

광양항의 수출물동량과 수출액의 변동성*

모수원** · 이광배***

Volatility of Export Volume and Export Value of Gwangyang Port

Soo-Won Mo · Kwang-Bae Lee

Abstract

The standard GARCH model imposing symmetry on the conditional variance, tends to fail in capturing some important features of the data. This paper, hence, introduces the models capturing asymmetric effect. They are the EGARCH model and the GJR model. 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. This paper shows that there is significant evidence of GARCH-type process in the data, as shown by the test for the Ljung-Box Q statistic on the squared residual data. The estimated unconditional density function for squared residual is clearly skewed to the left and markedly leptokurtic when compared with the standard normal distribution. The observation of volatility clustering is also clearly reinforced by the plot of the squared value of residuals of export volume and values. The unconditional variance of both export volumes and export value indicates that large shocks of either sign tend to be followed by large shocks, and small shocks of either sign tend to follow small shocks. The estimated export volume news impact curve for the GARCH also suggests that h_t is overestimated for large negative and positive shocks. The conditional variance equation of the GARCH model for export volumes contains two parameters α and β that are insignificant, indicating that the GARCH model is a poor characterization of the conditional variance of export volumes. The conditional variance equation of the EGARCH model for export value, however, shows a positive sign of parameter δ , which is contrary to our expectation, while the GJR model exhibits that parameters α and β are insignificant, and δ is marginally significant. That indicates that the asymmetric volatility models are poor characterization of the conditional variance of export value. It is concluded that the asymmetric EGARCH and GJR model are appropriate in explaining the volatility of export volume, while the symmetric standard GARCH model is good for capturing the volatility.

Key words: GARCH, EGARCH, GJR

▷ 논문접수: 2015. 01. 30. ▷ 심사완료: 2015. 02. 23. ▷ 게재확정: 2015. 03. 06.

* 『이 논문은 2014년 순천대학교 학술기반조성비로 연구되었음』

** 목포대학교 무역학과 교수, 제1저자, moswan@hanmail.net

*** 순천대학교 물류학과 교수, 교신저자, kblee@sunchon.ac.kr

I. 서론

광양항의 수출액과 수출물동량은 꾸준히 증가하고 있다. 수출액은 2000년 49억 달러에서 2013년 270억 달러로 증가하였고 물동량도 772만 톤에서 1923만 톤으로 늘었다. 이것은 수출액과 물동량의 관계를 보여주는 산포도인 <부도 1>에서 두 변수가 선형관계를 이루고 있으며 상관계수가 0.97인 것으로도 알 수 있다. 그러나 두 변수의 변동률에서는 다른 형태를 보이고 있다. 2009년, 2012년, 2013년에 수출액의 변화율은 음의 부호를 보인데 반해 물동량은 양의 부호를 가졌다. 또한 2000년과 2004년 수출액은 전년 대비 44.0%, 40.5%로 크게 증가하였으나 물동량은 19.0%, 10.5% 증가하는데 그쳤다. 이러한 차이는 2000-2013년 기간에 두 변수의 변화율의 상관계수가 0.53으로 대단히 낮아 <부도 2>에서 보는 바와 같이 두 변수가 일정한 선형관계를 갖지 못하는 것으로도 알 수 있다.

그런데 상승과 하락을 반복하여 변동성이 큰 시계열이 안정적 상승추세로 변동성이 작은 시계열보다 영향력이 크다는 것을 의미하지 않는다. 변동성의 크기와 변동성 효과가 일치하는 것이 아니며, 변동성의 효과는 변동성의 크기보다 변동성의 특성에 따라 다르다. <부도 3>에서 수출액은 큰 폭의 상승과 하락을 겪었으나 물동량은 별다른 기복이 없이 상승하는 추세이어서 2000-2013년 기간에 물동량의 변이계수(30.0)는 수출액 변이계수(53.7)의 절반 수준에 불과하다. 그러나 이것이 수출물동량의 변동성이 수출액의 변동성보다 영향력이 작다고 할 수 없다. 그것은 변동성이 좋은 소식뿐만 아니라 나쁜 뉴스로도 발생할 수 있으며, 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스가 서로 다른 크기의 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

또한 광양항은 주요 수출품목과 수출시장에서도 비교적 높은 변동성을 보이고 있다. 종이제품 수출이 차지하는 비중은 2000년 6.7%에서 2013년 2.3%

로 급락하였으며, 고무제품 수출도 9.3%에서 절반 수준인 4.2%로 감소하였다. 이와는 반대로 자동차 수출은 2000년 1.1%에서 2007년 8.9%로 크게 높아졌으나 2013년 5.2% 수준으로 다시 주저앉았다. 또한 광양항의 4대 수출국은 2007년까지는 중국, 미국, 일본, 홍콩이었으나 2008년부터는 인도, 슬로바키아, 러시아가 홍콩을 제치고 4위로 올라섰으며, 5위에는 이란, 인도, 멕시코, 대만이 돌아가면서 차지하고 있다.

이러한 점을 감안하여 근래의 연구들은 변동성의 비대칭 특성에 초점을 두고 있다. 종전에는 나쁜 정보와 좋은 정보가 동일한 효과를 갖는 것을 전제로 한 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)모형을 이용한 분석이 주류를 이루었으나(Merton, 1980; French et al., 1987; Chou, 1988; Poon & Granger, 2003; Bollerslev et al., 1992; Ederington & Guan, 2005; Lopez, 2001), 근래에는 Black(1976), Christie(1982), Nelson(1991), Pagan & Schwert(1990), Campbell & Hentschel(1992), Engle & Ng(1993), Gonzalez-Rivera et al.(2004), Mikosch & Starica(2004) 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.

