

수산물 시장에서의 양식어류
가격변동성 · 계절성 · 요일효과에 관한 연구†
- 노량진수산시장의 넙치와 조피볼락을 중심으로 -

고 봉 현*

Price Volatility, Seasonality and Day-of-the Week Effect
for Aquacultural Fishes in Korean Fishery Markets

Bong-Hyun Ko*

< 목 차 >

- | | |
|-----------------------|------------------------|
| I. 서 론 | 3. 단위근 검정 및 ARCH-LM 검정 |
| II. 분석자료 및 방법론 | IV. 모형 추정 결과 |
| 1. 분석자료 | V. 결론 및 정책함의 |
| 2. 분석모형 설정 | 1. 분석결과와 요약 |
| III. 양식어류 가격의 시계열적 특성 | 2. 연구의 한계 및 정책적 함의 |
| 1. 분석 자료의 추이 | 참고문헌 |
| 2. 기초 통계량 | Abstract |

I. 서 론

국내 수산업은 일반해면어업, 천해양식어업, 원양어업, 내수면어업으로 구분된다. 그 중에서도 국내 양식어업은 정부의 「기르는 어업 육성정책」에 따라 2000년 이후, 급격한 생산의 증대를 이룩하며 발전을 거듭하였고, 국민 식생활 개선에도 큰 기여를 해왔다. 게다가 최근에는 전체 수산물 공급량 중 양식수산물이 차지하는 비중이 점차 증가하고 있는 추세에 있다. 지난 2008년 양식어업의 총 생산량은 1,382천톤으로 전체 수산업 생산량 3,363천톤 가운데 41.1%를 차지하였는데, 이는 1995년 그 비중이

접수 : 2009년 7월 17일 최종심사 : 2009년 8월 21일 게재확정 : 2009년 8월 27일

† 본 논문은 고봉현(2008)의 단국대학교 경제학 박사학위 논문의 일부를 발췌하였음.

* 제주발전연구원 책임연구원(Corresponding author : 064-726-6216, kbh0225@jdi.re.kr)

29.8%였던 것에 비해 크게 증가한 것이다.

하지만 최근의 급속한 발전에도 불구하고, 국내 양식어업은 일부 품목에 있어 생산량 조절 실패와 불확실한 시장가격의 정보 하에서 생산·유통이 이루어짐으로써 과잉생산 현상 등이 자주 발생하고 있다(조정희 외, 2002). 그 결과로 인해 시장가격의 정체 내지는 폭락·폭등 현상이 자주 발생하는 등 양식 산업 기반 자체가 흔들리고 있는 실정에 있다. 이러한 공급의 불확실성은 수요가 비교적 안정적인 수산물의 특성을 감안한다면 가격의 불안정으로 직결됨을 의미한다. 특히 양식수산물 중에서도 활어류의 가격은 비저장성 생물을 대상으로 하기 때문에 계절적인 수요와 공급 이외에도 각종 수질병 및 식품 안전성 등에 의한 가격변동이 매우 큰 것이 특징이라 할 수 있다. 게다가 이들 상품자산의 가격은 일반적으로 통상적인 시계열들보다 복잡한 종속구조를 갖는다. 그 이유로, 가격자료가 시간의 흐름에 따라 높은 불확실성을 동반하여 끊임없이 변하기 때문이라고 할 수 있다. 따라서 이러한 변화는 생산자를 비롯하여 관련업계 종사자들에게 미래의 불확실성(uncertainty)으로 인한 위험성(risk)을 증대시켜 이들의 소득을 불안정하게 만든다. 실제로 국내 수산물 가격의 변동 정도는 시간이 지남에 따라 점점 더 커지고 있어 가격변동에 따른 가격 위험은 점차 증대되어질 것으로 보인다¹⁾.

이에 최근 들어 농·수·축산물을 대상으로 한 가격변동성 관련 연구가 여러 차원에서 관심의 대상이 되어 왔다. 즉, 농·수·축산물 가격에 대한 연구는 가격수준(price level)에 관한 시계열 분석 및 예측에서 벗어나 가격전달의 비대칭성(asymmetry), 변동성의 이전효과(volatility spillover), 변동성 군집(volatility clustering)현상 등 가격변동성에 관한 전반적인 분야로 확대되는 수준에 이르렀다. 강태훈(2004)은 채소수급안정화사업 대상품목(배추, 무, 고추 등 7개 품목)에 대한 변동성 군집현상을 분석하였으며, GARCH-t 모형 추정을 통해 가격변동성의 비선형 동학적(nonlinear dynamics) 특성에 대해 검토하였다. 그리고 윤병삼(2008)은 국내 육류시장(돼지고기, 쇠고기)의 가격변동성, 계절성 및 요일효과 등을 분석하기 위해 ARCH 모형을 적용하였다. 이외에도 농·축산물을 대상으로 한 가격변동성 관련 연구는 상당수 있는 반면, 수산물을 대상으로는 고봉현(2007)과 Binh. et. al(2008)의 연구 외에는 거의 찾아보기 힘든 실정에 있다.

따라서 본 연구에서는 상대적으로 연구의 관심이 미흡한 수산물에 관심을 가졌고, 그 중에서도 양식어류를 연구 대상으로 선정하였다. 이에 본 연구는 양식어류 중에서도 생산량이나 생산금액 면에 있어서 그 비중이 큰 넙치와 조피볼락울 대상으로 가격변동성의 구조적 특성을 파악하는 한편, 계절성과 요일효과가 가격변화율 및 가격변

1) 옥영수 외(2007)의 연구에 의하면, 양식어류는 계절적 및 연도별 가격변동이 심할 뿐만 아니라, 단기적인 가격진폭도 크게 나타나는 특징을 지닌다고 하였다.

동성에 미치는 영향을 분석하는데 목적을 두고 있다.

II. 분석자료 및 방법론

1. 분석자료

본 연구는 국내에서 양식되고 있는 어류 중에서 생산량이나 생산금액 면에 있어서 그 비중이 큰 넙치와 조피볼락을 분석대상으로 하였다. 또한 이들 품목은 활어회로써 소비의 비중이 크고 대중적 소비품목이면서도 가격변동이 심한 것으로 알려져 있다.

본 연구의 분석기간은 2000년 1월 1일부터 2008년 6월 30일까지의 일별자료에 대해 노량진수산시장의 일일 거래실적을 바탕으로 산출된 일별 평균가격²⁾(kg당 단가)을 이용하였다. 이용된 표본자료는 넙치와 조피볼락 각각 총 2,613일로서, 공휴일 및 명절 등으로 인해 거래실적이 없는 경우 순차적으로 다음 영업일의 자료를 이용하였다.

2. 분석모형 설정³⁾

시장의 계절적 이례현상(seasonal anomalies)이란, 달력상의 특정 전환시점(요일, 주, 월 등)을 기준으로 비정상적인 자산가격의 변화율이 지속적이고 반복적으로 나타나는 현상으로 정의 내릴 수 있다. 따라서 특정 시점의 기준에 따라 요일효과, 월별효과, 월중효과, 그리고 휴일 또는 명절효과 등으로 구분되며, 계절적 주기(봄, 여름, 가을, 겨울)에 따른 주기적 구분도 가능하다.

이에 본 연구에서는 특정요일의 가격변화율 및 가격변동성이 다른 요일과 차이를 보이는지에 대한 요일효과의 존재 유무를 검정함과 동시에, 계절적 특성을 파악하고 이러한 계절적 이례현상이 존재한다면 가격변동성에 어떠한 영향을 미치는지 등을 분석한다.

이를 위해 본 연구에서는 분석 방법론으로써 Bollerslev(1986)의 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형을 이용하고자 한다. GARCH 모형은 시계열자료의 조건부 이분산을 적절히 모형화할 수 있을 뿐만 아니라 계절성, 요일효과 등과 같은 시장의 이례현상들을 모형에 반영하는데 있어서 유

2) 일별 평균가격은 각 어종의 일별 총 거래금액을 일별 총 거래물량으로 나누어 산출하였기 때문에 크기별 가격을 크기별 물량 비중으로 가중평균 한 것과 같다. 참고로 크기별 물량 자료는 제공되지 않는다.

