

BDI의 변동성 추정: 레버리지 GARCH 모형을 중심으로

모수원* · 이광배**

Estimation of BDI Volatility: Leverage GARCH Models

Mo, Soo-Won · Lee, Kwang-Bae

Abstract : This paper aims at measuring how new information is incorporated into volatility estimates. Various GARCH models are compared and estimated with daily BDI(Baltic Dry Index) data. While most researchers agree that volatility is predictable, they differ on how this volatility predictability should be modelled. This study, hence, introduces the asymmetric or leverage volatility models, in which good news and bad news have different predictability for future. We provide the systematic comparison of volatility models focusing on the asymmetric effect of news on volatility. Specifically, three diagnostic tests are provided: the sign bias test, the negative size bias test, and the positive size bias test. From the Ljung-Box test statistic for twelfth-order serial correlation for the level we do not find any significant serial correlation in the unpredictable BDI. The coefficients of skewness and kurtosis both indicate that the unpredictable BDI has a distribution which is skewed to the left and significantly flat tailed. Furthermore, the Ljung-Box test statistic for twelfth-order serial correlations in the squares strongly suggests the presence of time-varying volatility. The sign bias test, the negative size bias test, and the positive size bias test strongly indicate that large positive(negative) BDI shocks cause more volatility than small ones. This paper, also, shows that three leverage models have problems in capturing the correct impact of news on volatility and that negative shocks do not cause higher volatility than positive shocks. Specifically, the GARCH model successfully reveals the shape of the news impact curve and is a useful approach to modeling conditional heteroscedasticity of daily BDI.

Key Words : BDI, GARCH, asymmetric volatility model

▷ 논문접수 : 2014. 07. 28. ▷ 심사완료 : 2014. 08. 15. ▷ 게재확정 : 2014. 08. 21.

* 목포대학교 무역학과 교수, moswan@hanmail.net, 010)6314-5374, 주저자

** 순천대학교 물류학과 교수, kblee@sunchon.ac.kr, 010)3390-3739, 교신저자

I. 서론

건화물선 해운경기를 나타내는 BDI건화물운임지수는 급격한 상승과 하락을 반복하고 있어서 변동행태를 예측하기가 대단히 어렵다. 2007년 BDI해상운임은 최고치와 최저치의 차이(11130포인트)가 연중 평균(6358포인트)의 거의 두 배에 이를 정도로 변동 규모가 컸으며, 2014년에는 최고치와 최저치의 차이(1418포인트)가 2014년 6월 30일의 BDI(860)보다 훨씬 더 크다. 이러한 변동폭은 사실상 예측이 불가능하여 임의보행(random walk) 현상으로 간주되는 환율보다 훨씬 크다. 특히 BDI는 하향국면이 상승국면보다 훨씬 더 오랫동안 지속되고 있을 뿐만 아니라 하락국면의 변동률이 시간의 경과와 더불어 점차 커지는 경향이 있어서 예측을 더욱 어렵게 만들고 있다.

BDI는 2000년 1월 4일 1320에서 2001년 8월 9일 992로 1000선 밑으로 떨어진 후 2002년 2월 22일 1009가 될 때까지 6개월 간 1000선 밑에 머물렀으며, 2003년 4월 7일에야 겨우 2011로 2000선을 넘어섰다. 그러나 이러한 완만한 변동은 급격한 변동으로 바뀌어 2003년 10월 1일 BDI는 3138로 3000선을 돌파한 후 동년 10월 9일 4049로 4000선을 빠르게 통과하였고 2004년 1월 9일 5046로 5000선에 도달하였다. 이후 하락과 상승이 대단히 빠르고 크게 이루어져, 동년 3월 25일 이후 2000선까지 밀렸으나 11월 5일 5027로 다시 5000선에 진입하였고 11월 30일에는 6051로 6000선까지 이르렀다. 그러나 곧바로 하락국면에 진입하여 2년 5개월만인 2007년 4월 24일에 6029로 6000선에 재진입하였다. 2007년 8월 10일 7011, 9월 5일 8090, 9월 24일 9082, 10월 10일 10218, 10월 26일 11033으로 대단히 빠른 속도로 상승한 후, 2008년 4월 2일 다시 7655까지 떨어졌다. 이후 다시 반등을 시작하여 2008년 4월 17일 8038, 4월 24일 9182, 5월 7일 10104, 6월 5일 11689로 최고점에 도달하였다. 이후 동년 6월 13일 9646, 7월 3일 8925, 8월 6일 7869, 8월 28일 6929, 9월 4일 5874, 9월 11일 4893, 9월 26일 3746, 10월 6일 2992, 10월 13일 1976로 대단히 빠른 속도로 하락하여 동년 10월 28일에는 1000선 밑인 982, 12월 2일 684로 내려앉았다. 2009년부터 2010년 기간에는 1000미만에서 4500선 사이에서 크게 상승과 하락을 반복하였으며, 2012년 이후의 대부분의 기간에서는 2000선에 이르지 못하였으며, 상당기간 1000선 밑에서 움직였다.

