

韓國金融市場의 非線型動學과 異例現象*

姜 泰 勳**

논문초록

원/달러 환율과 금리 및 주가 등 주요 금융시계열에 대한 이차적률(second moments)의 비선형동학을 분석하였다. 변동성의 집적현상(volatility clustering), 변동성의 예기치 못한 정보에 대한 비대칭성, 요일효과나 계절효과로 대표되는 이례현상(anomalies) 등에 대해 검토하였다. 변동성의 비대칭성과 이례현상 뿐 아니라 수익률 구조에서의 비대칭성 및 이례현상도 동시에 분석한다.

KOSPI 수익률의 경우 주가와 변동성간의 음의 상관관계를 나타내는 레버리지효과가 있고, 수익률에 있어서는 요일효과가 없었으나 계절효과를 보이고 있으며, 변동성에 있어서는 요일효과가 있는 반면 계절효과는 없었다. 코스닥증권시장의 경우 거래소 시장과는 달리 변동성구조에 레버리지효과는 없는 것으로 나타났다. 이 시기에 코스닥 등록기업들이 차입보다는 지분매각을 통해 막대한 자본을 조달하였기 때문에 레버리지효과가 약했던 것이다. 변동성에서는 요일효과가 있으며, 계절효과가 일별 및 주별 데이터 모두에서 확인되었다.

한편, 금리와 금리 변동성간에는 음의 상관관계가 있으며, 금리수준에서 요일효과는 분명하지 않았으나, 계절효과가 존재함을 보여준다. 금리의 변동성에는 요일효과와 계절효과가 발견된다.

외환시장에서는 변동성과 환율 수준간에 양의 상관관계가 발견된다. 자금부족국가로서는 환율상승시 원리금 상환부담증가로 외환시장이 더욱 불안해지게 된다. 따라서 환율수준과 그 변동성간의 양의 상관관계는 국가경제 차원의 레버리지효과라 할 수 있을 것이다. 환율수준에 있어서는 요일효과가 있는 것으로 보이며, 계절효과도 발견된다. 환율의 변동성도 요일효과와 계절효과를 가지고 있다.

핵심 주제어 : 금융시계열, 변동성, 비대칭성, 이례현상, 레버리지효과
경제학문헌목록 주제분류 : G1

* 본 연구는 2000년도 계명대학교 비사연구기금으로 이루어졌음.

** 계명대학교 정경학부 경제학과 조교수

I. 머리말

지난 10여 년간 우리나라의 금융시스템은 빠른 속도로 자유화와 개방의 과정을 겪었다. 환율제도는 1990년대 이후 시장평균환율제하에서 일일변동폭을 점진적으로 확대하다가 외환위기 이후 전면적인 변동환율제로 전환하였고, 주식시장은 1992년 초에 외국인에게 개방되기 시작한 이래 점진적으로 개방폭이 확대되다가 IMF 관리하에서 일반기업에 대한 외국인 한도제한이 철폐되었고 공공법인은 30%까지 확대되었다. 외환 및 주식시장의 전면적인 개방은 외환시장과 주식시장의 변동성구조에 커다란 영향을 주었을 것으로 보인다. 채권 및 단기금융상품 시장의 경우에도 94년 7월 중소기업 무보증전환사채에 대한 제한적 개방 이후 점차 확대되다가 97년 말에는 모든 채권에 대한 종목별 개인 및 전체 한도가 폐지되었고 단기 금융상품에 대해서도 외국인 투자가 허용되었다.

금융시장의 급격한 규제완화와 개방화는 금융시장의 효율성에는 기여하겠으나, 일시적이든 혹은 장기적이든 시장을 불안정하게 할 가능성도 있다. 1995년의 멕시코사태에서도 보았듯이, 급격한 금융시장 개방은 금융위기를 초래한 사례도 있다. 우리나라의 경우에도 변동환율제의 도입으로 환율의 변동성이 커졌음은 여러 연구에서 밝혀진 바 있다. 금리자유화는 금리리스크의 증가를 의미하므로 실물부문의 안정적인 운영을 저해할 수도 있다. 그리고 채권시장과 주식시장의 전면적인 개방은 채권 및 주식투자가 갖는 강한 투기성에 의해 급격한 자본유출입을 초래함으로써 시장을 교란시킬 수 있다. 이처럼 금융시장의 자유화와 개방은 금융리스크를 증가시킬 가능성이 크므로, 개별기업은 물론이고 금융기관 및 투자기관들은 금융지표의 변동성 증가에 대한 이해를 깊이 하고 위험관리를 체계화해야 할 것이다.

급격하게 진행된 금융시장의 개방과 자유화로 인해 금융시장의 변동성이 더욱 커지면서 금융시장의 불안정성과 관련하여 금융시계열의 변동성이 더욱 중요한 이슈가 되고 있다. 이러한 맥락에서 본고는 주요 금융시계열의 비선형동학적 특성을 분석하고자 한다. 구체적으로는 원/달러 환율과 금리 및 주가에 대한 이차적률(second moments)의 비선형동학을 검토할 것이다.

시장 변동성과 강하게 관련된 것으로 보이는 몇 가지 요소로는 첫째, 변동성간의 양의 자기상관관계가 지적된다. Mandelbrot(1963)이 시장이 상승하든 하락하든, 큰 변동 뒤에는 큰 변동이 따르는 경향이 있고, 작은 변동 뒤에는 작은 변동이 따르

는 경향이 있다고 언급한 바와 같이 가격분포의 분산에는 계열상관(serial dependence) 및 변동성집적현상(volatility clustering)이 있다. 둘째, 변동성의 비대칭반응 현상인 예기치 않은 수익률의 변화와 변동성간의 음의 상관관계가 있다. 주식시장에서는 이러한 현상을 레버리지효과로써 설명 가능하다. Black(1976)은 주가가 하락(상승)할 때 그 수익률의 변동성이 증가(감소)한다고 지적한다. 차입경영을 하는 기업에 있어서 그 주가가 하락(상승)할 때 차입률이 더욱 높아(낮아)지는데, 이러한 레버리지효과가 변동성의 비대칭으로 나타난다. 본고에서는 주식시장 외에 외환시장이나 채권시장에도 이러한 변동성의 비대칭반응 현상이 존재하는지를 실증적으로 검토할 것이다. 셋째, 몇 가지 시장 이례현상들도 변동성에 영향을 미친다. 예컨대, 정보의 집적이 많은 월요일에는 변동성이 더 커진다고 하는 요일효과, 혹은 1년을 주기로 하는 순환적 계절효과 등이 그것이다. 이상과 같은 점들이 규명되지 않는 한 종래의 블랙-숄츠모형에 의한 옵션프리미엄은 구조적인 오차를 면하기 어렵고 종래의 CAPM이나 Riskmetrics (VaR) 모형도 타당성이 적어진다.

이와 같은 변동성과 관련된 몇 가지 현상들을 환율·주가지수·금리 등 주요 금융시계열에 대하여 동일한 모형에 의해 분석하여 비교함으로써 각 시계열의 특성들을 동시에 비교하고자 한다. 금융시장 시계열이 공통적으로 가지는 특성인 변동성의 집적 현상(volatility clustering), 변동성의 예기치 못한 정보에 대한 비대칭성, 요일효과나 계절효과로 대표되는 이례현상(anomalies) 등에 대해 검토할 것이다. 나아가 이러한 변동성의 비대칭성과 이례현상뿐 아니라 수익률 구조에서의 비대칭성 및 이례현상도 동시에 분석한다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. II절에서는 연구의 내용과 선행연구 및 연구방법을 소개하였고, III절에서는 분석모형을 설정하였다. IV절에서는 분석에 필요한 자료의 성격에 대하여, 그리고 V절에서는 주식시장, 외환시장, 그리고 채권시장의 시계열에 대한 분석결과를 보여 준 후, VI절에서 논문내용을 요약하고 연구의 시사점 및 앞으로의 연구방향을 제시하였다.

II. 연구의 내용과 방법

위험과 수익간의 상충관계가 핵심인 금융자산의 가치를 평가하기 위하여 변동성(volatility)이 주목받아 왔다. 자산에 대한 투자자의 수요는 수익률의 기대평균 및 분산의 변동과 연관되어 있다. 이 점이 금융시계열을 분석함에 있어서 분산을 시간과 관계없이 일정한 것(homoskedasticity)으로 가정하는 전통적인 시계열 분석방법보다는 가변분산을 허용하는 조건부 이분산(conditional heteroskedasticity) 모형이 보다 큰 호응을 얻게 하는 이유이다. 이분산성을 무시함으로써 생기는 점근적 효율성의 감소가 적지 않기 때문에, 시간에 따라 변하는 분산구조를 모형화하는 것은 계량경제학적 추론의 측면에서 볼 때 의의가 크다.

본 연구는 금융시계열의 비선형 동학과정을 분석하기 위해 Engle(1982)의 조건부 이분산(autoregressive conditional heteroskedasticity; ARCH) 모형을 분석 기법의 출발점으로 삼았다. 십 수년 전까지만 해도 계량경제학에서는 금융시계열 분석의 초점을 일차 적률(first moment)에 두었다. 고차의 적률에서 발견되는 기간간 종속성은 부차적인 것으로 취급되었다. 그런데 현대 경제학 이론에서 고려 대상으로 하는 리스크와 불확실성의 중요성에 대한 인식이 높아지면서 시간에 따라 변하는 분산과 공분산을 모형화하려는 기법을 개발할 필요성이 커졌다. 고차의 적률이 가지는 구조동학적 측면을 고려하는 ARCH 모형은 그래서 중요한 의의를 가진다. ARCH 모형의 주안점은 2차 혹은 그 이상에서의 조건부와 비조건부 적률의 구별이다.