그러나 대부분의 변동성 분석은 환율(Mougoue & Aggarwal, 2011; Naoui et al., 2010), 주가(Milunovich & Thorp, 2006; Lin, 2006; Miyakoshi, 2003), 주택 및 토지가격(Andrew & Meen, 2003; Miller & Peng, 2004)에 집중되고 있는데 비해 항만 관련 변동성에 대한 분석은 거의 이루어지지 않고 있다. 드물게 환율의 변동성이 컨테이너 물동량에 미치는 영향을 분석한 최봉호(2007), 운임의 변동성 성격을 규명한 모수원·이광배(2014), 그리고

환위험과 경기의 변동성이 수입물동량에 미치는 효과를 보인 김창범(2010)의 연구가 있으나 이들의 연구는 모두 대칭효과를 전제로 하는 GARCH모형을 이용하고 있다. 이에 본고는 2000년 1월부터 2014년 4월까지 평양항 수출의 변동성을 비대칭모형을 이용하여 분석한다. 본고는 다음과 같이 전개된다. 제II장에서 변동성 모형을 도입하고, 제III장에서 변동성 모형을 추정한 후 제IV장에서 결론을 내린다.

II. 변동성 모형 도입

시계열자료의 조건부분산인 변동성이 시간가변적일 경우 이러한 변동성을 분석할 수 있는 모형이 Engle(1982)에 의해 도입되고 Engle et al.(1987)에 의해 확대된 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)모형이며 식 (1)과 같은 분산방정식으로 나타낼 수 있다. ARCH모형은 Bollerslev(1986)에 의하여 GARCH모형으로 발전되었다. GARCH(p, q)모형은 ARCH모형을 연장한 것으로 조건부 분산의 시차를 추가로 포함함으로써, 좀 더 신축적인 시차구조를 허용할 수 있다는 장점을 가지고 있으며, 식 (2)와 같이 표현할 수 있다. 따라서 GARCH(p, q)에서, $q=0$ 일 경우 ARCH(p) 과정이 되며, $p=q=0$ 일 경우 오차항 ϵ_t 가 백색오차가 된다.

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (2)$$

$$(\epsilon_t | \phi_{t-1} \sim N(0, h_t))$$

여기서 ϕ_t 는 t 기에 입수가능한 정보를 의미한다.

그러나 GARCH모형은 조건부 분산구조에 대칭성

(symmetry)을 부과함으로써 시장이 정보에 대칭적으로 반응한다는 것을 암묵적으로 전제하고 있기 때문에 변동성을 모형화하고 예측하는 데 있어서 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 뉴스보다 나쁜 뉴스에 대해 더 큰 변동성을 보일 가능성이 크기 때문에 이러한 특성을 밝힐 수 있는 모형이 필요하게 된다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 Nelson(1991)은 식 (3)과 같은 EGARCH(exponential GARCH)모형을, Glosten, Jaganathan and Runkle(1993)과 Henry(1998)는 식 (4)와 같은 GJR모형을 제시하고 있다.

$$\log(h_t) = \omega + \alpha \left[\frac{|\epsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta \log(h_{t-1}) + \delta \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (3)$$

$$h_t = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2 \quad (4)$$

식 (3)의 EGARCH모형에서 δ 가 음(-)의 부호를 가지면 충격의 크기가 동일하여도 양의 충격과 음의 충격이 비대칭적으로 반응하여 나쁜 뉴스($\epsilon_{t-1} < 0$)가 좋은 뉴스($\epsilon_{t-1} > 0$)보다 더 큰 변동성을 갖게 된다(Henry, 1998). 즉 $\delta < 0$ 이면 뉴스에 대해 변동성이 비대칭이 된다. 식 (4)와 같은 GJR모형에서 S_{t-1}^- 는 가변수(dummy variable)로서 $\epsilon_{t-1} < 0$ 이면 1을, 그렇지 않으면 0을 갖기 때문에 $\delta > 0$ 이면 나쁜 뉴스($\epsilon_{t-1} < 0$)가 좋은 뉴스보다 더 큰 변동성을 보이게 된다. 이 경우 좋은 뉴스의 효과는 α , 나쁜 뉴스의 효과는 $\alpha + \delta$ 가 된다(Berg & Lyhagen, 1998).

III. 변동성 모형 추정과 충격반응

이제 앞에서 밝힌 바와 같이 뉴스충격곡선을 통해 적합한 변동성 모형을 선택하기로 한다. 일반적인 GARCH모형은 조건부분산이 뉴스충격에 ϵ_{t-1}

=0을 중심으로 대칭이기 때문에 동일규모의 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 따르는 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 GARCH 모형은 큰 쇼크에 따르는 변동성을 과소예측하고 작은 충격에 따르는 변동성의 크기를 과대예측한다(Hillebrand, 2005; Rapach & Strauss, 2008).