그런데 BDI는 <부도 1>에서 보는 바와 같이 2008년 이후 변동폭이 감소하고 있는 것으로 나타나고 있다. 2008년 5월 15일 BDI는 전 영업일 대비 723포인트 상승하였고, 동년 6월 12일에는 963포인트, 13일에는 496포인트, 16일에는 227포인트가 하락하였다. 이에 비해 2012년 9월 12일에는 전 영업일에 대해 1포인트 상승에 그쳤고, 2014년 7월 4일에도 3포인트 상승에 불과하였다. 이것은 2008년 5월과 6월의 평균 변동폭이 169포인트, 175포인트인데 비해 2012년 9월과 2013년 7월의 변동폭이 각각 10.5포인트, 10.0포인트, 2014년 5월과 6월의 평균 변동폭이 13.8포인트, 18.9포인트인 것으로도 알 수 있다. 그러나 변동의 핵심은 변동폭

이 아니라 변동률이다.

BDI운입의 전일 대비 가장 높은 변동률은 2000년 2.1%, 2001년 2.5%, 2004년 5.0%, 2007년 4.4%이었다. 그러나 2008년 이후의 기간에서는 변동률이 5%를 크게 넘어서고 있으며 변동률도 커지는 추세이다. 2008년 11.3%에서 2009년 5.5%로 낮아졌으나 2010년 7.5%, 2012년 8.2%, 2013년 15.8%, 그리고 2014년 11.4%라는 높은 변동률을 보이고 있다. 이것은 HP 필터링을 적용하여 도출한 변동률의 장기 순환국면이 높은 수준에서 상승하는 형태를 보이는 것으로 확인할 수 있다(〈부도 2〉). 이러한 사실은 해운경기의 침체로 BDI지수가 크게 낮아졌고 이에 따라 변동폭은 줄어들었으나 변동률은 점차 커지고 있다는 것을 의미하기 때문에 이러한 변동성에 대한 분석이 필요하다는 것을 알 수 있다.

일반적으로 금융시장에서 자산수익의 변동성을 어느 정도 예측할 수 있다는 데에 많은 문헌들이 견해의 일치를 보고 있다(Merton, 1980; French et al., 1987; Chou, 1988; Poon et al., 2003). 그러나 변동성을 도출하는 방법에 있어서는 견해를 달리하고 있다(Bollerslev et al., 1992; Ederington and Guan, 2005; Lopez, 2001). 변동성을 예측하는 데 있어서 가장 중요한 것은 변동성을 정확히 추정할 수 있는 모형의 설정과 선택이다. 그것은 모형을 잘못 선택하거나 설정하여 추정할 경우 추정결과의 오류가 발생하거나 중요한 정보를 찾아내지 못할 가능성이 있기 때문이다. 변동성을 파악하는 데 흔히 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)모형이 이용되었으나 최근 GARCH모형 외에 다양한 모형이 제시되고 있다(Gonzalez-Rivera et al., 2004; Mikosch and Starica; 2004). 특히 Black(1976), Christie(1982), Nelson(1991), Pagan and Schwert(1990), Campbell and Hentschel(1992), Engle and Ng(1993) 등은 비대칭적 효과(asymmetric effect) 또는 레버리지효과(leverage effect)를 갖는 모형을 이용하여 음(-)의 충격이 동일 크기의 양(+)의 충격보다 더 큰 변동성을 야기함으로써 좋은 뉴스(good news)와 나쁜 뉴스(bad news)가 변동성에 상이한 영향을 미친다는 점을 밝히고 있다.

본고는 2009년 1월 5일부터 2014년 7월 9일까지 BDI 건화물운입지수의 변동성이 대칭적인가와 이러한 변동성을 파악하는 데 가장 적합한 변동성 모형을 식별하는 데 목적을 둔다. 본고는 다음과 같이 전개된다. 제Ⅱ장에서 변동성 모형을 도입하고, 제Ⅲ장에서 변동성 모형을 추정한 후 제Ⅳ장에서 결론을 내린다.

