응용통계연구 제 13권 2호, 2000년, pp. 437-445

TAR-GARCH 모형을 이용한 국내 주가 자료 분석 *

황선영[1) 김은주[2)

요 약

국내 주가시계열을 분석하기 위해 기존의 비선형시계열모형인 분계점을 가진 자기회귀모형(TAR)과 일반화 이분산자기회귀모형(GARCH)을 비교 분석한 후, 이 두가지 모형을 결합시킨 새로운 모형 TAR-GARCH 모형을 제안하였다. 이 모형은 그 자체로도 이론적인 관심의 대상이 되어 연관된 모수추정 기법을 제시하였고 국내 개별 주가시계열 자료의 분석에 있어서 제안된 모형이 기존의 모형들 보다 상대적으로 더 좋은 예측치를 제공할 수 있음을 특정 9개 회사의 주가분석을 통해 알아보았다.

주요용어: 분계점 자기회귀모형, 이분산 자기회귀모형, 국내 주가시계열.

1. 서론

한 나라 경제를 설명하는 대표적인 지표인 주가시계열에 대한 연구는 많은 이들에게 연구대상이 되어 지금까지 다양한 모형이 제시되어 왔으며 그중 가장 간편하면서 널리 쓰이고 있는 것은 자기회귀(AR)모형과 임의보행(random walk)이다(cf. Shapiro(1991)). 국내 주가시계열 분석에서 김진경(1998)은 기하임의보행(geometric random walk)을 이용하여 분석하여 자기회귀모형보다 좋은 결과를 얻은 바 있다. 기하임의보행은 로그변환된 자료가 임의보행을 따르는 모형으로서 이론적인 배경은 Guerre 와 Jouneau(1998)을 참고하기 바란다. AR 모형이나 기하임의보행은 근본적으로 선형(intrinsically linear)모형이라 할 수있다. 근본적으로 선형이라함은 원자료의 변환과 연속되는 차분을 통해 정상 ARMA 모형을 얻을 수 있음을 의미한다.

비선형(nonlinear)모형을 이용한 주가자료분석도 최근에 활발히 연구되고 있다. 이들 연구의 대부분은 조건부 이분산 모형인 ARCH(Engle(1982))와 그 변형모형으로 요약될 수 있는 바, GARCH(Bollerslev(1986)), GARCH-M(Engle et al.(1987)), 그리고 Markov switching ARCH(SWARCH , Cai(1994))등이 대표적인 변형모형들이다. Lima(1998)는 주가시계열분석에 있어서 비선형모형의 타당성에 대해 언급하였고 김명기와 문소상(1998)은 GARCH 모형을 이용하여 국내 주가시계열을 분석하였다.

ARCH와 그 변형모형들의 핵심은 조건부 분산이 이질적인 자료를 설명하는 데 있으며 조건부 평균에 대해서는 외생변수가 없는 시계열 자료의 경우 통상 AR-모형을 이용하고 있다. 이는 과거자료의 평균적인 기여도(즉, 자기회귀계수)가 선형으로서 과거자료의 대

* 본 연구는 한국과학재단 특정기초연구(No. 1999-1-104-002-3)지원으로 수행되었음.
1) (140-742) 서울시 용산구 청파동, 숙명여자대학교 통계학과, 부교수
E-mail: shwang@sookmyung.ac.kr
2) (150-010) 서울시 영등포구 여의도동, UNIBOSS Consulting

소에 관계없이 일정함을 의미한다. 만일 과거자료의 크기에 따라 기여도의 변환을 주려면 AR-모형(혹은 선형모형)보다는 비선형모형을 선택하는 것이 타당하겠다. 특히 주가의 상승, 하락속도가 상당히 다를 것으로 예상되는 국내 주가자료에는 비선형모형과 GARCH 모형이 결합된 모형이 좋은 설명력을 가질 것으로 예상된다. 본 연구에서는 비선형시계열 모형중 분계점(threshold)을 가진 AR 모형(이하 TAR)을 GARCH 모형과 결합한 새로운 분석모형을 제시하고 있다.

