

두터운 꼬리분포를 갖는 환율의 VaR 추정

- Estimation of VaR in Foreign Exchange
with Fat-Tail Distribution -

양 성 국*
(Yang, Sung-kuk)

목 차

- I. 서론
- II. 조건부 이분산성을 고려한 VaR 모형
- III. VaR 추정 결과
- VI. 결론

I. 서 론

외환위기 이후 급격한 금융구조변화와 금융불안정을 경험하면서 위험관리에 대한 금융기관들의 관심이 증가하고 있다. 금융기관들이 직면하는 다양한 위험들을 효과적으로 관리하기 위해 가장 기본적으로 필요한 것은 각 위험요인들을 어떻게 정확하게 측정하는가 하는 것이다.

* 제주대학교 경상대학 경영학과 조교수

금융기관들이 직면하는 위험의 정도를 측정하기 위해 고안된 VaR는 개념적 단순성과 이용의 편리성 때문에 널리 사용되고 있다. 일반적인 VaR 모형에서는 위험을 측정하는데 있어서 변동성이 중요한 역할을 한다.

환위험관리자가 관심을 가지고 정확하게 측정하려고 하는 것은 환율변화율의 확률분포의 꼬리영역에 있어서의 급격한 움직임에 대한 정보이다. 그런데 일반적으로 위험을 측정하기 위해 사용되는 변동성의 개념은 분포의 꼬리부분에서의 급격한 움직임(extreme movement)을 정확하게 설명하지는 못한다. 왜냐하면 서로 다른 두 자산의 가격 변동성이 비록 같더라도, 자산 가격의 극단적인 값들의 움직임은 완전히 다를 수 있기 때문이다. 즉, 변동성이란 확률변수의 분산으로 이해되는 개념으로서 분포의 전체적인 흩어짐의 정도를 나타내는 것이며, 극단적인 값들의 움직임이란 분포의 다른 영역과 분리되어 분포의 꼬리 형태만을 보여주는 것이다.

VaR모형을 실제의 위험관리에 유용하게 만들기 위해서는 VaR추정치를 계산하는데 있어서 사용되는 극단적 수익률(extreme returns)의 확률분포에 대한 구체적인 연구가 필요하다. 왜냐하면 VaR는 가장 낮은 포트폴리오 수익률로부터 계산이 되기 때문에 VaR의 추정은 본질적으로 극단적 위험에 대한 예측이 얼마나 정확하느냐에 달려 있기 때문이다.

따라서 VaR의 추정을 위해 사용되는 통계적 기법들은 꼬리사건(tail event)에 대한 예측을 중요하게 다루어야 한다. 그런데 Duffie and Pan(1997)과 Jorion(1997) 등이 말하고 있듯이 우리가 일반적으로 많이 사용하는 통계기법들은 VaR의 추정을 위해서는 별로 적합하지 않다고 할 수 있다.

따라서 위험을 정확하게 측정하기 위해서는 위험요인의 극단적인 값들과, 이들 분포의 꼬리영역에 대해서 관심을 가질 필요가 있다. 그리고 현실적으로 관찰되는 수익률 시계열자료의 동태적 이분산성(heteroscedasticity)도 고려할 필요가 있다.

흔히 GARCH류 모형으로 나타내지는 조건부 이분산성 모형들은 수익률 시계열의 변동성이 보여주는 밀집현상(clustering) 등의 특징들을 잘 반영하고 있다. 따라서, 실제로 위험을 측정하는 경우에는 분포의 꼬리영역에 대한 정보뿐만 아니라, 이러한 모형들로부터 얻을 수 있는 동태적 이분산성에 대한 정보도 이용하는 것이 보다 정확한 위험의 측정을 위해 중요하다. 확률분포의 두터운 꼬리란 정규분포의 곡선보다 양쪽 끝 부분의 분포가 더 두껍게 나타나는 형태를 의미한다.

