

Article

신선 물오징어 소매가격 변동성의 구조변화와 비대칭성 검증

남종오¹ · 심성현^{2*}

¹국립부경대학교 인문사회과학대학 경제학부

²국립부경대학교 일반대학원 응용경제학과
(48513) 부산광역시 남구 용소로 45

Tests for Asymmetry and Structure Changes in Retail Price Volatility of Fresh Common Squid in the Republic of Korea

Jongoh Nam¹ and Seonghyun Sim^{2*}

¹Division of Economics, College of Humanities and Social Sciences, Pukyong National University

²Department of Applied Economics, Graduate School, Pukyong National University
Busan 48513, Korea

Abstract : This study analyzed structural changes and asymmetry of price volatility during the period before and after a point of structural change in price volatility, using the Korean fresh common squid daily retail price data from January 1, 2004 to September 30, 2015. This study utilized the following analytical methods: the unit-root test was applied to ensure the stability of the data, the Quandt-Andrews breakpoint test was applied to find the point of structural change, and the Glostten-Jagannathan-Runkle GARCH and EGARCH models were applied to investigate the asymmetry of price volatility. The empirical results of this study are as follows. First, ADF, PP, KPSS and Zivot-Andrews tests showed that the daily retail price change rate of the Korean fresh common squid differentiated by logarithm was stable. Secondly, the ARIMA (2,1,2) model was selected by information criteria such as AIC, SC, and HQ. Thirdly, the Quandt-Andrews breakpoint test found that a single structural change in price volatility occurred on June 11, 2009. Fourthly, the Glostten-Jagannathan-Runkle GARCH and EGARCH models showed that estimates of coefficients within the models were statistically significant before and after structural change and also that asymmetry as a leverage effect existed before and after structural change.

Key words : structural change, volatility, asymmetry, Quandt-Andrews breakpoint test, GJR GARCH model, EGARCH model

1. 서 론

오징어는 일본·중국·유럽 등 세계 각지에서 즐겨 먹는 수산물 중의 하나로, 우리나라에서도 회·튀김·구이 등의 요리로 국민들에게 큰 사랑을 받고 있다. 중국과 페루에 이어 세계 3위의 오징어 생산국인 우리나라는 소비에서도

중국, 일본, 미국, 스페인, 이탈리아 등과 함께 많은 양의 오징어를 소비하고 있다.

그러나 2000년대 이후 우리나라 연근해 오징어 어획량은 중국과 북한의 공동어로협약의 영향으로 북한 수역에서 상당수의 중국 저인망 어선의 짝살이 불법 조업과 함께 최근 동해 냉수대 출현 등의 기후변화로 인한 오징어 어장 형성 시기 변경 및 우리어선의 일본 EEZ내 조업 실적 저조 등에 따라 계속적으로 감소하고 있다. 그 결과, 우

*Corresponding author. E-mail : shaef2020@nate.co.kr

리나라 연근해 오징어의 2014년 어획량은 163,870톤으로 2000년 어획량인 226,309톤보다 62,439톤 줄어들어 오징어 판매가격을 큰 폭으로 상승시키고 있을 뿐만 아니라 국내 소비시장의 소비 위축에도 상당한 영향을 미치고 있다. 그러한 예로 최근 오징어 가격의 상승으로 인해 저렴한 오징어 회를 맛보기가 어려워져 다양한 매체에서 오징어를 “금징어”라 부르곤 함을 들 수 있다.

특히, 우리나라 연근해 오징어의 어획량은 1990년 이후 꾸준히 증가하다 1999~2000년을 기점으로 그 상승세가 꺾인 후 2000년 이후부터 계속 감소하고 있으며, 그 결과 연근해 오징어의 가격 또한 그 시기에 맞추어 구조적인 변화를 보이고 있다. 이처럼 오징어 가격의 구조적 변화의 움직임과 매년 4~5월의 금어기 등의 영향에 따른 오징어 가격의 가격변동성은 소비자의 소비패턴을 변화시켜 오징어 생산어가의 소득에 좋지 못한 영향을 초래할 뿐만 아니라 위판, 도매, 소매 관련 유통업자들의 계획 경영에도 부정적 영향을 미칠 수 있어 결과적으로는 수산업의 후생 및 국내 산업 전체의 후생을 감소시키는 결과를 초래할 수 있다. 이에 중앙 정부와 지자체는 수산물의 가격변동성을 조절하기 위해 수산물 수매·비축사업 및 수산물 유통구조 개선 등 여러 가지 수산정책을 도입·시행하고 있으나, 어획량 변동에 의해 발생하고 있는 우리나라 오징어 가격변동성을 사전적으로 안정화시키는 데에는 다소 한계가 있는 듯하다.