분석에 이용된 자료는 우리나라 770여개의 상장기업중 주식시장에서 매출액이나 주당 순자산 그리고 일부 업종별로 대표성을 가지는 9개 상장회사들의 주가시계열로서 태광산업, SK텔레콤, 성창기업, 삼성전자, 한국전력, 포항제철, 현대자동차, 대한펄프, 그리고 대한항공의 개별 주가로서 IMF 관리체제 이후인 1997년 11월부터 1998년 6월까지의 일별자료이다. 이들 개별주가들에 대해 먼저 지금까지 알려져 있는 선형, 비선형 모형들을 적합시켜 비교한 후 이유를 분석하여 이를 토대로 새로운 모형을 제안하고자 한다.

2. 제곱근 변환 및 차분

앞서 설명한 상장회사들의 일별 주가시계열자료들에 대한 개별주가모형을 설정하기 위해 먼저 각 주가시계열들의 분산을 안정화시키고 차분이 필요한 자료의 경우 차분을 통하여 정상시계열로 만들어 준 뒤 정상화된 자료를 바탕으로 선형, 비선형의 여러 가지 모형중 가장 설명력이 높은 모형이 무엇인지 알아보았다. 시계열분석에서 변환은 매우 중요하며 특히 분산의 동질성(과 정규성)을 얻기위해 가장 널리 이용되는 변환은 Box- Cox 변환과 델타변환이라 할 수 있다(최병선(1992) 참조).

델타변환에서는 여러 가지 형태의 변환함수가 존재할 수 있지만 본 논문에서는 분산이 평균수준에 비례해서 증가하는 형태인 제곱근 변환, 분산이 평균수준의 제곱에 비례해서 증가하는 형태인 로그변환, 그리고 마지막으로 분산이 평균수준의 네제곱에 비례해서 증가하는 형태인 역변환의 경우를 비교하고자 한다.

적절한 변환을 찾기위해 종합주가지수(KOSPI) 자료에 대하여 세가지 변환을 모두 적용시킨 결과, 변환된 자료들 모두 진동의 폭이 변환전보다 안정적이 됨을 쉽게 알 수 있었으며 김진경(1998)이 로그변환후 차분된 자료에 임의보행과정(random walk with drift)을 적합시켜 분석한 것과 같이 이들 세가지 변환(후 차분된 자료)에 임의보행과정을 적합시킨 후 적합된 모형을 통하여 98년 7월의 공휴일을 제외한 26일간의 종합주가지수 예측값을 구하였다. 이 26개의 예측값과 실제값과의 차이를 통해 평균절대 백분비 오차(mean absolute percentage error : MAPE)를 구한 결과는 역변환의 경우 9.135, 제곱근변환은 9.531 이었으며 로그변환의 경우에는 9.348을 얻어 종합주가지수 자료의 경우 세 변환 모두 큰 차이를 보이지 않았다. 참고로 김진경(1998)은 로그변환을 통해 국내주가지수를 분석한 바있다. 국내종합주가지수의 경우 제곱근변환, 로그변환 그리고 역변환의 유용성이 거의 일치하므로 어느 변환을 사용해도 무방하며, 따라서 개별주가모형을 단순화할 수 있는 변환을 택하는 것이 모형들의 적합과 비교에 편리하리라는 점을 고려하여 세 변환중에서 일차(first order)로 적합할수 있는 변환이 어떤 것인지 알아보았다. 그런데 부분자기 상관함수(PACF)를 9개

개별시계열들에 대하여 구해본 결과 제곱근변환의 경우가 9개 개별 시계열 모두에서 일차 모형(p=1)을 암시하고 있으므로 제곱근 변환을 택하기로 하였으며 모형적합을 위하여 제곱근 변환한 자료를 일차차분하고 모형들의 상수항 조정을 위하여 차분한 자료의 평균을 뺀 자료를 모형설정의 초기자료(이하 $\{W_t\}$ 로 표기)로 이용하였다. 즉,

$$\begin{aligned} \text{주가 시계열} &: X_1, X_2, \ldots, X_n \\ \text{변환된 시계열} &: \sqrt{X_1}, \sqrt{X_2}, \ldots, \sqrt{X_n} \\ \text{일차차분된 시계열} &: D_t = \sqrt{X_t} - \sqrt{X_{t-1}} \qquad (2.1) \\ \text{초기자료} &: W_t = D_t - \bar{D} \qquad (2.2) \end{aligned}$$

