

한국 증권시장의 주기변동성에 관한 실증적 연구

박 철 용

서원대학 경영학부 부교수

E-mail : cypark@sewon.ac.kr

본 연구에서는 French, Schwert, & Stambaugh와 Schwert의 연구에 사용된 방법을 이용하여 한국 증권시장에서 주식수익률의 변동성의 특징을 분석하였다. 본 연구에 사용된 모형은 주식시장의 변동성의 시계열 특성에 대한 보다 조직적 분석을 제공한다. 간단히 말하면, 이 모형들은 일별 수익률로부터 자기회귀 및 계절적 영향을 제거함으로써 예기치 못한 수익률을 추정할 수 있게 한다. 그리고 나서 자기회귀 및 계절적 모형에 예기치 못한 수익률의 절대값을 이용하여 주기변동성을 예측하였다. 분석결과 첫째, 총체적 주식수익률의 움직임에 대한 지속성은 미약하고, 자기회귀모형에 비정상성이 있을 수 있음을 알 수 있었다. 또한, 일별 주기변동성의 움직임이 주식수익률의 움직임보다 훨씬 예측가능하다는 것을 발견하였다. 둘째, 변동성의 증가가 미래 기대수익률을 증가시킨다는 증거는 미약하고, 변동성이 시차 주식수익률과 관계가 있다는 사실을 알 수 있었다.

1. 서 론

1970년대 이후 증권시장에 관한 이론분야에서 효율적 시장가설(*efficient market hypothesis*)만큼 많은 논쟁을 불러일으키고, 또 커다란 영향을 끼친 개념도 그리 많지 않다. 그러나 1970년대 후반 이후 자본시장의 이상현상(*market anomalies*)에 관한 실증적 연구들은 기대수익률이 시계열적으로 일정하지 않다는 것을 확인하여 주고 있으며, 그 대표적인 연구성과가 계절성 효과, 평균회귀(*mean reversion*), 합리적 거품, 주식수익률의 프리미엄 퍼즐, 주가의 과민반응 등에 관한 실증적 증거들이다. 이런 실증적 증거들은 자본시장이 이성적 투자자들

에 의해 지배되고 있는 효율적 시장이 아니라는 것을 강하게 시사하여 주고 있다. 그러나 이러한 증거들이 증권시장의 효율성을 일관성있게 부정하고 있지는 못하고 있다. 이러한 상황에서 효율적 시장가설은 또 하나의 커다란 도전을 받게 되는데, Shiller(1981), LeRoy & Porter(1981) 등에 의해 제기된 분산한계검정(*variance bounds test*)이 바로 그것이다. 투자자산의 수익률이 정상과정(*stationary process*)에서 가정하는 동분산성(*homoscedasticity*)을 갖지 않는다는 사실은, 종래부터 실무가들에 의해 자주 지적되어 오던 것이었으면서도 체계적인 이론과 실증적 연구성과에 의하여 뒷받침되지 못하였다. 그러나 분산한계검정에

의해 수익률의 과잉변동성이 실증적으로 확인됨으로써 주식수익률의 변동성이 비정상적 성격을 갖고 있음이 보다 구체적으로 인식되었다.

즉, Shiller는 그 동안의 자본시장효율성에 대한 검정이 균형가격결정모형과 시장효율성의 결합가설이기 때문에 검정결과의 해석이 어려워진다는 문제점을 극복하기 위하여 분산한계검정을 제시하였다. Shiller의 검정방법은 현재가치모형을 균형모형으로 가정하여, 주식시장의 효율성을 설명하고 있다. 즉, 단순한 현재가치모형에 의하면, 보통주의 가격은 미래배당의 합리적 예측치 혹은 최적예측치를 일정한 할인률로 할인한 현재가치이어야 한다는 것이다. Shiller는 실증적 검정을 통하여 실제주가의 분산이 이론적으로 허용될 수 있는 한계를 넘어서고 있다는 실증적 분석결과를 제시하면서 주가변동이 합리적이 아님을 시사하고 있다. 이러한 Shiller의 실증적 검정결과는 그 후 방법론상의 오류 때문에 많은 비판을 받았지만, 자본시장에서의 주가변동성에 대한 관심을 불러 일으키는 계기가 되었다.

이와 함께 주식수익률의 변동성이 시계열적으로 일정하지 않을 뿐만 아니라 조건부 이분산성(conditional heteroscedasticity)을 갖고 있다는 사실이 Taylor(1986), French, Schwert & Stambaugh(1987) 등의 실증적 증거에 의하여 확인되고 있다. 이와 같이 수익률의 조건부 이분산성의 존재가 일정한 통계적 모형에 의하여 확인될 수 있다면, 그것은 미래 특정 시기의 수익률 변동성의 크기를 통계적 방법으로 예측할 수 있다는

것을 의미한다.

특히 1987년 10월의 주가 대폭락 이후, 자본시장의 실무가들과 학자들은 주가결정의 기본요인(fundamentals)의 변화가 없이도 주가의 커다란 변동이 얼마든지 일어날 수 있으며, 그런 경우 투자자 및 사회의 부의 평가가치가 엄청나게 하락할 것이고, 궁극적으로 주식시장의 궤멸, 나아가서 국민경제의 파탄을 가져올 수도 있다는 점에 대하여 우려하고 있다. 그런 의미에서 미래의 주식의 기대수익률을 예측하는 것 못지 않게 수익률의 변동성을 예측하는 것이, 개인투자자의 포트폴리오 결정의 차원에서뿐만 아니라 규제기관의 증권정책 결정의 차원에서 커다란 중요성을 갖는다(조담, 1994).

