

외환 · 주식 · 채권시장의 상호 관련성 : 한국 · 일본의 비교

지호준* · 김상환**

〈요 약〉

본 연구는 우리나라와 일본의 주가, 금리와 환율 등 주요 금융자산가격변수들이 상호간에 주고받는 영향을 3변량 MA-GARCH모형을 사용하여 분석하여 보았다. 우선 각 시장의 조건부 수익률을 기준으로 볼 때 우리나라에서는 외환위기 이후 주식시장과 채권시장의 상관관계는 낮아진 반면 외환시장과 주식시장, 외환시장과 채권시장의 상관관계는 10%p 이상씩 높아진 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이후 주식, 채권시장의 외환시장과의 연관성은 크게 높아져 환율 움직임의 영향력이 전반적으로 커졌다고 이해할 수 있다. 이에 비해 일본의 경우 각각의 금융시장간 상관계수는 10% 이하의 매우 낮은 수준에 불과하여 상호관련성이 낮은 수준을 보여 주었다.

GARCH추정이 도출한 각 시장의 조건부표준편차들간의 상관계수를 보면, 우리나라와 일본 모두 외환시장 변동성 ↔ 채권시장 변동성, 주식시장 변동성 ↔ 채권시장 변동성 사이의 상관관계는 28~29% 정도이며, 외환시장 변동성 ↔ 주식시장 변동성 사이의 관계는 21% 정도로 상대적으로 낮은 수치를 보여 주었다. 반면에 금융시장 변동성의 각국간 상관관계는 90% 내외의 높은 상관관계를 가져, 국가내의 시장간 관계보다 더 높은 수치를 보여 주었다. 따라서 우리나라와 일본의 금융시장 변동성은 국내금융시장간의 요인보다는 모두 미국 주식시장에서의 충격이나 국제유가 급등락 등 외부적 요인에 대해 크게 영향을 받는 것으로 판단해 볼 수 있을 것이다.

I. 서 론

외환위기 이후 우리나라의 외환시장에서는 전면적인 자유변동환율제가 채택되고 주식시장에서는 가격제한폭이 확대되었고 채권시장에서도 대외개방 및 시가평가제가 도입되는 등 금융시장의 개방화와 자율화가 빠른 속도로 진행되고 있다. 이로 인해 외환, 주식, 채권시장은 변동성이 크게 높아지고 예기치 않은 외부적 충격에 민감하게 반응하는 등 시장의 불확실성이 커지게 되었다. 금융시장의 제도적 변화는 시장의 불확실

* 안동대학교 경영학과 부교수

** 한국금융연구원 부연구위원

*** 이 논문은 2000년도 한국대학교육협의회 대학교수 국내교류 연구지원에 의해 작성되었으며, 익명의 두분 심사위원에게 감사드립니다.

성을 높이는 효과 이외에도 각 시장간의 상관관계에도 변화를 가져왔다고 볼 수 있다. 따라서 외환, 주식, 채권시장 등 주요 시장간의 연관성이 외환위기이후 구체적으로 어떠한 변화를 보였는지를 통계적으로 분석하는 작업이 필요한 시점이 되었다고 판단된다. 본 연구의 목적은 환란을 전후한 주요 자산가격들의 움직임에 대한 통계적인 분석을 통해 우리나라 자본시장연구의 기초자료를 제공하는 데에 있다.

지금까지 대부분의 연구는 단일변량모형을 이용하거나 세 시장 가운데 두 시장만의 관계분석이 주류를 이루고 있다. 외환시장과 주식시장간의 관련성에 관한 연구로는 Bahmani-Oskooee & Sahrabian(1992), Adrangi & Ghazanfari(1996), 지호준·김영일(1999) 등이 있으며, 주식시장과 채권시장간의 관련성에 관한 연구로는 Fama & French(1989), Schwert(1989), Glosten, Jagannathan & Runkle(1993), Flannery, Hameed & Harjes(1997), 김영재(1999), 박재환(2000) 등이 있다. 외환시장과 채권시장간의 관련성에 관한 연구로는 Mckinnon(1982), Clinton(1988), Chung(1999), 이승호(1997) 등이 있다. 이에 비해 외환, 주식, 채권시장을 종합적으로 고려한 연구는 매우 미흡한 실정이다. Smith(1992), Choi, Elyasiani & Kopecky(1992), 조담·이승준(2000) 등의 연구에서와 같이 주식시장의 변동을 설명하는 요인으로 환율 및 금리를 분석하는 데에 그치고 있다. 세 시장이 동시에 분석되지 못한 것은 다변량GARCH모형을 추정하기 어려운 데에 그 원인이 있다고 볼 수 있다.

본 연구는 일정상관관계를 가정한 다변량GARCH모형을 세 시장 모두의 수익률에 적용하여 구한 추정계수의 값과 그 유의성이 2변량모형을 따로 적용한 결과와 비교해 볼 때 매우 우수함을 확인하였다. 본 연구에서 사용한 다변량모형은 BEKK모형이나 VECH모형 등 다른 다변량모형에서는 모수가 너무 많아 추정하기 어려운 3변량 이상의 대형모형도 신뢰성있게 추정할 수 있어 향후 재무분야 연구에 유용하게 이용될 수 있을 것이다.

본 연구에서는 외환, 주식, 채권시장의 수익률이 서로 어떠한 관계를 가지고 움직이고 있으며, 이들 각 시장 가격의 변동성은 다른 시장가격의 변동성에 어떠한 관계를 가지고 있는가를 파악해 보도록 한다. 특히 우리나라는 외환위기를 전후하여 금융시스템의 구조변화가 일어났으므로 IMF 위기 이전과 이후에는 어떠한 구조적 차이를 보이고 있는 가도 비교해 보도록 한다. 또한 우리나라의 외환, 주식, 채권시장 상호 연관성에 대한 상대적 비교분석을 위해 일본의 외환, 주식, 채권시장에도 동일하게 적용하여 동일한 연구분석을 시도하도록 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 다변량 ARCH모형 설정의 어려움을 해결

할 수 있는 Bollerslev(1990)의 일정 상관관계 모형을 소개하고, III장에서는 실증분석에서 고려한 자료를 설명하고 자료의 통계적 성질을 살펴보았다. IV장에서는 우리나라의 일본에 대한 추정결과를 설명하고 V장에서는 연구결과를 정리하였다.

II. 연구 모형의 설정

Engle(1982)이 개발한 ARCH모형은 기존의 회귀분석에서는 큰 의미를 두지 않았던 분산을 명시적으로 모형화하여 분석대상 변수의 변동성을 측정하는 통계적 수단을 제공하였다. 특히 외환, 주식, 채권시장에서의 가격변동성은 위험(risk)으로 해석할 수 있으므로 투자의 수익률과 위험을 동시에 고려하는 투자론 연구에서 성공적으로 이용되어 왔다. 일반 회귀모형에서는 오차항의 분산이 시간의 흐름에 따라 일정하다는 동분산(homoskedasticity)을 가정하고 있는 반면 ARCH류의 모형은 오차항의 조건부 분산(h_t)을 식 (1)과 같이 t-1기까지의 정보집합인 Ψ_{t-1} 의 함수로 나타낸다.

$$E(\varepsilon_t^2 | \Psi_{t-1}) = h_t = f(\Psi_{t-1}) \quad (1)$$

가장 간단한 형태인 Engle(1982)의 ARCH모형은 식 (2)와 같이 조건부 분산 h_t 을 q 차까지의 과거 오차항 제곱의 선형함수로 나타내었다.¹⁾ 어느 정도의 시차가 필요한지는 조건부 분산의 지속성(persistence)에 의해 결정되는데, 대부분 AIC와 같은 정보기준을 이용하여 통계적으로 결정하게 된다.

$$\begin{aligned} h_t &= E(\varepsilon_t^2 | \Psi_{t-1}) \\ &= w_0 + \sum_{i=1}^q w_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad w_0 > 0, \quad w_i \geq 0, \quad \sum_{i=1}^q w_i < 1 \end{aligned} \quad (2)$$

한편 Bollerslev(1986)은 식 (3)과 같이 ARCH모형을 일반화한 GARCH를 개발하였다.²⁾ 모수가 3개뿐인 $p = q = 1$ 의 GARCH(1,1)모형만으로도 조건부 분산의 장기에 걸친

1) 조건부 분산 h_t 는 t-1기까지의 정보 Ψ_{t-1} 가 주어졌을 때 ε_t^2 에 대한 기대값이기 때문에 과거 오차항 제곱이외에도 조건부 분산에 영향을 미칠 것으로 판단되는 변수를 포함하여 모형을 신축적으로 구성할 수도 있다.

