

수산물 거래량의 변동성이 가격변동성에 미치는 영향분석

고봉현*

¹제주발전연구원 경제산업연구부

Influences of Volume Volatilities on Price Volatilities in the Fishery Market

Bong-Hyun Ko^{*}

¹Division of Economy and Industry Research in Jeju Development Institute

요약 본 논문은 변동성 비대칭 모형인 GJR GARCH 모형을 이용하여, 수산물 시장에서의 가격변동성과 거래량간의 실증 분석을 수행하였다. 실증분석을 위한 연구는 제주지역에서 양식·생산되고 있는 넙치를 분석대상으로 하였다. 주요 연구결과로, 우선 기존의 연구결과와 유사하게 본 연구에서도 양식넙치의 가격변동성에 대한 “변동성 군집(volatility clustering)” 현상이 나타나고 있음을 보였다. 다음으로 양식넙치의 거래량과 가격간에 유의적인 음(-)의 관계가 나타나 일반적인 공급의 법칙이 성립되고 있음을 증명하였다. 마지막으로 양식넙치의 가격변동성이 거래량의 변동성에 비대칭적으로 반응함으로써 거래물량을 인위적으로 조절할 수 있는 정부정책(비축사업, 수급안정화사업 등)의 유용성을 결론으로 제시하였다.

Abstract This paper presents the GJR GARCH model (Glosten et. al, 1993) to analyze the influences of volume volatilities on price volatilities in the fishery market. For the analysis, this study used the monthly price and volume data of aquacultural flatfish in Jeju. As a result, empirical analysis suggested volatility clustering. The persistency parameter(λ) was estimated to be approximately 1 in aquacultural flatfish. The results showed that there is a significant negative relationship between the conditional variance of supply and that of price for aquacultural flatfish. This means that the general law of supply is valid. Finally, the empirical analysis was that an asymmetric coefficient (α) of GJR GARCH model was negative (-). This means that the higher volatility of volume leads to lower price volatility. That is, it is useful to make government policies that can adjust the volume (stockpiling, stabilizing supply and demand).

Key Words : GJR GARCH, Price Volatilities, Volume Volatilities, Fishery Market, Aquacultural Flatfish, Volatility Clustering

1. 서론

금융시장에서 자산수익률의 변동성과 거래량에 관한 연구는 순차적 정보모형(sequential information model ; SIM)과 혼합분포가설(mixture of distribution hypothesis ; MDH) 등과 같은 이론에 바탕을 둔 실증적 연구가 최근 까지도 활발하게 진행되고 있다. 이들 이론에 의하면, SIM의 경우 순차적인 정보의 도착이 가격변화의 절대치

와 거래량 간에 양(+)의 관계를 갖도록 한다는 것이며, MDH는 변동성과 거래량 모두 공통으로 관측 불가능한 잠재적 정보에 의존하기 때문에 이 정보의 발생 수의 확률적(stochastic) 변화가 결과적으로 변동성과 거래량이 같은 방향으로 움직이게 한다는 것이다[1].

이와 같이 금융시장에서는 자산가격의 변동성을 측정하기 위해 거래량을 주요 변수로 사용하고 있는데, 그 이유는 시장의 정보가 거래량의 증감을 통해 자산가격에

*Corresponding Author : Bong-Hyun Ko(Jeju Development Institute)

Tel: +82-64-726-6216 email: kbh0225@jdi.re.kr

Received August 20, 2014

Revised (1st September 26, 2014, 2nd October 6, 2014)

Accepted October 10, 2014

즉각적으로 반영되기 때문이다. 즉 주식 및 선물시장은 투기적인 시장인 관계로 시장에서의 새로운 정보에 의해 수요와 공급에 대한 유동성(liquidity)이 매우 신속적인 것이 특징이다.

한편 수산물과 같이 1차산업의 상품자산이 거래되는 현물시장에서는 금융시장과는 또 다른 특징을 지니고 있다고 하겠다. 수산물 시장에서의 거래량은 주어진 기간 동안의 총 공급량을 의미한다. 즉 수산물 시장의 수요는 연중 특별한 경우를 제외하고는 큰 변화 없이 일정한 반면, 공급은 계절성을 띠며 한 해의 생산량에 의해 제한된다. 또한 하루의 공급량은 당일 시장에서 거래되는 양에 의해 결정되는데, 수산물의 거래량은 당일의 시장상황에 따라 신속적으로 변화할 수 있는 유동성(liquidity)이 매우 작다는 것이 특징이라고 할 수 있다. 따라서 이러한 점이 수산물 가격의 변동성을 더욱 크게 만들며, 또한 금융시장과는 차별되는 특징이라고 할 수 있다[2].