Bollerslev(1986)의 GARCH 모형이 ARCH 모형을 일반화하면서 시계열의 자기상관 및 변동성의 집적 현상을 보다 효과적으로 설명하고 있다. 나아가 예기치 않은 정보와 변동성간의 비대칭적인 대응관계는 변동성의 비대칭성을 고려한 Nelson(1991)의 EGARCH 모형이나 Santana(1995)의 GQARCH 모형 혹은 Glosten et al.(1993)의 GARCH-GJR 및 Zakoian(1990)의 TARCH 모형 등에 의해 잘 설명될 수 있다. 본고에서는 변동성 구조에서의 충격에 대한 비대칭적인 반응을 파악하기 위하여 조건부 분산구조를 비선형으로 바꾸는 Nelson(1991)의 EGARCH 모형을 사용할 것이다.¹⁾

1) Kang(1998) 및 강태훈(2000)에 의하면 EGARCH 모형이나 GQARCH 모형, GARCH-GJR, 혹은 TARCH 등 여러 형태의 모형들을 비교하였으나, 그 설명력의 차이가 통계적으로 유의한 수준이라 하여도, 실제 forecasting에 적용할 때 결정적인 차이점을 초래한다고 단정하기 어

1960년대 후반부터 주가가 과연 효율적으로 움직이는가에 대한 관심이 커지면서 자본시장의 효율성을 기각하는 다양한 이례현상에 대한 연구가 이루어졌다. 이례현상이란 '자산의 가격에 이론으로 설명되지 못하는 부분이 체계적이고 지속적으로 나타나는 현상'이라고 정의된다. 요일효과에 관한 대표적인 연구로는 French (1980)와 Gibbons and Hess (1981)를 들 수 있다. French는 S&P 포트폴리오의 일별 수익률에 대하여 음(-)의 월요일효과(Monday effects)가 있음을 보여주었다. Gibbons and Hess는 주식과 단기재정증권(Treasury bills)에서의 수익률 및 변동성에 대한 요일효과를 검정하였다. 주식시장에서는 수익률과 변동성 모두에서 요일효과가 확인되었으나, 재정증권에 있어서는 수익률에만 요일효과가 있을 뿐, 변동성에는 요일효과가 없음을 보고하고 있다.

계절성에 대한 연구로는 주식수익률의 계절성에 대하여 Wachtel (1942)이 제기한 이후, Officer (1975)가 오스트레일리아 시장에서, Rozeff and Kinney (1976)가 미국시장에서 주식시장의 정월효과를 발견하였다. 계절성에 관한 일련의 연구들은 월별 수익률을 비교하여 연초에 주가 상승률이 다른 달의 경우보다 높다고 하는 정월효과를 주로 다루고 있다.

본고에서는 EGARCH 모형을 변형하여 수익률과 조건부 분산에서 요일효과와 계절효과도 검토하고자 한다. 기존의 연구는 주로 변동성에서의 오차의 비대칭적인 대응에 초점을 맞추고 있으나, 본 연구에서는 수익분포에서의 비대칭성도 모형화한다. Tong and Lim (1980)의 Threshold Autoregressive 모형을 이용하여 수익률의 가격상승과 가격하락 시의 비대칭반응효과를 살펴보고, 나아가 수익률의 요일효과와 계절효과도 검토한다.

우리나라의 경우 김종선 (1997), 송옥헌 (1997), 이우리·김기홍 (1994), 김명기·문소상 (1998) 등이 환율의 변동성에 관한 분석을 한 바 있다. 특히 성범용·김기석 (2000)은 뉴스충격반응곡선을 도출하여 환율변동성에 비대칭효과 및 레버리지효과가 존재함을 보여주었다. 주가의 변동성에 관해서는 레버리지효과를 검토한 구맹희·이윤선 (1998), 변동성의 비대칭성을 보여주는 오현탁 외 (2000), KOSPI 200 지수의 비선형동학적 특성을 보여준 강태훈 (2000) 등이 있다. 윤영섭 외 (1994)는

렸다. 본고에서는 정확한 예측을 목적으로 한 것이 아니고 단지 변동성의 비선형동학적 특성을 검토하는 것이므로, 그러한 특성을 고루 설명할 수 있는 모형으로서 EGARCH 모형을 선택하였다.

일별 종합주가지수, 분 단위 종합주가지수 및 개별종목의 일 중 거래가격 등을 이용하여 요일효과를 분석하였는데, 1980년~1992년의 13년 동안의 평균수익률에서 월요일에 음(-)의 수익률과 토요일에 가장 높은 수익률을 확인하고 있다.

Ⅲ. 분석모형 및 검정 가설

그 동안 데이터의 비정규분포적 특성을 모형화하기 위하여 많은 통계분포 모형들이 검토되었으나,²⁾ 이러한 모형들은 데이터의 선형 또는 비선형 종속성을 무시하고 있다. 게다가 이들 모형은 데이터의 中高厚尾(leptokurtic)한 특징을 포착하는데 중점을 두고 있다.

한편, GARCH 모형은 자산 수익률의 가변 변동성을 잘 반영하고 있지만, 양(+)의 잔차나 음(-)의 잔차에 대한 분산의 비대칭적인 대응을 무시하고 있으며, 분산 방정식에서의 파라미터들이 비부(non-negative)의 값을 가질 것을 전제하고 있다. Nelson이 소개한 EGARCH 모형은 이러한 점들을 극복하고 있으며, LeBaron (1989)은 GARCH 모형보다는 EGARCH 모형이 주별, 월별 주가지수의 분포를 더 잘 설명하고 있다고 보고하였다.

ARCH류의 모형은 잘 알려진 시장 이례현상(market anomalies)인 요일효과와 평균방정식과 분산방정식에서의 계절성 등에 대해서도 적용될 수 있다. 요일효과에 대해서는 요일별 더미변수를 이용할 것이고, 계절효과에 대해서는 시계열 자료에 계절적으로 존재하는 주기적인 순환패턴을 찾아내기 위하여 스펙트럴분석(spectral analysis)을 이용한다.³⁾

GARCH 과정에서는 선물가격의 수익률, Y_t 를 다음과 같은 확률과정(stochastic process)으로 나타낸다.

$$Y_t = f(I_{t-1}; \theta) + \varepsilon_t \quad (1)$$

2) 예컨대 Mandelbrot (1963) 이나 Fama (1965)의 대칭형의 안정적 파레토분포, Blattberg and Gonedes (1974)의 t-분포, Kon (1984)의 복수 정규분포의 합성, Akgiray and Booth (1988)의 확산-점프 프로세스의 합성 등이 그것이다.

3) 스펙트럴분석에 대해서는 Granger and Newbold (1986), Hamilton (1994), 이종원 (1996) 등을 참조. 이에 대한 적용례로서는 Kang and Brorsen (1995) 참조.

여기서 $f(I_{t-1}; \theta)$ 는 $t-1$ 기까지의 정보의 함수, θ 는 파라미터 벡터이며, 잔차 ε_t 는 이산형 확률과정을 가진다.

$$\varepsilon_t = z_t h_t \quad (2)$$

여기서 z_t 는 $E(z_t) = 0$ 이고 $Var(z_t) = 1$ 인 *i.i.d.* 정규분포를 가지는 확률변수이다. 그러므로 h_t^2 는 ε_t 의 가변분산(time-varying variance)이다. GARCH(p, q)는

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2 \quad (3)$$

식 (1)을 평균식, 식 (2)를 분산식이라 하자. h_t^2 는 ε_t 의 조건부 분산이기 때문에 음의 값을 가지지 않는다. GARCH 모형은 h_t^2 이 양의 확률변수의 선형함수가 되게 함으로써 이러한 비부의 조건을 만족시킨다. 한편, EGARCH 모형은 식 (3)에서 h_t^2 를 $\ln(h_t^2)$ 로 대체함으로써 비부의 조건을 만족시킨다. 예컨대, 조건부 분산에 제1기의 시차가 있는 EGARCH(1, 0) 모형은

$$\ln(h_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \ln(h_{t-1}^2) + g(Z) \quad (4)$$

단, $g(Z) = \eta Z + \varphi(|Z| - E(|Z|))$, $Z = \varepsilon_{t-1}/h_{t-1}$

와 같이 나타낼 수 있다. $0 < Z < \infty$ 의 범위에서는 $\ln(h_{t-1}^2)$ 가 Z 와 선형관계에 있으며, 그 기울기는 $\eta + \varphi$ 이고, $-\infty < Z < 0$ 의 범위에 있을 때는 기울기가 $\eta - \varphi$ 인 선형관계에 있게 된다. 따라서 $\eta = 0$ 이면 $\ln(h_t^2)$ 는 Z 에 대칭적으로 반응하나, $\eta \neq 0$ 이면 $\ln(h_t^2)$ 가 비대칭적으로 반응하게 된다. 투자시장에서는 공매(空賣)의 제약, 정보의 불균형, 투자자 선호의 차이, 투자심리 등 때문에 가격의 등락에 대한 반응이 다를 수 있다.

Asymmetric GARCH 모형에서 평균방정식은 Tong & Lim(1980)의 Threshold Autoregressive model의 특수형태이다. 평균방정식에서의 비대칭 모형은 독립변수

중 과거의 가격변동률을 상승분과 하락분으로 나누어 추정함으로써 얻을 수 있다. 즉 과거 수익률 Y_t 를 다음과 같이 나눈다:

$$YP_t = \begin{cases} Y_t, & \text{if } Y_t \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$YN_t = \begin{cases} Y_t, & \text{if } Y_t < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

여기서 Y_t 는 t 기의 일별 수익변화율(예컨대 t 기의 가격이 P_t , $t-1$ 기의 가격이 P_{t-1} 이라면, t 기의 일별 수익률은 $Y_t = \ln(P_t/P_{t-1})$)이다. 변동성의 비대칭 뿐 아니라, 수익률이 비대칭성도 고려한 EGARCH 모형에서 요일효과와 계절효과가 추가된 평균방정식과 분산방정식은,

$$\begin{aligned} Y_t = & a_0 + \sum_{i=1}^m \delta_i YP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \omega_i YN_{t-i} + a_1 D_{MON} + a_2 D_{TUE} + \\ & a_3 D_{WED} + a_4 D_{THU} + a_5 D_{FRI} + a_6 \sin(2\pi K/W_1) + a_7 \cos(2\pi K/W_1) + \\ & a_8 \sin(2\pi K/W_2) + a_9 \cos(2\pi K/W_2) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \ln(h_t^2) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(h_{t-1}^2) + g(Z) + b_1 D_{MON} + b_2 D_{TUE} + b_3 D_{WED} + \\ & b_4 D_{THU} + b_5 D_{FRI} + b_6 \sin(2\pi K/W_1) + b_7 \cos(2\pi K/W_1) + \\ & b_8 \sin(2\pi K/W_2) + b_9 \cos(2\pi K/W_2) \end{aligned} \quad (6)$$

δ_i 와 ω_i 는 각기 i 번째의 수익률 상승분과 하락분의 순효과를 나타내며, m 은 모형추정에서 사용될 수익률의 과거기간의 길이이다. 평균방정식에서 사용될 과거 수익률의 길이는 Schwarz의 선별조건⁴⁾에 의해 결정된다. D 는 요일을 나타내는 더미변수로서, 월요일이면 $D_{MON}=1$ 이고, 그 외에는 0, 화요일이면 $D_{TUE}=1$ 이고, 그 외에는 0, 수요일이면 $D_{WED}=1$ 이고, 그 외에는 0, 목요일이면 $D_{THU}=1$ 이

4) Schwarz의 선별조건은 $SC(m) = \ln(SSE_m) + Q_m * \ln(T)/T$ 에 의해 주어진다. 여기서 m 은 과거수익률의 길이, SSE_m 은 잔차제곱, Q_m 은 파라미터의 수, 그리고 T 는 관측치의 수이다. SC 를 최소화하는 m 의 값이 모형에서 추정될 수익률의 과거기간의 길이이다.