2) Engle, Lilién & Robins(1987)의 ARCH-M모형은 조건부평균을 조건부 분산의 함수로 나타내고 있는데 이를 GARCH(1,1)에 적용하면 다음과 같은 GARCH(1,1)-M모형이 된다.

$$\begin{aligned} y_t &= x_t \zeta + \delta f(h_t) + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t), \end{aligned}$$

지속성을 적절하게 표현할 수 있다는 장점으로 인해 조건부 분산을 추정하는 데에 가장 많이 이용되고 있다.³⁾

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1 \quad (3)$$

ARCH류의 모형은 최우추정방법을 이용하여 추정하여야 하므로 오차항의 조건부 분포에 대한 가정이 필요한데 일반적으로 정규분포를 이용하고 있다. 따라서 GARCH (1,1)의 전체 모형은 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다. 그러나 금융시장의 자료들의 분포가 대부분 정규분포보다 꼬리부분이 굵은 성질을 가진다는 점에서 t 분포를 이용하기도 한다.

$$\begin{aligned} y_t &= x_t \zeta + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t | \psi_{t-1} &\sim N(0, h_t), \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1 \end{aligned} \quad (4)$$

본 연구에서는 외환, 주식, 채권시장에서의 시장가격인 환율, 주가, 금리의 변동성을 동시에 고려하여야 하므로 다변량(Multivariate) GARCH모형을 이용하여야 한다. 그런데 자료가 N 변량인 경우 공분산행렬 H_t 가 $N(N+1)/2$ 개의 서로 다른 분산항들을 포함하므로 추정하여야 할 모수의 수가 너무 많아지는 문제가 발생하게 된다. 또한 조건부 분산 H_t 는 양정치(positive definite)이어야 하는데, 이를 만족시키기 위해서는 매우 복잡한 비선형 제약조건이 필요하게 된다. 다변량모형을 추정하기 위해 Bollerslev, Engle & Wooldrige(1988)이 시도한 Vech 모형은 모수의 수가 많은 데다 비선형 제약조건도 필요하다는 문제점을 가지고 있으며, 조건부 분산행렬의 양정치성질을 비선형 제약조건 없이 충족시키는 Engle and Kroner(1995)의 BEKK모형도 모수의 수가 많아 실증분석에서 별로 사용되고 있지 않다.

Bollerslev(1990)는 상관관계가 일정하다는 가정을 통해 기존의 다변량 모형이 가진 문제점을 해결하였다. 조건부 상관계수 $\rho_t = h_{12t} / \sqrt{h_{11t} h_{22t}} = \rho$ 가 시간에 상관없이 일정하다고 가정하면 조건부 분산행렬은 식 (5)과 같이 분해할 수 있다.

$$H_t = \Lambda_t P \Lambda_t \quad (5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1$$

이 밖에도 EGARCH(Exponential GARCH)가 Nelson(1991)에 의하여 소개되는 등 다양한 형태의 ARCH모형들이 개발되어 투자론연구에 활용되고 있다.

3) 어떤 시계열변수를 AR(q)로 표현하는 것보다는 ARMA(1,1)로 나타내는 것이 작은 수의 모수만으로도 오랜 기간에 걸친 시계열 상관관계를 표현할 수 있는 장점이 있는 것과 마찬가지로 이해할 수 있다.

여기에서

$$A_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} \end{pmatrix}, P = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

공분산행렬 H_t 의 대각요인 $h_{ii}, i=1, \dots, N$ 만을 모형화하면 되므로 모수의 수를 줄일 수 있는 동시에 H_t 의 정방성도 간단하게 만족시킬 수 있다.

분석대상 자료를 (y_{1t}, y_{2t}) 로 표기하면 Bollerslev(1990)의 일정상관계수 다변량 GARCH 모형은 식 (6)과 같이 설정할 수 있다. y_{1t} 와 y_{2t} 의 조건부 분산은 단일변량추정모형을 그대로 사용하면 되므로 추정이 매우 간편한 장점을 가진다. 그러나 본 모형은 상관계수가 시간에 걸쳐 일정하다는 강한 가정을 전제로 하고 있다. 실제로 Bera and Kim(1998)의 상관계수 시간가변성 검증에 의하면 자산가격간의 상관계수가 시간에 걸쳐 일정하다는 귀무가설을 유의적으로 기각하고 있다. 이러한 문제점이 있는 것은 사실이나 Bollerslev (1990)의 발표이후 많은 연구자들이 다변량GARCH 모형을 추정하기 위해 BEKK모형이나 VECM모형보다는 본 모형을 많이 사용하고 있다. 또한 모형설정상의 오류로 인한 추정치의 부정확성이 일정상관계수 모형의 유용성을 없앨 정도로 크지는 않을 것으로 판단된다. 왜냐하면 상관계수의 시간가변성을 모형화하기 위해서는 결국 많은 모수를 포함하여야 하며, 따라서 제한된 자료를 이용하여 유의성있게 추정하기가 현실적으로 매우 어렵기 때문이다.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \Big| \psi_{t-1} \sim BN(0, H_t) \tag{6}$$

$$h_{1t} = \alpha_{10} + \alpha_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_{11}h_{1,t-1}, \quad \alpha_{10} > 0, \alpha_{11}, \beta_{11} \geq 0, \alpha_{11} + \beta_{11} < 1$$

$$h_{2t} = \alpha_{20} + \alpha_{21}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_{21}h_{2,t-1}, \quad \alpha_{20} > 0, \alpha_{21}, \beta_{21} \geq 0, \alpha_{21} + \beta_{21} < 1$$

$$h_{12t} = \rho h_{1t} h_{2t}$$

Ⅲ. 자료의 구성

1. 자료의 선정

본 연구의 분석기간은 환율결정방식이 복수통화바스켓제도에서 시장평균환율제도로 변경된 1990년 3월 첫제주를 기준으로 시작하여 2000년 9월 넷째주까지를 대상으로 하

였다. 그 이유는 복수통화바스켓제도에서 이루어진 환율은 시장에 의해 결정된 환율이라고 보기 어렵고 한국은행이 정책적으로 결정할 수 있는 α 만큼의 변동폭이 있으므로 금융자산의 시장가격변동성을 측정하는 데에 적절하지 않기 때문이라고 할 수 있다. 분석자료는 주별 자료를 사용하였는데, 매주 수요일 종가기준의 자료를 사용하며 해당 요일이 공휴일인 경우에는 목요일의 종가를 사용하고 목요일도 공휴일인 경우 화요일의 종가의 순으로 사용하였다. 여기에서 추출된 표본의 수는 554개이다. 또한 외환위기의 기준시점은 외환시장이 불안한 모습을 보이기 시작하던 1997년 11월로 정할 수도 있으나 본 연구에서는 IMF구제금융이 지원되었던 1997년 12월로 정하였다. 그러나 1997년 12월과 1998년 1월의 8주간의 자료는 지나치게 변동폭이 커 분석에서 제외하여 위기이전 기간은 1990년 3월~1997년 11월 위기이후 기간은 1998년 2월~2000년 9월로 설정하였다.

분석대상변수로 주식시장과 관련해서는 한국증권거래소에서 발표하는 종합주가지수의 해당일 종가를 사용하였다. 또한 채권시장 변수로는 대표적인 채권시장가격으로 평가되는 3년만기 회사채 종합가중평균 유통수익률을 사용하였으며 외환시장과 관련해서는 서울외환시장에서 결정되는 원·달러 기준환율을 분석대상 변수로 사용하도록 하였다.