이에 본 연구는 수산물 시장에서의 가격변동성과 거래량간의 실증적 분석을 하는데 기본목적을 두고자 한다. 구체적으로, 수산물시장에서 거래량의 변동성이 가격변동성에 얼마나 영향을 미치는지, 그리고 그 영향이 가격의 등락 정도에 따라 얼마나 다르게 나타나는지 등을 실증적으로 분석하고자 한다.

2. 선행연구 및 연구방법

2.1 선행연구 검토

그동안 수산물시장에서의 가격은 수요와 공급을 결정하는 하나의 요인으로서 연구의 대상이 되어 왔을 뿐, 가격변동의 추세나 요인 등 구조적 특성에 초점이 맞춰진 연구는 아주 미미할 정도로 연구자들의 관심을 받아오지 못했다. 이러한 상황에서, 수산물 시장에서의 기존연구는 가격수준(price level)에 관심을 둔 연구가 주를 이루었는데, 그 중 Kang[3]의 연구가 대표적이라고 할 수 있다. 이 연구는 수산물 시장에서의 가격과 거래량의 관계를 검토하였는데, 국내 산지도매시장의 굴 거래량과 가격에 대해 VECM 모형을 이용한 실증적 분석을 수행하였다. 주요 분석결과로 가격과 거래량간에 장기균형관계가 성립하고 있음을 밝혔으며, 장기균형관계에서 가격에 대한 조정은 거래량에 의해 달성된다는 것을 보였다. 그리고 가격과 거래량간의 관계에 있어 장기적으로 피드백 효과

가 존재하고 있음을 밝혔다.

한편 Ko[4]는 수산물에 대한 가격변동성(price volatility)의 구조적 특성을 분석하였다. 이 연구는 정부 비축사업 대상품목에 속해 있는 고등어, 갈치, 오징어, 명태를 대상으로 가격변동성의 구조적 특성을 분석하였으며, 이들 수산물의 가격이 변동성 군집(volatility clustering) 현상을 보이고 있음을 발견하였다. 또한 Ko[5]는 양식어류(넙치, 조피볼락)에 대한 가격변동성의 구조적 특성분석과 함께 계절성과 요일효과가 가격변화율 및 가격변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구에서도 다른 수산물에서처럼 변동성 군집(volatility clustering) 현상이 나타났으며, 특히 계절성과 요일효과가 양식어류의 가격변동성에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있다는 사실도 밝혔다.

외국의 연구사례로 Binh·Dumont[6]을 들 수가 있는데, 이 연구는 베트남 내수면(fresh water) 어류시장에서의 가격변동성과 대체재 가격간의 관계에 대한 실증분석을 하였다. 베트남의 메콩강 삼각주(Mekong Delta)에서 서식하는 tra fish(자연산 및 양식산), 틸라피아를 분석대상으로 하였으며, 이들 품목은 시장충격에 대한 지속성이 장기간 지속되는 것으로 나타났다. 그리고 가격변동성간의 비대칭성 효과분석에서는 tra fish에서는 양(+의 효과가, 틸라피아는 음(-)의 효과가 나타나 틸라피아의 경우 가격변동성의 비대칭 효과가 존재하고 있음을 보였다.

이상과 같이 현물시장에서의 상품자산에 대한 가격변동성 연구는 금융시장에 비해 상대적으로 미흡한 실정에 있다고 하겠다. 이러한 상황에서, 본 연구는 수산물 시장에서의 가격변동성과 거래량간의 관계규명을 실증적으로 분석함으로써 선행연구와의 차별성을 통한 보다 발전적 연구를 수행하고자 한다.

2.2 분석모형 설정

수산물 시장에서의 가격과 거래량은 모두 계절적인 영향을 받고 있기 때문에 거래량의 변동과 가격변동간의 관계를 분석하기 위해서는 계절적인 요인을 걸러내는 작업이 우선적으로 필요하다. 이를 위해 로그거래량 변동의 계절성을 살펴본 후, 계절성이 제거된 로그거래량 변수를 이용하여 가격변동성에 미치는 영향을 분석하는 것으로 한다.

