

VaR를 이용한 환위험관리

- Management of Foreign Exchange Risk by VaR -

양 성 국*
(Yang, Sung-Guk)

목 차

- I. 서 론
- II. 분석모형 설정
- III. 연구결과
- IV. 결 론

I. 서 론

우리 경제의 개방화, 국제화가 급격히 진전되면서 국내의 경제환경이 환율변동과 밀접한 관련을 가지게 되었고 금리와 환율의 변동폭도 매우 커지고 있다. 이에 따라 금리 예측과 환율예측은 더욱 더 어려워지고, 예측을 잘못된 기업 및 금융기관들은 점점 더 큰 금리위험에 직면하고 있을 뿐 아니라 상당한 환차손을 입고 있는 실정이다. 또한 1997년 외환위기를 겪으면서 달러강세와 원화약세로 인해 외화차입 기업의 경우에는 실질 자금조달 비용이 급격히 상승했고 엄청난 환차손이 발생하였다.

그러나 1998년에는 원화가 강세로 전환되면서 상황이 반전되자 금융기관이나 기업 모두 환위험관리에 또 다른 어려움을 겪게 되었다. 따라서 기업과 금융기관 등에서 환율변동위험을 정확히 인식하고 효율적인 관리를 하는 것이 매우 중요한 과제로 떠오르고 있다. 환위험이란 환율변동에 따라 외화자산 또는 외화부채의 가치가 하락 또

* 제주대학교 경상대학 경영학과

는 상승하여 환차손이 발생할 수 있는 위험을 의미한다. 국제거래에서 외환으로 지불하거나 수령하게 될 모든 거래당사자인 개인, 기업, 은행, 그리고 정부는 국제경제여건의 변화와 시간의 흐름에 따라 환율이 계속해서 변화하기 때문에 외화에 대한 가치의 불확실성을 크게 느끼게 될 것이다. 이에 따라 국제거래의 주체들이 환율의 변동에 따라 국내의 통화가치를 변동시키는 자산에 대해 포지션을 취할 때 부담하게 되는 위험이 환위험이다. 이러한 환위험은 변동환율제도하에서 대외거래의 계약시점과 결제시점간의 시간적 차이 또는 재무제표 작성시 환평가에 의해 발생된다.

환위험의 중요한 개념적 특징은 미래 '예상하지 못한' 환율변동으로 인한 경제적 가치의 변동가능성을 의미한다는 점이다. 환율이 이미 예상한대로 변동하였다면 위험보다는 영향이라는 개념으로 설명하는 것이 맞을 것이기 때문이다. 이외에 환거래의 규제료 교환성이 제약되어 환위험을 부담하게 될 수도 있다. 이러한 환위험의 원인은 동태적이고도 급변하는 세계경제에서 환율이 그 내부에 작용하여 경제적 요인들과 정치, 사회적 요인들이 서로 끊임없이 빈번히 변동하기 때문이다.

환위험관리는 환율변동 위험을 체계적, 계획적, 조직적으로 관리하여 위험은 없애거나 최소화하고 이익을 극대화하는 것을 목적으로 하고 있다. 이러한 환위험의 관리 필요성은 1970년대초 브레튼우즈(Bretton Woods)체제의 붕괴로 환율제도가 변동환율제도로 이행됨에 따라 주요국 통화환율의 변동폭이 확대되면서 나타났다고 볼 수 있다.

환위험관리는 아주 간단한 문제로 보일 수도 있다. 예를 들어, 선물환율로 외화표시 가격을 제시하고 거래계약이 이루어지면 이를 선물환계약으로 해지하여 불확실성을 제거해 버릴 수 있기 때문이다. 그러나 현실적으로 환위험관리는 이와 같이 간단하지가 않다. 예를 들어, 어떤 위험을 관리할 것인가, 이것이 결정되면 어느 정도까지 관리할 것인가, 어떤 수단을 통해 관리할 것인가, 또한 누가 책임을 질 것인가 등 많은 문제들을 결정하여야 하기 때문이다.

우리 나라의 경우 기업이 보유하는 금융자산의 종류가 많지 않고 가격변동성도 작아 위험관리의 필요성이 적었다. 특히 환율의 경우 외환시장의 움직임을 반영하기 시작한 것은 시장평균환율제도가 도입된 1990년 3월 이후부터였고, 이에 따라 환율의 변동성 및 환위험관리에 대한 연구 역시 빈약한 실정이다. 그러나 외환위기 발생이후 환율변동성의 확대로 기업 및 금융기관의 환위험에 대한 인식이 높아지고 있다. 즉, 외환위기 이후 환위험의 심각성을 기업 및 금융기관들이 인식하고, 이러한 위험을 완

화하기 위하여 선물시장이나 선물환시장을 적극적으로 활용하는 추세가 증가하고 있다(유일성, 2000).

이러한 환위험을 과학적으로 관리하기 위한 방안으로 최근 주목받고 있는 것이 VaR 기법이다. 이것은 환율을 비롯한 금융자산 가격변동으로 발생할 수 있는 미래의 잠재손실액을 확률적으로 예측하여 신뢰구간 내에서 추정하는 기법이다.

환율의 변동성은 일정한 것이 아니라 시간에 따라 변화하므로 환율변화율의 확률분포도 변하게 된다. 따라서 환위험관리에 VaR 기법을 적용하기 위해서는 지속적으로 변화하는 환율의 변동성을 적절하게 예측하는 것이 필요하다. 또한 VaR 추정에 있어 보유 금융자산의 성격에 따라 서로 다른 보유기간과 신뢰수준을 설정하여 계산하는 것이 필요하다. 한편 VaR 값 추정에 가장 많이 사용되고 있는 방법으로는 환율변화율 분포가 정규분포를 따른다고 가정하고, VaR 추정치는 환율변동성(σ)의 일정 배수로 추정하는 모수적 접근방법(parametric approach)이다.

따라서 본 연구에서는 환율변화율의 확률분포가 정규분포를 따른다고 가정하고, 단순이동평균모형, 지수모형, GARCH 모형을 이용하여 1999년 1월 5일부터 2000년 10월 31일까지 원/달러 환율자료의 환율변동성을 추정·분석하였다. 즉, 환율변동성을 추정하는 세 가지 모수적 VaR 방법의 분석결과를 비교하여 원/달러 환율을 대상으로 수출기업과 금융기관의 환위험관리에 적합한 VaR기법을 제시하고자 한다. 이를 통하여 기업 및 금융기관의 실정에 맞는 환위험관리방법을 모색하려는 것이다.