일본의 금융시장에 대한 분석에서도 국내시장과의 비교를 위해 동일한 기간을 분석대상으로 하였다. 일본의 분석대상 변수로는 주식시장과 관련해서는 Nikkei 지수를 사용할 수도 있지만 우리나라의 종합주가지수가 시가총액방식인 점을 감안하여 다우방식인 Nikkei 225 지수보다는 시가총액방식인 도쿄증권거래소의 東證株價指數(TOPIX)를 사용하였다. 채권시장 변수로는 우리나라와 마찬가지로 회사채 유통수익률을 사용하도록 하였으며, 외환시장 변수로는 도쿄외환시장에서의 엔·달러 환율을 사용하도록 하였다.

시계열 자료를 확보한 후 이들 변수들이 정상적인가(stationarity)를 확인하기 위하여 단위근(unit root)검정을 시도하였다. 이에 따르면 우리나라뿐만 아니라 일본의 모든 수준(level) 변수들이 단위근이 있는 것으로 나타났다. 환율, 주가지수의 로그차분(log-difference)과 회사채수익률의 차분에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정을 시도한 결과는 <표 1>과 같다. 이에 따르면 우리나라와 일본 모두 차분한 값들은 단위근이 없는 것으로 나타났다. 따라서 실증분석에서는 차분한 수치를 사용하기로 한다. 이하에서는 환율변화와 주가변화는 각각 외환수익률과 주식수익률로 표기하기로 하고 회사채 수익률의 차분값은 회사채수익률의 주간변동폭이 정확한 표현이나 편의상 회사채수익률로 표현하기로 한다.

<표 1> ADF 단위근 검정결과

한 국	ADF	일 본	ADF
환 율	-1.7886	환 율	-1.5257
주 가	-1.2789	주 가	-1.4512
회사채수익률	-3.0637	회사채수익률	-0.5814
외환수익률	-7.215154*	외환수익률	-6.946223*
주식수익률	-6.406221*	주식수익률	-7.554183*
회사채수익률변화	-8.798358*	회사채수익률변화	-7.646420*

주) * Mackinnon 5% 임계치는 -2.8708

2. 자료의 통계적 성질

GARCH추정에 의한 위험분석에 앞서 <표 2>와 <표 3>의 기초통계량을 통해 우리나라와 일본의 외환수익률, 주식수익률, 채권수익률이 어떠한 통계적 성질을 갖는지를 살펴보았다. 우선 우리나라의 자료를 보면, 1990년 3월부터 2000년 9월까지의 기간동안 주식수익률과 채권수익률은 하락하여 평균이 음의 값을 가지며, 외환수익률은 평균이正的 값을 가져 원화가 외환위기 이후 꾸준히 절상되었음에도 불구하고 여전히 1990년

<표 2> 한국 자료의 기초통계량

통 계 량	외 환	주 식	채 권
Mean	0.088	-0.093	-0.011
Standard Dev.	2.053	4.460	0.604
Maximum	33.471	19.752	6.740
Minimum	-9.318	-17.459	-4.800
Skewness	8.265	0.190	3.185
Kurtosis	135.451	5.434	60.360
Jarque-Bera 통계량	411262.10(0.0)	140.10(0.0)	76884.96(0.0)
Q(N)			
Q(5)	77.92(0.0)	15.59(0.0)	90.71(0.0)
Q(10)	93.83(0.0)	23.45(0.0)	111.18(0.0)
Q(15)	119.69(0.0)	34.67(0.0)	118.99(0.0)
Q ² (N)			
Q ² (5)	43.88(0.0)	142.80(0.0)	374.71(0.0)
Q ² (10)	47.50(0.0)	226.58(0.0)	432.0 (0.0)
Q ² (15)	50.66(0.0)	254.84(0.0)	432.50(0.0)

주) ()은 유의수준

3월에 비해서는 절하된 상태임을 알 수 있다. 반면 일본의 외환수익률, 주식수익률, 채권 수익률은 음의 값을 보였다. 표준편차는 한국과 일본 모두 주식수익률이 가장 높은 값을 가지며 채권수익률이 상대적으로 안정적인 모습을 보였다.

<표 3> 일본 자료의 기초통계량

통계량	외 환	주 식	채 권
Mean	-0.58	-0.109	-0.010
Standard Dev.	1.572	2.881	0.115
Maximum	6.827	13.406	0.570
Minimum	-11.769	-10.849	-0.610
Skewness	-0.935	0.022	0.330
Kurtosis	9.479	4.979	7.658
Jarque-Bera 통계량	1047.60(0.0)	90.31(0.0)	509.85(0.0)
Q(N)			
Q(5)	8.63(0.13)	6.01(0.31)	11.94(0.04)
Q(10)	9.90(0.45)	15.25(0.12)	18.76(0.04)
Q(15)	18.13(0.26)	21.19(0.13)	38.02(0.0)
Q ² (N)			
Q ² (5)	15.17(0.01)	65.01(0.0)	22.37(0.0)
Q ² (10)	15.27(0.12)	66.86(0.0)	63.55(0.0)
Q ² (15)	16.27(0.37)	67.43(0.0)	66.37(0.0)