우선, 로그거래량 변동의 계절성을 보기 위해 로그거래량(LQ)을 종속변수로 하고 삼각함수를 독립변수로

한 회귀모형을 다음과 같이 설정한다.

$$LQ_t = c + a_1 \sin\left(\frac{2\pi x}{12}\right) + a_2 \sin\left(\frac{2\pi x}{6}\right) + a_3 \cos\left(\frac{2\pi x}{12}\right) + a_4 \cos\left(\frac{2\pi x}{6}\right) + v_t \quad (1)$$

식(1)의 π 는 3.14159이고 x 는 해당 월을 의미한다. 삼각함수 변수 내의 분모 값이 12이면 1년 주기의 사이클을, 6이면 6개월 주기의 사이클을 의미한다. 추정방법으로는 통상최소자승법(OLS)에 의해 추정을 실시한다. 여기서 삼각함수를 식에 포함시키게 된 이론적·실증적 배경은 시계열자료에 존재하는 순환적 주기성을 찾아내는 방법 중의 하나인 스펙트럴 분석(spectral analysis) 방법에 근거하고 있다. 따라서 본 연구의 분석대상인 수산물 가격과 같은 경제적 시계열들은 일반적으로 일정한 주기를 갖는 순환적 변동을 포함하고 있는데, 이러한 순환변동을 삼각함수를 이용하여 간편하게 표현될 수 있다. 즉 sine과 cosine 함수들은 순환주기가 2 π 로써 cosine 함수는 0을 중심으로 대칭을 이루는 $\cos t = \cos(-t)$ 가 되는 반면, sine 함수는 $\sin t = -\sin(-t)$ 의 관계가 성립된다. 따라서 sine과 cosine 함수는 +1과 -1 사이에서 순환적 변동이 반복되는 과장으로 이해될 수 있다[7].

다음으로 수산물의 거래량이 가격변동성에 영향을 미치는지, 그리고 그 영향이 가격의 등락 정도에 얼마나 다르게 나타나는지에 대하여 실증분석을 실시한다. 거래량의 변화는 거래량에 영향을 주는 시장의 정보나 충격을 반영하여 변화한다고 할 수 있다. 따라서 거래량이 증가하는 경우와 감소하는 경우를 구분하여 살펴볼 필요가 있다.

이러한 구분은 주가 변동성 분석에서의 지렛대 효과(leverage effect)를 분석하기 위해 일반적으로 사용되는 방법이다. 즉 주가에 영향을 주는 양(+의 충격과 음(-)의 충격이 주가 변동성에 미치는 영향이 다르기 때문이다. 따라서 본 연구에서도 거래량이 증가할 때와 감소할 때, 가격변동성에 미치는 영향을 구분하여 살펴보기로 한다. 이를 위하여 Glosten et. al(1993)[8]이 제시한 변동성 비대칭 분석 기법인 GJR GARCH 모형을 적용한다.

GJR GARCH 모형을 설정하기에 앞서, 우선 계절성이 걸러진 로그거래량(v_t)에 대한 조건부 분산을 다음의 식 (2)~(3)과 같이 구한다.

$$v_t = k_0 + \sum_{i=1}^m k_i v_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

$$\Phi_t = l_0 + m\mu_{t-1}^2 + n\Phi_{t-1} \quad (3)$$

여기서 $\mu | \Omega_{t-1} = z_t \sqrt{\Phi_{t-1}}$ 이고, z_t 는 평균이 0이고 분산이 1인 *i.i.d.* 확률변수를 의미한다. Ω_{t-1} 은 $t-1$ 기까지의 정보의 집합이다. 즉, 위의 식 (3)에서 Φ_t 가 거래량의 조건부 분산이 된다.

$$r_t = c + \sum_{i=1}^m b_i r_{t-i} + \delta v_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t, \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \theta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \eta \Phi_t + \gamma \Phi_t I_t \quad (6)$$

단, $\alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$

평균방정식의 r_t 는 본 연구의 분석대상의 가격변화율을 나타내며, 자기회귀과정(AR)에 대한 최적 시차(lag) 수는 AIC(Akaike Information Criterion)에 의해 결정한다. v_t 는 계절성이 제거된 로그거래량으로, 앞의 계절성에 대한 회귀분석 결과에서 도출된 오차항을 여기에서는 거래량 변수로 사용하게 된다. Ψ_{t-1} 는 $t-1$ 기까지 가능한 정보의 집합을, μ_t 는 평균이 0이고 분산이 1인 *i.i.d.* 확률변수를 의미한다.

다음으로 분산방정식에서는 GJR GARCH 모형의 설정을 위해 계절성이 걸러진 로그거래량(v_t)에 대한 조건부 분산(Φ_t)을 지시변수(I_t)와 함께 사용한다. 즉, 지시변수(I_t)는 더미변수으로써 거래량의 변동성이 커질 때와 작아질 때를 구분하여 $\Phi_t \geq \Phi_{t-1}$ 이면 1이고, 아니면 0으로 더미처리를 하게 된다. 따라서 조건부 분산으로 추정된 거래량의 변동성 증가가 가격변동성을 더 커지게 하는지, 아니면 작아지게 하는지의 여부는 추정계수인 γ 의 부호와 크기에 의해 결정된다. 이렇게 설정된 모형의 추정방법으로는 *student-t*분포를 가정하는 GARCH(1,1)-*t*모형으로 추정한다. 여기서 *t*-분포를 가정하여 GARCH 모형을 추정하기 위해서는 다음과 같은 대수우도함수(log likelihood function)를 설정하는 것이 가능하다.