3) 익명의 심사자에 의하면, 재무시계열에서는 일반적으로 위험 프리미엄이 존재하는 것으로 나타나 있는데, 이에 비추어 수산물가격에서도 위험 프리미엄이 존재하는지 여부에 대한 검토의 필요성을 제기하였다. 이에 필자는 본 연구의 목적과 부합하는지를 판단하여 모형설정에서 추가적으로 GARCH-M 모형 설정 여부에 대해 검토하였으나, 본 연구는 수산물 가격변동성의 계절성 및 요일효과 등을 검토하는데 한정하였기에 GARCH-M 모형에 의한 위험 프리미엄 존재 여부의 검토는 후속 연구과제로 남겨두고자 한다. 좋은 제언을 해 주신 익명의 심사자에게 지면을 통해 감사사를 드린다.

용하다고 할 수 있다.

Bollerslev(1986)는 ARCH 모형의 모수제약을 일반화하기 위해 조건부 분산이 과거 오차항의 제곱 값뿐만 아니라, 조건부 분산의 과거 값과도 선형관계를 가지는 좀 더 유연한 시차구조의 GARCH(p, q) 모형을 제시하였다.

$$y_t = X_t \theta + \varepsilon_t$$

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

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{단 } \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$$

위 식에서 $q=0$ 이면 ARCH(p) 과정이 되고, $p=q=0$ 이면 ε_t 는 백색잡음(white noise)이 된다. 이러한 ARCH 과정에서 GARCH 과정으로의 확장은 AR 과정에서 ARMA 과정으로의 확장과 유사하다. α 와 β 계수들이 양수로 유의하게 나타나면 변수의 변동성에 대한 충격은 시간이 경과할수록 지속되는 것을 의미하며, 지속성의 정도는 α 와 β 의 크기에 달려 있다. 따라서 $p=q=1$ 인 GARCH(1,1) 모형에서 분산이 양(+)이고 안정성 조건(stationarity condition)을 만족하기 위한 조건은 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 이어야 한다. 여기서 $\alpha_1 + \beta_1$ 를 지속성모수(persistency parameter)라고 부르며, $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ 이 되면 이는 Integrated GARCH(IGARCH) 모형으로 충격의 지속성이 영구히 지속되는 특징을 가지게 된다⁴⁾. 한편 GARCH(1,1) 과정 역시 일정한 조건하에서 정규분포보다 봉우리가 뾰족하고 꼬리는 두터운(fat-tailed) 첨예분포(leptokurtic)를 가진다. 이는 어느 특정 시기에 있어서 자산가격의 변화율(또는 수익률)에 커다란 변동성이 발생하면 다음 기에도 커다란 변동성이 발생할 수 있다는 것으로 과거의 정보가 지속적으로 반영된다는 것을 의미한다.

이에 본 연구에서는 이상과 같은 GARCH(1,1) 모형을 연구의 목적에 맞게 다음과 같이 설정하고자 한다.

$$r_t = c + \sum_{i=1}^m b_i r_{t-i} + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 D_{3t} + d_4 D_{4t} + d_5 D_{5t}$$

$$+ e_1 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + e_2 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right) + e_3 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + e_4 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right) + \varepsilon_t$$

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

$$\sigma_t^2 = \theta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t}$$

$$+ \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + \delta_2 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right) + \delta_3 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + \delta_4 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right)$$

4) α_1 은 변동성 충격에 대한 스케일 파라미터의 역할을 하므로 이 값이 크다는 것은 변동성이 시장의 움직임에 매우 민감하게 반응함을 의미한다. 이에 반해 지속성 모수 $\lambda (= \alpha_1 + \beta_1)$ 의 값이 1에 가까울수록 현재의 높은(또는 낮은) 변동성이 유사한 수준에서 장래에도 지속될 가능성이 높다고 할 수 있다(김명직·장국현, 2004, pp. 221 - 222).

우선, 평균방정식의 r_t 는 본 연구의 분석대상 양식어류(넙치, 조피볼락)의 일일 가격 변화율을 나타내며, 자기회귀과정(AR)에 대한 최적 시차(lag) 수는 AIC(Akaike Information Criterion)에 의해 결정한다. 또한 Ψ_{t-1} 는 $t-1$ 기까지 가능한 정보의 집합을, μ_t 는 평균이 0이고 분산이 1인 i.i.d. 확률변수를 의미한다.

다음으로 분산방정식에서 요일효과의 존재 여부를 검정하기 위한 요일 더미변수는 $D_{1t} \sim D_{6t}$ 로 각각 월요일부터 토요일까지를 의미한다. 예를 들어 거래일 t 가 월요일이면 $D_{1t}=1$, 아니면 0으로 다른 요일의 더미변수도 같은 방식을 적용하였다. 그리고 토요일(D_{6t})에 대한 더미변수는 완전 다중공선성(perfect multicollinearity)의 문제와 같은 더미변수 함정(dummy variable trap)을 회피하기 위하여 모형에서 제외한다.

한편, sin과 cos는 sine 및 cosine 함수를 의미하는데, 여기에서는 시계열자료에 존재하는 순환적 주기성을 찾아내는 방법 중의 하나로 스펙트럼 분석(spectral analysis) 방법인 삼각함수 변수를 사용하고자 한다⁵⁾. 이러한 sine 및 cosine 함수를 사용하는 이유는 시계열 자료에 존재하는 계절적 주기성을 파악함으로써 계절효과를 분석하기 위한 것이다. 이에 $\pi=3.1415\dots$ 이 되고, x 는 특정년도의 1월 1일로부터 경과한 거래일수를, Y_1 는 1년 주기, Y_2 는 반년 주기를 의미한다. 그리고 가격변동성에 있어서 계절성 및 요일효과의 존재 여부에 대한 검정은 F-검정을 이용한다.

이렇게 설정된 모형의 추정방법으로는 정규분포를 가정하는 GARCH(1,1)-n 모형과 student-t 분포를 가정하는 GARCH(1,1)-t 모형으로 구분하여 각각 추정하는 것으로 한다⁶⁾. 여기서 정규분포와 t-분포를 가정하여 GARCH 모형을 추정하기 위해서는 다음과 같은 대수우도함수(log likelihood function)를 설정하는 것이 가능하다.

〈 GARCH(1,1) - n 모형의 대수우도함수 〉

$$L = -\left(\frac{T}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \ln \sigma_t^2 - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \ln \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2}$$

〈 GARCH(1,1) - t 모형의 대수우도함수 〉

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

t-모형은 자유도 ν 가 아주 클 경우($\nu \geq 20$), 정규분포에 근접한다고 볼 수 있으며, 반대로 ν 가 작을 경우에는 fat-tailed 분포를 갖는다. fat-tailed의 의미는 보다 큰

5) 경제적 시계열들은 일반적으로 일정 주기를 갖는 순환적 변동을 포함하고 있는데, 이러한 순환변동은 삼각함수를 이용하여 간편하게 표현될 수 있다. 즉, sine과 cosine함수들은 순환주기가 2π 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 파장으로 이해될 수 있다(이종원 1998, p. 933).

6) 이하의 추정방법에 대한 설명은 "김명직 · 장국현, 2004, pp. 214-223"에서 인용하였다.

수산물 시장에서의 양식어류 가격변동성·계절성·요일효과에 관한 연구-노량진수산시장의 넙치와 조피볼락에 중심으로-

폭으로 r_t 가 오르거나 하락할 확률이 정규분포를 가정한 경우보다 크다는 것을 의미한다. 이러한 대수우도함수는 BHHH, BFGS, Marquart 또는 DFP 등과 같은 일반적 수치최적화(numerical optimization) 알고리즘(algorithm)을 사용하여 로그우도함수를 극대화하는 모수(θ, α, β)를 추정하게 된다⁷⁾.

Ⅲ. 양식어류 가격의 시계열적 특성

여기에서는 본 연구의 분석대상인 넙치와 조피볼락에 대하여 가격수준(price level) 및 가격변화율(change rate of price)에 대한 변화 추이를 살펴본 후, 표본자료에 대한 기초통계량을 통해 자료의 특징 및 표본의 정규성 검정을 하고자 한다.