II. 분석모형 설정

2.1 VaR의 계산 및 환율변화율 측정

VaR는 일정한 신뢰도를 전제로 했을 때 특정한 자산 또는 포트폴리오의 보유를 통하여 일정한 기간 동안에 입을 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. 이러한 정의에 비추어 볼 때 VaR의 계산과정은 매우 단순하다. 어떤 자산 또는 포트폴리오의 가치

변화에 대한 확률분포를 도출한 후 여기에서 원하는 신뢰도에 해당하는 값을 구하면 VaR 값이 된다.

그러나 실제에 있어 VaR를 위험지표로 한 위험관리를 하기 위해 각 거래에 대한 VaR를 계산할 수 있는 시스템을 구축하는 경우 직면하게 되는 문제는 VaR의 계산을 위한 모형의 종류가 많다는 점이다. 이들 다양한 모형들은 동일한 대상에 적용되었을 경우 서로 다른 VaR 값을 계산해내는 것이 일반적이다.

VaR 기법을 환위험관리에 이용하기 위해서는 환율변화율의 확률분포를 찾아내는 것이 필요하다. 이러한 확률분포는 이론적으로 얻어질 수 있는 것이 아니므로 실제 과거에 시장요인들이 어떻게 변동하였는지에 대한 자료를 축적하여 이를 통계적으로 처리함으로써 미래기간에 대한 확률분포를 도출하게 된다. 본 연구에서는 환율변화율 분포가 정규분포를 따른다고 가정하여 VaR를 추정하는 모수적 VaR 모형을 이용하여 분석하였다.

모수적 VaR 모형은 실제 분포에서 켄타일²⁾을 이용하는 대신에 모수추정치 즉, 표준편차를 이용하므로 모수적 방법이라고 한다(김철중·윤평식, 1998). 즉, 환율변화율의 분포가 정규분포라고 가정하면 VaR는 매우 간단하게 계산할 수 있다. 이 경우에 VaR는 신뢰수준을 반영하는 조정요소와 포트폴리오의 표준편차를 이용하여 직접 구할 수 있다.

모수적 모형은 t기간 동안의 시장요인의 변화를 나타내는 확률변수 $dZ(t)$ 가 안정된 확률분포를 따르는 것으로 가정하고, 축적된 과거 자료에 통계적 기법을 적용하여 확률분포의 모수를 추정한 후 이를 이용하여 포트폴리오의 보유를 통해 입을 수 있는 불확실한 손실 L의 확률분포를 추출하는 것이다. 모수적 VaR 모형은 대개 가격결정 함수 F에 대한 일정한 가정을 전제로 L의 확률분포가 $dZ(t)$ 의 확률분포의 모수에 의해 정의될 수 있도록 함으로써 주어진 신뢰도하의 VaR를 이러한 모수의 함수로 직접 계산한다. 따라서 이를 이용한 VaR 모형은 별도의 가격결정모형 없이 통계모형만으로 구성되는 것이 일반적이다.

모수적 VaR 모형의 경우 미래의 시장요인 변화의 확률분포 또는 그 모수를 도출하기 위하여 일정한 통계적 작업을 거치게 된다. 대개의 경우 이러한 통계적 작업의 해

2) 켄타일(quantile)은 페센타일과 같은 말로 $-\infty$ 에서 W^* 까지의 발생확률이 5%이면, W^* 는 5퍼센타일 또는 5켄타일이다.

심은 과거 자료로부터 미래에 적용될 시장요인의 변동성을 추정해 내는 것이다. 이를 위하여 일반적으로 사용되는 방법에는 단순 표준편차, GARCH 모형, 지수모형(exponential), 통계적 변동성(stochastic volatility), 내재적 변동성(implied volatility) 등이 있다(이건호, 1999).

그런데 환율변동은 여러 가지 특징을 가지고 있어 다양한 시계열 모형이 개발되어 왔다. 환율변동의 대표적인 특징은 환율변동성이 큰 기간과 작은 기간이 서로 분리되어 존재한다는 것이다. 즉, 최근의 환율변동이 컸다면 가까운 미래의 환율변동은 방향에 관계없이 커질 확률이 높다. 따라서 본 연구에서는 이러한 점에 착안하여 단순히 동평균모형, 지수모형, GARCH 모형 등을 이용하여 VaR를 추정하였다.

한편, 우리 나라는 1990년 3월에 시장평균환율제도를 도입하였다. 시행초기에는 하루 환율변동폭이 $\pm 0.4\%$, 1991년 9월에 $\pm 0.6\%$, 1992년 7월에 $\pm 0.8\%$, 1993년 10월에 $\pm 1.0\%$, 1994년 11월에 $\pm 1.5\%$, 1995년 12월에 $\pm 2.25\%$, 1997년 11월에 $\pm 2.25\%$ 에서 $\pm 10\%$ 로 확대하였다가 1997년 12월 16일 IMF의 자금지원을 받는 대가로 환율변동폭 제한을 철폐하였다.

따라서 원/달러 환율의 변동성을 파악하는데 있어서 환율변동폭의 제한과 같은 제도적 변화 그리고 IMF의 충격 후 극적 국면전환에 따른 환율변동성 추정의 오류를 최소화하기 위해, 환율동폭 제한이 철폐되고 IMF의 영향을 덜 받는 1999년 1월 5일부터 2000년 10월 31일까지의 원/달러 환율 자료를 이용하여 분석하였다.

VaR기법을 통해 잠재적 최대 손실액을 구하기 위해서는 먼저 환율변화율을 측정하여야 한다. 그런데 매매기준율은 당일 외환거래에서 나타난 시장환율을 거래금액을 가중치로 한 평균환율이기 때문에 원/달러 환율의 매매기준율을 이용할 경우 실제 환율변동을 과소평가할 가능성이 있다. 또한 변화율을 보유기간 수익률로 측정하게 되면 연속확률분포를 가정할 수 없게 된다. 따라서 본 연구에서는 1999년 1월 5일부터 2000년 10월 31일까지의 원/달러 환율 자료의 당일 종가를 가지고 자연로그 차분을 이용한 환율변화율을 측정하였다. 대부분의 금융이론에서 금융자산의 가격은 연속 가중 변화를 전제로 계산되기 때문에, 자연로그 차분을 이용한 환율변동의 측정이 적합하다고 볼 수 있다(이인형·손동우, 1996). 여기서 t 시점의 원/달러 환율을 P_t , $(t-1)$ 시점의 원/달러 환율을 P_{t-1} 이라 하면, $(t-1)$ 과 t 시점의 환율변화율 X_t 는 식 (1)과 같이 계산할 수 있다.

$$X_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \quad (1)$$

만약 환율변화율이 평균이 0인 정규분포를 따른다고 가정하면 VaR 값은 95% 신뢰수준에서 $-1.65 \times \sigma$, 99% 신뢰수준에서 $-2.33 \times \sigma$ 이 된다. 이 VaR 값에 포지션 금액을 곱하면 원/달러 환율이 평가절상 상태에 있을 때 수출업체에게 발생할 수 있는 환차손의 최대금액이 된다.

