

주가와 환율의 위험-수익 관계에 대한 연구*

박재곤** · 이필상***

〈요 약〉

본 논문은 우리나라 주식시장과 외환시장의 기대 수익률과 조건부 변동성간의 시계열적 관계를 2요인 자본자산가격결정모형(two-factor ICAPM)을 이용하여 실증 분석하였다. 주가와 환율의 조건부 분산은 GARCH 모형과 비대칭성을 반영한 GJR(1993) 모형으로 추정하였으며, 주가와 환율과의 조건부 공분산은 Bollerslev(1990)의 일정 상관관계(CCC) 모형과 Engle(2002)의 동태적 조건부 상관관계(DCC) 모형을 이용하여 추정하였다. 실증 분석모형은 MGARCH-M 모형을 사용하였으며, 추정방법은 준최우추정법(QMLE)을 사용하였다.

실증 분석결과 외환위기 이후에 주식시장의 기대 수익률은 주가의 분산에 대해, 그리고 환율과의 공분산에 대해 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 외환시장에서 기대 수익률은 조건부 분산과 조건부 공분산에 대해 유의하지 않은 것으로 나타났다. 조건부 분산의 추정에서는 GJR 모형이 GARCH 모형에 비해 더 적합한 것으로 나타났다. 그리고 DCC 모형이 CCC 모형에 비해 설명력이 더 높은 것으로 나타났다. 본 논문의 분석결과는 주식시장에서 환율 변동이 위험요인으로 작용하고 있기 때문에 포트폴리오 구성이나 위험 관리 등에서 환율 변동을 고려할 필요가 있고, 변수들간의 상관관계는 시변하는 모형을 사용할 필요가 있음을 시사한다.

주제어 : 위험-수익 관계, ICAPM, MGARCH-M 모형, 동태적 조건부 상관관계, 조건부 변동성

논문접수일 : 2008년 12월 16일 논문최종수정일 : 2009년 2월 28일 게재확정일 : 2009년 4월 18일

* 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사자에게 감사드립니다.

** 교신저자, 산업연구원 연구위원, E-mail : jgpark@kiet.re.kr

*** 고려대학교 경영학과 교수, E-mail : phillee@korea.ac.kr

I. 서 론

재무학에서 시장 포트폴리오의 수익과 위험(변동성)간의 관계는 중요한 과제로 많은 연구들이 진행되어 왔다. 합리적인 위험 회피형 투자자는 투자 자산의 위험을 부담하는 대신 이에 상응하여 높은 수익률을 요구한다. 즉 위험 프리미엄은 위험의 크기에 비례하여 증가한다. Sharpe(1964), Lintner(1965) 등의 정태적 자본자산가격결정모형(CAPM)에서는 균형상태에서 위험 자산의 기대 수익률은 위험과 양(+)의 선형함수 관계에 있음을 보여주고 있다. Merton(1973)의 다기간 자본자산가격결정모형(ICAPM)에서도 자산의 기대 수익률은 시장 위험과 양의 관계에 있음을 보였다. 그러나 시계열 자료를 이용한 실증 분석결과에서 기대 수익률과 변동성간의 관계는 이러한 이론과 달리 명확하지 않다. 이들의 관계가 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보인 논문도 있으나, 통계적으로 유의하지 않거나 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보인 논문도 많이 있기 때문이다.

수익률과 변동성간의 실증 분석결과가 양을 보인 논문들로는 Scruggs(1998), Ghysels et al.(2005), Guo and Whitelaw(2006), Bae et al.(2007), Bali and Engle(2008) 등이 있다. Scruggs(1998)는 2요인 ICAPM에 일정 상관관계를 가정하여 EGARCH-M 모형으로 추정한 결과, 주가지수의 수익률과 변동성간에 양의 관계가 성립함을 보였다. Ghysels et al.(2005)은 과거 일별 자료의 수익률 제곱으로 추정한 분산을 사용하여 월별 조건부 기대 수익률과 조건부 분산간에 양의 관계가 있음을 보였다. Guo and Whitelaw(2006)는 ICAPM을 Campbell and Shiller(1988)의 로그 선형화 방법으로 변환하여 추정한 결과, 주식시장의 수익률과 위험간에 양의 관계가 성립함을 보였다. Bae et al.(2007)은 국면전환모형에 변동성 피드백 효과(volatility feedback effect)를 도입하여 수익률과 변동성간에 양의 관계가 성립함으로 보였다. Bali and Engle(2008)은 미국의 30개 주식의 기대 수익률과 시장 포트폴리오 및 상태변수의 공분산과의 다기간 관계를 분석한 결과, 개별 주식의 기대 수익률은 시장포트폴리오와의 공분산에 대해 양의 관계가 성립함을 보였다.

수익률과 변동성간의 관계가 음이거나 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보인 논문들은 French et al.(1987), Campbell and Hentschel(1992), Glosten et al.(1993, 이하 GJR), Wu(2001), Scruggs and Glabadanidis(2003), Brandt and Kang(2004) 등이 있다. French et al.(1987)은 일별 자료를 이용하여 월별 변동성을 측정하고, 월별 수익률과 변동성간에는 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였다. 그리고 일별 자료를 GARCH(1, 2)-M

모형으로 추정하였을 때에도 표본기간에 따라 수익률과 변동성간의 관계가 양인 경우도 있으나 유의하지 않은 경우도 보였다. Campbell and Hentschel(1992)은 QGARCH(quadratic GARCH) 모형을 이용하여 추정한 결과 위험과 수익과의 관계는 표본기간에 따라 양과 음이 나타났으나 어느 경우에도 통계적으로 유의하지는 않았다. GJR(1993)은 비대칭적인 GARCH-M 모형을 이용하여 추정한 결과 기대 수익률과 조건부 변동성간에는 통계적으로 유의한 음의 관계를 갖는 것으로 나타났다. Wu(2001)는 Campbell and Hentschel(1992)의 연구를 확장하여 레버리지 효과와 변동성 피드백 효과를 동시에 설명하는 모형을 개발하여 기대 수익률과 변동성간의 관계를 추정한 결과 이들간에는 음의 관계가 있음을 보였다. Scruggs and Glabadanidis(2003)는 2요인 ICAPM을 동태적 상관관계가 있는 모형으로 추정한 결과 Scruggs(1998)와는 달리 수익률과 조건부 분산간에는 유의한 음의 관계를 갖는 것으로 나타났다. Brandt and Kang(2004)은 잠재적인 벡터회귀모형(latent VAR)을 이용하여 추정한 결과 시장 포트폴리오의 조건부 수익률과 변동성간에는 음의 관계가 있음을 보였다.

이처럼 시장 포트폴리오의 기대 수익률과 변동성간의 관계에 대해 상반된 결과가 나오는 것에 대해 Guo and Whitelaw(2006), Bali and Engle(2008) 등은 다음과 같은 두 가지 이유를 제시하였다. 첫째, 조건부 평균(기대 수익률)과 조건부 변동성(위험)이 모두 직접적으로 관측이 불가능하다. 따라서 사용되는 모형이나 모형이 내포하고 있는 가정에 따라 실증 분석결과는 다를 수 있다. 둘째, 시계열적으로 기대 수익률과 변동성간 상관관계의 부호에 대한 이론적 제약이 없다. Backus and Gregory(1993)는 기대 수익률과 변동성간의 관계는 확률적 할인율(stochastic discount factor)의 시계열 특성에 의해 양이 될 수도 있고 음이 될 수도 있음을 보였다.

위험에 대한 보상인 위험 프리미엄은 포트폴리오의 자산 배분, 자본비용 추정, 투자 성과의 측정 등 재무적 의사결정 과정에서 중요한 기준이 되며, 위험 프리미엄은 위험의 크기에 상응하여 증가한다. 이러한 위험과 수익간의 관계는 재무학에서 매우 중요한 주제이고, 해외에서는 많은 연구가 진행되어 왔다. 국내에서는 독고윤·박종원·조재호(2001), 김인수·홍정훈(2008) 등의 주식 프리미엄에 관한 연구는 있으나 위험과 수익간 상충관계에 관한 연구는 거의 찾아보기 어렵다. 따라서 본 논문에서는 위험-수익간의 상충관계가 시계열적으로 성립하는지 그리고 투자기회 집합의 변화에 대해 추가적인 위험 프리미엄을 요구하는지를 중심으로 살펴보고자 한다. 구체적으로 주식시장과 외환시장의 수익과 위험간의 시계열적 관계를 2요인 ICAPM을 이용하여 분석한다. 이때 시장위험요인으로 주가와 환율의 분산을 사용하였고, 경제의 상태변화를 나타

내는 요인으로 주가와 환율과의 공분산을 사용하였다. 실증 분석모형은 MGARCH-M (multivariate GARCH in mean) 모형을 사용하고, 추정방법은 준최우추정법(QMLE : quasi-maximum likelihood estimation)을 사용하였다.

본 논문은 기존 논문들과 비교하여 두 가지 측면에서 차별성을 갖는다. 첫째, 2요인 ICAPM 틀을 사용함으로써 시장 포트폴리오의 위험 프리미엄을 설명하는데 시장위험요인과 함께 투자기회집합의 변화를 헷지요인으로 명시적으로 고려하였다. 기존의 다수의 연구에서는 상태변수를 고려하지만, 상태변수와의 공분산을 요인으로 명시적으로 사용하지 않고, 상태변수를 수단변수로 간접적으로 사용하였다. 2요인 ICAPM 틀을 사용한 기존 연구는 Scruggs(1998), Scruggs and Glabadanidis(2003), Bali and Engle(2008) 등이 있다. 경제상황을 나타내는 상태변수는 이론에서 제공하지 않기 때문에 본 연구에서는 이를 대리하는 변수로 환율을 사용하였다. 환율은 주가와 이론적인 관계가 있고, 우리 경제의 높은 무역의존도와 외환위기 이후 주식시장에서 외국인투자의 비중 증가 등을 감안할 때 상태변수로서 중요성이 크다고 할 수 있다.¹⁾ Scruggs(1998), Scruggs and Glabadanidis(2003)는 상태변수로 장기 국채 수익률을 사용하였고, Bali and Engle(2008)은 개별 주가의 상태변수로 거시요인(연방기금금리, 파산 스프레드, 이자율 기간 스프레드)과 재무요인(규모 변수, 장부가/시가 비율, 모멘텀)을 사용하였으며, 이 중에서 장부가/시가 비율(HML)이 유의하였다. 본 연구에서는 시장 포트폴리오의 대응변수로 주가지수를 이용하기 때문에 상태변수로 거시경제변수를 사용하며, 이 중에서 우리 경제의 변화를 대변하는 지표로 환율을 사용하였다. 환율은 우리나라의 이자율 자료의 제약(낮은 변동성, 불안정 시계열, 짧은 표본기간 등)과 소국 개방형 경제 등을 고려할 때 좋은 대안이 될 수 있다고 보았다.