따라서 본 연구에서는 통계적인 기법을 이용하여 연근해 오징어 어획량의 변동으로 인해 야기되고 있는 신선 물오징어 소매가격 변동성의 구조변화 시점을 검정하고, 구조변화 전·후 가격변동성의 비대칭성(asymmetry) 존재 여부에 대해 검정함으로써 정부의 수산물 가격 안정화 정책에 도움이 되고자 한다.

1990년에 구조변화분석이 개발된 이후 이와 관련 연구는 다양한 분야로 발전하여 거시경제 및 금융시장의 자료를 이용한 연구에서부터 최근에는 농업, 축산, 수산 등의 1차 상품을 대상으로 한 연구 분야에까지 폭넓게 다루어지고 있다. 하지만 수산 분야의 연구는 농업 분야에 비하여 상당히 저조한 편이다. 가격변동성 및 구조변화와 관련된 수산분야의 선행연구로는 고(2007, 2009, 2014)와 강(2014)의 연구만이 국내에 존재하고 있는 실정이다.

고 (2007)는 정부비축사업 대상인 고등어, 갈치, 오징어, 명태 4가지 수산물을 대상으로 GARCH와 EGARCH 모형을 적용하여 변동성을 분석하였다. 분석 결과, 모든 수산물에서 변동성 군집(volatility clustering) 현상 및 가격변동성의 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다. 아울러 갈치를 제외한 고등어, 오징어, 명태에서는 이들 가격변동성에 레버리지 효과(leverage effect)가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 고 (2009)는 양식어류인 넙치와 조피볼

락의 가격변동성과 요일 및 계절효과에 대한 분석을 실시하였고, GARCH 모형 분석 시 정규분포를 가정하는 모형과 t-분포를 가정하는 모형 간에 적합도를 분석하였다. 그 외에도 고 (2014)는 제주도 양식넙치를 분석 대상으로 거래량의 변동성이 가격변동성에 미치는 영향을 분석해 보았는데, 분석 결과, 양식넙치 가격의 변동성에 군집 현상이 존재함과 더불어 거래량의 변동성 증가가 가격변동성에 음의 영향을 주는 변동성 반응(volatility-feedback) 가설이 존재함을 발견하였다. 강 (2014)은 제주 지역의 양식넙치 가격변동성의 구조변화 및 비대칭성에 대해 검증을 실시하였고, 분석 결과, 제주지역의 양식넙치 가격변동성은 구조변화가 존재하고 있었으며, 구조변화 전과 후 모든 시점에서 변동성 반응가설이 존재하는 것으로 분석되었다.

본 연구는 최근 선행 연구된 강 (2014) 연구의 이론적 접근을 확장하여 신선 물오징어 소매가격 변동성의 구조변화와 비대칭성을 검증한 후 추정된 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형의 적합도를 비교 분석하였다. 구체적으로 강 (2014)의 연구는 구조변화 시점을 알 수 없을 경우 사용하는 Quandt-Andrews 분석을 통해 구조변화 시점을 검정한 후, 구조변화 시점 전·후의 가격변동성의 비대칭성을 GJR GARCH 모형을 통해 분석하였는데, 본 연구의 분석에서는 기존의 선행연구를 확장하여 구조변화 시점을 고려한 단위근 검정인 Zivot and Andrews (1992) 검정을 추가적으로 실시하였으며, GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형을 추정하여 물오징어 소매가격 변동성의 비대칭성 분석에 있어 두 모형의 적합도를 비교해 보았다. 점에서 차이가 있다.

본 연구의 구성은 2장은 신선 물오징어 소매가격 변동성의 구조변화 시점을 검정하고 구조변화 전·후 가격변동성의 비대칭성을 분석하기 위한 이론적 분석 방법과 이에 상응하는 추정모형을 제시한다. 3장에서는 자료 분석과 함께 구조 변화의 시점 검정과 가격변동성의 비대칭성 유무를 실증분석 한다. 4장에서는 요약 및 결론으로 분석 결과를 종합하고, 본 연구의 정책적 함의 및 향후 연구를 제시한다.