2.2 단순이동평균모형에 의한 VaR 추정

VaR 추정시 가장 간단하면서 널리 이용되는 방법은 일정기간의 이동기간(moving window)을 설정하여 변동성을 추정하는 방법이다. 이러한 이동평균모형에서는 최근의 환율변동의 평균을 가지고 미래의 환율변동을 예측할 수 있다고 보고 있다.

과거 환율변화율에 동일한 가중치를 주어 이를 미래 환율변동성 예측치로 하는 방법을 단순이동평균(simple moving average)이라고 한다. 즉 t 기의 환율변화율을 X_t , t 기의 단순이동평균을 σ_t^2 라 하면 단순이동평균모형에 의한 t 기의 환율변동예측치 ($\hat{\sigma}_t^2$)는 식(2)와 같이 계산된다.

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{\sum_{i=0}^{n-1} (X_{t-i} - \bar{X})^2}{n} = \frac{\sum_{i=0}^{n-1} X_{t-i}^2}{n} \quad (2)$$

환율변동의 평균이 0이라는 가정하에서 단순이동평균은 표준편차와 같다. 즉, 단순이동평균모형은 t 기의 표준편차를 $(t+1)$ 기의 환율변동성 예측치로 사용하는 것이다. 그리고 환율변화율의 평균이 0인 정규분포를 따른다면 단순이동평균모형을 이용하는 경우 95%, 99% 신뢰수준에서 $(t+1)$ 기의 VaR 값은 각각 $SMVA(n) = \pm 1.65 \cdot \hat{\sigma}_t$, $SMVA(n) = \pm 2.33 \cdot \hat{\sigma}_t$ 로 예측된다. 이동평균모형에서는 매일 하루전 거래일의 자료를 추가하고 $(n+1)$ 일 전의 자료를 삭제하여 추정치를 새로 계산한다. 여기서 모든 과거수익률은 동일한 비중을 갖기 때문에 계산하기는 편리하지만 이 모형은 매우 중

요한 결점을 내포하고 있다. 가장 중요한 결점은 관측치의 동적인 순서(dynamic ordering)를 무시한다는 것이다. 즉, 최근의 자료가 오래된 자료와 동일한 비중을 갖는데, 문제는 최근의 자료가 보다 중요하다는 것이다. 또한 n 일 전의 수익률이 매우 큰 경우, 이 수익률이 계산에서 제외되면 변동성의 추정치가 크게 영향을 받게 된다. 따라서 결과적으로 변동성의 이동평균을 시간에 대해 그래프로 나타내면 n 일 동안 높게 된다(김철중·윤평식, 1998). 이처럼 단순이동평균모형은 매우 간단히 계산되지만 환율변동성의 갑작스런 변화를 적절하게 반영하지 못하는 문제점이 있다. 또한 이동평균의 차수(n)에 따라 예측치가 달라지는 문제점도 가지고 있다.

2.3 지수모형에 의한 VaR 추정

단순이동평균모형이 갖는 문제점을 보완하는 하나의 방법은 최근 환율변화율에 더 큰 가중치를 주면서 최근의 환율변화율을 가중평균하는 것이다. 이러한 방법을 지수가중이동평균(exponential weighted moving average) 또는 지수모형이라고 한다.

지수모형에서 t 시점의 추정치는 전번의 추정치와 가장 최근 변화의 제곱의 가중평균인데 가중치로 λ 와 $(1-\lambda)$ 를 사용한다. 따라서 지수모형은 t 기의 표준편차를 $(t+1)$ 기의 환율변동성 예측치로 사용하는 것이다. 그리고 환율변화율의 평균이 0인 정규분포를 따르는 경우 지수모형을 이용한다면 95%, 99% 신뢰수준하에서 $(t+1)$ 기의 VaR 값은 각각 $EMVA(n) = \pm 1.65 \cdot \hat{\sigma}_t$, $EMVA(n) = \pm 2.33 \cdot \hat{\sigma}_t$ 로 예측된다.

지수모형을 이용하는 경우 t 기의 환율변화율을 X_t 라 하면 지수모형에 의한 t 기의 조건부 분산($\hat{\sigma}_t^2$)은 식(3)에 의해 계산된다.

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_t^2 &= \sum_{i=0}^{t-1} (1-\lambda) \lambda^i X_{t-i}^2 & (3) \\ &= (1-\lambda)(X_t^2 + \lambda X_{t-1}^2 + \lambda^2 X_{t-2}^2 + \lambda^3 X_{t-3}^2 + \dots) \\ &= (1-\lambda)X_t^2 + \lambda(1-\lambda)[X_{t-1}^2 + \lambda X_{t-2}^2 + \lambda^2 X_{t-3}^2 + \dots] \\ &= (1-\lambda)X_t^2 + \lambda \hat{\sigma}_{t-1}^2 \end{aligned}$$

단, $0 < \lambda < 1$

식(3)에서 λ 는 충격소멸계수 또는 감소인자(decay factor)로 불리며 1보다 작아야 한다. 즉, 충격소멸계수를 1보다 작게 설정하여 변동성 계산에 있어서 과거보다는 현재의 값에 더 많은 비중을 두려는 것이다(김명직·장국현, 1998). 충격소멸계수가 크면 최근의 환율변화율에 더 작은 가중치가 주어지고, 충격소멸계수가 작으면 최근 환율변화율에 더 큰 가중치가 주어진다.

또한 식(3)은 계수가 $\gamma=0, \alpha=1-\lambda, \beta=\lambda$ 인 GARCH(1,1)과 유사한 형태를 지니고 있는 것을 알 수 있다. 즉, 지수모형은 $\gamma=0$ 이고 $(\alpha + \beta)$ 가 1인 GARCH모형의 특수한 경우로 이해할 수 있다. 그러나 GARCH모형은 계수를 최대우도추정법에 의해 추정하지만 지수모형에서는 적절한 가중치인 최적 충격소멸계수를 구하는 것이 문제가 된다. 이론적으로 λ 는 우도함수를 극대화하여 구할 수 있다.