고, 그 외에는 0이고, 금요일이면 $D_{FRI}=1$ 이고, 그 외에는 0이다. SIN 과 COS 는 sine, cosine함수를 의미하며, π 는 3.14159... 이다. 일별수익률에 대한 추정할 경우 K 는 특정 해의 연 영업일(1월1일로부터 경과한 영업일 수)이다. sine, cosine함수 안에 있는 분모숫자는 영업일 수의 주기를 나타내는 것으로서, W_1 은 365일로 1년 주기를 W_2 는 182일로 반년 주기를 의미한다. 한편, 주별수익률에 대하여 추정할 경우, K 는 일년 중 몇 번째 주에 해당되는가를 나타내며, 이 때 W_1 의 값은 52로 1년 주기를 의미하고 W_2 는 26으로 반년 주기를 의미한다.

비대칭성에 대한 가설검정은 두 가지 방법에 의해 시행되었는데, 하나는 식 (7)에서와 같이 과거의 가격변화 중 상승분의 총효과와 하락분의 총효과가 같은가 여부를 테스트하는 것이고,

$$H_0 : \sum_{i=1}^m \delta_i = \sum_{i=1}^m \omega_i \quad (7)$$

$H_1 : H_0$ 은 진실이 아니다.

다른 하나는 아래 식에서와 같이 과거가격변화 중 가격상승과 가격하락에 대한 반응속도를 테스트하는 것이다.

$$H_0 : \delta_i = \omega_i \quad \forall i \quad (8)$$

$H_1 : H_0$ 은 진실이 아니다.

(7)과 (8)의 가설검정에 대해서는 Wald-F 통계량을 사용한다. 분포의 왜도(skewness)를 추정하는 파라미터 (η)는 EGARCH 모형의 분산방정식에서의 비대칭성을 검증하는 데 사용된다. 그리고 요일효과 및 계절효과에 대한 가설검정도 각기 Wald테스트를 사용하였다.

IV. 분석자료

주식시장을 분석하기 위해서 KOSPI와 코스닥지수를 사용하였다. KOSPI는 1990년 1월초부터 2000년 10월까지의 데이터를 사용하였고, 코스닥종합지수는 지수가 발표되기 시작한 1997년 1월초 이후의 데이터를 사용하였다. 환율 데이터는 1990년초 이후의 원/달러 환율을 사용하였다. 금리 데이터로는 1990년 이후의 3년 만기 회사채수익률을 사용하였으며, 국채시장이 활성화되어 3년 만기 국채수익률이 지표수익률로 자리잡기 시작한 1998년 11월 이후에는 회사채수익률 대신에 3년 만기 국채수익률을 사용하였다. 분석기간 중에 외환위기 기간이 포함되어 있는데, 외환위기가 금융시장에 미친 영향력이 자료의 분석에 왜곡을 줄 수도 있으므로 외환위기 기간을 제외한 데이터만으로 추정한 결과를 제시하여 비교할 수 있도록 하였다. 단, 외환위기 기간은 위기로 인해 금융시장의 불안정이 심화되기 시작한 1997년 11월초부터 금융시장이 어느 정도 진정되기 시작한 1998년 2월말까지로 보았다. 주가 지수와 환율 데이터에 대해서는 자연대수의 1차 차분을 취하여 사용하였고, 금리 데이터는 단순 1차차분을 이용하였다.

사용되는 데이터의 수익률 계산기간에 따라서도 결과가 달라질 수 있으므로, 본고에서는 일별수익률과 함께 주별수익률에 대하여도 각기 모형을 추정하여 결과를 비교하였다. 주별 데이터는 매주 수요일의 실적치를 이용하였는데, 수요일이 공휴일인 경우는 다음 영업일 실적을 사용하였으며, 연휴가 길어 익영업일이 전영업일보다 멀 경우에는 직전 영업일의 실적치를 사용하였다.

V. 추정결과

1. KOSPI(종합주가지수)에 대한 결과

KOSPI에 대한 모형추정결과는 <표 1>에 정리되어 있다. 분산식에서는 전기의 조건부분산에 대한 계수(β_1)를 포함하여 전기의 오차항의 변동에 대한 계수인 η 및 ϕ 값 모두 통계적으로 0과 다르다. 조건부 분산의 계수 (β_1)가 통계적으로 유의

〈표 1〉 KOSPI에 대한 추정결과

변수	일별 데이터				주별 데이터			
	전체기간		외환위기 제외		전체기간		외환위기 제외	
	평균식				평균식			
	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치
α_0	-0.0970	-0.6280	-0.0974	-1.6532	-0.4787	-2.0563	-0.3157	-1.4789
lag1+	0.0556	1.6748	0.0502	1.4948	0.0894	1.2248	-0.0147	-0.2675
lag1-	0.1713*	4.6606	0.1675*	4.4516	-0.1916*	-2.1784	-0.1333	-1.7642
lag2+	0.0070	0.2301	0.0059	0.1933				
lag2-	-0.1448*	-4.2445	-0.1310*	-3.7703				
lag3+	0.0455	1.4381	0.0566	1.7696				
lag3-	0.0409	1.1980	0.0331	0.9482				
lag4+	0.0091	0.2803	0.0125	0.3834				
lag4-	-0.0520	-1.4933	-0.0446	-1.2703				
Mon	0.0570	0.7788	0.0589	0.8150				
Tue	-0.0266	-0.3708	-0.0253	-0.3573				
Wed	0.0581	0.8230	0.0650	0.9325				
Thu	-0.0152	-0.2194	-0.0159	-0.2325				
Fri	0.0618	0.8660	0.0612	0.8716				
Sin1	-0.0043	-0.1582	-0.0050	-0.1819	-0.2870	-1.3189	-0.1607	-0.7210
Cos1	-0.0181	-0.6360	-0.0133	-0.4711	-0.2144	-0.9731	-0.0603	-0.2712
Sin2	-0.0217	-0.8243	-0.0220	-0.8183	-0.2355	-1.1547	-0.2567	-1.2192
Cos2	-0.0783*	-2.6772	-0.0771*	-2.6474	-0.4045	-1.8971	-0.2099	-0.9592
분산식					분산식			
β_0	-0.5097*	-10.4189	-0.5837*	-10.638	-0.0926*	-2.4281	-0.0099	-0.6326
β_1	0.9669*	199.1449	0.9570*	158.79	0.9764*	80.825	0.9966*	386.90
η	-0.0502*	-4.5189	-0.0526*	-4.4927	-0.0535*	-2.4257	-0.0555*	-4.5244
φ	0.2815*	13.7127	0.2941*	13.705	0.2018*	3.9179	0.0256	1.3295
Mon	0.7732*	8.7995	0.8828*	9.3111				
Tue	0.0614	0.7512	0.1397	1.5964				
Wed	0.3819*	4.7704	0.4469*	5.3798				
Thu	0.2528*	3.2511	0.3251*	3.8464				
Fri	0.3711*	4.5736	0.4466*	5.0424				
Sin1	-0.0097*	-1.9268	-0.0116*	-2.0830	-0.0355	-2.5056	-0.0289	-2.7317
Cos1	0.0038	0.7144	0.0012	0.2135	-0.0043	-0.3358	-0.0180	-1.4506
Sin2	-0.0032	-0.6170	-0.0035	-0.6049	-0.0266	-1.0045	-0.0081	-0.3684
Cos2	0.0001	0.0179	-0.0015	-0.2652	-0.0068	-0.3229	-0.0440	-2.0825

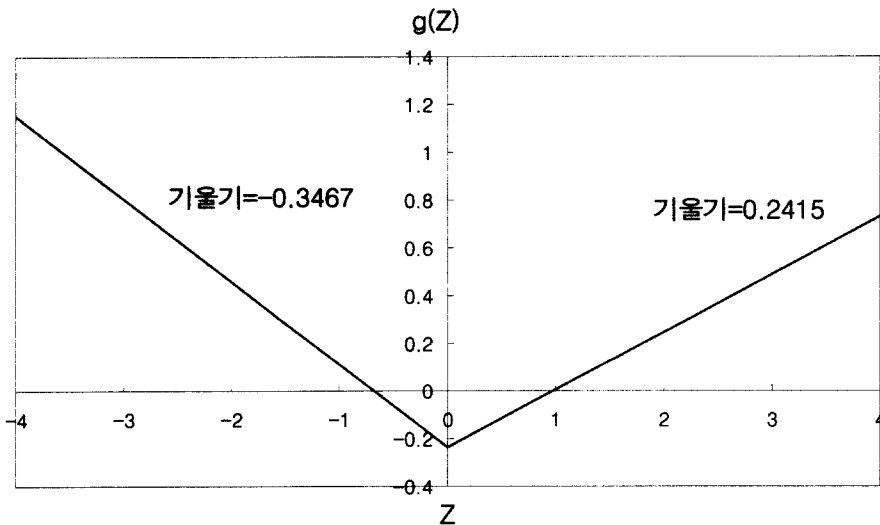
* 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

일별 수익률의 경우 평균식의 시차변수가 네 개일 때, 그리고 주별 수익률의 경우 한 개일 때, Schwarz Criterion이 최소화됨.

하다는 것은 과거의 변동성의 크기가 지속적으로 현재의 변동성에 영향을 준다는 것을 의미한다. 즉, KOSPI 수익률의 변동성이 시기에 따라 다르다는 것을 말해준다. 한편, 외환위기 기간을 제외한 경우, 이 계수의 값이 전체기간의 경우보다 작은 것으로 나타났다. 따라서 외환위기의 충격은 예기치 않은 정보의 시장반영속도를 더 느려지게 하였음을 의미한다.