일반적으로 재무시계열 자료들의 분포를 보면 두터운 꼬리가 나타나는 것으로 알려져 있다. 특히 우리 나라 금융시장의 경우 수익률 분포의 두터운 꼬리 측면에서 시장이 비정상적으로 움직이는 경우가 많아 극단치가 자주 나타나는 것을 볼 수 있다.

일반적인 VaR모형에 있어서의 핵심은 변동성(volatility)의 추정이고, 수익률의 변동성은 일정한 것이 아니라 시간가변적(time-varying)이라는 사실이 알려져 있기 때문에 이러한 변동성의 이분산성(heteroskedasticity)을 고려한 GARCH류의 모형을 적용하여 변동성을 추정함으로써 VaR모형의 예측력을 높일 수 있을 것으로 생각된다.

따라서 본 연구에서는 환율변화율의 꼬리분포가 fat-tail한 경우 조건부 이분산성을 고려한 GARCH류 모형이 환위험관리에 적합한지를 살펴보고자 한다. 즉, AR-GARCH, AR-EGARCH, AR-TARCH, GARCH-M 모형을 이용하여 VaR를 추정하여 성과를 비교한 후, 우리 실정에 적합한 모형을 제시하는데 연구의 목적이 있다. 그리고 이러한 결과는 환위험관리에 이용가능할 것으로 생각된다.

II. 조건부 이분산성을 고려한 VaR 모형

2.1 환율변화율의 계산

우리 나라는 고정환율제도 실시 이후 1964년 단일변동환율제도, 1981년 복수통화바스켓 방식에 따른 변동환율제도를 거쳐 1990년에 시장평균환율제도를 도입하였다. 시장평균환율제도 도입 후 시행초기에는 하루 환율변동폭을 제한하였지만 점차 변동폭을 확대하다가 1997년 12월 16일 국제통화기금(IMF)의 자금지원을 받는 대가로 환율변동폭 제한을 철폐하였다.

VaR를 이용해 잠재적 최대 손실액을 구하기 위해서는 먼저 환율변화율을 측정하여야 한다. 그런데 원/달러 환율의 매매기준율을 이용할 경우 매매기준율은 당일 외환거래에서 나타난 시장환율을 거래금액을 가중치로 한 평균환율이기 때문에 실제 환율변동을 과소평가할 가능성이 있다.

또한 변화율을 보유기간 수익률로 측정하게 되면 연속확률분포를 가정할 수 없게 된다. 따라서 본 연구에서는 당일 종가를 가지고 자연로그 차분을 계산한 환율변화율을 이용하고자 한다. 즉 t 시점의 원/달러 환율을 P_t 라 하고, $(t-1)$ 시점의 원/달러 환율을 P_{t-1} 이라 하면 $(t-1)$ 과 t 시점의 환율변화율 r_t 는 다음과 같이 계산된다.

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

위의 수익률 자료를 가지고 구한 VaR는 일정한 신뢰도를 전제로 했을 때 특정한 자산 또는 포트폴리오 보유를 통하여 일정 기간 동안에 발생할 수 있는 손실의 최대치로 정의할 수 있다. 즉, VaR는 확률분포를 대표하는 특정한 수치로서, 개념적으로 볼 때 평균이나 표준편차와 같이 주어진 확률분포를 요약하여 나타내는 대표값의 하나라고 할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 원/달러 환율변동성 추정의 오류를 최소화하기 위해 환율변동폭 제한이 철폐된 1997년 12월 16일 이후의 원/달러 환율 증가를 사용하였다. 또한 외화자산이 외화부채보다 많은 Net Long in a Currency 상태에서 포지션 금액 100만 \$이 있다고 가정하여 계산하였다.