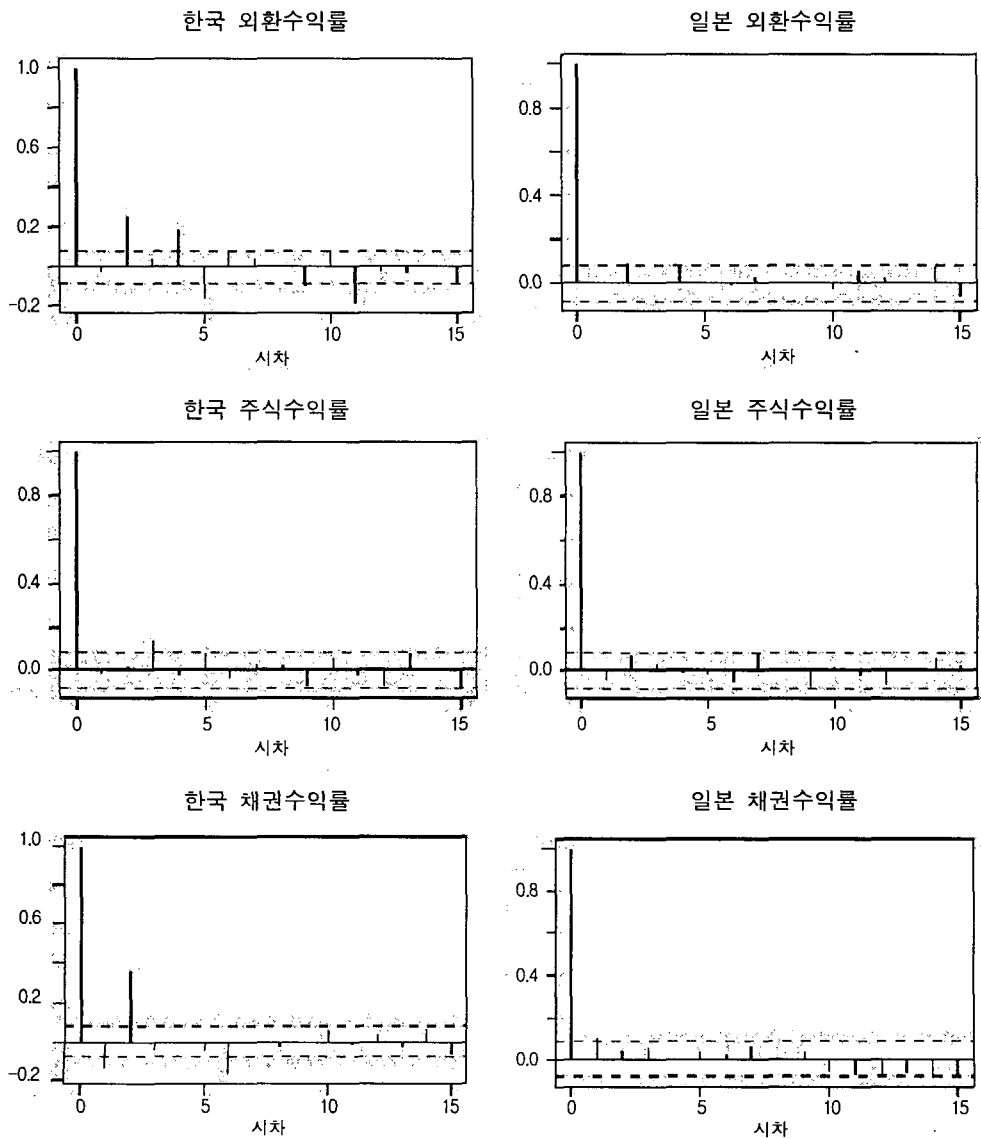
주) ()은 유의수준

자료의 분포상의 특성을 보면 왜도(skewness)는 우리나라 외환, 채권시장의 수익률이 매우 큰 값을 나타냈을 뿐 일본의 자료는 왜도가 매우 약한 것으로 나타났다. 첨도(kurtosis)는 우리나라와 일본 모두 외환 및 채권수익률이 매우 높은 값을 가진 반면 주식수익률은 다른 변수에 비해서는 약하게 나타났다. 주식시장의 첨도가 다른 시장에 비해 낮게 나타난 점은 해석상 주의가 필요하다. 주식시장의 첨도가 낮은 것은 주식시장의 극단적인 변동성이 작기 때문이 아니라, 외환 및 채권시장은 분석기간 대부분 안정적인 움직임을 보이다 특정한 일부 기간동안에만 극단적인 변화가 나타난 반면, 주식시장은 전 기간에 걸쳐 변동성이 매우 커서 극단적인 가격변동이 분포의 모습에 상대적으로 작은 영향을 미쳤기 때문이라 할 수 있다. Jarque-Bera 검증에 의하면 모든 분석자료는 정규분포를 따른다는 가설이 강하게 기각되었다.

자료의 시계열 상관관계(serial correlation)를 검증하기 위해 Ljung-Box Q통계량을 이용하였는데, 수익률자료나 수익률의 제곱 모두가 시차 5, 10과 15에 대해 매우

큰 값을 가져 강한 시계열 상관관계가 존재함을 알 수 있다. 우리나라와 일본 모두 수익률의 수준변수보다는 수익률의 제곱이 더 강한 상관관계를 갖는 것으로 나타나 양 시장의 금융자산수익률이 강한 ARCH 효과를 가짐을 알 수 있다. 그러나 일본의 Q값이 한국보다 낮은 값을 가져 시장효율성이 한국보다는 높음을 간접적으로 알 수 있다.

[그림 1] 분석자료의 시계열상관계수



시계열 상관관계를 시차별로 보기 위해 [그림 1]에서 1차에서 15차까지의 자기상관계수를 나타내었다. 우리나라의 금융자산수익률들은 매우 유의적인 자기상관계수를 보이고 있는 반면 일본은 우리나라에 비해 상대적으로 약함을 알 수 있다. 두 나라 모두 외환수익률과 채권수익률의 자기상관관계가 주식수익률에 비해 큰 값을 가지고 있는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 수행할 GARCH모형의 평균식은 이러한 자기상관관계를 고려하기 위해 AR모형이나 MA모형을 이용하여야 할 것이다.

IV. 3변량 MA-GARCH모형의 추정결과

1. 우리나라의 3변량 MA-GARCH 수익률 추정결과

본 연구에서 이용한 3변량 GARCH모형을 제대로 설정하기 위해서는 평균식과 분산식 모두를 적절하게 선택하여야 한다. 대부분의 GARCH연구는 분산식을 GARCH(1,1)으로 설정하면서 평균식은 매우 다양하게 설정되고 있다. 본 연구에서는 [그림 1]에 나타난 시계열 상관관계효과를 평균식에서 추출해 주기 위해 외환수익률(e_t), 주식수익률(s_t) 및 채권수익률(r_t)의 3변량모형의 경우 평균식을 식 (7)과 같이 MA(1)모형으로 설정하였다.⁴⁾

$$\begin{aligned} e_t &= \hat{\delta}_0 + \varepsilon_{e,t} + \hat{\delta}_1 \varepsilon_{e,t-1} \\ s_t &= \hat{\delta}_0 + \varepsilon_{s,t} + \hat{\delta}_1 \varepsilon_{s,t-1} \\ r_t &= \hat{\delta}_0 + \varepsilon_{r,t} + \hat{\delta}_1 \varepsilon_{r,t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

분산식은 조건부 정규분포를 이용하고 공분산행렬은 상관계수가 시간에 대해 일정하다는 가정하에 식 (8)과 같이 모형화하였다.

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim N(0, H_t), \quad \varepsilon_t = (\varepsilon_{e,t}, \varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{r,t})' \\ h_{e,t} &= \alpha_{e,0} + \alpha_{e,1} \varepsilon_{e,t-1}^2 + \beta_{e,1} h_{e,t-1}, \quad \alpha_{e,0} > 0, \quad \alpha_{e,1}, \beta_{e,1} \geq 0, \quad \alpha_{e,1} + \beta_{e,1} < 1 \\ h_{s,t} &= \alpha_{s,0} + \alpha_{s,1} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{s,1} h_{s,t-1}, \quad \alpha_{s,0} > 0, \quad \alpha_{s,1}, \beta_{s,1} \geq 0, \quad \alpha_{s,1} + \beta_{s,1} < 1 \\ h_{r,t} &= \alpha_{r,0} + \alpha_{r,1} \varepsilon_{r,t-1}^2 + \beta_{r,1} h_{r,t-1}, \quad \alpha_{r,0} > 0, \quad \alpha_{r,1}, \beta_{r,1} \geq 0, \quad \alpha_{r,1} + \beta_{r,1} < 1 \\ h_{es,t} &= \rho_{es} h_{e,t} h_{s,t} \\ h_{er,t} &= \rho_{er} h_{e,t} h_{r,t} \\ h_{sr,t} &= \rho_{sr} h_{s,t} h_{r,t} \end{aligned} \quad (8)$$

4) AR모형은 통계적 방법을 이용하여 시차를 설정해야 하고, 과거 2기 또는 그 이상의 과거값들과 시계열 상관관계가 있을 경우 추정하여야 할 모수가 많아지는 문제가 있다. 반면, MA모형은 MA(1)만으로도 오랜 기간에 걸친 시계열상관관계를 표현해 줄 수 있는 장점이 있다.

<표 4> 3변량 MA-GARCH 추정

	$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\rho}$
전기간(1990년 3월~2000년 9월)						
외 환	0.019 (1.29)	0.112 (2.04)	0.005 (3.20)	0.327 (8.96)	0.748 (47.32)	$\hat{\rho}_{e,s} = -0.200$ (-4.97)
주 식	0.081 (0.53)	-0.001 (-0.03)	0.424 (2.07)	0.096 (4.18)	0.884 (29.77)	$\hat{\rho}_{e,r} = 0.294$ (6.92)
채 권	-0.029 (-3.30)	0.199 (3.53)	0.014 (6.73)	1.023 (11.10)	0.307 (7.98)	$\hat{\rho}_{s,r} = -0.281$ (-6.30)
외환위기이전(1990년 3월~1997년 11월)						
외 환	0.049 (3.13)	0.139 (2.27)	0.001 (1.49)	0.109 (4.79)	0.900 (51.60)	$\hat{\rho}_{e,s} = -0.132$ (-2.53)
주 식	-0.132 (-0.79)	0.002 (0.04)	2.68 (2.17)	0.176 (3.85)	0.596 (4.49)	$\hat{\rho}_{e,r} = 0.130$ (2.10)
채 권	0.003 (0.21)	0.151 (3.11)	0.002 (2.57)	0.079 (3.76)	0.894 (37.30)	$\hat{\rho}_{s,r} = -0.302$ (-6.17)
외환위기이후(1998년 2월~2000년 9월)						
외 환	-0.092 (-1.09)	0.093 (1.04)	0.031 (2.68)	0.118 (2.97)	0.822 (23.63)	$\hat{\rho}_{e,s} = -0.249$ (-3.02)
주 식	-0.164 (-0.33)	0.032 (0.46)	-0.325 (-0.63)	-0.009 (-0.72)	1.020 (106.48)	$\hat{\rho}_{e,r} = 0.251$ (2.60)
채 권	-0.174 (0.984)	0.159 (1.53)	0.001 (1.13)	0.245 (3.83)	0.747 (17.21)	$\hat{\rho}_{s,r} = -0.266$ (-3.11)

주) 1997년 12월~1998년 1월 자료는 제외.

