

# VAR를 이용한 금융위험 측정\*

유일성\*\* · 이유태\*\*\*

## 요 약

VaR에 의한 금융위험의 측정은 국제결제은행 바젤위원회의 내부모델 허용에 힘입어 금융산업에서 표준방식으로 확고한 입지를 차지하고 있다. 본 연구에서는 한국주식시장포트폴리오를 거래투자자산으로 보유한 경우의 VaR를 극단치이론에 입각하여 측정하고 이의 성과를 RiskMetrics의 성과와 비교하여 검토하였다.

GPD의 모수적 추정에 의한 VaR의 사후검정결과는 표본내 사후검정이나 표본외 사후검정에서 어떤 신뢰수준에서도 기대되는 범위와 크게 벗어나지 않은 안정된 결과를 보였다. RiskMetrics의 EWMA방식도 역시 표본내와 표본외 사후검정 어느 경우에도 기대되는 범위에서 크게 벗어나지 않았지만 높은 신뢰수준에서는 그 성과가 GPD VaR에 비하여 상대적으로 불안정하였으며 위험의 과소평가 성향을 확인할 수 있었다. 비모수적 GEV추정에 입각한 VaR의 경우에는 위험을 과대평가하고 지나치게 보수적인 성향을 나타내었다. GPD의 모수적 접근에 의한 VaR 측정은 다양한 신뢰수준에서 정확한 검정결과를 보여주고 있으며, 시간적 흐름에 따르는 VaR의 행태도 지나친 변동성을 보이지 않아 외부규제 및 내부통제를 위한 금융위험의 측정지표로서 실용적인 가치가 있음을 확인할 수 있다.

## I. 서 론

1970년대 초반에 고정환율제가 폐지된 이후, 금융환경의 불확실성이 증대되고 금융기관을 포함한 기업들의 국제적인 경쟁이 심화되었으며, 금융혁신 등에

---

\* 본 논문은 부경대학교 2002-2003년 기성회 학술연구비 지원에 의하여 이루어졌음.

\*\* 부경대학교 경영대학 교수

\*\*\* 부경대학교 경영대학 부교수

따른 파생금융상품시장이 비약적으로 발전하였다. 효율적인 위험회피수단으로 활용될 수 있는 파생금융상품은 높은 레버리지 효과를 갖는 투자수단으로서도 각광을 받고 있다. 하지만, 이의 부적절한 사용은 1993년 독일의 메탈게젤샤프트, 1994년 미국 오렌지 카운티, 1995년 영국 베어링사 등에서 보듯이 기업이나 금융기관에 치명적인 대형사고로 이어질 수 있다 .

이러한 금융환경의 불확실성 증대와 대형금융사고의 가능성에 대비하여 각국의 금융감독당국은 최소자본금 규제 등을 통하여 은행을 포함한 금융기관들에게 보다 철저한 위험관리기반을 갖추도록 주문하고 있다. 1988년 국제결제은행(BIS)의 바젤위원회는 금융건전성을 확보를 목적으로 소위 '표준방법(standardized method)'이라고 불리는 국제적 규제를 은행의 적정 자기자본수준과 관련하여 제시하였다. 1996년에 동위원회 (Basel Committee on Banking Supervision, 1996)는 기존에 제시된 외부적 규제와는 별도로 내부적인 자기자본규제방법을 금융기관들에게 옵션으로 부여할 것을 제안하였으며, 현재 우리나라도 이러한 제안의 도입 및 시행을 준비 중에 있다. 다시 말해서, 금융기관은 자체적으로 VaR를 이용한 위험관리모형을 개발하고, 이에 입각하여 자신이 당면한 신용위험 및 시장위험 등을 측정하여 적절한 자기자본수준을 결정할 수 있다. 이러한 금융건전성 규제와는 별도로 이미 세계적인 선진금융기관들 상당수가 순수하게 내부경영의 필요에 따라 VaR에 입각한 위험관리를 해 오고 있으며, 여기에는 Bankers Trust, Barclays Bank, J.P. Morgan 등이 포함되어 있다. 따라서 우리나라에서도 금융 건전성규제 기준을 충족시키고 보다 효율적인 위험관리체제를 구축하기 위한 금융기관들을 중심으로 VaR에 대한 실천적인 경험의 확산이 절실히 요구되고 있는 실정이다.

VaR(Value at Risk)는 정상적인 시장환경을 전제로 한 경우 금융기관에 일정기간 동안에 발생할 수 있는 매우 큰 규모의 손실을 측정한다. 그 구체적 크기는 95% 혹은 99% 등의 통계적인 신뢰범위구간을 설정함으로써 해당 손실규모를 측정하게 되며, VaR의 규모가 클수록 해당 금융기관은 높은 위험을 안고 있는 셈이다. VaR를 이용하여 가장 효과적으로 쉽게 측정할 수 있는 위험은 주식, 채권, 외환 등과 같이 시장에서 거래되는 자산들의 가격이 하락함으로써 발생할 수 있는 손실발생위험, 즉 시장위험이다. 하지만 그 외 금융기관이 안고

있는 다른 위험들, 예컨대 신용위험, 유동성위험, 운영위험, 법적위험 들도 역시 VaR의 측정대상이 될 수 있다(Jorion, 2000). 재무이론에서는 자산 및 부채 위험은 전통적으로 수익률의 분산 혹은 표준편차 등의 통계치를 이용해서 측정해 왔는데, VaR는 금액을 단위로 측정됨으로써 당면한 금융위기의 심각성을 보다 현실감있게 전달할 수 있다. VaR의 효용은 이러한 효과적인 정보전달수단에 그치지 아니하고, 부문별 및 포트폴리오별의 투자성과를 이들에게 합당한 위험을 감안하여 비교평가할 수 있게 해주며, 이러한 위험조정 성과측정은 전체조직의 한정된 자원을 어떻게 부문별로 적절히 배분할 것인가 하는 전략적·전술적 자원할당의 기초로서 활용될 수 있다. 따라서 VaR를 이용하고자 하는 조직은 금융기관이나 금융감독당국에 그치지 아니하고 비금융기업이나 기관투자자를 포함하게 된다.

본 연구에서는 VaR를 보다 효율적으로 측정할 수 있는 모형을 국내금융자산을 표본으로 설정한 실증분석을 통하여 제시하고자 한다. 본 연구에서 특히 중점을 두고자 하는 측정모형은 극(단)치 VaR측정모형으로서, 이는 대이변적 사건의 발생의 예측과 관련하여 유용하게 적용될 수 있는 극(단)치이론에 입각하고 있다. 실제의 금융자산 수익률 분포에서 하방 꼬리부분이 정규분포의 그것보다 두터운 모양을 보이고 있다는 사실은 이미 잘 알려진 사실이다. VaR가 가진 기본적 목적이 하방에 위치한 사건들이 발생할 가능성에 대비한 위험관리라는 점을 인식할 때, 하방 꼬리부분의 분포를 분포의 중간부분과 분리시켜 명시적으로 접근하는 극치이론의 효용은 자연스럽게 수용될 수 있을 것이다. 원래 수자원관리학이나 보험계리학에 활용되던 극단치이론은 VaR의 측정이론에 자연스럽게 원용되었는데, 대표적인 연구결과로서 Embrechts, Kluppelberg & Mikosh(1997), Longin(1996, 2000), McNeil & Frey(2000) 등을 포함시킬 수 있다.