1. 분석 자료의 추이

금융시계열 및 본 연구의 분석대상인 수산물 가격과 같은 경제 시계열은 일반적으로 비정상(non-stationary) 과정이나 일차 차분에 의해 정상화 될 수 있는 I(1) 과정으로 알려져 있다. 따라서 이러한 비정상성을 회피함과 동시에, 본 연구의 목적인 가격변동성에 대한 특성 분석과 부합할 수 있도록 하기 위해 가격수준(price level)의 원자료(raw data)를 다음과 같이 가공하여 분석을 실시하였다.

여기서 시점 t 에서의 수산물 가격이 P_t 일 때,

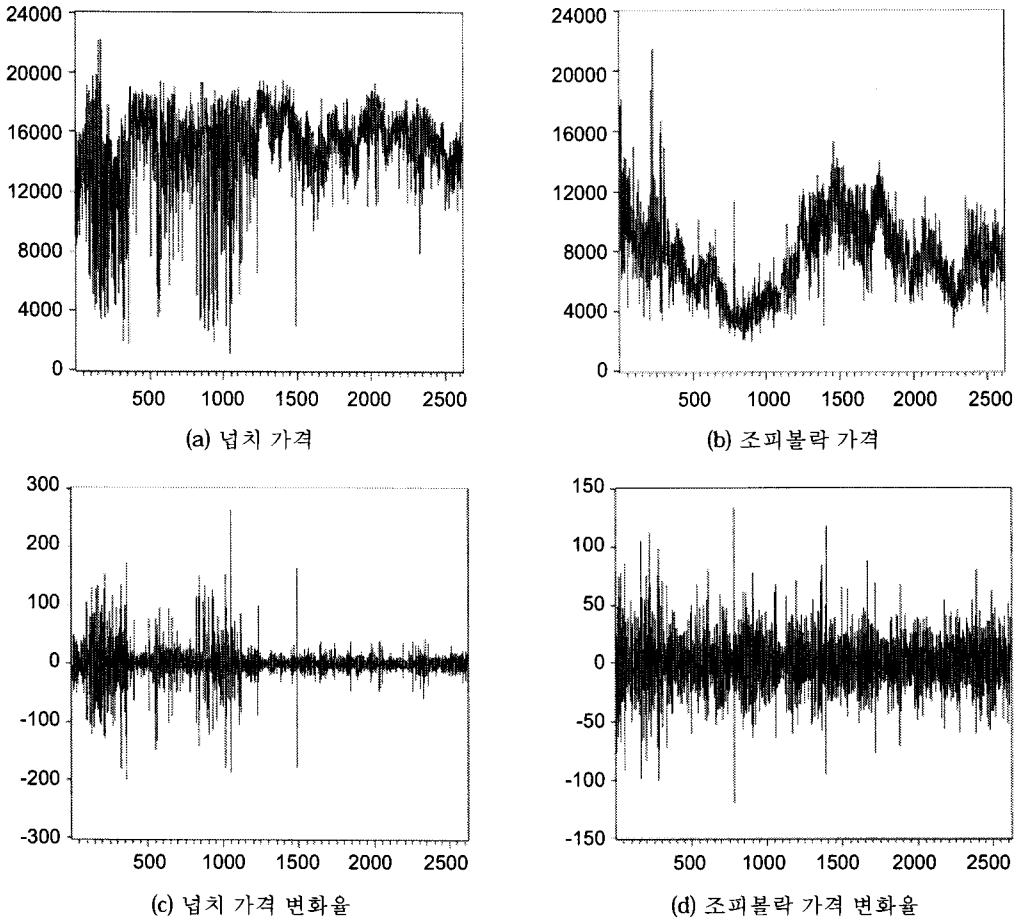
$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

을 기간 $[t-1, t]$ 에서 발생한 수산물 가격의 변화율(change rate of price)이라 한다. 이 경우 로그함수의 테일러 전개식을 이용하면 다음이 성립한다.

$$\begin{aligned} R_t &= \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \approx \log\left(1 + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \\ &= \log \frac{P_t}{P_{t-1}} = \log P_t - \log P_{t-1} \end{aligned}$$

다음의 <그림 1>은 본 연구의 분석대상인 넙치와 조피볼락의 가격과 가격변화율에 대한 추이를 그래프로 나타낸 것이다. 특징적인 것은 넙치의 경우 2003년도까지의 일별 가격변동이 매우 심한 것으로 보이는 반면, 이후에는 일정한 범위 내에서 가격이 등락을 하고 있음을 알 수 있다. 한편 조피볼락은 가격변동의 범위가 분석기간 전반에

7) 본 연구에서는 EViews 5.0v.에서 제공되는 Marquart 옵션(option)을 이용하여 설정된 모형을 추정하고자 한다.



〈그림 1〉 분석대상의 가격 및 가격변화율 추이

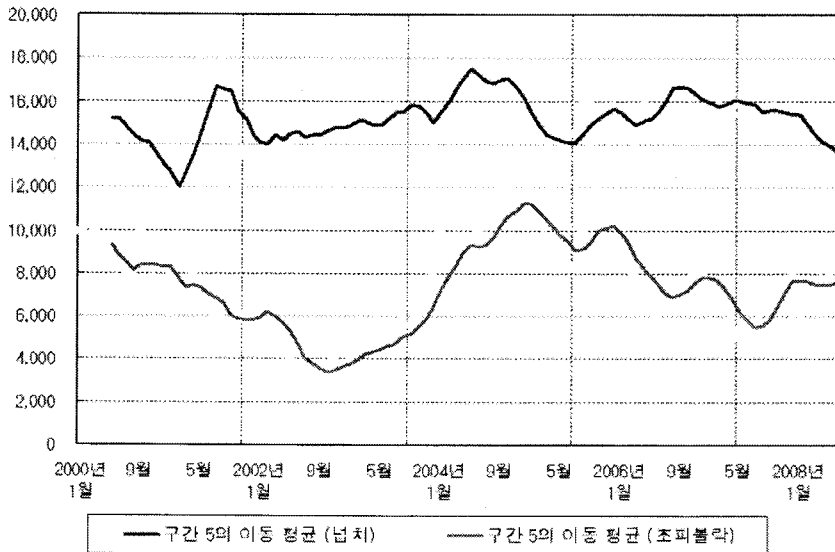
걸쳐 대체로 일정한데 반해, 중기적 주기성을 보이고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 분석대상의 가격변동 주기를 〈그림 2〉의 월별 이동평균 그래프로 살펴 보면 다음과 같다. 넙치의 경우, 가격변동의 주기성이 조피불락에 비해 뚜렷이 나타나고 있지는 않지만, 중기적인 순환변동 패턴을 발견할 수 있다.

즉, 첫 번째 주기는 2000년 1월부터 2002년 1월까지로 1년을 주기로 가격 등락이 급격하게 상승과 하락을 반복하고 있다. 하지만 이후부터는 14,000원 이하로 떨어지지 않는 비교적 안정적인 가격을 형성하면서 약 3년 주기의 반 사이클 패턴을 보이고 있는 것이 특징이라 할 수 있다⁸⁾.

한편, 조피불락의 경우는 2000년 초 9,500원을 상회하던 가격이 2002년 말에 최저

8) 옥영수 외(2007, pp. 56-57)의 연구에서는 넙치가격 변동패턴에 대해 제주산 양식넙치 가격을 대상으로 분석하였는데, 본 연구의 노량진 가격변동 패턴과 유사한 중기적인 주기변동 패턴을 보이고 있다고 분석하였다.



〈그림 2〉 분석대상의 월별 이동평균(5개월) 추이

점인 4,000원 이하로 하락하였다가 이후 상승하여 2004년 하반기에는 12,000원 대 까지 상승하였다. 하지만 2005년 이후에는 연도 내 계절적인 상승과 하락을 반복하는 추세를 보이고 있으나, 전반적으로 하락추세를 반등하지는 못하고 있다. 이러한 현상의 원인은 조피볼락의 대량입식에 따른 생산량의 급속한 증가와 계절적인 집중출하 때문인 것으로 분석된다(KMI 수산업관측센터, 각 월보).