3. TAR-GARCH 모형의 제안

분석에 이용된 기존의 일차모형은 선형모형인 AR(1)모형과 비선형모형인 TAR (1), AR(1)-ARCH(1) 그리고 AR(1)-GARCH(1,1)모형이다. TAR(1)모형(cf. Petrucelli and Woolford(1984)) 은 AR(1)의 변형인 비선형모형으로서 평균수준 0을 중심으로 직전 관측치가 평균수준보다 큰지 작은지에 따라 자기회귀계수가 다른 모형으로서 주가하락시와 상승시의 속도가 다를 것으로 판단되는 국내주가자료분석에서 AR(1)보다는 설명력이 좋을 것으로 예상되어 선택하였다. AR(1)-GARCH(1,1)모형은 조건부 평균이 일차의 자기회귀모형을 따르면서 동시에 오차항이 GARCH(1,1)모형의 이분산성을 가지는 모형이고 AR(1)-ARCH(1)모형은 AR(1)-GARCH(1,1)모형의 특수한 경우이다. 이들의 모형식과 자세한 내용은 조신섭과 이정형(1997)을 참고하기 바란다.

9개 상장기업들의 개별주가시계열자료를 앞서 서술한 네가지 모형에 적합시키고, 그때 추정된 모형으로부터 1997년 11월부터의 217개 자료를 적합하였다. 적합값(fitted value)과 실제값을 이용하여 MAPE를 구해본 결과, 각 상장기업별로 가장 작은 MAPE를 보이는 모형, 즉 가장 설명력이 높은 모형은 서로 다르게 나타났다. 그러나 대부분의 경우 AR(1)모형보다는 TAR(1)모형이 설명력이 높게 나타났으며 오차항이 ARCH구조나 GARCH구조를 가지는 경우가 그렇지 않은 경우보다 높은 설명력을 보였다. 따라서 국내 주가시계열 자료들은 단순구조보다는 비선형의 구조를 가진 모형으로 적합하는 것이 더 타당하다고 할 수 있으며 이 결과를 통하여 TAR(1)모형과 오차항의 GARCH(1,1) 구조에 관심을 가지게 되었다. 따라서 다음과 같은 구조식을 가진 새로운 모형인 TAR(1)-GARCH(1,1) 모형을 고려하기로 하자.

$$\begin{aligned} W_t &= \phi_1 W_{t-1}^{+} + \phi_2 W_{t-1}^{-} + \varepsilon_t \qquad (3.1) \\ \varepsilon_t &= h_t^{1/2} e_t \\ h_t &= \delta_1 h_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 W_{t-1}^2, \qquad |\delta_1| < 1 \end{aligned}$$

여기서 $W_{t-1}^{+} = W_{t-1} I[W_{t-1} \geq 0]$, $W_{t-1}^{-} = W_{t-1} I[W_{t-1} < 0]$ 을 의미하며 e_t 는 평균이 0 이고 분산이 1인 임의의 분포를 갖는 iid 확률변수열을 표시한다.

즉, 이 모형은 $\{W_t\}$의 평균수준이 TAR(1) 모형을 따르면서 오차항의 분산이 GARCH (1,1)모형의 이분산성을 가지는 모형이라고 할 수 있다. 이 모형식을 적합시키기 위해서는 5개의 모수 ϕ_1, ϕ_2, δ_1, α_0, α_1 을 추정해야 한다. ϕ_1, ϕ_2, δ_1, α_0, α_1 을 추정하기 위해서 오차항의 GARCH구조 때문에 반복법(iteration method)을 사용하였으며 추정은 다음과 같이 다섯 단계를 거친다.