VaR와 관련된 국내연구, 특히 극단치를 이용한 VaR의 연구는 그다지 풍부하게 연구결과가 공개되어 있지 못한 상황이다. 본 연구와 마찬가지로 국내주식시장을 대상으로 한 연구로서 한상범(1999)의 연구가 있는데, 표본기간을 1987년부터 2000년 1/4분기까지 설정하고 GPD함수를 최우도추정법에 입각하여 추정하여 표본내 성과분석과 표본외 성과분석을 실행하였다. 표본내 성과분석에서 한상범은 극치분포에서 추정한 VaR를 초과하는 실제손실의 관찰빈도

수와 정규분포에서 추정된 VaR를 초과한 실제손실의 관찰수와 비교하여 극치 이론에 입각한 VaR의 우월성을 확인하였다. 전체표본기간의 마지막 100일에 대하여는 그 이전기간에 추정된 모수에 입각하여 1회의 표본외 성과분석을 실행하였는데 표본내 성과분석과 동일한 결론을 얻었다. 문성주 등(2002)은 우리나라 원/달러 환율시장을 대상으로 환율변동폭 제한이 폐지된 1997년 12월 중순이후부터 2002년 2월까지를 표본기간으로 설정하여 극단치이론을 적용한 VaR를 산출하였다. 이들은 GEV함수, GPD함수, GARCH모형에 입각한 VaR를 각각 추정하여 표본내 성과분석과 표본외 성과분석을 실행하였다.

본 연구에서는 우리나라 주식시장을 대상으로 일일가격변동 제한폭이 어느 정도 완화된 기간을 표본기간으로 설정하여 극단치이론에 입각한 VaR를 측정하고자 한다. 그리고 어느 정도 충분한 기간을 표본외 기간으로 설정하여 예측된 VaR와 실제손실결과를 비교하는 사후검정을 실행하며 이를 RiskMetrics EWMA(J.P. Morgan, 1996)의 성과와 비교하고자 한다. 이어지는 본론 2장에서는 본 연구에서 다루고자 하는 극단치 이론을 개괄적으로 안내하고, 추정해야 하는 함수 및 모수들의 표기부호를 묘사하고자 한다. 극단치이론에서 두 축을 이루는 일반 파레토 분포(GPD) 함수를 먼저 설명하고, 그 다음에 일반 극단치(GEV)분포함수를 기술하였다. 나중에 사후검정 성과분석에서 벤치마크 역할을 할 RiskMetrics의 지수가중이동평균(EWMA)방법에 대하여도 간략하게 기술하였다. 3장의 실증분석부분에서는 먼저 표본관찰치의 개략적인 통계적 특성을 살펴보고 난 다음 표본내 성과검정과 표본외 성과검정 순서로 진행하였다. 두 성과검정 모두가 GPD, GEV, RiskMetrics EWMA 세 가지 접근방식에 따른 결과를 포함하고 있으며 4장 결론부분에서 연구결과를 요약하였다.

## II. VaR 추정과 극단치 이론

임의의 분포를 가지는 확률변수가 취할 수 있는 여러 값 중 중앙에서 멀리 떨어진 주변에 치우친 값들의 분포를 연구하는 극단치이론(EVT, extreme value

theory)은 GEV(generalized extreme value)분포함수와 GPD(generalized Pareto distribution)함수 두 형태의 분포함수를 대표적으로 다루게 된다. GEV분포함수를 모수적 접근방식인 최대우도방법에 의하여 추정하고자 할 때는 전체 표본기간을 적절하게 단위기간으로 나누고 이들 설정된 단위 구간에서 그 구간최대치(block maxima)만을 추출하여 이들을 GEV분포함수 모수추정 표본으로 설정한다. 반면 GPD함수를 모수적 접근방식인 최대우도방법에 의하여 추정하고자 할 때는 전체 표본기간에 걸쳐 일정 임계치(threshold)를 설정하고 이 임계치를 초과한 극단치를 대상으로 GPD함수모수추정 표본을 설정하게 된다. 이론적으로 GPD함수는 GEV분포함수로부터 도출될 수 있으며, 두 분포함수가 모두 2차원 포아송 분포에 입각하여 동시에 유도될 수도 있다 (Tsay, 2000).

실제 현실에의 적용에 있어서 두 극단치 분포함수 중 어느 것이 보다 예측력이 있는가를 무조건적으로 평가할 수는 없다. GEV분포함수를 추정하고자 하는 경우 구간설정을 전제로 하기 때문에 한 구간에서 하나의 최대치 혹은 최저치만을 표본으로 추출하기 때문에 충분한 표본수를 확보하기 쉽지 않다는 제약점이 있지만, 적절한 구간설정을 통하여 인접한 관찰치들의 의존성 내지는 변동성 밀집화 현상 등을 자연스럽게 제거하여 실제 추출되는 표본의 속성을 이론에서 전제하고 있는 조건에 근접시킬 수 있다. GPD함수의 경우 일정 임계치를 초과한 모든 관찰치를 표본으로 포함시켜 분포함수를 추정할 수 있으나, 인접한 관찰치들의 의존성을 제거하기가 GEV함수 추정에 비하여 상대적으로 자연스럽지 못하다는 부담이 있다. 하지만, GPD함수의 경우 추정해야 하는 모수가 2개인데 반하여, GEV분포함수의 경우 3개이기 때문에 일반적으로 GPD함수에 대한 선호가 보다 크다고 평가할 수 있다 (McNeil & Saladin, 1997).

본 연구에서도 추정모수의 수가 상대적으로 작은 GPD함수를 최우도추정법을 이용하여 추정하고 이들 추정된 모수로부터 VaR를 계산하여, RiskMetrics의 전통적 방법으로 계산된 VaR와 비교하게 된다. 상대적으로 추정모수의 수가 많은 GEV분포함수의 경우에 단위구간설정과 구간 최대값 추출을 통하여 표본을 구성하고 이에 최우도추정방식 등을 적용하여 추정할 수도 있지만, 그 보다는 단위구간설정을 하지 아니하고 전체 관찰치를 직접 대상으로 하여 추정모수 세 개 중 가장 중요한 모수인 형태모수를 간단히 얻을 수 있는 비모수적

접근 방식이 실무에서 널리 활용되고 있다. GEV분포함수의 경우 최우도추정방식보다 비모수 추정방식인 Hill 추정법(Hill, 1975)을 이용하여 이를 추정하고 이에 입각한 VaR를 계산하여 다른 방식으로 얻은 VaR의 성과와 비교하고자 한다.

GPD함수는 아래 식 (1)로서 정의된다.

$$\begin{aligned}
 G_{\xi, \beta} &= 1 - (1 + \xi x / \beta)^{-1/\xi}, & \text{if } \xi \neq 0, \\
 &= 1 - \exp(-x / \beta), & \text{if } \xi = 0, \\
 \beta > 0, \quad \xi \geq 0 \text{ 이면 } x \geq 0, \quad \xi < 0 \text{ 이면 } 0 \leq x \leq -\beta/\xi & \quad (1)
 \end{aligned}$$

여기서  $\xi$ 는 형태모수(shape parameter)며,  $\beta$ 는 척도모수(scaling parameter)라 부른다. 종종 거액의 손실 보상을 준비해야 하는 보험계리학이나 대형의 금융위기 가능성을 감안해야 하는 국내의 금융감독기구에서 원용할 수 있는 극단치 분포는 형태모수가 양의 값을 가지는 파레토분포함수이다. 이 경우에 GPD는 꼬리분포가 두터운 형태 (heavy tail)를 가지게 되므로 대형금융사고가 정규분포 등에 입각해서는 설명되지 않을 정도의 잦은 빈도를 가지고 발생할 수 있는 상황에서 위험관리를 위하여 활용될 수 있는 적합한 모형을 제시한다. 형태모수가 0의 값을 가지는 경우에 GPD함수는 지수분포함수(exponential distribution)이며 정규분포처럼 가느다란 꼬리(thin tail)형태를 가지게 되며, 형태모수가 음의 값을 갖는 경우는 type II 파레토 분포함수라고 불리며 앞의 두 경우와는 달리  $x$ 의 유한한 상한값이 존재하여 아예 꼬리가 없는 형태를 가진다.