지수모형의 유일한 계수는 λ 이므로 이용하기가 매우 편리하며 다른 모형보다 추정오차에 덜 민감하다. 즉, 지수모형은 계산이 간단하고 이해하기 쉽다는 장점을 가지고 있다. 또한 GARCH모형과 마찬가지로 환율변동성이 갑자기 변동하는 것을 잘 반영한다.

2.4 GARCH모형에 의한 VaR 추정

GARCH모형은 과거 환율변화율의 오차항과 변동성의 자기상관성에 의해 미래의 환율변동성을 예측하는 기법이다. 즉 GARCH모형은 이분산성과 분산의 자기회귀를 모형에 포함시키므로 과거에 실현된 변동성을 잘 설명할 수 있다. GARCH모형은 수익률분산이 예측가능한 패턴을 밟는다고 가정하므로 조건부분산은 가장 최근의 변화와 과거의 조건부분산에 의해 결정된다. 일반적으로 환율의 변화는 랜덤워크(random walk)과정을 따르기 때문에 GARCH 모형에 의한 환율의 움직임은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\ln P_t = \ln P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4)$$

$$\text{즉, } X_t = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \gamma + \alpha X_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad \alpha + \beta < 1$$

위에서 $X_t^2 = \varepsilon_t^2$ 이기 때문에 GARCH (1,1)에 의한 조건부 이분산(conditional heteroscedasticity)은 식(4)와 같이 표현할 수 있다. 이 경우 GARCH 모형의 계수는 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 추정할 수 있다. 또한 GARCH(1,1)을 이용하는 경우 95%, 99% 신뢰수준에서 (t+1)기의 VaR 값은 각각 $GRACH(1,1) = \pm 1.65 \cdot \hat{\sigma}_t$, $GARCH(1,1) = \pm 2.33 \cdot \hat{\sigma}_t$ 로 예측할 수 있다.

GARCH모형의 장점은 몇 개의 계수만을 이용하지만 자료에 잘 맞는 간단한 모형이라는 점이다. GARCH모형은 변동성의 군집을 체계적으로 보여주고 있는 금융시장의 시계열분석에서 주류를 차지하고 있다(Hsieh, 1988, Giovannini-Jorion, 1989). GARCH모형의 단점은 모형의 비선형성이다. 계수들은 최대우도함수로부터 추정되어야 하므로 수리적인 최적화단계를 거쳐야 한다. 따라서 대부분의 경우 정규분포를 따른다고 가정하여 분석하고 있다.

일반적으로 원/달러 환율에는 월요일과 금요일에 원화가 달러화에 대해 절하되는 경향인 주초효과와 주말효과가 있다는 연구결과가 제시되고 있다. 따라서 이러한 요일효과를 파악하기 위해 GARCH(1,1)모형에 각 요일의 더미변수(dummy variable)를 포함시킨 식(5)를 이용하여 분석하였다.

$$X_t = a_1 mon + a_2 tue + a_3 wed + a_4 thu + a_5 fri + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \gamma + \alpha X_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad \alpha + \beta < 1$$

2.5 VaR 모형의 검증

VaR 모형을 이용하는 경우 실제로 실현되는 사후적인 손실과 모형이 산출해 내는 VaR 값의 관계를 면밀히 검토하여, 상대적으로 정확한 VaR 값을 계산해내는 모형을 선택하는 것이 필요하다. 그런데 이러한 선택에서 나타나는 문제는 어떤 기준을 적용할 것인가를 결정하기가 어렵다는 점이다.

이와 관련한 Kupiec(1995)의 연구에서는 최초의 모형실패(time until first failure), 모형실패의 비율(proportion of failure), 역사적 시뮬레이션의 세 가지 방법을 제시하고 있다. 그런데 본 연구는 최초모형의 실패시점보다는 모형의 정확성에 초점이 있으므로 이 중에서 모형실패의 비율을 이용하여 추정된 VaR모형의 사후 검증을 하였다.

모형실패의 비율은 일정한 횟수의 VaR 계산 중에서 실제 손실이 VaR를 초과한 비

율이 얼마나 되는지를 계산하여 검증하는 것이다. 즉, 실제 손실이 VaR 값을 초과한 일수를 전체 VaR의 추정기간으로 나누어 모형실패의 비율을 구하여 검증에 이용하였다.

그리고 실제관측치와 VaR 모형에 의한 추정 값 사이에 유의한 차이가 있는지를 알아보기 위해 식(6)을 이용해 구한 T-test 통계량을 이용하여 알아보았다. 이것은 실제로 발생한 손실이 사전에 예측한 VaR 값과 차이가 나는 경우의 유의성을 판단하려는 것이다. 여기서 차이가 상대적으로 크다는 것은 과도한 유동성 확보에 따른 기회비용 발생가능성의 확률 또는 과소한 유동성 확보에 따른 유동성 위험이 발생할 확률이 높다는 것을 의미한다. 그러나 이러한 사후 검증은 개별 자산 가격변화의 확률분포 또는 모수 추정의 적정성을 검증하는 경우에만 의미를 가질 수 있을 것이다.

$$t = \frac{\overline{X_D}}{S_D/\sqrt{N}} \quad (6)$$

여기서 $X_{D,i} = X_{M,i} - X_{M2,i}$

$$\overline{X_D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{D,i}$$

$$S_D = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_{D,i} - \overline{X_D})^2}$$

$X_{D,i}$: i번째 BIAS

$X_{M,i}$: i번째 실제관측치

$X_{M2,i}$: i번째 VaR 값

$\overline{X_D}$: 표본의 평균

S_D : 표본의 표준편차

Ⅲ. 연구결과

3.1 분석 자료의 확률분포

분석 자료의 확률분포를 알아보기 전에 먼저 주요국 통화의 환율변동성을 <표 1>에 나타내었다. 우리 나라의 경우 외환위기 이후 원-달러 환율변동성의 추이를 보면 <표 1>에서 알 수 있는 바와 같이 외환위기 전후 환율변동성의 폭이 급격히 확대되었고 1999년 이후 점차 환율이 안정성을 되찾고 있음을 알 수 있다.