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

$$\log(h_t) = \log(h_{0t}(\delta'_0 \underline{z}_{0t})) + \delta'_a \underline{z}_{at}, \quad (5)$$

여기서 $h_{0t}(\delta'_0 \underline{z}_{0t})$ 은 귀무가설에서의 변동성 모형, δ_0 은 귀무가설에서 모수의 $k \times 1$ 벡터, δ_a 은 누락된 설명변수의 $m \times 1$ 벡터이다. 이와 같이 $h_t = h_{0t}(\delta'_0 \underline{z}_{0t}) + \delta'_a \underline{z}_{at}$ 와 같은 선형형태를 선택하는 것은 GARCH모형과 EGARCH 모형과 같은 변동성 모형을 포함할 수 있기 때문이다. 그런데 귀무가설에서 변동성 모형은 추가 설명변수에 대한 모수 \underline{z}_{at} 가 영일 경우 구하므로 이러한 모수제약조건($\delta_a = \underline{0}$)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 (5)식에서 $H_0 : \delta_a = \underline{0}$ 에 대한 라그랑지 승수(Lagrange mul-

tiplier) 검정통계량은 다음 회귀식에서 단순히 $\delta_a = \underline{0}$ 에 대한 검정이다.

$$v_t^2 = \underline{z}_{0t}^* \delta_0 + \underline{z}_{at}^* \delta_a + u_t, \quad (6)$$

여기서

$$\underline{z}_{0t}^* \equiv h_{0t}^{-1} \partial h_t / \partial \delta_0, \quad \underline{z}_{at}^* \equiv h_{0t}^{-1} \partial h_t / \partial \delta_a$$

그리고 u_t 는 잔차다. 이론상 v_t^2 은 \underline{z}_{0t}^* 에 직교(orthogonal)하므로 모수에 대한 제약조건이 충족되면 (6)식의 우변항 변수들은 어떤 설명력도 갖지 못한다. 따라서 검정통계량은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\xi_{LM} = T \cdot R^2, \quad (7)$$

여기서 R^2 은 (7)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 대한 제약조건 개수이다. 우리가 실제로 하게 되는 회귀분석은 v_t^2 을 상수, \underline{z}_{0t}^* , \underline{z}_{at} 에 대해 회귀식을 추정하는 것인데, \underline{z}_{at} 를 변형시킴으로써 검정방법을 다양화할 수 있다. 이제 이러한 논의에 기초하여 다음과 같은 세 가지 검정방법을 도입한다.

$$v_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- + \beta' \underline{z}_{0t}^* + e_t \quad (8a)$$

$$v_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- \epsilon_{t-1} + \beta' \underline{z}_{0t}^* + e_t \quad (8b)$$

$$v_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^+ \epsilon_{t-1} + \beta' \underline{z}_{0t}^* + e_t \quad (8c)$$

여기서 a 와 b 는 불변 모수, β 는 불변 모수벡터, e_t 는 잔차이다. 부호편의 검정통계량은 회귀식 (8a)에서 계수 b 의 t 통계량이며, 음의 규모편의 검

정통계량은 회귀식 (8b)에서 계수 b 의 t 통계량이며, 양의 규모편의 검정통계량은 회귀식 (8c)에서 계수 b 의 t 통계량이다. 결합검정을 하기 위해서 다음과 같은 회귀식을 도입한다.

$$v_t^2 = a + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^- \epsilon_{t-1} + b_3 S_{t-1}^+ \epsilon_{t-1} + \beta' z_{0t}^* + e_t \quad (9)$$

여기서 a, b_1, b_2, b_3 는 불변 계수, β 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 (9)에서 $b_1 = b_2 = b_3 = 0, \beta = 0$, 그리고 e_t 는 i.i.d.(independently and identically distributed)이다.

이제 평양항 수출물동량과 수출액의 예측불가능 부분을 도출한다. 이를 위해서 식 (10)-(11)과 같은 물동량(vol)과 수출액(val)에 대한 평균방정식을 도출한 후 3가지 변동성 모형의 분산방정식과 결합하여 추정한다. 여기서 계수 밑 괄호 안의 숫자는 t 통계량을, F 통계량 옆 괄호 안의 숫자는 유의수준이다.

$$vol_t = 0.235 + 0.428vol_{t-1} + 0.411vol_{t-2} + 0.144vol_{t-3} + \epsilon_t, \quad (0.875) \quad (5.590) \quad (5.294) \quad (1.890)$$

$$F = 855(0.000), R^2 = 0.939 \quad (10)$$

$$val_t = 0.123 + 0.616val_{t-1} + 0.368val_{t-2} + \epsilon_t, \quad (1.693) \quad (8.609) \quad (5.191)$$

$$F = 4620(0.000), R^2 = 0.982 \quad (11)$$

그런데 변동성은 평균이 안정된 시계열에서 분산이 시간에 따라 변하는 성질을 의미하고 관련된 현상의 불확실성인 위험을 설명하고 측정하는 수단이다. 그런데 일정기간 움직임이 적게 나타나다가 큰 폭의 변동을 보이는 변동성 집중(volatility cluster-

ing)현상을 설명하는데 적합한 모형이 ARCH나 GARCH모형이다. <그림 1>과 <그림 2>는 식 (10)과 식 (11)이 예측하지 못한 부분인 ϵ_t 가 집중현상을 보여 GARCH과정을 따르고 있음을 보여주고 있다.