상기에 정의된 GPD함수는 일반적인 분포함수를 갖는 확률변수  $X$ 가 특정 임계치를 초과하는 값에 대한 조건부 분포함수가 수렴된 극한분포로서 구해질 수 있다. 확률변수  $X$ 가 특정 임계치  $u$ 를 초과하는 제약조건에서 그 초과치가 갖게 되는 조건부 분포함수를  $F_u(y) = P(X - u \leq y | X > u)$ 라고 하면 아래와 같은 극한정리가 성립한다.

$$\lim_{u \rightarrow v} \sup_{0 \leq y \leq v - u} | F_u(y) - G_{\xi, \beta(u)}(y) | = 0$$

여기서  $0 \leq y < v - u$ ,  $v$ 는 확률함수  $F_u$ 의 우측 상한점을 의미한다.

임계초과치,  $X - u$ 의 분포함수와 GPD함수를 연결시킨 상기 극한 정리로부터 확률변수  $X$ 의 분포와 GPD함수와의 개략적인 관계를 곧바로 추정할 수 있게 된다.  $F_u(y)$ 의 정의로부터  $F_u(y) = [F(y+u) - F(u)] / [1 - F(u)]$ 이며,  $x=u+y$ 로 대체하고 극한정리를 이용하면 아래 식 (2)을 얻는다.

$$F(x) = (1-F(u)) G_{\xi, \beta(u)}(x - u) + F(u), \quad \text{for } x > u \quad (2)$$

이제  $F(u)$ 를 실제 관찰자료로부터 얻은 추정치  $N_u/n$  (총표본크기에서 임계치  $u$ 를 초과하는 관찰치의 수 / 총표본크기)으로 바꾸면 확률변수  $X$ 의 꼬리부분에 대한 분포함수를 GPD함수로부터 추정할 수 있다.

$$F(x) = 1 - (N_u/n)(1 + \xi(x - u)/\beta)^{1/\xi} \quad (3)$$

추정된  $X$ 의 분포함수는  $X$ 가 임계치  $u$ 를 초과하는 영역, 다시 말해서  $X$ 의 꼬리부분에 한정되어 유효하다는 점을 주지할 필요가 있다. 우리가 연고자 하는 VaR는  $X$ 의 적절한 분위수(quantile)로 정의되므로 상기식 (3)으로부터 신뢰구간  $q$ 인 VaR, 즉  $VaR_q = F^{-1}(q)$ ,의 추정식 (4)를 도출한다.

$$VaR_q = u + (\beta / \xi) \{ [(n/N_u)(1 - q)]^\xi - 1 \} \quad (4)$$

$VaR_q$ 를 추정하기 위하여 구하여야 하는  $\beta$ 와  $\xi$ 는 여러 모수적, 비모수적방식이 가능하지만 널리 사용되고 있는 최대우도 추정방식에 의하여 계산하고자 한다.

본 연구에서는 상기 (1)의 GPD함수뿐만 아니라 아래 식 (5)와 같이 정의되는 GEV함수도 비모수적 접근방식인 Hill추정법을 이용하여 추정하고 이에 입각한 VaR를 계산하고자 한다.

$$\begin{aligned} H_{\xi, a, b}((M_n - a)/b) &= \exp(-(1 + (M_n - a)/b)^{-1/\xi}), \quad \text{if } \xi \neq 0 \\ &= \exp(-\exp(-(M_n - a)/b)), \quad \text{if } \xi = 0 \end{aligned} \quad (5)$$

여기에서  $1 + (M_n - a)/b > 0$ 이며,  $M_n$ 은 구간최대값,  $a$ 는 위치모수,  $b$ 는 척도모수,  $\xi$ 는 형태모수이다. 형태모수  $\xi$ 가 양의 값을 가지는 경우 Frechet type 혹은 type II GEV라 부른다. Student-t분포, Pareto분포, loggamma분포, Cauchy분

포 등 두터운 꼬리형태를 갖는 확률변수  $X$ 가 취하는 극단치들 혹은 구간최대값들을 대상으로 할 때 Frechet type의 극단치분포를 이루게 된다. 많은 금융자산의 역사적 수익률들이 정규분포보다 두터운 꼬리 형태를 취하는 것으로 실증되었으므로 Frechet type의 극단치분포함수가 위험관리모형으로서 가장 중요한 의미를 가지게 된다.

형태모수  $\xi$ 가 영의 값을 가지는 경우 Gumbel type 혹은 type I GEV라 부른다. 정규분포, 로그정규분포, 감마 분포 등 가느다란 꼬리형태를 갖는 확률변수  $X$ 가 취하는 극단치들 혹은 구간최대값들을 대상으로 할 때 Gumbel type의 극단치분포를 이루게 된다. 형태모수  $\xi$ 가 음의 값을 가지는 경우 Weibull type 혹은 type III GEV라 부르는데, 이들은 꼬리가 무한히 확장되지 아니하고 일정한계 범위 내에서만 값을 갖게 되는 uniform 분포나 베타분포 확률변수의 극단치들이 형성하는 형태이다.

이러한 형태변수  $\xi$ 를 비모수적으로 추정하는 Hill추정법은 아래 식 (6)에 입각하여 계산된다.

$$\xi_{n,k} = \sum_{j=1}^k \ln X_{j,n}/k - \ln X_{k+1,n} \quad (6)$$

$X_{j,n}$ 는  $n$ 개의 관찰치들을 크기의 내림차순으로 나열하였을 때,  $j$ 번째에 놓여 있는 관찰치를 의미한다.  $k$ 는 Hill추정치를 구하기 위하여 설정되는 적절한 임계치를 포함시킨 첫번째 정수를 나타낸다. 따라서 Hill추정치는 가장 극단적인 값  $k$ 개의 (로그)평균에서 임계치에 미치지 못한 첫번째 수치(의 로그)값인  $\ln X_{k+1,n}$ 을 차감한 것이다. 따라서  $\xi_{n,k}$ 는 항상 양의 값을 가지게 되며, 이는 GEV 함수 중 Frechet type 분포함수에만 유효하다.

구간최대값의 분포함수 혹은 GEV분포함수를 추정하고 난 다음 이로부터 구간최대값의 분위수(quantile)를 자동적으로 구할 수 있다. 대부분의 금융자산 수익률이 자기시계열 상관성이 미약하다는 가정 하에 금융자산 손실을 나타내는 확률변수  $X$ 의 VaR는 구간최대값의 분위수와 쉽게 연결되며 이를 구하는 공식은 아래 (7)와 같다(Dawd, 2002 ; Lauridsen, 2000).

$$\text{VaR}_q = a - (b/\xi) [ 1 - (-\log q)^\xi ] \text{ if } \xi > 0$$



$$= a - b \ln(\ln(1/q)) \quad \text{if } \xi = 0. \quad (7)$$

본 연구에서 EVT에 입각하여 측정된 GPD 모수적 VaR 및 GEV 비모수적 VaR의 품질 혹은 성과를 평가하기 위하여 널리 알려져 있는 RiskMetrics 방식에 입각하여 VaR를 측정하고 그 성과를 비교기준으로 설정하였다. RiskMetrics 방식은 매우 단순하지만 그 성과가 다른 정교한 측정장치에 비하여 열등하지 아니한 것으로 적지 않은 연구에서 제시되었다(Lee & Saltoglu, 2002). RiskMetrics는 수익률이 (조건부) 정규분포를 이룬다고 가정하기 때문에 그 VaR는 아래 식 (8)로 계산된다.

$$\text{VaR}_q = \sigma_{\text{t}t-1} F_Z^{-1}(q) \quad (8)$$

여기서  $\sigma_{\text{t}t-1}$ 는 추정된 정규분포의 표준편차 혹은 변동성을 나타내는데, 첨자  $\text{t}t-1$ 은  $t-1$ 시점에 입수가능한 정보에 입각하여 산출된 표준편차가 다음기인  $t$ 시점의 변동성의 예측치로 활용된다는 점을 강조하고 있다.  $q$ 는 신뢰수준을 의미하며,  $F_Z^{-1}(q)$ 는 확률  $q$ 에 해당하는 표준정규분포의  $Z$ 값을 나타내고 있다.