둘째, 주가와 상태변수와의 공분산은 Engle(2002)의 평균 회귀하는 동태적 조건부 상관관계(DCC : dynamic conditional correlation) 모형을 이용하여 추정하였다. 동태적 상관관계 모형은 Bollerslev(1990)의 일정 상관관계 모형에 비해 더 일반적인 모형이다. Scruggs and Glabadanidis(2003)는 조건부 공분산이 비대칭적인 ADC(asymmetric dynamic covariance) 과정을 따른다고 가정하고, 최우추정과정에서 시뮬레이션(simulated annealing) 알고리즘을 사용하였다. 그러나 시뮬레이션 알고리즘은 많은 장점을 갖지만 추정이 복잡하고 공분산의 양정부호를 확보하기 위해 제약을 부여하는 과정에서 우도함수의 연속성이 상실될 수 있는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 추정이 용이하고 여러 자산인 경우에도 추정 모수가 적어 확장이 용이한 Engle(2002)의 DCC 모형을 수

1) 상태변수로 환율을 사용한 자세한 이유는 제 II장 제 2절 경제상태 요인에서 서술한다.

정하여 사용하였다. Bali and Engle(2008)도 본 논문과 같이 Engle(2002)의 DCC 모형을 사용하였다. 이들은 AR(1) 모형으로 개별 주식과 시장 포트폴리오의 수익률을 추정하여 얻은 잔차를 이용하여 조건부 분산을 GARCH(1, 1) 모형으로 추정하고, 이를 사용하여 개별 주식과 시장포트폴리오와의 동태적 상관관계와 공분산을 추정하였다. 그리고 개별 주식의 초과 수익률과 시장 포트폴리오와의 공분산과의 관계를 시계열적으로 추정하였다. 방법론 측면에서 이들과 본 논문은 2요인 ICAPM 틀과 DCC 모형을 사용한 점에서는 동일하지만, 추정 과정에서 이들은 조건부 변동성을 GARCH(1, 1) 모형으로 추정한 뒤 조건부 평균을 추정한 데 비해, 본 논문은 다변량 GARCH(1, 1)-M 모형으로 조건부 평균과 분산을 동시에 추정(jointly estimate)한 점이 다르다. 본 논문에서는 주가지수를 시장 포트폴리오의 대용변수로 사용하기 때문에 조건부 평균식에 위험(분산)을 포함시켜 추정하는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 그리고 조건부 변동성을 추정할 때 GARCH 모형과 함께 뉴스 충격의 비대칭성을 모형화한 GJR(1993) 모형을 사용하여, 수익률의 음의 충격이 변동성을 더 증가시키는 레버리지 효과를 고려하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서는 수익과 위험간의 이론적 관계로 2요인 ICAPM과 모형의 구성요인에 대해 살펴본다. 제 III장에서는 실증 분석모형으로 동태적 상관관계가 있는 MGARCH-M 모형을 설정하고, 추정방법을 제시한다. 제 IV장에서는 자료를 검토하고, 추정결과를 분석한다. 제 V장에서는 연구결과를 요약한다.

II. 이론 모형

1. 2요인 ICAPM

CAPM에 따르면, 개별 자산의 기대 초과 수익률은 시장 포트폴리오와의 공분산에 대해 다음과 같이 선형관계로 표시될 수 있다.

$$E(R_i) = \gamma \text{cov}(R_i, R_M) \tag{1}$$

여기서 R_i 는 특정 자산(i 자산)의 수익률에서 무위험 수익률을 차감한 초과 수익률이고, R_M 은 시장 포트폴리오(market portfolio)의 초과 수익률이다. 그리고 γ 는 공분산이 기대 수익률에 미치는 영향을 나타내는 계수로서 Merton(1980)에 따르면, 이는 상대적 위험회피도(relative risk aversion)이다. 식 (1)을 시장 포트폴리오에 적용하면, 시

장 포트폴리오의 기대 수익률은 자신의 분산에 대해 선형함수로 나타난다.

$$E(R_M) = \gamma \sigma_M^2 \quad (2)$$

CAPM이 1기간 동안의 정태적인 모형인데 비해 다기간 자본자산가격결정모형(Inter-temporal CAPM)은 동태적 모형으로서 투자기회집합의 변화를 고려하고 있으며, 다요인 모형이다. 위험회피적인 효용함수를 가진 투자자를 가정하고, 시장 포트폴리오와 무위험 자산, 그리고 1개의 상태변수만을 가정하면, ICAPM은 다음과 같이 2요인 모형으로 표현될 수 있다.

$$E_t(R_{Mt+1}) = \gamma \sigma_{Mt}^2 + \lambda \sigma_{MF,t} \quad (3)$$

여기서 σ_{Mt}^2 과 $\sigma_{MF,t}$ 는 각각 시장 포트폴리오의 분산과 시장 포트폴리오와 상태변수와의 공분산이다. E_t 는 t기까지의 정보를 이용한 기대치(expectation operator)를 의미한다. σ_{Mt}^2 은 투자자가 보유한 시장위험(market risk component)이고, $\sigma_{MF,t}$ 는 투자기회집합이 변동하는 위험(hedge component)이다. ICAPM은 CAPM에 비해 헷지요인으로 상태변수와의 공분산을 포함하고 있다.

기존 실증연구에서 상태변수를 포함한 경우에도 Bali and Engle(2008)이 언급한 바와 같이 조건부 평균에 상태변수를 단순히 추가하여 사용하는 것이 일반적이었다.

$$E_t(R_{Mt+1}) = \gamma \sigma_{Mt}^2 + \kappa' x_t \quad (4)$$

여기서 x_t 는 상태변수의 벡터이고, κ 는 상태변수에 대한 계수 벡터이다. 기존 논문은 식 (3)에서의 공분산($\sigma_{MF,t}$) 벡터를 상태변수(x_t)에 선형 회귀분석한 형태로 사용하여 헷지요인을 간접적으로 고려하고 있다. 본 논문은 2요인 ICAPM을 분석 틀로 사용함으로써 투자기회 집합의 변화를 명시적으로 고려한다.

2. 경제상태 요인

그 동안 주가 수익률을 예측하는 상태변수로는 이자율, 파산 프리미엄(default premium), 기간 스프레드(term spread), 배당수익률(dividend-price ratio) 등이 사용되었

다(Chen et al., 1986; Ghysels et al., 2005; Guo and Whitelaw, 2006, Bali and Engle, 2008 등). 이 외에도 소비-부 비율과 평균을 제거한 무위험 수익률 등이 사용되기도 하였다(Guo and Whitelaw, 2006; Campbell, 1996 등).

본 논문에서는 상태변수로 중요한 거시경제변수 중의 하나인 환율을 사용하였다. 그 이유는 첫째, 주가와 환율은 이론적으로 인과관계를 갖고 있고, 이를 뒷받침하는 실증적 연구결과도 있기 때문에 대안으로 고려할 수 있다. Granger et al.(2000) 등에 따르면, 주가와 환율과의 이론적 관계는 전통적 접근법과 포트폴리오 접근법으로 구분할 수 있다. 전통적 접근법에 따르면, 환율의 변화는 다국적 기업의 주식가격에 직접적으로 영향을 미치며, 국내 기업에게는 수출입과 연관되어 간접적으로 영향을 미친다. 포트폴리오 접근법에 따르면, 여러 국가에 증권을 분산하여 보유한 투자자에게 국내 주가의 상승은 국내 자산의 가치 상승으로 국내 자금에 대한 수요를 증가시켜 금리를 상승시키며 통화가치를 높인다. 즉 주가의 상승은 통화가치의 상승(환율 하락)을 초래한다. 주가와 환율과의 관계에 대한 실증적 연구 결과에 따르면, 주가와 환율은 장기 균형관계에 있거나(Ajayi and Mougoue, 1996 등), 장기 균형관계에 있지는 않으나 한국의 경우 환율이 주가에 영향을 미치거나(Granger et al., 2000 등), 주가와 환율은 상호 영향을 미치는 피드백 관계에 있는(이근영, 2007) 것으로 나타났다.

둘째, 우리나라 국내 총생산(GDP)에서 수출입 합계가 차지하는 비중인 무역의존도가 높아, 환율이 우리 경제의 상황을 대변하는 변수가 될 수 있다고 판단하였다.²⁾ 환율은 우리나라 제품의 수출 가격과 원자재 및 자본재의 수입 가격에 영향을 주어 기업의 수익 및 비용에 영향을 미친다. 따라서 환율은 대외 의존도가 높은 우리나라 기업의 주식 가격 및 종합주가지수에 영향을 크게 미친다.

셋째, 우리나라 주식시장에서 외국인 투자자의 거래 비중과 소유 비율이 점차 증가해 왔고, 외환위기를 거치면서 더욱 더 증가하였다.³⁾ 환율은 외국인 투자자의 국내 주식시장 및 채권시장 등에 투자한 포트폴리오의 달러표시 가치에 영향을 미치고, 외국인 투자자금의 유출입에 영향을 준다.

넷째, 상태변수로 주요 거시경제변수인 이자율을 고려해 볼 수 있는데, 우리나라에서는 이자율보다 환율이 더 적합한 측면이 있다. 장기 국채의 경우에 표본기간이 짧아 자

2) 한국은행 자료에 따르면 우리나라 무역의존도는 1999~2007년까지 평균은 79.5%이고, 2007년에는 90%에 달하고 있다.

3) 거래소시장에서 외국인 투자자의 거래대금 비중은 2008년 6월에는 30% 정도를 차지하고 있고, 시가총액 중 외국인 투자자의 소유 비율은 2004년 40.1%로 최고를 기록한 이후 2007년에는 30.9%로 다소 하락하였으나 여전히 높은 수준을 유지하고 있다.

료 사용에 제약이 있으며, 일반적으로 이자율 관련 자료는 변동성이 작고, 자기상관이 높으며, 주가와와 역사적 상관관계의 절대치도 환율보다 작다.⁴⁾ 이에 비해 환율은 일별 자료의 구독이 용이하며, 변동성의 수준이 어느 정도 높다는 장점이 있다.