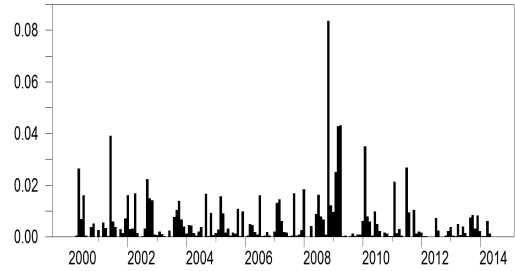


그림 1. ϵ_t^2 의 시계열: 물동량

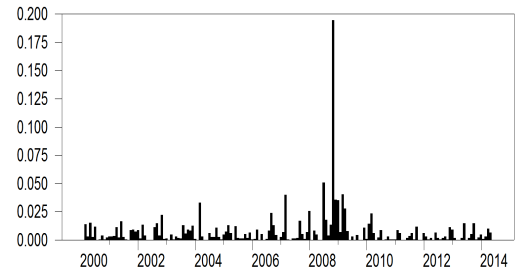


그림 2. ϵ_t^2 의 시계열: 수출액

또한 ϵ_t 의 밀도함수인 <그림 3>에서 물동량의 ϵ_t 는 정규분포보다 뾰족한(leptokurtic) 형태를 가지나 크게 뾰족하지는 않으며, 정규분포에 비해 좌우 어느 한 쪽으로 치우치지 않고 있다. 이에 비해 <그림 4>의 수출액 ϵ_t 의 밀도함수는 정규분포보다 뾰족하며 왼쪽으로 긴 꼬리를 가지고 있다.¹⁾

1) 왜도는 시계열이 평균을 중심으로 분포할 때 비대칭 정도를 측정하는 것으로서 정규분포와 같은 대칭분포의 왜도는 0이다. 첨도는 정규분포의 형태를 나타내는 것으로 정규분포의 첨도는 3이다. 정(+의) 왜도는 분포가 오른 쪽으로 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).

표 1. 예측불가능 요소의 기술통계량: 물동량

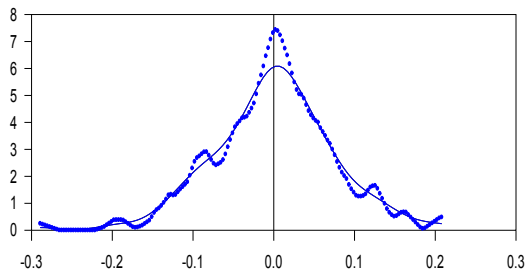
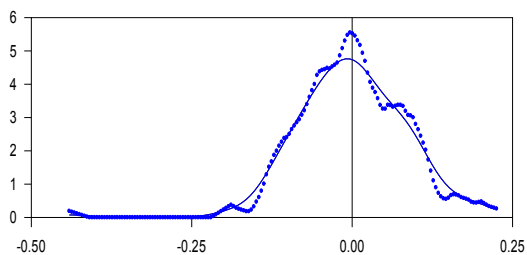
Sk	-0.2048(0.2799)	부호편의검정	-0.3744(0.0226)
Ku	1.1360(0.0031)	음의 규모편의검정	-35.232(0.0000)
JB	10.32(0.0057)	양의 규모편의검정	28.855(0.0000)
Q(12)	17.562(0.1296)	결합검정	301.61(0.0000)

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

표 2. 예측불가능 요소의 기술통계량: 수출액

Sk	-0.5628(0.0029)	부호편의검정	-1.3214(0.1393)
Ku	3.4538(0.0000)	음의 규모편의검정	-55.363(0.0000)
JB	94.025(0.0000)	양의 규모편의검정	31.660(0.0000)
Q(12)	22.515(0.0321)	결합검정	200.95(0.0000)

주) <표 1>의 주) 참조

그림 3. ϵ_t 의 밀도함수: 물동량그림 4. ϵ_t 의 밀도함수: 수출액

<표 1>은 모형의 예측불가능한 물동량에 대한 통계량을 보여주고 있다. 왜도(skewness)가 존재하지 않는다는 영가설은 기각되지 않으나 첨도(kurtosis)

가 존재하지 않는다는 영가설은 기각되어 정규분포를 하지 않고 있으며, 이것은 정규분포를 한다는 가설이 J-B 통계량에 의해 기각되는 것으로 알 수 있다. 또한 12 시차(lag)에 대한 Ljung-Box Q통계량은 예측불가능 물동량에 정보가 포함되어 있지 않다는 백색잡음(white noise)잔차 가설을 기각하는데 성공하여 시간변동 변동성(time-varying volatility)이 존재하지 않고 있다. 부호편의검정 결과 양의 쇼크와 음의 쇼크가 예측하지 못한 물동량에 미치는 효과가 다르지 않다는 가설이 기각되어 음의 쇼크와 양의 쇼크가 변동성에 미치는 효과가 다르다. 음의 규모편의검정 결과 음의 쇼크(negative shock) 크기에 따라 변동성 크기가 다르지 않다는 가설이 기각되어 음의 쇼크 크기에 따라 변동성이 다르다. 양의 규모편의검정 결과 역시 양의 쇼크(positive shock) 크기가 변동성 크기에 미치는 효과가 다르지 않다는 가설을 기각하여 양의 쇼크 크기에 따라 변동성이 다르다. 부호편의와 규모편의를 결합한 결합검정도 쇼크의 크기에 따라서 그리고 좋은 뉴스인가 또는 나쁜 뉴스인가에 따라 변동성에 미치는 효과가 다르다는 것을 보여주고 있다.

표 3. 변동성 모형의 추정: 물동량

GARCH모형			
$h_t = 0.0028 + 0.3828\epsilon_{t-1}^2 + 0.1156h_{t-1}$			
(1.0748) (0.7356) (1.2526)			
EGARCH모형			
$\log(h_t) = -2.3470 + 0.5929 \left[\left \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right - \sqrt{2/\pi} \right] + 0.3342 \log(h_{t-1}) - 0.0121 \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$			
(55.286) (251.40) (78.279) (66.567)			
GJR모형			
$h_t = 0.0006 + 0.8791\epsilon_{t-1}^2 + 0.1318h_{t-1} + 0.2924S_{t-1}^{-1}\epsilon_{t-1}^2$			
(2.8447) (17.808) (5.2325) (3.6684)			

주: 괄호 안의 숫자는 t 통계량임.

