

Absolute-Value-GARCH 모델을 이용한 국내 금융시계열의 Taylor 성질에 대한 사례연구

백지선¹ · 황선영² · 최문선³

¹숙명여자대학교 통계학과, ²숙명여자대학교 통계학과, ³숙명여자대학교 통계학과

(2009년 11월 접수, 2009년 12월 채택)

요약

금융시계열 변동성의 의존성(dependency)은 먹변환된 절대수익률의 자기상관함수를 이용하여 측정할 수 있다. 이 때, 절대수익률의 자기상관이 제곱수익률의 자기상관보다 더 강하게 나타나는 성질을 Taylor 성질이라고 한다. 본 논문에서는 여러 가지 국내 금융시계열 자료에 대하여 absolute-value-GARCH(1,1)(AVGARCH(1,1)) 모형을 적합하고, Haas (2009)가 제안한 방법을 이용하여 Taylor 성질의 존재여부에 대하여 살펴보았다.

주요용어: Taylor 성질, AVGARCH(1,1)모형, dependency, 자기상관함수.

1. 서론

주가, 이자율, 환율과 같은 금융시계열의 변동성에서 잘 나타나는 것으로 알려진 세 가지 특성을 *stylized facts*라고 한다. 금융시계열이 가지는 *stylized facts*를 살펴보면 (i) 먹변환된 절대수익률 $|r_t|^{\delta}$ 이 낮은 자기상관들을 가지며 큰 침도 값을 갖는다. (ii) 먹변환된 절대수익률의 자기상관함수에서 절대수익률의 자기상관이 가장 큰 값을 가진다. 즉, 절대수익률의 자기상관이 제곱수익률의 자기상관보다 큰 값을 갖는다는 것으로, 이러한 성질을 Taylor 효과 또는 Taylor 성질이라고 한다. Taylor 효과는 Granger (2005)에 의해 *stylized facts*에 포함되었다. (iii) 수익률에 대한 자기상관들이 지수적으로 감소하는 것보다 더 느리게 감소한다. 이 사실을 반영한 모형이 fractionally integrated GARCH(FIGARCH) 모형이다 (Baillie 등, 1996). 그러므로 금융시계열의 변동성 분석에 많이 사용되는 모형들이 이러한 *stylized facts*를 잘 반영하고 설명할 수 있는가에 대한 연구가 이루어져 왔다. 우리는 *stylized facts* 중 Taylor 성질에 관심을 가지고 논의하고자 한다. 변동성 모형으로 많이 사용되는 GARCH(1,1) 모형은 절대수익률의 자기상관함수를 수치적으로 구할 수 없으므로 Taylor 성질에 대한 이론적 연구를 진행하는데 어려움이 있다. 반면에 AVGARCH(1,1) 모형에 대해서는 이를 수치적으로 얻을 수 있으므로 AVGARCH(1,1) 모형의 Taylor 성질에 대한 연구들이 이루어져 오고 있다. He와 Teräsvirta (1999)는 Gaussian 분포 오차항을 갖는 AVGARCH(1,1) 모형의 Taylor 성질에 대하여 논의하였으며, 비조건부 침도가 큰 값을 가지는 경우에 Taylor 성질이 성립함을 보였다. Gonçalves 등 (2009)은 threshold ARCH(1) 모형의 Taylor 성질에 대하여 연구하였다. Haas (2009)는

이 논문은 2009년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임[NRF-2009-353-C00004]. 한국연구재단(NRF-2009-0084772)의 부분적 지원도 감사함.

¹교신저자: (140-742) 서울시 용산구 효창원길 52, 숙명여자대학교 자연과학연구소, 학술연구교수.

E-mail: jsbaik98@sm.ac.kr

AVGARCH(1,1) 모형에서 Taylor 성질을 탐지할 수 있는 방법을 제시하였다. 본 논문에서는 국내 금융시계열 자료들의 Taylor 성질에 대하여 알아보기 위하여 AVGARCH(1,1) 모형을 적합하고, Haas (2009)가 제안한 방법을 이용하였다. 절대수익률과 제곱수익률에 대한 자기상관함수와 표본자기상관함수를 비교하여 살펴보았다.

2. Taylor 성질과 AVGARCH(1,1) 모형

금융시계열의 변동성 분석에서 의존성(dependency)을 측정하기 위하여 사용되는 수익률 r_t 에 대한 역변환된 절대수익률의 시차 k 에서 자기상관함수는 다음과 같다.

$$\rho_\delta(k) = \text{Corr}(|r_{t-k}|^\delta, |r_t|^\delta), \quad k = 1, 2, \dots \quad (2.1)$$

역변환된 절대수익률의 표본 자기상관함수를 $\gamma_\delta(k)$ 라 하자. Taylor (1986)는 40개의 수익률 자료에 대하여 모든 시차 k 에서 표본 절대자기상관 $\gamma_1(k)$ 이 표본 제곱자기상관 $\gamma_2(k)$ 보다 크다는 사실을 관찰하였다. Granger와 Ding (1995)은 경험적인 방법을 통하여 $\gamma_1(k) > \gamma_2(k)$, $\delta \neq 1$ 이 성립한다는 것을 알아내고 이를 Taylor 효과라고 하였다. He와 Teräsvirta (1999)는 AVGARCH 모형에서 이론적으로 $\rho_1(1) > \rho_2(1)$ 이 성립함을 연구하고 이를 Taylor 성질이라고 하였다.

AVGARCH(1,1) 모형은 Taylor (1986)에 의해 소개되어진 모형으로 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \epsilon_t &= \sqrt{h_t} \cdot e_t, \\ \sqrt{h_t} &= \alpha_0 + \alpha|\epsilon_{t-1}| + \beta\sqrt{h_{t-1}} = \alpha_0 + (\alpha|e_{t-1}| + \beta)\sqrt{h_{t-1}}, \end{aligned} \quad (2.2)$$

여기서 $\alpha_0 > 0$, $\alpha, \beta \geq 0$ 이고, $\{e_t\}$ 는 평균이 0이고 분산인 1인 *i.i.d.* 과정이다.

