-0.010	-0.006	0.114	0.110
6	-0.011	-0.018	0.116	0.091

## IV. ARCH 모형 및 결과분석

### 1. ARCH 모형

Engle (1982)에 따르면 ARCH 모형은 시계열 자료가 계절상관이면서 횡단면 자료는 이분산 현상이 나타나는 경우를 뜻한다. 그러나 무조건적인 분산 (unconditional distribution)은 leptokurtic하다. 사실상 동 모형은 “급격한 가격 변동은 또 다른 급격한 가격변동에 따른것”이라는 것을 검증한다. 즉 가격의 미래 변동에 대한 예측의 범위를 허용함을 의미한다.

이처럼 변동성이 존재하고 있는 시계열 자료들을 분석할 경우 ARMA 모형과 환율과 같은 자료은 많은 논문에서 밝혀진 바와 같이 환율간 상관관계보다 자승환율간 상관관계가 더 높음을 보여주기 때문이다.<sup>11)</sup> 이러한 자승환율간의 관계에서 자기상관관계의 발견은 환율의 분산이 시간이 흐름에 따라 변화하기 때문이다. Taylor (1986)의 연구결과에서는 다른 금융관련 시계열에서도 같은 결과를 얻을 수 있음을 보여주고 있다. 또한 많은 연구결과 금융관련 시계열 (특히, 환율)의 무조건적 분산은 Gaussian 분산과 비교하여 “0”에서 매우 급경사하고 뾰족함(sharp peaked)을 보여주고, 한쪽으로 매우 심하게 뭉쳐져(heavy tailed) 있다.<sup>12)</sup>

전형적인 q차 ARCH모형은 다음과 같이 정의 될 수 있다.

11) ①Bollerslev, T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, 31, pp. 307-27

②Bollerslev, T. and Engle, R.F., (1986), "Modelling the Persistence of Conditional Variances", Econometric Reviews, 5, pp.1-50.

12) ①McFarland, J.W. Pettkt, R. and Sung, S. K. (1982), "The Distribution of Foreign Exchange Price Change : Trading Day Effects and Risk Measutement", Journal of Finance, 37, pp.693-715.

②Milhoj, A. (1987), "A Conditional Variance Model for Daily Deviations of an Exchange Rate", Journal of Business and Economic Statistics, 15, pp. 121-129.

③Koedijk, K. G., Schafgans, M.M. A., and de Vries, C., (1990), "The Tail Index of Exchange Returns", Joruunal of International Economics, 29, pp. 93-109.

$$\Delta P_{t+1} = \mu + BX_t + \varepsilon_{t+1} \quad (6.a)$$

$$\varepsilon_{t+1} | \Omega_t \sim N(0, h_{t+1}) \quad (6.b)$$

$$h_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (6.c)$$

수식(6.c)에서  $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i=1 \cdots p$  이고  $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ , 단  $t \neq s$ 임을 가정 한다. 또한 조건적 평균과 분산은 다음과 같이 가정되어 진다.

$$E[\varepsilon_{t+1} | \Omega_t] = 0;$$

$$\text{Var}[P_{t+1} | \Omega_t] = [E_{t+1} | \Omega_t] = h_t = \alpha_0 + \sum_{p=1}^n \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

$(\varepsilon_{t+1} | \Omega_t)$  와  $(P_{t+1} | \Omega_t)$  는 정규분포하고 있음을 가정하고 있으나,  $(\varepsilon_{t+1} | \Omega)$ 와  $(P_{t+1} | \Omega)$ 은 그러하지 않다. 즉, 정규성을 가정한 모형이기에 모형의 변수 추정을 극대화하기 위한 loglikelihood 함수는 상수항을 삭제하게 된다. 즉,

$$L = \frac{1}{n} \sum_{t=0}^n l_{t+1}$$

$$l_{t+1} = -\frac{1}{2} \log h_{t+1} - \frac{1}{2} \frac{\varepsilon_{t+1}^2}{h_{t+1}} \quad (7)$$

Loglikelihood를 극대화하기 위한 변수추정은 score에 대한 해법(solution)이기 때문에 Engle (1982)에 의해 제시된 Newton-Raphson 알고리즘과 같은 scoring 알고리즘의 사용을 필요로 한다. 하지만 이와같은 방법을 사용함에 있어서도 실질적으로 ARCH(q)모형을 추정함에 있어서 문제점에 직면하게 된다. 첫 번째로는 시계열  $\{h_t\}$ 는 분산이 정(+)의 값을 가지기에 항상 정의값만 포함하고 있고, 모형을 추정함에 있어서 분산수식(variance equation)의 변수에 대한 비음수적(non-negativity)인 제한을

부여하는 것이 필요하다.