Ⅱ. 변동성 모형 도입

ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)모형과 GARCH(Generalized ARCH)모형은 조건부 분산구조에 대칭성(symmetry)을 부과함으로써 시장이 정보에 대칭적으로 반응한다는 것을 암묵적으로 전제하고 있기 때문에 변동성을 모형화하고 예측하는 데 있어

서 적절하지 못할 뿐만 아니라 자료의 중요한 특징을 찾아내지 못한다는 단점을 가지고 있다 (Black, 1976; French et al., 1987; Nelson, 1990; Schwert, 1990). 실제로 시장은 좋은 뉴스(goods news)보다 나쁜 뉴스(bad news)에 대해 더 큰 변동성을 보일 가능성이 크기 때문에 이러한 특성을 밝힐 수 있는 모형이 필요하게 된다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 Nelson(1991)은 식 (1)과 같은 EGARCH(exponential GARCH)모형을, Glosten et al.(1993)과 Hendry(1998)는 식 (2)와 같은 GJR모형을, Engle and Ng(1993)는 식 (3)과 같은 AGARCH(Asymmetric GARCH)모형 또는 GQARCH(Generalized Quadratic ARCH)모형을 제시하고 있다.

$$\log(h_t) = \omega + \alpha \left[\frac{|\epsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta \log(h_{t-1}) + \delta \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

$$h_t = \omega + \alpha (\epsilon_{t-1} + \delta)^2 + \beta h_{t-1} \quad (3)$$

EGARCH모형은 GARCH모형에 비해 다음과 같은 두 가지 장점을 가지고 있다(Henry, 1998). 첫째, (1)식을 로그로 구성함으로써 ARCH모형과 GARCH모형에서와 같이 0보다 크다는 제약조건이 필요하지 않다. 둘째, 일반적으로 식 (1)에서 δ 가 음(-)의 부호를 갖기 때문에 나쁜 뉴스의 경우($\epsilon_{t-1} < 0$) 좋은 뉴스($\epsilon_{t-1} > 0$)보다 더 큰 변동성을 갖게 된다. 즉 EGARCH모형의 경우 $\delta < 0$ 이면 뉴스에 대해 변동성이 비대칭이 된다. 또한 식 (2)와 같은 GJR모형에서 S_{t-1}^- 는 가변수(dummy variable)로서 $\epsilon_{t-1} < 0$ 이면 1을, 그렇지 않으면 0을 갖기 때문에 나쁜 뉴스($\epsilon_{t-1} < 0$)의 경우 $\delta > 0$ 이면 더 큰 변동성을 보이게 된다. 이 경우 좋은 뉴스의 효과는 α , 나쁜 뉴스의 효과는 $\alpha + \delta$ 가 된다(Berg and Lyhagen, 1998). 식 (3)의 AGARCH모형의 경우 δ 추정치가 일반적으로 (-)이기 때문에 충격의 크기가 동일하여도 양의 충격과 음의 충격에 비대칭적으로 반응을 하게 된다.

Ⅲ. 변동성 모형 추정

이제 앞에서 밝힌 바와 같이 뉴스충격곡선을 통해 적합한 변동성 모형을 선택하기로 한다. 일반적인 GARCH모형은 조건부분산이 뉴스충격에 $\epsilon_{t-1} = 0$ 을 중심으로 대칭이기 때문에 동일 규모의 예상하지 못한 좋은 뉴스충격과 나쁜 뉴스충격은 동일규모의 변동성을 야기한다. 또한 충격이 커지면 커진 충격규모의 제곱에 비례하는 비율로 더 큰 변동성을 예상할 수 있다. 따라서 음의 충격이 양의 충격보다 더 큰 변동성을 야기할 경우 GARCH모형은 나쁜 뉴스에 따르

는 변동성의 크기는 과소예측(underpredict)하는 반면에 좋은 뉴스에 따르는 변동성의 크기는 과대예측(overpredict)하는 경향을 갖게 된다. 더욱이 큰 충격이 이차함수가 허용하는 것보다 더 큰 변동성을 야기할 경우 표준 GARCH모형은 큰 쇼크에 따르는 변동성을 과소예측하고 작은 충격에 따르는 변동성의 크기를 과대예측한다(Hillebrand, 2005; Rapach & Struass, 2008).

이러한 사실은 변동성모형에 대해 새로운 진단검정을 필요로 한다. 검정의 최적 형태를 도출하기 위해 다음과 같은 형태의 모형을 가정한다.

$$\log(h_t) = \log(h_{0t}(\delta'_0 z_{0t})) + \delta'_a z_{at}, \quad (4)$$

여기서 $h_{0t}(\delta'_0 z_{0t})$ 은 귀무가설에서의 변동성 모형, δ_0 은 귀무가설에서 모수의 $k \times 1$ 벡터, δ_a 은 누락된 설명변수의 $m \times 1$ 벡터이다. 이와 같이 $h_t = h_{0t}(\delta'_0 z_{0t}) + \delta'_a z_{at}$ 와 같은 선형형태를 선택하는 것은 GARCH모형과 EGARCH 모형과 같은 변동성 모형을 포함할 수 있기 때문이다. 그런데 귀무가설에서 변동성 모형은 추가 설명변수에 대한 모수 z_{at} 가 0일 경우 구하므로 이러한 모수제약조건($\delta_a = 0$)이 충족되는가를 검정함으로써 모형을 검정할 수 있다.