2. 기초 통계량

다음의 〈표 1〉은 본 연구의 분석대상인 넙치와 조피볼락의 가격변화율에 대한 기초 통계량을 나타내며, 이와 동시에 각 시계열의 분포가 정규분포인지를 검정하는 정규성 검정 통계량을 나타내고 있다. 일반적인 시계열 분석 이론에 의하면, 정규분포에서 나타나는 통계적 특성들의 기준치는 좌우 대칭을 나타내는 왜도(skewness)의 경우가 0이고, 봉우리의 뾰족함을 나타내는 정도, 즉 중심값 주변에 얼마나 많은 관측치가 있는가를 나타내는 첨도(kurtosis)의 경우는 3이다⁹⁾. 그러나 본 연구의 분석대상인 넙치와 조피볼락의 경우를 보면, 일반적인 경제 및 금융시계열에서와 같이 첨예분포

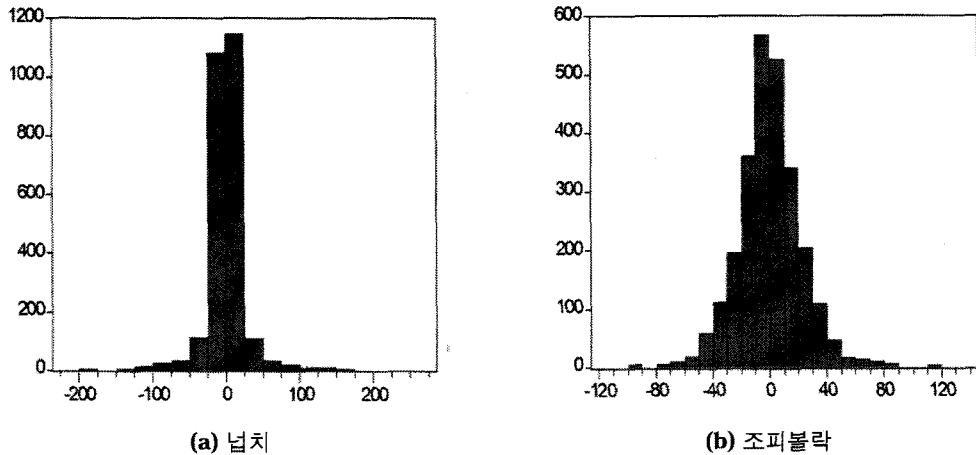
$$9) \text{ 왜도} = E\left[\frac{(R_t - \bar{R})^3}{\sigma^3}\right], \text{ 첨도} = E\left[\frac{(R_t - \bar{R})^4}{\sigma^4}\right]$$

왜도(skewness)의 경우, 음의 값을 가지면 왼쪽 긴 꼬리분포로써 'left-skewed' 되었다고 하며, 양의 값을 가지면 오른쪽 긴 꼬리분포로써 'right-skewed' 되었다고 한다. 한편 첨도(kurtosis)의 경우는 3보다 크면 '첨예분포(leptokurtic)', 작으면 '평탄분포(playkurtic)'를 가지게 되는데, 일반적으로 경제 및 금융시계열의 경우, leptokurtic한 분포를 가지고 있다(김명직·장국현, 2004, pp. 203-204).

〈표 1〉 분석대상 표본자료의 기초 통계량 및 정규성 검정 통계량

구 분	넓 치	조피볼락
평균	-0.001540	-0.013999
중앙값	0.249084	-0.593902
극대값	263.7247	133.5777
극소값	-200.9124	-119.1671
표준편차	27.64541	22.85414
왜도 (skewness)	0.078849	0.229536
첨도 (kurtosis)	17.14436	5.697713
Jarque - Bera (p - value)	21776.22 (0.00000)	814.9881 (0.00000)
변동계수	1,795,156	163,256
Q (10)	690.19 (0.000)	492.94 (0.000)
Q (20)	718.75 (0.000)	512.93 (0.000)
Q ² (10)	1562.54 (0.000)	976.27 (0.000)
Q ² (20)	2033.85 (0.000)	1296.35 (0.000)

주 : Q(T)는 시계열 자료의 T시차 자기상관에 대한 Ljung - Box Q 통계량을, Q²(T)는 시계열 자료 제곱의 T시차 자기상관에 대한 Ljung - Box Q 통계량을 나타내며, ()의 수치는 유의수준(significance level)을 의미함.



〈그림 3〉 분석대상 표본자료의 가격변화를 분포

(leptokurtic)의 특징을 나타내고 있음을 알 수 있다(〈그림 3〉 참조). 그리고 표본이 정규분포가 되기 위해서는 평균이 0에, 표준편차는 1에 근사한 값을 가져야 하나, 본 연구의 분석대상 품목들은 모두 이와는 상이한 값들을 나타내고 있음을 알 수 있다.

즉, “실증분포가 정규분포 한다.”는 귀무가설(H_0) 하에서의 증명을 위한 정규성 검정 통계량인 Jarque - Bera 통계량을 통하여 검정을 실시하는 것이 가능하다고 하겠다. 그 결과, 넓치와 조피볼락 모두 1%의 유의수준에서 유의성이 있어 귀무가설을 기각하고 있음을 알 수 있다. 따라서 본 연구의 분석대상인 넓치와 조피볼락의 가격변화

을 시계열에서도 경제 및 금융시계열에서와 같이 leptokurtic한 분포의 특징을 발견할 수 있다.

한편, “T시차까지의 자료에 시계열 상관관계가 존재하지 않는다.”는 귀무가설(H_0) 하에서의 T시차 Ljung - Box Q 통계량¹⁰⁾ 추정치를 통하여 검정을 실시해 보면, 이 역시 1%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 있음을 알 수 있다. 즉, 넙치와 조피볼락의 가격변화율 자료에 시계열 상관관계가 상당기간에 걸쳐 존재하고 있음을 보여준다고 하겠다. 게다가 두 품종 모두 가격변화율 자료의 제곱에 대한 Ljung - Box Q 통계량의 추정치를 보아도 매우 높은 시계열상관관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 이와 같이 가격변화율 자료에 대한 Ljung - Box Q 통계량의 추정치가 시계열 상관관계가 있다는 사실은 가격변동성을 나타내는 조건부 분산을 추정하기 위해 ARCH류의 모형을 사용하는 것이 적합함을 의미한다.

3. 단위근 검정 및 ARCH - LM 검정

여기에서는 모형을 추정하기 이전에 표본자료에 대한 시계열 안정성(stationarity)을 검정하였으며, 또한 ARCH류 모형의 적합성 검토를 위한 라그랑지 승수(ARCH Lagrange Multiplier : ARCH - LM) 검정을 실시하였다.

우선, 분석대상 품목의 표본자료에 대한 시계열이 정상적인지를 검정하는 단위근 검정에서는 DF, ADF, PP 검정법을 이용하였다. 즉, 단위근 검정 결과, 각 검정 통계량들이 모두 1%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함으로써 본 연구의 분석대상인 넙치와 조피볼락의 표본자료에 대한 시계열들이 아주 정상적(stationary)임을 보여주고 있다.

한편, ARCH - LM 검정결과에서는 넙치와 조피볼락 모두 각 검정 통계량들(1, 5, 10시차 이용)이 매우 크게 계산되어 ARCH 효과가 없다는 귀무가설이 1%의 유의수

< 표 2 > 분석대상 표본자료에 대한 단위근 검정 및 ARCH - LM 검정 결과

구 분	단위근 검정			ARCH - LM 검정		
	DF	ADF	PP	ARCH(1)	ARCH(5)	ARCH(10)
넙치	-25.56652*	-30.80905*	-110.2074*	243.2051*	75.76416*	39.98871*
조피볼락	-32.14096*	-33.39684*	-112.8759*	120.8768*	44.87592*	23.04970*

주1) *는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

주2) 단위근 검정에서 유의수준 1% 임계치는 3검정 모두 -3.43이며, 각 검정의 회귀식에 포함되는 시차항(lagged differences)의 개수는 5이다.