(가정) e_t 는 $\tau_1 > \tau_4^{-1/4}$ 을 만족하는 대칭분포이다. 여기서 $\tau_r = E(|e_t|^r)$, r 차 절대적률이다.

가정을 만족하는 e_t 의 분포에 대하여 자유도 ϕ 를 가지는 Student's t -분포와 generalized exponential 분포(GED)를 고려할 수 있으며, r 차 절대 적률은 다음과 같다.

$$\tau_r = E(|e_t|^r) = \begin{cases} \frac{\Gamma((r+1)/p)}{\Gamma(1/p)} \left[\frac{\Gamma(1/p)}{\Gamma(3/p)} \right]^{\frac{r}{2}}, & \text{if } e_t \sim \text{GED}(p), \\ (\phi-2)^{\frac{r}{2}} \frac{\Gamma((r+1)/2)\Gamma((\phi-r)/2)}{\sqrt{\pi}\Gamma(\phi/2)}, & r < \phi, \text{ if } e_t \sim t(\phi). \end{cases}$$

Generalized exponential 분포에서 $p = 2$ 인 경우는 $\tau_4 = 3$ 인 Gaussian 분포, $p < 2$ 인 경우는 $\tau_4 > 3$ 인 급침을 가지는 분포, $p > 2$ 인 경우는 $\tau_4 < 3$ 인 완침을 가지는 분포를 나타낸다. e_t 의 m 차 절대 적률은 다음과 같이 반복적으로 구할 수 있다 (He와 Teräsvirta, 1999; Ling과 McAleer, 2002; Hwang과 Basawa, 2004).

$$\begin{aligned} c_{mm} &= E[(\alpha|e_{t-1}| + \beta)^m] = \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} \tau_{m-i} \alpha^{m-i} \beta^i, \\ E(|\epsilon_t|^m) &= \left(\frac{\tau_m}{1 - c_{mm}} \right) \sum_{i=0}^{m-1} \binom{m}{i} \alpha_0^{m-i} \left(\frac{c_{ii}}{\tau_i} \right) E(|\epsilon_t|^i), \text{ if } c_{mm} < 1. \end{aligned}$$

절대수익률과 제곱수익률의 자기상관함수 $\rho_1(k), \rho_2(k)$ ($k = 1, 2, \dots$)는 각각 다음과 같이 구해진다 (He와 Teräsvirta, 1999; Haas, 2009).

$$\begin{aligned} \rho_1(k) &= \text{Corr}(|\epsilon_t|, |\epsilon_{t-k}|) = c_{11}^{k-1} a_1, \\ \rho_2(k) &= \text{Corr}(\epsilon_t^2, \epsilon_{t-k}^2) = c_{11}^{k-1} b_1 + c_{22}^{k-1} (b_2 - b_1), \quad c_{11} \neq c_{22}, \end{aligned} \quad (2.3)$$

여기서 a_1, b_1, b_2 는 다음과 같다.

$$a_1 = \frac{\tau_1 \alpha (1 - \tau_1 \alpha \beta - \beta^2)}{1 - 2\tau_1 \alpha \beta - \beta^2},$$

$$b_1 = \frac{2\alpha_0 c_{11} \left[E(h_t) \left(\alpha_0 - E(h_t^{\frac{1}{2}}) \right) + E(h_t^{\frac{3}{2}}) (\alpha \tau_3 + \beta) \right]}{(c_{11} - c_{22}) (E(\epsilon_t^4) - E^2(\epsilon_t^2))},$$

$$b_2 = \frac{E(h_t) (\alpha_0^2 - E(h_t)) + 2\alpha_0 E(h_t^{\frac{3}{2}}) (\alpha \tau_3 + \beta) + E(h_t^2) (\alpha^2 \tau_4 + \beta^2 + 2\alpha \beta \tau_3)}{E(\epsilon_t^4) - E^2(\epsilon_t^2)}.$$

Haas (2009)는 가정을 만족하며, 4차적률 $E(\epsilon_t^4)$ 이 존재하는 AVGARCH(1,1) 모형에 대해서 1-시차에서 Taylor 성질이 성립하면 모든 시차에 대해서도 Taylor 성질이 성립함을 보이고, 모수 (α, β) 공간에 따라 조건부 첨도 τ_4 의 영향력과 Taylor 성질에 대하여 논의하였다. 4차적률이 존재하므로 $c_{44} < 1$ 가 성립하며, 가정에 의해 $c_{11} > c_{22}$ 을 만족한다. 모수공간은 $R_0 = \{(\alpha, \beta) : \alpha, \beta \geq 0, c_{44} < 1, b_2 < a_1 < b_1\}$, $R_1 = \{(\alpha, \beta) : \alpha, \beta \geq 0, c_{44} < 1, a_1 > \max(b_1, b_2)\}$, $R_2 = \{(\alpha, \beta) : \alpha, \beta \geq 0, c_{44} < 1, b_1 < a_1 < b_2\}$, $R_3 = \{(\alpha, \beta) : \alpha, \beta \geq 0, c_{44} < 1, a_1 < \min(b_1, b_2)\}$ 인 4가지 영역으로 구분되며, 영역 R_0 를 만족하는 모수공간은 존재하지 않는다. 영역 R_1 은 모든 시차에서 Taylor 성질이 성립하는 모수공간으로 모든 시차 k 에 대해 $\rho_2(k) < \rho_1(k)$ 을 만족하며 조건부 첨도 τ_4 가 증가함에 따라 R_1 의 영역이 커진다. 영역 R_2 는 1-시차에서 Taylor 성질이 성립하지 않으며, $k > k^* = \log[(b_2 - b_1)/(a_1 - b_1)] / \log[c_{11}/c_{22}] + 1$ 인 시차에 대해서 Taylor 성질이 성립한다. 즉, $\rho_1(1) < \rho_2(1)$ 이며 $\rho_1(k) > \rho_2(k)$, $k > k^*$ 이다. 영역 R_3 는 모든 시차에서 Taylor 성질이 성립하지 않는 모수공간으로 모든 시차 k 에 대해 $\rho_2(k) > \rho_1(k)$ 이다.