<GARCH(1,1)-t모형의 대수우도함수>

$$L = \Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)^{-1}\pi^{-\frac{1}{2}}[(v-2)\sigma_t^2]^{-\frac{1}{2}} \times [1 + \varepsilon_t^2\sigma_t^2(v-2)^{-1}]^{-\frac{(v+1)}{2}} \quad (7)$$

t-모형은 자유도 v 가 아주 클 경우($v \geq 20$), 정규분포에 근접한다고 볼 수 있으며, 반대로 v 가 작을 경우에는 fat-tailed 분포를 갖는다. fat-tailed의 의미는 보다 큰 쪽으로 r_t 가 오르거나 하락할 확률이 정규분포를 가정한 경우보다 크다는 것을 의미한다. 이러한 대수우도함수는 BHHH, Marquart DFP 등과 같은 일반적 수치최적화(numerical optimization) 알고리즘(algorithm)을 사용하여 로그우도함수를 극대화하는 모수(θ, α, β)를 추정하게 된다[9,10].

3. 분석자료

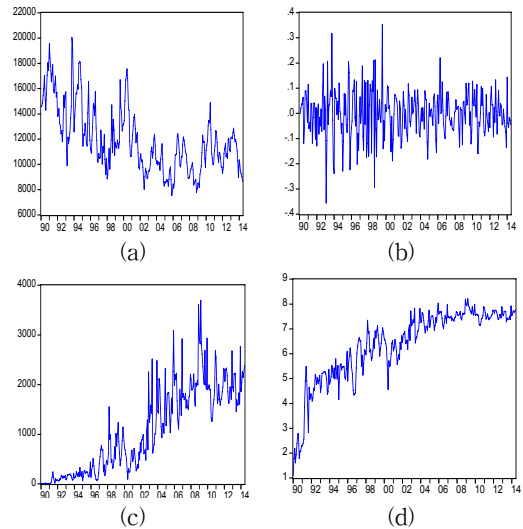
3.1 분석자료의 개요

본 연구는 제주지역에서 양식·생산되고 있는 넙치를 분석대상으로 하였다. 양식넙치를 분석대상으로 삼은 이유는 국내에서 양식되고 있는 어류 중에서 생산량이나 생산금액 면에서 그 비중이 큰 데다 산업화가 가장 활발하게 잘 되어 있는 어종이기 때문이다. 그리고 제주지역의 양식넙치로 한정된 이유는 제주에서 생산되는 양식넙치가 전국에서의 비중이 60% 이상으로 주산지인데다, 활어회로서 소비의 비중이 크고, 특히 제주 양식넙치의 가격변동이 상대적으로 큰 것으로 알려져 있어 연구결과에 대한 시사점이 클 것으로 사료되기 때문이다.

본 연구의 분석기간은 1990년 1월부터 2014년 6월까지이며, 분석에 이용된 자료는 통계청의 「어업생산통계」를 바탕으로 산출된 월별 평균가격(kg당 단가)과 거래량을 이용하였다. 금융시계열 및 본 연구의 분석대상인 수산물과 같은 경제시계열은 일반적으로 비정상(non-stationary) 과정이나 1차 차분에 의해 정상화 될 수 있는 I(1) 과정으로 알려져 있다. 따라서 이러한 비정상성을 회피함과 동시에, 본 연구의 목적인 가격변동성 분석과 부합할 수 있도록 원자료(raw data)를 다음과 같이 가공하여 분석하였다.

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \quad (8)$$

다음의 Fig. 1은 제주지역 양식넙치의 가격(a), 가격변화율(b), 거래량(c), 로그거래량(d)에 대한 추이를 그래프로 나타낸 것이다. 특징적인 것은 양식넙치의 가격과 거래량 시계열이 상반된 X자 형태의 추이를 보여주고 있다. 이는 가격과 거래량간의 음(-)의 상관관계에 있다는 것을 알 수 있다. 그리고 가격변화율의 경우 1992년부터 2000년까지의 월별 가격변동이 심한 것으로 보이는 반면, 이후 일정한 범위 내에서 가격이 등락하고 있음을 알 수 있다.



[Fig. 1] The movement of flatfish price and volume (a)The flatfish price (b)The flatfish price rate of change (c)The flatfish volume (d)The flatfish log volume

3.2 기초 통계량

Table 1에는 제주지역 양식넙치의 시장 거래량과 가격변화율에 대한 보다 정확한 통계적 특성을 살펴볼 수 있는 기초통계량들이 정리되어 있다.