변동성 모형에서 관측치 t 에 상응하는 잔차 $v_t \equiv \epsilon_t / \sqrt{h_{0t}}$ 로 정의하면 Engle and Kraft (1983), Engle (1984), Bollerslev (1986)에 의하면 (4)식에서 $H_0 : \delta_a = 0$ 에 대한 라그랑지 승수(Lagrange multiplier) 검정통계량은 다음 회귀식에서 단순히 $\delta_a = 0$ 에 대한 검정이다.

$$v_t^2 = z_{0t}^* \delta_0 + z_{at}^* \delta_a + u_t, \quad (5)$$

여기서 $z_{0t}^* \equiv h_{0t}^{-1} \partial h_t / \partial \delta_0$, $z_{at}^* \equiv h_{0t}^{-1} \partial h_t / \partial \delta_a$ 그리고 u_t 는 잔차이다. 이론상 v_t^2 은 z_{0t}^* 에 직교(orthogonal)하므로 모수에 대한 제약조건이 충족되면 (5)식의 우변항 변수들은 어떤 설명력도 갖지 못한다. 따라서 검정통계량은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\xi_{LM} = T \cdot R^2, \quad (6)$$

여기서 R^2 은 (6)식의 다중상관계수의 제곱, T 는 관측 수이다. LM 검정통계량은 귀무가설이 성립할 경우 자유도가 m 인 점근적(asymptotical) χ^2 분포를 한다. 여기서 m 은 모수에 대

한 제약조건 개수이다. 우리가 실제로 하게 되는 회귀분석은 v_t^2 을 상수, z_{ot}^* , z_{at} 에 대해 회귀식을 추정하는 것인데, z_{at} 를 변형시킴으로써 검정방법을 다양화할 수 있다. 이제 이러한 논의에 기초하여 다음과 같은 세 가지 검정방법을 도입한다.

$$v_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- + \underline{\beta}' z_{0t}^* + e_t \quad (7a)$$

$$v_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- \epsilon_{t-1} + \underline{\beta}' z_{0t}^* + e_t \quad (7b)$$

$$v_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^+ \epsilon_{t-1} + \underline{\beta}' z_{0t}^* + e_t \quad (7c)$$

여기서 a 와 b 는 불변 모수, $\underline{\beta}$ 는 불변 모수벡터, e_t 는 잔차이다. 부호편의 검정통계량은 회귀식 (7a)에서 계수 b 의 t 통계량이며, 음의 규모편의 검정통계량은 회귀식 (7b)에서 계수 b 의 t 통계량이며, 양의 규모편의 검정통계량은 회귀식 (7c)에서 계수 b 의 t 통계량이다. 결합검정을 하기 위해서 다음과 같은 회귀식을 도입한다.

$$v_t^2 = a + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^- \epsilon_{t-1} + b_3 S_{t-1}^+ \epsilon_{t-1} + \underline{\beta}' z_{0t}^* + e_t \quad (8)$$

여기서 a , b_1 , b_2 , b_3 는 불변 계수, $\underline{\beta}$ 는 불변 계수벡터, e_t 는 잔차이다. b_1 , b_2 , b_3 에 대한 t 통계량은 각각 부호편의 검정통계량, 음의 규모편의 검정통계량, 양의 규모편의 검정통계량이다. 여기서 변동성 모형이 정확하다면 부호편의와 규모편의의 결합검정은 식 (8)에서 $b_1 = b_2 = b_3 = 0$, $\beta = 0$, 그리고 e_t 는 i.i.d.(independently and identically distributed)이다.

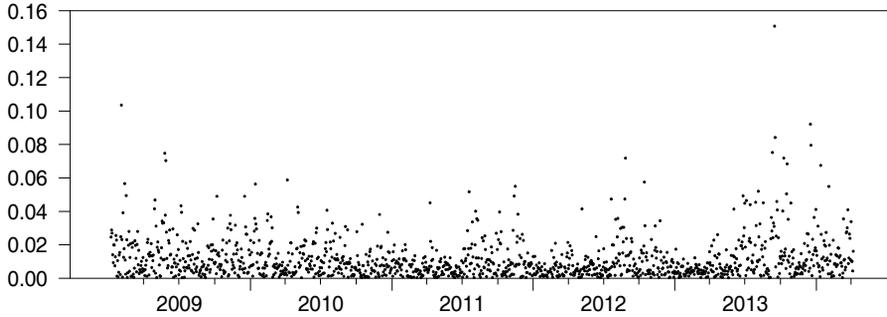
이제 예측불가능 부분을 도출한다. 이를 위해서 운임 u_t 를 식 (9)와 같은 평균방정식으로 작성한 후 4가지 변동성 모형의 분산방정식과 결합하여 추정한다. 여기서 괄호 안의 숫자는 t 통계량이다.