3. 국내 금융시계열에 대한 사례분석

본 절에서는 국내 금융시계열 자료에 대하여 첨도 τ_4 의 크기를 고려한 4가지 오차항의 분포에서 AV-GARCH(1,1) 모형을 적합하였다. 식 (2.3)에서 a_1, b_1, b_2 를 구하고 그 크기를 비교한 후 모수공간에 따라 각 모형에서 Taylor 성질의 존재 여부를 살펴보았다. 적합되어진 모형에 대응되는 추정된 절대자기 상관 $\hat{\rho}_1(k)$ 과 추정된 제곱자기상관 $\hat{\rho}_2(k)$ 을 그려보고, 각각의 표본자기상관 $\gamma_1(k), \gamma_2(k)$ 과 비교하고 결과를 확인하였다. 최대 로그우도함수값과 AIC, BIC 통계량값을 가지고 고려한 모형들을 비교하였다.

3.1. 자료

분석에 사용된 자료는 국내 주가지수(KOSPI, KOSPI200)와 주가(현대모비스, POSCO, 대우증권, 삼성증권, 현대중공업)이며, 2000년 1월 4일부터 2009년 9월 30일까지 일별자료에 대하여 얻어진 2,406개의 로그차분 수익률이다. 각 자료에 대하여 오차항의 분포를 (1) Gaussian, (2) Laplace, (3) GED, (4) Student's t 로 하여 AVGARCH(1,1) 모형을 적합하였다. 여기서 Laplace 분포는 $p = 1$ 인 generalized exponential 분포로, $\tau_4 = 6$ 인 급침분포인 경우에 대하여 알아보기 위하여 고려하였다.

3.2. 분석 결과

각 수익률에 대하여 모형들을 적합시킨 결과를 표 3.1에 제시하였다. 먼저 모든 자료에 대해서 $c_{44} < 1$ 과 $c_{22} < c_{11} < 1$ 을 만족함을 알 수 있다. KOSPI, KOSPI200, 현대모비스, POSCO, 대우증권의 경우 Gaussian 모형에서 R_2 에 포함되어 시차 $k = 1$ 을 포함한 낮은 시차에서는 Taylor 성질이 성립하지 않으며, k^* 이상의 시차에서 Taylor 성질이 성립한다. 그 외 모형에 대해서는 R_1 에 포함되어 모

표 3.1. 국내 금융시계열에 대한 AVGARCH(1,1) 모형 적합 결과 ((1)Gaussian, (2)Laplace, (3)GED, (4)Student's t)

	c_{11}	c_{22}	c_{44}	a_1	b_1	b_2	τ_4	k^*	p/ϕ	$\log L$	AIC	BIC
KOSPI												
(1)	0.991	0.986	0.987	0.3198	0.2223	0.3256	3.00	12.3	2.00	-4620.43	9248.87	9272.01
(2)	0.988	0.981	0.983	0.2148	0.1122	0.1751	6.00	-	1.00	-4591.34	9190.69	9213.83
(3)	0.988	0.980	0.976	0.2292	0.1631	0.2141	4.18	-	1.35	-4566.45	9142.90	9171.82
(4)	0.989	0.983	0.981	0.2373	0.1305	0.1792	5.12	-	6.83	-4570.54	9151.08	9180.01
KOSPI200												
(1)	0.991	0.985	0.984	0.2940	0.2274	0.3031	3.00	23.9	2.01	-4699.86	9407.72	9430.86
(2)	0.990	0.984	0.987	0.2256	0.1060	0.1814	6.00	-	1.00	-4679.55	9367.09	9390.24
(3)	0.989	0.982	0.978	0.2242	0.1637	0.2107	4.10	-	1.37	-4651.70	9313.40	9342.33
(4)	0.990	0.984	0.981	0.2333	0.1370	0.1827	4.84	-	7.27	-4656.01	9322.02	9350.95
현대모비스												
(1)	0.987	0.979	0.976	0.2804	0.2303	0.2926	3.00	27.5	2.00	-5868.14	11744.28	11767.42
(2)	0.981	0.968	0.960	0.1838	0.1169	0.1550	6.00	-	1.00	-5855.27	11718.53	11741.60
(3)	0.982	0.968	0.956	0.1957	0.1576	0.1884	4.06	-	1.39	-5825.45	11660.90	11689.83
(4)	0.982	0.968	0.954	0.1878	0.1198	0.1452	5.16	-	6.78	-5827.53	11665.05	11693.98
POSCO												
(1)	0.990	0.984	0.983	0.3028	0.2288	0.3117	3.00	19.3	2.00	-5530.49	11068.98	11092.12
(2)	0.984	0.974	0.973	0.2051	0.1173	0.1704	6.00	-	1.00	-5532.53	11073.05	11096.19
(3)	0.982	0.968	0.954	0.1952	0.1615	0.1907	3.89	-	1.45	-5494.36	10998.73	11027.66
(4)	0.982	0.969	0.958	0.2075	0.1381	0.1703	4.69	-	7.56	-5488.81	10987.62	11016.54
대우증권												
(1)	0.983	0.969	0.950	0.1782	0.1747	0.1921	3.00	114.0	2.00	-6569.54	13147.07	13170.22
(2)	0.984	0.972	0.961	0.1563	0.1067	0.1313	6.00	-	1.00	-6543.81	13095.63	13118.77
(3)	0.983	0.970	0.953	0.1517	0.1285	0.1451	4.17	-	1.35	-6514.88	13039.76	13068.68
(4)	0.987	0.977	0.965	0.1670	0.1018	0.1204	5.59	-	6.32	-6510.33	13030.66	13059.59
삼성증권												
(1)	0.995	0.993	0.995	0.3326	0.1984	0.3311	3.00	-	2.00	-6121.81	12251.61	12274.76
(2)	0.981	0.966	0.948	0.1309	0.0947	0.1107	6.00	-	1.00	-6081.01	12170.01	12193.16
(3)	0.989	0.981	0.973	0.1679	0.1348	0.1569	4.31	-	1.31	-6059.31	12128.61	12157.54
(4)	0.990	0.983	0.977	0.1771	0.0951	0.1162	6.25	-	5.84	-6058.63	12127.26	12156.19
현대중공업												
(1)	0.967	0.939	0.895	0.1563	0.1568	0.1693	3.00	-	2.00	-6101.78	12211.56	12234.70
(2)	0.961	0.931	0.891	0.1396	0.1022	0.1214	6.00	-	1.00	-6079.33	12166.65	12189.80
(3)	0.962	0.930	0.883	0.1390	0.1217	0.1353	4.13	-	1.36	-6050.39	12110.78	12139.71
(4)	0.967	0.940	0.902	0.1473	0.0979	0.1130	5.37	-	6.53	-6046.31	12102.61	12131.54