<표 4>의 3변량 GARCH모형 추정결과⁵⁾에 의하면 전체기간을 대상으로 볼 때 외환 시장과 채권시장은 $\hat{\delta}_1$ 값이 유의적인 정의 값을 가져 뚜렷한 시계열 상관관계를 가지는

5) 3변량모형을 추정하기에 앞서 환율, 주식 및 채권의 수익률의 상관계수가 시간에 걸쳐 일정하기를 Bera and Kim(2002)의 검정통계량으로 검정하였다. 우리나라 시장에서의 수익률간 상관관계의 불변성을 검정한 결과에 의하면, 전기간을 포함한 추정식에서는 환율과 주식수익률간의 상관관계가 일정하다는 가설이 기각되나 그 이외의 경우에는 상관관계가 일정하다는 가설을 기각하지 않는 것으로 나타났다.

<표> 상관계수의 시간불변성 검정결과

	$\hat{\rho}_{e,s}$	$\hat{\rho}_{e,r}$	$\hat{\rho}_{s,r}$
전 기간	4.06*	1.08	0.003
외환위기이전	1.48	1.09	0.73
외환위기이후	0.08	0.32	0.53

것으로 나타난 반면 주식시장은 시계열 상관관계가 약하게 나타났다. 그러나 이를 IMF 외환위기 이전과 이후로 구분해보면 차이가 나타난다. 즉, 외환위기 이전에는 외환시장과 채권시장이 유의적인 정의 시계열 상관관계를 가지고 주식시장은 유의적이지 않았지만, 외환위기 이후로는 외환시장과 채권시장의 시계열상관계수도 유의성이 거의 없는 것으로 나타났다. 이는 외환위기 이후 자산가격의 변동에 대한 규제가 완화되어 시장효율성이 높아진 점을 간접적으로 보여주고 있다.⁶⁾ 이 때 GARCH추정계수들도 외환위기 이전이나 이후 모두 매우 유의적인 값을 가졌다. 다만 외환위기 이후 주식시장의 추정계수는 유의적이지 못한 것으로 나타났다.

외환위기를 전후한 차이점을 구체적으로 살펴보면 외환시장과 채권시장에 있어서는 외환위기 이후의 $\hat{\beta}_1$ 이 외환위기 이전보다 낮아져 외환위기 이후 시장충격이 과거에 비해 짧게 시장의 불안요인으로 작용하는 것으로 볼 수 있다. 이에 비해 주식시장의 경우는 외환위기 이후의 $\hat{\beta}_1$ 이 외환위기 이전보다 훨씬 높아져 환란 이후 시장충격이 더 오랜 기간에 걸쳐 시장의 불안요인으로 지속성을 가지고 영향을 미친 것으로 나타났다.

시장간의 상관계수를 보면 외환시장과 채권시장간의 계수가 29%로 가장 높게 나타났으며 외환시장과 주식시장간의 계수는 20%로 상대적으로 낮은 수준을 기록하였다. 외환위기 이전과 이후로 구분해보면 외환시장과 주식시장 및 외환시장과 채권시장의 관계는 외환위기 이후 상관계수가 2배정도 높아졌다. 이는 환란이전 국내금융시장에 큰 영향을 미치지 못하였던 외환시장이 위기이후 다른 금융시장과 더욱 밀접한 관계를 가지게 되었음을 보여주고 있다. 또한 ‘금리↔주가’의 음의 상관관계는 재무이론과 부합되며 ‘환율↔주가’와의 음의 관계는 주가상승이 외국인 주식투자자금의 유입을 확대하고 이러한 외화유입이 원화절상(원화의 대미달러 하락)으로 이어진 현실을 반영한 것이다.⁷⁾ 또한 금리가 상승하면 원화가 절하되는 것으로 나타나 금리평가이론(interest rate parity theory)과는 상치된다. 이러한 결과는 우리나라의 경우 외화의 유출입이 채권시장보다는 주식시장을 통해 주로 발생하기 때문에 금리가 상승하여 주식시장이 부진할 경우 외국인 주식투자가 줄어들어 원화가 절하되는 현실을 반영한 것으로 볼 수 있다.

본 연구에서는 외환시장과 주식시장, 외환시장과 채권시장, 주식시장과 채권시장 각

6) 외환위기이후 주요 자산가격에 대한 가격제한 완화로 시장충격에 따른 가격조정이 즉시적으로 이루어질 수 있게 됨에 따라 시장충격의 효과가 수일에 걸쳐 분산되어 나타났던 과거보다는 시장효율성이 높아졌다는 주장은 상당한 설득력이 있다고 판단된다. 그러나 시장효율성이 높아졌음을 주장하기 위해서는 추가적인 분석이 필요하다는 논평자의 조언을 받아들여 시장효율성 개선의 간접적인 증거로 볼 수 있다고 주장을 완화하였다.

7) 주가상승과 원화절상과의 관계에 대한 논평자의 의견을 그대로 반영한 것이다.

각에 대해 2변량 GARCH모형을 이용하여 추정하여 보았는데, 추정결과는 위의 3변량 모형과 동일하게 나타났다.(<부표 1> 참조) 이러한 결과는 향후 연구자들이 3개 이상의 자산가격변수들의 다변량분석을 시도할 때, 2변량 모형을 각각 추정할 필요없이 Bollerslev(1990)의 일정상관관계모형을 이용하여 모든 변수를 동시에 추정하여도 신뢰할만한 결과를 얻을 수 있음을 확인시켜주고 있다.

<표 5> MA-GARCH추정의 진단통계량(diagnostic test)

	전 기 간		
	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(15)$
외 환	8.17	9.00	9.68
주 식	5.59	9.35	14.46
채 권	2.57	2.80	2.92

	외환위기 이전		
	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(15)$
외 환	2.93	4.89	6.43
주 식	1.66	4.96	9.35
채 권	6.41	12.04	14.12

	외환위기 이후		
	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(15)$
외 환	5.36	7.12	10.64
주 식	5.24	12.29	16.60
채 권	3.01	3.57	3.93

주 : *는 5%에서 유의적임을 나타냄.

한편 3변량을 동시에 고려한 모형추정이 GARCH효과를 충분히 반영하였는지를 보기 위해 <표 5>에서는 추정 이후의 표준화된 잔차항들의 제곱에 대한 Ljung-Box Q통계량을 제시하였다. <표 2>의 변수 제곱에 대한 Ljung-Box Q통계량은 매우 강한 유의성을 보였으나 추정 이후에는 잔차항 제곱에 대한 Q통계량의 유의성이 거의 사라져 GARCH효과를 적절하게 추정한 것으로 볼 수 있다. 이는 외환위기 이전과 이후로 구분하더라도 유사한 결과가 도출되었다.

2. 일본의 3변량 MA-GARCH 수익률 추정결과

일본의 외환, 주식, 채권시장 관련 자료를 대상으로 식 (8)과 같은 3변량 MA-GARCH

추정결과를 실시한 결과는 <표 6>과 같다. 이에 따르면 일본의 추정결과는 우리나라와는 다른 몇 가지 특성을 보이고 있다. 일본의 외환수익률과 주식수익률은 자기상관관계가 매우 약해 MA추정계수 $\hat{\delta}_1$ 이 유의성이 없는 것으로 나타났으나 채권수익률은 자기상관관계가 있는 것으로 볼 수 있다. 이는 우리나라에서 채권수익률 뿐만 아니라 외환수익률도 자기상관관계가 있는 것에 비해서는 다른 점이라고 할 수 있다. 하지만 모든 자기상관계수가 우리나라에 비해서는 현격하게 작게 나타나 상대적으로 시장 효율성이 높은 것으로 볼 수 있다.