Ⅲ. 실증 분석모형 및 추정방법

1. 실증 분석모형

본 연구에서는 실증 분석모형으로 동태적 상관관계가 있는 MGARCH(1, 1)-M 모형을 사용한다.

$$R_{Mt} = \mu_M + \gamma_M \sigma_{Mt}^2 + \lambda_M \sigma_{MF,t} + e_{Mt} \quad (5)$$

$$R_{F,t} = \mu_F + \gamma_F \sigma_{F,t}^2 + \lambda_F \sigma_{MF,t} + e_{F,t}$$

$$\text{여기서, } e_{Mt} | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_{Mt}^2), e_{F,t} | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_{F,t}^2)$$

R_{Mt} 와 $R_{F,t}$ 는 각각 주가 초과 수익률과 환율 초과 변화율로 각각의 수익률에서 무위험 수익률을 차감한 것이다. σ_{Mt}^2 , $\sigma_{F,t}^2$, $\sigma_{MF,t}$ 는 각각 조건부 주가 분산, 환율 분산, 주가와 환율과의 공분산이다. I_{t-1} 는 $t-1$ 기까지의 정보 집합이다. 주식시장에서 포트폴리오의 초과 수익률은 시장위험요인(σ_{Mt}^2)과 헷지요인($\sigma_{MF,t}$)의 선형결합으로 나타난다.

조건부 분산은 GARCH(1, 1) 모형과 수익률의 음의 충격이 변동성에 더 크게 영향을 주는 GJR(1, 1) 모형으로 추정한다. GJR(1, 1) 모형은 다음과 같다.⁵⁾

$$\sigma_{Mt}^2 = \omega_M + \beta_M \sigma_{Mt-1}^2 + \alpha_M e_{Mt-1}^2 + \delta_M e_{Mt-1}^2 D_{Mt-1} \quad (6)$$

$$\sigma_{F,t}^2 = \omega_F + \beta_F \sigma_{F,t-1}^2 + \alpha_F e_{F,t-1}^2 + \delta_F e_{F,t-1}^2 D_{F,t-1}$$

$$\text{여기서, } D_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{if } e_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

4) 우리나라 채권 수익률의 일별 자료는 통화안정증권(364일)과 회사채(3년 만기, AA-)는 1987년 1월부터, CD(91일)는 1991년 8월부터, 중기 국고채(3년, 5년)는 1995년 5월부터, 장기 국고채(10년)는 2000년 12월부터 구독이 가능하다. 따라서 장단기 채권의 수익률 스프레드는 표본기간이 짧아 이용에 제약이 있다. 그리고 채권 수익률은 외환위기 이후 기간에 단위원 검정에서 검정 방법에 따라 I(1) 과정이 되기도 한다. 외환위기 이후 주가와 환율의 역사적 상관관계는 -0.856이나 주가와 회사채 수익률의 역사적 상관관계는 -0.306이다.

5) GARCH(1, 1) 모형은 GJR(1, 1) 모형에서 $\delta=0$ 을 가정한 것이다.

주식시장에서는 음의 수익률이 변동성을 더 크게 증가시키는 레버리지 효과가 있는 것으로 알려져 있다. 즉 $\delta > 0$ 이면, 한 단위의 양의 충격에 대해서는 $\alpha + \beta$ 만큼 변동성이 증가하는데 비해 음의 충격에 대해서는 $\alpha + \beta + \delta$ 만큼 증가하게 되어 음의 충격이 있을 경우 변동성은 더 크게 증가한다. 조건부 분산이 정상적인 과정이 되기 위해서는 $\omega \geq 0$, $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$ 이어야 하며, $\alpha + \beta + 0.5\delta < 1$ 이어야 한다. 변동성의 지속성은 $\alpha + \beta + 0.5\delta$ 가 되며, 분산의 비조건부 평균은 $1/[1 - (\alpha + \beta + 0.5\delta)]$ 가 된다(Bae et al., 2007 등).

주가 수익률과 투자기회집합의 변화(환율 변화율)와의 조건부 공분산은 각각의 표준편차와 두 자료간의 상관관계의 곱으로 구성된다.

$$\sigma_{MF,t} = \rho_{MF,t} \sqrt{\sigma_{Mt}^2} \sqrt{\sigma_{F,t}^2} \tag{7}$$

여기서 $\rho_{MF,t}$ 는 시변하는 상관관계로서 Engle(2002)의 평균 회귀(mean reverting)하는 동태적 조건부 상관관계(DCC : dynamic conditional correlation) 모형을 이용하여 추정한다.⁶⁾ Engle(2002)의 DCC 모형은 표준화된 잔차(standardized residuals)를 사용하여 다음과 같이 추정한다.

$$\rho_{MF,t} = \frac{q_{MF,t}}{\sqrt{q_{MM,t}q_{FF,t}}} \tag{8}$$

$$q_{MF,t} = (1 - a - b)\overline{\rho_{MF}} + a\epsilon_{Mt-1}\epsilon_{F,t-1} + bq_{MF,t-1}$$

여기서, $\epsilon_{Mt} = e_{Mt} / \sigma_{Mt}$, $\epsilon_{F,t} = e_{F,t} / \sigma_{F,t}$

여기서 $\overline{\rho_{MF}}$ 는 ϵ_{Mt} 와 $\epsilon_{F,t}$ 간의 비조건부 상관관계이다. b 는 평균 회귀 속도를 나타낸다. 상관관계의 지속성은 두 계수의 합($a+b$)으로 나타나며, $a+b < 1$ 이면 상관관계는 평균으로 회귀하게 된다.

이러한 Engle(2002)의 DCC 모형의 추정은 먼저 조건부 분산을 GARCH(1, 1)으로 개별적으로 추정하고, 다음 추정된 잔차를 표준화시켜 $q_{MF,t}$ 를 추정한 뒤 이를 이용하여 상관관계($\rho_{MF,t}$)을 계산하는 2단계로 이루어진다. 이 모형의 장점은 2단계로 추정이 이루어지기 때문에 추정이 용이하고, 변수의 수가 N 개로 증가하여도 2개의 모수(a, b)만

6) Bollerslev(1990)의 일정 조건부 상관관계(constant conditional correlation : CCC) 모형은 상관관계가 분석기간 중 일정(ρ_{MF})하다고 가정한다.

추정하면 된다는 점이다. 단점으로는 a 와 b 가 상수이고, N 개의 자산이 모두 동일한 동학을 갖는다는 점이다.⁷⁾

본 논문에서는 MGARCH-M 모형으로 조건부 평균과 조건부 변동성을 동시에 추정하기 때문에 조건부 상관관계도 조건부 분산과 동시에 추정하는 것이 필요하다. 즉, 1단계에서 조건부 분산($\sigma_{Mt}^2, \sigma_{Ft}^2$)을, 2단계에서 상관관계(ρ_{MFt})와 조건부 공분산(σ_{MFt})을 나누어 추정하지 않고, 이들을 동시에 추정하는 것이 필요하다. 이를 위해 조건부 상관관계가 평균 회귀하는 GARCH(1, 1) 과정을 따른다고 가정하여, 추정식을 다음과 같이 수정하였다.

$$\rho_{MF,t} = (1-a-b)\overline{\rho_{MF}} + a\epsilon_{Mt-1}\epsilon_{Ft-1} + b\rho_{MF,t-1} \quad (9)$$

이 추정식이 식 (8)과 다른 것은 $\overline{\rho_{MF}}$ 의 정의와 $q_{MF,t-1}$ 대신 $\rho_{MF,t-1}$ 을 사용한 것 등 두 가지이다. 식 (9)에서 $\overline{\rho_{MF}}$ 는 e_{Mt} 와 e_{Ft} 간의 비조건부 상관관계이다. Engle(2002)에 따르면 $E_{t-1}(q_{MF,t}) = \overline{\rho_{MF}}$ 이고 $E_{t-1}(q_{MM,t}) = 1$ 이므로, $q_{MF,t-1}$ 대신 $\rho_{MF,t-1}$ 을 사용하더라도 Engle(2002)의 평균 회귀하는 DCC 모형의 특성을 유지할 수 있다고 판단된다. 이렇게 수정함으로써 조건부 분산과 조건부 공분산을 동시에 추정할 수 있고, 조건부 평균식에 이들을 설명변수로 사용할 수 있게 된다.

2. 추정방법

추정방법은 준최우추정법(quasi-maximum likelihood estimation : QMLE)을 사용한다. 변수가 2개 일 때 로그 우도함수 값은 다음과 같이 추정한다.

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{t=1}^T \ln f(e_t | I_{t-1}; \Theta) \\ &= -\frac{T}{2} \ln((2\pi)^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\det(H_t)) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T e_t' H_t^{-1} e_t \end{aligned} \quad (10)$$

이때 $e_t = (e_{Mt}, e_{Ft})'$ 이고, 이변량 정규분포한다고 가정한다. 그러면 조건부 분산-공

7) Billio et al.(2005)은 N 개의 자산에 대해 동일한 동학이라는 가정을 완화하고, 유사한 자산을 그룹으로 묶고 그룹간에는 다른 동학을 갖도록 모형화하였다.

분산 행렬은 다음과 같다.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{Mt}^2 & \sigma_{MF,t} \\ \sigma_{MF,t} & \sigma_{F,t}^2 \end{bmatrix} \quad (11)$$

이러한 로그 우도함수를 BFGS 수치최적화(numerical optimization) 알고리즘을 사용하여 추정하면, 추정할 모수(θ)의 최우추정치($\hat{\theta}$)를 얻을 수 있다.