든 시차에 대해 Taylor 성질이 성립함을 알 수 있다. 삼성증권의 경우 고려한 4가지 모형 모두 모수 공간 R_1 에 포함되어 모든 시차에 대해 Taylor 성질이 성립한다는 것을 확인할 수 있다. 현대중공업의 경우 Gaussian 모형에 대해서 모수 공간 R_3 에 포함되어 모든 시차 k 에서 Taylor 성질이 성립하지 않으며 그 외의 모형에 대해서는 Taylor 성질이 성립한다. 분석된 시계열 모두 첨도가 3보다 큰 GED와 Student's t -분포에서 최대 로그우도함수 값이 크게 나오며, 대부분 첨도가 3인 정규분포에서 로그우

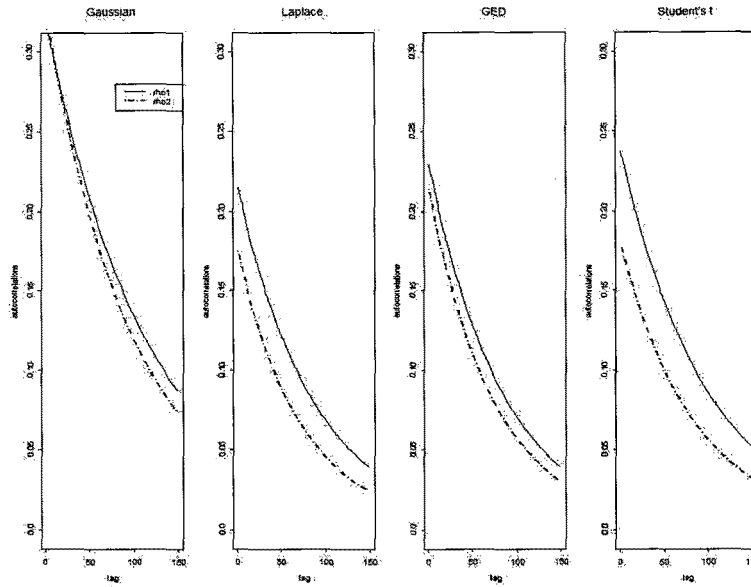


그림 3.1. KOSPI: 추정된 자기상관함수 - 왼쪽부터 Gaussian, Laplace, GED, Student's t -분포 (실선: $\hat{\rho}_1(k)$, 점선: $\hat{\rho}_2(k)$, $k = 1, 2, \dots, 150$)

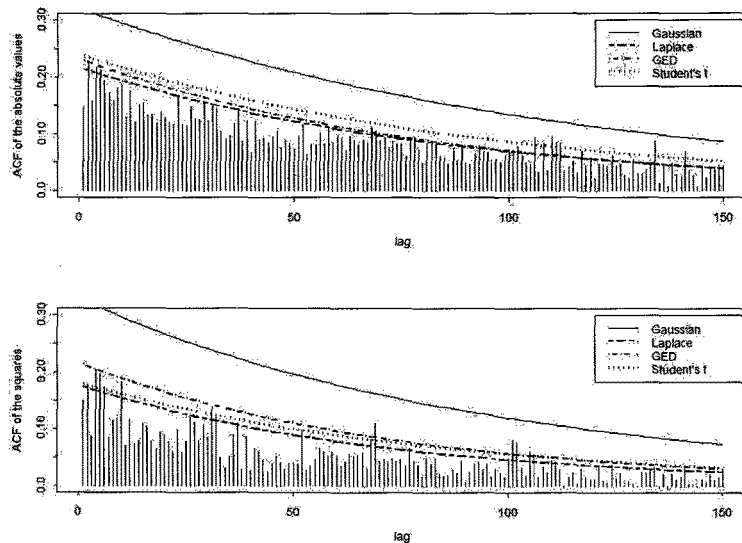


그림 3.2. KOSPI: 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수(위: 절대수익률, 아래: 제곱수익률)

도함수가 가장 작은 값을 가짐을 알 수 있다. 표 3.1로부터 얻은 결과들을 확인하기 위하여 분석한 자료에 대하여 절대수익률 $|r_t|$ 와 제곱수익률 r_t^2 에 대해 4가지 모형의 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수를 그려보았다. 그림 3.1에서 3.10까지 KOSPI, KOSPI200, 현대모비스, POSCO, 대우증권