2.2 GARCH 모형을 이용한 VaR 추정

2.2.1 변동성 추정

GARCH모형은 과거 수익률의 오차항과 변동성의 자기상관성에 의해 미래의 변동성을 예측하는 기법이다. 즉 GARCH모형은 이분산성과 분산의 자기회귀를 모형에 포함시키므로 과거에 실현된 변동성을 잘 설명할 수 있다. GARCH모형은 수익률분산이 예측가능한 패턴을 따른다고 가정하므로 조건부분산은 가장 최근의 변화와 과거의 조건부분산에 의해 결정된다. 일반적으로 가격변화는 랜덤워크(random walk)과정을 따르기 때문에 일반적인 로그수익률 (r_t)의 AR(p,q)-GARCH(p,q)모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + a_t - \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} \quad (2)$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4)$$

식(3), 식(4)는 각각 로그수익률(r_t)의 평균방정식 및 분산방정식이다. 이 경우 AR(p,q)-GARCH(p,q)모형의 계수는 최우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 추정할 수 있다.

그런데 GARCH모형은 오차항의 평균 0을 중심으로 대칭적이므로 좋은 정보(good news)와 나쁜 정보(bad news)에 대하여 똑 같은 크기의 변화를 반영한다. 만일 정보의 비대칭성이 존재한다면 동일한 규모의 가격변동이 발생한 경우에도 수익률을 하락시키는 정보와 상승시키는 정보가 똑 같은 영향을 미치지 않는 것이다. 따라서 Nelson(1991)은 GARCH모형의 대안으로 다음과 같은 EGRACH모형(Exponential GARCH)을 제시하였다.

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \left(\alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t+1-i}}{\sigma_{t+1-i}} \right) + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad (5)$$

여기서 γ 는 레버리지효과(leverage effect)로 나쁜 정보가 좋은 정보보다 변동성에 더 큰 영향을 미침을 나타낸다. 즉, γ 가 통계적으로 유의한 음의 값을 가진다면 레버리지효과가 있음을 의미한다. 또한 레버리지 효과를 고려하기 위해 Glosten, Jaganathan, Runkle(1994)은 아래와 같은 TGARCH모형(Threshold GARCH)모형을 제시하였다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p (\alpha_i \varepsilon_{t-i} + \gamma_i \varepsilon_{t-i} d_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

$$\text{여기서 } d_{t-i} = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

이 모형에서 좋은 정보는 $\varepsilon_{t-i} < 0$ 이고, 나쁜 정보는 $\varepsilon_{t-i} \geq 0$ 이다. 따라서 만약 레버리지 효과가 있다면 γ 의 계수는 유의적인 양의 값을 갖게 된다.

마지막으로 Engle, Lilien, Robins(1987)은 조건부 분산이 평균에도 영향을 미치는 GARCH(p,q)-M 모형을 소개하였다. 즉, GARCH(p,q)-M모형은 시간에 따라 조건부 분산이 평균에 미치는 영향(δ)을 반영하는 모형으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + a_t - \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} + \delta \sigma_t \quad (7)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (8)$$

2.2.2 GARCH모형을 이용한 VaR 추정

GARCH모형은 로그수익률의 평균방정식 및 분산방정식으로 구성되어 있고, 모형의 계수는 최우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 추정한다. 최우도추정법에 의해 모형의 계수가 추정되면 미래의 조건부평균 및 조건부분산을 예측할 수 있고, 이 값들을 바탕으로 VaR를 구할 수 있다. 따라서 원시계열 자료의 변동성이 이분산성을 보일 경우 GARCH모형을 이용하여 조건부 이분산성을 반영하는 VaR를 계산할 수 있다.