<표 6> 일본의 3변량 MA-GARCH 추정

	$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$	\hat{a}_0	\hat{a}_1	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\rho}$
외 환	-0.054 (-0.77)	-0.080 (-0.39)	0.177 (2.12)	0.089 (2.48)	0.845 (13.89)	$\hat{\rho}_{e,s} = -0.042$ (-1.00)
주 식	-0.080 (-0.71)	-0.008 (-0.15)	0.878 (2.58)	0.177 (4.00)	0.722 (10.53)	$\hat{\rho}_{e,r} = 0.068$ (1.65)
채 권	-0.029 (2.36)	0.092 (1.77)	0.001 (3.01)	0.119 (5.66)	0.830 (25.11)	$\hat{\rho}_{s,r} = 0.100$ (2.51)

또한 금융시장간의 상관관계를 보더라도 우리나라가 대부분 20% 내지 29%의 높은 수준을 기록한 데에 비해 매우 약하게 나타나 주식시장과 채권시장과의 관계 이외에는 상관관계가 10%에도 미치지 못한 것으로 나타났다. 주식시장과 채권시장과의 관계도 우리나라와는 달리 낮은 값이기는 하지만 양의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 1990년대 일본 경기가 장기 위축국면에 처해 있으면서 주가가 하락하고, 경기부양을 위해 금리도 하락하는 관계를 보였기 때문으로 볼 수 있다. 그리고 엔화가 절상되면 일본 주가가 상승하는 관계는 거의 없는 것으로 나타나 주식시장은 외환시장과는 큰 관련성이 없으며 채권시장에 의해 소폭 영향을 주고받는 관계로 해석할 수 있다.

또한 일본시장을 대상으로 3변량 MA-GARCH모형에 의한 추정결과는 외환시장과 주식시장, 외환시장과 채권시장, 주식시장과 채권시장의 2변량 MA-GARCH에 의한 추정결과와 대동소이하게 나타났다. 식 (12)와 같은 2변량 MA-GARCH에 의한 추정결과는 <부표 2>에 나타나 있다. 외환, 주식, 채권시장의 자기상관관계 및 각 시장간 상관관계도 3변량 추정모형과 유의성 여부 및 계수의 방향이 일치되게 나타났다. 따라서 우리나라와 같이 Bollerslev (1990)의 일정 상관관계 모형이 유용하게 사용될 수 있음을 다시 한 번 보여주고 있다.

<표 7>에서는 일본금융시장에서 3변량을 동시에 추정한 다변량 모형추정이 GARCH 효과를 충분히 반영하였는지를 진단통계량을 통해 살펴보았다. <표 3>에서 잔차항들의 제곱에 대한 Ljung-Box Q통계량이 매우 강하게 유의성이 나타난 점에 비해 <표 7>에서 GARCH모형에 의한 추정 이후의 표준화된 Q 통계량은 유의성이 거의 나타나지 않아 우리나라와 마찬가지로 MA-GARCH 이 잔차항 제곱의 계열상관을 적절하게 설명한 것으로 볼 수 있다.

<표 7> MA-GARCH추정의 진단통계량(diagnostic test)

	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(15)$
외 환	7.00	7.90	9.05
주 식	3.03	4.02	8.30
채 권	0.62	11.69	17.71

주 : *는 5%에서 유의적임을 나타냄.

3. 우리나라와 일본의 3변량 MA-GARCH 변동성 추정결과

이제까지는 MA-GARCH추정이 도출한 각 시장의 조건부 수익률들간의 상호 관련성을 살펴보았으나 이제부터는 MA-GARCH추정이 도출한 각 시장의 조건부 표준편차로 나타나는 변동성들간의 상호 관련성을 분석하였다. 이를 위해 우리나라와 일본의 외환, 주식, 채권시장의 변동성을 나타내는 조건부 표준편차들이 시장간 그리고 국가간 어느 정도 상관관계를 갖는지를 분석해 보았다. 여기서 나타난 결과는 <표 8>에서 보여주고 있다.

<표 8> 한국, 일본 금융시장 변동성의 상관관계

한국의 시장간 변동성 상관계수			일본의 시장간 변동성 상관계수		
외 환	주 식	채 권	외 환	주 식	채 권
1	0.2126	0.2957	1	0.2145	0.2967
0.2125	1	0.2878	0.2145	1	0.2931
0.2957	0.2875	1	0.2967	0.2928	1

한국과 일본의 금융시장간 변동성 상관계수

외 환	주 식	채 권
0.8835	0.8720	0.9364

이에 따르면 두 나라 모두 외환시장 변동성 ↔ 채권시장 변동성, 주식시장 변동성 ↔ 채권시장 변동성 사이의 상관관계는 28~29% 정도이며, 외환시장 변동성 ↔ 주식시장 변동성 사이의 관계는 21% 정도로 상대적으로 낮은 수치를 보이고 있다. 이에 비하여 각 국간 금융시장 변동성의 상관관계는 90%내외의 높은 상관관계를 가져, 국가내의 시장 간 관계보다 더 높은 수치를 보이고 있다.

따라서 본 연구 결과에 따르면 1990년대 우리나라와 일본의 금융시장 위험은 매우 유사한 패턴을 보이고 있음을 알 수 있다. 이 때 어느 시장의 충격이 다른 시장에 일방적으로 영향을 미치는 것으로 볼 수는 없는 것으로 나타났다. 이는 두 나라 모두 미국 주식시장에서의 충격이나 국제유가 충격 등 외부적 요인에 대해 비슷한 충격을 동시에 받아 왔기 때문인 것으로 판단된다. 그러므로 우리나라나 일본 모두 금융시장의 변동성은 국내금융시장의 요인보다는 외부적인 충격등에 더 크게 영향을 받는 것으로 볼 수 있을 것이다.

<표 9>에서는 한국과 일본시장의 수익률들이 어떠한 상관관계를 가지는 가를 보여주고 있다. 한국이나 일본 모두 외환, 주식 및 채권시장의 수익률의 관계가 앞서의 계량분석에서 추정한 상관계수와 비슷한 모습을 보이고 있다. 여기에서 흥미로운 사실은 변동성과는 달리 수익률에 있어서는 한국시장과 일본시장간의 상관관계가 매우 약하다는 점이다. 주식시장은 양국간 약간의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으나 변동성에 비해서는 매우 약하다.

<표 9> 한국, 일본 금융시장 수익률의 상관관계

한국의 시장간 수익률 상관계수			일본의 시장간 수익률 상관계수		
외 환	주 식	채 권	외 환	주 식	채 권
1	-0.2981	0.6748	1	-0.002	0.015
-0.2981	1	-0.3308	-0.002	1	-0.002
0.6748	-0.3308	1	0.015	-0.023	1