주식수익률의 변동성의 시계열적 속성에 대해서는 만족할 만한 이론적 결론이 아직 나오고 있지 않다. 수익률의 변동성이 비안정적(nonstationary) 혹은 확률적(stochastic)이라는 가정은 많은 학자들에 의해서 받아들여져 왔다. 주식수익률의 확률분포에 영향을 주는 많은 변수들의 시계열(time series)들은 그 자체로 비안정적인 경우가 대부분이며, 이러한 비안정성은 수익률 변동성의 시계열을 확률적(stochastically)으로 움직이게 만든다. 변동성의 시계열 행태에 대한 실증적 연구들도 연구자에 따라 상반된 결과들을 보여왔다(박동규, 1992).

본 연구에서는 French, Schwert, & Stambaugh(1987), Schwert(1989, 1990)의 연구에 사용된 방법을 이용하여 우리 나라 증권시장에서 주식수익률의 변동성의 특징을 분석하고자 한다. 본 연구에 사용된 모

형은 주식시장의 변동성의 시계열 특성에 대한 보다 조직적 분석을 제공한다. 간단히 말하면, 이 모형들은 일별 수익률로부터 자기회귀 및 계절적 영향(autoregressive and seasonal effects)을 제거함으로써 예기치 못한 수익률(unexpected returns)을 추정할 수 있게 한다. 그리고 나서 자기회귀 및 계절적 모형에 예기치 못한 수익률의 절대값을 이용하여 주가변동성을 예측한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 본 서론에 이어 두 번째 장에서는 주식수익률의 변동성에 대한 기존의 연구들을 간단히 살펴본다. 세 번째 장에서는 실증분석에 사용된 모형과 실증분석결과를 제시한다. 여기에서는 본 분석에 사용된 자료에 대한 간단한 설명과 함께 수익률분포의 특성도 요약하고 있다. 그리고 마지막 장에서는 본 연구결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구

일찍이 Officer(1973)는 통화량과 산업생산의 변동성과 마찬가지로 대공황 동안 총체적 주가변동성이 증가하였음을 보였다. 또한 그는 주가변동성이 공황 전후에 비슷한 수준이었음도 보였다. Benston(1973)은 개별 주식의 변동성, 특히 일반적인 시장 움직임과 관련이 없는 부분이 SEC (Securities and Exchange Commission)가 업무를 시작한 1934년 10월 이후에도 감소하지 않았음을 보였다. Officer와 마찬가지로 Benston은 주가변동성의 감소가 SEC의 활동의 결과에 기인하지 않는다고 결론지었

다.

변동성의 기대치는 보통 기대시장위험프리미엄(expected market risk premium)을 통해서 기대수익률에 영향을 미친다. 이러한 메카니즘에 대하여 Merton(1980)은 총체적 위험회피성향(aggregate risk aversion)의 변화의 속도가 시장위험의 변화보다 느리다는 전제하에 시장의 변동성과 시장위험프리미엄은 정의 관계(positive relationship)에 있다는 것을 밝혔다.

주식수익률 변동성의 시계열 행태에 대한 실증적 연구로, Rosenberg(1972)는 S&P 종합지수의 월별수익률의 통계학적 분산이 자기회귀적 과정(autoregressive process)을 따른다는 것을 밝혔다. 특히, Poterba와 Summers(1986)는 1928~1984년 동안의 S&P 종합지수의 일별 수익률로부터 계산된 월별분산시리즈에 근거하여 분산의 시계열이 AR(1) 과정을 따른다는 것을 보여주었다.

Fama와 French(1988)는 장기 주식수익률이 통계적으로 유의한 자기상관관계가 있음을 보임으로써 미래 장기 주식수익률의 25% 내지 45%까지 과거수익률을 통해 예측할 수 있음을 지적했다. Poterba와 Summers(1987)는 분산비율검정방법(variance ratio test)을 이용하여 주가가 일시적으로 기본가치에서 벗어나는 현상에 대한 시계열 상관을 검정하였다. 실증분석결과 분산비율이 모두 1미만이어서 장기 실질주식수익률과 음(-)의 시계열상관이 있음을 보여주고 있다.

주가수익률의 조건부 이분산성에 대한 연

구로는 Schwert(1989)의 연구를 들 수 있다. Schwert는 1857-1987의 월별 자료를 이용하여 시간에 따라 변하는 주식수익률의 조건부 이분산성의 요인을 알아보기 위하여 주가변동성과 실질 및 명목 거시경제적 변동성, 재무 레버리지, 주식시장의 거래행태, 채무불이행위험 그리고 기업의 수익성과의 관계를 분석한 결과, 거시경제적 변동성의 영향과 재무 레버리지의 영향을 많이 받는다고 하였다.

French, Schwert, and Stambaugh(1987)는 주가변동성이 매우 지속적이고, 평균적으로 변동성의 예기치 못한 증가가 부(-)의 주가수익률과 관련 있음을 보였다. 그들은 또한 주식수익률의 예측 가능한 변동성이 기대시장위험프리미엄과 정의 상관관계를 갖는다는 약한 증거가 있음을 보였다. 이들은 GARCH(1, 2)와 ARIMA(0, 1, 3)모형을 사용하여 기대위험프리미엄과 변동성간에 정(+)의 시간적 관계(positive intertemporal relation)가 있음을 밝혔다. 이들은 1928-1984년간의 S&P지수 일간 수익률 자료를 이용하여 ① 일간수익률자료로부터 계산된 월별 역사적 표준편차에 대하여 ARIMA모형을 추정하고, ② ARCH 및 GARCH에 의해 조건부 표준편차를 추정함으로써 주식수익률이 조건부 이분산성을 갖고 있음을 검증하고, ③ 주식의 위험프리미엄이 예측가능한 변동성과 (+)관계를 갖고 있다는 것을 가중최소자승(WLS) 회귀분석과 GARCH-m 분석을 이용하여 추정하고 있다.