<표 1> 주요국 통화의 환율변동성(전일대비 변동률, %)

	1996	1997	1998	1999	2000.1-9
한국원화	0.15	0.94	0.99	0.29	0.24
일본엔화	0.35	0.54	0.87	0.61	0.49
유로화*	0.31	0.47	0.42	0.46	0.58
대만달러화	0.07	0.24	0.25	0.08	0.09

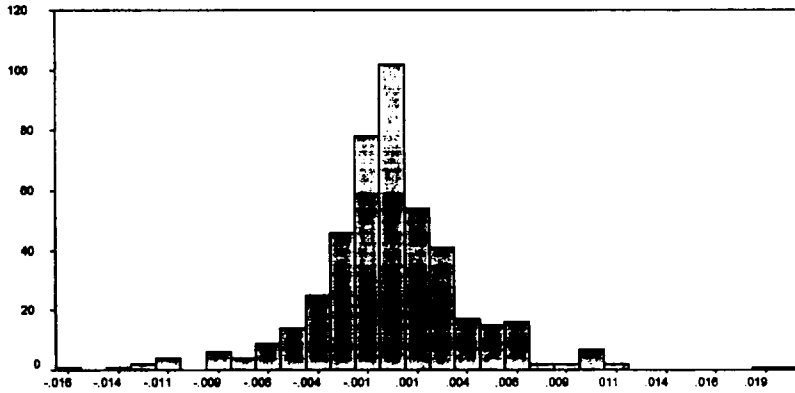
*1999년 이전은 독일마르크화임

*자료 : 한국은행, 「은행경영통계」, 각 호.

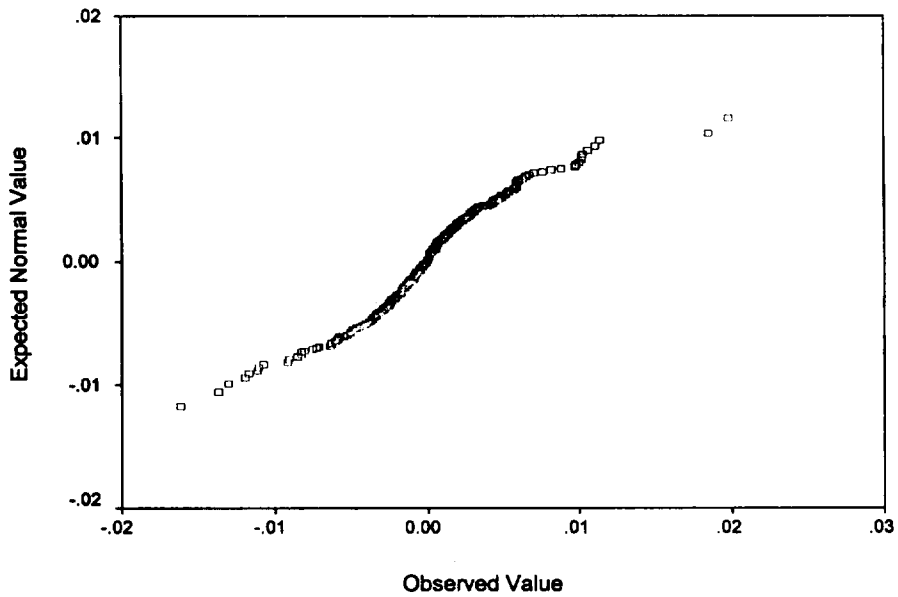
모수적 접근방식에 의해 VaR 값을 추정하려면 원/달러 환율변화율의 확률분포가 정규분포를 따라야 한다. 따라서 분석기간 동안의 실제 환율변화율이 정규분포를 따르는지를 검토해 보았다. <그림 1>에서 1999년 1월 5일부터 2000년 10월 31일까지 원/달러 환율변화율의 히스토그램을 보면 원/달러 연속변화율은 0 근처에서 가장 자주 변화했고, 환율이 큰 폭으로 변화하는 경우의 빈도는 상대적으로 작아 좌우대칭의 형태인 정규분포에 가까움을 알 수 있다. 이를 보다 정확히 파악하기 위해 Q-Q Plot³⁾을 살펴보면, <그림 2>에서 볼 수 있는 바와 같이 꼬리부분에서만 정규분포와 일치하지 않는다는 것을 알 수 있다. 즉, 원/달러 환율은 꼬리부분이 fat-tail한 정규분포 형태를 띠고 있음을 알 수 있다.

3)Q-Q Plot은 자료분포의 % 값과 정규분포의 % 값을 점으로 찍어 나타낸 것으로, 모든 점이 대각선상에 나타나면 자료의 분포가 정규분포라는 것을 의미함

<그림 1> 원/달러 환율의 히스토그램



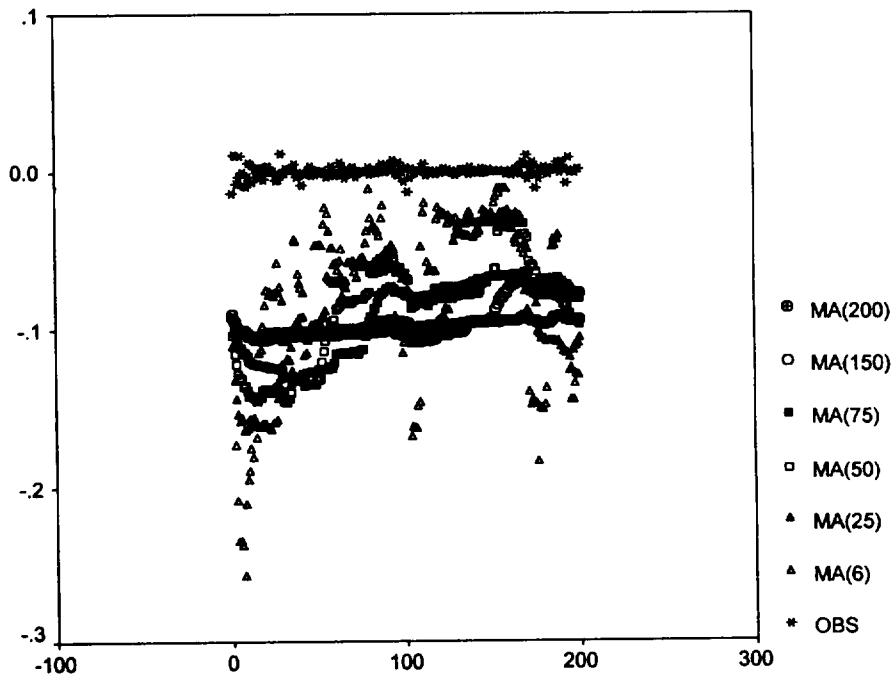
<그림 2> 원/달러 환율의 Q-Q Plot



3.2 단순이동평균모형에 의한 추정결과

95% 신뢰수준하에서 단순이동평균모형을 이용하여 VaR 값을 추정한 결과를 <그림 3>에서 보면, 실제 관측치보다 VaR값이 과대평가되어 기회비용을 증가시키고 있음을 알 수 있다. 그리고 <그림 3>에서 이동기간이 긴 경우가 짧은 경우의 움직임보다 훨씬 안정적인 경향을 보임을 알 수 있다. 이러한 현상은 이동기간이 길어지면 특정일의 가중치가 감소하기 때문에 나타나는 것으로 볼 수 있다.