주가 수익률 자료가 대부분의 금융 시계열 자료와 같이 첨예하고 꼬리가 두터운 분포를 보이고 있어, 정규분포를 가정할 경우 모수 추정에 신뢰성의 문제가 생길 수 있다. 그러나 Bollerslev and Wooldridge(1992)는 준최우추정법으로 추정하여도 표준화된 잔차의 평균과 분산이 아래 식 (12)와 같이 각각 0과 1을 만족하면, 추정치는 일치성(consistency)과 점근적 정규성(asymptotic normality)을 가지고 있음을 보였다. 따라서 본 논문에서는 준최우추정법을 사용하고 표준화된 잔차의 평균과 분산이 이러한 조건을 만족하는지를 살펴본다.

$$E_{t-1}(\epsilon_{i,t}) = E_{t-1}(e_{i,t} / \sqrt{\sigma_{i,t}^2}) = 0, \quad E_{t-1}(\epsilon_{i,t}^2) = E_{t-1}(e_{i,t}^2 / \sigma_{i,t}^2) = 1 \quad (12)$$

IV. 실증 분석결과

1. 자료

시장 포트폴리오의 대응변수는 종합주가지수(KOSPI)를, 상대변수로는 원/달러 환율을 사용하였다. 초과 수익률은 각각의 원 자료를 로그 차분하여 연속 복리 수익률 자료로 변환한 뒤 무위험 자산의 수익률을 차감하였다. 그리고 100을 곱하여 퍼센트 수익률을 사용하였다. 무위험 자산 수익률의 대응변수로 통화안정증권(364일) 수익률을 사용하였다.⁸⁾ 자료는 시장평균환율제도를 시행한 1990년 3월부터 2008년 6월까지의 일별 증가 자료를 사용하였으며, 자료의 일관성을 유지하기 위해 공휴일과 토요일, 일요일을 제외하였다. 총 표본수는 4,500개이다. 종합주가지수와 통화안정증권 자료는 FnGuide

8) 우리나라에는 미국의 채무성채권(T-bill)과 같은 1개월 또는 3개월 만기의 국채가 없어 통화안정증권(364일) 수익률을 사용하였고, CD(91일) 수익률을 사용해도 큰 차이는 없는 것으로 보인다.

의 DB에서, 환율 자료는 한국은행 DB에서 추출하였다.

표본기간 내에 IMF 외환위기 기간이 포함되어 있는데, 외환위기 기간을 내생화하여 추정하는 것은 본 연구의 범위를 벗어나므로 하위기간으로 구분하여 분석하였다.⁹⁾ 본 연구에서는 외환위기 기간을 1997년 10월 21일부터 약 1년 간인 1998년 10월 12일까지로 설정하였다.¹⁰⁾ 1998년 10월 13일 이후에는 주가 수익률 및 환율 변화율의 분산이 안정세를 보이고 있다.

시계열 자료의 분석을 위해서는 먼저 자료의 안정성(stationary) 여부를 검토할 필요가 있다. ADF 단위근 검정결과 주가와 환율은 수준변수는 안정적이지 않고 1차 차분한 자료가 안정적인 I(1) 계열인 것으로 나타났다. 따라서 실증 분석을 위해서는 주가와 환율을 로그 차분한 수익률 자료를 사용한다. 수익률 자료에서 무위험 수익률을 차감한 초과 수익률도 안정적인 시계열인 것으로 나타났다.

주가와 환율의 초과 변화율에 대한 기초통계량은 <표 2>와 같다. 주가 초과 수익률은 평균적으로 외환위기 이전에는 매일 0.08%씩 감소하였으나 외환위기 이후에는 매일 0.043%씩 상승하였다. 환율 초과 변화율은 외환위기 이전과 이후에 각각 0.042%와

<표 1> 추세가 있는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정결과

아래 표는 사용한 자료에 대한 단위근 검정결과이다. 초과 수익률은 각각의 수익률에서 무위험 수익률(통안증권 수익률)을 차감한 것이다. 사용한 자료는 1998년 10월 13일부터 2008년 6월 30일까지의 일별 종가이다. ***는 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않음을 의미한다.

| 변 수 | 외환위기 이전 (90. 3. 2~97. 10. 20) | 외환위기 기간 (97. 10. 21~98. 10. 12) | 외환위기 이후 (98. 10. 13~08. 6. 30) |
|--------------|----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|
| KOSPI | -1.420 | -2.618 | -1.781 |
| 원/달러 | 0.363 | -2.507 | -1.399 |
| KOSPI 수익률 | -42.332*** | -12.746*** | -46.973*** |
| 원/달러 변화율 | -26.873*** | -6.579*** | -46.545*** |
| KOSPI 초과 수익률 | -42.401*** | -12.670*** | -47.023*** |
| 원/달러 초과 변화율 | -26.890*** | -6.587*** | -46.769*** |

주) 필립스-페론(Phillips-Perron) 단위근 검정결과도 질적으로 다르지 않음.

9) 홍승제, 강규호(2004)는 국면전환모형을 이용하여 외환위기 기간을 1997년 10월 21일부터 1999년 2월 26일까지로 추정하였다. 이근영(2003)은 외환시장, 주식시장, 채권시장의 상관관계를 연구하면서 구조적인 분기점을 추정하였고, 각각 1997년 11월 13일, 1996년 12월 3일, 1998년 10월 13일로 추정하였다.

10) 외환위기 기간을 1997년 10월 21일부터 1999년 2월 29일까지 설정하여도 분석결과와 질적 차이는 없는 것으로 나타났다.

<표 2> 주가지수 초과 수익률과 환율 초과 변화율의 기초통계량

아래 표는 주가 초과 수익률과 환율 초과 변화율의 기초통계량이다. 초과 수익률은 수익률에서 무위험 수익률(통안증권 수익률)을 차감한 것이다. 사용한 자료는 1998년 10월 13일부터 2008년 6월 30일까지의 일별 증가이다.

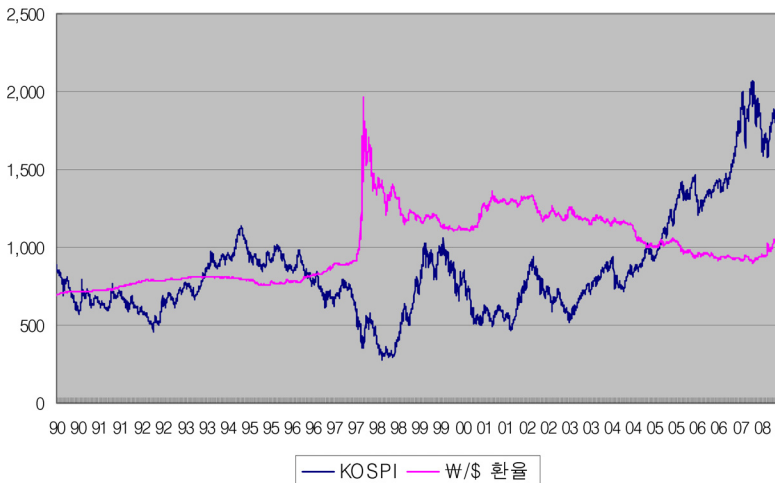
| 구 분 | 외환위기 이전 (90. 3. 2~97. 10. 20) | | 외환위기 기간 (97. 10. 21~98. 10. 12) | | 외환위기 이후 (98. 10. 13~08. 6. 30) | |
|------|----------------------------------|--------|------------------------------------|--------|-----------------------------------|--------|
| | 주가 | 환율 | 주가 | 환율 | 주가 | 환율 |
| 평 균 | -0.080 | -0.042 | -0.254 | 0.093 | 0.043 | -0.032 |
| 표준편차 | 1.454 | 0.169 | 3.669 | 3.143 | 1.928 | 0.435 |
| 왜 도 | 0.230 | 0.480 | 0.218 | -0.109 | -0.298 | 0.362 |
| 첨 도 | 5.389 | 14.964 | 3.260 | 16.033 | 6.194 | 6.757 |
| 자료 수 | 1,868 | | 239 | | 2,393 | |

0.032%씩 감소하였다. 주가의 표준편차는 환율의 표준편차에 비해 외환위기 이전에는 8.6배, 외환위기 이후에는 4.4배 높게 나타났다. 왜도(skewness)는 주가의 경우에는 외환위기 이전에는 오른쪽으로 치우쳐 있으나 외환위기 이후에는 왼쪽으로 치우친 모습을 보였다. 환율의 경우에는 외환위기 이전과 이후 모두 오른쪽으로 치우친 모습을 보

[그림 1] 종합주가지수와 원/달러 환율의 추이

아래 그림은 1998년 10월 13일부터 2008년 6월 30일까지의 종합주가지수와 원/달러 환율의 일별 증가 추이를 나타낸 것이다.

주가지수와 원/달러 환율 추이



였다. 첨도(kurtosis)는 주가와 환율 모두 정규분포의 첨도인 3보다 커 정규분포보다 첨예한(leptokurtic) 분포를 보이고 있다.

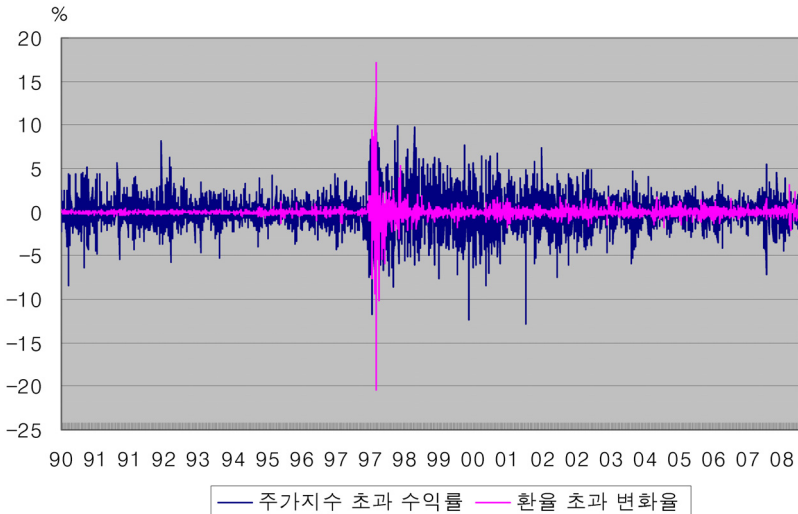
주가와 환율의 추이는 [그림 1]에서 보는 바와 같이 1997년 외환위기 시기에 큰 폭으로 변동하고 있음을 알 수 있다.¹¹⁾ 주가와 환율은 외환위기 이전에는 같은 방향으로 움직이고, 외환위기 이후에는 서로 반대방향으로 움직이는 것을 확인할 수 있다.

주가 초과 수익률과 환율 초과 변화율의 추이는 [그림 2]에서 보는 바와 같이 변동성이 외환위기 시기인 1997년 10~11월 이후에 크게 증가한 것으로 나타나고 있다. 특히 외환위기 기간 동안 환율의 일일 초과 변화율의 최대값은 17.2%이고, 최소값은 -20.4%로 매우 큰 폭으로 변동하고 있다. 따라서 주식시장과 외환시장의 수익률과 변동성간의 관계를 추정할 때 이 시기를 다른 시기와 구분할 필요성이 있음을 알 수 있다. 주가 수익률은 변동성이 한번 증가하면 장기간 지속되는 반면, 환율의 변동성은 외환위기 이후에는 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있다.