표본기간 동안 월평균 넙치 거래량은 1,077.072톤이며, 월평균 양식넙치의 가격은 11,924.14원으로 기초 통계량이 산출된다. 그리고 자연대수 차분시계열 즉, 가격변화율의 월평균은 -0.1794%이며, 표준편차는 9.2771%에 달해 월간 변이계수는 51.71182%에 달하고 있음을 알 수 있다.

넙치 가격변화율 시계열의 첨도 값이 4.406937로 정규 분포의 기준이 되는 첨도 값 3을 넘어서고 있어 꼬리가 두터운 분포를 지니고 있음을 알 수 있다. 즉 Jarque-Bera 통계량이 24.30431로 1%의 유의수준에서 넙치 가격변화율 시계열의 분포가 정규분포라는 귀무가설(H_0)을 기각하고 있다.

[Table 1] Statistic for Price rate of change and Volume

	Flatfish Volume	Flatfish Price	Flatfish Price Rate of Change
Mean	1077.072	11924.14	-0.001794
Median	902.000	11462.55	0.001767
Maximum	3697.000	20052.19	0.351669
Minimum	5.000	7529.221	-0.355660
Std. Dev.	866.6204	2585.619	0.092771
Skewness	0.453077	0.824750	-0.053213
Kurtosis	2.137360	3.145156	4.406937
Jarque-Bera (p-value)	19.10922 (0.000071)	33.47430 (0.000000)	24.30431 (0.000005)
$Q(15)$	1844.3 (0.000)	1215.9 (0.000)	20.916 (0.022)
$Q^2(15)$	3237.0 (0.000)	1605.7 (0.000)	62.991 (0.000)
Obs.	293	293	293

한편 $Q(15)$ 는 넙치 가격변화율 시계열에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설(H_0)을 검정하는 통계량(Ljung-Box Q)으로서, 그 값이 20.916으로 큰 값을 지니고 있어 1% 이하의 유의수준에서 기각하고 있다. 또한 가격변화율 자체 시계열에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설(H_0)을 검정하는 $Q^2(15)$ 통계량 역시 매우 큰 62.991의 값을 지니고 있어 1% 이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있다. 따라서 시계열 간에 높은 자기상관을 지니고 있으며, 비선형종속 시계열의 특성을 나타내고 있다.

3.3 시계열 안정성(stationarity)과 ARCH효과

본 연구와 같은 시계열 분석에서 사용되는 자료는 시간의 흐름에 따라 관찰된 모집단의 표본이기 때문에 시간에 따라 모집단의 성격이 일정해야 한다는 추가적인 조건이 필요하다. 이러한 조건을 판별하는 것이 시간에 따라 평균과 분산이 일정하다는 안정성(stationarity) 조건을 판별하는 것이다. 만약 이러한 조건을 만족시키지

못할 경우 안정적인 시계열 모형 추정이 불가능해지며, 불안정한 시계열 사이의 허구적 또는 가성회귀(spurious regression)가 발생할 가능성이 있다[11]. 따라서 단위근의 존재여부를 검정함으로써 시계열의 안정성(stationarity)을 판별하는 것이 일반적인데, 본 연구에서는 DF(Dickey-Fuller) 검정법, ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법, PP(Phillips-Perron) 검정법을 이용한다.

다음의 Table 2에는 단위근 검정결과가 정리되어 있다. 세검정 모두 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함으로써 본 연구의 분석대상인 넙치 가격변화율 시계열이 아주 정상적(stationary)임을 보여주고 있다.

[Table 2] Result of Unit Root Test

	DF	ADF	PP
t-statistic	-17.79321	-26.58412	-52.32328
(p-value)	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)
critical value	-2.57	-3.45	-3.45

한편 Ljung-Box Q 통계량을 통해 분석대상 시계열 간에 높은 자기상관 관계에 있다는 사실은 이미 Table 1에서 살펴본바 있다. 이러한 결과는 넙치 가격변화율 시계열이 비선형 종속 시계열적 특성을 지니고 있다고 할 수 있는데, 일반적으로 비선형 종속성은 시계열 자료의 조건부 이분산성(conditional heteroscedasticity) 때문에 나타난다. 이러한 조건부 이분산의 특성을 나타내는 시계열은 ARCH류 모형을 적용하는 것이 적합한데, ARCH-LM 검정을 통해 그 적합성 여부를 알 수 있다.

주요 검정결과를 보면, ARCH-LM 검정 통계량(1, 5, 10시차 이용)은 모두 매우 크게 계산되어 ARCH 효과가 없다는 귀무가설이 1%의 유의수준에서도 기각되는 것으로 나타났다.