주3) ARCH(T)는 T시차를 이용한 ARCH 검정통계량을 의미한다.

$$10) Q = T(T+2) \sum_{j=1}^T \frac{\hat{\rho}_j^2}{(T-j)} \sim \chi^2(q)$$

준에서도 기각된다. 이러한 결과는 넘치와 조피볼락의 가격변화율 시계열 자료에는 통계적으로 매우 유의한 ARCH 효과가 있음을 의미한다. 즉, 오차항의 제곱 시계열에 일련의 상관관계가 존재하고 있음을 의미하는데, 추정의 효율성을 높이기 위해 조건부 이분산 모형으로 추정하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 다시 말해, 이와 같은 통계적 특성들은 본 연구의 실증분석에서 다루게 될 GARCH 모형의 적합성을 뒷받침해 주는 근거로 볼 수 있다고 하겠다.

IV. 모형 추정 결과

앞의 II절에서 설정된 GARCH 모형의 추정결과 중 평균방정식에 포함되는 계수들의 추정치 및 통계적 유의성 등에 대해 < 표 3 > 을 통해 살펴보면 다음과 같다.

우선, AIC 값을 계산하여 가장 낮은 값을 가진 모형을 선정하였는데, 결정된 모형의 최적 시차 수는 넘치가 2, 조피볼락이 4로 결정되었다. 그리고 평균방정식의 상수항은 넘치의 n-모형(10% 유의수준에서 유의미함)을 제외하고는 모두 유의성이 없었

< 표 3 > GARCH 모형에 대한 평균방정식 추정결과

$$r_t = c + \sum_{i=1}^n b_i r_{t-i} + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 D_{3t} + d_4 D_{4t} + d_5 D_{5t} + e_1 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + e_2 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right) + e_3 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + e_4 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right) + \varepsilon_t$$

구분	넘치		조피볼락	
	n-분포 가정	t-분포 가정	n-분포 가정	t-분포 가정
c	-0.47(-1.86)***	0.007(0.04)	0.19(0.54)	0.32(0.98)
b ₁	-0.65(-27.71)*	-0.62(-28.75)*	-0.66(-30.09)*	-0.67(-32.50)*
b ₂	-0.38(-13.99)*	-0.38(-16.73)*	-0.53(-21.66)*	-0.52(-20.76)*
b ₃			-0.43(-16.80)*	-0.43(-17.15)*
b ₄			-0.35(-13.38)*	-0.35(-13.75)*
d ₁	1.27(0.92)	3.85(1.31)	-12.36(0.55)	-6.03(-1.12)
d ₂	8.22(1.41)	5.22(3.40)*	-7.16(1.85)***	-4.26(-10.02)*
d ₃	-0.85(-0.01)	-1.21(-0.79)	-3.54(-0.05)	0.006(0.33)
d ₄	5.85(0.35)	2.57(1.07)	1.99(0.45)	1.62(2.32)**
d ₅	0.002(0.66)	-1.69(-1.84)**	1.32(1.12)	3.27(4.51)*
e ₁	0.65(0.94)	1.23(2.36)**	1.76(0.25)	-0.37(1.12)
e ₂	-0.84(0.40)	-1.03(0.85)	-1.63(0.32)	0.14(1.24)
e ₃	1.42(0.04)	1.58(3.99)*	2.51(0.02)	0.86(0.31)
e ₄	-0.43(-1.11)	-0.06(-0.72)	0.52(0.61)	-0.68(-0.43)
요일효과	0.101374 (0.9820)	13.273256 (0.0006)	0.976233 (0.6785)	31.02546 (0.0000)
계절성	0.158920 (0.9327)	8.967258 (0.0023)	0.281476 (0.7735)	0.163327 (0.8989)

주1) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미하며, ()안은 z 통계량이다.

주2) 요일효과는 $H_0 : d_1 = d_2 = d_3 = d_4 = d_5 = 0$, 계절성은 $H_0 : e_1 = e_2 = e_3 = e_4 = 0$ 이라는 결합가설검정에 대한 F검정 통계량이며, ()안은 p-value를 의미한다.

으며, 시차를 둔 자기회귀항의 계수들은 넙치와 조피볼락의 두 모형(n -모형과 t -모형) 모두 1% 유의수준에서 유의한 결과를 보이고 있다.

한편, 가격변화율에 대한 요일더미변수의 계수 추정치를 보면, 넙치의 경우 n -모형은 계수들이 모두 유의성이 없었다. 하지만 t -모형은 화요일과 금요일이 통계적인 유의수준에서 유의한 것으로 나타났는데, 구체적으로 화요일은 양(+)¹¹⁾의 가격변화율을 보인 반면, 금요일은 음(-)의 가격변화율을 나타내고 있다. 그리고 조피볼락의 경우, n -모형에서는 화요일, t -모형에서는 화요일, 목요일, 금요일이 유의미한 결과를 보이고 있다. 하지만 넙치와 반대로 조피볼락의 t -모형에서는 화요일이 음(-)의 가격변화율을 보이는 반면, 목요일과 금요일은 양(+)¹²⁾의 가격변화율을 나타내고 있다. 요일효과에 대한 결합가설 검정결과는 넙치와 조피볼락 모두 t -모형에서 요일효과가 있는 것으로 나타났다.

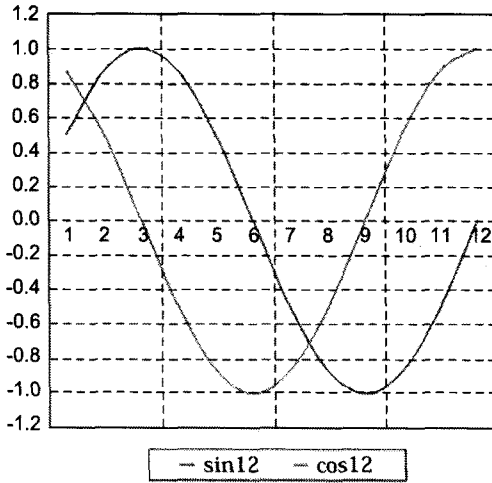
이상의 결과를 종합해 보면, 넙치와 조피볼락 모두 t -모형에서 전반적으로 뚜렷한 요일효과를 지니고 있으며, 그 패턴은 화요일과 금요일에서 넙치와 조피볼락이 서로 다른 양상을 보이고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과를 생산자 입장의 출하전략으로 이용한다면, 넙치의 경우는 금요일로 계획했던 출하를 그 다음 주 월요일 또는 화요일로 미루어 출하함으로써 보다 높은 기대수익의 실현을 시사한다고 할 수 있을 것이다¹³⁾.

다음으로 계절성에 대한 변수를 보면, 조피볼락은 두 모형에서 모두 뚜렷한 계절성이 보이고 있지 않은 반면, 넙치는 t -모형에서 1년 주기의 *sine*변수와 *cosine*변수에서 통계적으로 유의미한 결과를 보이고 있다. 또한 모든 계수($H_0: e_1=e_2=e_3=e_4=0$)들이 0이라는 귀무가설 하에서의 결합가설검정에서도 넙치의 t -모형만이 1% 유의수준에서 계절효과가 있는 것으로 나타나고 있다.

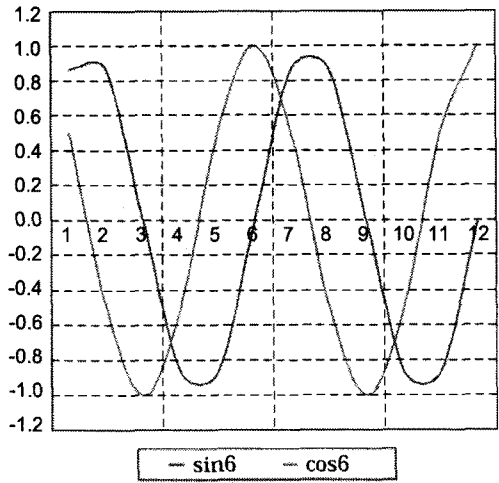
이러한 결과는 다음의 <그림 4>를 통해서도 확인이 가능하다. 처음의 두 그림은 *sine*과 *cosine*함수의 1년 주기와 반년 주기를 그림으로 나타낸 것이다. 즉 넙치와 조피볼락의 가격변화율에 대한 계절성 주기¹⁴⁾를 나타내는 그래프와 비교를 해 보면 다음과 같다. 우선, 넙치의 경우 분석기간 초기인 2000년~2003년에는 가격변화율의 진폭이 매우 크게 나타나면서 계절적인 주기가 *cosine*과 *sine*의 1년 주기와 비슷한 형태를 보이고 있다. 이후에는 약간 불규칙적인 주기를 보이다가 다시 규칙적인 주기를 보이고 있음을 알 수 있다. 반면 조피볼락의 경우는 주기의 진폭이 상당히 크고 불규칙적인 특징을 보이고 있다. 즉 *sine* 및 *cosine* 그래프와는 큰 차이를 보이고 있음을 육안으로

11) 조피볼락의 경우는 반대로 월요일이나 화요일에 계획했던 출하를 앞당겨서 전 주 목요일 또는 금요일에 출하하는 전략이 유효할 것으로 보인다.