2. 분석방법 및 추정모형

분석방법

수산물은 계절에 따른 어획량과 주어진 수산자원의 한계로 인해 높은 가격변동성이 존재한다. 높은 가격변동성은 수산물을 소비하는 소비자뿐만 아니라 수산물을 공급하는 어업인·유통업자에 이르기까지 영향을 미친다. 그리고 가격변동성에는 가격변동성의 감소가 가격변동성에 더 큰 영향을 미치는 ‘레버리지 효과’와 가격변동성의 증가가

가격변동성에 더 큰 영향을 미치는 ‘변동성 반응 가설’이라는 비대칭성이 존재한다. 이러한 가격변동성의 비대칭성을 확인하는 분석방법으로 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형이 많이 사용된다.

본 연구의 분석과정은 다음과 같은 과정을 통해 실시한다. 첫째, 시계열 자료의 안정성을 확인하기 위해 ADF, PP, KPSS 단위근 검정(unit-root test)을 실시한다. 추가적으로 구조변화 시점이 존재한다는 가정 하에 Zivot-Andrews 검정을 실시한다. 둘째, 표본 전체기간의 자료를 이용하여 AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwarz Criterion), HQ(Hannan-Quinn)의 정보기준에 따라 ARMA 또는 ARIMA 모형의 시차를 선정한다. 셋째, 이렇게 선정된 모형을 가지고 Quandt-Andrews 분석을 통해 구조변화 시점을 검정한다. 구조변화 시점 검정 후 구조변화가 존재하면 구조변화 시점 전과 후로 나누어 분석을 실시한다. 넷째, 구조변화 시점 전과 후 모형을 대상으로 자기상관 검정 및 이분산 검정을 실시한다. 구조변화 전·후 시점 모형의 시차는 표본 전체기간에서 선정된 시차를 적용한다. 이분산 검정 시 이분산이 존재하면 GJR GARCH 모형 및 EGARCH 모형으로 확장하여 분석을 실시한다. 다섯째, GJR GARCH 모형 및 EGARCH 모형을 추정하여 비대칭성의 존재 유무를 확인한 후 두 모형의 적합도를 로그우도(log likelihood) 값을 기준으로 비교한다.

단위근 검정

시계열 분석의 기본이 되는 자료의 안정성을 검정하기 위해 일반적으로 단위근 검정을 실시한다. 시계열 자료의 단위근 검정 방법으로는 ADF(Dickey and Fuller 1979), PP(Phillips and Perron 1988), KPSS(Kwiatkowski et al. 1992)의 방법이 많이 이용되고 있으며 이 검정 방법은 ‘구조변화를 고려하지 않는다.’는 문제점을 지니고 있다. Perron (1989)은 구조변화를 충격(shocks)으로 받아들일 경우 안정적인 시계열 자료인 경우에도 단위근을 가지는 것처럼 나타날 수 있다고 주장하였다. Perron (1989)¹⁾은 Nelson and Plosser (1982)²⁾의 연구에서 사용된 미국의 거시경제 자료와 분기별 실질 GNP 자료를 이용하여 단위근 검정을 실시하였고, 구조변화를 고려하였을 경우의 단위근 검정 시 그렇지 않았을 경우와는 상반된 결과로 시계열 자료가 안정적이라는 것을 확인하였다.

본 연구에서는 ‘구조변화 시점이 한 번만 존재한다.’는

가정 하에 분석을 실시하였다. 한 번의 구조변화 시점을 고려한 단위근 검정으로는 Zivot and Andrews (1992) 검정이 있다. Zivot and Andrews (1992) 검정의 회귀식은 다음 식 (1)과 같은데, 본 연구에서는 상수항의 변화와 추세항의 변화를 모두 고려하는 모형을 선택하여 분석을 실시하였다.

귀무가설(H_0): 시계열 y_t 에 단위근이 존재한다.
 대립가설(H_1): 구조변화 시점이 알려지지 않은 상태에서 가능한 구조변화를 가지는 추세 안정적(trend-stationary)인 시계열이다.

$$y_t = \alpha + \theta DU_t(\lambda) + \beta_t + \gamma DT_t(\lambda) + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서, 가변수를 의미하는 DU_t 와 DT_t 는 다음과 같다.

$DU_t(\lambda) = 1, t > T\lambda$ 일 경우, $DU_t(\lambda) = 0$, 그렇지 않을 경우
 $DT_t(\lambda) = t - T\lambda, t > T\lambda$ 일 경우, $DT_t(\lambda) = 0$, 그렇지 않을 경우

λ 는 구조변화 시점을 나타내고 $\lambda = T(\lambda)/T$ (T : 표본 수)로 나타낼 수 있다. Zivot and Andrews (1992)는 가설검정을 위한 통계량으로 t -통계량을 제안하였는데, γ 가 최소가 되는 통계량을 찾기 위해 식 (1)을 반복 추정한다. 통계량이 작아질수록 귀무가설이 기각될 확률이 높아지는데 Zivot and Andrews 검정에서는 귀무가설을 기각할 확률이 높은 지점이 구조변화 시점으로 선정된다. 이를 표현하면 $t_{\gamma}[\lambda_{inf}] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\gamma}(\lambda)$ 와 같이 나타낼 수 있다. 여기서, Λ 는 (0, 1)의 닫힌 부분집합을 의미한다.