본 연구에서는 조건부 이분산성을 고려한 GARCH모형에서 모수가 알려진 상태에서 초기 매입포지션(long position)의 금액을 100만 달러라고 가정하여 계산하였다. 이 경우 평균방정식과 분산방정식을 이용하여 t+1시점의 평균($\widehat{r}_t(1)$) 및 조건부분산($\widehat{\sigma}_t^2(1)$)을 추정한 후에 99%의 신뢰수준에서 구한 t+1기의 VaR값은 100만 달러 $\cdot (\widehat{r}_t(1) - 2.33 \widehat{\sigma}_t(1))$ 로 추정할 수 있다.

$$VaR = W_0 \cdot (r - a \cdot \sigma) \quad (9)$$

여기서 W_0 : 초기 포지션 금액

α : 표준편차와 신뢰수준을 반영하는 조정배수

σ : 환율변화율의 표준편차

r : 환율변화율의 평균

본 연구에서는 모형의 적합성을 비교하기 위해 1997년 12월 16일부터 2000년 12월 29일까지의 자료를 바탕으로 이전의(lagged) 종속변수보다는 실제치를 이용하여 다음 단계를 예측하는 one-step ahead forecast 방법으로 조건부 평균 및 분산을 추정한 뒤 2001년 1월 2일부터 2002년 2월 28일까지 총 288개의 일일 VaR를 구한 뒤 실제손실액과 비교하였다. 그리고, VaR모형의 정확도(Accuracy)를 평가하기 위해 Pierre Patie(2000)의 방법을 사용하였다.

Pierre Patie의 방법에서 초과빈도(frequency of exceedance)는 실제손실액이 VaR의 추정치보다 낮은 경우의 빈도로 실제손실액이 VaR추정치 이하로 떨어지는 횟수에 대한 비율로 계산된다.

$$V_t^{freq} = \begin{cases} 1 & \text{if } X_{t+1} < VaR_t \\ 0 & \text{if } X_{t+1} \geq VaR_t \end{cases} \quad (10)$$

여기서 V_t^{freq} : 초과빈도

X_{t+1} : t+1시점의 실제손실액

VaR_t : t시점에서 예측한 t+1시점의 VaR추정치

그리고 VaR의 추정치를 초과하는 상대적 규모를 측정하기 위해 초과치를 VaR의 추정치로 나눈 초과정도(amount of exceedance)는 실제손실에 대한 VaR모형 오차의 절대치(absolute error)를 의미한다.

$$V_t^{size} = \begin{cases} \left| \frac{X_{t+1} - VaR_t}{VaR_t} \right| & \text{if } X_{t+1} < VaR_t \\ 0 & \text{if } X_{t+1} \geq VaR_t \end{cases} \quad (11)$$

여기서 V_t^{size} : 초과정도

X_{t+1} : t+1시점의 실제손실액

VaR_t : t시점에서 예측한 t+1시점의 VaR추정치

초과빈도와 초과정도를 종합적으로 평가하기 위해 가중평균지수(weighted average indicator)를 이용하였다. 본 연구에서는 두 가지를 동시에 만족하는 최적의 VaR모형이 어느 것인지를 판단하기 위하여 초과빈도와 초과정도에 동일한 가중치(λ)로 0.5를 사용하였다.

$$V_t = \lambda V_t^{size} + (1 - \lambda) V_t^{freq} \quad (12)$$

여기서 V_t : 가중평균지수

V_t^{freq} : 초과빈도

V_t^{size} : 초과정도

λ : 가중치 (0.5)

Ⅲ. VaR 추정결과

3.1 모형의 선정 및 계수추정결과

조건부 이분산성을 고려한 GARCH모형에서 각 모형의 식별이 최선이었는지를 확인하기 위해 차수를 증대(over fitting)시키면서 분석한 결과 AR(1)-GARCH(1,1), AR(1)-EGARCH(1,1), AR(1)-TGARCH(1,1), GARCH(1,1)-M 모형의 경우 AIC(Akaike information criterion) 및 SBC(Schwartz Bayesian criterion)값이 적어 상대적으로 적절

한 모형으로 선정되었다.