Akgiray(1989)는 ARCH(2)와 GARCH(1,1)

모형을 CRSP 지수에 적용해서 후자가 전자보다 실제 수익률행태를 더 잘 설명하고 있고 변동성의 예측력도 더 우수함을 밝혔다. Akgiray는 AR(1)모형으로 변형된 지수 수익률에 잔차, 절대잔차, 자승잔차에 대한 자기상관함수(autocorrelation function)로 분석해 본 결과, 잔차에 있어서는 자기상관이 존재하지 않았으나, 절대잔차와 자승잔차에 대해서는 긴 시차에서까지 유의한 정(+)의 자기상관이 존재하는 것을 보였다.

Cambell & Hentschel(1992)은 2차 GARCH 모형을 이용하여 조건부 이분산성을 검증하고, 나아가서 변동성의 변화가 투자자들의 필요수익률의 변화를 가져오고 결과적으로 주가수준의 변동성을 가져오는 현상(volatility feedback)을 실증하였다.

이밖에도 Bollerslev(1987)는 환율 및 주식수익률에 그가 제시한 GARCH(1,1) 모형을 적용하였고, Bollerslev, Engle & Wooldridge(1988)은 다변량 GARCH모형을 이용하여 조건부 공분산을 추정한바 있으며, Nelson(1991)은 지수적 ARCH에 의하여 조건부 분산을 추정하고 있다.

주식수익률과 조건부 분산을 파악하기 위해 사용된 조건부 분산모형은 주로 ARCH-M형태의 모형이 주로 이용된다. ARCH-M형태의 모형은 자산가격이론의 관점에서 조건부 평균방정식에 포함된 조건부 분산의 계수로 상대적 위험회피계수를 추정하는 방법으로 Bollerslev(1990)는 이러한 상대적 위험회피계수를 주식수익률에 대한 조건부 분산의 영향을 나타내는 모수로 이 계수가 유의적으로 정(+) 또는 부(-)로 나

타난다면 조건부 평균수익률과 위험프리미엄은 시간에 따라 변한다고 하였다.

우리 나라 주식시장을 대상으로 주가예측 가능성을 다룬 연구로는 김규영과 이상빈(1989)의 연구가 있다. 그들은 Lo와 Mackinlay(1988)의 특성화 점정방법을 이용하여 주가의 독립성 여부를 분석한 결과, 동일가중 포트폴리오(equally-weighted portfolio)와 가치가중 포트폴리오(value-weighted portfolio) 중 소규모 기업에 대해서는 주가의 독립성 여부가 기각되어 미래 주식수익률을 예측할 수 있음을 시사하였다.

우리 나라 주식시장에서의 조건부 분산을 모형화한 연구는 조담(1994), 박동규(1993)을 들 수 있다. 조담은 가치가중 월별 초과수익률과 동일가중 월별 초과수익률에 대해 French, Schwert & Stambaugh의 방법론을 적용시켜 첫째, 일간 초과수익률로부터 계산된 매월의 역사적 표준편차의 시계열적 움직임에 관찰하여, 역사적 표준편차의 자연대수 값이 ARMA(1,1)을 따르고 있음을 검증하였다. 둘째, 월간 초과수익률 자료에 대하여 ARCH 및 GARCH 모형을 추정하여 우리 나라 주식수익률이 조건부 이분산성을 갖는 것으로 판단하였다. 마지막으로 주식시장의 초과수익률을 역사적 표준편차의 예측치에 관하여 회귀분석하는 한편, ARCH(3)-m 또는 GARCH(1,1)-m 추정을 행하여, 우리 나라 주식시장의 위험프리미엄 변동은 역사적 표준편차에의 변동에 의하여 보다 잘 설명되고 있다고 할 수 있다고 주장하였다.

신재정과 정범석(1993)은 우리 나라 주식

수익률의 분산이 시간에 따라 변화하는지를 살펴보기 위해 종합주가지수 및 규모별 지수를 사용하여 ARCH 및 GARCH모형을 추정하였다. 또한 기대수익률과 조건부 분산 사이의 다기간(intertemporal)관계를 ARCH-M 및 GARCH-M모형을 사용하여 추정하였다.

한편 변종국,조정일(1999) 그리고 오현탁,이현상,이치송(2000)은 주식시장이 상승국면 일때보다 하락국면일 때 변동성은 정보에 대해 더 민감한 반응을 보였다고 설명하였고, 구본일(2000)은 한국 주식시장에서 비대칭적 변동성을 발견하고 이를 레버리지 효과 때문이라고 주장하였다. 또한 변종국, 조정일(2003)은 KDSP1200 주가지수 선물도입 전·후를 대비하여 현물주식시장의 변동성에 대한 비대칭성 정도를 비교·분석하였다.

III. 실증분석

1. 자료 및 기초통계량

본 연구에 이용된 주식수익률의 시계열 자료(3,167개)는 1990. 1. 3부터 2001. 2. 28까지의 일별 종합주가지수(3,168개)를 이용하여 다음과 같이 계산되었다.

$$R_t = \ln \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right)$$

여기서 R_t 는 t시점의 주식수익률을, I_t 는 t시점의 종합주가지수를 나타낸다. 본 연구에 사용된 시계열 자료에는 토요일의 주가

<표 1> 일별 주식수익률에 대한 기초 통계량(1990. 1. 3 ~ 2001. 2. 28)

기 초 통 계 량			
표본평균	-0.0001	표본평균의 표준오차	0.0003
표준오차	0.0186	분산	0.0003
t값	-0.4331	한계유의수준(평균=0)	0.6650
왜도	0.0124	한계유의수준(왜도=0)*	0.7751
첨도	3.2027	한계유의수준(첨도=0)**	0.0000
중앙치	-0.0007		
Ljung-Box Q 통계량			
Q(6) = 60.6042		5% 유의수준에 대한 임계치 = 12.59	
Q(12) = 65.9230		5% 유의수준에 대한 임계치 = 21.0	
Q(18) = 91.2624		5% 유의수준에 대한 임계치 = 28.87	
Q(24) = 96.8125		5% 유의수준에 대한 임계치 = 36.42	
관측치의 수 = 3,167			

* 모집단의 왜도가 '0'인지의 여부를 판정할 때 사용되는 한계유의수준으로, 산출된 한계유의수준값이 설정된 유의수준(5%)보다 작을 때 모집단의 왜도가 '0'과 다른 것으로 판정함.