[Table 3] Result of ARCH-LM Test

	ARCH(1)	ARCH(5)	ARCH(10)
ARCH-statistic	595.428	326.557	185.275
p-value	0.00000	0.00000	0.00000

이러한 결과는 본 연구의 분석대상인 제주지역 양식 넙치의 가격변화율 시계열 자료에는 통계적으로 매우 유의한 ARCH 효과가 있음을 의미한다. 즉, 오차항의 제곱

시계열에 일련의 상관관계가 존재하고 있음을 의미하는 데, 추정된 효율성을 높이기 위해 조건부 이분산 모형으로 추정하는 것이 바람직할 것이다. 결국, 이와 같은 통계적 특성들은 본 연구의 실증분석에서 다루게 될 GARCH 모형의 적합성을 뒷받침해 주는 근거로 볼 수 있다고 하겠다.

4. 분석결과

4.1 로그거래량의 계절성

거래량과 가격변동성 간의 관계를 파악하기에 앞서, 식 (1)에 대한 분석결과를 먼저 살펴보고자 한다.

[Table 4] Result of Regression Analysis for Seasonality of Log-Volume

$$LQ_t = c + a_1 \sin\left(\frac{2\pi x}{12}\right) + a_2 \sin\left(\frac{2\pi x}{6}\right) + a_3 \cos\left(\frac{2\pi x}{12}\right) + a_4 \cos\left(\frac{2\pi x}{6}\right) + v_t$$

	Coefficient	t-Statistic	p-value
<i>c</i>	6.88795	15.28357	0.0000
<i>a</i> ₁	0.73546	12.49691	0.0000
<i>a</i> ₂	0.02415	0.33164	0.7404
<i>a</i> ₃	0.13717	1.88277	0.0607
<i>a</i> ₄	0.04758	0.82738	0.4087

$\bar{R}^2 = 0.915491$ *D. W.* = 2.014153
F-statistic = 783.6902 (0.00000)

양식업치 거래량에 로그를 취한 시계열의 계절성 존재 여부를 분석한 결과, 상수항과 sine 및 cos함수의 1년 주기 변수의 계수 값(*c*, *a*₁, *a*₃)이 통계적으로 유의성이 있는 결과를 보이고 있다. 이는 양식업치의 양성기간에 의한 생산의 특성이 반영되는 계절적 주기성이 거래량 시계열에서 나타나고 있음을 의미한다. 여기서 양성기간이란, 해당 어종의 치어를 입식한 시기로부터 시장에 출하하기까지 양식어가에서 해당 어종을 양성한 기간을 의미한다. 제주지역 양식업치의 양성기간은 대략 10~13개월(주 출하크기인 1kg 기준)인 것으로 알려져 있다[12].

4.2 거래량이 가격변동성에 미치는 영향

앞의 식 (4)~(6)에서 설정된 GJR GARCH(1,1) 모형의 추정결과는 다음의 Table 5에 정리되어 있다.

우선, 평균방정식에서 관심의 대상이 되는 변수는 계

절성을 제거한 거래량 변수에 대한 추정계수(δ)가 된다. 이 계수는 거래량 변화에 대한 가격변화의 반응을 나타내는 가격신축성계수를 의미한다. δ 값은 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의적인 결과를 보이고 있으며, 특히 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 거래량의 수준과 가격수준 간에는 음(-)의 관계가 성립함을 의미하며, 거래량이 증가(감소)하면 가격이 하락(상승)한다는 일반적인 공급의 법칙이 성립하고 있음을 증명하고 있는 것이다. 그리고 δ 값이 -0.89이라는 것은 거래량이 1% 증가하면 가격이 0.89%의 하락한다는 것을 의미한다.

[Table 5] Result of Estimation for GJR GARCH(1,1)

$$r_t = c + \sum_{i=1}^m b_i r_{t-i} + \delta v_t + e_t$$

$$\sigma_t^2 = \theta + \alpha e_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \eta \Phi_t + \gamma \Phi_t I_t$$

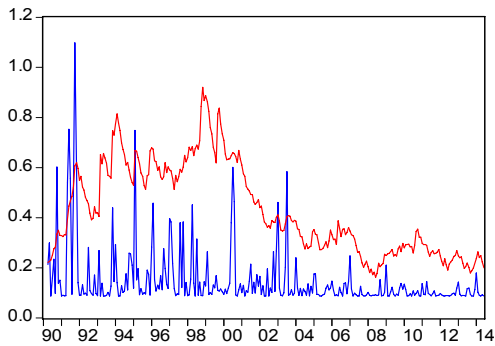
	Coefficient	z-Statistic	p-value
<i>c</i>	0.031404	1.598519	0.1099
<i>b</i> ₁	0.684236	10.832402	0.0000
<i>b</i> ₂	0.172319	2.398717	0.0165
<i>b</i> ₃	0.105148	2.492275	0.0127
δ	-0.897331	-2.944376	0.0032
θ	0.018026	0.408309	0.6830
α	0.040057	9.354578	0.0000
β	0.930326	18.227316	0.0000
η	-0.251548	-8.797779	0.0000
γ	-0.586991	-17.19463	0.0000
ν	5.044051	7.514053	0.0000