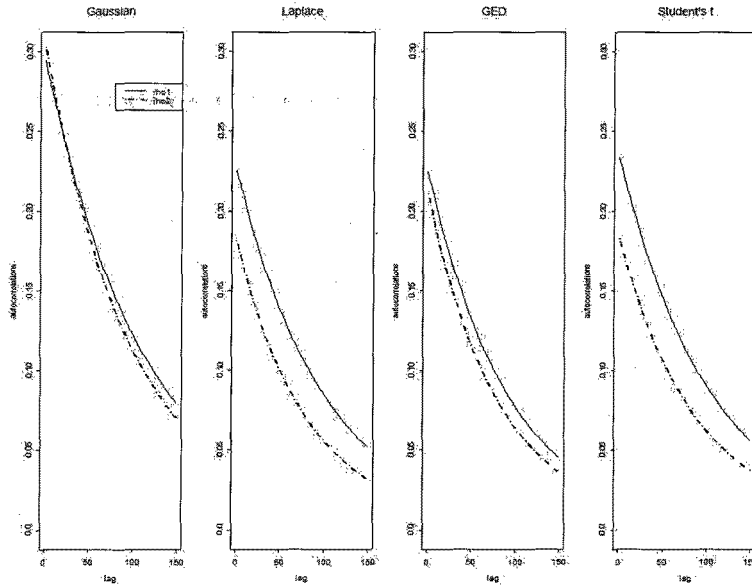


그림 3.3. KOSPI200: 추정된 자기상관함수 - 왼쪽부터 Gaussian, Laplace, GED, Student's t -분포(실선: $\hat{\rho}_1(k)$, 점선: $\hat{\rho}_2(k)$, $k = 1, 2, \dots, 150$)

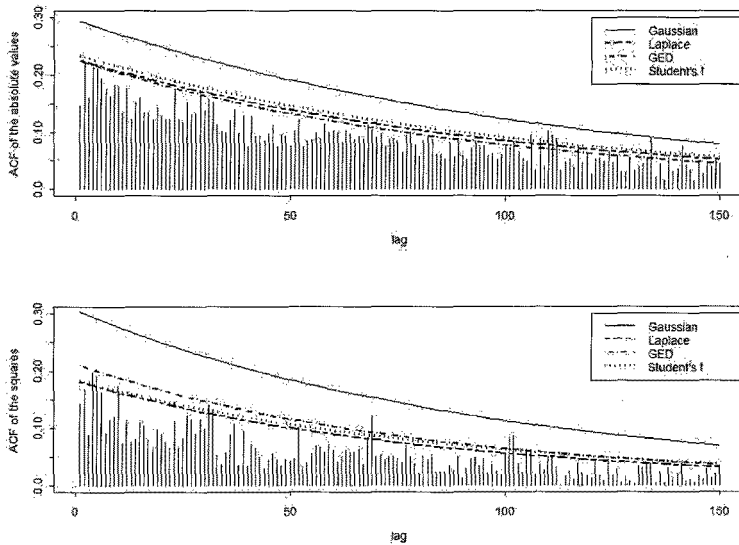


그림 3.4. KOSPI200: 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수(위: 절대수익률, 아래: 제곱수익률)

의 경우, 유사한 형태를 보여준다. KOSPI 자료를 살펴보면, 그림 3.1에서 Gaussian 모형인 경우 1-시차를 포함한 낮은 시차에서 Taylor 성질이 성립하지 않으며, 그 외 분포에 대해서는 모든 시차에 대해 $\hat{\rho}_1(k) > \hat{\rho}_2(k)$ 로 Taylor 성질이 성립한다. 즉, 표 3.1과 같은 결론을 내릴 수 있다. 또한 그림 3.2에서

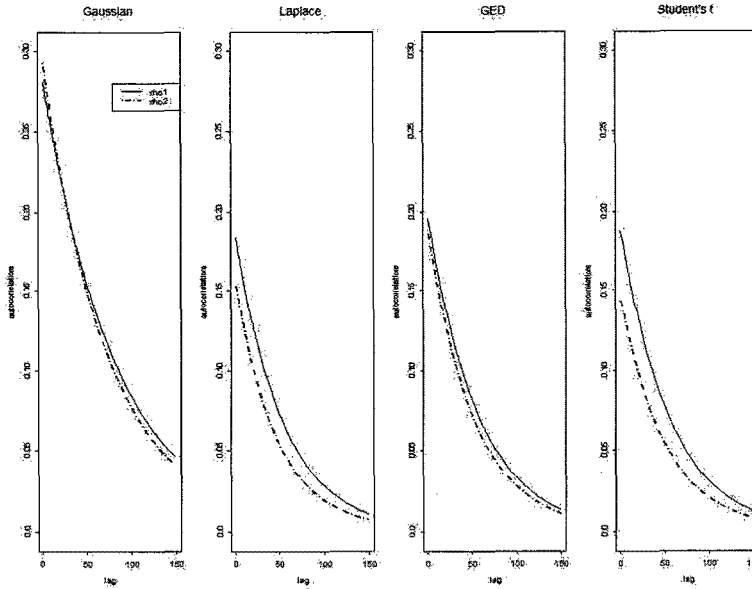


그림 3.5. 현대모비스: 추정된 자기상관함수 - 왼쪽부터 Gaussian, Laplace, GED, Student's t -분포(실선: $\hat{\rho}_1(k)$, 점선: $\hat{\rho}_2(k)$, $k = 1, 2, \dots, 150$)

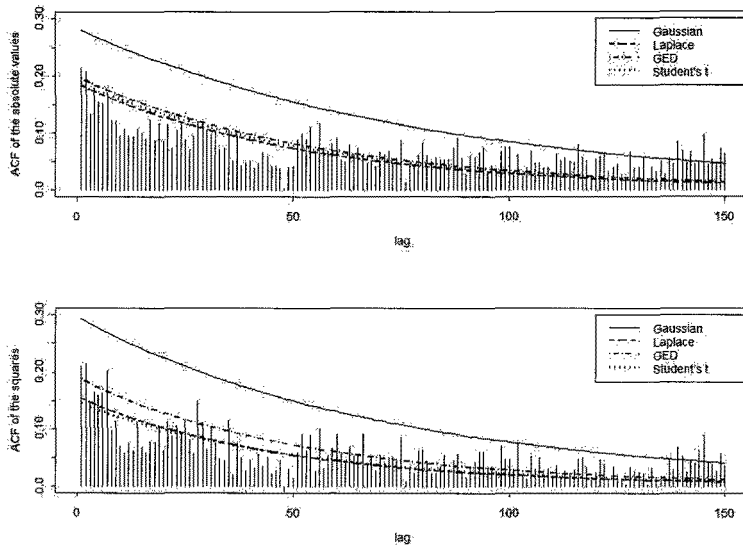


그림 3.6. 현대모비스: 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수(위: 절대수익률, 아래: 제곱수익률)