** 모집단의 첨도가 '0'인지의 여부를 판정할 때 사용되는 한계유의수준으로, 산출된 한계유의수준값이 설정된 유의수준(5%)보다 작을 때 모집단의 첨도가 '0'과 다른 것으로 판정함.

지수가 포함되어 있다.

<표 1>은 종합주가지수를 이용한 일별 주식수익률 시계열 자료를 이용하여 모집단의 특성을 대변해 주는 특성치인 모수에 대한 기초통계량을 나타낸다. <표 1>의 기초 통계량에는 대표치인 평균, 산포도(degree of dispersion or variability)인 표준편차와 자료집단의 특성에 대한 추가적인 정보를 제공할 수 있는 모수로 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)를 포함하고 있다.

<표 1>에 나타난 바와 같이 본 연구에 사용된 표본에 대한 표본적률에 의하면 한국 증권시장의 주식수익률의 실증적 분포는 정규분포와 비교할 때 꼬리부분이 두텁고 가운데가 뽀족한 분포를 보임을 나타낸다. <표 1>에 의하면 왜도는 0.0124이고 첨도는 3.2027로 첨도가 0이라는 가설은 기각된다. 특히 수익률의 분포가 3보다 높은 첨도(3.2027¹⁾)를 갖고 있다. 즉, 수익률의 분포의 중심 부분이 정규분포보다 뽀족한 모습

을 갖는다. 이것은 수익률이 이분산성을 갖고 있고, t기의 표준편차가 대수정규분포일 경우 나타날 수 있는 것으로 알려져 있으며 (Taylor(1986), p. 74), 이분산성이 존재할 가능성을 나타내는 증거로 인식된다.(조담, 1994)

주식수익률에 대한 대부분의 모형은 수익률이 독립적인 확률분포이고 동일한 분포를 형성할 것을 요구한다. Ljung-Box Q²검정 통계량은 강한 백색잡음(strict white noise)의 독립성에 대한 가설을 검정한다. <표 1>의 통계량에 의하면, 5%의 유의수준 하에서 6, 12, 18, 24 시차 모두에 대해 귀무가설이 기각되고, 이는 수익률 시계열이 추세를 갖거나 자기상관을 갖는다고 볼 수 있다.

2. 일별 주가변동성에 대한 자기 회귀모형

주가변동성에 대한 연구에는 몇 가지 정형화된(stylized) 요인이 있다. 첫째, 주가변동성은 지속적(persistent)이고, 따라서 현재의 주가변동성의 상승이 오랫동안 지속된다는 점이다.²⁾ 둘째, 주가하락 이후에는 주가변동성이 증가한다.³⁾ 셋째, 주가변동성은

거시경제의 변동성(macroeconomic volatility), 경기후퇴(recessions), 금융위기(banking crises) 등과 관련이 있다.⁴⁾ 한편, 주식수익률의 조건부 이분산성(conditional heteroscedasticity)을 설명하는 많은 모형들이 있다⁵⁾.

(Schwert, 1990, p.82) 본 연구에서는 French, Schwert, & Stambaugh(1987), Schwert(1989)와 Schwert(1990)의 연구에 사용된 방법을 이용하여 우리 나라 증권시장에서 주가변동성의 특징을 분석하고자 한다.

먼저, 조건부 기대수익률의 단기 변화를 추정하기 위하여 주식수익률을 22(약 1개월) 시차 수익률에 대하여 회귀분석하였다. 평균수익률의 요일별 차이를 파악하기 위하여 해당 요일을 나타내는 가변수 D_{it} 를 도입하였다.⁶⁾ 식 (1)의 회귀식에서 잔차항은 t일의 예기치 못한 수익률에 대한 추정치를 나타낸다.

$$R_t = \sum_{i=1}^6 \hat{\alpha}_i D_{it} + \sum_{j=1}^{22} \hat{\beta}_j R_{t-j} + \hat{u}_t \quad (1)$$

Schwert(1989)에 의하면, 잔차의 절대값

Stambaugh (1987), Nelson(1991)

4) Officer(1973), Schwert(1989)

5) Engle(1982), Bollerslev(1986), Engle & Bollerslev(1986), Engle, Lilien, & Robins(1987), Hamilton(1988), Turner, Startz, & Nelson(1990), 그리고 Pagan & Schwert(1990) 참조.

6) French(1980)와 Keim & Stambaugh(1984) 참조

1) 이는 실제 침도값으로부터 정규분포의 침도값인 '3'을 빼서 얻은 값으로 '-'값이 나오면 정규분포보다 완만한 봉우리를 갖고 있음을 나타낸다.

2) 주가변동성의 지속성에 대한 여러 추정치에 대해서는 Poterba & Summers(1986), Schwert(1987), 그리고 French, Schwert & Stambaugh(1987) 참조

3) Christie(1982), French, Schwert, &

$|\widehat{u}_t|$ ($(\pi/2)^{1/2}$ 을 곱한 값)은 시점 t 의 주식수익률의 표준편차를 추정하는데 이용될 수 있다. 수익률의 조건부 분포가 정규분포를 나타내면 이 추정량은 불편추정량이 된다.⁷⁾ 수익률의 조건부 표준편차를 추정하기 위하여 다음 식에 대해 회귀분석을 행한다.

$$|\widehat{u}_t| = \sum_{i=1}^6 \sigma_i D_{it} + \sum_{j=1}^{22} \rho_j |\widehat{u}_{t-j}| + v_t \quad (2)$$

식 (2)에서 가변수의 계수 σ_i 는 각 요일에 대한 절편을 나타내고, 자기회귀계수 (autoregressive coefficients) ρ_j 는 변동성의 지속성(persistence)을 나타낸다.