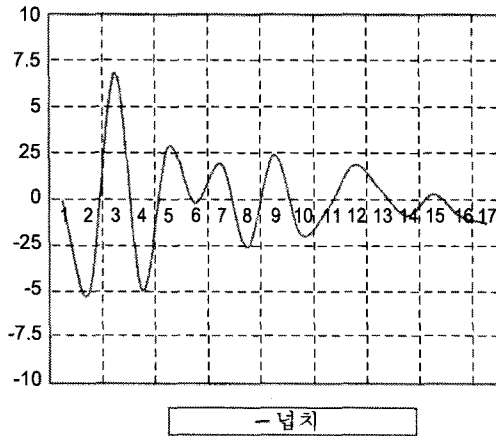
12) 계절성 주기 그래프를 작성하기 위해 본 연구에서 수집한 일별자료를 월별자료로 변환하여, 이를 다시 반년 단위의 가격변화율의 평균을 구하여 그래프를 작성하였다. 이렇게 작성한 이유는 *sine* 및 *cosine* 함수의 비교를 위해 작성하였다.



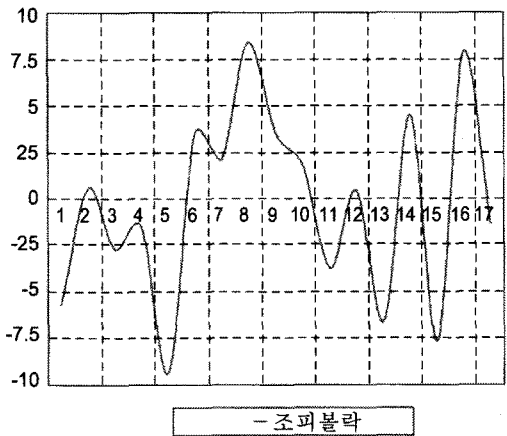
< sine 및 cosine 함수의 1년 주기 >



< sine 및 cosine 함수의 반년 주기 >



< 넘치 가격변화율의 계절성 >



< 조피불락 가격변화율의 계절성 >

< 그림 4 > 가격변화율의 계절성 주기

도 확인이 가능하다.

다음으로 관심의 대상이 되는 분산방정식의 계수에 대한 추정결과는 < 표 4 >에서 정리되어 있다. 넘치의 경우, α 와 β 값이 두 모형 모두 1% 유의수준에서 유의적이며, 지속성 모수($\lambda = \alpha + \beta$)는 두 모형 모두 0.98과 0.95로써 1에 근접하고 있다. 이러한 결과는 조건부 분산의 추정식이 안정적이지만 변동성 충격이 상당히 지속되고 있음을 의미한다. 즉, 현재와 유사한 변동성 수준에서 장래에도 지속될 가능성이 매우 높은 것으로 해석될 수 있다고 하겠다. 조피불락의 경우 역시 α 와 β 값이 두 모형 모두 1% 유의수준에서 유의적인 것으로 나타났으며, 지속성 모수 또한 넘치보다는 낮은 수준

수산물 시장에서의 양식어류 가격변동성·계절성·요일효과에 관한 연구 - 노량진수산물시장의 넙치와 조피볼락 중심으로 -

< 표 4 > GARCH 모형에 대한 분산방정식 추정결과

$$\sigma_t^2 = \theta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t} + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + \delta_2 \sin\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right) + \delta_3 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_1}\right) + \delta_4 \cos\left(\frac{2\pi x}{Y_2}\right)$$

구분	넙치		조피볼락	
	n-분포 가정	t-분포 가정	n-분포 가정	t-분포 가정
θ	32.92(2.38)**	31.69(4.24)*	-4.73(-0.13)	4.09(0.19)
α	0.01(5.70)*	0.03(11.88)*	0.09(4.80)*	0.11(5.69)*
β	0.97(84.78)*	0.93(49.50)*	0.78(17.20)*	0.77(20.41)*
ν		2.27(36.33)*		4.55(21.88)*
γ_1	56.47(2.05)**	33.98(3.24)*	103.22(1.93)***	98.33(2.54)**
γ_2	-20.52(-1.18)	-17.18(-1.21)	88.12(1.57)	41.54(1.21)
γ_3	9.38(0.20)	17.59(0.66)	25.42(0.36)	44.80(1.33)
γ_4	-71.17(-1.19)	-27.88(-2.45)**	38.59(0.54)	-3.72(-0.12)
γ_5	-46.51(-2.75)*	-25.50(-2.87)*	21.45(0.32)	27.95(0.75)
δ_1	0.29(0.40)	3.37(2.93)*	-0.30(-1.37)	1.67(2.18)**
δ_2	-0.39(-0.54)	3.62(2.91)*	0.07(0.02)	0.63(0.22)
δ_3	0.99(0.67)	-1.64(-1.81)***	10.14(1.75)***	5.68(1.86)***
δ_4	-1.24(-1.09)	-0.29(-0.34)	-0.90(-0.26)	-1.51(-0.49)
요일효과	9.951316(0.0012)	10.535281(0.0002)	6.981263(0.0035)	9.74740(0.0017)
계절성	0.31455(0.432827)	18.068473(0.0000)	9.97255(0.0012)	12.83707(0.0000)
지속성($\lambda = \alpha + \beta$)	0.980753	0.959384	0.882273	0.879393
Log likelihood	-10967.57	-10639.72	-11230.27	-11004.47

주1) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미하며, ()안은 z 통계량이다.
 주2) 요일효과는 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = 0$, 계절성은 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ 이라는 결합가설검정에 대한 F검정 통계량이며, ()안은 p-value를 의미한다.

이지만 두 모형 모두 0.8 이상의 수치를 보이고 있다¹³⁾.

한편, t-분포의 자유도를 나타내는 ν 값을 보면 넙치와 조피볼락 모두 20보다 작은 2.27과 4.55로 추정되었으며, 1% 유의수준에서 유의한 결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 앞의 기초 통계량 분석 결과에서 나타난 것처럼, 오차항의 분포가 정규분포와는 전혀 다른 두터운 꼬리(fat-tailed)를 갖는 분포를 이루고 있기 때문이라고 해석할 수 있다. 다른 한편 대수우도함수의 추정 값을 보면, 넙치는 정규분포의 경우 -10967.57에서 t-분포의 경우 -10639.72로 300 이상 증가하였으며, 조피볼락도 225만큼 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 t-분포에 의해 추가적으로 fat-tail을 모형화하는 것이 의미가 있음을 보여준다. 따라서 본 연구의 분석대상인 양식어류(넙치와 조피볼락)의 가격변화율에 대한 GARCH 모형의 최우추정을 위해서는 t-분포를 가정한 GARCH(1,1)-t모형이 보다 적합하다고 할 수 있다.

13) 이와 같이 지속성 모수(λ)가 1에 근접하고 있다는 사실은 “변동성 군집(volatility clustering)” 현상이 기존의 선행연구(강태훈(2004), 고봉현(2007) 등)의 결과와 유사하게 본 연구의 분석대상인 넙치와 조피볼락에도 나타나고 있음을 보여주고 있다고 하겠다.

다음은 분산방정식에서의 요일효과 및 계절효과 존재여부를 살펴보고자 한다. 즉, 여기에서는 특정요일의 가격변동성이 다른 요일과 차이를 보이는지에 대한 요일효과의 존재 유무를 검정함과 동시에, 계절적 특성을 파악하고 이러한 계절적 이례현상이 존재한다면 가격변동성에 어떠한 영향을 미치는지 등을 분석한다.