RiskMetrics의 경우 변동성의 밀집현상을 감안하여  $\sigma_{\text{t}t-1}$ 을 아래 식 (9)과 같이 이동평균으로 산출하고 있다.

$$\sigma_{\text{t}t-1} = \text{sqrt}[(1-\lambda) \sum_{s=t-w}^{t-1} \lambda_{t-s-1} (r_s - \bar{r})^2] \quad (9)$$

여기서  $0 < \lambda < 1$ ,  $w$ 는 파라미터 추정을 위한 과거시계열 크기 혹은 간격이며,  $\bar{r} = (1/w) \sum_{s=t-w}^{t-1} r_s$ .

$\lambda$ 는 소멸요소(decay factor)라 불리며 과거영향력의 소멸속도와 관련되어 있다. 이것이 작을수록 먼 과거가 현재 변동성에 미치는 영향이 미약해지며, 일별 시계열자료를 활용하는 경우 RiskMetrics는 이를 0.94로 설정하여 변동성 예측치를 계산하고 있다. 상기식은  $\lambda$ 가 0이 되는 경우를 배제하고 있는데, 만일 소멸요소가 0이 되는 경우에는 먼 과거가 현재 변동성에 미치는 영향이 가까운 과거와 동일한 가중치를 부여받는 균등가중이동평균 (equally weighted moving average) 변동성이 산출되며, 상기 식 (9)에 입각한 RiskMetrics 방식은 지수가중이동평균 (exponentially weighted moving average, EWMA)라고 불린다. 금융자

산 수익률 시계열의 경우 수익률 표준편차로 측정되는 변동성은 수익률 표본평균보다 훨씬 큰 크기를 가지고 있는 것이 일반적이므로, RiskMetrics에서는 EWMA 식(9)에서 표본평균  $r$ 을 무시하여 아예 영으로 처리하는 것이 원래의 RiskMetrics 접근방식인데 본 연구에서는 두 방식을 모두 제시하기로 한다.

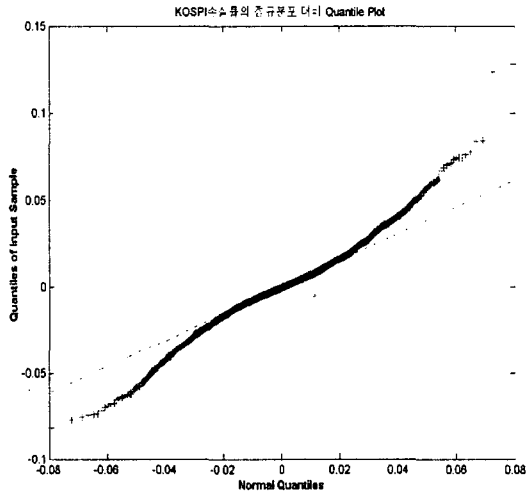
### Ⅲ. 실 증 분 석

#### 1. 표본시계열자료 설정과 기초적 통계 특성

본 연구에서는 한국주식시장 포트폴리오와 동일한 금융자산 포트폴리오를 보유한 금융기관이 가격변동으로 인하여 하루 동안에 어느 정도의 심각한 손실이 발생할 수 있는가 파악하기 위하여 금융자산 보유기간 1일에 해당하는 VaR를 측정하고자 한다. 우리 금융시장에서 VaR에 입각한 시장위험을 측정하기 위하여 과거 시계열자료를 이용하고자 할 때, 그 추정을 위한 표본기간을 어떻게 설정할 것인가 하는 판단에는 단순하지 않은 여러 문제점이 제기될 수 있다. 표본기간이 길면 길수록 정확한 VaR를 포함한 여러 통계치의 정확한 추정과 신뢰도 높은 사후검정이 이루어질 수 있다고 확신하기 어렵다. 국내 금융시장의 경우 IMF 금융위기를 거치면서 시장에 상당히 큰 구조변화가 이루어졌다고 보는 견해가 일반적이다. 따라서 IMF 금융위기 전후 시기의 수익률 시계열자료를 함께 이용하여 하나의 수익률분포함수를 추정하는 것이 적절하지 않을 수 있다. 본 연구자들은 IMF 금융위기와 같은 중요한 경제적 구조변화뿐만 아니라 1990년대에 수차례 변경되어온 가격변동 제한폭 제도도 VaR를 산출하는데 중요한 구조변화로 이해되어야 한다는 입장이다. 특히 VaR를 측정하기 위하여 EVT를 적용하고자 하는 목적에서 그러한 제한폭의 존재는 꼬리분포함수의 모수추정에 심각한 제약을 가할 수 있으리라 본다. 최근의 일일 가격 제한폭 변화일정을 살펴보면 1992년 6월 8일, 1996년 1월 3일 6%로 설정, 1997년 1월 3일에 8%로 확대, 1998년 6월 30일에 12%로 확대, 1999년 1월 4일에 15%로 확대하였으며, 순차적인 가격제한폭의 확대를 통하여 시장의 자율가격조정기능

〈표 1〉 KOSPI수익률 기초 통계치

평균	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
-0.0001	0.0816	-0.1280	0.0228	-0.1363	4.9631
Jarque-Bera 통계량 (P값)			322.4369 (0)		



[그림 1] 정규분포에 대한 KOSPI 손실률의 분위수 도표

을 존중하고 강화하여 왔다. 본 연구에서는 그러한 제한폭 변경을 감안하여 전체 표본기간을 1996년 1월 3일부터 개시하여 본 연구시점인 2003년 6월 30일까지로 설정하고자 한다.

1996년 초부터 2003년 중순까지의 전체 표본기간에 한국종합주가지수 로그 일일수익률 ( $\log P_t / P_{t-1}$ )에 대한 기초통계량은 아래 <표 1>과 같다.

일일 기대수익률은 -0.0001로서 거의 영에 가까운 수준이지만, 표준편차로 측정된 변동성은 0.0228로서 기대수익률 수준을 크게 상회하고 있다. 왜도와 첨도를 보면 수익률 분포가 왼쪽 손실방향으로 기운 상태에서 꼬리부분이 상당히 두터운 형태를 시사하고 있다. 정규분포검정을 위한 Jarque-Bera 통계량을 보면 KOSPI 수익률이 정규분포와 같지 않음을 쉽게 알 수 있다. 따라서 RiskMetrics에서 가정하고 있는 조건부 정규분포가 정당화되지 않을 수 있는 가능성을 강하

게 시사하고 있다. 참고로 아래 [그림 1]에 정규분포에 대한 KOSPI 손실을  $(-\log P_t/P_{t-1})$ 의 분위수 도표(quantile plot)가 제시되었는데 아래 위 양 꼬리부분이 정규분포보다 두터운 형태로서 정규분포를 벗어나고 있음을 알 수 있다.

본 연구에서는 표본내 1일 VaR의 측정과 표본외 1일 VaR의 예측이 이루어 지는데, 표본내 VaR의 측정을 위해서는 7.5년의 전체 표본기간 내 1일 관찰치 1979개 모두를 사용한다. 표본외 VaR의 예측을 위해서는 1998년 6월 30일부터 2003년 6월 30일까지 표본외 1일 VaR 1250개를 예측한다. 본 연구에서 VaR와 관련된 성과는 추정된 VaR와 실현된 손실을 비교하는 사후검정(backtest)을 통하여 판단하고, 통계적으로는 가장 단순한 Kupiec 우도비율 (Kupiec L/R)검정을 이용하고자 한다 (Kupiec, 1995 ; Christoffersen, 1998).