$$u_t = 4.0065 + 1.8951 \cdot u_{t-1} - 1.1259 \cdot u_{t-2} + 0.2284 \cdot u_{t-3} + \epsilon_t, \quad F = 301846, \quad R^2 = 0.9985 \quad (9)$$

(1.9286) (71.917) (-22.997) (8.6712)

<그림 1>은 변동성이 GARCH과정과 관련된 군집현상(clustering phenomenon)을 보여 큰 쇼크가 발생하면 연속적으로 큰 쇼크가 뒤따르고 있음을 보여주고 있다.

〈그림 1〉 $|\epsilon_t|$ 의 시계열



〈표 1〉 예측불가능 운임변동률의 기술통계량

표본수	1369	부호편의	5,2706(0,0000)
Sk	0,5837(0,0000)	음의 규모편의	-33,187(0,0000)
Ku	9,1802(0,0000)	양의 규모편의	48,631(0,0000)
JB	4885(0,0000)	결합검정	1157(0,0000)
Q(12)	38,343(0,0001)	Q2(12)	167,53(0,0000)

주) Sk(초과왜도)와 Ku(초과첨도)는 Sk=0, Ku=0에 대한 통계량, JB는 Jarque-Bera 통계량, Q는 Ljung-Box통계량을 나타냄. 편의검정은 t 통계량, 결합검정은 $T \times R^2$, ()안은 유의수준임.

또한 〈표 1〉에서 왜도(skewness)는 시계열이 평균을 중심으로 분포할 때 비대칭 정도를 측정하는 것으로서 정규분포와 같은 대칭분포의 왜도는 0이다. 첨도(kurtosis)는 정규분포의 형태를 나타내는 것으로 정규분포의 첨도는 3이다. 정(+)의 왜도는 분포가 오른쪽으로 긴 꼬리를 가지는 것을 의미하고 음(-)의 왜도는 분포가 왼쪽으로 길게 나타나는 것을 의미한다. 또한 첨도가 3보다 크면 그 분포는 정규분포에 비해 뾰족(leptokurtic)하며, 3보다 작으면 정규분포에 비해 평평(platykurtic)하다고 할 수 있다(최병욱·김원태, 2007). 따라서 예측불가능 운임변동률은 왜도와 첨도를 가지고 있으며 ϵ_t^2 의 Ljung-box 검정통계량은 시간변동 변동성(time-varying volatility)이 존재한다는 것을 강하게 보여주고 있다. 양의 쇼크와 음의 쇼크가 본고의 모형이 예측하지 못한 변동성에 미치는 효과가 다르지 않다는 가설에 대한 부호편의검정이 유의하여 음의 쇼크와 양의 쇼크가 변동성에 다른 크기의 영향을 미치고 있다. 음의 규모편의검정이 유의한 것으로 나타나서 음의 쇼크(negative shock) 크기에 따라 본고의 모형이 예상하지 못한 변동성에 미치는 효과가 다른 것으로 나타나고 있다. 또한 양의 규모편의검정 역시 유의하여 양의 쇼크(positive shock) 크기에 따라 본고의 모형이 예상하지 못한 변동성에 미치는 효과가 다르다. 이러한 결과와 더불어 부호편의와 규모편의를 결합하여 검정한 결합검정 역시 본고의

모형에 설정오류가 있다는 것을 보여주고 있다.

〈표 2〉는 GARCH모형과 더불어 레버리지(leverage)효과와 규모효과를 파악할 수 있는 AGARCH모형, EGARCH모형, GJR모형에 의한 추정결과를 보여주고 있다. AGARCH모형에서는 δ 계수(0.0031)이 유의하나 부호가 (+)로서 모형의 특성과 반대이기 때문에 음의 쇼크가 양의 쇼크보다 더 큰 변동성을 야기하지 않는다. EGARCH모형의 $\epsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 항의 계수 (0.0310)도 양의 부호로 모형과 반대일 뿐만 아니라 유의하지 않아 음의 쇼크가 양의 쇼크보다 더 큰 변동성을 야기하지 않는다는 것을 알 수 있다. GJR모형에서도 $S_{t-1}^{-1}\epsilon_{t-1}^2$ 의 δ 계수가 음(-)으로 모형과 반대되는 부호를 가지고 있으며 5%에서 유의하지 않아 음의 충격이 양의 충격보다 더 큰 변동성을 유발하지 않는 것으로 나타나고 있다. 따라서 나쁜 뉴스와 좋은 뉴스가 변동성에 미치는 효과가 다르지 않기 때문에 GARCH모형을 이용하여 변동성을 추정하고 분석하는 것이 합리적이다.