그리고 각 모형의 계수는 1% 또는 5%의 유의수준에서 대부분 유의하였다. <표 1>에서 GARCH(1,1)의 계수 α_1 , β_1 가 0.760212와 0.238817로 유의적으로 나타나는 것은 t 시점의 원/달러 환율 변동성이 (t-1)시점의 조건부변동성 및 과거변동성에 양(positive)의 영향을 받음을 나타내는 것이다.

<표 1> AR(1)-GARCH(1,1)모형의 평균방정식 및 분산방정식

평균방정식

	계수	표준오차	z통계량	p값
μ	-8.80E-05	0.00141	-0.62668	0.5309
ϕ_1	0.20099	0.03747	5.36363	0.0000

분산방정식

α_0	5.80E-07	1.27E-07	4.56500	0.0000
α_1 (ARCH 계수)	0.238817	0.027557	9.75485	0.0000
β_1 (GARCH 계수)	0.760212	0.016787	45.28639	0.0000

Akaike info criterion : -7.471994

Schwartz criterion : -7.441194

레버리지효과를 감안한 모형의 경우 EGARCH(1,1)의 계수 γ_1 이 -0.04623으로 유의적으로 나타나고, TGARCH(1,1)에서 정보의 충격에 대한 비대칭효과를 나타내는 계수 γ_1 이 0.07778로 유의적으로 나타난 것은 원/달러 로그환율의 변동성에 레버리지 효과가 있음을 의미한다. 이에 반해 GARCH(1,1)-M모형의 δ_1 의 계수는 유의하지 않게 나타났는데 이것은 조건부 변동성이 평균에 영향을 미치지 않음을 의미한다.

<표 2> AR(1)-EGARCH(1,1)모형의 평균방정식 및 분산방정식

평균방정식

	계수	표준오차	z통계량	p값
μ	-0.00017	0.00013	-1.34000	0.1802
ϕ_1	0.21258	0.03648	5.82718	0.0000

분산방정식

α_0	-0.58658	0.05795	-10.1227	0.0000
α_1	0.40513	0.00308	-12.2475	0.0000
γ_1 (레버리지 효과)	-0.04623	0.02089	-2.21254	0.0269
β_1	0.97216	0.00462	210.4306	0.0000

Akaike info criterion : -7.48095

Schwartz criterion : -7.44389

<표 3> AR(1)-TGARCH(1,1)모형의 평균방정식 및 분산방정식

평균방정식

	계수	표준오차	z통계량	p값
μ	-0.00014	0.00015	-0.93907	0.3477
ϕ_1	0.20959	0.03897	5.37834	0.0000

분산방정식

α_0	5.68E-07	1.27E-07	4.45879	0.0000
α_1	0.2209	0.02948	7.46635	0.0000
γ_1 (레버리지 효과)	0.07778	0.04418	1.76039	0.0783
β_1	0.76693	0.01654	46.3827	0.0000

Akaike info criterion : -7.47196

Schwartz criterion : -7.43499

<표 4> GARCH(1,1)-M모형의 평균방정식 및 분산방정식

평균방정식

	계수	표준오차	z통계량	p값
μ	-0.00014	0.00027	-0.51983	0.6032
ϕ_1	0.17534	0.02886	6.07493	0.0000
δ_1	0.01056	0.06969	0.15149	0.8796

분산방정식

α_0	7.14E-07	1.50E-07	4.7560	0.0000
α_1 (ARCH계수)	0.28196	0.03235	10.4848	0.0000
β_1 (GARCH계수)	0.71668	0.01914	37.4355	0.0000