단계 1 : $\hat{\phi}_1^{(1)}$ 과 $\hat{\phi}_2^{(1)}$ 의 초기값을 (조건부) 최소제곱법에 의하여 구한다.

$$\hat{\phi}_1^{(1)} = \frac{\Sigma(W_t W_{t-1}^{+})}{\Sigma(W_{t-1}^{+})^2}, \qquad \hat{\phi}_2^{(1)} = \frac{\Sigma(W_t W_{t-1}^{-})}{\Sigma(W_{t-1}^{-})^2} \tag{3.2}$$

단계 2 : $\hat{\phi}_1^{(1)}$ 와 $\hat{\phi}_2^{(1)}$ 를 이용하여 Y_t 를 구하고 이를 이용하여 OLS 추정방법을 통해 δ_1, α_0, α_1 추정한다.

$$(1-\delta_1 B)Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 W_{t-1}^2 + \xi_t \tag{3.3}$$

여기서

$$Y_t = (W_t - \hat{\phi}_1^{(1)} W_{t-1}^{+} - \hat{\phi}_2^{(1)} W_{t-1}^{-})^2 \tag{3.4}$$

이다. 따라서 다음과 같은 회귀모형으로부터

$$\begin{pmatrix} Y_2 \\ Y_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & Y_1 & W_1^2 \\ 1 & Y_2 & W_2^2 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & Y_{n-1} & W_{n-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \delta_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \xi_2 \\ \xi_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \xi_n \end{pmatrix}$$

즉, $Y = X\beta + \xi$ 로 표현되는 식으로부터 $\beta = (\alpha_0, \delta_1, \alpha_1)$ 의 초기 추정량 $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ 을 구한다.

단계 3 : 구한 $\hat{\delta}_1$, $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_1$를 이용해서 h_t를 구한다. 여기에서 초기값 h_0는 $n^{-1}\sum_{t=1}^{n}(W_t - \bar{W})^2$ 으로 선택한다.

단계 4 : 3단계에서 구한 h_t를 이용하여 GLS방법으로 ϕ_1, ϕ_2 를 다시 추정한다.

$$\hat{\phi}_{1w} = \frac{\sum(W_t W_{t-1}^{+}/\hat{h}_t)}{\sum(W_{t-1}^{+}/\hat{h}_t)^2}, \qquad \hat{\phi}_{2w} = \frac{\sum(W_t W_{t-1}^{-}/\hat{h}_t)}{\sum(W_{t-1}^{-}/\hat{h}_t)^2} \tag{3.5}$$

단계 5 : 위의 2단계부터 4단계까지를 정해진 조건(stopping rule)을 만족할 때까지 반복적으로 계산한다. 즉, s-단계와 $(s+1)$-단계에서 계산된 값, $\hat{\phi}_{1w}^{(s)}$ 과 $\hat{\phi}_{1w}^{(s+1)}$ 그리고 $\hat{\phi}_{2w}^{(s)}$ 과 $\hat{\phi}_{2w}^{(s+1)}$ 의 차이가 작아질 때까지(이 논문에서는 0.1E5 까지) 반복하여 계산한다.

반복계산이 끝났을 때의 $\hat{\phi}_{1w}$, $\hat{\phi}_{2w}$ 이 모수의 최종 추정치가 되며 그 값을 이용하여 다시 한번 h_t를 구한 뒤 오차항의 모수 추정치인 $\hat{\beta}$ 를 구하면 최종 모형을 설정할 수 있다.

4. 모형의 비교분석

시계열모형의 비교분석은 주로 예측오차의 평가로 이루어 지므로 TAR(1)-GARCH(1,1) 모형의 예측방정식에 대해 살펴보도록 하자. 모형의 1시차후 점예측치는 식 (3.1)로부터 다음과 같이 구할수 있다.

$$E(W_{n+1}|X_n,\ X_{n-1},\ldots) = \hat{W}_{n+1} = \hat{\phi}_1 W_n^+ + \hat{\phi}_2 W_n^- \tag{4.1}$$

또한 구간예측을 위해서는 분산의 추정치를 알아야하는데 $Var(\ W_{n+1}|X_n,\ X_{n-1},\ldots)$ 값이 h_{n+1}이므로 구간예측치는 식 (4.2)을 통해 구할 수있다. 이때의 h_{n+1}값은 프로그램 상에서 반복계산을 통해 얻을 수 있으며 h_t들 중 가장 마지막값이다.

$$\hat{W}_{n+1} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{h_{n+1}} \tag{4.2}$$

식 (4.1)를 이용하여 IMF 이후인 1997년 11월 부터의 217개 일별자료에 적합시킨 결과 얻은 MAPE값을 표 4.1에 수록하였다.