## 2. 표본기간내 VaR측정과 사후검정

1996년 초부터 2003년 6월 30일까지의 전체 표본 시계열을 대상으로 VaR를 측정하고 이를 다시 표본기간내 실제 손실과 비교하여 사후검정하였다. VaR의 측정방법은 모수적 추정을 통한 GPD에 입각한 VaR, 준모수적 추정을 통한 GEV에 입각한 VaR, 단순한 정규분포 가정에 입각한 VaR 세 가지를 포함한다. VaR의 신뢰수준은 95%, 96%, 97%, 98%, 99%, 99.5% 여섯 수준으로 설정하고 신뢰수준이 높을수록 EVT에 입각한 VaR의 성과가 상대적으로 우월할 것으로 기대하고 이를 확인하고자 한다.

### (1) GPD 표본내 VaR 사후검정

<표 2>의 왼편 칸에 GPD의 형태모수 추정결과와 신뢰수준에 따른 Kupiec L/R 사후검정결과를 요약하고 중앙 칸에는 GEV의 검정결과를 오른편에는 단순정규분포 가정에 입각한 결과를 나타내고 있다. 여기서 실패수준 혹은 실패율은 표본에서 실제 손실이 VaR의 추정수준을 초과하는 빈도수를 표본수로 나눈 비율을 나타내고 있으며, 실패수준이 1에서 신뢰수준을 차감한 수준에 근접할수록 VaR 추정이 이상적으로 이루어졌다고 볼 수 있다.

GPD의 형태모수를 추정하기 위하여 임계치의 수준을 어느 정도로 할 것인가

〈표 2〉 표본내 VaR 사후검정

신뢰수준	GPD		GEV		정규분포	
	실패수준	L/R P값	실패수준	L/R P값	실패수준	L/R P값
95%	0.0470	0.5321	0.0152	0.0000	0.0510	0.8371
96%	0.0374	0.5466	0.0096	0.0000	0.0419	0.6654
97%	0.0288	0.7503	0.0071	0.0000	0.0333	0.3928
98%	0.0197	0.9231	0.0020	0.0000	0.0258	0.0796
99%	0.0091	0.6797	0.0010	0.0000	0.0177	0.0020
99.5%	0.0051	0.9746	0	0.0000	0.0121	0.0001

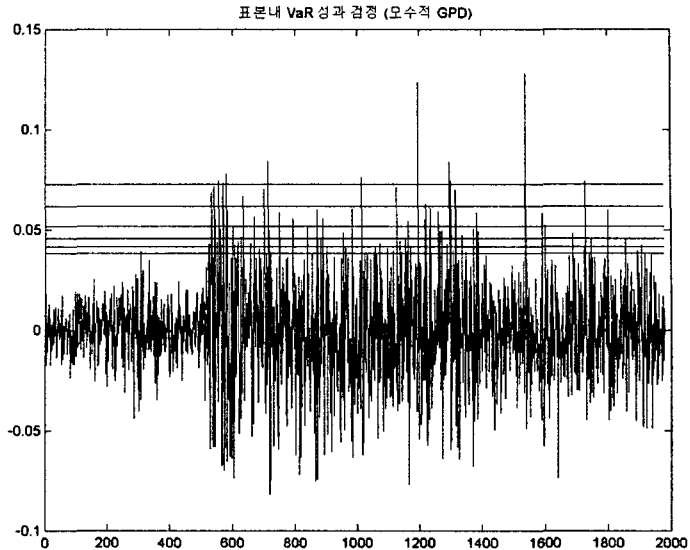
가 하는 판단이 선행되어야 한다. 한 가지 방법은 아래 식 (10)과 같이 정의되는 표본초과치평균함수(sample mean excess function)  $e_n(u)$ 가 임계치  $u$ 와 정의 선형관계를 보이기 시작하는  $u$ 의 수준을 임계치로 정할 수 있다.

$$(u, e_n(u) = \sum_{i=k}^n (x_i - u)/(n-k+1)), \quad k = \min\{i | x_i > u\} \quad (10)$$

또 다른 방법으로는 여러 임계치 수준을 설정하여 형태모수를 추정하고, 추정된 형태모수가 더 이상 변동하지 아니하고 일정한 상수로 접근하는 수준을 임계치로 결정할 수도 있는데, 어느 방식을 따르든지 어느 정도의 자의성은 불가피하다. 본 연구에서는 일률적으로 임계치를 상위 5% 손실수준으로 고정하여 형태모수 등을 추정하였는데, 이러한 접근 방식은 임계치 수준을  $<1.65 * \text{표본표준편차}>$ 로 계산한 Davison & Smith (1990) 및 Neftci(2000)의 선행연구를 참조하였다. 이어지는 3절의 표본외 VaR추정을 위하여서는 일별로 형태모수가 추정되고 그 전체 추정회수가 1250개에 달하므로 단순하고 일률적인 임계치 설정방식이 바람직하다.

형태모수  $\xi$ 의 값은 0.0632로 추정되었으며, 기대한대로 GPD에 입각한 VaR는 높은 신뢰수준에서 상당히 우수한 성과를 보여주고 있다. 특히 97% 이상의 신뢰수준에서 기대된 실패수준과 실제 실패수준이 거의 일치하고 있으며, 그에 따라서 Kupiec L/R검정의 P값 역시 대단히 높은 수준을 보여주고 있다.

[그림 2]는 실제 손실과 6개 수준의 VaR를 보여주고 있는데, 손실률이 높을



[그림 2] 모수적 GPD추정에 의한 표본내 VaR 성과 검증

수록 수직축의 양의 방향 높은 곳에 위치하도록 표시되었다. 신뢰수준이 가장 높은 99.5%의 VaR가 가장 높은 선으로 그려져 있으며, 순서대로 내려가서 가장 낮은 VaR는 95%의 신뢰수준에 해당된다. [그림 2]의 수직축은 KOSPI손실률(-KOSPI수익률)을 나타내고, 수평축은 1996년 1월 3일을 0으로 하여 2003년 6월 30일까지를 표시하고 있다.

## (2) GEV 표본내 VaR 사후검정

GEV의 경우 GPD에 비하여 추정하여야 하는 모수가 1개 더 많은 관계로 덜 선호되는 경향이 있다. 본 연구에서는 형태모수를 비모수적 접근인 Hill추정법을 이용하여 추정하고 나머지 위치모수와 척도모수는 간략한 적률추정방식 (Embrechts, Kluppelberg & Mikosh ; 1997)을 활용하여 추정하였는데, 이는 실무적으로 널리 사용되는 방식이다. Hill추정법을 이용하여 형태모수를 추정하는 경우에 어느 정도의 극단적 관찰치들을 Hill공식에 포함시킬 것인가, 다시 말해서 식 (6)의  $k$ 에 해당하는 정수를 어떻게 결정할 것인가 하는 판단상의 어려움에 부딪치게 된다. 이상적으로는 여러  $k$ 를 활용하여 형태모수를 구하고 이 추정치가 안정성을 보이는 수준이 바람직하다. 본 연구에서는 앞서 GPD의 경우

에서와 동일한 이유로 전체 표본의 상위 5%를 포함시키는  $k$ 를 사용하여 형태모수와 VaR를 추정하고 사후검정한 결과를 <표 2>에 제시하였다.

GPD의 경우와 비교하여 볼 때 형태모수가 상당히 큰 0.2769로 추정되었다. 이러한 추정결과로 인하여 모든 신뢰수준에 해당되는 VaR가 높게 추정되었다. 사후검정에서 볼 수 있듯이 추정된 VaR가 실제손실률을 초과한 빈도수가 VaR의 신뢰수준에서 예상되는 VaR의 실패율을 훨씬 미치지 못하고 있다. 따라서 보수적인 위험관리 측면에서는 타당성을 부여할 수도 있겠지만, 비모수적 GEV 접근방식이 기본적으로 위험을 과대평가하고 있다고 평가할 수 있다.