또한 η 가 통계적으로 0과 달라 변동성이 비대칭적임을 보여준다. η 가 음(-)의 값을 가지므로 KOSPI 수익률에 있어서는 예기치 못한 주가의 상승 때보다 예기치 못한 주가하락 때 수익률의 변동성이 더 크다. 즉, 우리나라 주식시장에도 예기치 못한 주가변동과 변동성간에는 음의 상관관계가 존재함을 알 수 있다. 수익률의 상승과 하락이 조건부분산의 크기에 미치는 각각의 영향을 <그림 1>이 보여주며, 그것들이 서로 비대칭적임을 알 수 있다. 외환위기 기간을 제외한 주별 데이터도 비대칭성을 보여준다.

<그림 1> KOSPI의 레버리지효과



주: $g(Z)$ 는 식 (4)의 정의에 따라 계산되었음.

<표 2>에 의하면, 수익률 수준의 비대칭성에 대한 두 종류의 가설검정 중, 수익률하락의 총효과와 상승의 총효과간에는 차이가 없으므로, 수익률에 있어서 과거의

〈표 2〉 KOSPI 수익률에 대한 가설검정

검정가설			일별 수익률				주별 수익률			
			전체기간		외환위기제외		전체기간		외환위기제외	
			F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값
수익률	비대칭	총효과	1.57	0.2093	1.41	0.2354	4.31*	0.0383	1.27	0.2612
		조정속도	3.19**	0.0125	2.84**	0.0231				
	계절효과	요일효과	0.65	0.6607	0.69	0.6269				
		계절효과	2.03*	0.0876	1.96*	0.0980	1.69	0.1513	0.76	0.5543
변동성	요일효과		16.32***	0.0000	18.12***	0.0000				
	계절효과		1.08	0.3642	1.16	0.3282	1.98*	0.0963	4.17***	0.0025

* 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

** 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

*** 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

가격하락이 현재의 수익률에 미치는 효과나 과거의 가격상승이 현재의 수익률에 미치는 효과의 크기에 차이가 없다. 그러나 각 시차별 하락속도와 상승속도간에는 차이가 있음을 발견하게 된다. 〈표 1〉을 보면, 과거의 가격상승은 현재의 수익률에 대하여 일관되게 양(+)의 효과를 주지만 크기도 작고 통계적으로 유의하지는 않다. 그런데 전일의 가격하락과 전전일의 가격하락이 통계적으로 유의한 크기의 영향을 주되 그 방향이 서로 반대인 점으로 보아, 과거의 가격하락은 금일의 수익률에 대하여 큰 폭의 변화를 주되 방향성은 없어 보인다. 따라서 과거의 가격상승은 현재의 수익률에 큰 영향을 주지 못하지만 가격하락은 현재의 수익률이 큰 폭으로 등락하게 하는 요인이 됨을 알 수 있다. 변동성이 예기치 못한 가격변동과 음의 관계에 있다고 하는 변동성의 비대칭효과를 간접적으로 뒷받침해 준다.

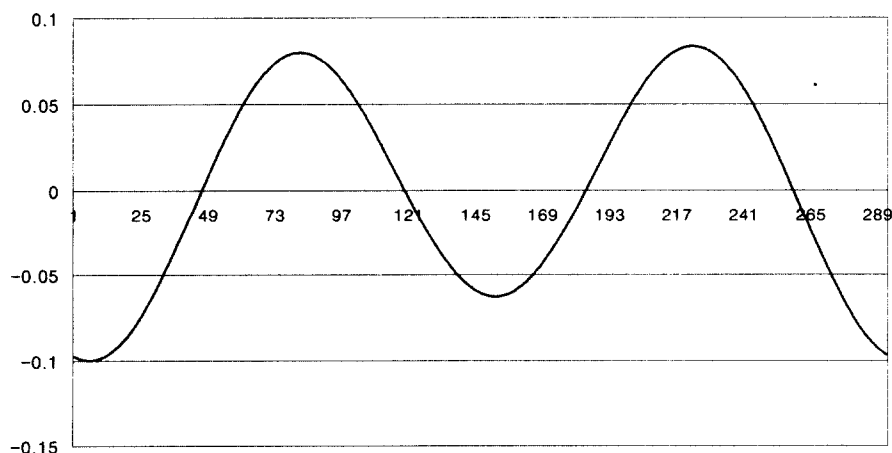
한편, 〈표 2〉에서 보듯이 요일효과에 대한 기존의 연구와는 달리 1990이후 10년간의 종합주가지수에 있어서 수익률 수준에는 요일효과가 없다. 하지만 변동성에는 요일효과가 있는 것으로 나타났는데, 월요일의 변동성이 다른 요일에 비하여 크고 화요일의 경우 다른 요일에 비하여 상대적으로 가격움직임이 적다. 월요일에 변동성이 상대적으로 큰 것은 주말동안에 발생하는 정보량이 다른 날에 비하여 많기 때문일 것이다.

〈표 2〉에서 계절효과를 살펴보면, 수익률 수준에는 10% 유의수준에서 계절효과가 있으나, 변동성에는 계절효과가 없는 것으로 나타났다. 일별수익률의 계절효과를 보여주는 것이 〈그림 2〉이다. 일별 KOSPI 수익률은 연초부터 오르기 시작하여 4월초와 9월에 두 번의 피크를 보이고 6월말에 최저를 기록하고 있다.

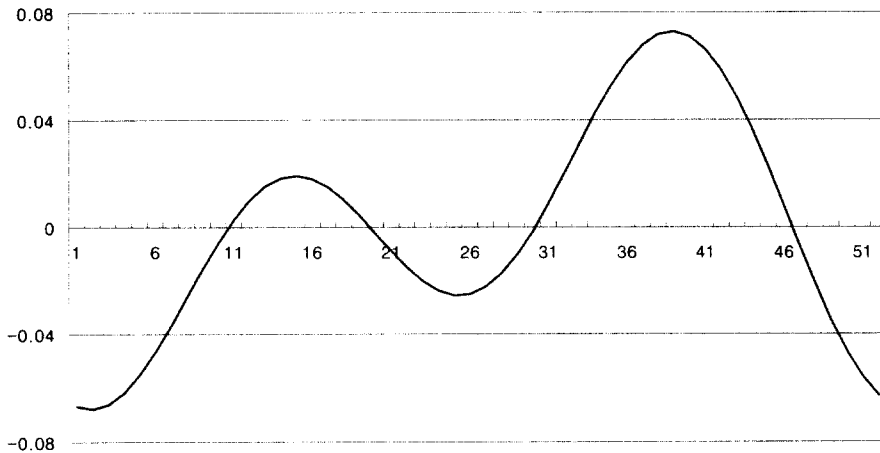
외환위기 기간을 제외한 것에 대한 추정결과는 전체기간에 대한 추정결과와 큰 차이가 없다. 가설검정결과도 앞의 결과도 동일하다. 수익률 하락속도와 상승속도가 유의적으로 다르며, 변동성에 요일효과가 있음을 보여준다. 10% 유의수준에서 수익률의 계절효과가 발견된다.

주별 데이터를 이용한 분석에서는 수익률 수준과 변동성에서 모두 비대칭성이 발견되었다. 수익률 수준에는 계절효과가 없으나 변동성에는 계절효과가 존재한다. 특히 외환위기 기간을 제외하였을 때 변동성의 계절효과가 더욱 두드러진다. 주별 데이터를 이용하여 변동성의 계절성을 살펴보면, 〈그림 3〉에서 보듯이, 4월초에 작은 피크가 있고, 8월에 변동성이 가장 커지는 계절성을 보이고 있다. 〈그림 2〉에 의하면, 수익률이 4월초와 9월에 피크를 보이면서 방향이 바뀌고 있는데, 이처럼 주가의 방향이 전환되는 시기에 변동성이 커짐을 〈그림 3〉에서 확인할 수 있다.

〈그림 2〉 일별 KOSPI 수익률의 계절효과



〈그림 3〉 주별 KOSPI 변동성의 계절효과(외환위기 제외)



2. KOSDAQ 지수에 대한 결과

코스닥지수에 대한 추정결과가 <표 3>에 요약되어 있다. 변동성의 비대칭성 여부를 식별하게 하는 η 가 양의 값을 가지고 있다. 그러나 외환위기 기간을 제외하는 경우 η 가 음의 값을 가지지만 통계적 유의성은 없다. 따라서 코스닥지수에는 증권거래소의 KOSPI와는 달리 레버리지효과가 발견되지 않는다. 주별 데이터를 이용하여 추정한 것에서도 동일한 결과를 보이고 있다. 레버리지효과는 기업의 차입경영과 관련이 있는데, 분석기간 중의 코스닥시장은 대세상승기로 대부분의 코스닥 기업들이 차입경영보다는 주식공개를 통한 대규모 자금조달에 의존하였기 때문으로 사료된다. 따라서 코스닥시장에서의 결과는 차입경영이 정착되지 않은 경우, Black(1976)이 지적한 레버리지효과가 적용되지 않을 수도 있음을 보여준다.

코스닥지수 수익률의 비대칭성에대한 가설검정 결과를 보면, <표 4>에서 보듯이, 상승효과와 하락효과가 통계적으로 서로 다르지 않아 비대칭성이 발견되지 않는다. 한편, 전체기간에서는 요일효과와 계절효과가 있는 것으로 나타나지만, 외환위기 기간을 제외한 경우 두 효과 모두 유의적이지 못하다. 따라서 코스닥 수익률에는 요일효과나 계절효과가 있다고 단정하기 어렵다.

