

우리나라 金融市場의 變動性과 相關關係分析*

李 根 榮**

논문 초록 본 논문에서는 외환, 주식, 채권 등 국내금융시장에서 예측불가능한 변화율 또는 변동성간의 상관관계가 동태적으로 어떻게 변화하고 있으며 변동성과 변화율의 상관계수는 어떤 관계를 갖고 있는가를 분석하였다. 실증적 분석 결과 금융시장 변동성이 큰 기간동안에 예측불가능한 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 변화율간의 상관계수의 절대치가 시장변동성이 작은 기간동안에 비해 크게 증가함을 알 수 있다. 특히 외환위기기간동안 변동성과 상관계수의 절대치가 모두 크게 증가한다. 위의 실증적 분석결과들은 뉴스충격의 비대칭효과나 1기전의 다른 시장의 뉴스충격효과, 그리고 엔/달러환율 또는 다우존스지수의 포함 여부에 관계없이 변하지 않는다. 이러한 현상은 투자자와 위험관리자 또는 금융감독기관과 정책당국자에게 포트폴리오 위험을 특히 위기시에 어떻게 관리하고 평가할 것인가와 관련된 많은 시사점을 던져 준다.

핵심 주제어: 변동성, 동태적 상관계수, GJR모형

경제학문헌목록 주제분류: F3

* 본 논문은 2002년 11월 한국은행 금융안정 세미나에서 발표된 논문으로 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것임. 이 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사위원께 감사를 드리며 남아있는 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝힌다.

** 성균관대학교 경제학부 부교수, e-mail: lky@skku.ac.kr

I. 서 론

최근 금융 및 자본시장이 개방되고 자유화됨에 따라 전세계적으로 금융시장의 변동성이 증가하고 자산수익률간의 상관관계가 커지는 것으로 나타났다. 이에 따라 1990년대 이후 많은 연구들이 자산수익률 및 변동성들이 어떤 상관관계를 갖고 있는가를 분석하고 있다. 예를 들어 Bollerslev(1990)는 조건부 공분산행렬은 가변적이나 조건부 상관계수는 상수라고 가정된 다변량 GARCH 모형을 통해 환율변화율간의 상관관계를 살펴보고 있다. 이 외에도 이 모형을 사용한 실증적 연구로는 Cecchetti, Cumby, and Figlewski(1988), Baillie and Bollerslev(1990), Kroner and Claessens(1991), Kroner and Sultan(1991, 1993), Lien and Tse(1998) 등이 있다. 그러나 금융시장의 개방과 자유화는 물론 외환위기 등의 구조적인 변혁을 겪으면서 각국 금융시장이 더욱 동조화됨에 따라 자산수익률간의 상관관계가 일정하다기보다는 시간이 흐름에 따라 변할 가능성이 높아졌다. 상관관계의 급격한 변화는 포트폴리오 투자에 따른 위험에 영향을 미침으로써 금융시장을 불안하게 만들 가능성이 크다. 가장 최근의 연구, 예를 들어 Longin and Solnik(1995), Tse(2000), Tse and Tsui(2002), Engle(2002) 등은 자산수익률간의 상관관계가 시간이 흐름에 따라 동태적으로 변화하고 있음을 보여주고 있다. 우리나라의 경우에는 이근영(2001)이 Engle(2002) 모형을 이용하여 원/달러환율이 엔/달러환율과 동태적으로 어떤 상관관계를 가지고 있는가를 살펴보고 있으며 Chung and Rhee(2002)는 다변량 요소 GARCH 모형을 이용하여 우리나라를 포함한 아시아 금융시장의 연계성을 분석하고 있다.

한편 금융 및 자본시장의 개방과 자유화는 자산수익률간의 상관관계뿐만 아니라 금융시장의 변동성을 크게 증가시킨다. 변동성의 증대는 금융시장과 금융기관의 안정성과 효율성을 저하시키며 통화정책의 유효성을 약화시킨다. 뿐만 아니라 불확실성과 위험프리미엄을 증대시켜 소비, 투자, 수출 등 실물경제활동을 위축시킨다. 특히 금융 및 외환위기시 변동성이 크게 증대한다는 사실은 이미 수 많은 연구들을 통해 알려져 있다. 또한 어느 한 시장에 관한 뉴스나 정보는 그 시장뿐만 아니라 다른 금융시장에도 큰 영향을 미치기 때문에 다른 시장의 변동성도 크게 증가시킨다. 예를 들어 Harvey, Ruiz, and Shephard(1994)은 확률적(stochastic) 변동성 모형을 이용하여 외환시장 변동성간의 상관관계를 살펴보았으며 Flemming,

Kirby, and Ostdiek(1998)는 주식, 채권, 화폐시장간의 변동성 파급효과를 GMM 방법을 통해 분석하였다. 우리나라의 경우에는 이근영(2002a)이 확률적 변동성을 모형을 통해 콜금리, 회사채수익률, 주식수익률간의 변동성 파급효과를 살펴보았다. 이러한 분석모형들은 일일 정보의 흐름이 일일 수익률 분산에 비례한다는 실증적 의미를 내포하고 있다.

위의 연구들을 종합해 보면 시간이 흐름에 따라 자산수익률간의 상관관계는 물론 금융시장 변동성 또는 변동성간의 상관관계가 증가한다는 사실을 알 수 있다. 이는 시장변동성이 큰 기간동안에 자산수익률간의 상관관계가 시장변동성이 작은 기간에 비해 크게 증가하고 있음을 의미한다. 예를 들어 1997년 아시아 외환위기 이후 아시아 금융시장의 변동성이 그 이전에 비해 크게 증가하였을 뿐만 아니라 이들 금융시장간의 동조화 현상 또한 크게 심화되었다. 마찬가지로 1987년 미국의 주가폭락의 경우나 1994년 멕시코 외환위기의 경우에도 유사한 현상이 발생하였다. 최근 Loretan and English(2000)가 주식, 채권, 외환시장에서 각각 국가간의 변동성과 상관계수가 어떤 관계를 가지고 있는가를 살펴보고 있다. 한편 Boyer, Gibson, and Loretan(1999)과 Forbes and Rigobon(2001)은 이분산성에 의해 상관계수가 편의(bias)를 가질 수 있음을 보여주고 있다. 특히 Forbes and Rigobon(2001)은 2국간의 조건부 상관계수가 홍콩의 금융위기기간동안에 크게 증가하더라도 만약 분산이 동일하다고 가정할 때는 2국간의 무조건부 상관계수가 그렇지 않을 수 있다고 주장한다.

이와 같이 금융시장 변동성이 증가함에 따라 시장간의 동조화 현상이 증가되는 현상, 즉 자산수익률간의 상관계수와 시장변동성 사이에 존재하는 일정한 비례관계는 우리에게 많은 중요한 시사점을 던져주고 있다. 투자자나 위험관리자의 입장에서 변동성과 상관계수간의 관계는 분산투자나 위험관리 측면에서 의사결정을 하는데 매우 중요한 요소이다. 또한 은행이나 금융감독기관도 자산의 안정성이나 건전성을 평가하는 데 이 점을 고려하여야만 한다. 뿐만 아니라 통화정책당국은 통화정책이 금융시장의 변동성을 증대시키기 때문에 이 변동성 증대의 파급효과를 미리 파악하고 새로운 정책을 시행하여야 할 것이다.

이미 언급된 바와 같이 우리나라의 경우에도 금융 및 자본시장의 개방은 물론 외환위기를 겪으면서 금융시장의 변동성이 크게 증가하고 시장간의 동조화 현상도 크게 증가하고 있는 것으로 나타났다. 또한 이들 현상이 우리 경제, 특히 금융시장의

안정성에 미치는 영향이 매우 크다. 따라서 본 연구에서는 일별 원/달러환율, 주식 수익률, 회사채수익률 등을 이용하여 외환시장, 주식시장, 채권시장간의 수익률 및 변동성이 어떤 관계를 갖고 있는가를 살펴본다. 먼저 변동성과 상관계수간의 관계를 분석하기 전에 분석기간동안에 외환위기 등의 역사적 사건이나 제도적 변화가 발생하였기 때문에 Bai and Perron(1998)의 방법을 이용하여 내생적 분기점을 선택한 후 요일효과 및 비대칭효과 등을 고려하여 VAR 모형을 추정한다. 다음 상관계수가 시간에 따라 변하는 Engle(2002) 모형을 이용하여 먼저 세 시장의 예측불가능한 변화율간의 상관관계가 시간이 흐름에 따라 어떻게 변하고 있는가를 분석한다. 또한 한 시장에서의 충격이 다른 시장에서의 변동성에 영향을 미치는가를 살펴보고 변동성간의 상관관계를 살펴본다. 마지막으로 변동성과 수익률간의 상관계수가 어떤 관계를 가지고 있는가를 검토해 본다. 우리나라의 경우에는 대외의존도가 높기 때문에 국내금융시장이 외국 선진국 금융시장의 움직임에 따라 민감하게 반응할 가능성이 크다. 따라서 엔/달러환율, 다우존스지수, 연방기금금리(federal funds rate) 등을 추가해 이들이 기존의 분석에 어떤 영향을 미치는가를 분석해 본다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률에 관한 단위근 검정 등을 실시한 후 내생적으로 구조적인 분기점을 선택하는 모형을 통해 구조적인 분기점을 찾아낸다. 제Ⅲ절에서는 기초통계량을 근거로 조건부 평균모형으로 VAR 모형을 설정하고 분산모형으로는 상관계수가 동태적으로 변하는 다변량 GARCH 또는 GJR 모형을 설정하고 추정한다. 제Ⅳ절에서는 변화율간의 동태적 상관계수 및 변동성이 시간에 따라 어떻게 변화하는가를 분석해 보고 변동성간의 상관관계를 기간에 따라 비교해 본다. 또한 변동성이 변함에 따라 상관관계가 어떻게 변화하는가를 살펴본다. 제Ⅴ절에서는 변동성과 상관계수에 관한 실증적 결과를 바탕으로 정책적 시사점을 논의해 본다. 마지막 제Ⅵ절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 자료의 통계적 특성

본 논문에서 사용되는 자료는 원/달러환율(₩/\$), 종합주가지수(KOSPI), 그리고 3년 만기 회사채수익률의 일별 종가이다. 분석기간은 시장평균환율제가 시행된 1990년 3월 2일부터 2002년 9월 30일까지로 표본크기는 2972개이다. 일자와 표본

크기를 일치시키기 위해 토요일이나 연말과 같이 환율, 종합주가지수, 회사채수익률 자료가 일치하지 않는 경우 표본에서 제외시켰다.

대부분 거시경제변수들이 안정적이지 못한 것으로 알려져 있기 때문에 먼저 단위근 검정을 실시한다. 본 연구에서는 일반적으로 사용되는 ADF 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988)을 이용하였다. ADF 및 PP 검정 모두 4개의 시차가 사용되었으며 PP 검정통계량 계산시 공분산항의 가중치는 Newey and West(1987) 방법을 이용하여 구하였다.

〈표 1〉 단위근 검정(추세를 가진 수준변수)

변 수	ADF	PP	ZA
₩/\$	-1.549	-1.009	-3.877* (0.607)
KOSPI	-2.215	-2.217	-3.066 (0.526)
회사채수익률	-2.743	-2.324	-3.303 (0.657)

주: (1) *은 5% 수준에서 유의적임을 표시.

(2) ZA는 Zivot and Andrews(1992) 검정을 의미하며 () 안의 값은 λ 값을 나타냄. $\lambda=0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9$ 에 대한 5% 임계치는 각각 -3.68, -3.77, -3.76, -3.72, -3.76, -3.76, -3.80, -3.75, -3.69임(Zivot and Andrews의 Table 2 참조).

〈표 1〉은 전체기간(1990. 3. 2~2002. 9. 30)에 걸친 세 변수, 즉 원/달러환율(₩/\$), 종합주가지수(KOSPI), 회사채수익률에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. ADF와 PP 검정에 따르면 추세를 가진 수준변수의 경우 원/달러환율과 종합주가지수, 그리고 회사채수익률이 각각 단위근을 갖고 있다는 귀무가설은 10% 유의수준하에서도 기각되지 않는다. 〈표 1〉에는 나타나 있지 않았으나 추세를 갖지 않은 경우에도 결과는 마찬가지이다.¹⁾

그러나 이러한 단위근 검정결과는 일련의 외환 및 금융정책 변화하거나 또는 외환위기와 같은 역사적 사건이 발생했던 기간을 포함하는 경우 신뢰성이 떨어진다. 따라서 여기서는 하나의 구조적 전환점이 사전적으로 결정되는 것이 아니라 모형내에서 내생적으로 결정되는 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정방법을 이용하여 이 문제를 보완해 보기로 한다. Zivot and Andrews(1992)에 제시된 세 가지 방법중 다음과 같은 방법을 이용하여 단위근 검정을 다시 실시한다.

1) 일반적으로 알려져 있는 바와 같이 차분변수에는 모든 경우 단위근이 존재하지 않는다.

$$e_t = 100 \times (y_t - y_{t-1}) \quad (1)$$

$$e_t = a + bt + \gamma DU_t(\lambda) + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 y_t 는 각각 대수를 취한 원/달러환율과 종합주가지수를 의미하며 e_t 는 t 시점의 1일 변화율(%)을 나타낸다. 회사채수익률의 경우에는 대수를 취하지 않으며 따라서 e_t 는 t 시점과 $t-1$ 시점의 수익률을 차분하여 얻는다. λ 는 T_B/T 이며 T 와 T_B 는 각각 전체기간과 구조적인 분기점을 표시한다. $t > T\lambda$ 일 때 $DU_t(\lambda)$ 는 1이며 그렇지 않은 경우에는 0이다. 이 방법은 검정통계량 $t_{\hat{\rho}}(\lambda)$ 을 사용하여 $\rho=1$ 이라는 귀무가설을 기각할 확률이 가장 높은 분기점 λ 를 선택하는 것이다. 이 통계량은 <표 1>에 ZA로 표시되어 있다. 전체기간(1990. 3. 2~2002. 9. 30)에 걸쳐 종합주가지수와 회사채수익률의 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설이 여전히 기각되지 않는다. 그러나 원/달러환율의 경우 5% 유의수준하에서 귀무가설이 기각된다(임계치에 대해서는 Zivot and Andrews의 Table 2 참조). <표 1>이 보여주는 바와 같이 원/달러환율이 전체기간에 걸쳐 1(0)을 따르기 때문에 여기서는 Engle and Granger(1987), Gregory and Hansen(1996) 등의 공적분 검정을 실시하지 않는다.

그 대신 최근에 구조적 분기점이 여러 개 존재하는 경우를 분석하는 연구들이 등장하고 있기 때문에 본 연구에서는 다음과 같이 구조적 분기점이 여러개 존재하는 경우를 분석하는 Bai and Perron(1998, 2001)의 방법을 이용하여 원/달러환율과 종합주가지수, 그리고 회사채수익률의 경우 구조적 분기점이 어디서 발생하는가를 살펴보고자 한다.²⁾

다음과 같은 m 개의 분기점을 가진 회귀방정식을 고려해보자.

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad (3)$$

$$j = 1, \dots, m+1$$

2) 예를 들어 Andrews, Lee, and Ploberger(1996), Garcia and Peron(1996), Liu, Wu, and Zidek(1997), Bai and Perron(1998, 2001) 등이 구조적 분기점이 여러 개 존재하는 경우를 분석하고 있다.

$T_0=0$ 이고 $T_{m+1}=T$ 이다. x_t 와 z_t 는 각각 $p \times 1$ 과 $q \times 1$ 벡터이고 β 와 δ_j 는 관련 벡터의 계수이다. 분기점 (T_1, \dots, T_m)은 알려지지 않은 것으로 간주하며 β 가 구조적으로 변화하지 않는 부분구조전환모형이다. $p=0$ 일 때 식 (3)은 계수가 모두 변화에 종속된 순수구조전환모형이 된다. 식 (3)은 구조적인 분기점이 양 극단에 발생하는 것을 배제하기 위해 표본 양 끝의 15%를 제외한 후 연속적인 방법을 통해 추정한다. 먼저 식(3)의 평방오차합(sum of squared residuals)을 최소화시키는 첫 번째 분기점을 찾아낸다. 이 분기점을 \hat{T}_1 이라 한다면 다음에는 하위 표본 $[1, \hat{T}_1]$ 또는 $[\hat{T}_1, T]$ 에서 평방오차합(sum of squared residuals)을 최소화시키는 분기점을 각각 찾아낸다. 이와 같은 방법을 반복함으로써 원하는 여러 개의 구조적인 분기점을 찾아낼 수 있다.