[그림 2] 주가 초과 수익률과 환율 초과 변화율의 추이

아래 그림은 1998년 10월 13일부터 2008년 6월 30일까지의 종합주가지수와 원/달러 환율의 일별 종가의 변화율에서 무위험 자산 수익률(동화안정증권 수익률)을 차감한 초과 수익률의 추이를 나타낸 것이다.

주가 수익률과 환율 변화율의 추이



11) 주가지수는 외환위기 기간에 1998년 6월 16일 최저 280까지 하락하였다가, 1999년 7월에는 1,000까지 상승하였다. 그리고 2003년 이후 지속적으로 상승하여 2007년에는 2,000을 넘어서기도 하였다. 원/달러 환율은 1997년 8월에 900원 대에 진입하였으나, 외환위기 기간 중 1997년 12월 23일에 최고 1,962원을 기록하였다.

2. 1요인 모형 추정결과¹²⁾

2요인 모형을 추정하기 전에 1요인 모형을 추정하여 결과를 살펴보도록 한다. 조건부 분산식은 앞의 식 (6)과 같고, 조건부 평균식은 앞의 식 (5)에서 공분산 항이 없다. 조건부 평균식의 추정모형은 다음과 같다.

$$R_{M,t} = \mu_M + \gamma_M \sigma_{M,t}^2 + e_{M,t} \tag{13}$$

$$R_{F,t} = \mu_F + \gamma_F \sigma_{F,t}^2 + e_{F,t}$$

<표 3> 1요인 모형 추정결과

아래 표는 1요인 모형을 GARCH(1, 1)-M 모형으로 추정한 결과이다. 사용한 자료는 1998년 10월 13일부터 2008년 6월 30일까지의 일별 증가이다. 추정 모형은 다음과 같다.

$$R_{M,t} = \mu_M + \gamma_M \sigma_{M,t}^2 + e_{M,t}, \quad \sigma_{M,t}^2 = \omega_M + \beta_M \sigma_{M,t-1}^2 + \alpha_M e_{M,t-1}^2 + \delta_M e_{M,t-1}^2 D_{M,t-1}$$

$$R_{F,t} = \mu_F + \gamma_F \sigma_{F,t}^2 + e_{F,t}, \quad \sigma_{F,t}^2 = \omega_F + \beta_F \sigma_{F,t-1}^2 + \alpha_F e_{F,t-1}^2 + \delta_F e_{F,t-1}^2 D_{F,t-1}$$

$R_{M,t}$ 와 $R_{F,t}$ 는 각각 주가 초과 수익률과 환율 초과 변화율이다. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. ()안의 값은 표준오차이다.

| | 주식시장 | | 외환시장 | |
|------------|---------------------|---------------------|------------|----------------------|
| | GJR | GARCH | GJR | GARCH |
| μ_M | 0.096*** (0.035) | 0.095 (0.100) | μ_F | -0.041*** (0.012) |
| γ_M | -0.012 (0.011) | -0.001 (0.042) | γ_F | 0.027 (0.064) |
| ω_M | 0.022*** (0.008) | 0.018*** (0.007) | ω_F | 0.020*** (0.005) |
| α_M | 0.053*** (0.011) | 0.073*** (0.012) | α_F | 0.194*** (0.031) |
| β_M | 0.917*** (0.013) | 0.925*** (0.012) | β_F | 0.736*** (0.043) |
| δ_M | 0.057*** (0.017) | - | δ_F | 0.038** (0.015) |
| ln L | -4675 | -4682 | ln L | -1195 |

12) 실증 분석결과는 지면의 제약상 외환위기 이후 기간에 대해서만 보고하도록 한다. 모형의 설명력이 외환위기 이전에 비해 이후가 더 높게 나타났다. 이하 동일.

1요인 모형으로 추정한 결과는 <표 3>과 같다. 주식시장과 외환시장의 기대 수익률은 조건부 분산에 대해 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 조건부 분산은 주식시장과 외환시장에서 공통적으로 수익률의 음의 충격에 대해 더 크게 반응하는 비대칭적인 특성을 갖고 있는 것으로 나타나, GJR 모형이 GARCH 모형에 비해 더 설명력이 높은 것으로 나타났다.

3. 상태변수를 포함한 1요인 모형 추정결과

1요인 모형의 조건부 평균식에 각각 환율 변화율과 주가 수익률을 상태변수로 포함시켜 추정하였다. 공분산의 형태로 명시적으로 사용하지 않고, 각각의 평균식에 앞의

<표 4> 상태변수를 포함한 1요인 모형 추정결과

아래 표는 상태변수를 포함한 1요인 모형을 GARCH(1, 1)-M 모형으로 추정한 결과이다. 사용한 자료는 1998년 10월 13일부터 2008년 6월 30일까지의 일별 종가이다. 추정 모형은 다음과 같다.

$$R_{M,t} = \mu_M + \gamma_M \sigma_{M,t}^2 + \kappa_M x_{F,t-1} + e_{M,t}, \quad \sigma_{M,t}^2 = \omega_M + \beta_M \sigma_{M,t-1}^2 + \alpha_M e_{M,t-1}^2 + \delta_M e_{M,t-1}^2 D_{M,t-1}$$

$$R_{F,t} = \mu_F + \gamma_F \sigma_{F,t}^2 + \kappa_F x_{M,t-1} + e_{F,t}, \quad \sigma_{F,t}^2 = \omega_F + \beta_F \sigma_{F,t-1}^2 + \alpha_F e_{F,t-1}^2 + \delta_F e_{F,t-1}^2 D_{F,t-1}$$

$R_{M,t}$ 와 $R_{F,t}$ 는 각각 주가 초과 수익률과 환율 초과 변화율이다. 여기서 $x_{F,t}$ 와 $x_{M,t}$ 는 각각 환율 변화율과 주가지수 수익률이다. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. ()안의 값은 표준오차이다.

| | 주식시장 | | | 외환시장 | |
|------------|---------------------|---------------------|------------|----------------------|----------------------|
| | GJR | GARCH | | GJR | GARCH |
| μ_M | 0.094*** (0.040) | 0.093*** (0.046) | μ_F | -0.038 (0.037) | -0.039*** (0.002) |
| γ_M | -0.012 (0.014) | -0.001 (0.015) | γ_F | 0.018 (0.258) | -0.005 (0.052) |
| κ_M | -0.067 (0.065) | -0.081 (0.066) | κ_F | -0.016*** (0.004) | -0.015*** (0.004) |
| ω_M | 0.022*** (0.007) | 0.018*** (0.006) | ω_F | 0.019*** (0.004) | 0.015*** (0.006) |
| α_M | 0.052*** (0.011) | 0.072*** (0.012) | α_F | 0.191*** (0.029) | 0.163*** (0.035) |
| β_M | 0.917*** (0.013) | 0.926*** (0.012) | β_F | 0.743*** (0.037) | 0.765*** (0.061) |
| δ_M | 0.056*** (0.017) | - | δ_F | 0.039*** (0.013) | - |
| ln L | -4674 | -4681 | ln L | -1187 | -1191 |

식 (4)와 같이 상태변수를 추가한 것이다. 추정 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 R_{Mt} &= \mu_M + \gamma_M \sigma_{Mt}^2 + \kappa_M x_{F,t-1} + e_{Mt} \\
 R_{F,t} &= \mu_F + \gamma_F \sigma_{F,t}^2 + \kappa_F x_{M,t-1} + e_{F,t}
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

조건부 평균식에 포함된 $x_{F,t}$ 와 $x_{M,t}$ 는 각각 환율 변화율과 주가 수익률이다. 즉, 주가의 초과 수익률 예측에 전기의 환율 변화율이, 환율 초과 변화율의 예측에 전기의 주가 수익률이 설명력이 있는지를 살펴보았다.

<표 4>는 상태변수를 포함한 1요인 모형의 추정결과이다. 주가의 초과 수익률을 예측하는 데 환율의 변화율은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면, 환율의 초과 변화율을 예측하는 데 주가의 수익률은 유의하게 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주가는 환율에 영향을 미치는데, 환율은 주가에 영향을 못 미치는 결과는 상대적으로 주식시장의 변동성이 크고, 외환시장의 변동성이 작기 때문인 것으로 보인다. 변동성을 추정하는 모형으로 주식시장과 외환시장에서 모두 GJR 모형이 GARCH 모형에 비해 더 설명력이 높은 것으로 나타났다. 앞의 1요인 모형과 비교하면, 상태변수를 포함한 모형이 그렇지 않은 모형에 비해 변수 누락(omitted variable)의 문제를 회피할 수 있으나 조건부 분산에 대해 유의하지 않은 반응을 보였으며, 로그 우도 값의 차이도 크지 않은 것으로 나타났다.

4. 2요인 모형 추정결과

경제상태의 변화를 명시적으로 고려한 2요인 모형의 추정결과는 <표 5>와 같다. 조건부 평균식의 추정결과, 동태적 상관관계가 있는 경우에 주식시장에서의 상대적 위험 회피도(γ_M)는 GJR 모형에서는 -0.019, GARCH 모형에서는 -0.014로 각각 10%와 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 일정 상관관계를 가정한 모형에서도 유의한 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 상대적 위험회피도가 음인 것은 이론적으로 설명이 가능한가? Merton(1973)의 ICAPM과는 부합하지 않으나 다른 동태적 가격결정모형과는 부합할 수 있다. Backus and Gregory(1993)는 경제구조의 상태에 따라, 확률적 할인율의 시계열적 특성에 따라 상대적 위험회피도가 양이 될 수도, 음이 될 수도 있음을 보였다. Veronesi(2000)는 경제 상태에 대한 정보가 부정확하고, 투자자의 미래에 대한 기대의 불확실성이 크면 기대 수익률과 조건부 변동성간의 관계가 음이 될 수도 있음을

보였다. GJR(1993)도 기대 수익률과 변동성간에 음의 관계가 될 수 있음을 주장하였다. 위험이 높은 시기가 투자자가 특정 위험을 감당할 수 있는 시기이면, 리스크가 높은 시기에 상대적으로 저축을 늘리고 투자를 줄인다면, 모든 생산적 자산이 위험을 보유하고 무위험 자산이 없으면, 위험 프리미엄은 높지 않을 수 있다고 설명하였다. 그리고 일정 상관관계를 가정한 Scruggs(1998)에서는 상대적 위험회피도가 유의한 양의 값을 가졌으나, 동태적 상관관계를 가정한 Scruggs and Glabadanidis(2003)에서는 본 논문의 결과와 비슷하게 유의적인 음의 값(-0.078)을 갖는 것으로 나타났다.