우선, 요일더미변수에서 녃치의 경우, 월요일, 목요일, 금요일이 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 조피볼락은 월요일에서만 유의성이 있는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 월요일이 양식어류 시장의 가격변동성을 확대시킨다는 것을 의미한다. 특히 두 모형(n -모형과 t -모형) 모두에서 월요일이 가격변동성에 미치는 영향이 다른 요일에 비해 상대적으로 크게 나타난 것은 주말 동안에 발생하는 새로운 정보량이 다른 요일에 비해 많기 때문인 것으로 해석된다. 한편, 가격변동성에 요일효과가 존재하는지 여부에 대한 결합가설검정 결과, 녃치와 조피볼락 모두 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타남으로써 가격변동성에서의 요일효과 또한 존재하는 것으로 확인되었다.

다음으로 계절성에 대한 변수를 보면, 녃치의 경우 정규분포를 가정하는 n -모형에서는 통계적으로 유의적인 계수가 없었다. 반면 t -분포를 가정하는 모형에서는 *sine* 및 *cosine* 함수의 1년 주기 변수와 *sine* 함수의 반년 주기 변수들의 계수가 유의미한 결과를 보이고 있다. 또한 조피볼락의 경우, 두 모형 모두에서 *cosine* 1년 주기 변수들의 계수가 통계적으로 유의적이었다.

V. 결론 및 정책함의

지금까지 본 연구에서는 Bollerslev(1986)의 GARCH 모형을 이용하여 국내 양식 활어시장에서의 가격변동성에 대한 구조적 특성 분석을 시도하였다. 구체적으로는 양식어류 가격변동성에 영향을 미치는 요인들은 어떠한 것들이 있는지에 대한 검정을 실시하였는데, 그 일환으로 양식어류의 가격변화율 및 가격변동성에 있어서 계절적 이례현상들이 존재하는지에 대한 여부를 검정하였다.

이러한 연구목적에 따라 본 연구에서는 분석대상으로 국내에서 양식되고 있는 어류 중에서 생산량이나 생산금액 면에 있어서 그 비중이 큰 녃치와 조피볼락을 분석대상으로 선정하였다. 한편 분석기간은 2000년 1월 1일부터 2008년 6월 30일까지의 일별자료에 대해 노량진수산시장의 일일 거래실적을 바탕으로 산출된 일별 평균가격을 이용하였다. 이에 본 절에서는 양식어류 가격변동성에 대한 실증적 분석 결과를 다음과 같이 요약하고, 이어 본 연구가 가지는 한계와 함께 결론에 대신하여 분석결과가 의미하는 정책적 함의를 찾아보고자 한다.

1. 분석결과의 요약

첫째, 본 연구의 분석대상인 넙치와 조피볼락의 가격변화율의 분포에 대해 JB 검정 통계량을 통해 검정한 결과, 두 품목 모두 “실증분포가 정규분포 한다.”는 귀무가설을 기각하고 있는 것으로 나타났다. 또한 분포의 형태를 파악할 수 있는 첨도와 왜도 값에 있어서도 두 품목 모두 양(+)의 방향으로 편향되어 오른쪽 긴꼬리를 하고 있는 첨예분포(leptokurtic)의 특징을 하고 있는 것으로 나타났다. 이는 일반적으로 경제 및 금융시계열에서 나타나는 특징들로서 수산물시장에서도 동일한 특징을 보여주고 있다고 하겠다.

둘째, 넙치와 조피볼락의 가격변화율 자료에 대한 시계열 상관관계가 상당기간 존재하고 있는 것으로 나타났다. 즉, Ljung - Box Q 통계량의 추정치가 시계열 상관관계가 있다는 사실은 가격변동성을 나타내는 조건부 분산을 추정하기 위해 ARCH류 모형 적용의 적합성을 뒷받침해 주는 근거로 볼 수 있다. 한편 수산물시장에서 이러한 시계열 상관관계의 원인은 아직까지 밝혀진 바가 없기에, 향후 연구에서는 이러한 특성의 원인에 대한 이론적 규명이 필요할 것으로 보인다¹⁴⁾.

셋째, 분석대상 자료의 시계열에 대한 안정성(stationarity) 여부를 살펴보기 위해 단위근 검정(unit root test)을 실시한 결과, 분석대상 시계열 모든 자료에서 아주 정상적(stationary)임이 판명되었다. 그리고 시계열 자료에 대한 ARCH류 모형의 적합성 여부를 보여주는 라그랑지승수(ARCH Lagrang Multiplier ; ARCH - LM) 검정에서는 넙치와 조피볼락 모두 ARCH 효과가 있는 것으로 나타났다. 이와 같은 통계적 특성들은 본 연구의 실증분석 모형이 GARCH 모형의 적합성을 뒷받침해 주는 근거로 해석된다.

넷째, 양식어류 가격변동성의 계절성 및 요일효과에 대한 실증분석에서는 우선, 넙치와 조피볼락 모두 가격변화율 및 가격변동성에서 요일효과가 존재하고 있는 것으로 나타났다. 가격변화율의 요일효과 패턴은 넙치의 경우 화요일(+), 금요일(-) 효과가 존재한 반면, 조피볼락은 화요일(-), 목요일(+), 금요일(+), 효과가 존재하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 생산자 입장의 출하전략으로 이용가능하다고 할 수 있는데, 즉 요일별 양(+) 및 음(-)의 가격변화율에 따라 출하계획을 변경하여 출하함으로써 보다 높은 기대수익을 실현할 수 있을 것이다. 다음으로 분산방정식에 대한 요일효과에서는 넙치와 조피볼락 모두 월요일 효과가 있었으며, 추가적으로 넙치에서만

14) 박범조(2001)는 이러한 특징이 동일하게 나타나는 외환시장에서의 원인을 과거의 연구에서는 환율 변동폭 제한이나 각종 규제가 존재하는 협소한 외환시장의 규모 등에서 찾았으나, 이러한 원인들이 해소된 이후에도 강한 시계열 상관관계가 존재하고 있는 것으로 나타나 향후 이러한 특성의 원인에 대한 이론적 규명이 필요하다고 보았다.

목요일과 금요일 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 월요일이 양식어류 시장의 가격 변동성을 확대시킨다는 것을 의미한다. 특히 월요일이 가격변동성에 미치는 영향이 다른 요일에 비해 상대적으로 크게 나타난 것은 주말 동안에 발생하는 새로운 정보량이 다른 요일에 비해 많기 때문인 것으로 해석된다.

다섯째, 양식어류 가격변화율의 계절성에서는 넙치에서만 계절효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 분산방정식의 계절성에서는 두 품목 모두에서 계절효과가 존재하였다. 즉 넙치의 경우, sine 및 cosine 함수의 1년 주기 변수와 sine 함수의 반년 주기 변수들의 계수가 유의미한 결과를 보였으며, 조피볼락은 cosine 함수의 1년 주기 변수의 계수가 통계적으로 유의적이었다. 이러한 결과는 양식어류 생산의 계절적·주기적 특징이 가격에도 영향을 미쳐 반영되어 나타나고 있음을 의미한다.

마지막으로 본 연구의 분석대상인 양식 넙치와 양식 조피볼락의 가격변동성이 상당히 높은 것으로 나타났다. 즉, 현재와 유사한 변동성 수준에서 장래에도 지속될 가능성이 매우 높은지를 판단할 수 있는 지속성 모수(λ)가 넙치와 조피볼락 모두 1에 근접하는 0.8 이상의 높은 수치를 보임으로써 변동성 군집(volatility clustering) 현상을 증명하였다. 한편, 모형의 적합성 여부를 판단하기 위해, 본 연구에서는 정규분포를 가정하는 GARCH(1,1)- n 모형과 student-t 분포를 가정하는 GARCH(1,1)- t 모형을 각각 추정하여 비교하였다. 그 결과 기초 통계량 분석결과에서 나타난 것처럼, fat-tailed 분포의 특성 때문에 오차항의 분포에 대한 가정을 t 분포로 가정한 GARCH(1,1)- t 모형의 적합성이 더 우수한 결과를 보였다.