표 4.1: TAR(1)-GARCH(1,1) 모형적합시 MAPE

상장기업명	MAPE	상장기업명	MAPE	상장기업명	MAPE
태광산업	1.593	삼성전자	2.083	현대자동차	2.217
SK텔레콤	2.111	한국전력	6.608	대한펄프	1.579
성창기업	4.243	포항제철	1.525	대한항공	1.265

3장에서 서술한 모수추정을 위한 5단계 반복은 SAS/IML(1990)을 이용하여 수행하였다. 이때 필요한 초기추정량은 h_t 의 초기값과 모수 ϕ_1, ϕ_2, δ_1, α_0, α_1 의 초기값이며 h_t 의 초기값 h_0 는 $\{\ W_t,\ t = 1,\ldots,n\ \}$ 의 분산인 $n^{-1}\sum_{t=1}^{n}(\ W_t - \bar{W})^2$ 으로 선택하였으며 5개의 모수에 대해서는 OLS 방법으로 초기추정값을 정하였다(반복의 5단계중 1단계 및 2단계 참조). 또한 9개회사 모두 반복이 4, 5회에서 즉시 수렴함을 알 수 있었으므로 제시된 모수 추정의 5단계가 실용적인 방법으로 판단되며 연관된 모수추정량 이론적 성질(대표본 성질)에 대해서는 Hwang and Woo(2000)를 참고하기 바란다.

TAR(1)-GARCH(1,1)모형의 MAPE 와 3장에서 소개된 기존모형들의 MAPE를 비교해 본 결과 TAR(1)-GARCH(1,1) 의 경우가 작은 값을 나타내고 있으며 따라서 기존의 모형보다 TAR(1)-GARCH(1,1)모형이 더 설명력이 높다고 할 수 있다. 예를 들어 태광산업의 경우는 TAR(1)모형의 약 85분의 1 정도로 작은 MAPE를 나타내며 AR(1)-GARCH(1)에 비해서는 약 184분의 1 정도로 작은 MAPE를 보여주고 있음을 알수 있다. 그 상대적크기에

대한 비교는 다음의 표 4.2에 수록하였으며, 이는 우리나라의 개별주가자료의 분석에 있어서 평균수준이 TAR(1)구조를 가지면서 오차항이 GARCH(1,1)인 모형이 지금까지 사용되어온 기존의 모형들에 대한 하나의 대안(alternative)모형으로서 고려 될 수 있으리라는 점을 충분히 시사해 주고 있다.

제안된 모형이 MAPE 기준에서 예상보다 훨씬 좋은 결과를 보여주는 이유중 하나는, $\{W_t\}$를 초기자료로 분석한 결과 어떤 시점에서 W_t 가 0 에 가까운 값을 갖는 경우에 MAPE 값을 너무 많이 끌어 올리기 때문으로 판단된다. 일반적으로 시계열에서 객관적인 기준으로서 MAPE 기준이 많이 사용되나 MSE(평균제곱오차)기준도 주요한 지표가 된다. MSE 비교 결과 제안된 모형이 우수함을 알 수 있었으며 효율성의 크기는 1배에서 10배 정도로 나타나고 있음을 볼 수 있었다. 이 결과는 MAPE 기준하에서의 비교결과와는 효율성의 절대값 크기면에서 다르기는 하지만 본 연구의 목적이 국내 주가자료분석에 새로운 대안모형을 제시하고 우수성의 일면을 보여주는 것이므로 각 기준의 효율성의 크기자체에 대해서는 많은 의미를 부여하지 않아도 되리라 생각된다.