〈표 2〉의 수출액 잔차에서 분포가 좌우로 치우치지 않았다는 가설과 뽀족하지 않다는 가설이 기각되고 J-B 통계량 역시 영가설을 기각하여 정규분포가 이루어지지 않고 있다. 또한 12 시차에서 Ljung-Box Q통계량 역시 가설을 기각하여 예측불가능 수출액의 잔차에 시간변동 변동성이 존재하고 있다. 부호편의검정은 가설의 기각에 실패하여 양의 쇼크와 음의 쇼크가 예측하지 못한 수출액에 미치는 효과가 다르지 않음을 보여주고 있다. 그러나 음의 규모편의검정과 양의 규모편의검정이 가설 기각에 실패하여 음의 쇼크 크기와 양의 쇼크 크기가 변동성 크기에 미치는 효과가 다르다. 부호편의와 규모편의를 결합하여 검정한 검정 역시 가설을 기각하여 변동성 분석에 GARCH모형과 비대칭 GARCH모형이 필요함을 보여주고 있다.

물동량의 변동성을 추정한 〈표 3〉에서 GARCH 모형의 α 계수와 β 계수가 10%에서 유의하지 않아 변동성 추정모형으로 적합하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이에 비해 EGARCH모형에서는 α 계수와 β 계수가 5%에서 유의할 뿐만 아니라 δ 계수가 음의 부호로 유의하여 변동성모형으로 적합하다. GJR모형에서도 α 계수와 β 계수가 5%에서 유의하고 δ 계수가 양의 부호로 유의하여 변동성을 추정할 수 있

는 모형이다. 수출액의 변동성을 추정한 〈표 4〉에서 GARCH모형의 α 계수와 β 계수가 10%에서 유의하여 변동성 추정모형으로 이용할 수 있다. 이에 비해 EGARCH모형에서는 모든 계수가 5%에서 유의하나 δ 계수가 양의 부호를 가져 비대칭효과를 보이지 못하고 있으며, GJR모형에서도 δ 계수가 양의 부호로 10%에서 유의하나 α 계수와 β 계수가 10%에서도 유의하지 않아 변동성모형으로 적합하지 않다.

또한 추정모형들의 편의검정결과인 〈표 5〉에서 3개 변동성 모형의 부호편의검정은 물동량에서는 가설이 기각되고 수출액에서는 기각되지 않고 있다. 물동량에서 부호효과를 잡는데 실패하고 있으나 3개 변동성 모형 모두에서 물동량과 수출액의 음의 규모편의검정과 양의 규모편의검정이 가설의 기각에 실패하고 있으며, 부호편의와 규모편의를 결합하여 검정한 결합검정 역시 영가설을 기각하지 못하기 때문에 변동성 모형에 설정 설정오류(misspecification)가 없다는 할 수 있다.

이러한 결과를 보다 명확히 밝히기 위하여 나쁜 뉴스와 좋은 뉴스를 대입하여 뉴스에 대한 변동성의 반응을 도출한 〈표 7〉을 통해 살펴본다. 뉴스충격곡선은 다음과 같은 방식으로 도출한다.

〈표 7〉의 물동량 뉴스충격곡선추정에서 GARCH

표 4. 변동성 모형의 추정: 수출액

GARCH모형	
$h_t = 0.0010 + 0.7304\epsilon_{t-1}^2 + 0.1341h_{t-1}$	
(0.9594)	(3.8666) (1.7344)
EGARCH모형	
$\log(h_t) = -2.3819 + 0.5682 \left[\left \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right - \sqrt{2/\pi} \right] + 0.3308 \log(h_{t-1}) + 0.1389 \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	
(56.907) (190.29)	(71.693) (60.856)
GJR모형	
$h_t = 0.0030 + 0.34281\epsilon_{t-1}^2 + 0.0269h_{t-1} + 0.4596S_{t-1}^{-1}\epsilon_{t-1}^2$	
(2.5421) (1.4095)	(0.3528) (1.7860)

주: 괄호 안의 숫자는 t 통계량임.

표 5. 진단검정

	물동량			수출액		
	GARCH	EGARCH	GJR	GARCH	EGARCH	GJR
부호편의	2.1243 (0.0351)	1.93184 (0.0551)	2.3572 (0.0196)	0.2997 (0.7648)	0.1980 (0.8433)	0.7528 (0.4526)
음의 규모편의	0.9966 (0.3204)	1.1627 (0.2466)	1.0556 (0.2927)	-0.7812 (0.4358)	-1.5592 (0.1208)	0.2896 (0.7725)
양의 규모편의	0.8981 (0.3704)	0.0609 (0.9515)	2.2698 (0.0245)	-0.2761 (0.7828)	-0.3621 (0.7177)	0.4363 (0.6632)
결합검정	1.5558 (0.6694)	1.6363 (0.6512)	2.3984 (0.4939)	0.7954 (0.8506)	1.9609 (0.5805)	0.1922 (0.9788)