절대수익률과 제곱수익률 모두 Gaussian 모형인 경우 자기상관함수가 특히 낮은 시차에서 지나치게 큰 값을 가지며, Gaussian 분포보다 큰 첨도를 갖는 분포들의 자기상관함수가 표본 자기상관함수에 더 근사함을 알 수 있다. 그림 3.11과 3.12은 삼성증권에 대한 자기상관그림이다. 각 모형의 모든 시차에서

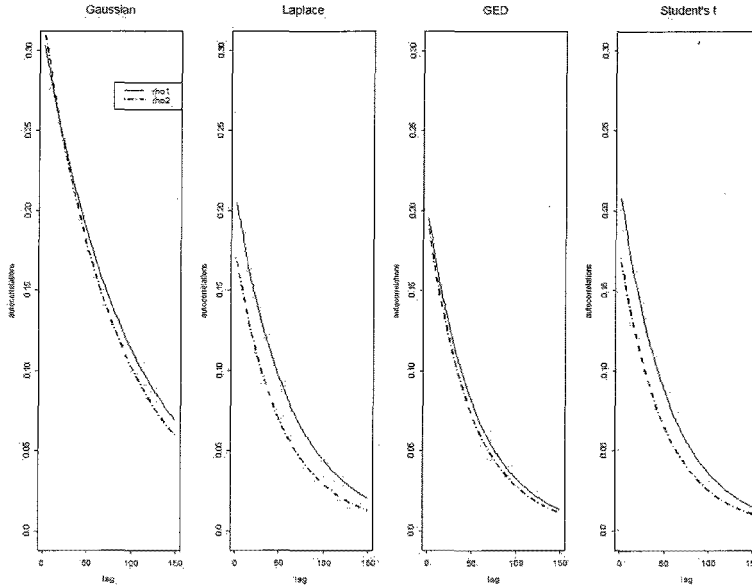


그림 3.7. POSCO: 추정된 자기상관함수 - 왼쪽부터 Gaussian, Laplace, GED, Student's t -분포(실선: $\hat{\rho}_1(k)$, 점선: $\hat{\rho}_2(k)$, $k = 1, 2, \dots, 150$)

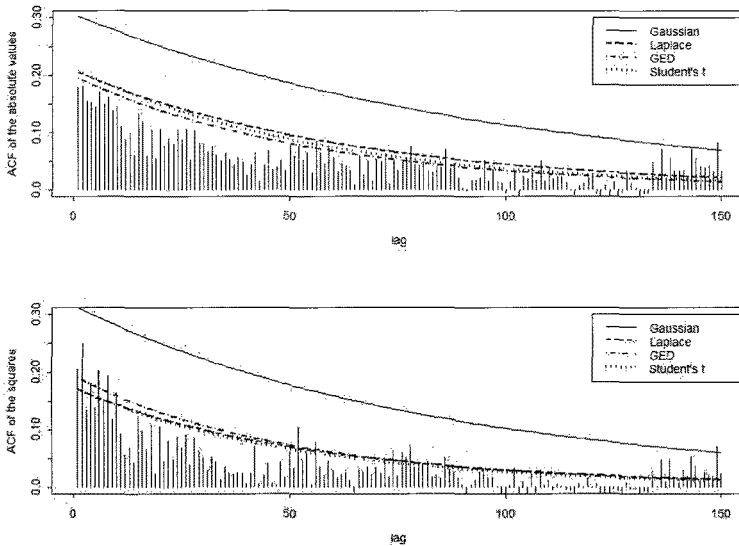


그림 3.8. POSCO: 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수(위: 절대수익률, 아래: 제곱수익률)

Taylor 성질이 성립함을 보여주며, GED와 Student's t -분포가 적절함을 알 수 있다. 현대중공업의 경우, 그림 3.13 Gaussian 모형일 때 모든 시차 k 에서 $\hat{\rho}_1(k) < \hat{\rho}_2(k)$ 가 성립하며, $\rho_1(k) - \rho_2(k)$ 값이 매우 작은 것을 알 수 있다. 표본 자기상관에서도 $\gamma_1(k) < \gamma_2(k)$ 이며, 두 값이 큰 차이가 없음을 알 수 있다.

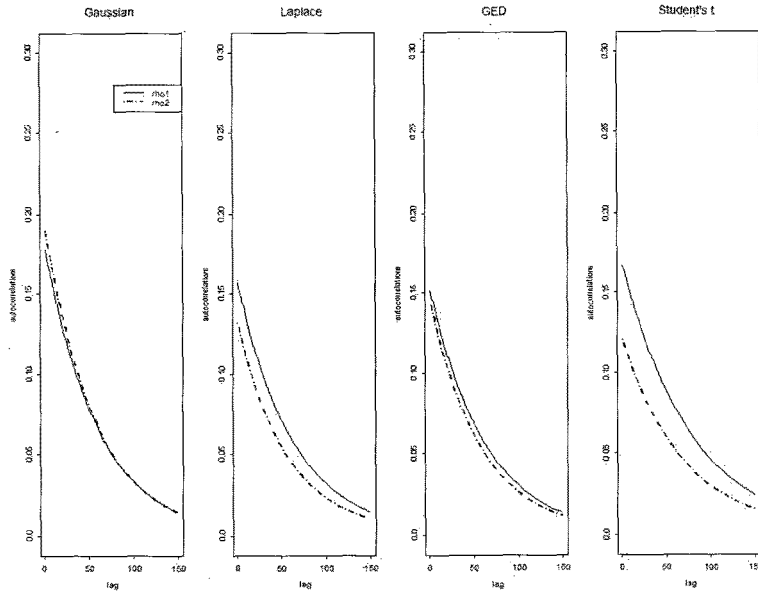


그림 3.9. 대우증권: 추정된 자기상관함수 - 왼쪽부터 Gaussian, Laplace, GED, Student's t -분포(실선: $\hat{\rho}_1(k)$, 점선: $\hat{\rho}_2(k)$, $k = 1, 2, \dots, 150$)