<표 4>에서 코스닥지수의 변동성에는 요일효과가 전체기간에는 없지만, 외환위기 기간을 제외한 자료에서는 요일효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 요

〈표 3〉 코스닥 지수에 대한 추정결과

변수	일별 데이터				주별 데이터			
	전체기간		외환위기제외		전체기간		외환위기제외	
	평균식				평균식			
	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치
α_0	0.0279	0.3581	0.1004	1.2957	-0.3274	-0.9561	-0.0039	-0.0105
lag1+	0.2216*	4.3717	0.1671*	3.2637	0.1815	1.4566	0.1270	1.0233
lag1-	0.1787*	3.8995	0.1703*	3.3099	0.0845	0.6616	-0.0110	-0.0830
Mon	-0.2787*	-2.5716	-0.1928	-1.8415				
Tue	-0.2108*	-1.9548	-0.1105	-1.1041				
Wed	-0.1427	-1.4440	-0.1571	-1.5407				
Thu	0.0104	0.0969	-0.0395	-0.3769				
Sin1	0.1876*	3.9306	0.0448	0.8915	0.6160	1.8291	0.4487	1.2769
Cos1	-0.0711	-1.3025	0.0323	0.4896	-0.0426	-0.1214	0.4968	1.0321
Sin2	0.0439	0.8349	-0.0783	-1.5127	-0.1097	-0.2942	-0.6047	-1.6090
Cos2	-0.0537	-1.0516	0.0250	0.4247	0.0181	0.0511	0.3910	0.8935
분산식					분산식			
β_0	0.0370	1.2279	-0.2832*	-3.4876	0.1011*	3.5031	0.1382*	5.4759
β_1	1.0024*	551.95	0.9873*	210.36	0.9948*	187.48	0.9933*	132.71
η	0.0305*	3.4844	-0.0073	-0.5029	0.0800*	2.3836	0.0855*	1.9847
φ	0.0003	0.0642	0.1148*	4.3852	-0.0829*	-4.1233	-0.1162*	-50.784
Mon	-0.0034	-0.0284	0.4742*	2.9621				
Tue	-0.0923	-1.1083	0.1887	1.3430				
Wed	-0.0331	-0.3254	0.2878	1.9139				
Thu	-0.0697	-0.7775	0.1916	1.1670				
Sin1	-0.0052*	-2.3669	-0.0123*	-2.9938	0.0044	0.1791	0.0135	0.4913
Cos1	0.0038	1.8231	0.0043	0.9417	0.0465*	1.9442	0.0555	1.8379
Sin2	-0.0100*	-2.6345	-0.0169*	-2.8595	-0.0358	-0.7320	-0.0264	-0.4973
Cos2	-0.0189*	-5.0286	-0.0218*	-4.0404	-0.0806*	-1.9355	-0.0591	-1.5329

* 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

일별 및 주별 수익률 경우 평균식의 시차변수가 한 개일 때 Schwarz Criterion이 최소화됨.

일별 특징에 대해 <표 3>을 보면, 특히 월요일의 변동성이 다른 요일에 비하여 상대적으로 큰 것으로 나타나 3일간의 상대적으로 긴 휴장기간 동안의 정보가 반영됨에 따라 시장의 움직임이 더욱 활발함을 보여준다.

다시 <표 4>에서 계절효과를 보면, 일별 자료에서는 수익률 수준과 변동성에서 모두 발견되며, 주별 자료에서는 변동성에만 계절효과가 있다. <그림 4>는 전체기간에서의 일별 수익률의 계절효과를 보여준다. 코스닥지수의 경우 연초부터 상승하기 시작하여 4월에 가장 높은 수익률을 보이다가 이후 꾸준히 하락하여 11월에 가장 낮은 수익률을 보이는 패턴을 가지고 있다. 연초 랠리는 두드러지게 나타나지만, KOSPI에서와 같은 섬머랙리효과는 없어 보인다. <그림 5>는 전체기간에서의 일별 코스닥지수 변동성의 계절효과를 보여준다. 4월에 첫 번째 피크를 보이고, 10월에는 변동성이 가장 커진다. 그리고 1월과 7월에는 변동성이 가장 작다. 코스닥지수의 계절효과는 KOSPI의 계절효과와 유사한 패턴을 보인다.

<표 4> 코스닥지수 수익률에 대한 가설검정

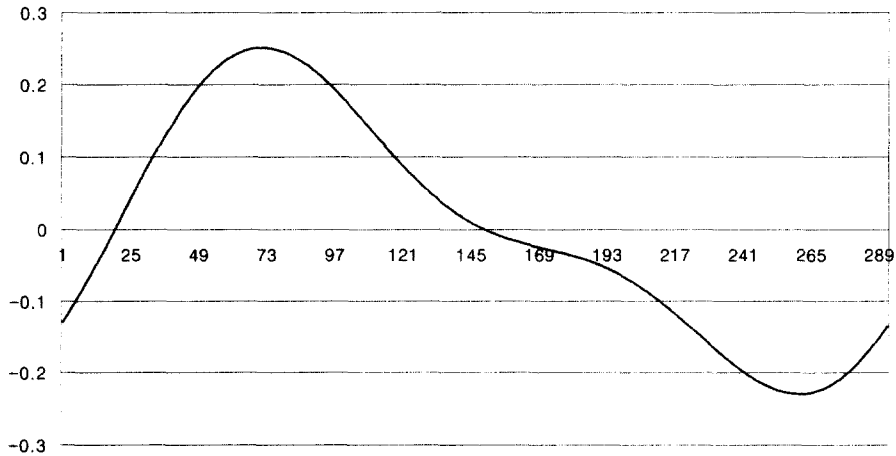
검정가설		일별 수익률				주별 수익률			
		전체기간		외환위기제외		전체기간		외환위기제외	
		F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값
수익률	비대칭성	0.32	0.5733	0.00	0.9691	0.24	0.6239	0.48	0.4874
	요일효과	2.81**	0.0245	1.19	0.3124				
	계절효과	4.23***	0.0021	1.17	0.3215	1.00	0.4071	1.43	0.2251
변동성	요일효과	0.77	0.5446	2.47**	0.0435				
	계절효과	12.17***	0.0000	8.63***	0.0000	3.71***	0.0063	3.00**	0.0202

* 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

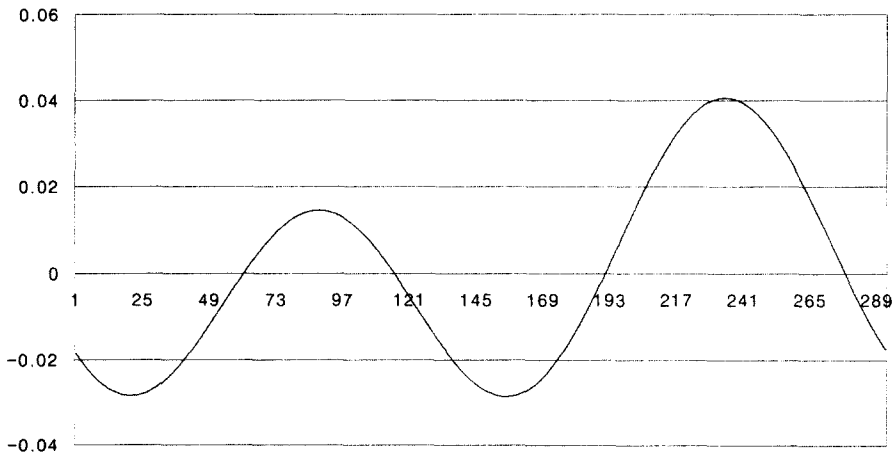
** 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

*** 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈그림 4〉 코스닥 일별 수익률의 계절효과



〈그림 5〉 코스닥 일별 수익률 변동성의 계절효과



3. 금리에 대한 결과

3년 만기 지표금리 시계열의 변동성구조를 보면, 우선 일별 데이터에 대해서는 전체기간에서 변동성의 비대칭성이 없는 것으로 추정되었으나, 외환위기를 제외한 기간에서는 η 가 통계적으로 유의적인 음의 값을 가지므로 금리수준과 금리의 변동

〈표 5〉 금리에 대한 추정결과

변수	일별 데이터				주별 데이터			
	전체기간		외환위기제외		전체기간		외환위기제외	
	평 균 식							
	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치	추정계수	t 통계치
α_0	-0.0013	-0.7583	-0.0008	-0.4368	0.0182	1.4361	0.0059	0.3295
lag1+	0.1906*	6.8616	0.2108	7.1810	0.1100	1.1922	0.0312	0.3319
lag1-	0.4211*	15.162	0.4167	14.645	0.1422	1.6442	0.2634*	2.8314
lag2+	0.0676*	2.1795	0.0756	2.5293	-0.0032	-0.0376	-0.0203	-0.2178
lag2-	-0.0285	-0.9775	-0.0302	-1.0049	0.1502*	2.2973	0.1683*	2.1941
lag3+	0.0476	1.7478	0.0103	0.3368			0.0788	0.9076
lag3-	-0.0045	-0.1557	0.0218	0.7120			-0.2099*	-2.9222
Mon	-0.0002	-0.0811	-0.0002	-0.0912			0.0939	1.2249
Tue	0.0030	1.1481	0.0026	0.8721			0.0602	0.8140
Wed	0.0041	1.9448	0.0028	1.2219				
Thu	0.0048*	2.1697	0.0042	1.7144				
Fri	0.0036	1.7026	0.0044	1.8812				
Sin1	-0.0034*	-2.4255	-0.0032	-2.1148	-0.0204	-1.9114	-0.0226	-1.7689
Cos1	-0.0026*	-2.0808	-0.0024	-1.7291	-0.0069	-0.5397	-0.0131	-0.9369
Sin2	0.0001	0.1243	0.0002	0.2025	0.0166	1.4632	0.0173	1.3299
Cos2	0.0018	1.4134	0.0021	1.5426	0.0106	0.9095	0.0128	0.9041
분 산 식								
β_0	-1.2834*	-24.770	-1.4937*	-30.600	-0.8171*	-9.5272	-0.9354*	-7.2640
β_1	0.9682*	442.80	0.9502*	336.50	0.9092*	46.869	0.8513*	24.884
η	0.0104	1.1668	-0.0236*	-2.5660	0.0635	1.5851	0.0247	0.4809
φ	0.4003*	30.372	0.3680*	26.502	0.7916*	11.500	0.6977*	9.6894
Mon	1.7705*	22.867	1.8709*	26.654				
Tue	1.0608*	14.307	1.3320*	18.929				
Wed	0.4402*	6.3931	0.5372*	7.9178				
Thu	1.1034*	19.218	1.2940*	22.565				
Fri	0.7084*	7.8788	0.8212*	9.7225				
Sin1	-0.0084*	-2.0266	-0.0114*	-2.7338	-0.0378	-1.2715	-0.0352	-1.0105
Cos1	0.0064	1.7185	-0.0061	-1.4050	0.0309	0.9118	0.0054	0.1469
Sin2	0.0142*	3.4027	0.0225*	5.3007	-0.0363	-1.0833	-0.0018	-0.0490
Cos2	0.0081*	2.0154	-0.0003	-0.0843	0.1024*	2.7034	0.0334	0.8024

* 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

일별 수익률 경우 평균식의 시차변수가 세 개일 때, 주별 수익률 경우 전체기간에서는 두 개일 때 그리고 외환위기를 제외한 주별 수익률의 경우, 세 개 일 때 Schwarz Criterion이 최소화됨.