2. 연구의 한계 및 정책적 함의

본 연구의 실증분석 결과를 도출하는데 있어서 가장 큰 걸림돌이었다면, 수산물 시장에 대한 현실을 제대로 반영한 체계적인 공식통계의 부재라 하겠다. 즉, 본 연구에서 분석자료로 사용한 노량진수산물시장은 양식어류 시장 전체의 5%도 되지 않은 아주 미미한 규모의 시장임에도 불구하고, 전국 양식어류 시장의 대부분을 취급하고 있는 유사도매시장으로부터의 자료는 비제도권이라는 이유로 공식적이고 체계적으로 활용하는 것이 불가능하다는 것이라고 할 수 있다¹⁵⁾. 이러한 점이 본 연구가 가지고 있는 현실적인 한계점이라고 할 수 있겠다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 국내에서 처음으로 양식어류를 대상으로 하는 가격변동성에 관한 연구를 수행하였다. 이와 같은 가격변동성에 대한 실증적 연구의 관심은 정책 당국측면에 있어서 향후 양식어가의 소득안정화 방안을 모색하고, 더

15) 지난 2004년 이후 정부에서는「수산업 관측사업」을 통해 비제도권인 유사도매시장에 대한 조사를 함으로써 비록 짧은 기간이나마 자료의 통계 DB가 축적되어 있다는 사실은 다행스러운 일이라 하겠다.

나아가서는 양식재해보험과 같은 위험관리수단의 효율적인 활용방안을 강구하는데 있어서도 유용하다고 하겠다. 뿐만 아니라, 정부의 가격안정화사업과 같은 정책효과에 대한 평가를 하는데 있어서도 적용되어질 수 있다는 점에서 가격변동성 관련 연구는 중요한 의미를 갖는다고 하겠다. 한편 생산 어업인 측면에서는 일정한 어업경영 계획을 세워 시장에서 형성되는 상품자산의 가격변동에 대응하고, 유통 및 가공업자의 측면에서도 시장의 변화에 적절한 대응이 가능하다는 점에서 중요한 의미를 갖는다. 따라서 이러한 수산물 시장에서의 가격변동성 관련 연구는 향후 다양한 품목, 다양한 주제로 확대·발전시켜 나아가야 할 것으로 사료된다.

참고문헌

- 강석규, “굴 산지시장의 위관량과 가격관계”, 수산경영론집, 제32권 제1호, 2001, pp. 1 - 14.
- 강태훈, “채소류가격의 비선형동학적 특성”, 농업경제연구, 제45권 제1호, 2004, pp. 83 - 101.
- 강태훈, “주요 축산물 가격변동의 시계열적 특성”, 농업경영·정책연구, 제34권 제2호, 2007, pp. 369 - 388.
- 고봉현, “GARCH 모형을 이용한 수산물의 가격변동성에 관한 연구”, 해양정책연구, 제22권 제2호, 2007, pp. 29 - 54.
- 김명직·장국현 공저, 금융시계열분석(제2판), 경문사, 2004.
- 박범조, “외환거래량과 원 - 달러 환율변동성 연구 : GARCH 모형을 위한 위수회귀접근법의 이용”, 경제분석, 제7권 제4호, pp. 161 - 195.
- 육영수 외, “양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구”, 수산경영론집, 제38권 제2호, 2007, pp. 41 - 62.
- 윤병삼, “육류시장의 가격변동성, 계절성 및 요일효과”, 농업경영·정책연구, 제35권 제1호, 2008, pp. 21 - 38.
- 윤병삼·양승룡, “양념채소가격의 요일효과, 월별효과 및 월중효과에 관한 연구”, 농업경제연구, 제45권 제2호, 2004, pp. 187 - 210.
- 이남수, “양식 넙치의 유통 및 소비구조에 관한 연구”, 수산경영론집, 제37권 제2호, 2006, pp. 61 - 83.
- 이종원, 계량경제학(전정판), 박영사, 1998.
- 조정희 외, 양식산업의 생산, 수급 및 가격안정을 위한 유통명령제 도입방안, 한국해양수산개발원, 해양수산부, 2002.
- 한국해양수산개발원 수산업관측센터, 어류 수산관측, 각 월보.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, No.31, 1986, pp. 307 - 327.
- Bollerslev, T., “A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return”, *Review of Economics and Statistics*, No.69, 1987, pp. 542 - 547.
- Bollerslev, T., Engle, R. and Nelson, D., *ARCH Model*, Handbook of Econometrics, V4, edited by Engle and Mcfadden, 1994.
- Enders. W., *Applied Econometric Time Series(Second Edition)*, New York : John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Engle, R. F., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation”, *Econometrica*, 1982, pp. 987 - 1008.
- Engle, R. F. and Bollerslev, T., “Modeling the persistence of conditional variances : comments”, *Econometric Reviews*, No.5, 1986.
- Engle, R. F., and Chowdhury Mustafa, “Implied ARCH Models from Options Prices”, *Journal of Econometrics*, 1992, pp. 289 - 311.
- Eview 5.0 User' s Guide, Quantitative Micro Software, LLC., 2000.

- 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*, No.48, 1993.
- Jiang, J., Zhao, Q., and Hui, Y. V., "Robust Modelling of ARCH Models", *Journal of Forecasting*, No.20, 2001.
- Lamoureux, C. G., Lastrapes, W. D., "Heteroskedasticity in Stock Return Data : Volume versus GARCH Effects", *Journal of Finance*, No.45, 1990.
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns", *Econometrica*, No.59, 1991.

Price Volatility, Seasonality and Day-of-the Week Effect for Aquacultural Fishes in Korean Fishery Markets

Bong-Hyun Ko

Abstract

This study provided GARCH model(Bollerslev, 1986) to analyze the structural characteristics of price volatility in domestic aquacultural fish market of Korea. As a case study, flatfish and rock – fish are analyzed as major species with relatively high portion in an aspect of production volume among fish captured in Korea. For analyzing, this study uses daily market data (dating from Jan 1 2000 to June 30, 2008) published by the Noryangjin Fisheries Wholesale Market which is located in Seoul of Korea.

This study performs normality test on trading volume and price volatility of flatfish and rock – fish as an advanced empirical approach. The normality test adopted is Jarque – Bera test statistic. As a result, first, a null hypothesis that “an empirical distribution follows normal distribution” was rejected in both fishes. The distribution of daily market data of them were not only biased toward positive(+) direction in terms of kurtosis and skewness, but also characterized by leptokurtic distribution with long right tail. Secondly, serial correlations were found in data on market trading volume and price volatility of two species during very long period. Thirdly, the results of unit root test and ARCH – LM test showed that all data of time series were very stationary and demonstrated effects of ARCH. These statistical characteristics can be explained as a reasonable ground for supporting the fitness of GARCH model in order to estimate conditional variances that reveal price volatility in empirical analysis.

From empirical data analysis above, this study drew the following conclusions.

First of all, from an empirical analysis on potential effects of seasonality and the day of week on price volatility of aquacultural fish, Monday effects were found in both species and Thursday and Friday effects were also found in

flatfish. This indicates that Monday is effective in expanding price volatility of aquacultural fish market and also Monday has higher effects upon the price volatility of fish than other days of week have since it has more new information for weekend.

Secondly, the empirical analysis led to a common conclusion that there was very high price volatility of flatfish and rock - fish. This points out that the persistency parameter(λ), an index of possibility for current volatility to sustain similarly in the future, was higher than 0.8 - equivalently nearly to 1 - in both flatfish and rock - fish, which presents volatility clustering. Also, this study estimated and compared and model that hypothesized normal distributions in order to determine fitness of respective models. As a result, the fitness of GARCH(1,1) - t model was better than model where the distribution of error term was hypothesized through - distribution due to characteristics of fat - tailed distribution, was also better than model, as described in the results of basic statistic analysis.

In conclusion, this study has an important mean in that it was introduced firstly in Korea to investigate in price volatility of Korean aquacultural fishery products, although there was partially a limited of official statistic data. Therefore, it is expected that the results of this study will be useful as a reference material for making and assessing governmental policies. Also, it is looked forward that the results will be helpful to build a fishery business plan as and aspect of producer, and also to take timely measures to potential price fluctuations of fishery products in market. Hence, it is advisable that further studies related to such price volatility in fishery market will extend and evolve into a wider variety of articles and issues in near future.

Key words : Price Volatility, Seasonality, Day - of - the Week Effect, Aquacultural Fishes, Fishery Markets