<그림 3> 신뢰구간 95%하에서 단순이동평균모형의 추정결과



<표 2>에서 보면 실제 관측치와 VaR에 의한 추정 결과와의 괴리는 이동평균의 차수 (n)이 증가할수록 대응차가 유의적으로 증가하고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 단순이동평균모형을 적용하는 경우 차수가 증가할수록 최근 환율변화율의 크기변화를 적절하게 반영하지 못하기 때문에 나타나는 것으로 보인다. 즉, 중·장기 이동평균선은 대세판단에 유리하나 갑자기 일어난 변화를 신속히 반영하기 어려운 반면, 단기 이동평균선은 대세판단에는 불리하나 시세전환을 신속히 파악하는데 유리하다는 것을 보여주는 것이다. 이러한 결과는 신뢰수준 99%하에서도 유사하게 나타났다.

<표 2> 실제관측치와 단순이동평균모형에 의한 VaR 값의 차이

대응표본	대응차	t값	p값
OBS - MA(6)	7.80325096E-02	20.825	.000
OBS - MA(25)	8.53251621E-02	30.031	.000
OBS - MA(50)	8.87555758E-02	39.337	.000
OBS - MA(75)	9.18056348E-02	53.419	.000
OBS - MA(150)	9.57541587E-02	106.743	.000
OBS - MA(200)	9.80327936E-02	291.188	.000

* OBS: 실제관측치

MA(n) : 차수 (n)인 단순이동평균모형에 의한 VaR 값

<그림 3>과 <표 2>에서 보면 단순이동평균모형을 이용하여 VaR 값을 추정하는 경우, 이동기간을 어떻게 정할 것인가에 대한 명확한 답을 제시하지 못한다는 문제점을 가지고 있음을 알 수 있다. 즉, 이동기간이 길어지면 추정치의 정확도는 증가하나 변동성의 변화를 적절히 반영하지 못하게 된다. 그러나 분석결과에서는 중·장기 이동평균보다 단기이동평균을 이용하여 구한 VaR 값이 실제관측치에 근사함을 알 수 있다.

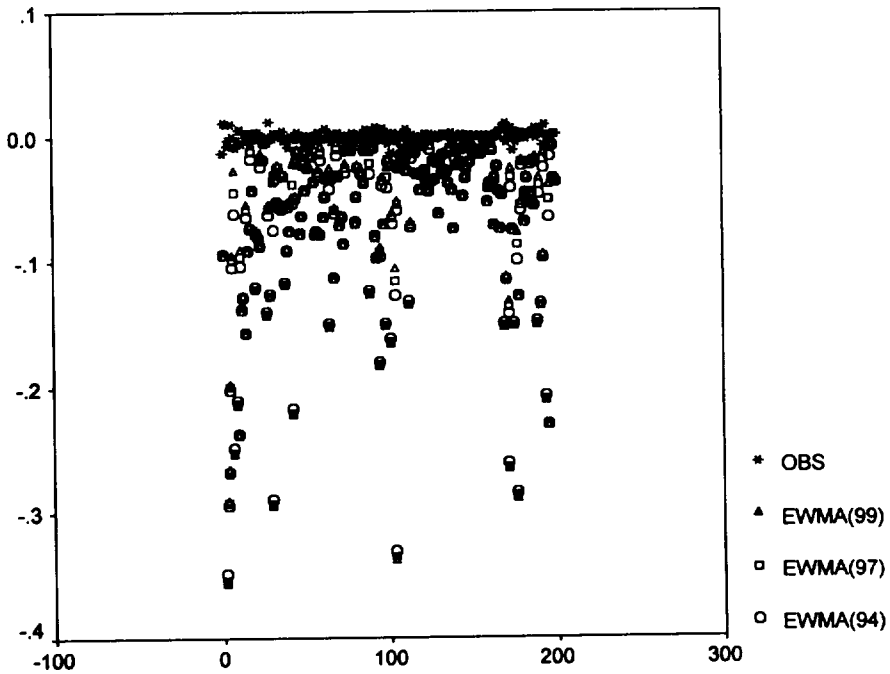
3.3 지수모형에 의한 추정결과

지수모형에서는 최적의 충격소멸계수를 구하는 것이 문제가 된다. 본 연구에서는 최적 충격소멸계수를 구하기 위해 0.94, 0.95, 0.99의 충격소멸계수를 이용하여 대응차이를 분석하였다. 95% 신뢰수준하에서 지수모형을 이용하여 VaR 값을 추정한 결과는 <그림 4>와 <표 3>에 나타나 있다. 우선 <그림 4>에서 보면 실제관측치와 추정결과 사이에는 차이가 있음을 알 수 있지만, 충격소멸계수가 0.99일 때 실제 관측치와 추정 결과가 근사함을 알 수 있다. 이러한 결과는 충격소멸계수가 크면 최근의 환율변화율에 더 큰 가중치가 주어지는 지수모형의 특징에 근거하는 것이다.

그리고 <표 3>에서 모형실패 비율은 충격소멸계수가 0.94일 때 1/200에서, 0.97과 0.99일 때 2/200로 증가하였지만 실제표본과의 차이는 충격소멸계수가 증가할수록 상

대적으로 감소함을 알 수 있다. 이러한 결과는 지수모형의 경우 단순히동평균모형과 같이 모든 과거 관측치에 동일한 가중치를 주는 것이 아니라, 최근의 관측치에 더 많은 가중치를 부여하는 방법이기 때문이다. 즉, 지수모형의 경우 충격소멸계수가 증가하면 최근의 환율변화에 더 큰 가중치가 주어져 최근의 환율변화를 잘 반영하게 되는 것이다. 그리고 이와 같은 결과는 신뢰수준 99%에서도 유사하게 나타났다.