두번째 ARCH과정의 차수, 예를 들면 p,q의 경우 적정한 모형을 사용하여 사전에 결정되어져야 한다.

Engle(1982)은 수식 (6.a)와 (6.b) 변수의 MLE를 구하기 위한 필요한 이론을 개발하였고, 회귀분석에 있어 ARCH(q)오차에 대한 Lagrange Multiplier(LM)검증을 마지막 q차수와 n번째 상관계수의 설정에 대한 자승잔차(square residual)에 의해 구해짐을 알수 있다.

이미 언급한 바와 같이 ARCH모형의 오차는 “0”의 평균과 과거에 대한 안정적이지 않은 조건분산 (단, 안정적인 무조건 분산)은 비계열상관을 가지고 있다. 이들은 서로 비상관관계이나 독립적이지는 않다.

## 2. 검증결과

본 논문의 앞절에서 살펴본바와 같이 KOSPI 및 KOSPI 200은 time-varying 분산을 가지고 있고 분포는 비정규적임을 알수 있다. 이러한 특성을 가진 검증대상 자료에 대해 주가의 평균변동 (mean KOSPI changes)이 어떻게 발생되며, 분산발생모형과 변동에 대한 적합한 분포에 대해서도 명시되어야 한다.

이러한 특성을 검증하기 위하여 우리는 ARCH 모형을 적용하였으며, 그림1에서 나타난 바와 같이 1992년 8월 18일을 break point, 즉 truning point로 사용하였으며, <표 2>에서 이 turning point의 유효성을 검증한 Chow test의 결과 이 시점에서 큰 변화가 있음을 보여주고 있다. 따라서 우리는 전체 검증대상 기간을 2개의 sub-sample로 분류<sup>13)</sup>하여 ARCH 모형을 검증하였다.

ARCH 검증을 위한 대상 모형은 수식(6.a), (6.b) 및 (6.c)와 같다. ARCH 검증을 위하여 우리는 EZARCH 프로그램을 이용하였으며 ARCH(1)모형의 parameter에 대한 maximam likelihood 추정치를 구하였다. 본 프로그램을 Berndt, Hall, Hall 및 Hausman (1974)가 기술한 수리적 optimititation 과정 (numerical

13) 전체 검증대상 기간중 1990년 1월 3일부터 1992년 8월 18일 까지이고 두 번째 기간은 1992년 8월 19일부터 1994년 5월 31일까지이다.

optimization procedure)을 이용하여 모형의 변수를 추정하였다.

또한 우리는 본 논문에서 오차합이  $i, i, d \sim N(0, \sigma^2)$  인지 여부를 알기 위하여 잔차검증 (residual diagnostic tests)을 실시하였다. 이와 같은 결과들은 표4에서 정리되어져 있다.

평균수식 (mean equation)에 대한 결과치는 간cept 항 (intercept term)은 모든 sub-sample 기간동안인 유효 (significant)함을 보여주고 있다. 평균수식의 normalized 오차항에 대한 시계열 상관을 검증하기 위한 Ljung-Box Q(12)는 모두다 유효(significant)하다.

분산수식의 변수에 대한 결합적 유효성 (joint significance)을 검증하기 위한 LR(2)검증에서는 검증대상기간 모두다 유효함을 알수 있다. ARCH(1)모형의 모든 기간동안  $\alpha_1$ 은 1에 근접하고 있다. 또한  $\varepsilon_{t-2}^2$ 를 추가하는 LM(1)검증에서도 분산수식은 모두다 유효하다.  $Q^2(12)$ 통계량을 이용하여 살펴보는 잔차항의 비ARCH 효과에 대한 증거는 모든 검증대상기간에서 나타나고 있다.

모형의 적정성을 살펴보기 위한 전체적인 결과에서 우리는 시간에 대한 모든 변수들의 안정성을 검토하기 위해 LM(4)통계량을 사용하였다. 이 검증은 안정성의 귀무가설이 모두 기각당하고 있음을 알수 있다. 즉, ARCH 모형은 안정적인 자료 발생과정 (data generating process)을 제공하고 있지 못함을 보여준다. 또한 왜도 (skewness)는 모든 검증대상자료에 대해 ARCH하에서 매우 크며, 반면 침도 (kurtosis)는 반대의 현상을 보여주고 있다. 이는 정규분포보다는 가정이 부적절함을 보여준다. 따라서 ARCH(1) 모형은 검증대상 기간동안 이분산 (heteroscedasticity)적이며, 비정규분포적 성향을 가지고 있다고 할 수 있다.