식 (1)에서는 조건부 평균수익률이 시간에 따라 변하는 것을 허용하고, 식 (2)에서는 예기치 못한 수익률의 시차 절대값에 대해 서로 다른 가중치를 부여하기 때문에, 이 방법은 Officer(1973), Fama(1976) 그리고 Merton(1980)이 사용한 방법을 일반화한 것이다. 또한 이 방법은 Engle(1982)의 ARCH 모형과 유사하다. Davidian & Carroll(1987)에 의하면, 식 (2)와 같은 방법으로 표준편차를 규정하는 것이 \widehat{u}_t^2 을 기초로 분산을 규정하는 것보다 더 강력한 방법이다. 그들은 또한 식 (1)과 (2)를 반복하는 WLS 추정치가 보다 효율적 추정치를

제공한다고 주장한다.

<표 2>는 변동성을 예측하기 위하여 1990년 1월 3일부터 2001년 2월 28일까지의 일별 수익률을 이용한 자기회귀식 식 (1)과 식 (2)에 대한 분석결과를 정리한 것이다. 여기서 자기회귀계수의 합은 변동성 시리즈의 지속성을 나타내고, 합이 1이면 비정상성(nonstationarity)을 나타낸다.(Engel & Bollerslev, 1986) F검정통계량은 평균적인 변동성의 추정치에 유의적이고 결정적인 계절적 변동이 존재하는가를 검정한다. 그리고 결정계수 R^2 는 모형의 적합도를 나타낸다.

월요일에 대한 절편은 부(-)의 값 (-0.06%)을 나타내고, 반면에 다른 요일에 대한 절편은 대부분 정(+)의 값을 나타낸다. 자기회귀계수는 약2주(10내지 12 거래일)에 대해 정(+)의 값을 나타내고, 시차 1에서 가장 큰 값을 나타낸다.

시차 1에서의 자기상관(autocorrelation)은 가끔 개별 증권 거래의 불연속성(nonsynchronous trading)⁸⁾에 기인한다고 볼 수 있다. 식 (1)에 대한 추정치에서 22 시차에 대한 자기회귀계수의 합은 0.1382로, 총체적 주식수익률(aggregate stock returns)의 움직임에 대한 지속성은 미약하다고 할 수 있다. 또한 결정계수 R^2 가 단지 0.03에 불과하여 일별주식수익률 변화의 대부분이 이러한 요인들에 의해 설명되지

7) 이후부터는 잔차의 절대값 $|\widehat{u}_t|$ 은 $(\pi/2)^{1/2}$ 을 곱한 값으로 한다.

8) 거래의 불연속성(nonsynchronous trading)이란 주식의 거래가 무작위적 시차를 갖고 불연속적으로 이루어지는 현상을 말한다.(Fisher(1966)과 Scholes & Williams(1977) 참고

<표 2> 일별 주가변동성에 대한 자기회귀모형의 추정

변수	식 (1)에 대한 추정결과		식 (2)에 대한 추정결과	
	계수	t 값	계수	t 값
월요일	-0.0006	-0.80	0.0030	7.44
화요일	-0.0005	-0.65	0.0015	3.56
수요일	0.0006	0.81	0.0016	3.93
목요일	-0.0005	-0.66	0.0018	4.33
금요일	0.0002	0.29	0.0015	3.56
토요일	0.0001	0.14	0.0002	0.42
시차 1	0.1167	6.51	0.0525	2.92
2	-0.0654	-3.63	0.1290	7.18
3	0.0061	0.34	0.1198	6.61
4	0.0030	0.17	0.1303	7.14
5	-0.0543	-3.00	0.0649	3.53
6	-0.0179	-0.99	0.0252	1.37
7	-0.0119	-0.66	0.0275	1.49
8	0.0098	0.54	0.0096	0.52
9	0.0233	1.29	0.0639	3.47
10	0.0155	0.86	0.0007	0.04
11	-0.0032	-0.18	0.0178	0.97
12	0.0197	1.09	0.0391	2.12
13	-0.0244	-1.35	-0.0056	-0.30
14	0.0286	1.59	0.0160	0.87
15	0.0144	0.80	-0.0017	-0.09
16	-0.0004	-0.02	-0.0009	-0.05
17	0.0721	3.99	0.0215	1.17
18	0.0183	1.01	-0.0026	-0.14
19	0.0206	1.14	0.0128	0.70
20	-0.0064	-0.35	0.0225	1.25
21	-0.0251	-1.39	0.0320	1.78
22	-0.0009	-0.05	0.0265	1.47
	결정계수(R ²)	0.03	결정계수(R ²)	0.22
	F-검정통계량	3.62	F-검정통계량	32.18

않음을 나타낸다

주가변동성을 나타내는 식 (2)에 대한 추정 결과에 의하면, 토요일에 대한 절편이 다른 요일들의 절편보다 낮다. 이것은 토요

일에는 거래가 오전에만 일어나므로 토요일의 변동성이 평균보다 낮을 것이라는 것을 의미한다.

이러한 결과들은 1928-1984의 일별 S&P

종합지수 수익률을 이용한 Keim & Stambaugh(1984)의 연구에서도 나타난다.

<표 2>의 식 (2)에 대한 추정결과에 의하면, 자기회귀계수의 추정치는 22개 시차 대부분에 대해서 정(+의 값이고, 또한 계수의 큰 값은 첫 번째 5 시차에서 발생한다. 22개의 자기회귀 계수의 합은 0.8008이다. 그리고 시차가 증가할수록 계수가 서서히 감소하는데 이것은 자기회귀모형에 비정상성이 있을 수 있음을 나타낸다. 식 (2)에 내재된 예측모형은 요일의 계절효과가 조정된 절대편차의 22기간 가중평균이다. 따라서 총체적 주식 변동성의 움직임이 지속하는 경향이 있다. 결정계수 R^2 가 0.22로 높은 편인데, 이것은 일별 주가변동성의 움직임이 주식수익률의 움직임보다 훨씬 예측가능하다는 것을 나타낸다.