성간에 음(-)의 상관관계가 있어 보인다. 금리가 상승할 때 보다 하락할 때 시장이 더 민감하게 반응함을 의미한다. 3년 만기 회사채나 국채의 금리가 하락한다는 것은 수익률곡선의 기울기를 더욱 완만하게 할 가능성이 높은 경우이므로, 중장기적으로 경기가 불안해질 것임을 시사하는 것이어서 시장참여자를 불안하게 만든다. 금리 일별 데이터에서의 변동성의 비대칭구조를 보면 <그림 5>와 같다. 그러나 주별 데이터를 분석한 결과 외환위기 여부와 관계없이 변동성구조에는 이러한 비대칭성이 발견되지 않았다.

<표 6>을 보면, 일별 수익률에 비대칭성 및 요일효과와 계절효과 모두 존재함을 알 수 있다. 자세히 살펴보기 위하여 다시 <표 5>로 돌아가서 수익률 수준의 요일효과 관련계수를 보면, 월요일에는 금리가 근소하게 하락하는 경향이 있는가 하면 다른 요일에는 소폭 상승하는 경향이 있다. 이러한 경향은 외환위기 기간의 데이터를 빼고 추정한 결과에서도 마찬가지이다.

〈표 6〉 금리에 대한 가설검정

검정가설			일별 데이터				주별 데이터			
			전체기간		외환위기제외		전체기간		외환위기제외	
			F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값
수익률	비대칭	총효과	7.14***	0.0076	3.53***	0.0060	1.07	0.3021	0.20	0.6526
		조정속도	11.46***	0.0000	7.83***	0.0000	0.79	0.4527	2.17*	0.0717
	요일효과		2.56**	0.0256	1.67	0.1372				
	계절효과		3.81***	0.0043	2.88**	0.0216	1.76	0.1351	1.69	0.1505
변동성	요일효과		165.19***	0.0000	212.29***	0.0000				
	계절효과		6.08***	0.0000	10.85***	0.0000	2.77**	0.0265	0.49	0.7463

* 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

** 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

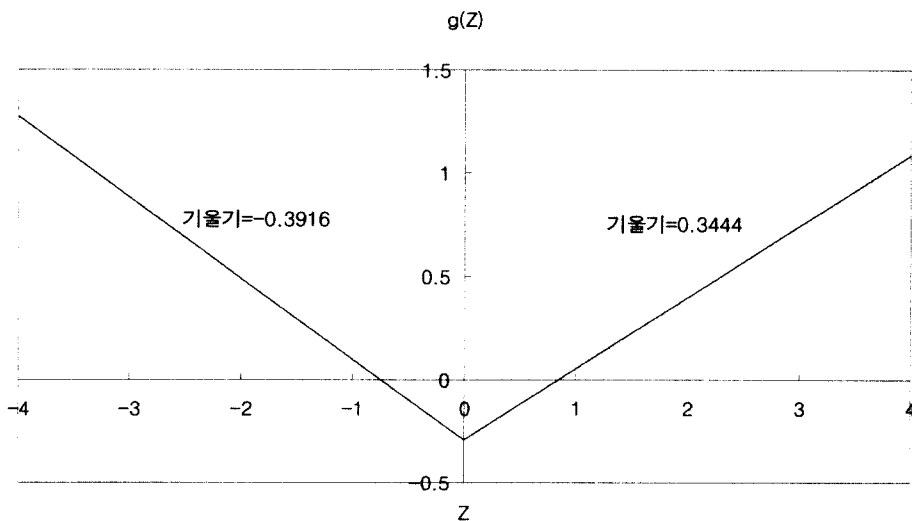
*** 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

일별 금리의 계절효과는 <그림 7>에서 보듯이, 3월말에 금리수준이 가장 낮았다가 7월말에 가장 높아지는 경향을 보인다. 대체로 기업의 회사채 발행이 7월 이후로 몰려 있어 기업자금수요가 많아지는 7월 이후에 수익률이 올라가는 경향이 있다. 게다가 대우사태 등으로 인한 신용경색이 7월에 발생하였던 것도 한 요인이 될

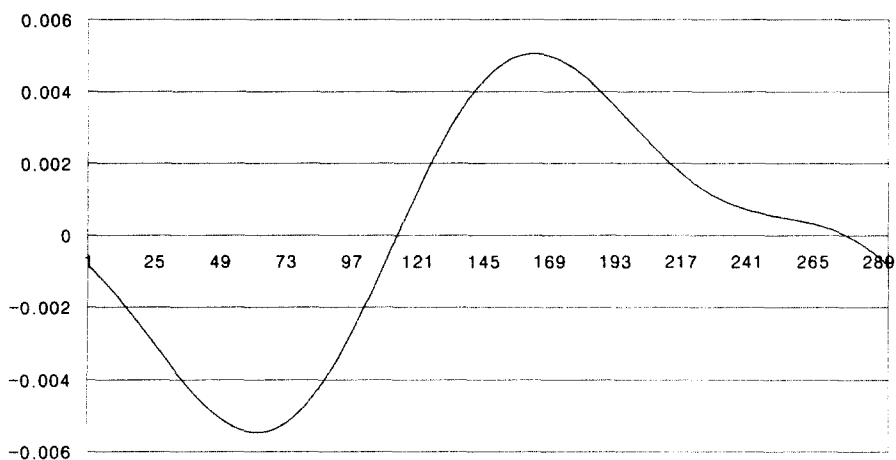
수 있을 것이다. 한편, 3월경에는 채권의 신규발행물량이 거의 없고 새로운 투자를 하더라도 전년도에 조달한 자금을 사용하는 경우가 비교적 많기 때문에 수익률이 가장 낮은 것이라 사료된다. 이러한 패턴은 채권거래에 있어서 채권가격이 계절적으로 3월경에 가장 높은 수준을 유지하다가 자금수요가 몰리는 하반기에 들어서 가격이 떨어짐을 의미한다. 물론, 지난 10여 년의 데이터를 이용한 평균적인 패턴에 불과하다는 것에 유념할 필요가 있다.

변동성구조에도 요일효과와 계절효과가 있음을 알 수 있는데, 요일효과의 경우 월요일의 변동성이 다른 요일에 비해 더 커지는 경향이 있다. <그림 8>을 보면, 금리의 변동성은 1월과 7월에 가장 커졌다가 4월말에 가장 작아지는 경향이 있다. 자금을 운용하는 담당자들은 정부기관이나 경제연구소의 경제전망과 자금 수급구조에 대한 예측에 크게 의존하는데, 상반기나 하반기에 발표되는 주요 전망치가 시장에 반영되는 과정에서 금리의 변동성이 커진다고 볼 수 있다. 그 중간에 발표되는 분기별 전망치는 대체로 연초의 전망치에 대한 수정에 그치므로 시장을 크게 움직이는 경우는 많지 않다. 그 외에도 하반기에 차환 혹은 신규발행 채권이 많은 것도 금리변동성이 계절적 패턴을 보이게 하는 한 요인이다.

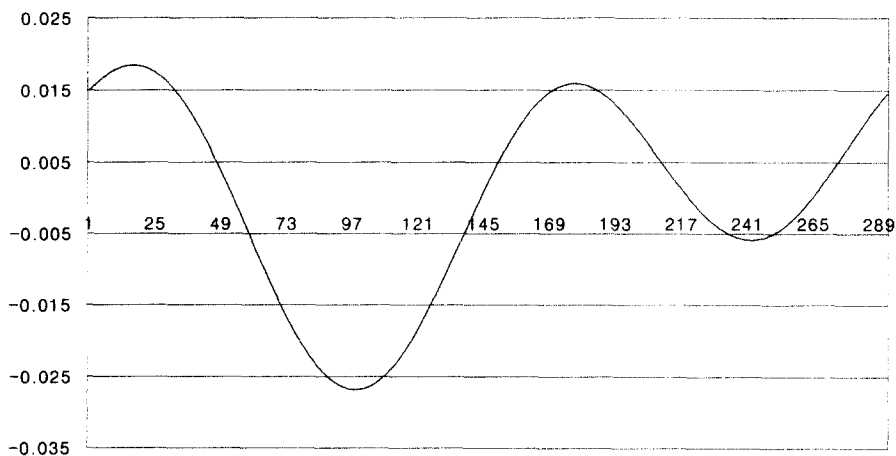
〈그림 6〉 금리 변동성의 비대칭성



〈그림 7〉 일별 금리 수익률의 계절효과



〈그림 8〉 일별 금리 변동성의 계절효과



4. 원/달러 환율에 대한 결과

〈표 7〉에 환율에 대한 분석결과가 정리되어 있는데, 다른 금융시장에서와 마찬가지로 외환위기를 포함한 데이터에서의 조건부 분산계수(β_1) 값이 외환위기를 제외했을 때보다 크다. 이는 외환위기가 과거의 변동성으로 하여금 현재의 변동성에 더

지속적으로 영향을 미치게 하였음을 말한다. 이에 대한 해석은 두 가지로 가능하다. 하나는 시장정보가 환율에 반영되는 속도가 길어졌다는 면에서 효율성이 저하

〈표 7〉 원/달러 환율에 대한 추정결과

변수	일별 데이터						주별 데이터		
	평균식								
	추정계수	t 통계치	변수	추정계수	t 통계치	변수	추정계수	t 통계치	
α_0	0.0416*	3.6203				α_0	0.0375	1.8401	
lag1+	0.3218*	9.7032	lag7+	-0.0863*	-3.1216	lag1+	0.1571*	2.2235	
lag1-	0.2404*	7.4576	lag7-	0.0390	1.3844	lag1-	0.1496	1.6179	
lag2+	-0.0948*	-2.8729	lag8+	-0.0318	-1.1068	lag2+	-0.0501	-0.6154	
lag2-	-0.1014*	-3.2885	lag8-	0.0020	0.0774	lag2-	-0.0185	-0.2340	
lag3+	0.0481	1.3611	lag9+	0.0450	1.6239	lag3+	0.1726*	2.5352	
lag3-	0.0143	0.4603	lag9-	-0.0144	-0.6247	lag3-	0.0261	0.3247	
lag4+	0.0280	0.8467	lag10+	-0.0051	-0.2096	Sin1	0.0342	1.6634	
lag4-	-0.0429	-1.4486	lag10-	-0.0101	-0.3988	Cos1	0.0062	0.3296	
lag5+	-0.0063	-0.1850	lag11+	-0.0352	-1.4692	Sin2	-0.0086	-0.4446	
lag5-	0.0847*	2.9575	lag11-	-0.0002	-0.0107	Cos2	0.0070	0.3530	
lag6+	0.0475	1.6005	lag12+	-0.0387	-1.6184				
lag6-	-0.0328	-1.1355	lag12-	0.0670*	2.5066	분산식			
Mon	-0.0191	-1.6275	Sin1	0.0031	1.1146	β_0	-0.2985*	-11.410	
Tue	-0.0069	-0.6015	Cos1	0.0034	1.3952	β_1	0.9852*	206.98	
Wed	-0.0468*	-3.7966	Sin2	0.0035	1.3087	η	0.1244*	5.5698	
Thu	-0.0514*	-4.3254	Cos2	0.0010	0.4078	φ	0.3993*	10.900	
Fri	-0.0283*	-2.3683				Sin1	-0.0323*	-2.4442	
분산식						Cos1	0.0071	0.4603	
β_0	-0.2105*	-4.8837	η	0.1110*	10.210	Sin2	-0.0186	-0.9437	
β_1	0.9724*	323.92	φ	0.4839*	29.422	Cos2	0.0415*	2.3370	
Mon	-0.7312*	-10.342	Sin1	-0.0099	-1.7669				
Tue	0.3277*	4.0543	Cos1	0.0208*	3.8008				
Wed	-0.2393*	-3.3664	Sin2	-0.0038	-0.6725				
Thu	-0.3769*	-5.6039	Cos2	0.0024	0.4266				
Fri	-0.1644*	-2.7550							

* 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

일별 수익률 경우 평균식의 시차변수가 열두 개일 때, 주별 수익률은 세 개일 때 Schwarz Criterion 이 최소화됨.