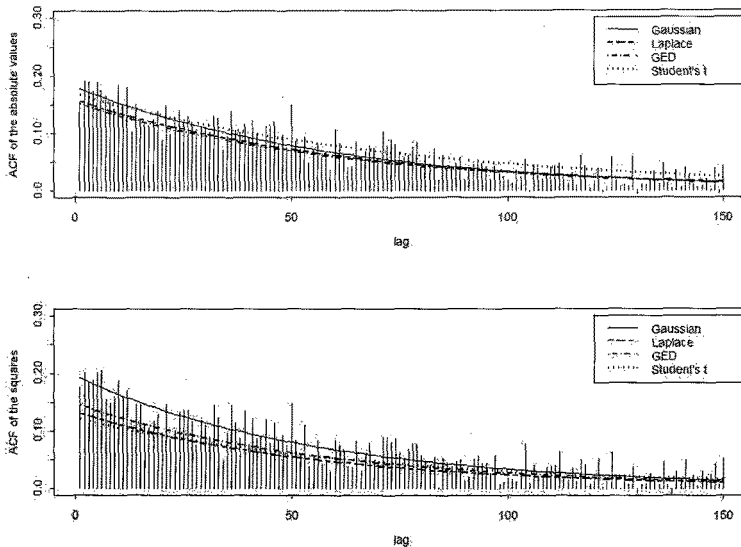


그림 3.10. 대우증권: 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수(위: 절대수익률, 아래: 제곱수익률)

3.3. 결론

분석한 국내 주가자료의 대부분이 Taylor 성질이 성립함을 표본 자기상관함수를 통해 알 수 있었으며,

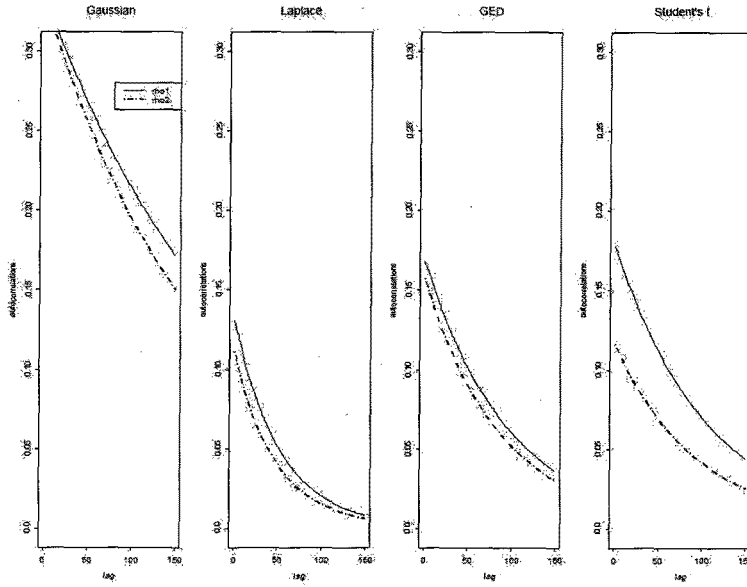


그림 3.11. 삼성증권: 추정된 자기상관함수 - 왼쪽부터 Gaussian, Laplace, GED, Student's t -분포(실선: $\hat{\rho}_1(k)$, 점선: $\hat{\rho}_2(k)$, $k = 1, 2, \dots, 150$)

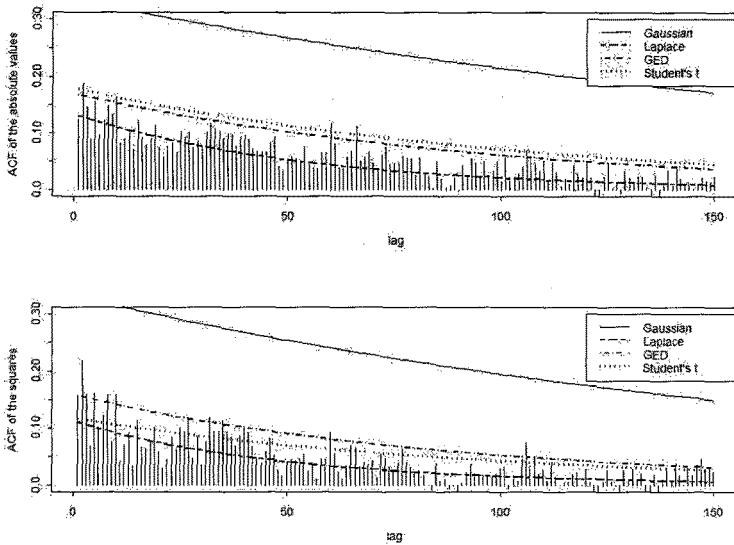


그림 3.12. 삼성증권: 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수(위: 절대수익률, 아래: 제곱수익률)

적합된 AVGARCH(1,1)모형을 이용한 Hass (2009)의 방법으로도 이를 확인할 수 있었다. 침도가 큰 오차항의 분포를 적합시킨 AVGARCH(1,1) 모형이 자료가 가지는 Taylor 성질을 잘 반영하며, AIC, BIC 통계량도 작은 값을 가짐을 알 수 있었다.