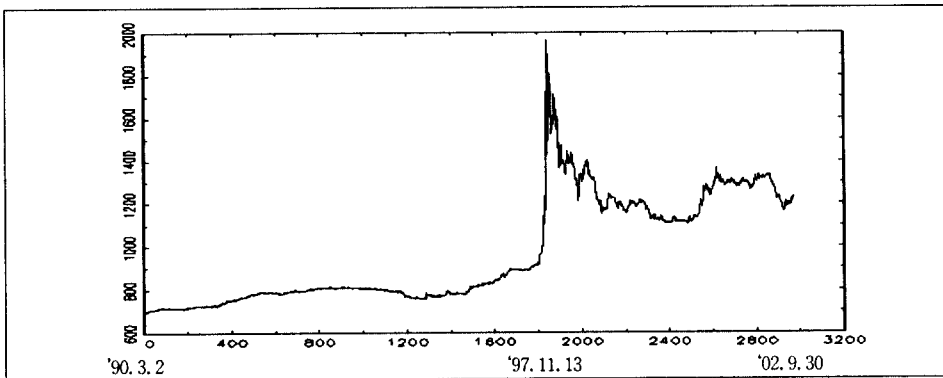
〈표 2〉 Bai-Perron 검정 ($m=1$)

변 수	분 기 점
₩/\$	'97.11.13
KOSPI	'96.12.3
회사채수익률	'98.10.13

주: 1) $m=1$ 은 분기점이 1개인 경우를 의미.

그러나 분석을 효율적으로 하기 위해 〈표 2〉에서는 세 변수에 대해 $m=1$ 인 Bai-Perron 검정결과만을 살펴보고자 한다.³⁾

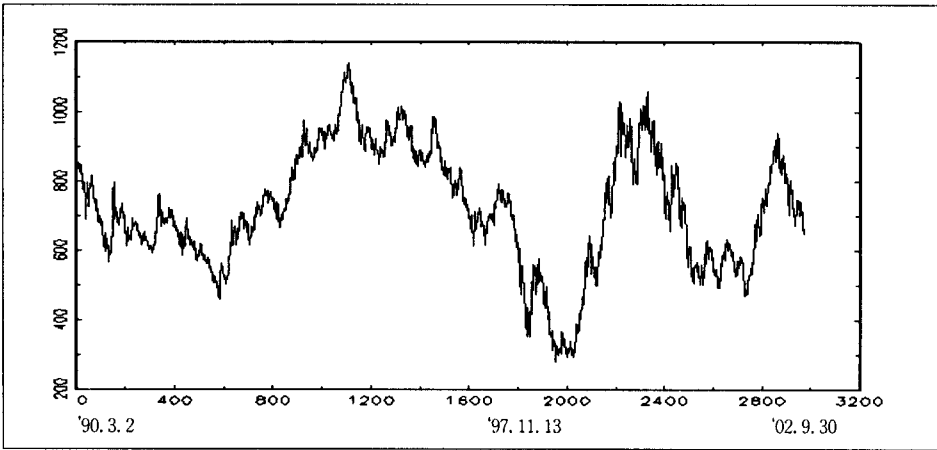
〈그림 1〉 원/달러환율 추이



3) 구조적인 분기점이 없다는 귀무가설 ($H_0: m=0$)에 대해 1개의 구조적인 분기점이 있다는 대립가설을 검정한 결과를 살펴보면 변수에 관계없이 구조적인 분기점이 없다는 귀무가설은 명백하게 기각된다(검정방법에 대해서는 Bai and Perron(1998) 참고).

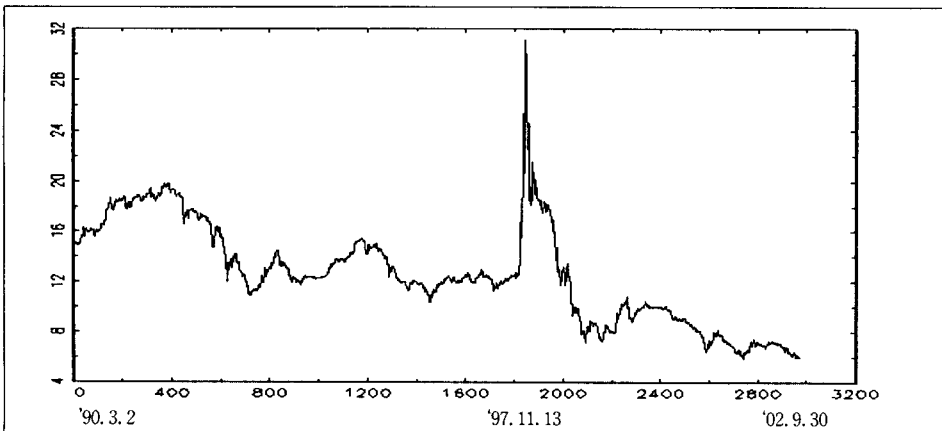
여기서는 z_t 가 상수인 순수구조전환 모형을 추정하였으며 검정통계량이 오차항의 계열상관관계나 이분산성에 의해 영향을 받지 않도록 공분산항의 가중치를 Newey and West(1987) 방법을 통해 구하였다. $m=1$ 일 때 원/달러환율의 분기점은 1997년 11월 13일(1820)로 <그림 1>은 이 시점부터 원/달러환율이 이전과 달리 급격하게 상승하고 있음을 보여주고 있다.

<그림 2> 종합주가지수 추이



종합주가지수(KOSPI)의 분기점은 1996년 12월 3일(1596)로 <그림 2>가 보여주는 바와 같이 경상수지적자가 확대되고 경기침체가 심화되어 주가가 크게 하락하고 있는 시점으로 순환변동의 한 주기가 끝나는 시점이다.

<그림 3> 회사채수익률 추이



회사채수익률의 분기점은 <그림 3>이 보여주는 바와 같이 1998년 10월 13일 (2036)로 외환위기 이후 수익률이 크게 하락한 시점이다.

여기서는 한 변수에 대해 여러 분기점을 구하기보다는 $m=1$ 인 경우의 각 변수의 분기점을 기준으로 전체기간을 4기간으로 나누어 분석한다. 즉 '96년 12월 3일, '97년 11월 13일, '98년 10월 13일을 기준으로 표본을 나누어 변동성 또는 상관관계간의 관계를 살펴본다. 제1기는 '90년 3월 2일부터 '96년 12월 2일까지로 금융 및 자본시장이 서서히 개방되기 시작한 외환위기 이전의 기간이다. 제2기는 '96년 12월 3일부터 '97년 11월 12일까지로 경기가 침체되고 경상수지적자가 누적되어 주가와 원화 가치가 지속적으로 하락하기 시작한 외환위기 직전 기간이다. 제3기는 '97년 11월 13일부터 '98년 10월 9일까지로 외환위기기간이라고 볼 수 있다. 한편 제4기는 '98년 10월 13일부터 '02년 9월 30일까지로 금융 및 자본시장이 대폭 개방된 외환위기 이후의 기간이다.

모형을 설정하고 추정하기 전에 먼저 원/달러환율(₩/\$), 종합주가지수(KOSPI), 회사채수익률의 %변화율에 대한 기초통계량을 살펴보기로 한다.

<표 3> 기초통계량

	₩/\$	KOSPI	회사채수익률	₩/\$	Dow Jones	연방기금금리
평균	0.019	-0.011	-0.003	-0.007	0.036	-0.002
	(0.017)	(0.039)	(0.004)	(0.014)	(0.019) ⁺	(0.005)
표준편차	0.936	2.115	0.235	0.762	1.060	0.272
왜도	0.082	-0.101	0.744	-0.908	-0.429	0.782
첨도	162.897	6.896	115.087	12.959	8.214	27.886
최고치	17.248	10.024	3.900	4.699	6.155	2.830
최저치	-20.346	-14.667	-3.900	-8.967	-7.650	-2.700
$Q_M(10)$	11.011	11.624	11.090	7.737	7.910	44.002
	[0.357]	[0.311]	[0.351]	[0.654]	[0.638]	[0.000]
$Q^2(10)$	2647.442	753.468	4053.566	140.470	439.979	836.384
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

주: 1) () 안의 값은 표준오차.

2) +은 10% 수준에서 유의적임을 표시.

3) $Q_M(10)$ 은 e_t 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

4) $Q^2(10)$ 은 e_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

5) [] 안의 값은 확률값(p-value).

〈표 3〉이 보여주는 바와 같이 원/달러환율은 전체기간에 걸쳐 매일 0.019%씩 상승한 반면 종합주가지수와 회사채수익률은 각각 0.011%와 0.003%씩 매일 하락하였다. 그러나 어느 변수도 통계적으로 유의적이지 못하다. 표준편차는 원/달러환율이 0.936, 종합주가지수가 2.115, 회사채수익률이 0.235로 종합주가지수가 가장 큰 반면 회사채수익률이 가장 작다. 왜도의 경우 원/달러환율과 회사채수익률은 양의 값을 갖는 반면 종합주가지수는 음의 값으로 평균보다 왼쪽으로 기울어져 있다. 첨도는 모두 정규분포의 첨도인 3보다 크며 특히 원/달러환율과 회사채수익률의 첨도는 100 이상인 것으로 나타났다. 원/달러환율의 표준편차는 종합주가지수의 표준편차보다 작은 반면 원/달러환율의 최고치와 최저치는 외환위기의 여파로 종합주가지수의 최고치와 최저치보다 크다. 한편 회사채수익률의 최고치와 최저치가 상대적으로 다른 두 변수에 비해 작다. $Q_M(10)$ 은 각 %변화율 e_t 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다(West, 1990). 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 모두 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설이 10% 유의수준하에서 기각되지 않는다. 반면 수정되지 않은 Ljung-Box 검정통계량에 따르면 위의 귀무가설은 모두 1% 유의수준하에서도 기각된다. $Q^2(10)$ 은 제공된 변화율(%)의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다. e_t^2 이 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설은 모두 1% 유의수준하에서 기각된다.

〈표 3〉은 원/달러환율(₩/\$), 종합주가지수(KOSPI), 회사채수익률 외에 엔/달러환율(¥/\$), 다우존스지수(Dow Jones), 연방기금금리 등의 %변화율에 대한 기초통계량도 보여주고 있다. 국내금융시장이 엔/달러환율이나 미국주가에 의해 크게 영향을 받고 이 점이 분석모형에 반영되어 있기 때문에 이들 변화율(%)의 통계적 특징도 간단하게 살펴보기로 한다. 엔/달러환율과 연방기금금리는 전체기간에 걸쳐 평균적으로 하락하고 있으나 통계적으로 유의적이지 못하다. 반면 다우존스지수는 매일 0.036%씩 상승하였으며 10% 수준하에서 유의적이다. 표준편차는 국내금융시장과 마찬가지로 다우존스지수, 엔/달러환율, 연방기금금리 순으로 큰데 원/달러환율과 종합주가지수가 금융 및 외환위기의 여파로 각각 엔/달러환율이나 다우존스지수보다 표준편차가 크다. 최고치와 최저치 또한 국내금융시장들이 관련 선진국 금융시장보다 외환위기의 영향으로 모두 크다. e_t 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량에 따르면 엔/달러환율과 다우존스지수 변화율

이 각각 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설이 10% 유의수준하에서 받아들여진다. 그러나 e_t^2 에 대한 Ljung-Box 검정통계량은 세 변수 모두 계열상관관계를 갖고 있음을 보여준다.

III. 모형설정 및 추정

1. 조건부 평균모형

전절에서 살펴본 자료의 특성을 기초로 조건부 평균모형을 설정하고 추정한다. 조건부 평균모형으로는 이미 살펴본 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정결과에 따라 다음과 같은 오차수정모형이 고려된다.⁴⁾

$$e_t = b_0 + b_{0D1}D_{1t} + b_{0D2}D_{2t} + b_{0D3}D_{3t} + \beta ECT_{t-1} + \sum_{i=0}^{10} b_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

식 (4)에서 e_t 는 3×1 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률의 %변화를 벡터이며 ε_t 는 3×1 오차항 벡터이다. ECT_{t-1} 은 장기균형식(공적분관계식)의 오차항을 의미한다. D_{1t} 는 앞에서 Bai and Perron(1998) 검정에 따른 제2기, 즉 외환위기 직전 기간으로 '96년 12월 3일부터 '97년 11월 12일까지는 1인 반면 그 밖의 기간에는 0인 더미변수이다. 또한 D_{2t} 는 제3기인 외환위기기간으로 '97년 11월 13일부터 '98년 10월 9일까지는 1인 반면 그 외의 기간은 0인 더미변수이다. 마찬가지로 D_{3t} 는 제4기인 외환위기 이후 기간으로 '98년 10월 13일부터 '02년 9월 30일까지는 1인 반면 그 밖의 기간은 0인 더미변수이다. 시차의 경우 12 시차까지 사용하여 Schwarz 검정을 하는 경우 최적시차가 10이기 때문에 10으로 정하였다.

본 연구의 관심사는 상관계수와 변동성간의 관계에 있으므로 지면절약상 추정결과를 언급하지 않기로 한다. 그러나 모형설정이 올바른가를 살펴보기 위해 간단한 F 검정을 실시한다. <표 4>는 인과관계에 대한 F 검정결과를 보여주고 있다. $\beta_w = b_{w1} = b_{w2} = \dots = b_{w10} = 0$ 인 귀무가설은 과거의 원/달러환율이 현재

4) 차분변수를 이용해 VAR 모형을 추정하는 경우에도 전반적인 결과에는 큰 차이가 없다.

의 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 등에 영향을 미치지 못한다는 가설을 의미하는데 이 가설은 모두 1% 유의수준하에서 기각된다. 과거의 종합주가지수가 현재의 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 등에 영향을 미치지 못한다는 가설인 $\beta_s = b_{s1} = b_{s2} = \dots = b_{s10} = 0$ 인 귀무가설은 물론 회사채수익률인 경우인 $\beta_b = b_{b1} = b_{b2} = \dots = b_{b10} = 0$ 인 귀무가설도 1% 유의수준하에서 기각된다. 한편 $b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$ 인 귀무가설 또한 세 경우 모두 1% 유의수준하에서 기각되어 더미변수가 유의적임을 알 수 있다.

〈표 4〉 VAR 모형에 대한 검정결과

귀무가설	₩/\$	KOSPI	회사채수익률
$\beta_w = b_{w1} = b_{w2} = \dots = b_{w10} = 0$	38.720[0.000]	7.959[0.000]	55.432[0.000]
$\beta_s = b_{s1} = b_{s2} = \dots = b_{s10} = 0$	3.049[0.000]	2.519[0.004]	2.868[0.001]
$\beta_b = b_{b1} = b_{b2} = \dots = b_{b10} = 0$	52.915[0.000]	3.842[0.000]	25.065[0.000]
$b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$	11.665[0.000]	11.536[0.000]	14.883[0.000]
$b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$	1.707[0.146]	1.357[0.246]	0.995[0.409]
$b_{w1}^+ = b_{w2}^+ = \dots = b_{w10}^+ = 0$	26.494[0.000]	2.475[0.006]	33.563[0.000]
$b_{s1}^+ = b_{s2}^+ = \dots = b_{s10}^+ = 0$	1.447[0.153]	3.152[0.001]	3.194[0.001]
$b_{b1}^+ = b_{b2}^+ = \dots = b_{b10}^+ = 0$	25.382[0.000]	3.326[0.000]	29.350[0.000]

주: 1) $\beta_w = b_{w1} = b_{w2} = \dots = b_{w10} = 0$ 인 귀무가설은 원/달러환율이 원인변수가 되지 않음을 의미.

2) $b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$ 인 귀무가설은 구조적인 분기점이 없음을 의미.

3) $b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$ 인 귀무가설은 요일효과가 없음을 의미.

4) $b_{w1}^+ = b_{w2}^+ = \dots = b_{w10}^+ = 0$ 인 귀무가설은 비대칭효과가 없음을 의미.

5) F 통계량 옆 [] 안의 값은 귀무가설이 받아들여지는 확률.