### (3) 정규분포 가정하의 표본내 VaR 사후검정

정규분포 VaR의 성과를 살펴보면 이 방식이 대단히 단순한 접근방식이라는 점을 감안했을 때 그 성과가 인상적이라고 볼 수 있다. 특히 95%, 96% 신뢰수준에서 실제 실패율은 예상 실패율을 거의 정확하게 따르고 있다. 하지만 99%, 99.5%의 신뢰수준에서는 적지 않은 꼬리를 보여주고 있는데 이는 GPD가 극단적 꼬리부분에서 보여준 성공적인 성과와 흥미있는 대조를 보여주고 있다. 다시 말해서 두터운 꼬리를 감안하지 못하는 정규분포가정에 입각한 VaR추정은 신뢰수준이 높아질수록 오류 가능성이 커짐을 확인할 수 있다.

여태까지의 표본내 VaR의 사후검정을 통하여 얻을 수 있는 결론은 최대우도 추정법을 통한 GPD 접근방식이 가장 성공적인 VaR를 추정할 수 있었으며, 그 다음은 단순정규분포에 입각한 VaR추정이 인상적인 결과를 제시하였으며, 준모수적 추정을 통한 GEV가 셋 중 가장 열등한 성과를 보여주었다. 그러나 GEV에 입각한 VaR의 오류와 정규분포에 입각한 VaR 오류는 다른 방향임을 주의할 필요가 있다. GEV에 입각한 VaR는 위험과대평가의 오류를 범하는 성향을 보였는데 반하여, 정규분포 VaR는 위험과소평가의 오류를 범함으로써 위험관리에 보다 치명적인 결과를 가져올 수 있다. 이러한 표본내 사후검정은 각 접근방식의 유용성을 논하는데 개괄적이며 간접적인 참고가 될 수 있겠지만, 직접적인 증거로서는 기능할 수 없다. 실제로 VaR의 성과를 평가하려면 표본외 VaR를 산출하여 이를 실제손실과 비교한 결과를 확인해야 하며, 다음 3절에서 이를 검토하고자 한다.

### 3. 표본기간의 VaR측정과 사후검정

본 연구의 전체 표본기간 1996년 초부터 2003년 6월말까지 중에서 1998년 6월 30일까지 초기 729일은 추정기간으로만 활용하고 1998년 7월 1일부터 2003년 6월 30일까지 나머지 1250일에 대하여 일별 VaR를 예측하고자 한다. 그 이유는 첫째 EVT분포함수의 신뢰성있는 추정을 위하여 어느정도 상당한 규모의 추정기간이 필요하다는 점이며, 둘째로 경제구조변화나 가격변동폭 제한에 관련된 제도적 변화로부터 가능한 한 표본들을 분리시키고자 하는 목적이 작용하였다. 다시 말해서 1996년 초부터 1998년 6월30일까지를 모수 추정기간에 포함시킴으로써 1998년 6월 30일 가격변동제한폭이 12%로 확대된 시점 이전 기간을 사후검정기간에서 배제하도록 분리시켰으며, 이 과정에서 IMF금융위기와 관련된 1997년 말, 1998년 초의 이상관찰치들을 VaR의 사후검정기간에서 자연스럽게 제외시켰다.

GPD함수와 GEV분포함수의 모수추정을 위한 추정기간창(estimation window) 설정에 있어서 한 가지 특이한 부분은 t시점 VaR의 추정을 위하여 t-1시점 VaR추정에 활용된 추정기간창로부터 가장 과거의 하루를 빼고 가장 최근의 하루를 보태는 일반적 방식을 채택하지 않았다는 점이다. 다시 말해서 EVT함수의 모수추정을 위하여 일정크기의 추정기간대가 유지되는 것이 아니고 새로운 일일 VaR의 추정을 위하여 매일 그 추정기간대가 하루씩 보태어지면서 증가되는 방식을 채택하였다. 이렇게 추정기간대를 증가시켜 나가는 방식이 고정된 추정기간을 설정하는 일반적인 방식보다 EVT이론에 보다 부합된다고 본다.

반면에 RiskMetrics의 의한 추정기간대 설정은 300일의 고정된 추정기간창을 적용하여 VaR를 측정하고자 한다. 추정기간창을 300일로 설정한 것은 Basel위원회에서 금융기관 VaR의 산출이 1년 이상의 충분한 시계열자료에 입각할 것을 권고한 데 기인하며, 추정기간을 지나치게 길게 잡게 되면 변동성 밀집현상을 포착하는데 방해가 될 수도 있기 때문이다.

#### (1) GPD 표본외 VaR 사후검정

EVT이론을 우리 금융시장에 적용하면서 경험하는 문제 중의 하나가 추정



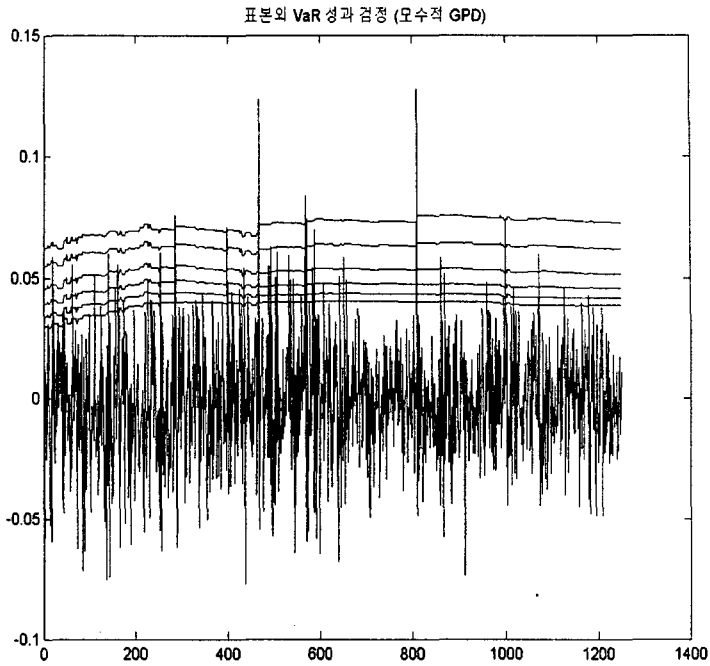
되는 행태모수가 음의 값을 가지는 경우가 적지 않게 발생한다는 점이다. 이 경우 우리 금융시장 수익률이 움직일 수 있는 한계선이 존재함을 시사하게 되며 두터운 꼬리분포의 존재를 부정하는 것이기 때문에 통계치 해석상의 어려움을 발생시키게 된다. 우리 주식시장의 경우에도 추정기간창이 어떻게 설정되는가에 따라서 음의 행태변수가 자주 발생한다. 본 연구에서는 행태변수가 음의 값을 가지는 추정결과를 갖더라도 이에 아무런 수정을 가하지 아니하고 식 (4)에 나타난 공식 그대로 VaR를 측정하여 사후검정을 거쳤다. 그리고 GPD함수 추정을 위한 임계치는 앞의 2절에서 표본내 VaR 측정의 경우와 마찬가지로 상한값 5%를 임계치로 사용하였다.

<표 3>과 <그림 3>에 측정된 VaR와 그 사후검정결과가 제시되었다. [그림 3]에서 수직축은 KOSPI손실률(-KOSPI수익률)을 나타내고, 수평축은 1998년 7월 1일을 0으로 하여 2003년 6월 30일까지를 표시하고 있다. <표 3>에서 읽을 수 있듯이 모든 신뢰구간에 걸쳐서 VaR의 예측이 기대한 역할을 수행하였음을 알 수 있다. 따라서 GPD에 입각한 VaR추정은 표본내부추정이거나 표본외부추정이거나 어느 경우든지 상당히 만족스러운 결과를 산출하고 있음을 알 수 있다. 한 가지 특이한 점은 표본내부추정의 경우 신뢰구간이 낮은 경우에는 GPD에 입각한 VaR가 신뢰구간이 높은 경우에 비하여 상대적으로 L/R의 P값이 낮았는데, 표본외부추정의 경우 이러한 양상이 사라졌다는 점이다.