되었다는 것이고, 다른 하나는 외환위기로 인한 시장의 충격이 워낙 커서 그 충격이 흡수되는데 오랜 시간이 필요했기 때문이라는 것이다.

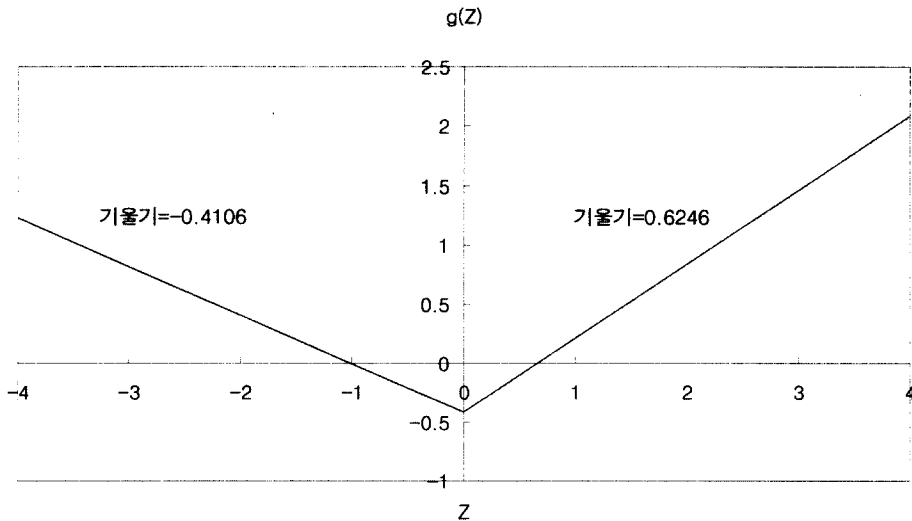
한편, 변동성의 비대칭성 여부를 말해주는 η 값은 유의적인 양의 값을 가진다.

〈표 8〉 원/달러 환율에 대한 추정결과(외환위기 제외)

변수	일별 데이터						주별 데이터		
	평균식						평균식		
	평균식	t 통계치	변수	추정계수	t 통계치		변수	추정계수	t 통계치
α_0	-0.0024	-0.2104					α_0	0.0428*	2.0364
lag1+	0.3401*	10.297	lag7+	-0.0706*	-2.2831		lag1+	0.1197	1.6213
lag1-	0.2414*	7.2091	lag7-	0.0099	0.3594		lag1-	0.1929*	1.9802
lag2+	-0.0878*	-2.3750	lag8+	-0.0271	-0.8762		lag2+	-0.1098	-1.2810
lag2-	-0.1105*	-3.5229	lag8-	-0.0315	-1.1785		lag2-	0.0164	0.2134
lag3+	0.0490	1.3371	lag9+	0.0583*	2.0141		lag3+	0.1776*	2.5428
lag3-	0.0121	0.3986	lag9-	0.0043	0.1955		lag3-	-0.0265	-0.3299
lag4+	0.0205	0.6499	lag10+	-0.0779*	-3.0602		Sin1	0.0437*	2.0711
lag4-	-0.0317	-1.0861	lag10-	0.0021	0.0888		Cos1	0.0023	0.1328
lag5+	0.0026	0.0759	lag11+	0.0077	0.3031		Sin2	-0.0023	-0.1189
lag5-	0.0897*	3.1504	lag11-	0.0149	0.6785		Cos2	0.0051	0.2714
lag6+	0.0428	1.4230	lag12+	-0.0317	-1.3764		분산식		
lag6-	-0.0523	-1.7787	lag12-	0.0589*	2.1177				
Mon	0.0237*	2.0697	Sin1	0.0071*	2.5124		β_0	-0.3191*	-12.680
Tue	0.0297*	2.3008	Cos1	0.0044	1.8389		β_1	0.9902*	175.87
Wed	-0.0029	-0.2343	Sin2	0.0024	0.8863		η	0.1118*	4.6494
Thu	-0.0118	-0.9293	Cos2	0.0041	1.6170		φ	0.4411*	12.013
Fri	0.0119	0.9827					Sin1	-0.0223	-1.5675
분산식							Cos1	0.0041	0.2449
							Sin2	0.0067	0.3094
β_0	-0.3062*	-6.4907	η	0.1070*	9.1942		Cos2	0.0183	0.9676
β_1	0.9635*	243.08	φ	0.5176*	28.808				
Mon	-0.6697*	-9.0573	Sin1	-0.0059	-0.9212				
Tue	0.3881*	4.7073	Cos1	0.0168*	2.7064				
Wed	-0.2424*	-3.1630	Sin2	-0.0002	-0.0420				
Thu	-0.3106*	-4.2446	Cos2	-0.0014	-0.2219				
Fri	-0.1642*	-2.5871							

* 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈그림 9〉 원/달러 환율 변동성의 비대칭성



원/달러 환율의 경우 환율수준과 환율의 변동성간에 양의 상관관계가 있다. 이는 원화가치 상승기보다는 원화가치 하락기에 시장이 더 불안한 움직임을 보임을 의미한다. 〈그림 9〉가 환율의 하락이나 상승이 조건부 분산에 미치는 비대칭적인 영향을 보여준다. 자금부족국가로서 외국으로부터의 차입에 의존하는 경제에 있어서, 환율상승은 원리금 상환부담을 가중시킨다. 추가하락이 차입경영 기업의 차입을 증가시켜 기업가치를 더욱 불안하게 하듯이, 환율상승(원화가치의 하락)은 국가적으로 외화차입 자금에 대한 상환부담을 가중시키는 요인으로 작용하여 환율을 더욱 불안하게 한다. 따라서 환율변화율과 그 변동성간의 양의 상관관계는 국가경제 차원의 레버리지효과를 보여주는 것이라 할 수 있다. 게다가 환율의 상승은 실물부문을 불안하게 할 뿐 아니라, 물가상승과 금리의 상승을 초래하는 경향이 있고 주식시장에도 부정적인 영향을 주는 등 금융시장을 더욱 불안하게 만든다. 이러한 결과는 주별환율에서도 마찬가지로 나타난다.

〈표 9〉의 가설검정결과에 의하면, 과거의 환율상승과 환율하락이 현재의 환율의 방향에 미치는 효과에 있어서 전체적으로는 차이가 없지만, 각 시차별 환율상승 속도와 하락 속도간에는 차이가 있음을 알 수 있다. 환율수준에 있어서 요일효과는 외환위기 여부와 관계없이 통계적으로 유의하다. 대체로 주초와 주말에는 주 중반

에 비해 환율이 오르는 경향이 있다.

외환위기를 포함하는 데이터에서는 계절효과가 발견되지 않으나, 외환위기를 포함하지 않을 경우 계절효과가 있음을 볼 수 있다. 〈그림 10〉은 외환위기를 제외한 일별 데이터에서의 계절성을 보여주는데, 평균적으로 9월에 환율이 가장 낮았다가, 연말과 연초에 환율이 가장 높은 상태에 도달한다. 연말에 외환결제수요가 집중되므로 환율이 상승하는 경향이 있음을 말해준다. 그리고 4월~6월 기간 중에는 환율의 움직임이 소강상태를 보인다.

환율의 변동성에서도 요일효과와 계절효과가 발견된다. 변동성의 요일효과를 보자면, 〈표 9〉에서, 변동성이 월요일에 가장 작았다가 화요일에는 가장 커지는 경향이 있다. 변동성의 계절효과는 〈그림 11〉에서 보듯이, 5~7월에 변동성이 가장 작았다가 연말에 가까워질수록 커지며, 12월초에 가장 크다. 이는 환율수준이 5~7월에 소강상태를 보이는 것, 그리고 연말에는 결제수요로 인해 외환거래량이 크게 증가하는 것 등에 기인한다고 볼 수 있다.