$\lambda (= \alpha + \beta)$: 0.970383 Loglikelihood = 1294.4484

다음으로 관심의 대상이 되는 분산방정식의 계수는 α 와 β 값인데, 모두 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 또한 지속성 모수($\lambda = \alpha + \beta$)는 0.970383으로 1에 근접하고 있어, 조건부 분산의 추정식이 안정적이지만 변동성 충격이 상당히 지속되고 있음을 알 수 있다. 이와 같이 지속성 모수(λ)가 1에 근접하고 있다는 사실은 “변동성 군집(volatility clustering)” 현상이 기존의 선행연구(Kang[2], Ko[5] 등)의 결과와 유사하게 본 연구에서도 나타나고 있음을 보여주고 있다고 하겠다[2,4,5]. 그리고 *t*-분포의 자유도를 나타내는 ν 값이 20보다 작은 5.044051로 추정되었으며, 역시 1% 유의수준에서 유의미한 결과를 보이고 있다.

한편 본 분석의 핵심인 분산방정식에서의 γ 값은 양식

넙치의 가격변동성이 거래량의 변동성에 비대칭적으로 반응하는지 여부를 판단할 수 있는 값이다. Table 4의 추정결과에서 알 수 있듯이, γ 값이 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 거래량의 변동성이 커질 때 가격변동성은 작아진다는 것을 의미한다. 즉, 거래량의 변동성이 커진다는 것은 거래량이 시장상황에 따라 신축적으로 변화한다는 것을 의미하며, 이는 거래량의 변동성이 작은 경우에 양식넙치 공급의 가격탄력성이 커진다는 것을 의미한다. 따라서 공급탄력성이 커질수록 가격은 더 안정적이 되므로, 분석결과에서 거래량의 변동성이 커질 때 가격변동성이 작아지는 것은 이러한 맥락에서 이해 할 수 있을 것이다[2].



[Fig. 2] The movement of conditional variance for flatfish price and volume

Fig. 2는 분석의 결과로부터 얻어진 그래프로서, 제주 지역 양식넙치의 월별 거래량과 가격에 대한 조건부분산의 추이를 그래프로 나타낸 것이다. 그래프에서 두꺼운 실선이 거래량의 조건부분산이고 가는 실선이 가격의 조건부분산이다. 거래량의 조건부분산은 식 (3)의 Φ_{t-1} 이고, 가격의 조건부분산은 식 (6)의 σ_{t-1}^2 이다. 일부 예외적인 경우를 제외하면 대체로 거래량의 변동성이 큰 기간 중에는 가격의 변동성이 작고, 가격의 변동성이 큰 기간에는 대체로 거래량의 변동성이 작아서 Table 5의 결과를 육안으로도 짐작할 수 있게 해준다.

5. 요약 및 결론

본 연구에서는 Glosten et. al(1993)의 GJR GARCH 모형을 이용하여, 수산물 시장에서의 가격변동성과 거래량

간의 실증적 분석을 시도하였다. 구체적으로는 제주지역 양식넙치의 거래량 변동성이 가격변동성에 얼마나 영향을 미치는지, 그리고 그 영향이 가격의 등락 정도에 따라 얼마나 다르게 나타나는지 등을 실증적으로 분석하고자 하였다.

이러한 연구목적에 따라 본 연구에서는 제주지역에서 양식·생산되고 있는 넙치를 분석대상으로 하였다. 본 연구의 분석기간은 1990년 1월부터 2014년 6월까지이며, 분석에 이용된 자료는 통계청의 「어업생산통계」를 바탕으로 산출된 월별 평균가격(kg당 단가)과 거래량을 이용하였다. 이하에서는 본 연구의 주요 결과에 대해 요약·정리하고, 이어 본 연구의 분석결과가 의미하는 정책적 함의를 찾아보고자 한다.

첫째, 기존의 선행연구 결과와 유사하게 본 연구에서도 지속성 모수(λ)가 1에 근접하여, 양식넙치의 가격변동성에 대한 “변동성 군집(volatility clustering)” 현상이 나타나고 있다.

둘째, 양식넙치의 거래량과 가격간에는 유의적인 음(-)의 관계가 있어서 일반적인 공급의 법칙이 성립되고 있음을 증명하였다. 추정된 가격신축성계수에 의하면, 거래량이 1% 증가할 경우, 가격이 0.89%의 하락율을 보이고 있다는 것이다.