Akaike info criterion : -7.44917

Schwartz criterion : -7.41221

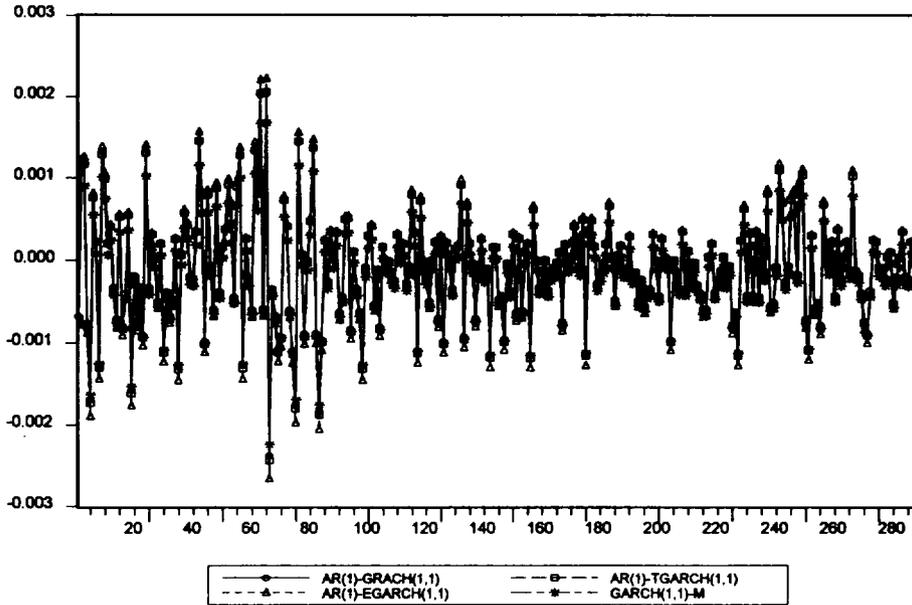
3.2 조건부 평균 및 분산의 추정 결과

일일조건부 평균의 추정결과는 <표 5>에서와 같이 AR(1)-TGARCH(1,1)의 경우 -8.34E-05로 상대적으로 낮고, GARCH(1,1)-M의 경우 -1.85E-04로 높았지만 그 차이는 미미하였다. 또한 일일조건부 평균의 표준편차를 살펴보면 5.55E-04에서 6.25E-04사이의 값을 가지며 안정적인 모습을 보였다. 그 결과 일일조건부 평균의 예측치는 <그림 1>과 같이 모형에 상관없이 유사한 형태의 움직임을 보여주고 있다.

<표 5> GARCH모형에 의한 조건부평균의 기초통계량

	AR(1)-GARCH(1,1)	AR(1)-EGARCH(1,1)	AR(1)-TGARCH(1,1)	GARCH(1,1)-M
평균	-6.64E-05	-1.03E-04	-8.34E-05	-1.85E-04
표준편차	6.25E-04	6.91E-04	6.36E-04	5.55E-04

<그림 1> GARCH모형에 의해 추정된 조건부평균의 Plot



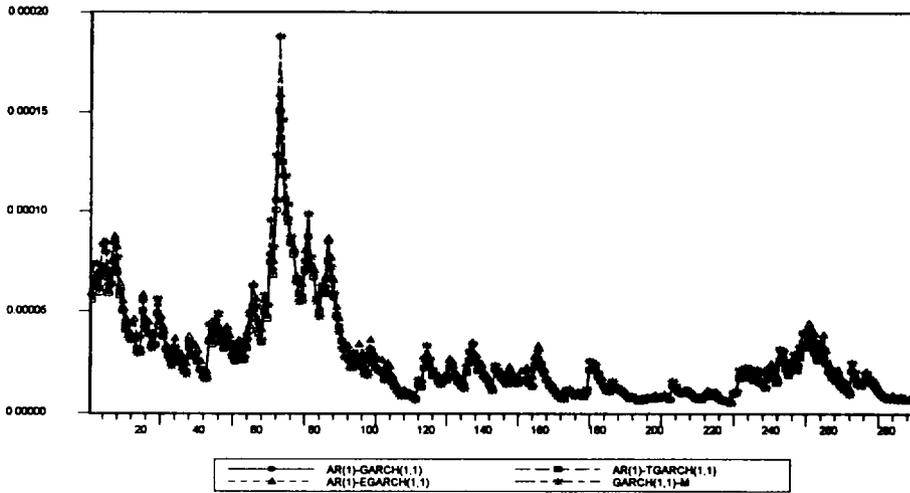
* X축 : 예측일, Y축: GARCH모형에 의해 추정된 일일조건부 평균