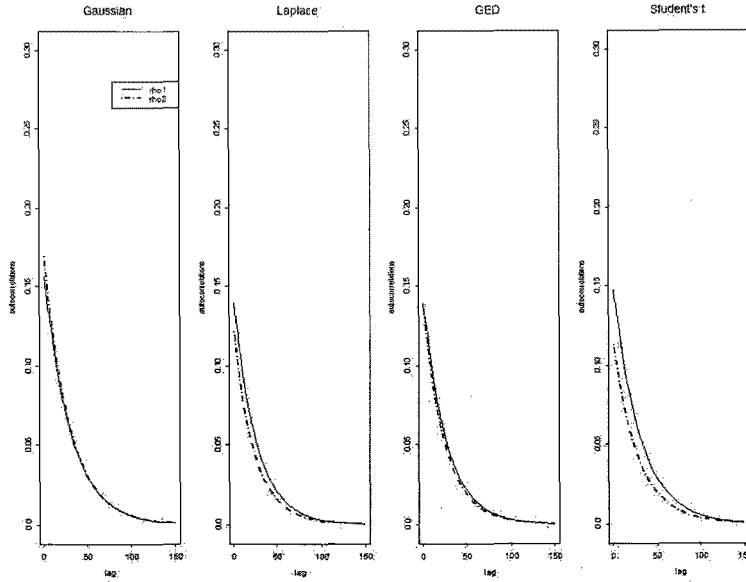


그림 3.13. 현대중공업: 추정된 자기상관함수 - 왼쪽부터 Gaussian, Laplace, GED, Student's t -분포(실선: $\hat{\rho}_1(k)$, 점선: $\hat{\rho}_2(k)$, $k = 1, 2, \dots, 150$)

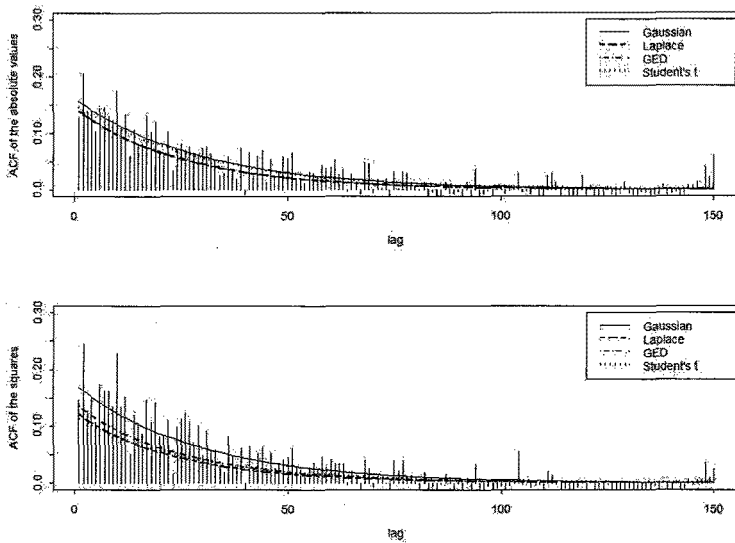


그림 3.14. 현대중공업: 추정된 자기상관함수와 표본 자기상관함수(위: 절대수익률, 아래: 제곱수익률)

참고문헌

Baillie, R. T., Bollerslev, T. and Mikkelsen, H. -O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.

- Gonçalves, E., Leite, J. and Mendes-Lopes, N. (2009). A mathematical approach to detect the Taylor property in TARCH processes, *Statistics & Probability Letters*, **79**, 602–610.
- Granger, C. W. J. (2005). The past and future of empirical finance: Some personal comments, *Journal of Econometrics*, **129**, 35–40.
- Granger, C. W. J. and Ding, Z. (1995). Some properties of absolute return, an alternative measure of risk, *Annales D'économie et de Statistique*, **40**, 67–91.
- Haas, M. (2009). Persistence in volatility, conditional kurtosis, and the Taylor property in absolute value GARCH processes, *Statistics & Probability Letters*, **79**, 1674–1683.
- He, C. and Teräsvirta, T. (1999). Properties of moments of a family of GARCH processes, *Journal of Econometrics*, **92**, 173–192.
- Hwang, S. Y. and Basawa, I. V. (2004). Stationarity and moment structure of Box-Cox transformed threshold GARCH(1,1) processes, *Statistics & Probability Letters*, **68**, 209–220.
- Ling, S. and McAleer, M. (2002). Stationarity and existence of moments of a family of GARCH processes, *Journal of Econometrics*, **106**, 109–117.
- Taylor, S. J. (1986). *Modelling Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Chichester.

Evidence of Taylor Property in Absolute-Value-GARCH Processes for Korean Financial Time Series

J. S. Baek¹ · S. Y. Hwang² · M. S. Choi³

¹Department of Statistics, Sookmyung Women's University

²Department of Statistics, Sookmyung Women's University

³Department of Statistics, Sookmyung Women's University

(Received November 2009; accepted December 2009)

Abstract

The time series dependencies of financial volatility are frequently measured by the autocorrelation function of power-transformed absolute returns. It is known as the *Taylor property* that the autocorrelations of the absolute returns are larger than those of the squared returns. Hass (2009) developed a simple method for detecting the Taylor property in absolute-value-GARCH(1,1) (AVGARCH(1,1)) model. In this article, we fitted AVGARCH(1,1) model for various Korean financial time series and observed the Taylor property.

Keywords: Taylor property, AVGARCH, dependencies, autocorrelation function.

This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government[NRF-2009-353-C0004]. Partial support from NRF-2009-0084772 is also acknowledged.

¹Corresponding author: Research Professor, The Research Institute of Natural Science, Sookmyung Women's University, 52 Hyochangwon-gil, Yongsan-gu, Seoul 140-742, Korea. E-mail: jsbaik98@sm.ac.kr