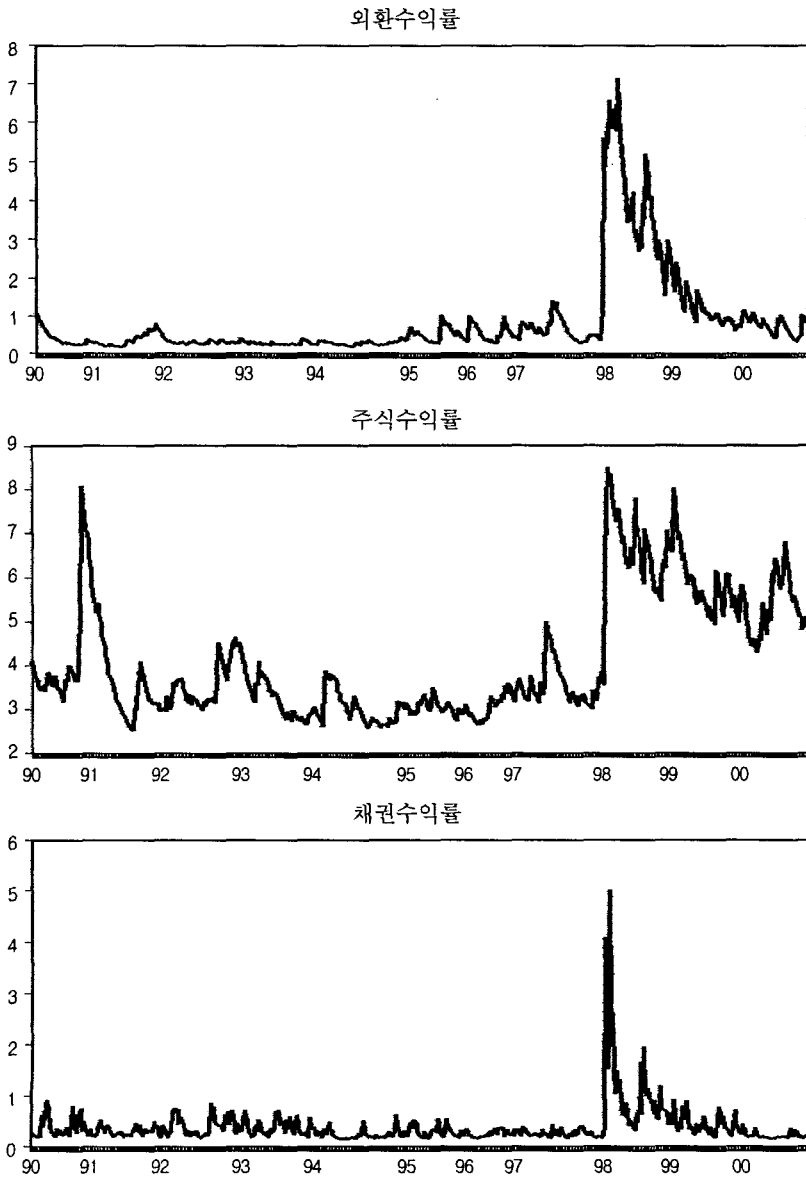
한국과 일본의 금융시장간 수익률 상관계수

외 환	주 식	채 권
0.0901	0.2488	0.0055

한편 [그림 2]에서는 외환, 주식, 채권시장의 MA-GARCH추정된 조건부 표준편차의 추이를 나타내는데, 주식시장이 가장 큰 변동성을 보이고 있다. 외환위기를 전후로 변동성을 비교해 보면, 모든 시장의 변동성이 외환위기 이후 매우 높아진 것을 알 수 있다.

다만 시장안정의 회복속도 면에서는 시장에 따라 차이를 보여 주식시장은 여전히 안정세를 회복하지 못한 반면 채권시장은 가장 빠르게 안정을 회복한 것으로 나타났다. 외환시장의 경우 외환위기 이전에는 정부의 개입과 환율변동폭 제한 등으로 인해 변동성이 매우 낮았으나 외환위기 이후 변동성이 매우 확대되었음을 알 수 있다.

[그림 2] 조건부 표준편차의 변화추이



V. 결 론

금융시장은 다른 상품시장과는 달리 가격의 움직임이 시장에 영향을 미칠 수 있는 모든 정보를 빠르게 반영하게 되는 특성을 가진다고 볼 수 있다. 주식시장, 채권시장과 외환시장 등은 비슷한 정보들을 동시에 가격에 반영한다는 점에서 시장에 대한 충격요인에 대해 비슷한 반응을 보일 것을 예상된다. 또한 환율, 주가, 금리 등은 그 자체가 중요한 시장정보의 역할을 하기 때문에 어느 한 시장에서의 충격은 다른 시장으로 빠르게 전이될 가능성이 높다. 이로 인해 본 연구에서는 단일변량의 시간적 영향을 측정하기보다는 주가, 금리와 환율이 동시에 영향을 주고받도록 하는 다변량(multivariate) MA-GARCH모형을 사용하여 분석하여 보았다.

우선 MA-GARCH모형의 추정에 앞서 시행한 자료의 통계적 성질분석에서 특이할 만한 사실은 우리나라의 주가수익률의 분포가 예상과는 달리 외환수익률이나 채권수익률에 비해 첨도가 낮게 나타났다는 것이다. 이러한 결과는 주식시장의 극단적인 변동성이 작기 때문이 아니라, 외환 및 채권시장은 분석기간 대부분 안정적인 움직임을 보인다 특정한 일부 기간동안에만 극단적인 변화가 나타난 반면, 주식시장은 전 기간에 걸쳐 변동성이 매우 커서 극단적인 가격변동이 분포의 모습에 상대적으로 작은 영향을 미쳤기 때문이라고 판단해 볼 수 있을 것이다.

MA-GARCH 추정이 도출한 각 시장의 조건부수익률을 기준으로 볼 때 90년대 전체적으로는 외환시장과 주식시장은 20%, 외환시장과 채권시장 및 주식시장과 채권시장은 28~29%의 상관성을 보여주었다. 하지만 외환위기 이전과 이후로 구분해보면 외환위기 이후 주식시장과 채권시장의 상관관계는 낮아진 반면 외환시장과 주식시장, 외환시장과 채권시장의 상관관계는 10%p 이상씩 높아진 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이후 주식, 채권시장의 외환시장과의 연관성은 크게 높아져 환율 움직임의 영향력이 전반적으로 커졌다고 이해할 수 있다.

각 시장간 상관계수의 부호를 살펴보면 외환위기 이전과 이후에 관계없이 주가와 환율이 음의 상관관계를 가지며 금리가 상승하면 주가는 하락하는 모습을 보여주었다. 이에 비해 금리가 상승하면 원화가 절하되는 것으로 나타나 금리평가이론과는 대치되는 결과를 보여주었다. 이는 외화의 유출입이 채권시장보다는 주식시장을 통해 주로 발생하였기 때문에 금리 상승이 주가하락으로 이어지고 외국인 포트폴리오투자가 줄어들어 원화가 절하되는 현실을 반영한 것으로 볼 수 있다.

이에 비하여 일본의 경우에는 금융시장간 상관계수는 10% 이하의 매우 낮은 수준에

불과하였다. 이는 90년대 일본의 실물경제가 일방적인 장기 침체국면에 처해있는 상황을 반영하여 금융시장간의 변동성이 지극히 미약하였기 때문으로 판단해 볼 수 있을 것이다.

또한 GARCH추정이 도출한 각 시장의 조건부표준편차들간의 상관계수를 보면, 우리나라와 일본 모두 외환시장 변동성 ↔ 채권시장 변동성, 주식시장 변동성 ↔ 채권시장 변동성 사이의 상관관계는 28~29% 정도이며, 외환시장 변동성 ↔ 주식시장 변동성 사이의 관계는 21% 정도로 상대적으로 낮은 수치를 보이고 있다. 금융시장 변동성의 각국간 상관관계는 90%내외의 높은 상관관계를 가져, 국가내의 시장간 관계보다 더 높은 수치를 보인 점은 주목할 만 하다. 이는 두 나라 모두 미국 주식시장에서의 충격이나 국제유가 충격 등 외부적 요인에 대해 비슷한 충격을 동시에 받아 왔기 때문인 것으로 판단된다.

한편 우리나라와 일본시장을 대상으로 2변량 MA-GARCH모형에 의한 추정도 실시하여 본 결과 3변량 MA-GARCH모형결과와 유의성 여부 및 부호 등에 있어서 비슷하게 나타났다. 이는 향후 여러 변수들의 다변량분석을 할 때 Bollerslev(1990)의 일정 상관관계모형이 변수가 3개이상인 큰 모형을 추정하는 데에 간단하고 유용하게 사용될 수 있음을 확인할 수 있었다.

이처럼 본 논문은 주식시장의 첨도(kurtosis)가 예상과는 달리 외환시장이나 채권시장에 비해 낮게 난 사실과 외환위기이후 자유화된 우리나라 외환시장에서 금리평가이론이 성립하지 않은 원인 등에 대해 새로운 해석을 제시하였다. 또한 어느 한 시장에서의 충격이 다른 시장에 미치는 영향에 있어서 국내 시장간 연관성보다 한국과 일본의 시장간 상관관계가 매우 높게 나타난 점도 새로이 발견할 수 있었다.