우리나라의 주식시장에서 상대적 위험 회피도가 음으로 나타난 원인에 대해서는 [그림 1] 및 [그림 2]와 관련지어 생각해 볼 수 있다. [그림 1]에서 주가지수는 외환위기 이후 신용카드 위기사 하락하는 등 등락을 보이고 있으나 대체로 상승하는 추세를 보이고 있다. Backus and Gregory(1993)는 경제상태가 시계열적으로 양의 상관관계를 갖고 있으면 위험과 수익과의 관계는 음이 될 수 있음을 보였는데, 분석 기간 동안 주가지수가 상승하는 추세에 있어 상대적 위험 회피도가 음으로 나온 것과 관련이 있어 보인다. GJR(1993)도 위험이 높더라도 위험을 감당할 수 있을 정도로 경제가 성장하고 있으면 위험 프리미엄이 높지 않을 수 있다고 설명하였는데, 분석 기간은 여기에 해당될 수 있다고 볼 수 있다. 그리고 [그림 2]는 외환위기 이후 주가지수의 변동성은 이전에 비해 높은 수준을 유지하였고, 주가지수가 상승하고 있을 때 점차 안정화되고 있는 것을 보여주고 있다. Veronesi(2000)는 경제에 관한 정보가 불확실하고, 경제주체의 미래에 대한 기대의 불확실성이 크면 위험 프리미엄이 음이 될 수 있음을 보였는데, 외환위기 이후 변동성이 높은 것이 기대 수익률과 변동성간의 관계가 음으로 나타난 원인으로 생각해 볼 수 있다.

주식시장의 위험 프리미엄은 투자기회 집합의 변동에 대해 GJR 모형에서는 -0.274, GARCH 모형에서는 -0.341로 1% 수준에서 유의한 음의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 일정 상관관계를 가정한 경우에도 음의 값을 보이고 있다. 헷지수요에 대한 계수(λ_M) 값이 음이라는 것은 공분산(σ_{MF})이 대체로 음의 값을 갖기 때문에 투자자는 환율의 변동(투자기회집합의 변동)에 대해 위험 프리미엄을 요구한다는 것을 뜻한다. 주식시장에서 환율의 변동이 위험요인으로 작용하고 있어, 포트폴리오의 구성이나 위험 관리 등에서 환율의 변동을 고려할 필요가 있음을 시사한다.

한편, 외환시장에서는 자신의 분산과 주가와외의 공분산에 대해 모두 양의 값을 보였으나, 유의하지 않은 것으로 나타났다. 외환시장에서는 주식시장과 달리 시장위험요인이나 헷지요인이 유의한 영향을 미치지 않는다. 상수항(μ_M, μ_F)은 주식시장에서는

0.091로 유의한 양의 값을, 외환시장에서는 -0.042로 유의한 음의 값을 보였다.

조건부 분산식의 추정결과를 보면 대부분의 추정치가 유의하게 나타나, GJR 모형과 GARCH 모형이 우리나라 주식시장과 외환시장의 변동성을 시계열적으로 잘 설명하고 있는 것으로 판단된다. 주식시장에서는 수익률의 음의 충격에 대해 변동성이 더 크게 증가하는 비대칭성($\delta_M=0.041$ 로 유의)이 있는 것으로 나타났으나 외환시장에서는 비대칭성(δ_F)이 없는 것으로 나타났다. 1요인 모형에서는 δ_F 도 유의하게 나타났으나, 2요인 모형에서는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 2요인 모형에서 분산과 공분산을 동시에 추정하는 과정에서 주가의 표준편차가 환율의 표준편차에 비해 4.4배나 크기 때문에 외환시장에서는 변동성의 비대칭적 효과가 사라지는 것으로 보인다.

동태적 조건부 상관관계의 추정결과를 보면, 추정치가 모두 유의적인 양의 값을 보여 주가와 환율간의 상관관계가 시변(time-varying)하는 것으로 나타났다. 두 추정치의 합계($a+b$)가 1보다 작아 평균 회귀하는 동태적 상관관계를 보이고 있다. b 의 값이 0.955로 높아 평균에서 이탈했을 때 평균으로 회귀하는 속도가 매우 빠른 것으로 나타났다. 한편, 일정 상관관계를 가정한 경우 상관관계의 추정치($\widehat{\rho_{MF}}$)는 통계적으로 유의하며, 크기도 -0.227~-0.228로 역사적 상관관계인 -0.246과 비슷한 값을 보이고 있다. 그러나 일정 상관관계를 가정한 모형은 동태적 상관관계 모형에 비해 변수들간의 시변하는 상관관계를 설명할 수 없다는 단점이 있다. 이는 로그 우도 값의 차이로 나타난다. 동태적 상관관계가 있는 GJR 모형과 일정 상관관계를 가정한 GJR 모형간의 로그 우도 값의 차이는 49로 크게 나타나고 있다. 따라서 금융 시계열 자료를 이용한 실증분석에서 시변하는 상관관계를 가정하는 모형이 필요함을 시사한다.

동태적 상관관계가 있는 MGARCH(1, 1)-M 모형 중에서 조건부 분산을 GJR 모형으로 추정한 결과를 그래프로 보면, [그림 3]과 같다. 주식시장의 변동성은 외환위기 때 높아진 이후 2000년까지 평균 7.86%로 지속되는 변동성 집중 현상을 보이고 있고, 2003년 이후에는 평균 2.22%로 감소하였다. 외환시장의 변동성은 외환위기 기간 매우 높은 것에 비해 이후 기간에는 0.5% 이내로 안정적인 모습을 보이고 있다. 그러나 2008년 들어 다시 증가하는 모습을 보이고 있다. 주가와 환율과의 공분산은 대부분 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 외환위기의 영향으로 1998~1999년에는 큰 값을 보였으나 이후에는 안정적인 모습을 보이고 있다. 그러나 2007년 이후 증가하는 모습을 보이고 있다. 두 변수의 상관관계는 -1.0~0.5 사이에서 크게 변화하고 있으나 대부분 음의 값을 보이고 있다. 1998~2003년까지는 상관관계가 -0.6~0.2 사이의 값을 보였으나 2005년 이후에는 추세적으로 더 크게 음의 관계를 갖는 것으로 나타나, 주가와 환율은

<표 5> 2요인 모형 추정결과

아래 표는 2요인 모형을 MGARCH(1, 1)-M 모형으로 추정한 결과이다. 사용한 자료는 1998년 10월 13일부터 2008년 6월 30일까지의 일별 증가이다. 추정 모형은 다음과 같다.

$$R_{M,t} = \mu_M + \gamma_M \sigma_{M,t}^2 + \lambda_M \sigma_{MF,t} + e_{M,t}, \quad \sigma_{M,t}^2 = \omega_M + \beta_M \sigma_{M,t-1}^2 + \alpha_M e_{M,t-1}^2 + \delta_M \epsilon_{M,t-1}^2 D_{M,t-1}$$

$$R_{F,t} = \mu_F + \gamma_F \sigma_{F,t}^2 + \lambda_F \sigma_{MF,t} + e_{F,t}, \quad \sigma_{F,t}^2 = \omega_F + \beta_F \sigma_{F,t-1}^2 + \alpha_F e_{F,t-1}^2 + \delta_F \epsilon_{F,t-1}^2 D_{F,t-1}$$

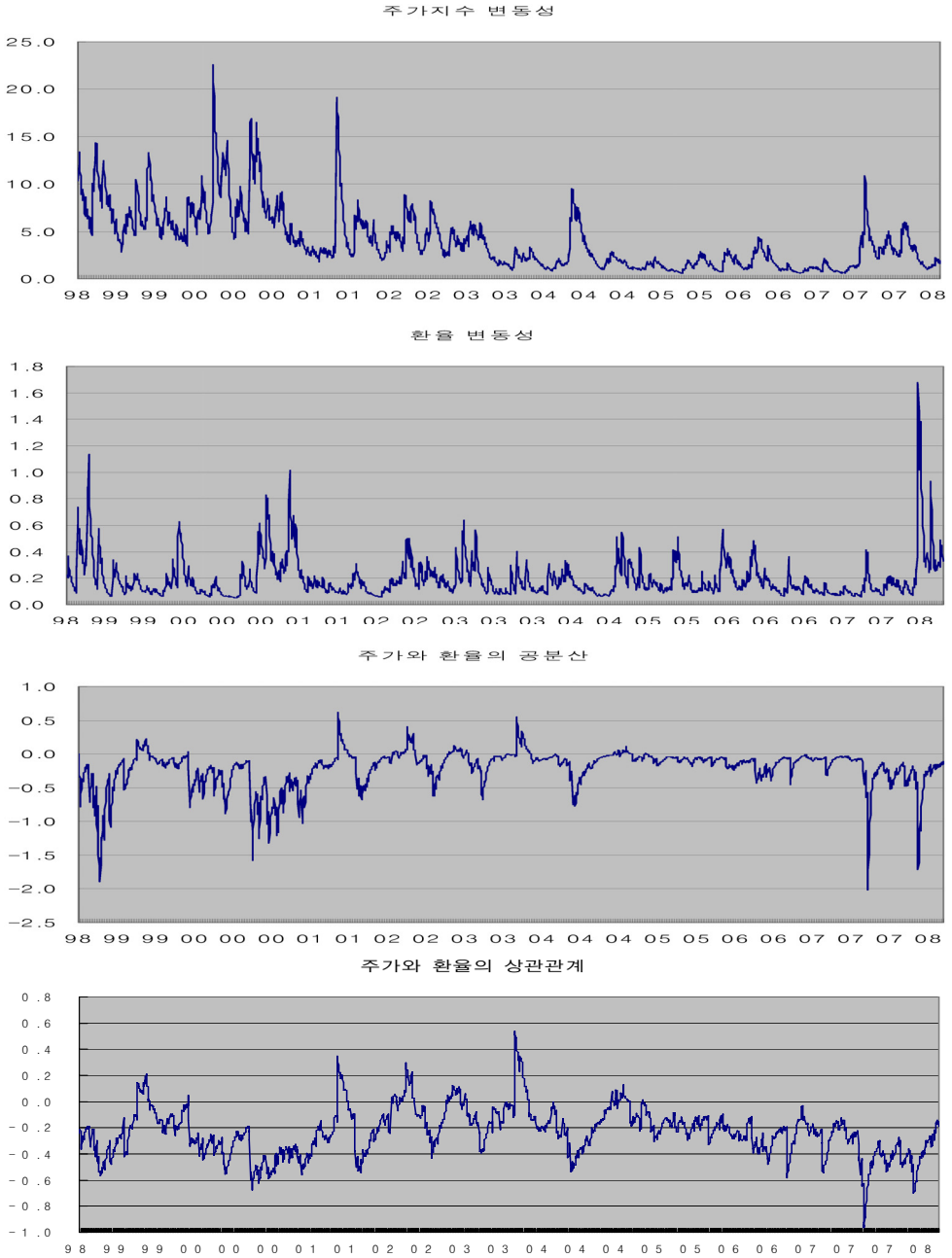
$$\rho_{MF,t} = (1 - a - b) \rho_{MF} + a \epsilon_{M,t-1} \epsilon_{F,t-1} + b \rho_{MF,t-1}$$