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

표 6. 뉴스충격곡선의 도출

모형	뉴스충격곡선
GARCH	$h_t = A + \alpha\epsilon_{t-1}^2, A = \omega + \beta\sigma^2$
EGARCH	$h_t = A \cdot \exp\left[\frac{(\delta + \alpha)}{\sigma} \cdot \epsilon_{t-1}\right], \text{ for } \epsilon_{t-1} > 0$
	$h_t = A \cdot \exp\left[\frac{(\delta - \alpha)}{\sigma} \cdot \epsilon_{t-1}\right], \text{ for } \epsilon_{t-1} < 0$
	$A \equiv \sigma^{2\beta} \cdot \exp[\omega - \alpha \cdot \sqrt{2/\pi}]$
GJR	$h_t = A + \alpha\epsilon_{t-1}^2, \text{ for } \epsilon_{t-1} > 0$
	$h_t = A + (\alpha + \delta)\epsilon_{t-1}^2, \text{ for } \epsilon_{t-1} < 0$
	$A = \omega + \beta\sigma^2$

표 7. 뉴스충격곡선의 추정

ϵ_{t-1}	물동량			수출액		
	GARCH h_t	EGARCH h_t	GJR h_t	GARCH h_t	EGARCH h_t	GJR h_t
-1.0	0.4853	0.3357	0.4298	0.1404	3.2426	0.7726
-0.9	0.3941	0.2122	0.3492	0.1149	1.7306	0.6273
-0.8	0.3124	0.1341	0.2771	0.0921	0.9236	0.4973
-0.7	0.2403	0.0848	0.2134	0.0720	0.4929	0.3826
-0.6	0.1779	0.0536	0.1583	0.0545	0.2630	0.2832
-0.5	0.1250	0.0338	0.1116	0.0398	0.1404	0.1990
-0.4	0.0818	0.0214	0.0734	0.0277	0.0749	0.1302
-0.3	0.0482	0.0135	0.0437	0.0183	0.0399	0.0767
-0.2	0.0242	0.0085	0.0225	0.0116	0.0213	0.0385
-0.1	0.0097	0.0054	0.0098	0.0076	0.0113	0.0155
0.0	0.0049	0.0034	0.0056	0.0063	0.0060	0.0079
0.1	0.0097	0.0052	0.0069	0.0076	0.0066	0.0085
0.2	0.0242	0.0080	0.0108	0.0116	0.0072	0.0103
0.3	0.0482	0.0123	0.0174	0.0183	0.0079	0.0134
0.4	0.0818	0.0188	0.0267	0.0277	0.0086	0.0177
0.5	0.1250	0.0288	0.0385	0.0398	0.0094	0.0232
0.6	0.1779	0.0442	0.0530	0.0545	0.0103	0.0299
0.7	0.2403	0.0677	0.0701	0.0720	0.0112	0.0379
0.8	0.3124	0.1038	0.0899	0.0921	0.0123	0.0470
0.9	0.3941	0.1590	0.1123	0.1149	0.0134	0.0574
1.0	0.4853	0.2436	0.1374	0.1404	0.0146	0.0691

모형은 적합하지 않으나 EGARCH모형과 GJR모형은 적합한 모형임을 앞에서 밝혔다. 여기서 GARCH모형이 두 비대칭모형에 비해 분산을 과대평가하고 있다. 비대칭모형에서는 GJR모형이 EGARCH모형에 비해 $\epsilon_{t-1} < 0$ 에 대한 분산을 과대평가하고 반대로 $\epsilon_{t-1} > 0$ 에 대한 분산을 과소평가하는 경향이 있다. 수출액에서는 GARCH모형만 적합하며, 두 비대칭모형이 GARCH모형에 비해 $\epsilon_{t-1} < 0$ 에 대한 분산을 과대평가하고 반대로 $\epsilon_{t-1} > 0$ 에 대한 분산을 과소평가하는 경향이 있다. 이러한 점은 <그림 6>의 GJR 물동량 뉴스충격곡선이 <그림 5>의 EGARCH 물동량 뉴스충격곡선에 비해 크게 비대칭을 이루고 있는 것으로 확인할 수 있다.