한편 일별 자료를 사용하기 때문에 요일효과가 나타날 가능성이 있으며 각 변수가 다른 변수의 변화에 비대칭적으로 반응할 수 있기 때문에 이들 효과들을 추가적으로 검정해 보기로 한다. 여기서는 다음과 같은 두 가지 모형을 추가적으로 검정해 보기로 한다.

$$\begin{aligned}
 e_t = & b_0 + b_{0D1}D_{1t} + b_{0D2}D_{2t} + b_{0D3}D_{3t} + b_{0T}D_{Tt} + b_{0W}D_{Wt} \\
 & + b_{0R}D_{Rt} + b_{0F}D_{Ft} + \beta ECT_{t-1} + \sum_{i=0}^{10} b_i e_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{5}$$

$$e_t = b_0 + b_{0D1}D_{1t} + b_{0D2}D_{2t} + b_{0D3}D_{3t} + \beta ECT_{t-1} + \sum_{i=0}^{10} (b_i + b_i^+ D_{it})e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

식 (5)에서 D_{Tt} , D_{Wt} , D_{Rt} , D_{Ft} 는 각각 화, 수, 목, 금요일에 대한 더미변수로 해당일에는 1인 반면 아닌 경우 0이다. 식 (6)에서 D_{it} 는 각 변화율이 상승하는 날에는 1인 반면 그렇지 않은 경우에는 0인 더미변수이다. <표 4>에서 $b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$ 인 가설, 즉 요일효과가 없다는 귀무가설은 세 변수 모두 10% 유의수준하에서 받아들여진다. 반면 $b_i^+ = 0$ 인 귀무가설, 즉 threshold 효과가 없다는 가설은 한 경우만을 제외하고 1% 유의수준하에서 기각된다. 따라서 본 연구에서는 식 (6)을 사용하여 변동성과 상관계수에 관한 분석을 실시한다. <표 5>는 식 (6)으로부터 얻은 오차항 벡터 ε_t 와 ε_t^2 에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다. 수정된 Ljung-Box 검정통계량에 따르면 세 변수 모두 시차수에 관계없이 ε_t 가 자기상관관계를 갖고 있지 않을 확률이 95% 이상이다. <그림 4>부터 <그림 6>은 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률의 예측불가능한 변화율이 전체기간에 걸쳐 어떻게 변화하고 있는가를 보여주고 있다. 원/달러환율의 경우 외환위기기간동안 예측불가능한 변화율이 크게 증가하며 외환위기 이후에는 그 변화폭이 줄어дна 외환위기 이전 기간보다는 큰 것으로 나타났다. 종합주가지수의

<표 5> ε_t 와 ε_t^2 에 대한 Ljung-Box 검정결과

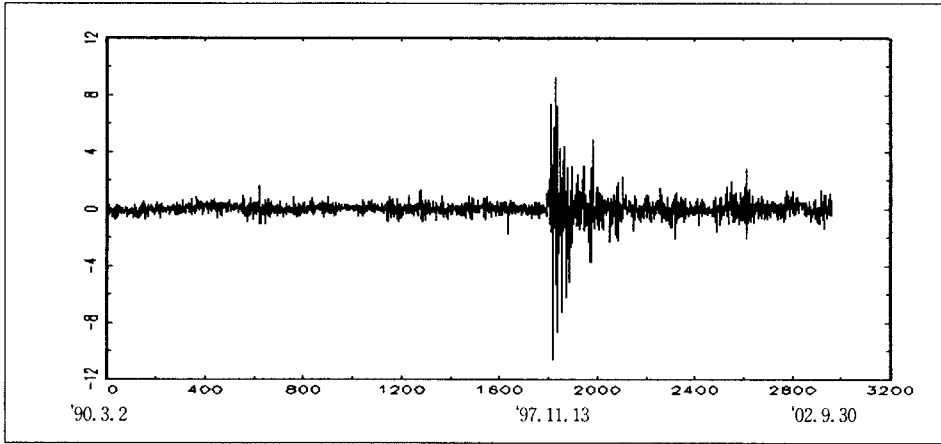
	₩/\$	KOSPI	회사채수익률
$Q_M(5)$	1.044 [0.959]	0.145 [1.000]	0.478 [0.993]
$Q_M(10)$	1.998 [0.996]	0.325 [1.000]	1.608 [0.999]
$Q^2(5)$	752.888 [0.000]	340.010 [0.000]	999.982 [0.000]
$Q^2(10)$	1375.597 [0.000]	450.640 [0.000]	1881.634 [0.000]

주: 1) $Q_M(10)$ 은 ε_t 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

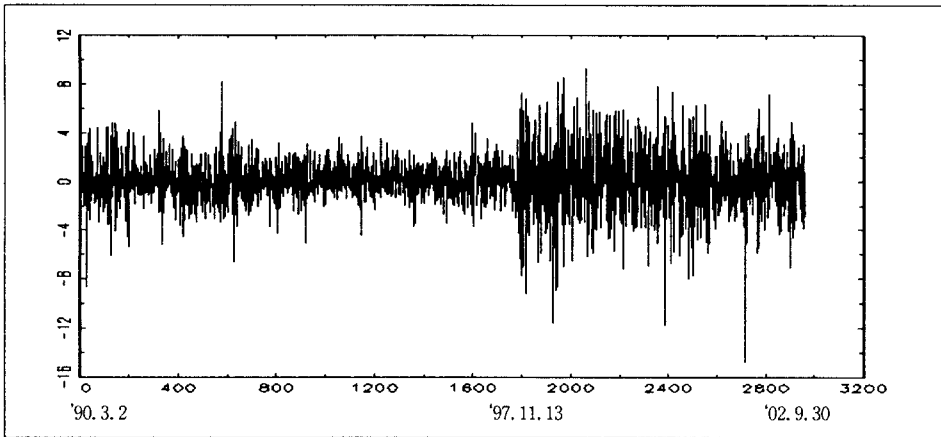
2) $Q^2(10)$ 은 ε_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

3) [] 안의 값은 확률값(p-value).

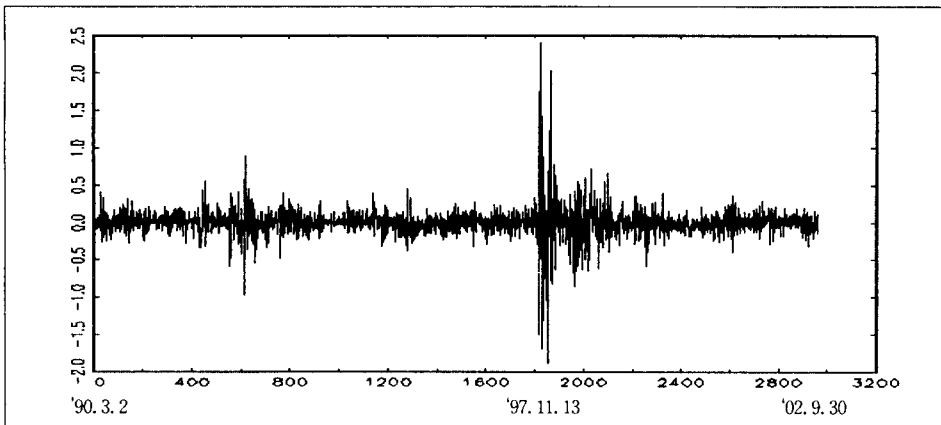
〈그림 4〉 예측불가능한 원/달러환율 변화율 (ε_{wt})



〈그림 5〉 예측불가능한 종합주가지수 변화율 (ε_{st})



〈그림 6〉 예측불가능한 회사채수익률 변화율 (ε_{bt})



경우 예측불가능한 수익률의 변화폭이 원/달러환율의 경우보다 크며 외환위기 이전보다 이후에 전반적으로 증가한다. 회사채수익률의 경우 잔차항의 변화폭이 외환위기기간동안 크게 증가하나 외환위기가 끝난 이후에는 외환위기 이전 기간과 크게 다르지 않다. 회사채의 예측불가능한 수익률은 다른 두 변수에 비해 상대적으로 작다.

한편 ε_t^2 이 자기상관관계를 갖고 있지 않을 확률은 0%에 가깝다. 이는 변동성에 GARCH 효과가 나타남을 의미하며 따라서 GARCH류의 모형이 조건부 분산을 모형화하는 데 우수한 모형임을 보여준다.

지금까지는 국내금융시장만을 가지고 분석하였다. 그러나 국내금융시장은 금융시장이 대폭 자유화되고 개방됨에 따라 외국금융시장의 변화에 민감하게 반응하고 있다. 예를 들어 최근 원/달러환율의 움직임은 엔/달러환율의 변화에 의해 크게 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 종합주가지수는 또한 선진국 주가지수의 변화에 동조화되어 있다. 뿐만 아니라 미국의 통화정책은 전세계의 재화 및 금융시장에 큰 파급효과를 가지고 있다. 따라서 여기서는 기존의 세 변수에 각각 엔/달러환율, 다우존스지수, 연방기금금리를 포함하는 경우를 같이 분석해 보고자 한다. <표 6>은

<표 6> VAR 모형에 대한 검정결과(엔/달러환율을 포함한 경우)

귀무가설	₩/\$	KOSPI	회사채수익률
$\beta_{\Psi} = b_{\Psi 1} = b_{\Psi 2} = \dots = b_{\Psi 10} = 0$	5.608[0.000]	1.710[0.073]	1.800[0.056]
$\beta_W = b_{W1} = b_{W2} = \dots = b_{W10} = 0$	39.436[0.000]	7.033[0.000]	55.408[0.000]
$\beta_S = b_{S1} = b_{S2} = \dots = b_{S10} = 0$	3.018[0.001]	1.714[0.072]	3.207[0.000]
$\beta_b = b_{b1} = b_{b2} = \dots = b_{b10} = 0$	58.463[0.000]	5.087[0.000]	26.103[0.000]
$b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$	3.279[0.020]	2.559[0.053]	1.531[0.204]
$b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$	0.551[0.699]	1.651[0.159]	1.359[0.246]
$b_{\Psi 1}^+ = b_{\Psi 2}^+ = \dots = b_{\Psi 10}^+ = 0$	1.345[0.200]	1.910[0.039]	2.573[0.004]
$b_{W1}^+ = b_{W2}^+ = \dots = b_{W10}^+ = 0$	27.280[0.000]	2.803[0.002]	32.671[0.000]
$b_{S1}^+ = b_{S2}^+ = \dots = b_{S10}^+ = 0$	1.220[0.273]	2.887[0.001]	3.234[0.000]
$b_{b1}^+ = b_{b2}^+ = \dots = b_{b10}^+ = 0$	23.299[0.000]	3.802[0.000]	29.028[0.000]

주: 1) $\beta_{\Psi} = b_{\Psi 1} = b_{\Psi 2} = \dots = b_{\Psi 10} = 0$ 인 귀무가설은 엔/달러환율이 원인변수가 되지 않음을 의미.

2) $b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$ 인 귀무가설은 구조적인 분기점이 없음을 의미.

3) $b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$ 인 귀무가설은 요일효과가 없음을 의미.

4) $b_{\Psi 1}^+ = b_{\Psi 2}^+ = \dots = b_{\Psi 10}^+ = 0$ 인 귀무가설은 비대칭효과가 없음을 의미.

5) F 통계량 옆 [] 안의 값은 귀무가설이 받아들여지는 확률.

엔/달러환율을 포함한 경우의 검정결과를 보여주고 있다. 식 (6)에 단지 엔/달러환율이 추가된 4변수 모형을 이용한다. $\beta_{\yen} = b_{\yen 1} = b_{\yen 2} = \dots = b_{\yen 10} = 0$ 인 귀무가설은 과거의 엔/달러환율이 현재의 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 등에 영향을 미치지 못한다는 가설을 의미하는데 이 가설은 적어도 10% 유의수준 하에서 기각된다. $b_{\yen 1}^+ = b_{\yen 2}^+ = \dots = b_{\yen 10}^+ = 0$, 즉 threshold 효과가 없다는 가설은 종합주가지수와 회사채수익률의 경우 5% 유의수준하에서 기각된다. 다른 변수의 경우에는 엔/달러환율이 포함되지 않은 경우와 크게 다르지 않다. <표 7>은 다우존스지수를 포함한 경우의 검정결과를 보여주고 있다. $\beta_D = b_{D1} = b_{D2} = \dots = b_{D10} = 0$ 인 귀무가설은 과거의 다우존스지수가 현재의 원/달러환율, 종합주종합주가지수, 회사채수익률 등에 영향을 미치지 못한다는 가설을 의미하는데 이 가설은 원/달러환율과 종합주가지수의 경우 적어도 5% 유의수준하에서 기각된다. 그러나 $b_{D1}^+ = b_{D2}^+ = \dots = b_{D10}^+ = 0$, 즉 threshold 효과가 없다는 가설은 세 변수 모두 10% 유의수준하에서도 기각되지 않는다. <표 8>은 연방기금금리를 포함한 경우의 검정결과를 보여주는데 엔/달러환율이나 다우존스지수와 달리 세 변

<표 7> VAR 모형에 대한 검정결과(다우존스지수를 포함한 경우)

귀무가설	₩/\$	KOSPI	회사채수익률
$\beta_D = b_{D1} = b_{D2} = \dots = b_{D10} = 0$	1.930[0.037]	12.775[0.000]	1.535[0.121]
$\beta_W = b_{W1} = b_{W2} = \dots = b_{W10} = 0$	39.394[0.000]	7.559[0.000]	54.491[0.000]
$\beta_s = b_{s1} = b_{s2} = \dots = b_{s10} = 0$	2.831[0.002]	1.216[0.275]	3.655[0.000]
$\beta_b = b_{b1} = b_{b2} = \dots = b_{b10} = 0$	59.113[0.000]	5.244[0.000]	26.260[0.000]
$b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$	3.606[0.013]	3.139[0.024]	1.709[0.163]
$b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$	1.684[0.151]	1.469[0.209]	1.080[0.364]
$b_{D1}^+ = b_{D2}^+ = \dots = b_{D10}^+ = 0$	1.536[0.120]	1.531[0.122]	0.839[0.591]
$b_{W1}^+ = b_{W2}^+ = \dots = b_{W10}^+ = 0$	28.312[0.000]	2.684[0.003]	33.242[0.000]
$b_{s1}^+ = b_{s2}^+ = \dots = b_{s10}^+ = 0$	1.356[0.195]	3.537[0.000]	3.285[0.000]
$b_{b1}^+ = b_{b2}^+ = \dots = b_{b10}^+ = 0$	23.042[0.000]	3.873[0.000]	29.328[0.000]

주: 1) $\beta_D = b_{D1} = b_{D2} = \dots = b_{D10} = 0$ 인 귀무가설은 다우존스지수가 원인변수가 되지 않음을 의미.

2) $b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$ 인 귀무가설은 구조적인 분기점이 없음을 의미.

3) $b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$ 인 귀무가설은 요일효과가 없음을 의미.

4) $b_{D1}^+ = b_{D2}^+ = \dots = b_{D10}^+ = 0$ 인 귀무가설은 비대칭효과가 없음을 의미.

5) F 통계량 옆 () 안의 값은 귀무가설이 받아들여지는 확률.

수에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 앞으로 조건부 분산모형 관한 논의는 엔/달러환율과 다우존스지수를 포함한 경우에 한정한다.

〈표 8〉 VAR 모형에 대한 검정결과(연방기금금리를 포함한 경우)

귀무가설	₩/\$	KOSPI	회사채수익률
$\beta_f = b_{f1} = b_{f2} = \dots = b_{f10} = 0$	0.448[0.923]	1.114[0.347]	0.580[0.831]
$\beta_w = b_{w1} = b_{w2} = \dots = b_{w10} = 0$	38.508[0.000]	6.860[0.000]	53.929[0.000]
$\beta_s = b_{s1} = b_{s2} = \dots = b_{s10} = 0$	2.794[0.002]	1.390[0.178]	3.248[0.000]
$\beta_b = b_{b1} = b_{b2} = \dots = b_{b10} = 0$	58.817[0.000]	4.812[0.000]	25.901[0.000]
$b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$	3.228[0.022]	2.647[0.047]	1.528[0.205]
$b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$	1.658[0.157]	1.196[0.311]	0.933[0.444]
$b_{f1}^+ = b_{f2}^+ = \dots = b_{f10}^+ = 0$	0.340[0.970]	1.088[0.367]	0.691[0.734]
$b_{w1}^+ = b_{w2}^+ = \dots = b_{w10}^+ = 0$	27.918[0.000]	2.498[0.006]	33.254[0.000]
$b_{s1}^+ = b_{s2}^+ = \dots = b_{s10}^+ = 0$	1.316[0.216]	3.062[0.001]	3.044[0.001]
$b_{b1}^+ = b_{b2}^+ = \dots = b_{b10}^+ = 0$	23.150[0.000]	3.823[0.000]	29.137[0.000]

- 주: 1) $\beta_f = b_{f1} = b_{f2} = \dots = b_{f10} = 0$ 인 귀무가설은 연방기금금리가 원인변수가 되지 않음을 의미.
 2) $b_{0D1} = b_{0D2} = b_{0D3} = 0$ 인 귀무가설은 구조적인 분기점이 없음을 의미.
 3) $b_{0T} = b_{0W} = b_{0R} = b_{0F} = 0$ 인 귀무가설은 요일효과가 없음을 의미.
 4) $b_{f1}^+ = b_{f2}^+ = \dots = b_{f10}^+ = 0$ 인 귀무가설은 비대칭효과가 없음을 의미.
 5) F 통계량 옆 [] 안의 값은 귀무가설이 받아들여지는 확률.