[그림 4] 신뢰구간 95%하에서 지수모형에 의한 추정결과



<표 3> 실제관측치와 지수모형에 의한 VaR 값의 차이

대용표본	대용차	t값	p값
OBS - EWMA(0.94)	6.54082718E-02	13.744	.000
OBS - EWMA(0.97)	6.43225263E-02	13.306	.000
OBS - EWMA(0.99)	6.33676228E-02	12.936	.000

* OBS: 실제관측치

EWMA(n) : (λ)인 지수모형에 의한 VaR 값

3.4 GARCH모형에 의한 추정결과

GARCH모형을 이용하여 VaR 값을 추정하기 위해서 식(3)에 최대우도추정법을 이용하여 계수(γ, α, β)를 추정하였는데, 추정결과는 <표 4>와 같다. <표 4>에서 보면 모든 회귀계수의 값은 1% 유의수준에서 유의하게 나타나고 있다. 이러한 결과는 환율 변동성의 미래의 조건부 분산이 과거 조건부분산과 최근의 변동성에 영향을 받고 있음을 보여주는 것으로 볼 수 있다.

<표 4> GARCH 모형 검증 결과

	회귀계수	Z값	p값
γ	3.30E-06	3.6630	0.0002*
α	0.38129	5.6118	0.0000*
β	0.45078	5.8292	0.0000*

* 1% 유의수준에서 유의함

한편 원/달러 환율의 주초효과와 주말효과를 파악하기 위해, GARCH(1,1) 모형에 각 요일의 더미변수를 포함시킨 식(4)를 이용하여 요일 효과를 검증한 결과는 <표 5>에 나타나 있다. <표 5>에서 보면 분석기간인 1999년 1월 5일부터 2000년 10월 31일까지의 기간 동안의 경우 화요일, 수요일, 금요일의 효과가 유의적임을 알 수 있다. 즉, 화요일과 수요일의 경우는 원화가 평가절상되고, 금요일에는 원화가 평가절하되는 경향을 보이고 있다.

<표 5> 주중효과를 고려한 GARCH 모형 검증결과

	회귀계수	Z값	p값
MON	-0.00047	-1.1267	0.2599
TUE	-0.00899	-2.2415	0.0250**
WED	-0.00103	-2.7979	0.0051*
THU	-5.49E-05	-0.1651	0.8689
FRI	0.00202	4.7979	0.0000*
γ	1.92E-06	3.1543	0.0016*
α	0.15045	3.7966	0.0002*
β	0.73221	17.712	0.0000*

* 1% 유의수준에서 유의함

** 5% 유의수준에서 유의함

그런데 일반적으로 주중효과는 환율절상 또는 절하의 방향을 의미하지만 특정 요일에 환율변동성이 크거나 작거나 하는 것을 의미하지는 않는다. 따라서 본 연구에서는 주중효과가 환율변동성에 영향을 주는지 살펴보기 위해 화요일, 수요일, 금요일의 더미변수를 GARCH모형에 추가한 식(6)을 이용하여 분석하였다. 이러한 추가적인 분석은 환율변화는 랜덤 워크 과정을 따르지만 환율변동성의 크기가 주중효과의 영향을 받는지를 파악하려는 것이다.

$$X_t = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (6)$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \gamma + \alpha X_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 TUE + \beta_3 WED + \beta_4 FRI$$

환율의 주중효과가 환율변동에 영향을 미치는지를 분석한 결과는 <표 6>에 나타나 있다. <표 6>에서 보면 GARCH모형에 추가한 화요일, 수요일, 금요일의 더미변수는 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 해당 요일에 변동성의 크기는 작지만 정의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

<표 6> 주중효과를 변동성에 반영한 GARCH 모형 검증결과

	회귀계수	Z값	p값
γ	-3.93E-06	-2.7570	0.0058*
α	0.1131	3.0143	0.0026*
β_1	0.7243	16.840	0.0000*
β_2	7.68E-08	2.4871	0.0129*
β_3	9.38E-06	3.2715	0.0011*
β_4	1.94E-05	5.3062	0.0000*

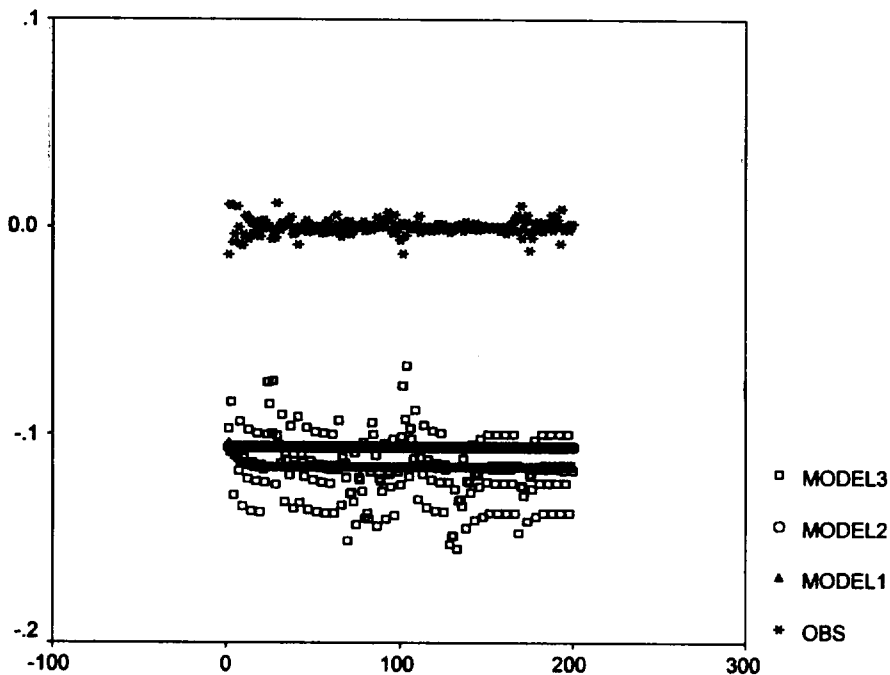
* 1% 유의수준에서 유의함

한편 GARCH 모형, 주중효과를 반영한 GARCH 모형, 주중효과가 환율변동성에 미치는 영향을 반영한 GARCH모형을 이용하여 VaR 값을 추정한 결과는 <그림 5>와 <표 7>에 나타나 있다. <그림 5>와 <표 7>에서 VaR 값을 추정한 결과 각 모형에서 실제관측치와 추정값 사이의 대응차가 지수모형보다 크다는 것을 알 수 있다. 즉, 모형의 정확성은 지수모형보다 좋지만, 추정된 VaR 값이 실제관측치보다 과대평가되고

있어 기회비용의 발생확률이 높아짐을 알 수 있다.