3. 수익률-변동성 관계의 "레버리지" 효과

<표 3>은 변동성을 나타내는 $|\widehat{u}_t|$ 의 시차 (lagged) 값을 포함하는 주식수익률에 대한 모형인 식 (3)에 대한 추정결과를 나타낸다.

$$R_t = \sum_{i=1}^6 \alpha_i D_{it} + \sum_{j=1}^{22} \beta_j R_{t-j} + \sum_{k=1}^{22} \delta_k |\widehat{u}_{t-k}| + \widehat{u}_t \quad (3)$$

식 (3)에 대한 순차적 과정(iterative process)의 첫 번째 단계에는 식 (1)이 이용된다. 그리고 나서 식 (3)과 아래의 식 (4)

를 반복 반복적으로 이용하여 \widehat{u}_t 과 $|\widehat{u}_t|$ 과 의 연속적 값을 얻는다. 식(3)에서 계수 δ_k 는 보다 높은 변동성이 미래 주식수익률에 미치는 영향을 나타낸다. <표 3>에서 보는 바와 같이 δ_k 의 부호가 정인지, 부인지를 명확하게 규정하기 어렵고, δ_k 의 합은 0.0698이다. 따라서 변동성의 증가가 미래 기대수익률을 증가시킨다는 증거는 미약하다.

Christie(1982)와 French, Schwert, & Stambaugh(1987)의 연구에 의하면 주가변동성은 수익률과 부(-)의 관계가 있다. 특히, 예기치 못한 부(-)의 수익률은 변동성의 예기치 못한 증가와 관련이 있다. 주식수익률과 주식 변동성 사이의 관계에 존재할 수 있는 비대칭을 나타내기 위하여 식 (4)와 같이 변동성 식에 예기치 못한 수익률의 시차(lagged unexpected returns)를 추가했다.

$$\widehat{u}_t = \sum_{i=1}^6 \sigma_i D_{it} + \sum_{j=1}^{22} \rho_j |\widehat{u}_{t-j}| + \sum_{k=1}^{22} \gamma_k \widehat{u}_{t-k} + v_t \quad (4)$$

여기서 계수 γ_k 는 과거의 수익률 충격과 현재의 조건부 변동성간의 관계를 나타낸다. 만약 수익률 충격 \widehat{u}_t 의 분포가 대칭적이라면 \widehat{u}_t 과 $|\widehat{u}_t|$ 은 무상관이다. \widehat{u}_t 과 $|\widehat{u}_t|$ 의 부의 상관관계는 \widehat{u}_t 의 분포에 부의 왜도가 존재한다는 증거이다.

이러한 부의 관계를 예언하는 두 개의 가

<표 3> 시차 변동성을 포함한 자기회귀모형의 추정

변수	계수	t 값		
월요일	-0.0013	-1.27		
화요일	-0.0010	-1.02		
수요일	-0.0001	-0.10		
목요일	-0.0011	-1.06		
금요일	-0.0004	-0.35		
토요일	-0.0005	-0.45		
시차	R_t 의 시차변수		$ \hat{u}_t $ 의 시차변수	
	계수	t 값	계수	t 값
1	0.1171	6.49	-0.0189	-0.42
2	-0.0668	-3.68	0.1243	2.76
3	0.0056	0.31	0.0649	1.42
4	0.0076	0.42	0.0269	0.59
5	-0.0506	-2.77	-0.0071	-0.15
6	-0.0126	-0.69	-0.0823	-1.73
7	-0.0146	-0.80	-0.0088	-0.19
8	0.0055	0.30	-0.0148	-0.32
9	0.0226	1.24	-0.0416	-0.90
10	0.0147	0.81	0.0621	1.34
11	-0.0036	-0.20	0.0963	2.08
12	0.0229	1.26	0.0267	0.58
13	-0.0188	-1.03	-0.0661	-1.42
14	0.0304	1.67	-0.0162	-0.22
15	0.0176	0.96	-0.0308	-0.66
16	-0.0039	-0.21	0.0360	0.78
17	0.0736	4.03	-0.0968	-2.09
18	0.0188	1.03	0.0582	1.26
19	0.0179	0.98	-0.0197	-0.43
20	-0.0047	-0.26	-0.0951	-2.09
21	-0.0259	-1.42	0.0624	1.38
22	-0.0001	-0.01	0.0102	0.23
		결정계수(R^2)	0.04	
		F-검정통계량	2.71	

<표 4> 예기치 못한 주식수익률의 시차변수의 효과를 고려한 자기회귀모형

변수	계수	t 값		
월요일	0.0032	7.80		
화요일	0.0015	3.74		
수요일	0.0016	3.97		
목요일	0.0018	4.34		
금요일	0.0016	3.85		
토요일	0.0002	0.38		
시차	$ \hat{u}_t $ 의 시차변수		\hat{u}_t 의 시차변수	
	계수	t 값	계수	t 값
1	0.0425	2.36	-0.0074	-1.03
2	0.1451	8.05	-0.0288	-4.04
3	0.1326	7.28	-0.0118	-1.64
4	0.1278	6.96	-0.0022	-0.30
5	0.0613	3.32	0.0131	1.82
6	0.0158	0.85	0.0144	2.00
7	0.0178	0.96	-0.0109	-1.52
8	0.0027	0.15	0.0014	0.20
9	0.0636	3.44	-0.0133	-1.85
10	0.0042	0.22	-0.0066	-0.92
11	0.0174	0.94	-0.0088	-1.22
12	0.0357	1.93	-0.0018	-0.25
13	0.0026	0.14	-0.0109	-1.52
14	0.0238	1.29	0.0068	0.95
15	-0.0021	-0.11	0.0041	0.57
16	0.0090	0.49	0.0047	0.66
17	0.0246	1.33	-0.0010	-0.13
18	-0.0092	-0.50	0.0055	0.76
19	0.0016	0.09	-0.0047	-0.66
20	0.0216	1.19	-0.0145	-2.01
21	0.0332	1.86	-0.0069	-0.96
22	0.0236	1.32	-0.0120	-1.66
결정계수(R^2)		0.24		
F-검정통계량		19.32		