하지만 향후에는 Bollerslev(1990)모형을 확대하여 다변량 GARCH-M모형을 추정함으로써 각 시장의 변동성이 다른 시장의 수익률에 어떠한 영향을 미치는 지를 살펴보는 작업을 고려해 볼 필요가 있을 것이다. 본 연구는 어느 특정시장에서의 위험이 다른 시장의 위험에 어떠한 영향을 주는지는 보여주었으나 어느 특정시장의 수익률이나 다른 시장의 수익률에 대한 영향은 보여주지 못하였다. 이러한 보완작업은 주요 금융시장의 위험프리미엄(risk premium)을 측정하는 데에 필수적이라는 점에서 매우 중요한 의의를 가질 수 있을 것이다. 또한 동남아시아 국가들의 외환위기 전후 변화와 미국 등 주요 선진국들과의 상호 관련성 비교연구를 통해 국내시장의 특성을 추출해 볼 필요도 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김영재, “경기변동에 따른 주식시장과 채권시장의 상호보완성 및 대체성 연구”, 한국경
상논총, 제17권 제2호, 1999, 1-18.
- 박재환, “금리변수가 주식수익률에 미치는 영향”, 증권학회지, 제26집, 2000, 199-236.
- 이승호, “금리, 환율의 연관성과 자본이동성”, 경제분석, 제3권 제3호, 1997.
- 조담·이승준, “주식수익률 조건부 변동성의 외생적 결정요인 : 이자율 및 환율변동 등
의 영향을 중심으로”, 재무연구, 제13권 제1호, 2000, 1-26.
- 지호준·김영일, “환율과 주가의 관계 : 국제적 실증비교”, 재무관리연구, 제16권 제1호,
1999, 261-281.
- Adrangi, Bahram and Farrokh Ghazanfari, “Bilateral Exchange Rate of the Dollar
and Stock Returns,” *Atlantic Economic Journal*, Vol.24, 1996, 179-180.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ahmad Soharbian, “Stock Prices and the Effective Ex-
change Rate of the Dollar,” *Applied Economics*, Vol.24, 1992, 459-464.
- Bollerslev, T., R. Engle & J. Wooldridge, “A Capital Asset Pricing Model with Time-
varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, Vol.96, 1988, 116-131.
- Bollerslev, Tim, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Jour-
nal of Econometrics*, Vol.31, 1986, 307-327.
- Bollerslev, Tim, “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rate
: A Multivariate Generalized ARCH Approach,” *Review of Economics and Sta-
tistics*, Vol.5, 1990, 1-50.
- Choi, J. J., E. Elyasiani & K. J. Kopecky, “The Sensitivity of Bank Stock Returns
to Market, Interest and Exchange Rate Risk,” *Journal of Banking and Finance*,
Vol.16, 1992.
- Chung, S. Young, “Exchange Rate and Interest Rate Dynamics in an Equilibrium
Framework,” 2000, 335-356.
- Clinton, K., “Transaction Costs and Covered Interest Arbitrage : Theory and Evi-
dence,” *Journal of Political Economy*, Vol.96, 1988, 358-370.
- Engle, Robert F. & Tim Bollerslev, “Modelling the Persistence of Conditional Var-
iances,” *Econometrics Reviews*, Vol.5, 1986, 1-50.
- Engle, Robert F., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates

- of the Variance of U.K. Inflation," *Econometrica*, Vol.50, 1982, 987-1008.
- Engle, Robert F., David M. Lilien & Russel P. Robins, "Estimating Time-varying Risk Premia in the Term Structure : ARCH-M Model," *Econometrica*, Vol.55, 1987, 391-407.
- Fama, E. & K. French, "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol.25, 1989, 23-49.
- Flannery, M., A. Hameed & Harjes, "Asset Pricing, Time-varying Risk Premia and Interest Rate Risk," *Journal of Banking and Finance*, Vol.21, 1997, 315-335.
- Mekinnon, Ronald I., "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard," *American Economic Review*, Vol.72, 1982, 320-333.
- Nelson, Danid B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach," *Econometrica*, Vol.59, 1991, 347-370.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?," *Journal of Finance*, Vol.44, 1989, 1115-1153.
- Smith, C. E., "Stock Markets and the Exchange Rate : a Muti-Country Approach," *Journal of Macroeconomics*, Vol.17, 1992, 607-629.

<부표 1> 우리나라 2변량 MA-GARCH모형 추정결과

	$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\rho}$
전기간(1990년 3월~2000년 9월)						
외 환	0.022 (1.60)	0.104 (2.35)	0.005 (3.26)	0.377 (15.52)	0.721 (52.16)	-0.197 (-4.98)
주 식	0.420 (0.27)	-0.010 (-0.22)	0.609 (2.38)	0.127 (4.16)	0.845 (22.26)	
외 환	0.019 (1.26)	0.127 (2.36)	0.005 (3.09)	0.343 (9.03)	0.744 (47.94)	0.301 (7.11)
채 권	-0.028 (-3.04)	0.205 (3.57)	0.015 (6.93)	1.110 (10.67)	0.287 (7.60)	
주 식	0.060 (0.39)	0.009 (0.21)	0.456 (2.08)	0.108 (4.20)	0.872 (26.67)	-0.278 (-6.29)
채 권	-0.028 (-3.05)	0.211 (3.69)	0.014 (6.82)	1.163 (16.73)	0.271 (8.40)	
외환위기이전(1990년 3월~97년 11월)						
외 환	0.428 (2.51)	0.134 (1.66)	0.029 (5.40)	0.416 (5.87)	0.429 (5.90)	-0.139 (-2.52)
주 식	-0.087 (-0.51)	0.238 (0.41)	3.014 (2.33)	0.190 (4.15)	0.554 (4.27)	
외 환	0.044 (2.59)	0.134 (1.67)	0.032 (5.80)	0.448 (6.51)	0.383 (5.30)	0.128 (2.13)
채 권	-0.307 (0.22)	0.181 (2.96)	0.011 (3.20)	0.276 (3.91)	0.552 (5.56)	
주 식	-0.117 (-0.71)	0.004 (0.07)	2.14 (2.40)	0.167 (4.34)	0.657 (7.29)	-0.295 (-6.32)
채 권	-0.000 (-0.00)	0.174 (2.95)	0.008 (3.22)	0.239 (4.06)	0.632 (8.15)	
외환위기 이후(1997년 11월~2000년 9월)						
외 환	-0.079 (-0.92)	0.091 (0.96)	0.024 (2.37)	0.089 (2.71)	0.861 (26.52)	-0.266 (-0.316)
주 식	-0.010 (-0.02)	-0.002 (-0.03)	-0.009 (-0.00)	-0.004 (-0.12)	1.003 (6.13)	
외 환	-0.803 (-0.81)	0.100 (1.07)	0.022 (2.06)	0.078 (2.59)	0.882 (29.39)	0.240 (2.32)
채 권	-0.019 (1.09)	0.145 (1.47)	0.001 (1.30)	0.268 (3.98)	0.730 (16.54)	
주 식	0.048 (0.08)	0.052 (0.65)	6.373 (0.29)	-0.024 (-0.37)	0.852 (1.51)	-0.289 (-0.306)
채 권	-0.025 (-1.22)	0.185 (2.11)	0.001 (1.60)	0.164 (3.96)	0.808 (24.72)	

주) 1997년 12월~1998년 1월 자료는 제외.

<부표 2> 일본 2변량 MA-GARCH모형 추정결과

	$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\rho}$
기간 (1990년 3월 ~ 2000년 9월)						
외 환	-0.051 (0.73)	-0.018 (-0.38)	0.183 (2.15)	0.088 (2.47)	0.844 (13.69)	-0.042 (-1.00)
주 식	-0.077 (-0.69)	-0.002 (-0.04)	0.900 (2.63)	0.179 (4.04)	0.717 (10.50)	
외 환	-0.052 (-0.73)	-0.018 (-0.37)	0.182 (2.13)	0.088 (2.46)	0.844 (13.69)	0.068 (1.68)
채 권	-0.013 (-2.45)	0.091 (1.76)	0.001 (3.21)	0.119 (5.55)	0.825 (23.99)	
주 식	-0.079 (0.71)	0.008 (0.16)	0.852 (2.59)	0.177 (4.07)	0.725 (10.88)	0.099 (2.55)
채 권	-0.012 (-2.37)	0.090 (1.76)	0.001 (3.11)	0.117 (5.78)	0.833 (26.27)	