Quandt-Andrews 구조변화 시점 검정

Quandt-Andrews 구조변화 시점 검정(breakpoint test)은 하나 또는 이상의 알려지지 않은 구조변화 시점이 자료에 존재할 경우 구조변화를 검정하는 방법이다. Quandt-Andrews 검정은 Chow (1960), Quandt (1960), Andrews (1993), Andrews and Ploberger (1994)의 연구를 모두 포함하고 있다. Quandt-Andrews 검정의 검정통계량은 다음 식 (2), (3), (4)와 같이 3가지의 각각 다른 F-통계량을 통해 ‘구조변화가 존재하지 않는다.’라는 귀무가설을 검정한다.

¹⁾Perron (1989)은 구조변화 시점을 알 수 있었다고 가정하였으며, Wall Street의 주가가 폭락한 1929년과 1973년의 석유 파동(oil-shock)을 그 시점으로 제시하였다.

²⁾Nelson and Plosser (1982)는 14개의 미국 거시경제 및 금융 시계열 자료의 단위근 검정을 실시하였고 분석결과, 실업률을 제외한 나머지 13개의 시계열 자료가 단위근을 가지는 불안정한 자료라는 것을 발견하였다.

$$\text{Max}F = \max_{t_1 \leq t \leq t_2} (F(t)) \quad (2)$$

$$\text{Exp}F = \ln \left[\frac{1}{k} \sum_{t=t_1}^{t_2} \exp\left(\frac{1}{2}F(t)\right) \right] \quad (3)$$

$$\text{Ave}F = \frac{1}{k} \sum_{t=t_1}^{t_2} F(t) \quad (4)$$

각각의 통계량은 Chow (1960)의 F-통계량을 따르는데 그 식은 식 (5)와 같고, 식 (2), (3), (4)는 각각 Chow F-통계량의 최댓값·지수평균값·단순평균값을 의미한다.

$$F = \frac{(\tilde{u}'\tilde{u} - (u_1'u_1 + u_2'u_2))/k}{(u_1'u_1 + u_2'u_2)/(T-2k)} \quad (5)$$

여기서, $\tilde{u}'\tilde{u}$ 는 제약된 잔차 제곱합을 나타내고, $u_i'u_i$ 는 부표본(subsample) i 로부터 얻어지는 잔차 제곱합을 나타낸다. T 는 전체 관측치의 수를 나타내고, k 는 회귀식의 파라미터(parameter) 수를 나타낸다. 식 (5)는 하나 이상의 구조변화를 자연스럽게 일반화할 수 있다(Schwert 2013).

3개의 F-통계량의 분포는 비표준 분포를 따르며 3개 통계량에 대한 검정을 실시하기 위해 Andrews (1993)는 3개 통계량에 대한 분포를 제안하였고, Hansen (1997)은 점근적(asymptotic) P-값을 제안하였다. 하지만 위의 방법들은 표본의 시작부분인 t_1 과 표본의 끝 부분인 t_2 에 가까워질수록 분포가 퇴화되기 때문에 일반적으로 표본의 시작 부분과 끝부분을 절삭(trimming)하여 분석하기를 제안하고 있다(Schwert 2013). 이에 본 연구에서는 상한 7.5%, 하한 7.5%의 자료를 절삭하여 구조변화 시점을 검정하였고, 가설검정 기준으로는 Hansen (1997)의 점근적 P-값을 이용하였다.

GJR GARCH·EGARCH 모형

GARCH 모형(Bollerslev 1986)의 주요 한계로는 GARCH 모형이 양(+), 음(-)의 충격에 대해 변동성이 대칭적(symmetric)인 반응만을 보인다는 것으로 부정적인 충격 후 변동성이 더 확대되는 ‘레버리지 효과’와 그와 반대되는 관점인 ‘변동성 반응 가설’을 반영하지 못한다는 것이다. GARCH 모형의 한계를 극복하기 위해 비대칭성(asymmetry)을 포함하는 GARCH 모형에 대한 연구가 진행되었으며, Glosten et al. (1993)과 Nelson (1991)에 의해 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형이 각각 개발되었다.