2. 조건부 분산모형

여기서는 다음과 같이 상관계수가 동태적으로 변하고 1기전의 다른 시장의 뉴스에 의해 변동성이 영향을 받는 다변량 GJR(1, 1) 모형을 고려해 보기로 한다(Engle, Ito and Lin, 1990; Glosten, Jagannathan, and Runkle, 1993; Engle, 2002 참고).

$$h_{wt} = \omega_w + \omega_{wD1}D_{1t} + \omega_{wD2}D_{2t} + \omega_{wD3}D_{3t} + \beta_w h_{wt-1} + \alpha_{ww}\epsilon_{wt-1}^2 + \alpha_{sw}\epsilon_{st-1}^2 + \alpha_{bw}\epsilon_{bt-1}^2 + \gamma_w S_{wt-1}^+ \epsilon_{wt-1}^2 \quad (7)$$

$$h_{st} = \omega_s + \omega_{sD1}D_{1t} + \omega_{sD2}D_{2t} + \omega_{sD3}D_{3t} + \beta_s h_{st-1} + \alpha_{ws}\epsilon_{wt-1}^2 + \alpha_{ss}\epsilon_{st-1}^2 + \alpha_{bs}\epsilon_{bt-1}^2 + \gamma_s S_{st-1}^+ \epsilon_{st-1}^2 \quad (8)$$

$$h_{bt} = \omega_b + \omega_{bD1}D_{1t} + \omega_{bD2}D_{2t} + \omega_{bD3}D_{3t} + \beta_b h_{bt-1} \\ + \alpha_{wb}\varepsilon_{wt-1}^2 + \alpha_{sb}\varepsilon_{st-1}^2 + \alpha_{bb}\varepsilon_{bt-1}^2 + \gamma_b S_{bt-1}^+ \varepsilon_{bt-1}^2 \quad (9)$$

$$\rho_{ws} = \bar{\rho}_{ws}(1 - \theta_{ws} - \lambda_{ws}) + \theta_{ws} \frac{\varepsilon_{wt-1}}{\sqrt{h_{wt-1}}} \frac{\varepsilon_{st-1}}{\sqrt{h_{st-1}}} \\ + \lambda_{ws} \rho_{ws-1} \quad (10)$$

$$\rho_{wb} = \bar{\rho}_{wb}(1 - \theta_{wb} - \lambda_{wb}) + \theta_{wb} \frac{\varepsilon_{wt-1}}{\sqrt{h_{wt-1}}} \frac{\varepsilon_{bt-1}}{\sqrt{h_{bt-1}}} \\ + \lambda_{wb} \rho_{wb-1} \quad (11)$$

$$\rho_{sb} = \bar{\rho}_{sb}(1 - \theta_{sb} - \lambda_{sb}) + \theta_{sb} \frac{\varepsilon_{st-1}}{\sqrt{h_{st-1}}} \frac{\varepsilon_{bt-1}}{\sqrt{h_{bt-1}}} + \lambda_{sb} \rho_{sb-1} \quad (12)$$

식 (7), (8), (9)에서 D_{1t} 는 조건부 평균모형에서와 같이 제2기, 즉 외환위기 직전 기간으로 '96년 12월 3일부터 '97년 11월 12일까지는 1인 반면 그 밖의 기간에는 0인 더미변수이다. 또한 D_{2t} 는 제3기인 외환위기기간으로 '97년 11월 13일부터 '98년 10월 9일까지는 1인 반면 그 외의 기간은 0인 더미변수이다. 마찬가지로 D_{3t} 는 제4기인 외환위기 이후 기간으로 '98년 10월 13일부터 '02년 9월 30일까지는 1인 반면 그 밖의 기간은 0인 더미변수이다. 또한 S_{it-1}^+ 은 ε_{it-1} 이 0보다 크면 1인 반면 그렇지 않은 경우 0인 더미변수이다. 다변량 GARCH(1, 1) 모형에서는 이 항이 식 (7), (8), (9)에서 빠진다. 상관계수 ρ_{ijt} 는 GARCH(1, 1) 형태를 따른다고 가정한다.

〈표 9〉는 최우추정법을 이용한 다변량 GARCH(1, 1)와 GJR(1, 1) 모형에 대한 추정결과를 보여주고 있다. GARCH(1, 1) 모형의 추정결과를 살펴보면 먼저 원/달러 환율의 기간더미계수, ω_{wD1} , ω_{wD2} , ω_{wD3} 는 각각 0.004760, 0.321, 0.018로 적어도 5% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 제3기인 외환위기기간의 더미계수가 가장 크고 다음으로 외환위기 이후의 기간의 더미계수가 크다. 종합주가지수의 경우에는 ω_{sD1} , ω_{sD2} , ω_{sD3} 가 각각 0.038, 0.939, 0.441이나 ω_{sD2} 와 ω_{sD3} 의 경우만 1% 수준하에서 유의적이다. 원/달러환율과 마찬가지로 외환위기 기간의 더미계수가 가장 크고 다음으로 외환위기 이후 기간의 더미계수가 크다. 회사채

〈표 9〉 조건부 분산모형 추정결과

	GARCH	GJR
ω_w	$3.248 \times 10^{-3} (1.038 \times 10^{-3})^{**}$	$3.032 \times 10^{-3} (0.659 \times 10^{-3})^{**}$
ω_{wD1}	$4.760 \times 10^{-3} (2.226 \times 10^{-3})^*$	$4.754 \times 10^{-3} (2.071 \times 10^{-3})^*$
ω_{wD2}	0.321 (0.096) **	0.300 (0.075) **
ω_{wDB}	0.018 (0.004) **	0.017 (0.003) **
β_w	0.726 (0.028) **	0.730 (0.012) **
a_{ww}	0.142 (0.016) **	0.106 (0.011) **
a_{sw}	$0.369 \times 10^{-3} (0.298 \times 10^{-3})$	$0.395 \times 10^{-3} (0.267 \times 10^{-3})$
a_{bw}	0.695 (0.114) **	0.691 (0.094) **
γ_w		0.071 (0.019) **
ω_s	0.174 (0.029) **	0.164 (0.027) **
ω_{sD1}	0.038 (0.039)	0.028 (0.038)
ω_{sD2}	0.939 (0.204) **	0.875 (0.206) **
ω_{sDB}	0.441 (0.084) **	0.414 (0.079) **
β_s	0.792 (0.023) **	0.797 (0.022) **
a_{ws}	-0.022 (0.016)	-0.018 (0.018)
a_{ss}	0.124 (0.013) **	0.160 (0.018) **
a_{bs}	-0.123 (0.373)	-0.007 (0.232)
γ_s		-0.069 (0.017) **
ω_b	$0.385 \times 10^{-3} (0.069 \times 10^{-3})^{**}$	$0.403 \times 10^{-3} (0.074 \times 10^{-3})^{**}$
ω_{bD1}	$0.096 \times 10^{-3} (0.148 \times 10^{-3})$	$0.086 \times 10^{-3} (0.141 \times 10^{-3})$
ω_{bD2}	$1.738 \times 10^{-3} (1.488 \times 10^{-3})$	$1.499 \times 10^{-3} (1.432 \times 10^{-3})$
ω_{bDB}	$-0.357 \times 10^{-3} (0.096 \times 10^{-3})^{**}$	$-0.358 \times 10^{-3} (0.094 \times 10^{-3})^{**}$
β_b	0.828 (0.015) **	0.826 (0.014) **
a_{wb}	$2.232 \times 10^{-3} (0.460 \times 10^{-3})^{**}$	$2.323 \times 10^{-3} (0.501 \times 10^{-3})^{**}$
a_{sb}	$0.040 \times 10^{-3} (0.018 \times 10^{-3})^*$	$0.040 \times 10^{-3} (0.018 \times 10^{-3})^*$
a_{bb}	0.120 (0.012) **	0.140 (0.017) **
γ_b		-0.042 (0.017) *
$\bar{\rho}_{ws}$	-0.127 (0.039) **	-0.128 (0.038) **
θ_{ws}	0.007 (0.004) +	0.008 (0.004) *
λ_{ws}	0.987 (0.010) **	0.984 (0.011) **
$\bar{\rho}_{wb}$	0.082 (0.024) **	0.082 (0.023) **
θ_{wb}	0.008 (0.006)	0.008 (0.006)
λ_{wb}	0.967 (0.040) **	0.961 (0.040) **
$\bar{\rho}_{sb}$	-0.062 (0.088)	-0.060 (0.069)
θ_{sb}	0.012 (0.003) **	0.011 (0.002) **
λ_{sb}	0.986 (0.004) **	0.986 (0.004) **

주: 1) w , s , b 는 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

2) () 안의 값은 표준오차.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

수익률의 더미계수, ω_{bD1} , ω_{bD2} , ω_{bD3} 는 0.000096, 0.001738, -0.000357이나 ω_{bD3} 의 경우만 1% 수준하에서 유의적이다. 원/달러환율이나 종합주가지수의 경우와 달리 회사채수익률의 더미계수는 외환위기 이후 기간에 마이너스 값을 가져 오히려 변동성이 이전 기간에 비해 감소하는 것으로 나타났다.

한편 한 시장의 뉴스충격이 다른 시장의 변동성에 영향을 미치는가를 살펴보면 외환시장의 경우 a_{ww} 나 a_{bw} 의 추정치가 보여주는 바와 같이 1기전 원/달러환율 자신의 뉴스충격이나 회사채수익률의 뉴스충격에 원/달러환율의 변동성이 통계적으로 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 종합주가지수의 뉴스충격 또한 원/달러환율의 변동성을 증대시키나 통계적으로 유의적이지 못하다. 주식시장의 경우 원/달러환율이나 회사채수익률의 뉴스충격은 오히려 종합주가지수의 변동성을 감소시키나 통계적으로 유의적이지 못하다. 반면 채권시장의 경우에는 자기자신의 뉴스충격은 물론 외환시장이나 주식시장의 전달 뉴스충격에 의해 회사채수익률의 변동성이 증가하며 모두 통계적으로 유의적이다.⁵⁾

〈표 9〉는 두 변수간의 상관계수가 상수가 아니라 시간에 따라 변화하고 있음을 보여주고 있다. 원/달러환율과 종합주가지수의 경우 $\bar{\rho}_{ws}$, θ_{ws} , λ_{ws} 가 각각 -0.127, 0.007, 0.987로 적어도 10% 수준하에서 유의적이다. 즉 원/달러환율과 종합주가지수의 예측불가능한 변화율은 음의 상관관계를 가지나 시간이 흐름에 따라 변한다. 또한 원/달러환율과 회사채수익률의 경우 $\bar{\rho}_{wb}$ 가 0.082로 플러스 값을 가지며 통계적으로 1% 수준하에서 유의적이다. 반면 θ_{wb} 와 λ_{wb} 는 각각 0.008과 0.967로 상관관계가 동태적으로 변화하고 있음을 보여준다. 종합주가지수와 회사채수익률의 경우 $\bar{\rho}_{sb}$, θ_{sb} , λ_{sb} 가 각각 -0.062, 0.012, 0.986으로 종합주가지수와 회사채수익률의 예측불가능한 변화율은 마이너스 상관관계를 가지나 시간이 흐름에 따라 변한다.

〈표 9〉는 또한 다변량 GJR(1, 1) 모형에 대한 추정결과를 보여주고 있다. GJR(1, 1) 모형이 GARCH(1, 1) 모형과 가장 구별되는 추정결과는 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 모두에 비대칭효과가 나타난다는 점이다. 먼저 원/달러환율의 경우 v_w 의 추정치가 0.071로 1% 수준하에서 유의적이다. 예측불가능한

5) Engle, Ito, and Lin(1990)은 $i \neq j$ 대해 $a_{ij} = 0$ 인 가설을 열파(heat wave) 가설이라고 부른다. 한편 열파가설에 대한 대체가설은 유성우(meteor shower) 가설이라 한다.

환율변화율이 하락할 때보다 상승할 때 환율변동성이 더 크게 증가한다. 일반적으로 환율은 두 국가의 통화비율이기 때문에 변동성이 뉴스충격에 대칭적으로 작용함에 비추어 볼 때 원/달러환율 변동성의 움직임은 예외적인 현상이라 볼 수 있다. 외환위기 전후로 환율이 급격하게 상승한 결과일 가능성이 크다. 한편 종합주가지수의 경우 V_s 가 -0.069이며 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 주식시장에 대한 일반적인 분석결과와 동일하게 좋은 뉴스보다는 나쁜 뉴스가 주식시장의 변동성을 더 크게 증가시킨다. 또한 회사채수익률의 경우에도 V_b 가 -0.042이며 5% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 원/달러환율과 달리 외환위기를 겪으면서 회사채수익률이 위기 이전보다 더 낮은 수준으로 크게 하락했기 때문에 마이너스 충격이 변동성을 더 크게 증가시키는 것 같다. 기간에 따른 더미효과, 다른 시장의 뉴스충격효과, 상관계수의 동태성 등에 관한 추정결과는 GARCH(1, 1) 모형의 그것과 크게 다르지 않다.

이미 언급한 바와 같이 국내금융시장은 엔/달러환율 또한 다우존스지수 등의 움직임에 따라 크게 영향을 받는다. 따라서 여기서는 엔/달러환율 또는 다우존스지수의 뉴스충격이 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률의 변동성에 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다. 또한 엔/달러환율 또는 다우존스지수를 고려하는 경우 국내금융시장간의 변동성과 상관계수가 어떻게 변화하는가를 비교해 본다. 먼저 엔/달러환율을 포함한 다변량 GJR(1, 1) 모형의 경우 추정모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} h_{wt} = & \omega_w + \omega_{wD1}D_{1t} + \omega_{wD2}D_{2t} + \omega_{wD3}D_{3t} + \beta_w h_{wt-1} \\ & + \alpha_{ww}\epsilon_{wt-1}^2 + \alpha_{ws}\epsilon_{st-1}^2 + \alpha_{wb}\epsilon_{bt-1}^2 \\ & + \gamma_w S_{wt-1}^+ \epsilon_{wt-1}^2 \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} h_{st} = & \omega_s + \omega_{sD1}D_{1t} + \omega_{sD2}D_{2t} + \omega_{sD3}D_{3t} + \beta_s h_{st-1} \\ & + \alpha_{ss}\epsilon_{st-1}^2 + \alpha_{sw}\epsilon_{wt-1}^2 + \alpha_{sb}\epsilon_{bt-1}^2 \\ & + \gamma_s S_{st-1}^+ \epsilon_{st-1}^2 \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} h_{bt} = & \omega_b + \omega_{bD1}D_{1t} + \omega_{bD2}D_{2t} + \omega_{bD3}D_{3t} + \beta_b h_{bt-1} \\ & + \alpha_{bw}\epsilon_{wt-1}^2 + \alpha_{bs}\epsilon_{st-1}^2 + \alpha_{bb}\epsilon_{bt-1}^2 \\ & + \gamma_b S_{bt-1}^+ \epsilon_{bt-1}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

식 (13), (14), (15)는 식 (7), (8), (9)에 엔/달러환율의 뉴스충격을 고려하기 위해 각각 $\alpha_{\text{ww}}\epsilon_{\text{wt}-1}^2$, $\alpha_{\text{ys}}\epsilon_{\text{yt}-1}^2$, $\alpha_{\text{yb}}\epsilon_{\text{yt}-1}^2$ 을 추가한 것이다. 조건부 상관계수의 경우 식 (10), (11), (12)와 동일하기 때문에 지면절약상 기술하지 않는다. 다른 추정계수는 전과 동일하며 GARCH(1,1) 모형에서는 $\gamma_{\text{w}}S_{\text{wt}-1}^+\epsilon_{\text{wt}-1}^2$, $\gamma_{\text{s}}S_{\text{st}-1}^+\epsilon_{\text{st}-1}^2$, $\gamma_{\text{b}}S_{\text{bt}-1}^+\epsilon_{\text{bt}-1}^2$ 항이 식 (13), (14), (15)에서 빠진다.

〈표 10〉은 엔/달러환율을 포함한 경우의 추정결과를 보여준다. GARCH(1,1) 모형의 경우 엔/달러환율의 뉴스충격은 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률의 변동성을 모두 증가시키나 α_{ww} 와 α_{yb} 의 추정치만 각각 10%와 1% 수준하에서 유의적이다. 〈표 9〉와 비교해 볼 때 원/달러환율의 더미계수 추정치는 더 커지나 α_{ww} 와 β_{w} 의 추정치는 작아진다. 반면 회사채수익률의 경우 α_{bb} 와 β_{b} 는 물론 상수항과 더미계수의 추정치도 오히려 작아진다. 한편 조건부 상관계수의 상수항 $\bar{\rho}_{\text{ws}}$ 와 $\bar{\rho}_{\text{sb}}$ 에 대한 추정치의 절대값은 〈표 9〉에 비해 증가한다.

GJR(1,1)의 경우 〈표 9〉에서와 같이 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 모두에 비대칭효과가 나타난다. 그러나 γ_{w} 의 추정치는 0.071에서 0.059로 줄어든다. 마찬가지로 γ_{s} 와 γ_{b} 에 대한 추정치의 절대값 또한 작아진다. 다른 계수 추정치의 경우 GARCH(1,1) 모형에서의 추정결과와 유사하다.