한편 [그림 3]에서 보듯이 GPD에 입각한 VaR 측정의 경우 모든 신뢰수준에 걸쳐서 VaR의 수준이 매일 매일 크게 요동치지 아니하고 상당한 안정성을 보

<표 3> 표본의 VaR 사후검정

신뢰수준	GPD		GEV		RiskMetrics	
	실패수준	L/R P값	실패수준	L/R P값	실패수준	L/R P값
95%	0.0464	0.5546	0.0160	0.0000	0.0544	0.4813
96%	0.0352	0.3770	0.0096	0.0000	0.0472	0.2061
97%	0.0264	0.4464	0.0056	0.0000	0.0312	0.8048
98%	0.0176	0.5362	0.0024	0.0000	0.0224	0.5520
99%	0.0080	0.4615	0.0016	0.0002	0.0136	0.2252
99.5%	0.0056	0.7680	0	0.0004	0.0096	0.0408



[그림 3] 모수적 GPD추정에 근거한 표본의 VaR 성과 검증

<표 4> 음의 행태모수를 수정한 경우의 표본의 VaR 사후검정

신뢰구간	95%	96%	97%	98%	99%	99.5%
실패율	0.0464	0.0352	0.0256	0.0176	0.0072	0.0040
L/R P값	0.5546	0.3770	0.3498	0.5362	0.2950	0.6035

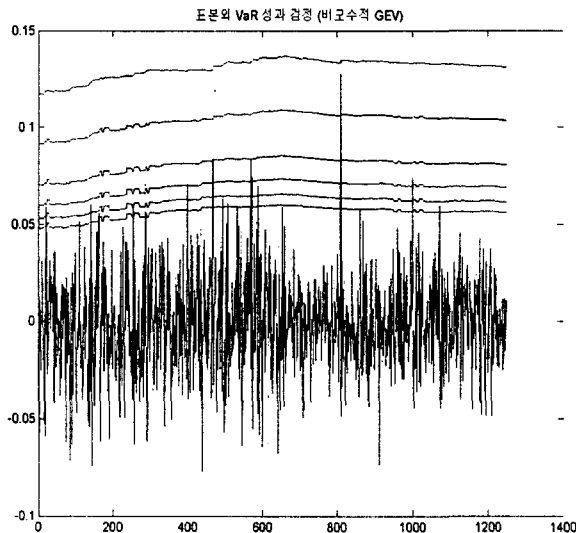
여름으로써 외부규제에 대한 부응 목적이나 내부위험통제 목적에 실용적으로 적합함을 보여주고 있다. 이는 나중 3절에서 다루게 되는 RiskMetrics의 VaR 측정과 대비될 수 있는 중요한 특징 중의 하나로 이해될 수 있다.

참고적으로 음의 행태모수가 추정된 경우 이를 영에 가까운 양의 수, 예컨대 0.00001로 바꾸어 여름으로써 음의 행태모수를 우리 금융시장의 특성을 묘사하는 정상적인 추정결과로 수용하지 아니한 경우를 살펴보았다. 그 결과를 아래 <표 4>에 요약하였는데, 음의 행태모수에 전혀 수정을 가하지 아니한 <표 3>과 큰 차이를 보이지는 아니하였다. 따라서 모수적 GPD접근방식이 가지는 VaR추정에 강건성(robustness)이 있을 수 있음을 시사하고 있다.

## (2) GEV 표본외 VaR 사후검정

Hill 추정법을 이용한 GEV분포함수의 준모수적 추정은 2장에서 설명한 표본내 추정의 경우와 동일한 방법을 사용한다. 다만 추정기간창을 앞의 3장 1절 GPD 표본외 추정의 경우와 마찬가지로 1996년 초부터 1998년 6월 30일까지의 기본추정창을 하루하루가 지남에 따라서 증가시키는 방식으로 VaR를 예측한다. Hill 추정법의 경우 형태모수가 반드시 양의 값을 가지게끔 공식이 만들어져 있으므로 다른 모수적 비모수적 추정방법을 사용했을 때 발생할 수 있는 음의 형태변수 추정 가능성에 대한 염려가 필요없는 편리함이 있다.

<표 3>이 여러 신뢰수준에 따른 Kupiec사후검정결과를 전달하고 있고, [그림 4]가 이에 대응하는 VaR의 행태를 간결하게 보여주고 있다. <표 2>와 <표 3>의 GEV추정부분을 비교하면 표본외 VaR의 사후검정결과가 표본내 VaR의 사후검정결과와 큰 차이를 보이지 않고 있음을 곧 알 수 있다. 기본적으로 Hill추정법에 의한 GEV접근방식은 위험을 과대평가하고 있기 때문에, 상당히 보수적인 위험관리 철학을 가지고 있는 금융기관을 제외하고는 GPD 추정에 비하여 유용성이 결여된 결과를 제시하고 있다. [그림 4]에서 보듯이 VaR의 시간대별 행태가 앞서 [그림 3]의 경우와 마찬가지로 비교적 안정적인 흐름을 보여주고 있다.

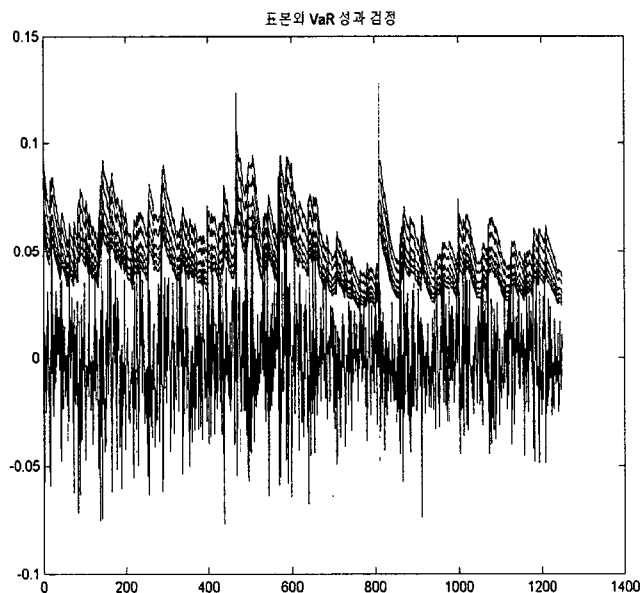


[그림 4] 비모수적 GEV추정에 근거한 표본외 VaR 성과 검증

### (3) RiskMetrics 표본외 VaR 사후검정

RiskMetrics 사후검정결과를 <표 3>에서 보면 99.5% VaR 신뢰수준을 제외하고 다른 모든 VaR신뢰수준에서 실제실패율과 예상실패율이 같음을 5% 유의수준에서 기각하지 못한다. 이는 RiskMetrics의 방법론이 단순한 것에 비하여 VaR의 성과가 양호하다고 판단할 수 있으며, 이러한 RiskMetrics의 긍정적 평가는 여러 다른 연구에서도 이미 알려져 있다. 하지만 실패수준 6개 모두가 대응하는 이상적 수준인 <1 - 신뢰수준>을 초과하는 양상을 보이고 있기 때문에 체계적으로 위험을 과소평가하는 성향이 있음을 알 수 있다. 따라서 GPD에 의한 VaR측정이 RiskMetrics 결과를 대체하거나 혹은 적어도 RiskMetrics를 보완하는 기능에 대한 정당성이 부여될 수 있을 것이다. [그림 5]에서 보듯이 이동평균형태로 측정되는 RiskMetrics VaR는 매일 매일 상당한 변동을 보이고 있음을 확인할 수 있다. VaR의 내부위험통제를 위한 실용성을 제약할 수 있는 이러한 부분은 RiskMetrics VaR측정의 간편성과 신속성에 의하여 상당부분 상쇄될 수 있을 것이다.