표 4.2: MAPE 비교

기존모형의 MAPE와 TAR(1)-GARCH(1,1)의 MAPE의 비율

(기호 : AR(1):AR, TAR(1):TAR, AR(1)-ARCH(1):ARA, AR(1)-GARCH(1,1):ARG, TAR(1)-GARCH(1,1) : TG)

상장기업명	AR/TG	TAR/TG	ARA/TG	ARG/TG
태광산업	87.015	85.029	155.128	184.289
SK텔레콤	77.735	77.493	121.231	112.220
성창기업	98.144	97.919	89.703	78.478
삼성전자	97.018	95.246	91.375	90.948
한국전력	96.996	98.233	91.064	89.065
포항제철	90.712	91.080	130.315	98.160
현대자동차	101.323	101.143	88.167	92.169
대한펄프	115.239	114.110	91.759	90.743
대한항공	102.144	102.119	92.806	97.053

이제 우리가 설정한 모형을 가지고 $\hat{X}_{n+1}$, 즉 실제 개별주가의 점예측치를 구해보도록 하자. 최소 MSE(이하 MMSE) 기준에 의하면 X_{n+1} 의 예측치는 조건부 기대값이며, 즉 $\hat{X}_{n+1} = E(X_{n+1}|X_n, X_{n-1}, \ldots)$ 이며 식 (2.1)과 (2.2)로부터 다음 관계식을 얻을 수 있다.

$$W_{n+1} = X_{n+1}^{1/2} - X_n^{1/2} - \bar{D} \tag{4.3}$$

따라서 $X_{n+1}^{1/2}$ 의 예측값으로 MMSE기준에 의한 $E(X_{n+1}^{1/2} |X_n, X_{n-1}, \ldots)$ 는 $\hat{W}_{n+1} + X_{n+1}^{1/2} + \bar{D}$ 으로 구할 수 있으며 또한 $X_{n+1}^{1/2}$ 의 예측값의 조건부 분산도 다음의 관계를 통

하여 쉽게 알 수 있다.

$$\begin{aligned} h_{n+1} &= Var(\,W_{n+1}|X_n,\; X_{n-1},\ldots) \\ &= Var(\,X_{n+1}^{1/2}|X_n,\; X_{n-1},\ldots) \end{aligned} \tag{4.4}$$

따라서 MMSE 기준에 의한 X_{n+1} 의 예측치는 다음과 같다.

$$\hat{X}_{n+1} = (\,\hat{W}_{n+1} + X_n^{1/2} + \bar{D})^2 + h_{n+1} \tag{4.5}$$

이 식을 이용하여 실제자료인 X_{n+1} 들을 예측하는 경우 연관된 MAPE를 구해본 결과를 표 4.3에 정리하였다.

표 4.3: TAR(1)-GARCH(1,1)모형을 이용한 실제 주가를 예측한 결과의 MAPE

상장기업명	MAPE	상장기업명	MAPE	상장기업명	MAPE
태광산업	2.5[16.8]	삼성전자	3.8[5.3]	현대자동차	3.7[9.6]
SK텔레콤	3.5[20.3]	한국전력	3.2[8.7]	대한펄프	5.0[10.5]
성창기업	4.7[9.9]	포항제철	3.1[19.2]	대한항공	4.5[10.3]

TAR(1)-GARCH(1,1) 모형에 적합시킨 후 원자료로 환원하여 예측한 결과 모두 5%보다 작은 MAPE 값을 보여주는 좋은 결과를 얻을 수 있었으며 참고로 AR(1)-ARCH(1) 모형에 적합시켜 얻은 MAPE 결과는 표 4.3에서 대괄호 안에 표시하였다.