〈표 11〉은 다우존스지수를 포함한 경우의 추정결과를 보여주는데 먼저 GARCH(1,1) 모형의 경우를 살펴보자. 이 경우 식 (13), (14), (15)에 각각 $\alpha_{\text{ww}}\epsilon_{\text{wt}-1}^2$, $\alpha_{\text{ys}}\epsilon_{\text{yt}-1}^2$, $\alpha_{\text{yb}}\epsilon_{\text{yt}-1}^2$ 대신 $\alpha_{\text{Dww}}\epsilon_{\text{Dt}-1}^2$, $\alpha_{\text{Ds}}\epsilon_{\text{Dt}-1}^2$, $\alpha_{\text{Db}}\epsilon_{\text{Dt}-1}^2$ 이 추가된다. 다우존스지수의 뉴스충격은 원/달러환율과 종합주가지수의 변동성을 증가시키는 반면 회사채수익률의 변동성을 감소시킨다. 그러나 α_{Ds} 의 추정치만 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 〈표 9〉와 비교해 볼 때 원/달러환율의 상수항과 더미계수의 추정치는 더 커지나 종합주가지수와 회사채수익률의 더미계수 추정치는 오히려 작아진다. 또한 $\alpha_{\text{ww}} + \beta_{\text{w}}$, $\alpha_{\text{ss}} + \beta_{\text{s}}$, $\alpha_{\text{bb}} + \beta_{\text{b}}$ 의 추정치는 0.868, 0.916, 0.948에서 0.861, 0.901, 0.941로 줄어든다. 한편 조건부 상관계수의 상수항 $\bar{\rho}_{\text{ws}}$ 와 $\bar{\rho}_{\text{sb}}$ 에 대한 추정치의 절대값은 〈표 9〉에 비해 크다.

GJR(1,1)의 경우 〈표 9〉에서와 같이 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 모두에 비대칭효과가 나타난다. 그러나 γ_{w} 의 추정치는 0.071에서 0.077로 커지는 반면 γ_{s} 의 추정치는 -0.069에서 -0.050으로 줄어든다. 한편 γ_{b} 의 추정치는

〈표 10〉 조건부 분산모형 추정결과(엔/달러환율을 포함한 경우)

	GARCH	GJR
ω_w	$2.985 \times 10^{-3} (0.934 \times 10^{-3})^{**}$	$3.104 \times 10^{-3} (0.923 \times 10^{-3})^{**}$
ω_{wD1}	$7.007 \times 10^{-3} (2.135 \times 10^{-3})^{**}$	$6.909 \times 10^{-3} (2.879 \times 10^{-3})^*$
ω_{wD2}	0.341 (0.063) **	0.342 (0.100) **
ω_{wD3}	0.020 (0.003) **	0.020 (0.004) **
β_w	0.712 (0.021) **	0.710 (0.031) **
$a_{\pi w}$	$2.880 \times 10^{-3} (1.496 \times 10^{-3})^+$	$2.905 \times 10^{-3} (1.610 \times 10^{-3})^+$
a_{ww}	0.138 (0.014) **	0.108 (0.019) **
a_{sw}	$0.219 \times 10^{-3} (0.307 \times 10^{-3})$	$0.236 \times 10^{-3} (0.438 \times 10^{-3})$
a_{bw}	0.755 (0.101) **	0.758 (0.135) **
γ_w		0.059 (0.022) **
ω_s	0.163 (0.028) **	0.156 (0.030) **
ω_{sD1}	0.035 (0.041)	0.022 (0.035)
ω_{sD2}	0.865 (0.177) **	0.823 (0.264) **
ω_{sD3}	0.445 (0.062) **	0.427 (0.076) **
β_s	0.792 (0.021) **	0.795 (0.018) **
$a_{\pi s}$	0.015 (0.019)	0.016 (0.037)
a_{ws}	-0.021 (0.015)	-0.017 (0.015)
a_{ss}	0.127 (0.014) **	0.161 (0.018) **
a_{bs}	-0.139 (0.392)	-0.021 (0.632)
γ_s		-0.067 (0.020) **
ω_b	$0.217 \times 10^{-3} (0.067 \times 10^{-3})^{**}$	$0.221 \times 10^{-3} (0.090 \times 10^{-3})^*$
ω_{bD1}	$-0.002 \times 10^{-3} (0.143 \times 10^{-3})$	$-0.004 \times 10^{-3} (0.157 \times 10^{-3})$
ω_{bD2}	$1.376 \times 10^{-3} (1.115 \times 10^{-3})$	$0.994 \times 10^{-3} (1.326 \times 10^{-3})$
ω_{bD3}	$-0.470 \times 10^{-3} (0.091 \times 10^{-3})^{**}$	$-0.482 \times 10^{-3} (0.133 \times 10^{-3})^{**}$
β_b	0.823 (0.009) **	0.824 (0.015) **
$a_{\pi b}$	$0.573 \times 10^{-3} (0.133 \times 10^{-3})^{**}$	$0.557 \times 10^{-3} (0.159 \times 10^{-3})^{**}$
a_{wb}	$2.633 \times 10^{-3} (0.486 \times 10^{-3})^{**}$	$2.744 \times 10^{-3} (0.696 \times 10^{-3})^{**}$
a_{sb}	$0.046 \times 10^{-3} (0.019 \times 10^{-3})^*$	$0.047 \times 10^{-3} (0.020 \times 10^{-3})^*$
a_{bb}	0.113 (0.009) **	0.130 (0.017) **
γ_b		-0.040 (0.026)
$\bar{\rho}_{ws}$	-0.139 (0.035) **	-0.139 (0.035) **
θ_{ws}	0.007 (0.002) **	0.007 (0.004) *
λ_{ws}	0.987 (0.006) **	0.986 (0.011) **
$\bar{\rho}_{wb}$	0.078 (0.027) **	0.077 (0.028) **
θ_{wb}	0.004 (0.003)	0.004 (0.003) *
λ_{wb}	0.988 (0.010) **	0.987 (0.013) **
$\bar{\rho}_{sb}$	-0.094 (0.075)	-0.088 (0.095)
θ_{sb}	0.010 (0.003) **	0.010 (0.002) **
λ_{sb}	0.988 (0.004) **	0.988 (0.004) **

주: 1) D , w , s , b 는 각각 다우존스지수, 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

2) () 안의 값은 표준오차.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

〈표 11〉 조건부 분산모형 추정결과(다우존스지수를 포함한 경우)

	GARCH	GJR
ω_w	$3.304 \times 10^{-3} (0.825 \times 10^{-3})^{**}$	$3.167 \times 10^{-3} (0.847 \times 10^{-3})^{**}$
ω_{wD1}	$6.738 \times 10^{-3} (2.042 \times 10^{-3})^{**}$	$6.358 \times 10^{-3} (2.522 \times 10^{-3})^*$
ω_{wD2}	0.325 (0.058) **	0.310 (0.090) **
ω_{wD3}	0.018 (0.003) **	0.018 (0.004) **
β_w	0.723 (0.020) **	0.724 (0.027) **
a_{Dw}	$0.309 \times 10^{-3} (0.510 \times 10^{-3})$	$0.420 \times 10^{-3} (0.530 \times 10^{-3})$
a_{ww}	0.138 (0.013) **	0.100 (0.017) **
a_{sw}	$0.128 \times 10^{-3} (0.290 \times 10^{-3})$	$0.177 \times 10^{-3} (0.261 \times 10^{-3})$
a_{bw}	0.731 (0.098) **	0.727 (0.107) **
γ_w		0.077 (0.023) **
ω_s	0.184 (0.031) **	0.176 ((0.032) **
ω_{sD1}	0.036 (0.045)	0.026 (0.032)
ω_{sD2}	0.919 (0.200) **	0.874 (0.212) **
ω_{sD3}	0.374 (0.055) **	0.362 (0.076) **
β_s	0.781 (0.024) **	0.785 (0.024) **
a_{Ds}	0.043 (0.022) +	0.044 (0.024) +
a_{ws}	-0.010 (0.016)	-0.009 (0.012)
a_{ss}	0.120 (0.014) **	0.144 (0.020) **
a_{bs}	-0.199 (0.436)	-0.061 (0.249)
γ_s		-0.050 (0.021) *
ω_b	$0.422 \times 10^{-3} (0.059 \times 10^{-3})^{**}$	$0.430 \times 10^{-3} (0.082 \times 10^{-3})^{**}$
ω_{bD1}	$0.075 \times 10^{-3} (0.144 \times 10^{-3})$	$0.065 \times 10^{-3} (0.164 \times 10^{-3})$
ω_{bD2}	$1.497 \times 10^{-3} (1.173 \times 10^{-3})$	$1.164 \times 10^{-3} (1.413 \times 10^{-3})$
ω_{bD3}	$-0.459 \times 10^{-3} (0.082 \times 10^{-3})^{**}$	$-0.470 \times 10^{-3} (0.091 \times 10^{-3})^{**}$
β_b	0.822 (0.008) **	0.822 (0.013) **
a_{Db}	$-0.019 \times 10^{-3} (0.033 \times 10^{-3})$	$-0.018 \times 10^{-3} (0.031 \times 10^{-3})$
a_{wb}	$2.790 \times 10^{-3} (0.485 \times 10^{-3})^{**}$	$2.884 \times 10^{-3} (0.444 \times 10^{-3})^{**}$
a_{sb}	$0.046 \times 10^{-3} (0.019 \times 10^{-3})^*$	$0.047 \times 10^{-3} (0.019 \times 10^{-3})^*$
a_{bb}	0.119 (0.008) **	0.138 (0.015) **
γ_b		-0.042 (0.018) *
$\bar{\rho}_{ws}$	-0.139 (0.029) **	-0.137 (0.028) **
θ_{ws}	0.008 (0.004) *	0.008 (0.003) *
λ_{ws}	0.980 (0.012) **	0.979 (0.012) **
$\bar{\rho}_{wb}$	0.058 (0.034) +	0.057 (0.035) +
θ_{wb}	0.006 (0.002) *	0.006 (0.002) **
λ_{wb}	0.988 (0.007) **	0.988 (0.005) **
$\bar{\rho}_{sb}$	-0.076 (0.066)	-0.074 (0.049)
θ_{sb}	0.010 (0.003) **	0.010 (0.002) **
λ_{sb}	0.987 (0.004) **	0.987 (0.004) **

주: 1) D , w , s , b 는 각각 다우존스지수, 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

2) () 안의 값은 표준오차.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

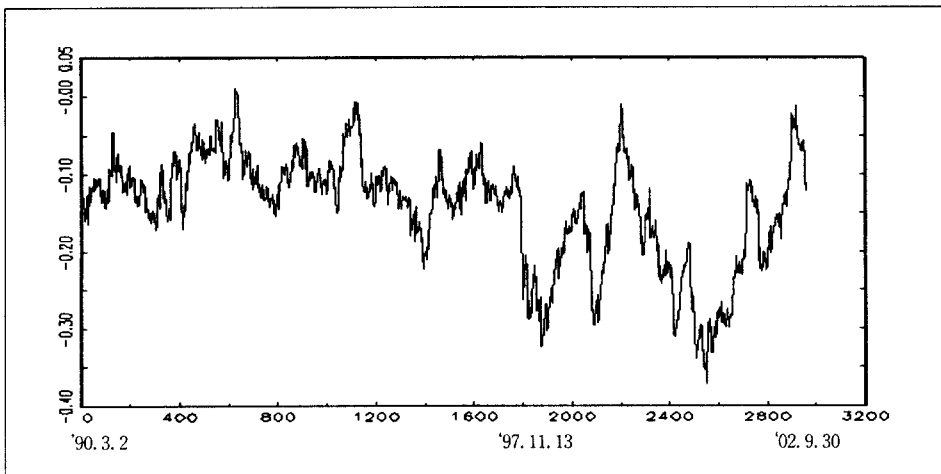
거의 동일하다.

IV. 변동성과 상관관계분석

1. 동태적 상관계수

〈그림 7〉은 원/달러환율과 종합주가지수간의 조건부 상관계수가 전체기간에 걸쳐 어떻게 움직이고 있는가를 보여주고 있다. 이미 추정결과에서 살펴보았듯이 상관관계는 일정하지 않고 시간에 따라 동태적으로 변화하고 있음을 알 수 있다. 전체적으로 예측불가능한 두 변화율간의 상관계수는 마이너스로 이 마이너스 관계는 외환위기 이전 기간보다는 이후 기간에 더욱 커지고 있다. 상관계수의 변화폭도 외환위기 이전보다 이후에 크게 증가한다. 〈표12〉는 더미변수를 사용한 각 기간별로 조건부 상관계수 ρ_{ws} 를 평균한 값을 보여주고 있다. 최근에 올수록 마이너스 상관관계가 커지며 특히 외환위기간동안 -0.231로 가장 크다. 예측불가능한 원/달러환율과 종합주가지수 변화율이 마이너스 상관관계를 가지고 있다는 사실은 환율변화가 경상수지변화를 통해 주가에 영향을 미친다는 전통적 접근법보다는 주가상승이 자본유입을 통해 환율을 하락시킨다는 포트폴리오 접근법의 주장이 설득력이 있음을 보여준다.

〈그림 7〉 원/달러환율과 종합주가지수간의 상관계수 (ρ_{ws})

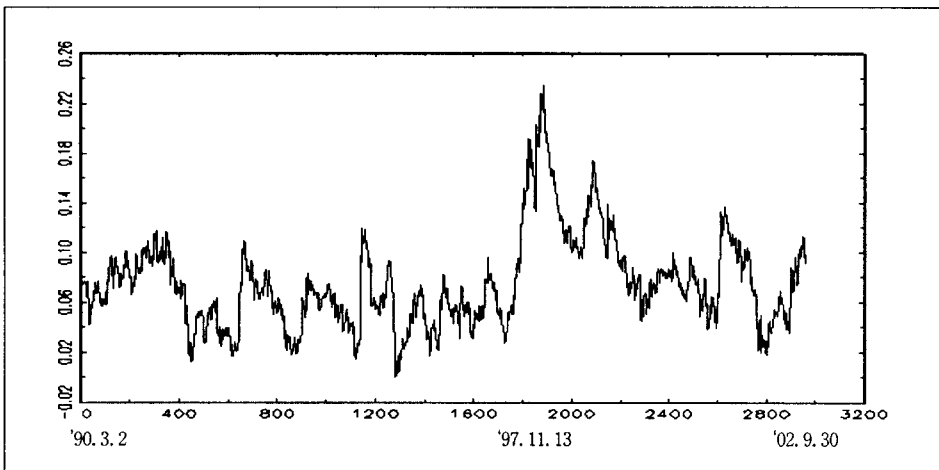


〈표 12〉 조건부 상관계수의 평균(엔/달러환율을 포함한 GJR 모형의 경우)

기간	$\bar{\rho}_{ws}$	$\bar{\rho}_{wb}$	$\bar{\rho}_{sb}$
'90. 3. 2 ~ '02. 9. 30	-0.144	0.075	-0.125
'90. 3. 2 ~ '96. 12. 2	-0.106	0.061	-0.141
'96. 12. 3 ~ '97. 11. 12	-0.121	0.064	-0.150
'97. 11. 13 ~ '98. 10. 9	-0.231	0.155	-0.263
'98. 10. 13 ~ '02. 9. 30	-0.194	0.083	-0.059

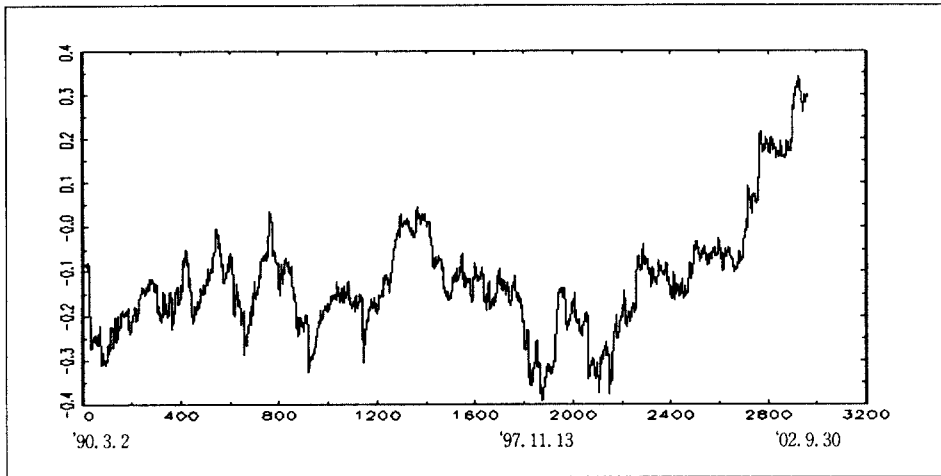
주: 1) w , s , b 는 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

2) $\bar{\rho}_{ws}$ 는 예측불가능한 원/달러환율과 종합주가지수 변화율간의 상관계수를 평균한 값을 표시.

〈그림 8〉 원/달러환율과 회사채수익률간의 상관관계 (ρ_{ws})

〈그림 8〉은 원/달러환율과 회사채수익률간의 상관관계가 어떻게 변화하고 있는가를 보여주고 있다. 예측불가능한 두 변화율간의 상관계수가 일정하지 않고 시간에 따라 동태적으로 변화하고 있으나 원/달러환율과 종합주가지수간의 상관계수에 비해 볼 때 그 변화폭이 작다. 전체적으로 상관계수는 외환위기기간을 제외하고는 0.075를 기준으로 완만하게 상승하면서 상하로 변화하고 있다. 〈표12〉는 더미변수를 사용한 각 기간별로 조건부 상관계수 ρ_{wb} 를 평균한 값을 보여주고 있다. 외환위기기간동안 상관계수가 0.152로 가장 크며 최근에 올수록 상관계수가 완만하게 상승한다.