〈표 2〉 변동성 모형의 추정

GARCH모형		
$h_t = 0.00003 + 0.2767\epsilon_{t-1}^2 + 0.6455h_{t-1}$		log L = -5092
(12.703) (13.338) (34.486)		
AGARCH모형		
$h_t = 0.00002 + 0.6679 \cdot h_{t-1} + 0.2606 \cdot (\epsilon_{t-1} + 0.0031)^2$		log L = -5101
(10.407) (38.459) (13.084) (5.1820)		
EGARCH모형		
$\log(h_t) = -0.6183 + 0.6314 \cdot \left[\left \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right - \sqrt{2/\pi} \right] + 0.9238 \cdot \log(h_{t-1}) + 0.0310 \cdot \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$		
(-141.7) (5.5480)	(567.2)	(1.1683)
log L = -5059		
GJR모형		
$h_t = 0.000002 + 0.7170 \cdot h_{t-1} + 0.2689 \cdot \epsilon_{t-1}^2 - 0.0901 \cdot S_{t-1}^{-1}\epsilon_{t-1}^2$		log L = -5091
(1.6526) (6.6182) (2.3610) (-1.1554)		

주) 괄호 안의 숫자는 계수의 t 통계량을 나타냄.

〈표 3〉 진단검정

	GARCH모형	AGARCH모형	EGARCH모형	GJR모형
부호편의	-2.9105 (0.0000)	-1.2369 (0.2163)	-2.5279 (0.0115)	-2.5050 (0.0123)
음의 규모편의	-0.2820 (0.7779)	-0.1030 (0.9179)	-1.7523 (0.0799)	-0.9423 (0.3462)
양의 규모편의	-1.2628 (0.2068)	-0.7598 (0.4475)	-0.5296 (0.5964)	-1.5271 (0.1269)
결합검정	3.1499 (0.3690)	0.5754 (0.9020)	2.3653 (0.5001)	2.1758 (0.5367)

주) 편의검정은 t 통계량이며 결합검정은 $T \times R^2$ 임. ()안은 유의수준임.

또한 추정모형의 편의검정결과인 〈표 3〉에서 부호편의검정은 GARCH모형, EGARCH모형, GJR모형에서 유의하여 양의 쇼크와 음의 쇼크가 본고가 세운 모형이 예측하지 못한 변동성에 미치는 효과가 다르다는 것을 보여주는데 비해 AGARCH모형에서는 유의하지 않아 음과 양의 쇼크가 다르지 않다는 것을 보여주고 있다. 4개 모형 모두 음의 규모편의검정이 유의하지 않아 음의 쇼크(negative shock) 크기가 본고의 모형이 예상하지 못한 변동성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 또한 양의 규모편의검정 역시 모두 유의하지 않아서 양의 쇼크 크기가 변동성에 영향을 미치지 않고 있다. 이러한 결과와 더불어 부호편의와 규모편의를 결합하여 검정한 결합검정은 본고의 모형에 설정오류(misspecification)가 없다는 것을 의미한다.

IV. 결 론

건화물선 해운경기를 나타내는 BDI건화물운임지수는 2008년 6월 5일 11689포인트로 최고 수준에 도달한 후 12월 2일 684까지 떨어졌다. 2009년부터 2010년 기간에는 1000 수준 밑에서 위치하거나 1000과 4500선 사이에서 움직여 BDI의 변동성이 대단히 크다는 것을 알 수 있다. 문제는 BDI운임의 변동성이 점차 커지는 패턴을 갖는다는 것이다. 2000-2007년에는 2.1-5.0%이었다. 그러나 2008-2014년 기간에서는 7.5-15.8%로 높아지고 있다. 때문에 이러한 변동성에 대한 분석이 이루어져야 한다. 본고는 2009년 1월 5일부터 2014년 7월 9일까지 BDI 건화물운임지수의 변동성의 특성을 파악하는데 목적을 두었다.