$R_{M,t}$ 와 $R_{F,t}$ 는 각각 주가 초과 수익률과 환율 초과 변화율이다. 일정 상관관계(CCC)에서 조건부 상관관계의 추정치는 $\widehat{\rho_{MF}}$ 이다. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. ()안의 값은 표준오차이다.

| | 동태적 상관관계(DCC) | | 일정 상관관계(CCC) | |
|-------------|----------------------|-------------------------------|----------------------|----------------------|
| | GJR | GARCH | GJR | GARCH |
| μ_M | 0.091** (0.039) | 0.087*** (0.023) | 0.086** (0.038) | 0.065 (0.047) |
| γ_M | -0.019* (0.012) | -0.014*** (0.004) | -0.014*** (0.003) | -0.010* (0.005) |
| λ_M | -0.274* (0.151) | -0.341*** (0.130) | -0.111 (0.126) | -0.347*** (0.081) |
| μ_F | -0.042*** (0.010) | -0.041*** (0.008) | -0.037*** (0.003) | -0.035*** (0.004) |
| γ_F | 0.017 (0.030) | 0.015 (0.025) | 0.033 (0.028) | 0.037 (0.043) |
| λ_F | 0.006 (0.019) | 0.015 (0.018) | 0.046 (0.059) | 0.074 (0.064) |
| ω_M | 0.021*** (0.007) | 0.019*** (0.007) | 0.022*** (0.007) | 0.018*** (0.007) |
| α_M | 0.057*** (0.011) | 0.073*** (0.011) | 0.052*** (0.011) | 0.068*** (0.012) |
| β_M | 0.920*** (0.012) | 0.925 ^c (0.011) | 0.921*** (0.013) | 0.931*** (0.012) |
| δ_M | 0.041*** (0.015) | - | 0.049*** (0.016) | - |
| ω_F | 0.007* (0.003) | 0.007* (0.004) | 0.018*** (0.005) | 0.018*** (0.005) |
| α_F | 0.115*** (0.027) | 0.116*** (0.029) | 0.170*** (0.031) | 0.168*** (0.030) |
| β_F | 0.854*** (0.043) | 0.852*** (0.046) | 0.740*** (0.054) | 0.741*** (0.053) |
| δ_F | 0.000 (0.000) | - | 0.000 (0.000) | - |
| a | 0.030*** (0.003) | 0.027*** (0.003) | -0.227*** (0.020) | -0.228*** (0.020) |
| b | 0.955*** (0.007) | 0.958*** (0.006) | | |
| ln L | -5763 | -5767 | -5812 | -5817 |

[그림 3] DCC가 있는 GJR-MGARCH(1, 1)-M 추정결과

아래 그림은 동태적 상관관계가 있는 MGARCH(1, 1)-M 모형 중에서 조건부 분산을 GJR 모형으로 추정
한 결과를 그래프로 나타낸 것이다.



뚜렷하게 반대 방향으로 움직이고 있음을 보여주고 있다. 외환위기 이후 시변하는 상관관계는 다른 연구결과에서도 확인할 수 있다. 이근영(2003)은 예측하지 못한 주가 수익률과 환율 변화율간의 상관관계가 $-0.35 \sim 0.00$ 사이에서 시변하는 것으로, 유시용(2004)은 예측하지 못한 주가 수익률과 환율 변화율간의 상관관계가 $-0.2 \sim 0.1$ 사이에서 시변하는 것으로 보고하였다.

5. 모형 추정의 적정성 검정

2요인 모형을 준최우추정법으로 추정한 것이 적정한가를 검정하기 위해 잔차의 백색잡음(white noise) 여부와 모형의 적합성(goodness of fit) 여부를 기준으로 검정한다. 잔차의 백색잡음 여부는 첫째, 표준화된 잔차가 표준정규분포를 따르는가를 기준으로 검정한다. Bollerslev and Wooldridge(1992)는 표준화된 잔차의 평균이 0이고 분산이 1이면 준최우추정법이 일치성을 갖는 추정방법이 될 수 있음을 보였다.¹³⁾ 둘째, 잔차 및 잔차의 제곱에 시계열 상관성이 있는가를 검정하기 위해 Q 통계량을 사용한다. Q 통계량은 K 시차까지의 시계열 상관에 대해 자유도가 K 인 χ^2 분포를 따른다.

모형의 적합성 여부를 검정하기 위해 우도비율검정(LRT : likelihood ratio test)을 사용한다. 우도비율검정은 제약된 모형의 우도함수 값과 제약이 없는 모형의 우도함수 값을 비교하여 귀무가설의 기각 여부를 판별한다. 두 우도함수 값의 차이는 χ^2 분포를 따른다. 본 논문에서 우도비율검정은 GJR 모형과 GARCH 모형간에 차이가 있는지를 판별하는 데 유용하다.

모형의 검정결과는 <표 6>과 같이 준최우추정법으로 추정한 것이 적정한 것으로 평가된다. 표준화된 잔차의 평균은 외환위기 이후에는 하나의 경우를 제외하고는 0과 다르지 않은 것으로 나타났다. 그리고 표준화된 잔차의 제곱도 1과 다르지 않은 것으로 나타났다. Q 통계량에서는 주가는 잔차와 잔차 제곱에서 모두 자기상관이 없는 것으로 나타났으나, 환율은 잔차와 잔차 제곱의 일부에서 자기상관이 있는 것으로 나타났다. 환율의 잔차에서 자기상관이 나타난 것은 환율의 조건부 평균식에 통계적으로 유의하지 않은 계수(γ_F , λ_F)가 포함되어 있기 때문으로 보인다. 우도비율검정(LRT) 결과는 주식시장에서 주가 수익률의 충격에 대해 변동성이 비대칭적으로 반응하기 때문에 이를 모형화한 GJR 모형이 GARCH 모형에 비해 더 적합한 것으로 나타났다.

13) 앞의 식 (12) 참조.

<표 6> 2요인 모형 추정의 적정성 검정결과

아래 표는 2요인 모형을 MGARCH(1, 1)-M 모형으로 추정한 것에 대한 검정결과이다. t 통계량은 잔차의 평균이 0이고 분산이 1이라는 귀무가설에 대한 검정 통계량이다. $Q(K)$ 는 잔차가, $SQ(K)$ 는 잔차 제곱이 K 시차까지 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 검정통계량이다. LRT(likelihood ratio test)는 제약 있는 모형과 제약 없는 모형간의 로그 우도함수 값의 차이가 없다는 귀무가설에 대한 검정 통계량이다. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

| | 동태적 상관관계(DCC) | | | | 일정 상관관계(CCC) | | | |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | GJR | | GARCH | | GJR | | GARCH | |
| | $\hat{\epsilon}_{M,t}$ | $\hat{\epsilon}_{F,t}$ | $\hat{\epsilon}_{M,t}$ | $\hat{\epsilon}_{F,t}$ | $\hat{\epsilon}_{M,t}$ | $\hat{\epsilon}_{F,t}$ | $\hat{\epsilon}_{M,t}$ | $\hat{\epsilon}_{F,t}$ |
| $t[E(\epsilon) = 0]$ | -1.049 | 0.857 | -1.867* | 1.038 | -0.544 | 0.783 | -1.462 | 0.950 |
| $t[E(\epsilon^2) = 1]$ | -0.501 | -0.115 | -0.210 | -0.066 | -0.592 | -0.104 | -0.326 | -0.092 |
| Q(10) | 14.23 | 29.33*** | 14.08 | 29.64*** | 14.29 | 26.23*** | 14.00 | 26.16*** |
| Q(20) | 24.40 | 35.18** | 24.38 | 35.68** | 24.41 | 31.44** | 24.04 | 31.42** |
| SQ(10) | 3.74 | 14.20 | 3.40 | 13.97 | 4.10 | 7.47 | 4.05 | 7.50 |
| SQ(20) | 10.54 | 36.92** | 9.69 | 36.56** | 11.00 | 25.93 | 10.20 | 25.98 |
| LRT | 9.00** | | | | 10.62*** | | | |

V. 결 론

본 논문은 우리나라 주식시장과 외환시장의 위험 프리미엄과 변동성간의 시계열적 관계를 2요인 ICAPM을 바탕으로 MGARCH(1, 1)-M 모형을 설정하여 실증 분석하였다. 본 논문에서는 첫째, 시장위험요인과 헷지요인을 명시적으로 고려하였으며, 헷지요인으로 주가와 환율과의 공분산을 사용하였다. 둘째, 공분산을 추정할 때 동태적 조건부 상관관계 모형을 사용하였다. Engle(2002)의 동태적 상관관계 모형을 수정하여 조건부 평균과 조건부 변동성을 동시에 추정(jointly estimate)하였다.