셋째, 양식넙치의 가격변동성이 거래량의 변동성에 비대칭적으로 반응하는지 여부를 말해주는 계수 역시 유의적인 음(-)의 값을 가지는 것으로 분석되었다. 이는 거래량의 변동성 증가가 가격변동성을 작아지게 한다는 것을 의미한다. 즉 거래량의 변동성이 커진다는 것은 거래량이 시장상황에 따라 신축적으로 변화한다는 것이며, 거래량의 변동성이 작은 경우에 비해 양식넙치의 공급에 대한 가격탄력성이 커진다는 것을 의미한다. 공급탄력성이 커지면 가격은 더 안정화되므로, 본 연구의 분석결과에서 거래량의 변동성이 커질 때 가격변동성이 작아지는 것을 이러한 맥락에서 이해할 수 있다[2].

거래량의 변동성이 커지는 원인은 여러 가지가 있을 수 있다. 갑작스러운 기상변화(태풍, 수온상승 등)로 인해서도 거래량이 급감하여 거래량의 변동성이 커질 수도 있을 것이다. 이외에도 수급안정화 사업과 같은 정부정책으로 인해 출하자들이 시장상황에 능동적으로 대처할 수 있게 하거나, 출하자들을 조직화하여 시장상황에 공동으로 대응할 수 있도록 하는 것도 거래량을 변화시킴으로써 거래량의 변동성을 커지게 하는 것이 될 수 있을

것이다[2].

결국 본 연구의 분석결과에서 얻을 수 있는 정책적 함의는 다음과 같이 정리될 수 있을 것이다. 비축사업, 수급안정화사업, 자조금사업, 공급총량제 등과 같은 정부정책을 통해 시장에서의 거래물량을 인위적으로 조절함으로써 궁극적으로는 해당 수산물의 가격을 안정화 내지는 가격폭락(폭등) 현상을 막는데 기여하는 것으로 볼 수 있다.

다만, 본 연구는 제주지역에서 양식·생산되고 있는 납치 1개 품목만을 대상으로 실증 분석하였기 때문에 수산물 전체로 일반화하기에는 한계가 있다는 점을 결론에 대신하여 밝혀두고자 한다.

References

- [1] B. J. Park., "The Impact of Surprise Information on the Relation between Volatility and Trading Volum in Exchange Rate Markets", *The Economics Analysis*, 13(1), The Bank of Korea, pp.56~87., March 2007.
- [2] T. H. Kang., "The Influences of Volume on Wholesale Price Stabilities for Fresh Vegetables", *The Journal of Agricultural Economics*, 49(1), pp.21~38., March 2008.
- [3] S. K. Kang., "The Volume and Price Relationship of the Oyster Market in Producing Area", *The Journal of Fisheries Business Administration*, 32(1), pp.1~14., June 2001.
- [4] B. H. Ko., "A Study on the Price Volatility of Fisheries Using GARCH Model", *Ocean Policy Research*, 22(2), pp.29~54., December 2007.
- [5] B. H. Ko., "Price Volatility, Seasonality and Day-of-the Week Effect for Aquacultural Fishes in Korean Fishery Markets", *The Journal of Fisheries Business Administration*, Vol40 September 2009
- [6] T. V. Binh., M. Dumont., "A Fishing Expedition in the Mekong Delta : Market Volatility and Price Substitutes for Vietnamese Fresh Water Fish", *University of Antwerp(Facility of Applied Economics)*, 2008.
- [7] J. W. Lee, *Econometrics*, p.933, Pakyoungsa Publishers, 1998.
- [8] Glosten, L. R., Jaganathan, R., Runkle, D., "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, 1993.
- [9] M. J. Kim., K. H. Chang., "Financial Econometrics", 2nd

Edition, Keoyng-moon Publisher., 2004.

- [10] Eviews 5.0 User's Guide, Quantitative Micro-Software, LLC. 2000.
- [11] Enders. W., *Applied Econometric Time Series(Second Edition)*, New York : John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- [12] *The Monthly Bulletin of Fisheries Outlook*, KMI Fisheries Outlook Center, 2005.~ 2013.

고 봉 현(Bong-Hyun Ko)

[정회원]



- 2009년 2월 : 단국대학교 대학원 경제학 박사
- 1999년 7월 ~ 2000년 11월 : 한국 농촌경제연구원, 위촉연구원
- 2006년 7월 ~ 2009년 3월 : 한국 해양수산개발원, 초청연구원
- 2009년 3월 ~ 현재 : 제주발전연구원 책임연구원

<관심분야>

응용계량경제, 농·수산경제(농·수산물 가격 및 유통), 지역경제 동향분석 및 전망