한편 손실률의 이동평균을 0으로 사전 강제하지 아니하고 300일 이동평균을 계산하여 RiskMetrics의 VaR를 측정된 결과는 아래 <표 5>와 같다.



[그림 5] RiskMetrics에 근거한 표본외 VaR 성과 검정

〈표 5〉 손실률의 이동평균을 감안한 경우의 표본의 VaR 사후검정

신뢰구간	95%	96%	97%	98%	99%	99.5%
실패율	0.0584	0.0464	0.0360	0.0232	0.0152	0.0096
L/R P값	0.1839	0.2597	0.2277	0.4305	0.0861	0.0408

〈표 3〉에 제시된 검정결과와 〈표 5〉가 큰 차이를 보이지 않지만, 〈표 5〉에서는 유의수준을 10%로 두고 보면 99%와 99.5%의 VaR신뢰수준에서 실제실패율과 예상실패율이 같다는 가설이 기각된다는 점에서 RiskMetrics의 본질적 한계를 어느 정도 확인할 수 있다. 게다가 손실률의 이동평균을 0으로 구속하지 않는다고 하더라도 여전히 VaR의 실패율은 모든 신뢰수준에서 위험을 과소평가하는 체계적 오류를 범하고 있음을 알 수 있다.

#### IV. 결 론

2003년 말 현재 신바젤자기자본협약안 (1999, Basel Committee)이 확정되고 금융기관에 대한 자본규제는 VaR를 기초로 한 접근방식에 점차 초점이 강조되고 있다. 선진국에서는 이미 VaR가 금융기관 내부적인 위험관리 및 자본할당을 결정하는 표준으로 위상을 확고히 하고 있다. 본 연구에서는 금융기관이 보유하고 있는 자산 포트폴리오가 국내 주식시장포트폴리오와 유사하다고 가정하고 여러 방법을 활용하여 VaR를 계산하고 실무적으로 가장 의미있는 VaR의 접근방식을 모색하였다.

Hill 추정법을 GEV와 결합한 접근방식은 표본내 성과와 표본외 성과 모두에서 모수적 GPD접근방식에 비하여 덜 정확하고 매우 보수적인 결과를 산출하였다. 이와 반대로 모수적 GPD 추정은 표본내 성과와 표본외 성과 모두에서 상대적으로 신뢰성있는 결과를 산출하고 있다. 더구나 표본외 검정에서 확인하였듯이 RiskMetrics를 포함한 일반 GARCH모형류와는 달리 VaR의 흐름이 시간의 흐름에 따라서 지나치게 변덕스럽지 아니하고 어느 정도 안정적인 행태를 보이는 것도 실용적 활용의 측면에서 중요한 가치를 가지는 것으로 평가될 수 있다.

RiskMetrics의 접근방식에 입각한 VaR의 경우 표본의 검정에서 95%, 96% 등 상대적으로 낮은 신뢰구간에서는 어느 접근방식에 비교해서도 높은 정확성을 보였다. 그러나 99%이상의 높은 신뢰구간에서는 GPD함수에 입각한 VaR에 비하여 불안정한 결과를 보였으며, 체계적으로 위험을 과소평가하는 성향을 나타내었다. RiskMetrics의 이러한 취약점은 정규분포가정이라는 이론적인 한계가 가져온 예견된 결과로 이해될 수 있다. 결론적으로 본 연구는 우리 금융 위험 측정에 관련된 EVT의 이론적이며 실용적 가치에 대한 한상범(1999)을 포함한 기존연구가 취한 긍정적 입장을 지원해 주고 있으며, 특히 모수적 접근에 의한 GPD접근방식을 실증적으로 강조하고 있다.

추후 본 연구는 KOSDAQ이나 산업포트폴리오 나아가 개별주식에까지 표본대상을 다양화하는 것이 필요하리라 생각하며, 표본기간에 대하여도 보다 다양한 설정을 통하여 본 연구결과의 적용영역을 확인하는 노력이 바람직하리라 생각한다. 나아가 주식시장뿐만 아니라 외환시장 채권시장 파생금융상품시장 등으로 연구범위 확장이 바람직하며, 보다 다양한 모수적 비모수적 추정방식을 비교 검토하는 것도 필요하리라 본다. 마지막으로 실제 관찰치들이 EVT이론 가정상 각 관찰치들의 갖추어야 하는 이상적 조건인 동일하고 독립된 분포조건을 충족시키지 못하는데 대한 적절한 통계적 보완절차를 추가하는 노력도 함께 이루어져야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 문성주, 이덕창, 김대호, 오세경, "극단치이론과 GARCH모형을이용한 VaR의 추정," 한국재무관리학회 발표논문집, 2002, 189-226.
- 한상범, "극치분포를 이용한 VaR의 추정과 성과분석," 금융연구, 제13권, 제2호, 1999, 319-341.
- Basel Committee on Banking Supervision, A New Capital Adequacy Framework, BIS, Basel, Switzerland, 1999.
- Basel Committee on Banking Supervision, Amendment to the Basel Capital Accord to Incorporate Market Risk, BIS, Basel, Switzerland, 1996.
- Beder, T., "VaR : Seductive but Dangerous," *Financial Analysts Journal*, 51, 1995, 12-24.
- Christoffersen, P.F., "Evaluating Interval Forecasts," *International Economic Review*, 39(4), 1998, 841-864.
- Danielsson, J., de Vries, C. G., "Tail Index and Quantile Estimation with Very High Frequency Data," *Journal of Empirical Finance*, 4, 1997, 241-257.
- Davison, A.C. and R.L. Smith, "Models for Exceedances of High Thresholds," *Journal of the Royal Statistical Society*, (1990), 393-442.
- Dowd, K., *Measuring Market Risk*, Wiley, Chichester, UK, 2002.
- Duffie, D., Pan, J., "An overview of value at risk," *The Journal of Derivatives*, (Spring 1997), 7-49.
- Embrechts, P., Kluppelberg, C. and Mikosh, T., *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, Springer, Berlin, 1997.
- Hill, B. M., "A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution," *Annals of Statistics*, 3, 1975, 1163-1174.
- J.P. Morgan, RiskMetrics Technical Document, 4th Edition, 1996.
- Jorion, P., *Value at Risk*, 2nd Edition, McGraw Hill, New York, 2000.
- Kupiec, P., "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models," *Journal of Derivatives*, 3, 1995, 73-84.
- Lauridsen, S., "Estimation of Value at Risk by Extreme Value Methods," *Extremes*, 3, 2000, 107-144.
- Lee, T.H., Saltoglu, B., "Assessing the risk forecasts for Japanese stock

- market," *Japan and the World Economy*, 14, 2002, 63-85.
- Longin F, "From Value at Risk to Stress testing : The Extreme Value Approach," *Journal of Banking and Finance*, 24 (7), 2000, 1097-1130.
- Longin, F., "The asymptotic distribution of extreme stock market returns," *Journal of Business*, 69 (3), 1996, 383-408.
- McNeil, A.J. and R. Frey, "Estimation of tail-related risk for heteroscedastic financial time series : an extreme value approach," *Journal of Empirical Finance*, 7, 2000, 271-300.
- McNeil, A.J. and T. Saladin, The peaks over thresholds model for estimating high quantiles of loss data, Mimeo. ETHZ Zentrum, Zurich, April 1997.
- Neftci, S.N., "Value at Risk Calculations, Extreme Events, and Tail Estimation," *The Journal of Derivatives*, (Spring 2000), 1-15.
- Tsay, R. Extreme Values, Quantile Estimation and Value at Risk, Graduate School of Business, University of Chicago, 2000.