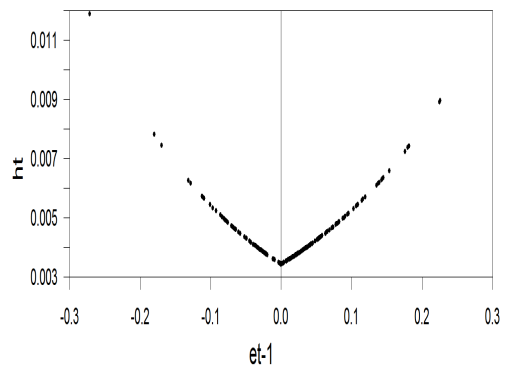


그림 5. 물동량 뉴스충격곡선: EGARCH

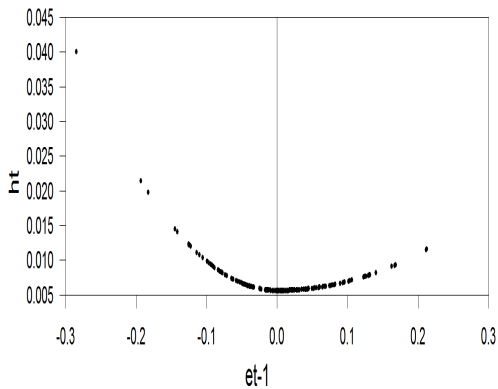


그림 6. 물동량 뉴스충격곡선: GJR

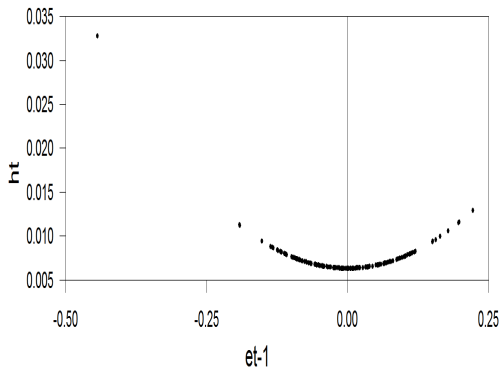


그림 7. 수출액 뉴스충격곡선: GARCH

IV. 결론

광양항의 수출액과 수출물동량은 높은 상관계수를 갖고서 선형관계를 이루고 있다. 그러나 두 변수의 변동률은 이와 다른 모습을 보이고 있으며, 금액의 변동성이 물동량의 변동성보다 더 크다. 그러나 변동성의 크기가 효과의 크기를 결정하는 것이 아니기 때문에 변동성이 미치는 영향을 알기 위해서는 변동성의 특성에 대한 분석이 이루어져야 한다. 먼저 물동량과 수출액의 예측하지 못한 요소(ϵ_t)를 조사하여 변동성이 집중현상을 보일 뿐만 아니라 밀도함수가 정규분포를 하지 않아 GARCH과

정을 따르고 있으며, 부호편의검정 결과 음의 쇼크와 양의 쇼크가 변동성에 미치는 효과가 다른 것으로 나타났다. 규모편의검정 결과 역시 쇼크 크기에 따라 변동성 크기가 다르다는 것을 알 수 있었다. 이에 따라 GARCH모형과 비대칭 GARCH 모형을 이용하여 변동성 분석을 실시하였다.

물동량의 변동성에서 GARCH모형의 계수가 유의하지 않아 변동성 추정모형으로 적합하지 않은 데 비해 비대칭 GARCH모형의 계수가 모두 유의하고 부호가 일치하여 EGARCH모형과 GJR모형이 적합한 것으로 나타났다. 이와는 반대로 수출액의 변동성에서는 EGARCH모형과 GJR모형의 계수가 유의하지 않거나 부호가 반대로 나타남에 비해 GARCH모형의 계수가 모두 유의하여 GARCH모형만이 적합하다는 것을 알 수 있었다. 또한 변동성모형의 편의검정 결과 3개 변동성모형 모두에서 변동성의 효과를 도출하는 데 문제가 없었다. 이에 따라 뉴스충격곡선을 도출하여 물동량의 경우 GJR모형이 EGARCH모형에 비해 나쁜 뉴스에 대한 분산을 과대평가하나 좋은 뉴스에 대한 분산을 과소평가하는 경향이 있다는 것을 알 수 있었다. 수출액에서는 두개의 비대칭모형이 GARCH모형에 비해 나쁜 뉴스에 대한 분산은 과대평가하나 좋은 뉴스에 대한 분산은 과소평가하는 경향이 있음을 밝힐 수 있었다.

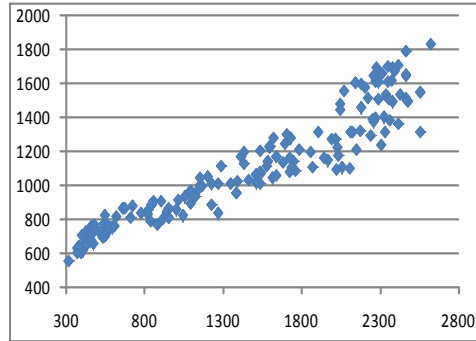
참고문헌

- 김창범(2010), 환위험과 경기불확실성이 우리나라의 수입 물동량에 미치는 영향, 한국환경경제학회지, 제26집 제4호, 88-103.
- 모수원·이광배(2014), BDI의 변동성 추정: 레버리지 GARCH 모형을 중심으로, 한국환경경제학회지, 제30집 제3호, 1-14.
- 최병욱·김원태(2007), 참의 주산지와 도매시장 가격의 동태적 인과성 분석, 농촌경제, 제30권 제3호, 69-85.
- 최봉호(2007), 환율변동성과 컨테이너 물동량과의 관계, 한국환경경제학회지, 제23집 제1호, 1-18.
- Andrew, M. and Meen, G.(2003), House Price Appre-