〈그림 9〉는 종합주가지수와 회사채수익률간의 상관관계가 전체기간에 걸쳐 어떻

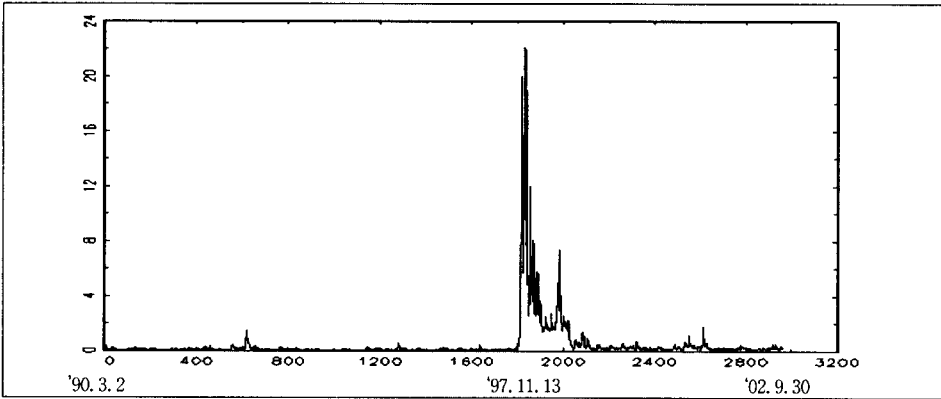
〈그림 9〉 종합주가지수와 회사채수익률간의 상관계수 (ρ_{sb})

게 변화하고 있는가를 보여주고 있다. 예측불가능한 두 변화율간의 상관계수가 전반적으로 마이너스 값을 가지나 일정하지 않고 시간에 따라 동태적으로 변화하고 있다. 특히 외환위기기간동안 마이너스 상관관계가 크게 증가하나 최근에 들어와서는 상관계수가 오히려 플러스 값을 가지고 있다. 즉 두 자산간의 포트폴리오 분산 투자효과가 감소하고 있음을 알 수 있다. 〈표12〉는 더미변수를 사용한 각 기간별로 조건부 상관계수 ρ_{sb} 를 평균한 값이 외환위기기간동안 -0.263으로 마이너스 상관관계가 크게 증가하나 외환위기 이후 기간동안에는 오히려 마이너스 상관관계가 크게 줄어들음을 알 수 있다.

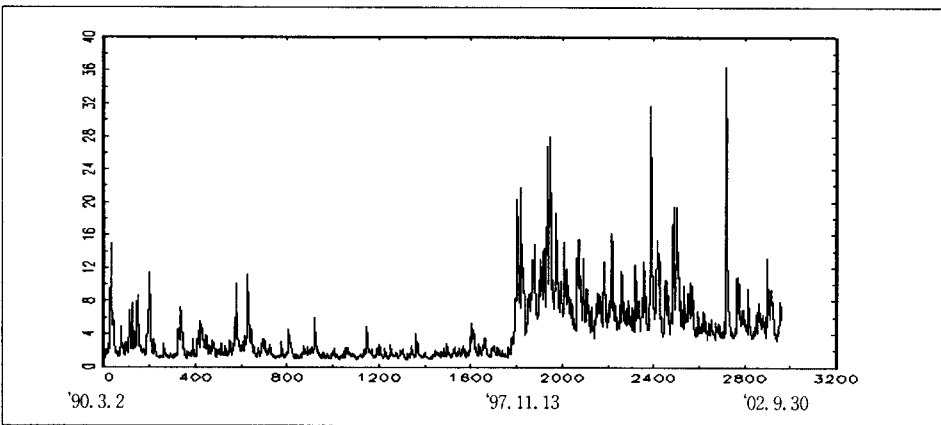
2. 변동성간의 상관관계

시장변동성들이 어떤 상관관계를 가지느냐 하는 점은 포트폴리오 분산투자나 위험관리 측면에서 매우 중요한 문제이다. 먼저 〈그림 10〉, 〈그림 11〉, 〈그림 12〉는 각각 엔/달러환율을 포함한 GJR(1, 1) 모형으로 추정한 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률의 변동성을 보여주고 있다. 원/달러환율 변동성의 경우 다른 기간과 비교해 볼 때 외환위기기간동안 엄청나게 증가하고 있다. 또한 이미 추정결과에서 살펴본 바와 같이 외환위기 이전 기간보다는 외환위기가 끝난 이후 기간동안에 변동성이 더 큰 것으로 나타났다. 종합주가지수의 변동성은 환율변동성과 마찬가지로

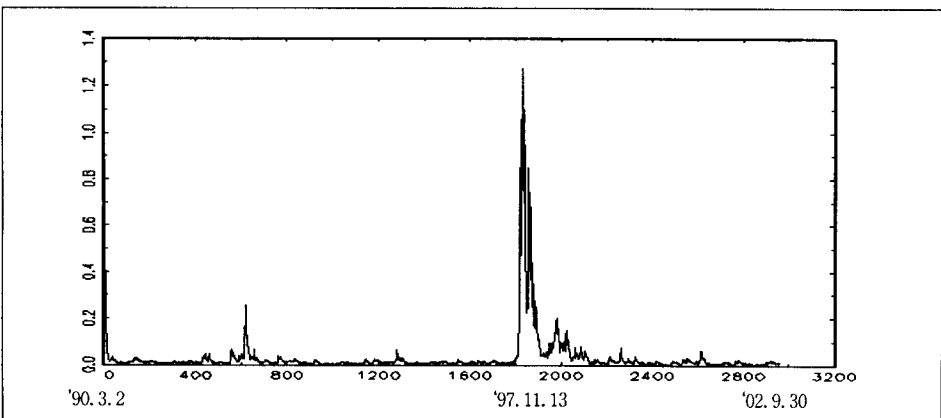
〈그림 10〉 원/달러환율의 조건부 분산 (h_{wt})



〈그림 11〉 종합주가지수의 조건부 분산 (h_{st})



〈그림 12〉 회사채수익률의 조건부 분산 (h_{bt})



가지로 외환위기 기간동안 크게 증가한다. 그러나 그 증가폭이 환율변동성에 비해 상대적으로 작고 외환위기가 끝난 이후 기간동안에도 변동성이 환율변동성과 달리 크게 줄어들지 않는다. 회사채수익률 변동성은 다른 두 변동성과 마찬가지로 외환위기기간동안 크게 증가하나 외환위기가 끝난 이후 기간동안에는 두 변동성과 달리 변동성이 외환위기 이전 기간과 비슷하거나 오히려 줄어든다. 이는 외환위기가 끝난 이후 통화당국이 금리를 낮고 일정하게 유지함에 기인한 것이다. 또한 회사채 신속인수제도가 2000년말부터 일년간 한시적으로 도입되어 자금난에 처한 일부 대기업의 유동성 문제를 해결해 줌으로써 회사채수익률의 변동성을 안정화시키는 데 일조를 하였다.

〈표 13〉은 엔/달러환율을 포함한 GJR(1, 1) 모형을 이용하여 추정한 변동성간의 상관관계를 보여주고 있다. 전체기간에 걸쳐 원/달러환율 변동성과 종합주가지수 변동성간의 단순상관계수 $\rho_{h_{wt}, h_{st}}$ 는 0.331이다. 〈그림 13〉이 두 변동성간의 관계를 보여주고 있다. 추정치들이 좌측하단에 대략 수직적으로 몰려 있음을 볼 수 있다. 한편 원/달러환율 변동성과 회사채수익률 변동성간의 상관계수 $\rho_{h_{wt}, h_{bt}}$ 는 0.894로 외환시장과 주식시장 변동성간의 상관관계보다 외환시장과 채권시장 변동성간의 상관관계가 훨씬 큰 것으로 나타났다. 〈그림 14〉가 두 시장변동성간의 관계를 보여주고 있는데 추정치들이 전반적으로 45° 각도로 우상향하고 있다. 반면 종합주가지수 변동성과 회사채수익률 변동성간의 상관계수 $\rho_{h_{st}, h_{bt}}$ 는 0.254로 플러스 값을 가지나 예상과 달리 다른 변동성간의 상관관계보다 작은 것으로 나타났다. 〈그림 15〉가 주식시장과 채권시장 변동성간의 관계를 보여주고 있는데 추정치들이 좌측하단

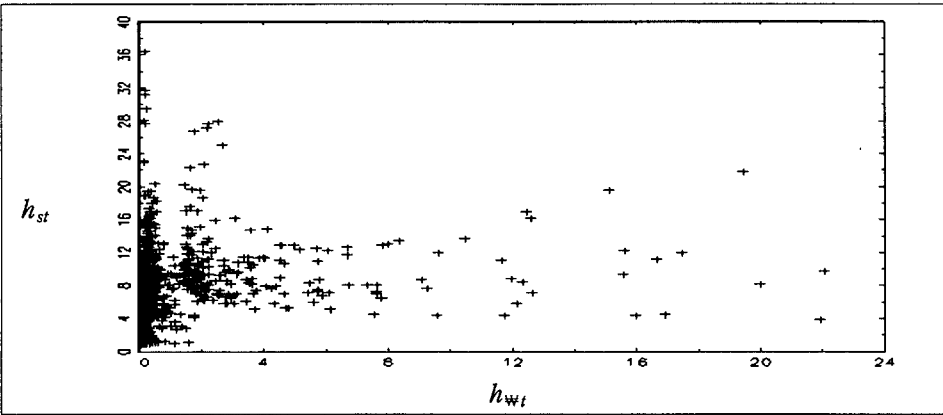
〈표 13〉 변동성간의 상관관계(엔/달러환율을 포함한 GJR 모형의 경우)

기간	$\rho_{h_{wt}, h_{st}}$	$\rho_{h_{wt}, h_{bt}}$	$\rho_{h_{st}, h_{bt}}$
'90. 3. 2 ~ '02. 9. 30	0.331	0.894	0.254
'90. 3. 2 ~ '96. 12. 2	0.188	0.715	0.054
'96. 12. 3 ~ '97. 11. 12	0.789	0.897	0.796
'97. 11. 13 ~ '98. 10. 9	-0.075	0.889	-0.122
'98. 10. 13 ~ '02. 9. 30	0.139	0.794	0.229

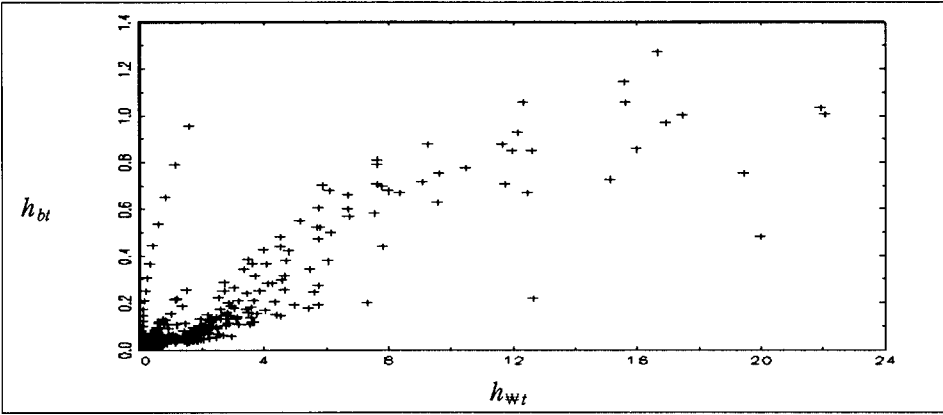
주: 1) w, s, b 는 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

2) $\rho_{h_{wt}, h_{st}}$ 는 원/달러환율 변동성과 종합주가지수 변동성간의 단순상관계수를 표시.

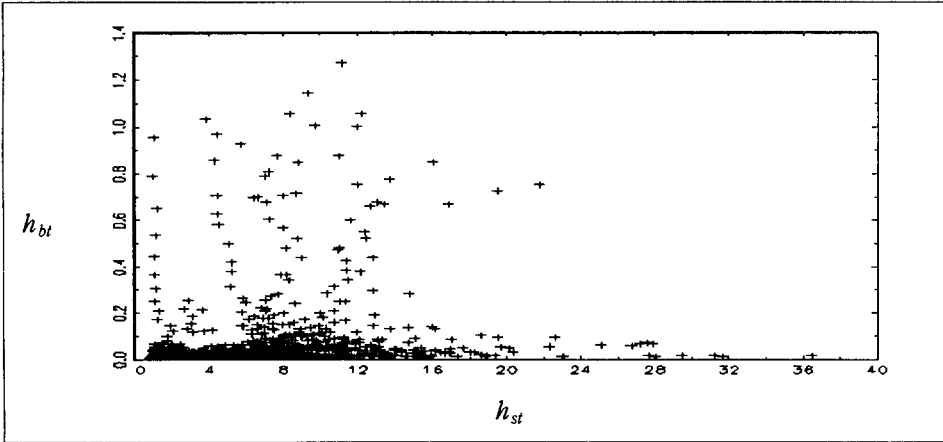
〈그림 13〉 h_{wt} 와 h_{st} 간의 관계



〈그림 14〉 h_{wt} 와 h_{bt} 간의 관계



〈그림 15〉 h_{st} 와 h_{bt} 간의 관계



에 대략 수평적으로 몰려 있다.

기간별로 살펴보면 제1기인 외환위기 이전 기간('90. 3. 2~'96. 12. 2) 보다 제2기인 외환위기 직전 기간('96. 12. 3~'97. 11. 12) 이 외환, 주식, 채권시장 변동성간의 상관관계가 크게 증가한다. 그러나 외환위기 기간('97. 11. 13~'98. 10. 9) 동안에는 오히려 외환 및 주식시장 변동성 또는 주식 및 채권시장 변동성간의 상관관계수가 각각 -0.075와 -0.122로 마이너스 상관관계를 갖는다. 외환위기가 끝난 이후의 기간('98. 10. 13~'02. 9. 30) 동안에는 외환위기 이전 기간에 비해 변동성간의 상관관계가 항상 증가한다고 말할 수 없다.

3. 변동성과 상관계수

최근 많은 연구들은 시장변동성이 큰 기간동안에는 자산수익률간의 상관관계가 시장변동성이 작은 기간에 비해 크게 증가하고 있음을 보여주고 있다. 앞에서의 실증적 분석결과도 외환, 주식, 채권시장 변동성이 각각 크게 증가하는 기간, 특히 외환위기기간동안에는 예측불가능한 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 변화율간의 상관계수의 절대치가 커지고 있음을 보여준다. 여기서는 이 점을 좀 더 구체적으로 살펴보고자 한다.