설이 있다. 첫째, 시장포트폴리오에 포함된 기업들은 재무레버리지를 갖기 때문에, 주식대 채권의 상대적 가치의 하락은 주식의

변동성을 증가시킨다.(Christie, 1982) 둘째, 만약 예측가능한 변동성의 증가가 기대현금흐름을 증가시키지는 못하지만 미래 현금흐

름에 대한 주주들의 할인률을 증가시킨다면, 변동성의 예기치 못한 증가가 주가하락을 초래할 것이다.(Poterba & Summers, 1986)

<표 4>는 주가변동성과 시차 주식수익률 및 변동성을 관련시킨 모형인 식 (4)에 대한 추정결과를 담고 있다. 계수 γ_k 는 예기치 못한 주식수익률의 시차변수가 주가변동성에 미치는 영향을 나타낸다. 시차 1에서부터 22까지의 γ_k 의 추정치를 보면 거의 대부분(15개)이 부(-)의 값이고, 22개 시차 전체 계수의 합은 -0.0916이다. 한편, 자기회귀 추정치 ρ_j 의 합은 0.7952이다. 이 회귀모형에 대한 하나의 해석은 변동성이 시차 주식수익률과 관계가 있다는 것이다.

IV. 결 론

1987년 10월의 주가 대폭락 이후, 자본시장의 실무가들과 학자들은 주가결정의 기본요인의 변화가 없이도 주가의 커다란 변동이 얼마든지 일어날 수 있으며, 그런 경우 투자자 및 사회의 富의 평가가치가 엄청나게 하락할 것이고, 궁극적으로 주식시장의 궤멸, 나아가서 국민경제의 파탄을 가져올 수도 있다는 점에 대하여 우려하고 있다. 그런 의미에서 미래의 주식의 기대수익률을 예측하는 것 못지 않게 수익률의 변동성을 예측하는 것이, 개인 투자자의 포트폴리오 결정의 차원에서뿐만 아니라 규제기관의 증권정책 결정의 차원에서도 커다란 중요성을 갖는다.

그러나 주식변동성의 시계열적 속성에 대해서는 만족할 만한 이론적 결론이 아직 나오고 있지 않다. 수익률의 변동성이 비정상적 혹은 확률적이라는 가정은 많은 학자에 의해서 받아들여져 왔다. 주식수익률의 확률분포에 영향을 주는 많은 변수들의 시계열들은 그 자체로 비정상적인 경우가 대부분이며, 이러한 비정상성은 수익률 변동성의 시계열을 확률적으로 움직이게 만든다. 변동성의 시계열 행태에 대한 실증적 연구들도 연구자에 따라 상반된 결과들을 보여왔다.

본 연구에서는 French, Schwert, & Stambaugh(1987), Schwert(1989, 1990)의 연구에 사용된 방법을 이용하여 우리 나라 증권시장에서 주식수익률의 변동성의 특징을 분석하였다. 본 연구에 사용된 모형은 주식시장의 변동성의 시계열 특성에 대한 보다 조직적 분석을 제공한다. 간단히 말하면, 이 모형들은 일별 수익률로부터 자기회귀 및 계절적 영향을 제거함으로써 예기치 못한 수익률을 추정할 수 있게 한다. 그리고 나서 자기회귀 및 계절적 모형에 예기치 못한 수익률의 절대값을 이용하여 주가변동성을 예측하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 식 (1)에 추정에서 22 시차에 대한 자기회귀계수의 합은 0.1382로, 총체적 주식수익률(aggregate stock returns)의 움직임에 대한 지속성은 미약하다고 할 수 있다. 또한 결정계수 R^2 가 단지 0.03에 불과하여 일별주식수익률 변화의 대부분이 이러한 요인들에 의해 설명되지 않음을 나타낸다. 그

리고 주가변동성을 나타내는 식 (2)에 대한 추정결과에 의하면, 자기회귀계수의 추정치는 22개 시차 대부분에 대해서 정(+)의 값이고, 22개의 자기회귀 계수의 합은 0.8008이다. 그리고 시차가 증가할수록 계수가 서서히 감소하는데 이것은 자기회귀모형에 비정상성이 있을 수 있음을 나타낸다. 식 (2)에 내재된 예측모형은 요일의 계절효과가 조정된 절대편차의 22기간 가중평균이다. 따라서, 총체적 주식 변동성의 움직임이 지속하는 경향이 있다. 결정계수 R^2 가 0.22로 높은 편인데, 이것은 일별 주가변동성의 움직임이 주식수익률의 움직임보다 훨씬 예측가능하다는 것을 나타낸다.

둘째, <표 3>에서 보는 바와 같이 δ_k 의 부호가 정인지, 부인지를 명확하게 규정하기 어렵고, δ_k 의 합은 0.0698이다. 따라서 변동성의 증가가 미래 기대수익률을 증가시킨다는 증거는 미약하다.

마지막으로, 주가변동성과 시차 주식수익률 및 변동성을 관련시킨 모형인 식 (4)에 대한 추정결과에 의하면, 예기치 못한 주식수익률의 시차변수가 주가변동성에 미치는 영향을 나타내는 γ_k 의 추정치를 보면 거의 대부분(15개)이 부(-)의 값이고, 22개 시차 전체 계수의 합은 -0.0916이다. 한편, 자기회귀 추정치 ρ_j 의 합은 0.7952이다. 이 회귀모형에 대한 하나의 해석은 변동성이 시차 주식수익률과 관계가 있다는 것이다.