5. 모형의 한계점

본 논문에서는 국내 개별주가분석에 있어서 제안된 TAR(1)-GARCH(1,1)모형이 하나의 분석대안이 될 수 있음을 9개의 개별주가를 통해 보여 주었으며 또한 연관된 모수 추정 알고리듬도 제시하였다. 본 연구의 한계점으로서 다음의 두가지를 언급하고자 한다. 먼저, 제안된 모형은 분석의 하나의 대안모형으로서 (9개 개별주가에서)우수함을 보았을 뿐이며 이것이 모든 국내의 개별주가분석에서 우수하다는 것은 아님을 명심할 필요가 있고 특히 외국 주가분석에 대해서는 추후 적용해볼 계획이다. 다만 주가의 오르내림의 속도가 다르고 이분산의 형태가 확실한 주가자료나 또는 특정 기간(여기서는 1997.11-1998.6)에 대해서는 제안된 모형이 우수한 것으로 판단되나 그렇지 않은 경우에는 모형이 상대적으로 많은 모수를 포함하므로 모수추정에서 발생하는 오차가 모형을 더 안좋게 만들수 있을것으로 생각된다. 실제로 제안된 모형은 비교모형들을 모수적으로 포함하는(nested) 모형이다. 둘째, 일차 모형이 아닌 고차의 TAR(m)-GARCH(p, q) 모형으로 차수를 확장할수 있는 이론적인연구가 앞으로 진행된다면 더욱 좋은 대안모형을 제시할 수 있을 것으로 희망한다. 끝으로 본 논문의 4장(비교분석)을 발전적인 방향으로 수정할 수 있게끔 심사조언 해주신 두 분의 익명의 심사위원님께 감사를 드린다.

참고문헌

[1] 김진경 (1998). 기하브라우니안모션 모형을 이용한 주가시계열분석. 응용통계연구, 제 11권 2호 317-333.

[2] 김명기, 문소상 (1998). 환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석. 한국은행.

[3] 박유성, 송석헌 (1998). SAS/ETS를 이용한 경영경제자료분석. 정일출판사.

[4] 한국신용평가(1998). 상장기업분석.

[5] 조신섭, 이정형 (1997). SAS/ETS를 이용한 경제시계열 분석. 자유아카데미.

[6] 최병선(1992). 단변량 시계열분석 1. 세경사.

[7] Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

[8] Cai, J. (1994). A Markov model of unconditional variance in ARCH. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 309-316.

[9] Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, Vol 50, No 4, 987-1007.

[10] Engle, R.F., Lillien, D.M. and Robin, R.P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, 55, 391-408.

[11] Guerre, E. and Jouneau, F. (1998). Geometric versus Arithmetic Random Walk : The case of trended variables. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 68, 203-220.

[12] Hwang, S.Y. and Woo, Mi-Ja (2000). Threshold ARCH(1) processes: asymptotic inference. submitted for publication to *Statistics & Probability Letters*.

[13] Lima, J.F. (1998). Nonlinearities and nonstationarities in stock returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 227-236

[14] Petrucelli. J.D. and Woolford. S.W. (1984). A Threshhold AR(1) model. *Journal of Applied Probability*, 21, 270-286.

[15] Shapiro, A.C. (1991). *Modern Corporate Finance*. Macmillan, New York.

[16] SAS institute inc. (1990). *SAS/IML User's Guide*.

[1999년 2월 접수, 2000년 6월 채택]

TAR-GARCH processes as Alternative Models for Korea Stock Prices Data *

Sun Y. Hwang[1)] Eunju Kim[2)]

ABSTRACT

The present paper is introducing a new model so called TAR-GARCH in the context of stock price analysis. Conventional models such as AR(1), TAR(1), ARCH(1) and GARCH(1,1) are briefly reviewed and TAR-GARCH is suggested in analyizing domestic stock prices. Also, relevant iterative estimation procedure is developed. It is seen that TAR-GARCH provides the better fit relative to traditional first order models for stock prices data in Korea.

Keywords: Threshold autoregression; GARCH; Stock prices data.

* This work was supported by grant No. 1999-1-104-002-3 from the interdiciplinary research program of the KOSEF.

1) Associate Professor, Department of Statistics, Sookmyung Women's Univ.
E-mail: shwang@sookmyung.ac.kr

2) Researcher, UNIBOSS Consulting Ltd.