&lt;표 4&gt; ARCH 모형의 검증결과

	KOSP I		KOSP I 200	
	1990.1.3.-199.8.18	1992.8.19-1994.5.31	1990.1.3.-199.8.18	1992.8.19-1994.5.31
$\mu$	6.4935 (2459.38)	6.5731 (2803.15)	4.3009 (1548.57)	4.3724 (1822.72)
$\alpha_0$	0.0005 (8.0755)	0.0002 (4.9026)	0.0005 (8.0429)	0.0002 (5.9153)
$\alpha_1$	0.8745 (5.4824)	1.0466 (4.4281)	0.8703 (5.5897)	1.0030 (4.8108)
$\beta$	0.7693 (28.3343)	0.6489 (34.2231)	0.7645 (28.1694)	0.7626 (25.0654)
Q(12)	5194.77	3778.29	5245.62	3881.34
$Q^2(12)$	352.30	26.15	329.43	136.96
LM(4) stabilty	8.2909	27.1257	8.2605	13.0929
LM(1) adding $\varepsilon_{t-2}^2$	76.1933	115.6507	76.3760	34.3578
LR(2) for $\alpha_3 = \alpha_4 = \dots = 0$	1467.93	1056.20	1402.65	1130.06
Skewness	0.0084	-0.0483	0.0422	-0.3426
Kurtosis	2.0455	3.1232	2.0035	2.0784

Critical values:	10%	5%
$x^2(4)$	7.78	9.49
$x^2(1)$	2.71	3.84
$x^2(2)$	4.61	5.99
$x^2(12)$	18.5	21.0

## V. 결 론

본 논문에서는 1996년 5월부터 국내금융시장에서 새로이 개설되는 주가지수 선물 시장에서의 가격인 KOSPI 200과 주식시장에서의 가격인 KOSPI간의 가격 변동성에 대한 상관관계를 살펴보았다. 그 결과 1990년 1월 3일부터 1994년 5월 31일 까지의 일별자료를 이용하여 첫 번째로 KOSPI와 KOSPI 200의 수익창출 과정에 있어서 분산도 시간이 경과함에 따라 꾸준히 변화하고 있음을 보여주고 있으며, 검증대상자료들은 비정규분포를 하고 있음을 알 수 있다.

이 결과에서 우리는 시간경과에 따른 분산의 변화에 대한 추가적인 연구의 필요성을 제시한다. 또한 KOSPI 및 KOSPI 200의 변화는 비계열 상관이며, KOSPI 및 KOSPI 200의 시장간에 가격변동은 동시적 현상으로 이해되어진다. 이와같은 결과는 두 시장간의 가격변화는 시장내부간 의존성 (intermarket dependence)이 매우 강하게 존재함을 보여준다.

두번째로 Berndt, Hall, Hall 및 Hausman의 수리적 optimization 과정을 이용하여 본 논문에서는 ARCH모형을 검증하였다. 이는 검증대상 자료들이 정규분포를 하고 있다는 가정이 부적절함을 보여 주었다. 즉, ARCH모형을 검증대상 기간동안 이분산적이며, 비정규분포적 성향을 가지고 있다고 할 수 있다.

본 연구에서는 주식시장 혹은 금융시장에서 어떠한 요인들이 조건적 분산에 영향을 미치는지와 시장간의 spill-over effect 및 ARCH 모형의 연장형 모형에 대한 추가적인 연구를 과제로 남겨 두고자 한다.

## References

- Baillie, R.T. and Bollerslev, T.**, (1989), The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tail, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 295-307.
- Baillie, R.T. and McMahon, P.C.**, (1989), The Foreign Exchange Market : Theory and Empirical Evidence, Cambridge: Cambridge University Press.
- Berndt, E.K., Hall, B.H., Hall, R.E. and Hausman, J. A.**, (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 653-65.
- Boothep and P. Glassman**, (1985), "The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications", *Journal of International Economics*, 22, 297-319.
- Bollerslev, T.**, (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-27
- Bollerslev, T and Engle, R.F.**, (1986), "Modelling the Persistence of Conditional Variances", *Econometric Reviews*, 5, pp.1-50.
- Bollerslev, T.**, (1986), Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Security Prices and Rates of Return Data, *Review of Economics and Statistics*, 69, 542-7.
- Bollerslev, T. Chou, R. Jayaraman, N. and Kroner, K.**, (1990), ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of the Theory and Empirical Evidence, with Suggestions for Future Research, Mimeo, Northwestern University.
- Boothe, P and Glassman, D.**, (1985), The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications, Research Paper No.