〈표 9〉 환율에 대한 가설검정

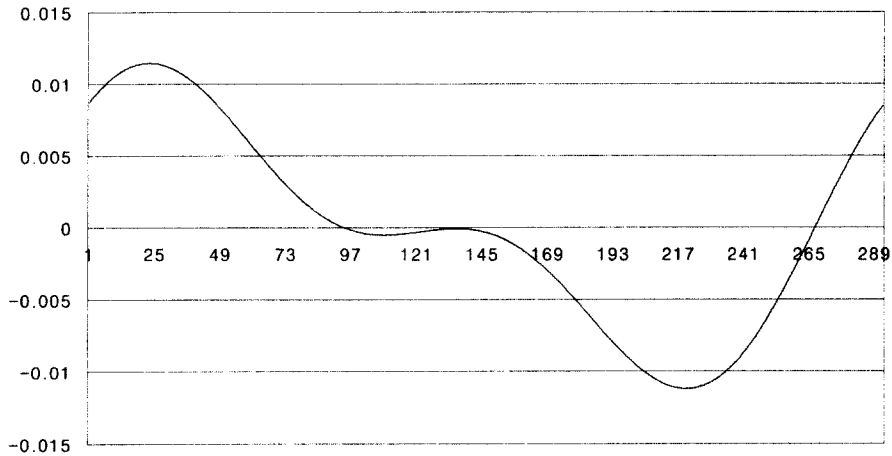
			일별 데이터				주별 데이터			
			전체기간		외환위기제외		전체기간		외환위기제외	
			F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값	F 값	p 값
수익률	비대칭	총효과	0.44	0.5079	0.05	0.8258	0.47	0.4940	0.00	0.9809
		조정속도	3.07***	0.0003	2.19***	0.0099	0.52	0.6687	1.25	0.2904
		요일효과	15.88***	0.0000	14.60***	0.0000				
		계절효과	1.06	0.3738	2.94**	0.0193	1.01	0.4030	1.37	0.2423
변동성		요일효과	33.75***	0.0000	13.62***	0.0000				
		계절효과	5.32***	0.0003	2.62**	0.0331	4.12***	0.0027	1.11	0.3490

* 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

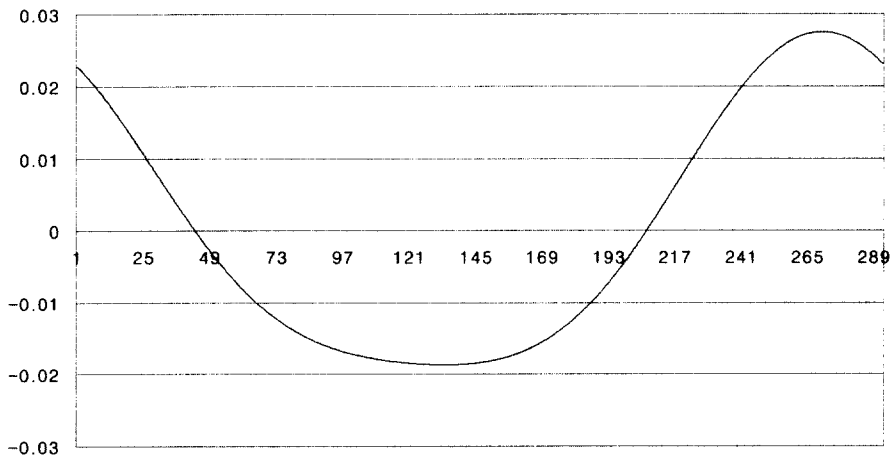
** 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

*** 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈그림 10〉 원/달러 환율의 계절효과



〈그림 11〉 원/달러 환율 변동성의 계절효과



VI. 맺음말

주요 금융시장으로서의 주식시장, 채권시장, 외환시장의 시계열 데이터를 이용하여 각 시장의 수익률의 변동성구조를 살펴보았다. KOSPI 수익률의 경우 일반적

으로 다른 나라 주식시장에서와 같이 주가와 변동성간에 음의 상관관계를 나타내는 레버리지효과가 있음을 확인할 수 있었다. KOSPI 수익률에 요일효과는 없으며 계절효과는 있는 것으로 나타났고, 변동성에는 요일효과가 있는 반면 계절효과는 없었다. 한편 KOSPI의 주별 수익률 변동성에도 계절효과가 발견된다.

코스닥증권 시장의 경우 거래소 시장과는 달리 변동성구조에 레버리지효과는 없는 것으로 나타났다. 이 시기에 코스닥 등록기업들이 코스닥 붐을 타고 차입보다는 주식공개를 통해 막대한 자본을 조달할 수 있었던 것이 레버리지효과를 약화시킨 것으로 보인다. 일별 코스닥지수 수익률에서는 요일효과와 계절효과가 모두 발견되나, 외환위기 기간을 제외한 경우 효과가 없는 것으로 나타나 결과를 해석하는 데 약간의 주의를 요한다. 변동성에서는 외환위기 제외기간 중에 요일효과가 있으며, 계절효과가 일별 및 주별 데이터 모두에서 확인되었다.

채권시장 금리 변동성의 경우 외환위기 기간을 제외한 자료에서는 예기치 않은 금리의 변화와 금리 변동성간에 음의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 3년 만기 장기 수익률의 상승은 향후 경기에 대한 불안을 반영하는 것이므로 시장이 불안해짐을 의미한다. 전체기간을 대상으로 할 경우 금리에 요일효과가 있지만 외환위기를 제외한 경우 통계적으로 유의적이지 못하다. 하지만 계절효과는 두 경우 모두 통계적으로 유의하였다. 금리 변동성에 있어서는 요일효과와 계절효과가 모두 발견된다.

외환시장에서는 변동성과 예기치 않은 환율변화간에 양의 상관관계가 발견된다. 즉, 환율이 오를수록(혹은 원화가치가 하락할수록) 외환시장에 불안이 가중된다. 자금부족국가로서는 환율상승시 원리금 상환부담 증가로 외환시장이 더욱 불안해지게 된다. 따라서 주식시장에서의 레버리지가 기업차원에서의 현상이라면, 환율수준과 그 변동성간의 양의 상관관계는 국가차원의 레버리지효과라 할 수 있을 것이다. 환율수준에 있어서는 요일효과가 있는 것으로 보이며, 계절효과도 외환위기를 제외한 기간에 대해 발견되고 있다. 그리고 환율의 변동성에는 요일효과와 계절효과가 모두 있는 것으로 나타났다.

외환시장이나 채권시장에 존재하는 예기치 않은 수익률의 변화와 변동성간의 상관관계가 존재하고 있음을 실증적으로 볼 수 있는데, 이에 대해서는 광범위한 실증적 연구와 함께 그러한 관계에 대한 이론적인 고찰이 있어야 할 것이다.

■ 참고문헌

1. 강태훈, "KOSPI200(선물대상지수)의 비선형동학," 『선물연구』, 제7호, 2000, pp. 41~64.
2. 구맹회·이윤선, "변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증연구," 『재무관리연구』, 15-2, 1998, pp. 1~22.
3. 김명기·문소상, "환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석," 『경제분석』, 제4권 제2호, 1998, pp. 93~113.
4. 김종선, "시장평균회환율제하의 일일변동폭과 원/달러환율의 변동성 분석," 『경제학연구』, 제 45집 제4호, 1997, pp. 169~192.
5. 성범용·김기석, "뉴스충격이 원/달러환율의 변동성에 미치는 효과분석-GARCH 유형의 모형을 중심으로-," 『국제경제연구』, 6-1, 2000, pp. 161~180.
6. 송옥현, "GARCH-M모형을 이용한 환율변동성의 우리나라 수출에 대한 영향분석," 『경제분석』, 제3권 제1호, 한국은행 금융경제연구소, 1997.
7. 오현탁·이현상·이치송, "한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증연구," 『재무관리연구』, 17-1, 2000, pp. 45~65.
8. 윤영섭 외, "한국주식시장에서의 주가변동 특성과 계절적 이례현상에 관한 연구," 『증권학회지』, 17, 1994.
9. 이우리·김기홍, "환율의 가변성이 우리나라 국제무역에 미치는 효과분석: 유도형의 GARCH-M 모형의 추정," 『경제학연구』, 제42집 제2호, 1994, pp. 97~115.
10. 이종원, 『계량경제학』, 박영사, 1996.
11. Akgiray, Vedat and Geoffrey G. Booth, "Mixed Diffusion-Jump Process Modeling of Exchange Rate Movements," *The Review of Economics and Statistics*, No. 70, 1988, pp. 631 ~637.
12. Black, F., *Studies in Stock Price Volatility Changes, Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section*, American Statistical Association, pp. 177~181.
13. Blattberg, R. C. and N. J. Gonedes, "A Comparison of the Stable and Student Distributions as Statistical Models for Stock Prices," *Journal of Business*, Vol. 47, 1974, pp. 244~280.
14. Bollerslev, T. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp. 307~327.
15. Christie, A. A., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances," *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 407~432.
16. Engle, R., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation," *Econometrica*, 1982, pp. 987~1008.
17. Fama, Eugene, "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, 1965, Vol. 38, pp. 34~105.
18. French, K. R., "Stock Return and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 1980.
19. Gibbons, M. R. and P. Hess, "Day of the Week Effects and Asset Returns," *Journal*

- of Business*, Vol. 54, No. 4, 1981.
20. Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle, "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 1993, Vol. 46, pp. 1779~1801.
21. Granger, C. W. J. and P. Newbold, *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, 1986.
22. Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1997.
23. Kang, Taehoon and B.W. Brorsen, "Conditional Heteroskedasticity, Asymmetry, and Option Pricing," *Journal of Futures Markets*, December 1995, Vol. 15, No. 8, pp. 901~928.
24. Kon, Stanley J., "Models of Stock Returns-A Comparison," *Journal of Finance*, Vol. 39, 1984, pp. 147~165.
25. LeBaron, Blake, "Diagnosing and Simulating Some Asymmetries in Stock Return Volatility," Unpublished Manuscript, University of Wisconsin, 1989.
26. Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business*, 1963, pp. 394~419.
27. Merton, R., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, Vol. 41, 1973, pp. 867~887.
28. Nelson, D., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 347~370.
29. Officer, R. R., "Seasonality in the Australian Capital Markets: Market Efficiency and Empirical Issues," *Journal of Financial Economics*, Vol. 2, 1975, pp. 29~52.
30. Rozeff, M. S. and W. R. Kinney, Jr., "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, 1976, pp. 379~402.
31. Santana, E., "Quadratic ARCH Models," *Review of Economic Studies*, Vol. 62, 1995, pp. 639~661.
32. Tong, H. and K. S. Lim, "Threshold Autoregressive, Limit Cycles and Cyclical Data," *Journal of Royal Statistical Society Series B*, Vol. 42, No. 3, 1980, pp. 245~292.
33. Wachtel, S. B., "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, 1984, pp. 561~574.
34. Zakoian, J., "Threshold Heteroskedastic Models," Unpublished Manuscript, INSEE, 1990.

Non-linear Dynamics and Market Anomalies in Korean Financial Markets

Taehoon Kang*

Abstracts

Korean major financial markets' time series such as stock indices (KOSPI index and KOSDAQ index), interest rates, and foreign exchange rates are examined in terms of nonlinear dynamics like volatility clustering, asymmetric volatility responses on unexpected information, and market anomalies. Day of the week effects and seasonalities are examined with the market anomalies.

KOSPI and interest rates show negative correlations between the level and volatility, while won/dollar exchange rates show positive relation. The negative relation between level and volatility in KOSPI is to the leverage effects at corporates' dimension, the positive relation in won/dollar exchange rate is to that at a national economy's dimension. KOSDAQ index does not show any significant leverage effects. This is partly because most companies in KOSDAQ had accumulated large capital through initial offerings and so were almost free from debts during the test period.

Key Words: volatility, anomalies, leverage effects, financial time series

* Professor, Department of Economics, Keimyung University