또한 변동성이 시장의 움직임에 얼마나 민감하게 반응하는가는 지수모형에서 $(1-\lambda)$, GARCH(1,1)에서 α 계수로 파악할 수 있다. 분석결과 지수모형의 경우 λ 가 0.94, 0.97, 0.99일 경우 $(1-\lambda)$ 는 0.06, 0.03, 0.01이지만, GARCH 모형, 주중효과를 반영한 GARCH 모형, 주중효과가 환율변동성에 미치는 영향을 반영한 GARCH모형의 α 계수는 0.38, 0.15, 0.11로 나타나, GARCH 모형을 적용하는 경우의 변동성이 상대적으로 민감함을 알 수 있다. 이러한 결과는 GARCH를 이용한 모형이 최근 환율의 변화에 너무 민감하게 반응하였기 때문에 나타난 것으로 판단된다. 이와 같은 결과는 신뢰수준 99%에서도 유사하게 나타났다.

<그림 5> 신뢰구간 95%하에서 GARCH모형의 VaR 추정결과



<표 7> GARCH모형 검증 결과

대응표본	대응차	t값	p값
OBS - MODEL1	.115794712	416.746	.000
OBS - MODEL2	.106061994	419.407	.000
OBS - MODEL3	.117543783	100.826	.000

* OBS: 실제관측치

MODEL1 : GARCH모형

MODEL 2 : 주중효과를 반영한 GARCH모형

MODEL 3 : 주중효과가 환율변동성에 미치는 영향을 반영한 GARCH모형

IV. 결 론

우리 나라의 경우 기업이 보유하는 금융자산의 종류가 많지 않고 가격변동성도 작아 위험관리의 필요성이 적었다. 특히 환율의 경우 외환시장의 움직임을 반영하기 시작한 것은 시장평균환율제도가 도입된 1990년 3월 이후부터였고, 이에 따라 환율의 변동성 및 환위험관리에 대한 연구 역시 빈약한 실정이다. 그러나 외환위기 발생이후 환율변동성의 확대로 기업 및 금융기관의 환위험에 대한 인식이 높아지고 있다. 이러한 환위험을 과학적으로 관리하기 위한 방안으로 최근 주목받고 있는 것이 VaR기법이다.

본 연구에서 환율변화율의 확률분포가 정규분포를 따른다고 가정하고, 단순이동평균모형, 지수모형, GARCH 모형을 이용하여 1999년 1월 5일부터 2000년 10월 31일까지 원/달러 환율자료의 환율변동성을 추정·분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 단순이동평균모형의 경우 중·장기 이동평균보다는 단기이동평균의 경우에 실제 관측치와 VaR 추정치간의 차이가 상대적으로 적게 나타났다.

둘째, 지수모형의 경우는 충격소멸계수가 가장 큰 0.99일때 실제 관측치와 추정치간의 차이는 상대적으로 적었지만 모형의 실패율은 증가하였다.

셋째, GARCH 모형, 주중효과를 반영한 GARCH 모형, 주중효과가 환율변동성에 미치는 영향을 반영한 GARCH 모형들의 분석결과, 통계적으로 유의하게 나타났으나 실제관측치와의 차이는 심하게 나타났다. 한편, 환율의 주중효과를 분석한 결과 화요일, 수요일에는 원/달러 환율이 평가절상되고, 금요일에는 평가절하되는 주중효과가 있다는 것을 알 수 있었다. 마지막으로 주중효과 환율변동성에 미치는 영향을 분석한 결과 화요일, 수요일, 금요일의 주중효과는 환율변동성의 증가에 작지만 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

이상의 분석 결과를 종합하면 원/달러 환율의 경우 괴리측면에서는 단순이동평균모형 중에서 단기이동평균모형이, 지수모형에서는 충격소멸계수가 0.99인 경우가 상대적으로 좋은 결과를 보여 주었고, 모형의 실패율을 고려한 경우는 GARCH모형을 이용하는 것이 좋다는 결과를 얻을 수 있었다.

그러나 중요한 것은 이들 기법 중 어떤 것이 더 나은지를 어떻게 판단할 것인가가 문제가 된다. 시장요인의 값 자체는 사후적으로 그 실현치를 관찰할 수 있지만 시장요인의 변동성은 직접 관찰이 불가능하기 때문에 사전적은 물론 사후적으로라도 정확한 값을 알 수 없다. 따라서 어떤 통계적 기법이 다른 기법에 비하여 시장요인의 변동성을 보다 정확히 추정할 수 있는지를 명확하게 판단하는 것은 이론적으로 불가능하며, 특정한 통계적 기법을 이용해서 얻어진 변동성의 추정치가 VaR의 계산에 유용한지의 여부는 경험적 또는 통계적으로 판단할 수 밖에 없다. 따라서 적절한 통계적 기법의 선택은 이론적인 문제라기보다는 사용자의 선호에 따른 문제로 귀결된다고 볼 수 있다.

앞으로 지속적으로 연구가 이루어져야 할 부분은 원/달러 환율은 꼬리부분이 fat tail형태를 띠고 있으므로 극치이론 등을 이용한 추가적인 분석이 필요하다고 생각된다. 또한 외환시장에 구조적 변화가 발생하거나 큰 충격이 주어지는 경우 과거자료에 의해 분석한 VaR는 의미를 가질 수 없게 된다. 따라서 환위험관리를 위해 VaR와 같은 지표 개발하려는 노력이 필요하다.

참 고 문 헌

- 강종만, 이준행, 최홍식(1997), “금융기관의 시장위험 측정과 관리” 한국금융학회 세미나
- 김명직, 장국현(1998), 「금융시계열분석」, 경문사.
- 김철중, 윤평식(1998), 「VAR」, 경문사.
- 유일성(2000), “한국주식시장에서 환율위험 노출과 환율위험 프리미엄 측정,” 재무관리 연구, 제 17권 제 2호, PP.229-256.
- 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 Data”, *Journal of Empirical Finance* 4, pp. 241-257.
- 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.
- Hendricks, D. (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*, in press.
- Kupiec, P., (1995), “Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models,” *The Journal of Derivatives* 2, Winter, pp. 73-84.
- Pickands, J. (1995), “Statistical Inference using Extreme Order Statistics,” *Journals of Statistics* Vol. 3, pp. 119-131.