- 85-22, Department of Economics, University of Alberta.
- Copeland, L.**, (1984), The Pound Sterling/US Dollar Exchange Rate and the "News", *Economic Letters*, 15, 109-13.
- Cornell, W.B. and Dietrich, J.K.**, (1978), The Efficiency of the Foreign Exchange Market under the Floating Exchange Rates, *Review of Economics and Statistics*, 60, 111-20.
- Chan, K.**, (1992), "Information in the Stock Market and Stock Index Future Market", Working Paper, Arizona State University.
- Cheung, Y. and L. Ng.**, (1990), "The Dynamics of S&P 500 Index Futures Intraday Price Volatilities", Working Paper, University of California at Santa Cruz.
- Cornell W.B. and J.K. Dietrich**, (1978), "The Efficiency of the Foreign Exchange Market under Floating Exchange Rates", *Review of Economics and Statistics*, 60, pp.111-120.
- Diebold, F.X. and Nirlove, M.**, (1989), The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model, *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1-21.
- Domowitz, I. and Hakkio, C.S.**, (1985), Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market, *Journal of International Economics*, 19, 47-66.
- Dornbusch, R.**, (1976a), "Exchange Rate Expectations and Monetary Policy", *Journal of International Economics*, 8, pp. 231-241.
- Dornbusch, R.**, (1987b), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Jouranl of Political Economy*, 84, pp.1167-1176.
- Engle, R.F.**, (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrics*, 50, 987-1008.

- Engle, R.F. and Bollerslev, T.**, (1986), Modelling the Persistence of Conditional Variances, *Econometric Review*, 5, 1-50.
- Engle, R.F., Lilien, D.M. and Robins, R.P.**, (1987), Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The RACH-M Model, *Econometrica*, 55, 391-400.
- Engle, R.F. and Ng, V.K.**, (1990), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, Discussion Paper 91012, Department of Economics, University of San Diego.
- Engle, R.F.**, (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- Fama, E.R.**, (1970), "Efficient Capital markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 256, pp. 383-417, 1970.
- Froot, K and A. Perold**, (1990), "New Trading Practices and Short-run Market Efficiency", Working Paper, MIT.
- Glosten, L, Jahannathan, R and Runkle, D.**, (1989), Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Unpublished Paper, J. L. Kellogg Graduate School, Northwestern University.
- Hsieh, D.A.**, (1985), The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983, University of Chicago, Graduate School of Business, Manuscript.
- Hsieh D.A.**, (1985), "The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates : 1974-1983", University of Chicago, Manuscript
- Koedijk, K. G., Schafgans, M.M.A., and De Vries, C.**, (1990), "The Tail Index of Exchange Returns", *Journal of International Economics*, 29, pp. 93-109.
- McCurdy, T. and Morgan, I.G.**, (1987), Tests of Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures with Time Varying Volatility, *International Journal*

*of Forecasting*, 3, 131-148.

**MacDonald, R.**, (1983), Our Experience with Floating Exchange Rates: A Survey of the Empirical Evidence on Exchange Rate Models, News and Risk, Loughborough University Discussion Paper, No. 74.

**MacKinlay, A.C. and K. Ramaswamy**, (1988). "Index Futures Arbitrage and the Behaviour of Stock Index Futures Prices", *Review of Financial Studies*, 1, pp. 137-158.

**Mandelbrot, B.**, (1993), "The Variation of Certain Speculative Prices", *Journal of Business*, 36, pp. 394-419.

**McFarland, J.W. Pettkt, R. and Sung, S.K.**, (1982), "The Distribution of Foreign Exchange Price Change : Trading Day Effects and Risk Measutement", *Journal of Finance*, 37, pp.693-715.

**Milhoj, A.**, (1987), A Conditional Variance Model for Daily Deviations of an Exchange Rate, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 99-103.

**Nelson, D.**, (1990), Conditional Heterosdidasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*.

**Pagan, A. and A. Hall**, (1983), "Diagnostic Tests as Residual Analysis", *Econometric Review*, 2, pp. 159-218.

**White, H.**, (1980), "A Heteroskedasicity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, pp.817-838.