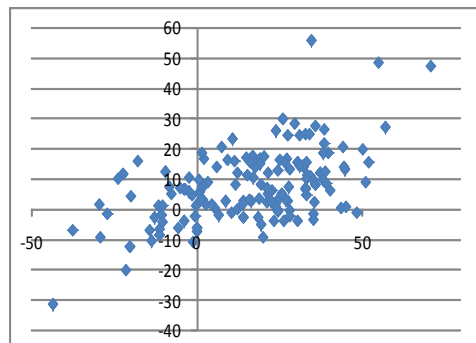
- ciation, Transaction and Structural Change in the British Housing Market: A Macroeconomic Perspective, *Real Estate Economics*, 31(1), 99-116.
- Berg, L. and J. Lyhagen(1998), Short and Long-Run Dependency in Swedish Stock Returns, *Applied Financial Economics*, 18, 435-443.
- Black, F.(1976), Studies in Stock Price Volatility Changes, Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, *American Statistical Association*, 177-181.
- Bollerslev, T.(1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T., R. Chou, and K. Kroner(1986), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Campbell, J. and L. Hentschel(1992), No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 31, 381-318.
- Chou, R.(1988), Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH, *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.
- Christie, A.(1982), The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects, *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Ederington, L.H. and W. Guan(2005), Forecasting Volatility, *Journal of Futures Markets*, 25(5), 465-490.
- Engle, R.F.(1993), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R.F., Lilién, D.M., and Robinson, R.P.(1987), Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model, *Econometrica*, 55, 391-407.
- Engle, R.(1984), Wald Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics, in: Z. Griliches and M.D. Intrigator, eds.: *Handbook of Econometrics*, 2, North Holland, Amsterdam.
- Engle, R., and D. Kraft(1983), *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., 293-302.
- Engle, R.F. and V.K. Ng(1993), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- French, K., G.W. Schwert, and R. Stambaugh (1987), Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Glosten, L., R. Jaganathan, and D. Runkle(1993), On the Relation Between the Expected Value and Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Gonzalez-Rivera, G., T-H. Lee, and S. Mishra(2004), Forecasting Volatility: A Reality Check Based on Option Pricing, Utility Function, Value-at-Risk, and Predictive Likelihood, *International Journal of Forecasting*, 20, 629-645.
- Henry, O.(1998), Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility, *Applied Financial Economics*, 8, 145-153.
- Hillebrand, E.(2005), Neglecting Parameter Changes in GARCH Models, *Journal of Econometrics*, 129, 121-138.
- Lin, A.Y.(2006), Has the Asian Crisis Changed the Role of Foreign Investor in Emerging Equity Markets: Taiwan's Experience, *International Review of Economics and Finance*, 15, 364-382.
- Lopez, J.(2001), Evaluating the Predictive Accuracy of Volatility Models, *Journal of Forecasting*, 20, 87-109.
- Merton, R.C.(1980), On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation, *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
- Mikosch, T. and C. Starica(2004), Non-stationarities in Financial Time Series, the Long-Range Dependence, and the IGARCH Effects, *Review of Economics and Statistics*, 86, 378-390.
- Miller, N. and Peng, L.(2004), Exploring Metropolitan Housing Price Volatility, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33(1), 5-18.
- Milunovich, G. and S. Thorp(2006), Valuing Volatility Spillovers, *Global Finance Journal*, 17, 1-22.
- Miyakoshi, T.(2003), Spillovers of Stock Return Volatility to Asian Equity Markets from Japan the US, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13, 383-399.

- Mougoue, M. and Aggarwal, R.(2011), Trading Volume and Exchange Rate Volatility: Evidence for the Sequential Arrival of Information Hypothesis, *Journal of Banking & Finance*, 35(10), 2690-2703.
- Naoui, K., Liouane, N. and Brahim, S.(2010), A Dynamic Conditional Correlation Analysis of Financial Contagion: The Case of the Subprime Credit Crisis, *International Journal of Economics and Finance*, 2(3), 85-96.
- Nelson, D.(1990), Stationarity and Persistence in the GARCH (1,1) Model, *Econometric Theory*, 6, 318-334.
- Nelson, D.(1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 59, 347-370.
- Pagan, A. and G. Schwert(1990), Alternative Models for Common Stock Volatility, *Journal of Econometrics*, 45, 267-290.
- Poon, S.H. and C. Granger(2003), Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review, *Journal of Economic Literature*, 41, 478-539.
- Rapach, D.E. and J.K. Struass(2008), Structural Breaks and GARCH Models of Exchange Rate Volatility, *Journal of Applied Econometrics*, 23, 65-90.
- Schwert, G.W.(1990), Stock Volatility and the Crash of 87, *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.

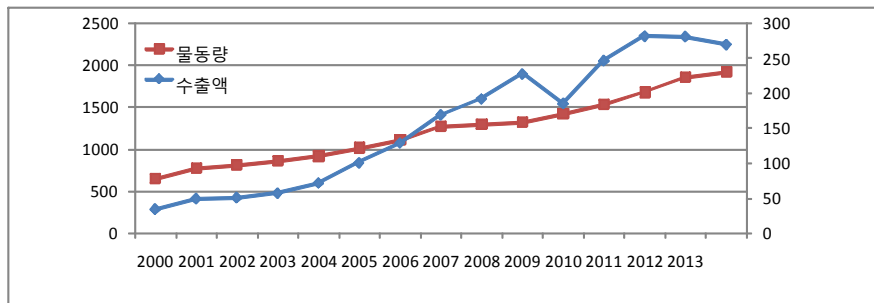
부 록



〈부도 1〉 수출액과 물동량



〈부도 2〉 수출액과 물동량의 변화율



〈부도 3〉 물동량과 수출액

광양항의 수출물동량과 수출액의 변동성

모수원 · 이광배

국문요약

변동성이나 변이계수의 크기와 미치는 효과의 크기가 반드시 비례하는 것은 아니다. 그것은 변동성을 유발하는 요인이나 변동성의 특성에 차이가 있을 수 있기 때문이다. 그런데 광양항의 수출액과 수출량은 밀접한 선형관계를 가지나 두 변수의 변동률은 낮은 상관관계를 보인다. 이것은 두 변수의 변동성의 특성이 다르다는 것을 의미한다. 이에 물동량과 수출액의 예측하지 못한 요인의 밀도함수가 정규분포 형태를 보이지 않을 뿐만 아니라 부호편의검정, 규모편의검정, 결합검정, Ljung-Box Q 통계량 등이 GARCH와 같은 변동성 모형을 이용하여 분석을 실시하는 것이 합리적임을 보인다. 물동량 변동성에서는 대칭적 GARCH모형이 아닌 비대칭 GARCH모형이 적합한데 비해 수출액 변동성에서는 GARCH모형이 적합함을 보인다. 뉴스충격곡선을 도출하여 물동량의 경우 GJR모형이 EGARCH모형에 비해 나쁜 뉴스에 대한 분산을 과대평가하나 좋은 뉴스에 대한 분산을 과소평가하는 경향이 있음을 밝힌다.

주제어: GARCH, EGARCH, GJR