〈표 14〉는 원/달러환율 변동성과 상관계수의 관계를 보여주고 있다. 원/달러환율의 변동성을 일정 범위로 나누었을 때 그 범위안에 있는 원/달러환율과 종합주가지수의 상관계수들을 평균한 값 $\bar{\rho}_{ws}$ 또는 원/달러환율과 회사채수익률의 상관계수를 평균한 값 $\bar{\rho}_{wb}$ 를 나타내고 있다. 한 예로 환율변동성이 0.060보다 작을 때 여기에 속한 표본수는 662개이고 이 경우 원/달러환율과 종합주가지수의 상관계수 662개를 평균한 값은 -0.107인 반면 원/달러환율과 회사채수익률의 상관계수 662개를 평균한 값은 0.061임을 의미한다. 여기서 사용되는 변동성과 상관계수들은 엔/달러환율을 포함한 GJR(1, 1) 모형의 추정치이다. 〈표 14〉는 환율변동성의 범위가 커질수록 원/달러환율과 종합주가지수의 마이너스 상관관계가 4번째 범위까지는 지속적으로 증가하다가 이후 하락과 상승을 반복하면서 대체적으로 상승한다. 마찬가지로 원/달러환율과 회사채수익률의 플러스 상관관계도 환율변동성의 범위가 커질수록 처음에는 증가하다가 중간에 하락과 상승을 반복한 후 변동성의 범위가 아주 커지는 경우 다시 증가한다. 〈그림 16〉은 환율변동성과 원/달러환율과 종합주가

〈표 14〉 원/달러환율 변동성과 상관계수(엔/달러환율 포함한 GJR 모형의 경우)

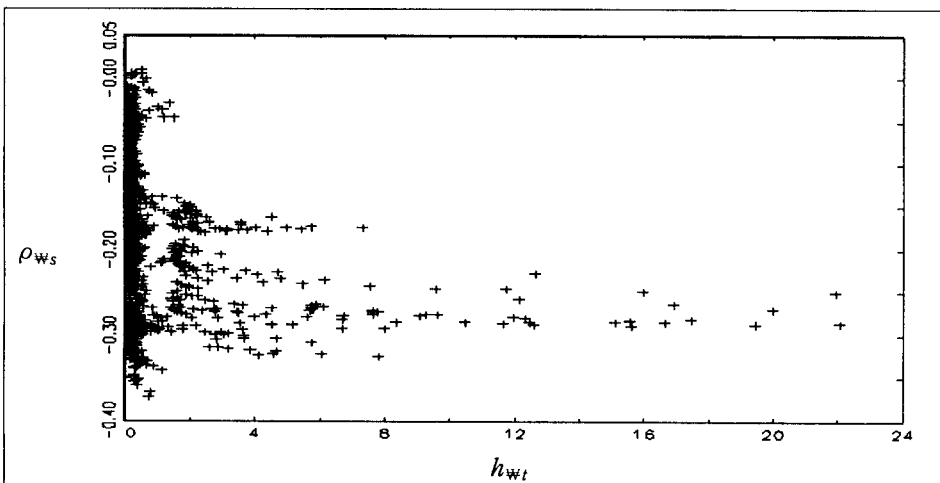
변동성의 범위	표본수	상관계수의 평균	
		$\overline{\rho_{ws}}$	$\overline{\rho_{wb}}$
$h_{w,t} \leq 0.060$	662	-0.107	0.061
$0.060 < h_{w,t} \leq 0.104$	648	-0.115	0.064
$0.104 < h_{w,t} \leq 0.148$	435	-0.143	0.066
$0.148 < h_{w,t} \leq 0.192$	334	-0.150	0.073
$0.192 < h_{w,t} \leq 0.236$	202	-0.146	0.072
$0.236 < h_{w,t} \leq 0.280$	127	-0.174	0.078
$0.280 < h_{w,t} \leq 0.325$	82	-0.171	0.073
$0.325 < h_{w,t} \leq 0.369$	59	-0.212	0.075
$0.369 < h_{w,t} \leq 0.413$	41	-0.218	0.098
$0.413 < h_{w,t}$	371	-0.220	0.129

주: 1) w , s , b 는 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

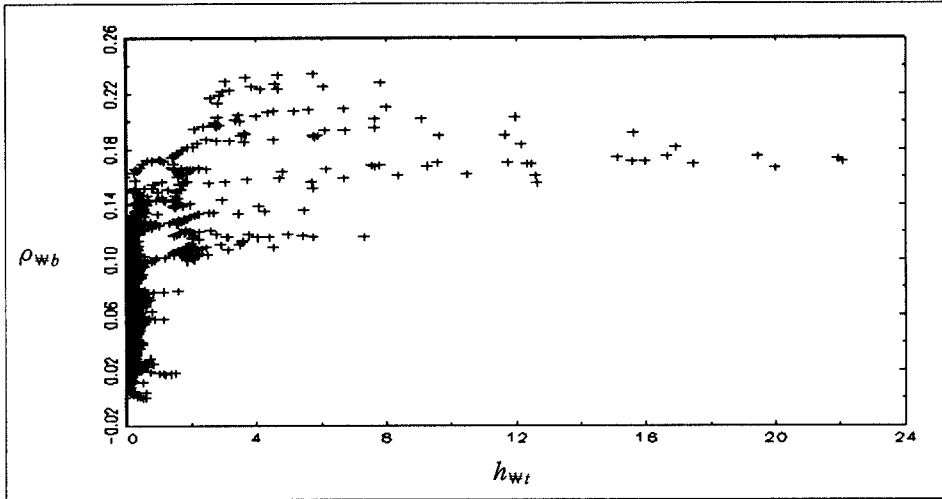
2) $\overline{\rho_{ws}}$ 는 예측불가능한 원/달러환율과 종합주가지수 변화율간의 상관계수를 평균한 값을 표시.

지수의 상관계수 ρ_{ws} 의 관계를, 〈그림 17〉은 환율변동성과 원/달러환율과 회사채 수익률의 상관계수 ρ_{wb} 의 관계를 각각 보여주고 있다. 〈표 14〉에서 환율변동성이 큰 경우 상관계수의 절대값이 증가하는 것을 두 그림을 통해 확인할 수 있다.

〈그림 16〉 $h_{w,t}$ 와 ρ_{ws} 간의 관계



〈그림 17〉 h_{wt} 와 ρ_{wb} 간의 관계



〈표 15〉는 종합주가지수 변동성을 일정 범위로 나누었을 때 그 범위안에 있는 원/달러환율과 종합주가지수의 상관계수를 평균한 값 $\bar{\rho}_{ws}$ 또는 종합주가지수와 회사채수익률의 상관계수를 평균한 값 $\bar{\rho}_{sb}$ 를 나타내고 있다. 여기서 사용되는 변동성과 상관계수들은 엔/달러환율을 포함한 GJR(1, 1) 모형의 추정치이다. 〈표 15〉는 중

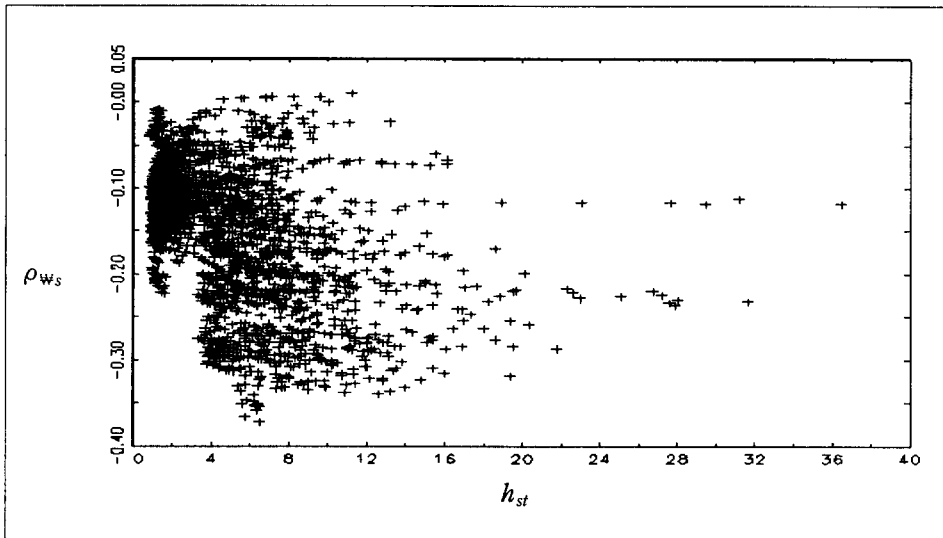
〈표 15〉 KOSPI 변동성과 상관계수(엔/달러환율을 포함한 GJR 모형의 경우)

변동성의 범위	표본수	상관계수의 평균	
		$\bar{\rho}_{ws}$	$\bar{\rho}_{sb}$
$h_{s_t} \leq 1.574$	766	-0.113	-0.121
$1.574 < h_{s_t} \leq 2.287$	571	-0.107	-0.149
$2.287 < h_{s_t} \leq 2.999$	207	-0.104	-0.154
$2.999 < h_{s_t} \leq 3.711$	124	-0.114	-0.100
$3.711 < h_{s_t} \leq 4.423$	184	-0.175	-0.033
$4.423 < h_{s_t} \leq 5.135$	182	-0.178	-0.079
$5.135 < h_{s_t} \leq 5.847$	168	-0.175	-0.077
$5.847 < h_{s_t} \leq 6.559$	145	-0.182	-0.084
$6.559 < h_{s_t} \leq 7.272$	123	-0.169	-0.133
$7.272 < h_{s_t}$	491	-0.209	-0.167

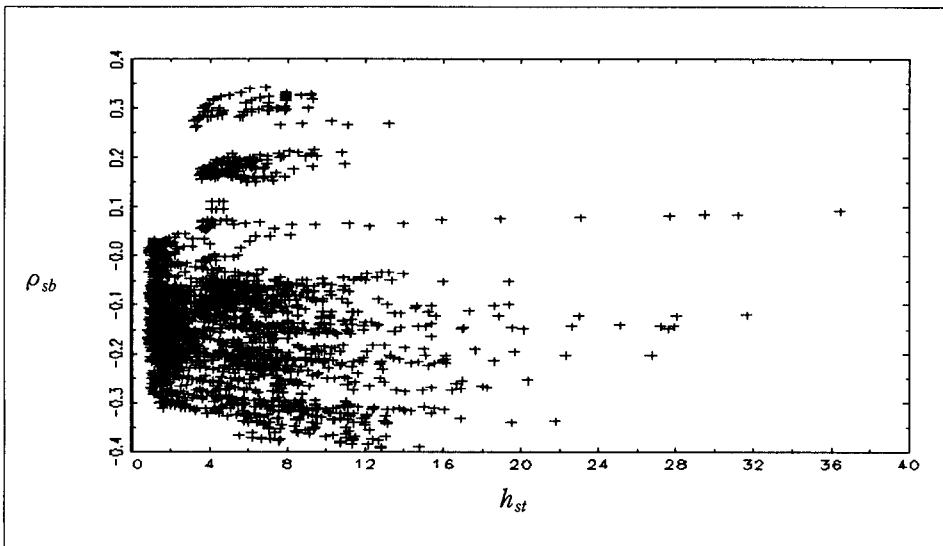
주: 1) w , s , b 는 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

2) $\bar{\rho}_{ws}$ 는 예측불가능한 원/달러환율과 종합주가지수 변화율간의 상관계수를 평균한 값을 표시.

〈그림 18〉 h_{st} 와 ρ_{ws} 간의 관계



〈그림 19〉 h_{st} 와 ρ_{sb} 간의 관계



합주가지수 변동성의 범위가 커질수록 원/달러환율과 종합주가지수의 마이너스 상관관계가 〈표 14〉와는 달리 처음에 감소했다가 증가한 후 다시 하락과 상승을 반복한 뒤에 종합주가지수의 변동성이 아주 커지는 경우 증가하고 있음을 보여준다. 한편 종합주가지수와 회사채수익률의 마이너스 상관관계는 종합주가지수 변동성의 범

위가 커질수록 처음에는 증가하다가 중간에 크게 감소하나 변동성이 매우 커지는 경우 다시 증가한다. <그림 18>과 <그림 19>는 종합주가지수 변동성과 ρ_{ws} 및 ρ_{sb} 의 관계를 각각 보여주고 있다. 종합주가지수 변동성이 증가할 때 ρ_{ws} 또는 ρ_{sb} 의 절대치가 명확하지는 않으나 증가함을 알 수 있다.

<표 16>은 엔/달러환율을 포함한 GJR(1, 1) 모형을 추정하여 얻은 회사채수익률 변동성을 일정 범위로 나누었을 때 그 범위안에 있는 ρ_{wb} 와 ρ_{sb} 를 각각 평균한 값을 나타낸다. 회사채수익률 변동성의 범위가 커질수록 원/달러환율과 회사채수익률의 플러스 상관관계는 증가하다가 감소한 후 다시 증가한다. 한편 종합주가지수와 회사채수익률의 마이너스 상관관계는 회사채수익률 변동성의 범위가 커질수록 증가, 감소, 증가, 감소를 반복하다가 증가한다. <그림 20>과 <그림 21>은 회사채수익률 변동성과 ρ_{wb} 및 ρ_{sb} 의 관계를 각각 보여주고 있다. 회사채수익률 변동성이 크게 증가할 때 ρ_{ws} 또는 ρ_{sb} 의 절대치가 크게 증가함을 볼 수 있다.

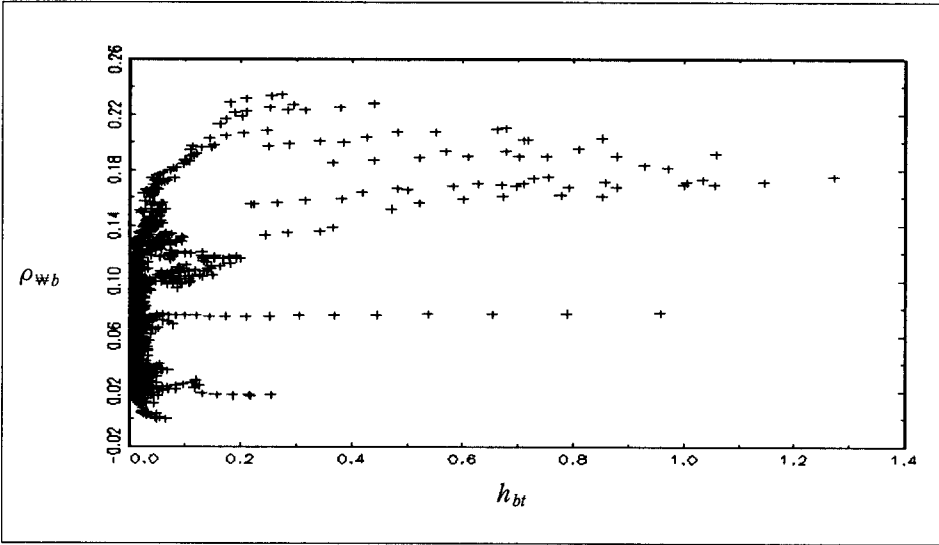
<표 16> 회사채수익률 변동성과 상관계수(엔/달러환율을 포함한 GJR 모형의 경우)

변동성의 범위	표본수	상관계수의 평균	
		$\overline{\rho_{wb}}$	$\overline{\rho_{sb}}$
$h_{b_t} \leq 0.006$	550	0.063	-0.092
$0.006 < h_{b_t} \leq 0.010$	844	0.067	-0.108
$0.010 < h_{b_t} \leq 0.015$	565	0.071	-0.107
$0.015 < h_{b_t} \leq 0.019$	261	0.068	-0.098
$0.019 < h_{b_t} \leq 0.023$	152	0.069	-0.139
$0.023 < h_{b_t} \leq 0.027$	85	0.067	-0.138
$0.027 < h_{b_t} \leq 0.032$	74	0.080	-0.148
$0.032 < h_{b_t} \leq 0.036$	45	0.081	-0.178
$0.036 < h_{b_t} \leq 0.040$	49	0.097	-0.185
$0.040 < h_{b_t}$	336	0.126	-0.228

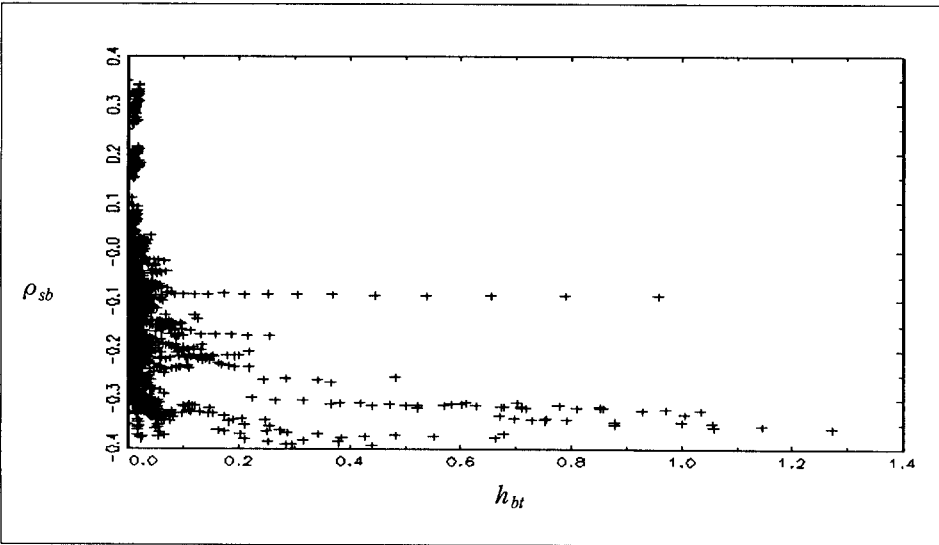
주: 1) w , s , b 는 각각 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률을 표시.

2) $\overline{\rho_{ws}}$ 는 예측불가능한 원/달러환율과 종합주가지수 변화율간의 상관계수를 평균한 값을 표시.

〈그림 20〉 h_{bt} 와 ρ_{wb} 간의 관계



〈그림 21〉 h_{bt} 와 ρ_{sb} 간의 관계



요약하면 변동성이 증가할 때 상관계수의 절대치가 반드시 일률적으로 증가하는 것은 아니나 대체적으로 상승함을 알 수 있다. 특히 변동성이 매우 클 경우에는 상관계수의 절대치도 그렇지 않은 경우와 비교해 볼 때 크게 증가한다.

V. 정책적 시사점

지금까지 외환, 주식, 채권 등 국내금융시장에서 예측불가능한 변화율 또는 변동성간의 상관관계가 어떻게 변화하고 있으며 변동성과 변화율의 상관계수는 어떤 관계를 갖고 있는가를 살펴보았다. 먼저 외환시장과 주식시장에서 변화율의 상관계수가 마이너스이며 시간에 따라 이 마이너스 관계가 커진다는 사실은 환율제도의 변화와 더불어 국내금융시장이 개방되고 자유화됨에 따라 환율과 주가는 경상수지보다는 자본이동과 더 밀접한 관련을 갖게 되었음을 의미한다. 즉 포트폴리오 접근법이 주장하는 바와 같이 주가상승은 자본유입을 통해 환율을 하락시키기 때문에 주가와 환율은 역의 상관관계를 가진다(예: 이근영, 2002b; 2003).