먼저 운임을 3차 자기회귀를 통해 예측불가능부분을 도출하여 검정을 한 결과 시간변동 변동성이 강하게 존재한다는 것과 운임에 대한 나쁜 뉴스와 좋은 뉴스가 예측하지 못한 변동성에 다른 크기로 영향을 미친다는 것과 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스가 크기에 따라 다르게 변동성에 영향을 미치는 것으로 나타나 4개의 변동성 모형을 적용하였다. 그 결과 비대칭 모형인

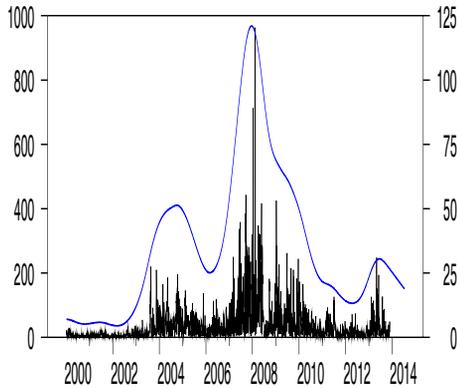
AGARCH모형, GJR모형, EGARCH모형은 비대칭을 나타내는 계수가 5%에서 유의하지 않거나 부호가 모형의 예측과 반대로 나타나 비대칭 효과가 존재하지 않았다. 따라서 GARCH모형이 운임의 조건부 분산을 설명하는 데 가장 적합하다는 것을 알 수 있었으며 이것은 변동성 모형에 의한 변동성에 대한 부호편의검정, 음의 규모편의검정, 양의 규모편의검정, Ljung-Box 통계량이 4가지 변동성 모형에서 설정오류가 없다는 것을 보여줌으로써 확인할 수 있었다.

참고문헌

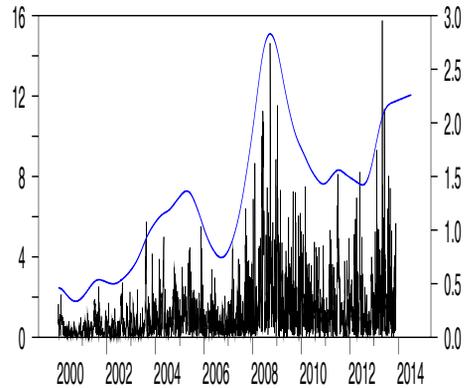
- 최병욱·김원태, “참외 주산지와 도매시장 가격의 동태적 인과성 분석”, 『농촌경제』 제30권 제3호, 2007, 69-85.
- Berg, L. and J. Lyhagen, “Short and Long-Run Dependency in Swedish Stock Returns,” *Applied Financial Economics*, Vol. 18, 1998, 435-443.
- Black, F., “Studies in Stock Price Volatility Changes,” Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, *American Statistical Association*, 1976, 177-181.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, 307-327.
- Campbell, J. and L. Hentschel, “No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, 1992, 81-318.
- Chou, R., “Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 3, 1988, 279-294.
- Christie, A., “The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, 1982, 407-432.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, 427-431.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller, “The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol. 49, 1981, 1057-1072.
- Ederington, L. H. and W. Guan, “Forecasting Volatility,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 25, No. 55, 2005, 465-490.
- Engle, R., Wald Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics, in: Z. Grrliches and M.D. Intrigator, eds.: *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, North Holland, Amsterdam, 1984.
- Engle, R., and D. Kraft, “Multiperiod Forecast Error Variances of Inflation Estimated from ARCH Models,” in A. Zellner, ed.: *Applied Time Series Analysis of Economic Data*, Bureau of the Census, Washington, D.C., 1983, 293-302.
- Engle, R.F. and V.K. Ng, “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility,” *Journal of Finance*, Vol. 48, 1993, 1749-1778.
- French, K., G.W. Schwert, and R. Stambaugh, “Expected Stock Returns and Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, 1987, 3-29.

- Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
- Glosten, L., R. Jaganathan, and D. Runkle, "On the Relation Between the Expected Value and Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, Vol. 48, 1993, 1779-1801.
- Gonzalez-Rivera, G., T-H. Lee, and S. Mishra, "Forecasting Volatility: A Reality Check Based on Option Pricing, Utility Function, Value-at-Risk, and Predictive Likelihood," *International Journal of Forecasting*, Vol. 20, 2004, 629-645.
- Henry, O., "Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility," *Applied Financial Economics*, Vol. 8, 1998, 145-153.
- Hillebrand, E., "Neglecting Parameter Changes in GARCH Models," *Journal of Econometrics*, 129, 2005, 121-138.
- Lopez, J., "Evaluating the Predictive Accuracy of Volatility Models," *Journal of Forecasting*, Vol. 20, 2001, 87-109.
- Merton, R.C., "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 1980, 323-361.
- Mikosch, T. and C. Starica, "Nonstationarities in Financial Time Series, the Long-Range Dependence, and the IGARCH Effects," *Review of Economics and Statistics*, 86, 2004, 378-390.
- Nelson, D., "Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model," *Econometric Theory*, Vol. 6, 1990, 318-334.
- Nelson, D., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, 347-370.
- Newey, W.K., and West, K.D., "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, 703-708.
- Pagan, A. and G. Schwert, "Alternative Models for Common Stock Volatility," *Journal of Econometrics*, Vol. 45, 1990, 267-290.
- Poon, S. H. and C. Granger, "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review," *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, 2003, 478-539.
- Rapach, D. E. and J. K. Struass, "Structural Breaks and GARCH Models of Exchange Rate Volatility," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 23, 2008, 65-90.
- Schwert, G.W., "Stock Volatility and the Crash of 87," *Review of Financial Studies*, Vol. 3, 1990, 77-102