다음으로 일일조건부 분산의 추정결과는 <표 6>에서와 같이 모형에 관계없이 2.57E-05에서 2.88E-05사이의 안정된 값을 보이며, 일일조건부 분산의 표준편차는 미미하지만 레버리지효과를 감안한 AR(1)-TGARCH(1,1)이 상대적으로 2.13E-05로 낮았고, GARCH(1,1)-M이 상대적으로 2.47E-05로 높았다. 그 결과 <그림 2>에 나타나는 바와 같이 일일조건부 분산의 예측치도 평균의 예측치와 유사하게 모형에 상관없이 유사한 형태의 움직임을 보여주고 있다.

<표 6> GARCH모형에 의한 조건부분산의 기초통계량

	AR(1)-GARCH(1,1)	AR(1)-EGARCH(1,1)	AR(1)-TGARCH(1,1)	GARCH(1,1)-M
평균	2.57E-05	2.88E-05	2.55E-05	2.73E-05
표준편차	2.16E-05	2.30E-05	2.13E-05	2.47E-05

<그림 2> GARCH모형에 의해 추정된 조건부분산의 Plot



* X축 : 예측일, Y축 : GARCH모형에 의해 추정된 일일조건부 분산

3.3 추정 결과 비교

GARCH모형의 VaR추정치와 실제손실액을 기초로 VaR모형의 정확도(Accuracy)를 평가하기 위해 Pierre Patie의 방법을 사용하여 분석한 사후검증결과는 <표 7>과 같다. 신뢰수준 99%에서 실제관측치가 VaR값에 의한 추정치를 초과하는 빈도는 AR(1)-EGARCH(1,1)모형의 경우가 전체예측일 288일 중에서 1번으로 상대적으로 낮았고, 초과하는 정도는 GARCH(1,1)-M모형의 경우가 0.0434로 상대적으로 낮았다. 그리고 가중오차지수에 의하면 AR(1)-EGARCH(1,1)모형의 경우가 0.6617로 상대적으로 낮았다. 즉, 레버리지 효과를 고려하는 경우는 EGARCH모형, 그리고 TGARCH모형은 초과정도에서 상대적으로 나은 결과를 보였다.

<표 7> GARCH 모형의 추정결과 비교

VaR모형	초과빈도	초과정도	가중오차지수
AR(1)-GARCH(1,1)모형	2	0.1661	1.0830
AR(1)-EGARCH(1,1)모형	1	0.3233	0.6617
AR(1)-TGARCH(1,1)모형	3	0.1657	1.5828
GARCH(1,1)-M모형	2	0.0434	1.0217

IV. 결 론

외환위기 발생이후 환율변동성의 확대로 금융기관의 환 위험에 대한 인식이 높아졌으나 최근의 달러약세와 원화의 강세는 달러화 부채보다 자산보유가 많은 금융기관에 심각한 타격을 주어 이에 대한 대책이 시급한 실정이다. 최근처럼 급격하게 변화하는 원/달러환율의 환위험을 과학적으로 관리하기 위해서는 예측력이 높은 VaR모형의 선정이 무엇보다 중요하다.

본 논문에서는 VaR의 예측력을 높이는 방법을 찾기 위하여 원/달러 환율 시계열 자료에 GARCH모형을 적용하여 VaR를 추정한 후에 각 모형의 상대적 우수성을 파악하고자 하였다.