또한 주식시장과 채권시장에서 변화율의 상관계수도 마이너스이나 시간이 흐름에 따라 이 마이너스 관계는 오히려 감소하고 있다. 특히 최근에는 이 상관계수가 플러스 값까지 보임에 따라 분산투자의 위험회피효과가 작아지고 있다. 이 상관계수의 플러스 현상은 최근 주가하락과 저금리 기조로 자본이 국내금융시장에서 부동산 시장으로 옮겨감에 따라 국내금융시장이 동반 위축되었기 때문에 나타난 현상이라 볼 수 있다. 또는 분산투자의 위험회피효과가 작아지기 때문에 그 대체 투자처로 투자자들이 부동산 시장을 선택하였다고 볼 수도 있다. 이런 점에서 국내금융시장과 부동산시장간의 상관관계에까지 분석의 초점을 확대시킬 필요가 있다.

한편 외환시장과 채권시장의 경우 변화율의 상관계수가 플러스이며 시간이 흐름에 따라 완만하게 증가하고 있다. 환율이 상승하는 경우 이자율평가설이 의미하는 바와 같이 자본이 유출되는 것을 막기 위해 금리가 상승되기 때문에 두 시장간의 상관관계는 플러스이며 이 플러스 관계는 자본시장의 개방과 자유화로 자본이 더욱 자유롭게 이동할 수 있게 됨에 따라 증가한다고 볼 수 있다. 이러한 국내금융시장간의 상관계수는 국내금융시장에 지대한 영향을 미치는 엔/달러환율이나 다우존스 지수를 고려하는 경우에도 큰 차이가 없다.

변동성간의 상관관계는 분산투자나 위험관리 또는 새로운 금융제도를 도입하거나 기존정책을 변화시키는 의사결정을 하는 데 매우 중요한 요소이다. 만약 주식시장의 변동성이 증대하리라고 예상되는 경우 투자자나 위험관리자는 위험을 줄이기 위해 주식보유비중을 줄이고 채권보유비중을 늘릴 것이다. 그러나 만약 두 시장간의 변동성이 높은 상관관계를 가지고 있다면 채권 또한 위험회피수단이 될 수 없

다. 금융정책의 변화 또한 관련 금융시장의 변동성을 통해 다른 금융시장의 변동성에 영향을 미치기 때문에 정책효과를 평가하는 데 이 점을 고려하여야 할 것이다.

외환시장과 채권시장 변동성간의 상관관계 ($\rho_{h_{wt}, h_{bt}}$) 또는 주식시장과 채권시장 변동성간의 상관관계 ($\rho_{h_{st}, h_{bt}}$)는 예상대로 외환위기 이전 기간('90. 3. 2~'96. 12. 2)보다 외환위기가 끝난 이후 기간('98. 10. 13~'02. 9. 30) 동안에 증가한다. 그러나 외환시장과 주식시장 변동성간의 상관관계 ($\rho_{h_{wt}, h_{st}}$)는 오히려 줄어든다. 외환위기가 끝난 이후 기간동안에 외환시장과 채권시장 변동성간의 상관관계는 0.794로 상당히 큰 반면 주식시장과 채권시장 변동성간의 상관관계는 0.229로 상대적으로 작다. 국내주식시장과 채권시장 변동성간의 파급효과는 별로 크지 않은 것으로 나타났다. 이미 살펴본 바와 같이 외환위기가 끝난 이후 기간동안에도 주식시장 변동성은 외환위기 이전 기간에 비해 크게 증가한 반면 채권시장 변동성은 오히려 감소하였다. 이는 통화당국이 외환위기가 끝난 이후 정책적으로 콜금리를 일정하고 낮은 수준으로 유지함에 기인한 것이다. 즉 콜금리를 일정 수준으로 유지함에 따라 콜금리 변동성이 작아지고 이는 시장간 파급효과를 통해 회사채수익률의 변동성을 떨어뜨렸기 때문이다.⁶⁾ 또한 어느 기업의 회사채가 집중적으로 만기도래될 경우 회사채의 80%를 산업은행이 총액인수해 주는 회사채 신속인수제도가 2000년말에 일년간 한시적으로 도입되어 일부 대기업의 유동성 문제를 해결해 주었기 때문에 회사채수익률의 변동성이 크지 않았다. 그러나 외환위기 직전 기간('96. 12. 3~'97. 11. 12) 동안에는 외환, 주식, 채권시장 등 국내금융시장 변동성간의 상관관계가 모두 큰 것으로 나타났다. 금융위기와 외환위기가 동시에 상호 상승작용을 일으키며 파급됨을 알 수 있다.

이러한 실증적 분석결과들로부터 우리는 금융시장 변동성이 큰 기간 동안에 예측 불가능한 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 변화율간의 상관계수의 절대치가 시장변동성이 작은 기간동안에 비해 크게 증가함을 알 수 있다. 특히 외환위기기간동안 변동성과 함께 상관계수의 절대치가 크게 증가하였다. 이와 같이 변동성의 증대가 변화율간의 상관관계를 부호에 관계없이 크게 증가시킨다는 사실은 시장참가자와 정책당국자에게 포트폴리오 위험을 어떻게 평가할 것인가와 관련된 여

6) 이근영 (2002)에 따르면 콜금리 변동성과 회사채수익률 변동성간의 상관관계는 외환위기 이전보다 이후에 크게 증가한 것으로 나타났다.

러 가지 시사점을 던져 준다. 예를 들어 투자자의 입장에서 변동성이 증가할 경우 원/달러환율과 엔/달러환율 변화를 또는 종합주가지수와 다우존스지수 변화율간의 상관관계가 커진다면 분산투자의 위험회피효과가 작아지기 때문에 과도한 위험에 노출될 가능성이 커지며 따라서 자산의 포트폴리오 구성을 재조정할 필요가 발생한다. 최근의 경우처럼 주식수익률과 회사채수익률간의 플러스 상관관계가 커지는 경우에도 마찬가지이다. 그러므로 위험관리자의 입장에서는 시장변동성이 커지는 경우 이 변동성 변화가 자산수익률간의 상관관계에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보아야 한다. 또한 금융감독기관도 금융기관의 위험을 관리하는 데 변동성과 상관계수의 관계를 고려하여야 한다. 변동성이 커질 때 수익률간의 상관관계가 증가하는 자산들의 경우 포트폴리오 구성의 위험이 그 만큼 커지는 반면 상관관계가 작아지는 자산들의 경우에는 위험이 작아지기 때문에 자산건전성을 평가하는 데 이 점을 참고하여야 한다.⁷⁾ 한편 금리인상 등 통화정책이 금융시장의 변동성을 증가시킬 가능성이 크기 때문에 만약 투자자나 금융기관들이 과거 금융시장의 변동성이 작았던 기간에 하던 방식대로 위험관리를 하는 경우에 이들에게 전혀 예상치 못했던 위험을 가져다 줄 수도 있다. 특히 외환위기 직전 기간처럼 변동성과 동조화 또는 차별화 현상이 모두 크게 증가하는 시기에는 금융정책당국의 정책선택의 여지는 좁아진다.

앞으로도 금융 및 자본시장이 완전히 자유화되고 개방됨에 따라 국내외적인 충격으로 주가폭락과 자본과다유출, 그리고 환율 및 금리폭등이 국내금융시장의 변동성 증대와 함께 동시에 급격히 발생할 가능성이 상존하고 있다. 따라서 환율, 주가, 금리 등의 금융자산가격이나 변동성이 과도하게 변할 유인을 제공하지 않도록 금융시장을 모니터하고 정책을 조율하여야 할 것이다. 그러나 금융시장을 안정화시킨다는 미명하에 시장기능을 무시하고 환율, 주가, 금리 등의 자산가격을 과도하게 묶어두는 것은 바람직하지 않다. 어느 순간 한 시장의 붕괴는 변동성의 파급효과와 동조화 또는 차별화 현상을 통해 다른 시장들도 붕괴시킬 가능성이 크다.

7) 금융기관들이 VaR(value at risk)을 산정하는 경우 상관계수와 변동성을 추정하는 데 상대적으로 단기간의 자료만을 사용하는 것은 포트폴리오 위험을 기간에 따라 과대평가하거나 과소평가할 가능성이 크기 때문에 바람직하지 않다. 또한 스트레스 테스트나 최악의 시나리오를 추산하는 경우 변동성이 큰 기간동안에는 자산수익률간의 상관관계도 크다는 점을 반영하여야만 한다.

VI. 요약 및 결어

본 연구에서는 일별 원/달러환율, 주식수익률, 회사채수익률 등을 이용하여 외환, 주식, 채권 등 국내금융시장에서 예측불가능한 변화율 또는 변동성간의 상관관계가 어떻게 변화하고 있으며 변동성과 변화율의 상관계수는 어떤 관계를 갖고 있는가를 살펴보았다.

먼저 국내금융시장에서 예측불가능한 변화율의 상관관계는 일정하지 않고 시간이 흐름에 따라 동태적으로 변함을 알 수 있다. 시장별로는 외환시장과 주식시장 또는 주식시장과 채권시장에서 수익률의 상관관계는 변화하나 전반적으로 마이너스 관계를 갖는 반면 외환시장과 채권시장의 수익률은 플러스 관계를 가지고 있다. 기간별로 보면 외환시장과 주식시장의 플러스 상관관계 또는 외환시장과 채권시장의 마이너스 상관관계는 외환위기 이전보다 외환위기 이후에 증가하는 반면 주식시장과 채권시장의 경우에는 마이너스 상관관계가 줄어든다. 그러나 외환위기기간에는 모든 상관계수의 절대치가 크게 증가한다.

외환시장과 채권시장 변동성, 또는 주식시장과 채권시장 변동성간의 상관관계는 예상대로 외환위기 이전 기간보다 외환위기가 끝난 이후 기간동안에 증가하나 외환시장과 주식시장 변동성간의 상관관계는 오히려 줄어든다. 그러나 외환위기 직전 기간동안에는 외환, 주식, 채권시장 등 국내금융시장 변동성간의 상관관계가 모두 큰 것으로 나타났다. 금융위기와 외환위기가 동시에 발생함을 볼 수 있다.

이 결과들을 종합해 보면 금융시장 변동성이 큰 기간 동안에 예측불가능한 원/달러환율, 종합주가지수, 회사채수익률 변화율간의 상관계수의 절대치가 시장변동성이 작은 기간 동안에 비해 크게 증가함을 알 수 있다. 특히 외환위기기간동안 변동성과 상관계수의 절대치가 모두 크게 증가한다. 위의 실증적 분석결과들은 뉴스충격의 비대칭효과나 1기전의 다른 시장의 뉴스충격효과, 그리고 엔/달러환율 또는 다우존스지수의 포함 여부에 관계없이 일정하다.

이와 같이 시간이 흐름에 따라 수익률간의 상관계수의 절대치와 변동성이 증가할 뿐만 아니라 변동성이 증가함에 따라 시장간의 동조화 또는 차별화가 증가된다. 이러한 현상은 이미 언급한 바와 같이 투자자와 위험관리자 또는 금융감독기관과 정책당국자에게 포트폴리오 위험을 어떻게 관리하고 평가할 것인가와 관련된 많은 시사점을 던져 준다. 특히 금융감독 및 정책당국은 어느 순간 한 시장의 붕괴가 변동

성의 파급효과와 동조화 또는 차별화 현상 등을 통해 다른 시장들도 붕괴시킬 가능성이 크기 때문에 환율, 주가, 금리 등의 금융자산가격이나 변동성이 과도하게 변하지 않도록 정책을 조율하고 감독과 규제를 철저히 하여야 할 것이다.

향후 이 연구는 금융안정이라는 측면에서 주식수익률이나 회사채수익률을 기업 규모나 신용등급별로 세분화시켜 좀 더 심도있는 연구를 진행할 필요가 있으며 또한 엔/달러환율이나 다우존스지수 등과 같은 세계적 변수 외에 아시아의 지역적 변수 또는 NDF 환율이나 외국인 주식투자자금 등을 고려하여 분석을 확장시킬 여지가 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 이근영, "同調化 現象의 動態의 分析: 원/달러와 엔/달러換率의 境遇," 『經濟學研究』 제49집 제4호, 2001, pp. 311-338.
2. ———, "주식, 채권, 화폐시장에서의 변동성 상관관계분석," 『國際經濟研究』 제8권 제1호, 2002a, pp. 191-212.
3. ———, "換率과 株價間의 因果關係分析," 『經濟學研究』 제50집 제4호, 2002b, pp. 231-266.
4. ———, "주가와 환율의 동태분석: 아시아 국가들의 경우," 한국금융학회 2003년 정기학술대회 발표논문.
5. Andrews, D. W. K., I. Lee, and W. Ploberger, "Optimal Changepoint Tests for Normal Linear Regression," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 9-38.
6. Bai, J. and P. Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, Vol. 66, 1998, pp. 47-78.
7. ———, "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," manuscript, Boston University, 2001.
8. Baillie, R. T. and T. Bollerslev, "A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modelling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 1990, pp. 309-324.
9. Bollerslev, T., "Modelling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, 1990, pp. 498-505.
10. Boyer, B. H., M. S. Gibson, and M. Loretan, "Pitfalls in Tests for Changes in Correlations," Working Paper 597R, Federal Reserve Board International Finance Division, 1999.

11. Cecchetti, S. G., R. E. Cumby, and S. Figlewski, "Estimation of the Optimal Futures Hedge," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, 1988, pp. 623-630.
12. Chung, C. S. and C. O. Rhee, "Financial Linkage in East Asian Countries after East Asian Crisis," *Asian Economic Papers*, Vol. 1, 2002, pp. 122-147.
13. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431.
14. Engle, R. F., "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, 2002, pp. 339-350.
15. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
16. Engle, R. F., T. Ito, and W. Lin, "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market," *Econometrica*, Vol. 58, 1990, pp. 525-542.
17. Fleming, J., C. Kirby, and B. Ostdiek, "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, 1998, pp. 111-137.
18. Forbes, K. J. and R. Rigobon, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movement," manuscript, Sloan School of Management, MIT, 2001.
19. Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle, "Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stock," *Journal of Finance*, Vol. 48, 1993, pp. 1779-1801.
20. Garcia, R. and P. Perron, "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, 1996, pp. 111-125.
21. Gregory, A. W. and B. E. Hansen, "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 99-126.
22. Harvey, A., E. Ruiz, and N. Shephard, "Multivariate Stochastic Variance Models," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, 1994, pp. 247-264.
23. Kroner, K. F. and S. Claessens, "Optimal Dynamic Hedging Portfolios and the Currency Composition of External Debt," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, 1991, pp. 131-148.
24. Kroner, K. F. and J. Sultan, "Foreign Currency Futures and Time Varying Hedge Ratios," in S. Ghon Rhee and R.P. Chang, eds, *Pacific-Basin Capital Markets Reserach*, Volume II, 1991.
25. _____, "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, 1993, pp. 535-551.
26. Lien, D and Y. K. Tse, "Hedging Time-Varying Downside Risk," *Journal of Futures Markets*, Vol. 18, 1998, pp. 705-722.
27. Liu, J., W. Wu, and J. V. Zidek, "On Segmented Multivariate Regressions," *Statistica Sinica*, Vol. 7, 1997, pp. 497-525.
28. Longin, F. M. and B. Solnik, "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 1995, pp. 3-26.

29. Loretan, M. and W. B. English, "Evaluating 'Correlation Breakdowns' during Periods of Market Volatility," Working Paper 658, Federal Reserve Board International Finance Division, 2000.
30. Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.703-708.
31. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, 1988, pp.335-346.
32. Tse, Y. K. and A. K. C. Tsui, "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model with Time-Varying Correlations," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.20, 2002, pp.351-362.
33. West, K. D., "Adjusting the Q-Statistics for Conditional Heteroskedasticity," manuscript, University of Wisconsin-Madison, 1990.
34. Zivot, E. and W. K. Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, 1992, pp.25-44.

An Analysis of Volatility and Correlation Coefficients in Domestic Financial Markets

Lee, Keun Yeong*

Abstract

The paper examines dynamic correlations between unpredictable asset returns or market volatility in domestic financial markets. It also analyzes which relations volatility has with correlation coefficients between unpredictable returns in foreign exchange, stock, and bond markets. The empirical results show that the absolute value of correlation coefficients becomes larger during periods of high market volatility. Especially, market volatility and the absolute value of correlation coefficients are rapidly increased together during the 1997 currency crisis. The main results are not changed even if yen/dollar exchange rate and Dow Jones index including asymmetric and meteor shower effects of news are considered in the model. The paper gives investors, risk managers, and supervisors of financial institutions some suggestions of how to manage and evaluate portfolio risk, particularly in crisis.

Key Words: volatility, dynamic correlation coefficient, GJR model

* Associate Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University