본 연구는 이상의 연구결과를 도출하는데 있어 여러 가지 한계를 극복하지 못하였다. 자료선정이나 기간구분에 있어서의 문제점

및 모형의 예측력 문제나 추정방법상의 문제에 있어 다른 시계열 모형과의 비교·분석이 미흡하였다.

참고 문헌

<국내문헌>

- 구본일, 2000, "한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구", 재무연구. 제19호, pp 129-159
- 김규영, 이상빈, 1989, "한국 주식시장에서 주가예측은 가능한가?" 증권학회지, 제11집, pp. 1-13.
- 박동규, 1992, "시계열분석에 의한 주식수익률 변동성의 예측," 재무관리연구, 제9권 제2호, pp. 343-367.
- 박동규, 1993, "우리나라 주식시장에 있어서의 수익률 변동성의 예측에 관한 연구," 한국증권학회 증권심포지엄, pp. 1-32.
- 변종국, 조정일, 1999, "위험프리미엄과 변동성," 1999년 추계 한국재무학회 발표논문집(II)
- 변종국, 조정일, 2003, "KDSPI 200 주가지수 선물 도입과 주식시장의 비대칭적 변동성", 재무관리연구, 제20권 제1호 PP. 191-212
- 신재정, 정범석, 1993, "주식수익률 분산의 시간변동성에 관한 연구," 재무관리연구, 제10권, pp. 263-301.
- 오현탁, 이현상, 이치송, 2000, "한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에

- 관한 실증연구”, 재무관리연구, 제17권 제1호 PP.45-65
- 이정도, 안영규, 1997, “한국증권시장에서 주식수익률의 시계열상관과 조건주분산,” 증권학회지, pp. 105-138.
- 조 담, 1994, “주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구,” 재무연구, 제7호, pp. 1-32
- <외국문헌>
- Akgiray, V., 1989, “Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns : Evidence and Forecasts,” *Journal of Business*, 62, pp. 55-80.
- Benston, G. S., 1973, “Required Disclosure and Stock Market: An Evaluation of the Securities Exchange Act of 1934,” *American Economic Review*, 63, pp. 132-155.
- Bollerslev, T., 1986, “Generalized Autogressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-328.
- Bollerslev, T., 1987, “A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return,” *Review of Economics and Statistics*, 69, pp. 542-547.
- Bollerslev, T., 1990, “Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates : A Multivariate Generalized ARCH Model,” *The Review of Economics and Statistics*, 72, pp. 498-505.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and J. M. Wooldridge, 1988, “A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, 96, pp. 116-131.
- Campbell, J. Y., and L. Hentschel, 1992, “No News is Good News : An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 31, pp. 281-318.
- Christie, A. A., 1982, “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects,” *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 407-432.
- Davidian, M., and R. J. Carroll, 1987, “Variance Function Estimation,” *Journal of the American Statistical Association*, 82, pp. 1079-1091.
- Engle, R. F., 1982, “Autogressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., and T. Bollerslev, 1986, “Modeling the Persistence of Conditional Variances,” *Econometric Reviews*, 5, pp. 1-50.

- Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. F. Robins, 1987, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, 55, pp. 391-407.
- Fama, E. F., 1976, "Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills," *Journal of Political Economy*, 84, pp. 427-448.
- Fama, E. F., and K. R. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Price," *Journal of Political Economy*, 96, pp. 607-636.
- Fisher, L., 1966, "Some New Stock Market Indexes," *Journal of Business*, 29, pp. 191-225.
- French, K. R., 1980, "Stock Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 55-69.
- French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, 1987, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, pp. 3-30.
- Keim, D. B., and R. F. Stambaugh, 1984, "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns," *Journal of Finance*, 39, pp. 819-835.
- LeRoy, S., and R. Porter, 1981, "The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds," *Econometrica*, 49, pp. 555-574.
- Merton, R. C., 1980, "On Estimating the Expected Return on the market : An Explanatory Investigation," *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 323-361.
- Nelson, D. B., 1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, pp. 347-370.
- Officer, R. R., 1973, "The Variability of the Market Factor of New York Stock Exchange," *Journal of Business*, 46, pp. 434-453.
- Porterba, J. M., and L. H. Summers, 1986, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, 76, pp. 1142-1151.
- Porterba, J. M., and L. H. Summers, 1988, "Mean Reversion in Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 59, pp. 27-59.
- Scholes, M., and J. Williams, 1977, "Estimating Betas from Non-Synchronous Data," *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 309-327.
- Schwert, G. W., 1987, "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 73-103.

- Schwert, G. W., 1989, "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" *Journal of Finance*, 44, pp. 1115-1153.
- Schwert, G. W., 1990, "Stock Volatility and the Crash of '87," *The Review of Financial Studies*, 3, pp. 77-102.
- Shiller, R., "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, 71, pp. 421-436.
- Taylor, S., 1986, "Modelling Financial Time Series," *John Wiley & Sons*.he Effect of Product Typicality on Consumers'

An Empirical Study on the Stock Volatility of the Korean Stock Market

Chul-Yong Park

Abstract

There are several stylized facts concerning stock return volatility. First, it is persistent, so an increase in current volatility lasts for many periods. Second, stock volatility increases after stock prices fall. Third, stock volatility is related to macroeconomic volatility, recessions, and banking crises. On the other hand, there are many competing parametric models to represent conditional heteroskedasticity of stock returns. For this article, I adopt the strategy followed by French, Schwert, and Stambaugh(1987) and Schwert(1989, 1990).

The models in this article provide a more structured analysis of the time-series properties of stock market volatility. Briefly, these models remove autoregressive and seasonal effects from daily returns to estimate unexpected returns. Then the absolute values of the unexpected returns are used in an autoregressive model to predict stock volatility.