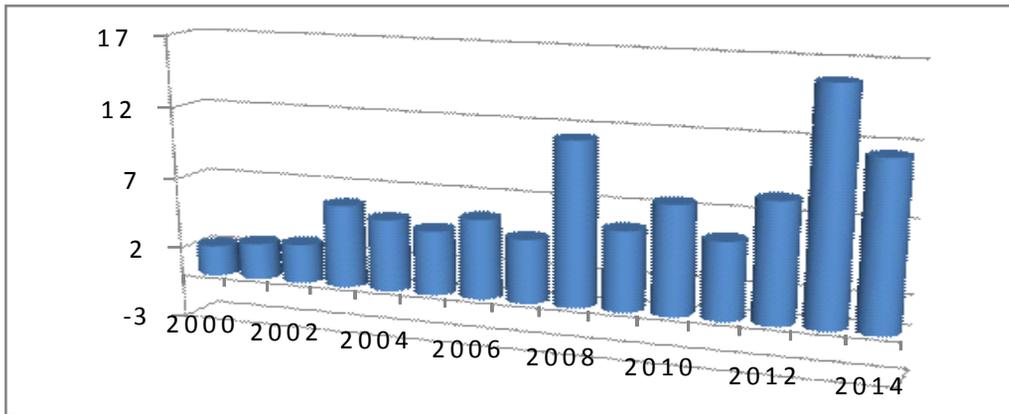
〈부도1〉 BDI 건화물운임지수의 변동폭



〈부도2〉 BDI 건화물운임지수의 변동률



〈부도 3〉 BDI의 연중 최대 일일변동률



〈부표 1〉 BDI 운임의 연중 최대 일일변동률과 평균변동률

년	최대	평균	년	최대	평균
2000	2.13	0.36	2008	11.27	2.25
2001	2.53	0.51	2009	5.52	0.9
2002	2.72	0.53	2010	7.5	1.67
2003	5.75	0.78	2011	5.34	1.4
2004	5.01	1.13	2012	8.22	1.74
2005	4.47	1.34	2013	15.77	1.54
2006	5.52	0.9	2014	11.37	2.18
2007	4.41	0.88			

국문요약

BDI의 변동성 추정: 레버리지 GARCH 모형을 중심으로

모수원 · 이광배

BDI건화물운임지수의 변동성은 환율과 주가의 변동성을 크게 초과할 정도로 대단히 클 뿐만 아니라 변동성이 점차 커지고 있어서 운임을 예측하는데 많은 어려움을 겪고 있다. 이에 본고는 이러한 운임지수의 변동성을 정확히 포착할 수 있는 모형을 찾는 데 목적을 둔다. 이를 위해 변동성 분석에 흔히 사용되는 대칭형 변동성 모형인 GARCH 모형과 비대칭 변동성 모형인 AGARCH모형, GJR모형, EGARCH모형을 도입한다. 그것은 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 더 큰 변동성을 야기할 가능성이 높기 때문이다. 먼저 운임의 예측불가능요소를 운임의 요일별 특성을 제거한 후 자기회귀를 하여 구한 후 GARCH 분석을 적용하는데 적합한 성격을 갖는가를 조사한다. 비대칭모형의 AGARCH모형에서는 비대칭을 나타내는 계수가 유의하나 부호가 모형의 예상과 달라 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 더 큰 변동성을 야기하지 않으며, EGARCH모형의 비대칭계수도 양의 부호로 모형의 예상과 반대일 뿐만 아니라 유의하지 않아 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 더 큰 변동성을 야기하지 않는다는 것, 그리고 GJR모형에서도 해당 계수가 음으로 모형과 반대로 유의하지 않아 음의 충격이 양의 충격보다 더 큰 변동성을 유발하지 않음을 보인다. 이에 따라 BDI건화물운임지수의 변동성은 GARCH모형을 이용하는 것이 합리적이라는 점을 보인다.

핵심 주제어 : 건화물 운임지수, GARCH모형, 비대칭 변동성 모형