1요인 모형으로 추정한 결과 주가의 기대 수익률은 조건부 분산에 대해 유의하지 않은 반응을 보였다. 그러나 2요인 모형에서는 주가의 기대 수익률은 주가의 분산과 주가와 환율과의 공분산에 대해 유의한 음의 관계를 보였다. 1요인 모형은 경제상태의 변화를 반영할 수 없는 데 비해, 2요인에서는 이를 포함하였기 때문이다. 즉, 1요인 모형은 변수 누락(omitted variable)의 문제를 안고 있다고 할 수 있다. 상태변수를 포함한 1요인 모형의 추정결과도 변수 누락의 문제를 일부 회피할 수 있으나 기대 수익률이 조건부 분산에 대해 유의하지 않은 반응을 보였다. 이는 헷지요인으로 공분산을 명시적으로 고려하지 않았기 때문이다. 따라서 1요인 모형이나 상태변수를 간접적으로 포함한 1요

인 모형에 비해 상태변수와의 공분산을 설명요인으로 명시적으로 포함한 2요인 모형이 더 설명력이 높았다.

2요인 모형으로 추정된 결과는 다음과 같다. 첫째, 주식시장의 기대 수익률과 조건부 분산간에는 유의적인 음(-0.010~-0.019)의 관계가 나타났다. Scraggs and Glabadanidis (2003)가 미국의 주가 수익률과 장단기 채권 스프레드를 이용하여 추정된 값(-0.078)과 비슷한 결과이다. 이러한 추정 결과는 정태적 CAPM이나 ICAPM과는 부합하지 않으나 Backus and Gregory(1993), Veronesi(2000), GJR(1993) 등의 설명과는 부합하는 것으로 나타났다. 즉 분석기간 동안에 우리나라 주식시장의 기대 수익률은 조건부 변동성에 대해 음의 관계에 있고, 그 이유는 주가지수는 상승하는 데 변동성은 높은 수준을 유지하면서 점차 안정화되는 것과 관련이 있어 보인다. 둘째, 주식시장의 기대 수익률은 주가와 환율과의 공분산에 대해서도 유의적인 음(-0.274~-0.347)의 관계를 보였다. 주식시장에서 환율은 위험요인으로 작용하고 있으며, 투자자는 환율 변동(경제상태의 변동)에 대해 위험 프리미엄을 요구하고 있다. 따라서 주식시장에서 포트폴리오의 구성이나 위험 관리 등을 할 때 환율의 변동을 고려할 필요가 있음을 시사한다. 셋째, 환율의 기대 변화율은 환율의 분산과 주가와 환율과의 공분산에 대해 유의하지 않은 반응을 보였다. 외환시장에서는 환율의 변동과 주가의 변동이 위험요인으로 작용하지 않으며, 따라서 위험 프리미엄을 요구하지 않는 것으로 나타났다. 주식시장에서는 환율 변동이 영향을 미치는 데 비해 외환시장에서는 주가의 변동이 유의한 영향을 미치지 않음을 의미한다. 넷째, 주식시장에서는 변동성이 수익률의 음의 충격에 더 크게 증가하는 비대칭성을 보였으나 외환시장에서는 이런 현상이 나타나지 않았다. 다섯째, 주가와 환율간의 상관관계는 시변하는 것으로 나타나, 동태적 상관관계를 가정한 모형이 일정 상관관계를 가정한 모형에 비해 설명력이 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 금융 시계열 자료를 분석할 때 변수들간의 상관관계는 시변하는 것으로 모형화하는 것이 필요하며, 일정 상관관계를 가정할 경우 지나친 제약으로 인해 추정결과에 편의가 발생할 수 있음을 시사한다.

본 논문에서는 상태변수로 환율을 사용하였는데, 환율이 투자기회집합의 변화와 완전한 상관관계를 갖는다고 보기는 어렵기 때문에 다른 상태변수를 검토할 수 있을 것이다. 그리고 본 논문에서는 2요인 모형을 사용하였으나 세 개 이상의 다요인 모형으로 확장할 수도 있을 것이다. 다른 상태변수를 선택하고 요인 수를 확대하는 것은 향후 연구 과제가 될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김인수, 홍정훈, “우리나라 주식시장에서의 주식프리미엄 퍼즐에 관한 연구”, 재무연구, 제21권 제1호, (2008), 1-32.
- 독고윤, 박종원, 조재호, “한국 주식시장의 수익률 프리미엄에 관한 연구”, 재무연구, 제14권, 제1호, (2001), 1-22.
- 유시용, “DCC-MGARCH모형을 이용한 우리나라 금융시장의 동태적 조건부 상관관계 분석”, 경제연구, 제22권 제4호, (2004), 103-145.
- 이근영, “우리나라 금융시장의 변동성과 상관관계분석”, 경제학연구, 제51권 제3호, (2003), 53-96.
- 이근영, “주가와 환율의 상호작용분석”, 국제경제연구, 제13권 제2호, (2007), 55-82.
- 홍승제, 강규호, “마크프-스위칭 GARCH 모형을 이용한 외환위기 전후 레짐 변화 시점 추정”, 한국은행 금융경제연구원, 2004.
- Ajayi, Richard. A. and Mbodja Mougoue, “On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates,” *The Journal of Financial Research*, 19(2), (1996), 193-207.
- Backus, David K. and Allan W. Gregory, “Theoretical relations between risk premiums and conditional variances,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(2), (1993), 177-185.
- Bae, Jinho, Chang-Jin Kim, and Charles R. Nelson, “Why are stock returns and volatility negatively correlated?,” *Journal of Empirical Finance*, 14(1), (2007), 41-58.
- Bali, Turan G. and Robert F. Engle, “Investigating ICAPM with dynamic conditional correlations,” *Working Paper*, 2008.
- Billio, Monica, Massimiliano Caporin, and Michele Gobbo, “Flexible dynamic conditional correlation multivariate GARCH models for asset allocation,” *Working Paper*, Universita Ca Foscari, Venezia, 2005.
- Bollerslev, Tim, “Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates : A multivariate generalized ARCH process,” *Review of Economics and Statistics*, 72(3), (1990), 498-505.
- Bollerslev, Tim and Jeffrey M. Wooldridge, “Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances,” *Econometric Review*, 11, (1992), 143-172.

- Brandt, Michael W. and Qiang Kang, "On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns : A latent VAR approach," *Journal of Financial Economics*, 72, (2004), 217-257.
- Chambell, John Y., "Stock returns and the term structure," *Journal of Financial Economics*, 18(2), (1987), 373-399.
- Chambell, John Y., "Understanding risk and return," *Journal of Political Economy*, 104(2), (1996), 298-345.
- Campbell, John Y. and Ludger Hentschel, "No news is good news," *Journal of Financial Economics*, 31(3), (1992), 281-318.
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll, and Stephen A. Ross, "Economic forces and the stock market," *Journal of Business*, 59(3), (1986), 383-403.
- Engle, Robert, "Dynamic conditional correlation : A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), (2002), 339-350.
- Engle, Robert, and Kevin Sheppard, "Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH," *NBER Working Paper*, 8554, National Bureau of Economic Research, 2001.
- French, Kenneth R., G. William Schwert, and Robert F. Stambaugh, "Expected stock returns and volatility," *Journal of Financial Economics*, 19(1), (1987), 3-29.
- Ghysels, Eric, Pedro Santa-Clara, and Rossen Valkanov, "There is a risk-return trade-off after all," *Journal of Financial Economics*, 76(3), (2005), 509-548.
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan, and David E. Runkle, "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks," *Journal of Finance*, 48(5), (1993), 1779-1801.
- Granger, Clive W. J., Bwo-Nung Huang, and Chin-Wei Yang, "A bivariate causality between stock prices and exchange rates : evidence from recent Asian flu," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), (2000), 337-354.
- Guo, Hui and Robert F. Whitelaw, "Uncovering the risk-return relation in the stock market," *Journal of Finance*, 61, (2006), 1433-1464.
- Lintner, John, "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets," *Review of Economics and Statistics*, 47(1),

- (1965), 13-37.
- Mayfield, E. Scott, "Estimating the market risk premium," *Journal of Financial Economics*, 73(3), (2004), 465-496.
- Merton, Robert C., "An intertemporal capital asset pricing model," *Econometrica*, 41(5), (1973), 867-887.
- Merton, Robert C., "On estimating the expected return on the market : An exploratory investigation," *Journal of Financial Economics*, 8(4), (1980), 323-361.
- Scruggs, John T., "Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance : a two-factor approach," *Journal of Finance*, 53(2), (1998), 575-603.
- Scruggs, John T. and Paskalis Glabadanidis, "Risk premia and the dynamic covariance between stock and bond returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(2), (2003), 295-316.
- Shanken, Jay, "Intertemporal asset pricing : An empirical investigation," *Journal of Econometrics*, 45(1-2), (1990), 99-120.
- Sharpe, William F., "Capital asset prices : A theory of market equilibrium under conditions of risk," *Journal of Finance*, 19(3), (1964), 425-442.
- Veronesi, Pietro, "How does information quality affect stock returns?" *Journal of Finance*, 55(2), (2000), 807-837.
- Wu, Guojun, "The determinants of asymmetric volatility," *Review of Financial Studies*, 14(3), (2001), 837-859.

Relation between Risk and Return in the Korean Stock Market and Foreign Exchange Market

Park, Jae-Gon* · Lee, Phil-Sang**

〈abstract〉

We examine the intertemporal relation between risk and return in the Korean stock market and foreign exchange market based on the two factor ICAPM framework. The standard GARCH model and the GJR(1993) model are employed to estimate conditional variances of the stock returns and foreign exchange rates. The covariance between the rates of stock returns and changes in the exchange rates are estimated by the constant conditional correlation model of Bollerslev(1990) and the dynamic conditional correlation model of Engle(2002). The multivariate GARCH in mean model and quasi-maximum likelihood estimation method, consequently, are applied to investigate risk-return relation jointly.

We find that the estimated coefficient of relative risk aversion is negative and statistically significant in the post-financial crisis sample period in the Korean stock market. We also show that the expected stock returns are negatively related to the dynamic covariance with foreign exchange rates. Both estimated parameters of conditional variance and covariance in the foreign exchange market, however, are not statistically significant. The GJR model is better than the standard GARCH model to estimate the conditional variances. In addition, the dynamic conditional correlation model has higher explanatory power than the constant correlation model. The empirical results of this study suggest following two points to investors and risk managers in hedging and diversifying strategies for their portfolios in the Korean stock market: first, the variability of foreign exchange rates should be considered, and second, time-varying correlation between stock returns and changes in foreign exchange rates supposed to be considered.

Keywords : Risk-return Relation, ICAPM, Multivariate GARCH in Mean Model, Dynamic Conditional Correlation, Conditional Volatility

* Research Fellow, Research Center for Regional Development, Seoul, Korea.

** Professor, Department of Finance, Korea University Business School, Seoul, Korea.