분석 결과 원/달러 환율변화율의 분포는 정규분포를 따르지 않으며 두터운 꼬리분포를 보인다는 것을 알 수 있었다. 따라서 환율분포의 VaR를 보다 정확하게 추정하기 위해서는 꼬리분포에 대해 정규성을 가정하기 보다는 두터운 꼬리분포를 가정한 VaR모형을 고려하는 것이 필요하다.

또한 AIC와 SBC정보기준을 적용한 결과 각각의 GARCH모형에서 AR(1)-GARCH(1,1), AR(1)-EGARCH(1,1), AR(1)-TGARCH(1,1), GARCH(1,1)-M 모형이 상대적으로 적절한 모형으로 선정되었다.

연구결과를 요약하면 원/달러 환율분포는 꼬리분포가 두터운 특성을 가지므로 이를 고려할 수 있는 GARCH모형의 적용이 필요하고, 원/달러 환율에 대한 조건부 평균 및 분산을 구할 경우 AR(1)-GARCH(1,1), AR(1)-EGARCH(1,1), AR(1)-TGARCH(1,1), GARCH(1,1)-M 모형을 이용하는 것이 필요하다고 생각된다.

앞으로의 연구에서는 환율변동폭의 변화를 감안하여 다기간 VaR를 구하여 파악할 필요가 있다. 그리고 매입포지션(net long position)만이 아니라 매도포지션(net short position)하에서의 연구도 필요하다고 생각된다. 그리고 극단적인 값들의 움직임을 잘 나타내 주는 극단값 이론을 이용한 비교연구가 필요하다.

참 고 문 헌

- 김명직, 장국현, (1998) 「금융시계열분석」, 경문사.
- 김철중, 윤평식, (1998) 「VAR」, 경문사.
- 도영석, (2000. 8) "GARCH-VaR 모형을 이용한 수익률 예측에 관한 실증연구", 고려대학교 대학원 석사학위논문.
- 이건호, (1999) 「VaR의 이해와 국내금융기관의 VaR시스템 구축방안」, 한국금융연구원.
- 이인형, 손동우, (1996) 「Value at Risk를 이용한 환위험관리 - 원화환율에의 응용-」, LG 경제연구원.
- 이준행, (1998) "증권회사의 위험관리 시스템 구축방안" 증권학회지.
- Danielsson, J. & de Veries, C. (1997), "Tail index and quantile estimation with very high frequency dat", *Journal of Empirical Finance* 4, pp. 241-257.
- Diebold, F., T. Schuermann and J. Stroughair, (2000), "Pitfalls and Opportunities in the Use of Extreme Value Theory in Risk Management," in *Advances in Computational Finance*, Kluwer Academic Publishers, Amsterdam.
- Engle, R., D. Lilien and R. Robin, (1987), "Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, 55, pp.391-407.
- Giovannini, A. and P. Jorion, (1989), "The Time-Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets." *Journal of Finance* 44, pp. 307-325.
- Glosten, L.R., R. Jagannathan and D. Runkle, (1994), "Relationship between the Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Returns on Stock," *Journal of Finance*, Vol. 48, pp.1779-1801.

- Hendricks, Darryll., (1996), "Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data" *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* 2 (April), pp. 39-70.
- Hill, B.M., (1975), "A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution," *Annals of Statistics*, Vol. 3, pp. 1163-1174.
- Hsieh, D.,(1988), "The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates :1974-1983." *Journal of International Economics* 24, pp.129-145.
- Jorion, P., (1995), "Risk : Measuring the Risk in Value at Risk," *Financial Analysts Journal*.
- Nelson, D.B., (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new approach," *Econometrica*, 59. pp.347-370.
- Patie, Pierre, (2000), "Value-at-Risk Using Extreme Value Theory," *Research Paper*, March.
- Paul H. Kupiec, (1995), "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models," *The Journal of Derivatives*, Winter, pp. 36~69.
- Pickands, J., (1995), "Statistical Inference using Extreme Order Statistics," *Annals of Statistics*, Vol. 3, pp. 119-131.