GJR GARCH 모형은 GARCH 모형의 간단한 확장으로 비대칭성을 의미하는 추가항을 식에 추가하였다. GJR GARCH 모형의 조건부 분산식은 식 (6)과 같다.

$$\delta_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \delta_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 \bar{I}_{t-k} \quad (6)$$

여기서, \bar{I}_t 는 더미변수로 $\varepsilon_t < 0$ 일 경우에는 $\bar{I}_t = 1$ 의 값을 지니고, 그렇지 않을 경우에는 $\bar{I}_t = 0$ 의 값을 지니게 된다. GJR GARCH 모형에서 좋은 소식(good news)은 $\varepsilon_{t-i} > 0$ 으로 나타나고 나쁜 소식(bad news)은 $\varepsilon_{t-i} < 0$ 으로 나타난다. 이들은 변동성에 각기 다른 효과를 주는데, 좋은 소식은 변동성에 α_i 만큼의 영향을 미치고, 나쁜 소식은 변동성에 $\alpha_i + \gamma_k$ 만큼의 영향을 미친다. 그리고 $\gamma_k > 0$ 이고, 통계적으로 유의할 경우 나쁜 소식은 변동성을 증가시키는 효과를 가지는데 이것을 흔히 ‘레버리지 효과’라 한다(Schwert 2013).

EGARCH 모형은 GARCH 모형을 지수화시킨 것으로 로그화를 통해 파라미터가 음의 값을 지녀도 δ_t^2 은 양의 값을 지녀 GARCH 모형의 파라미터가 비음(non-negativity)의 조건을 충족해야 하는 제약을 완화하였다. EGARCH 모형의 조건부 분산식은 식 (7)과 같다.

$$\log(\delta_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\delta_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}} \quad (7)$$

EGARCH 모형의 식은 변동성의 비대칭성 또한 검증이 가능하다. “ $\gamma_k < 0$ ”의 가설을 검정함으로써 ‘레버리지 효과’의 존재 유·무를 확인할 수 있다. $\gamma_k < 0$ 이고, 통계적으로 유의하다면 ‘레버리지 효과’가 존재함을 의미한다(Schwert 2013).

3. 자료분석 및 실증분석

자료분석

본 연구의 분석에 사용된 자료는 한국농수산물유통공사가 제공하는 신선 물오징어의 일일 소매가격 자료로 2004년 1월부터 2015년 9월까지 총 3,065개의 관측치 수를 지니고 있다. 상기 자료에 결측치가 존재하는 경우 1일 전 가격과 1일 후 가격을 산술평균하여 이용하였고, 통계청의 물오징어 소비자 물가지수(통계청 2015)를 이용하여

Table 1. Basic statistics of the Korean fresh common squid retail price (Unit: won)

	Level
Mean	2,062.8790
Median	1,444
Maximum	4,350
Minimum	739
Std. Dev	1,058.1040
Observations	3065

2010년의 가치로 환산하였다.

Table 1은 신선 물오징어 소매가격의 기초통계량이다 (한국농수산식품유통공사 2015). 신선 물오징어 소매가격의 평균은 약 2,063원이고, 중앙값은 1,444원으로 나타났다. 평균이 중앙값보다 크기 때문에 자료가 오른쪽으로 치우친 분포를 가지는 것을 확인할 수 있다. 최댓값은 4,350원, 최솟값은 739원으로 자료의 범위(range)를 의미하는 최댓값과 최솟값의 가격 차이가 3,611원으로 자료의 범위가 크게 나타났다. 그리고 자료의 산포도를 의미하는 표준편차는 약 1,058로 크게 나타나 관측치가 평균으로부터 많이 떨어진 것을 확인할 수 있다.

단위근 검정

분석에 앞서 시계열 자료의 안정성을 확보하기 위해 ADF 검정 등 총 4개의 단위근 검정을 실시하였다. ADF 검정과 PP 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 존재한다.’이고, KPSS 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 존재하지 않는다.’이다. 그리고 구조변화를 고려한 Zivot-Andrews 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 존재한다.’이다.

Table 2는 단위근 검정 결과를 나타낸 표이다. 수준변수

에서 ADF, PP, KPSS 검정 결과는 시계열 자료에 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 분석된 반면, 구조변화 시점을 고려한 Zivot-Andrews 검정에서는 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 분석되었다. 이는 Perron (1989)의 결과와도 동일한 것으로 본 연구에서는 모든 단위근 검정에서 안정적인 시계열로 검정된 로그차분 자료를 이용하여 분석을 실시하였다. 로그차분자료는 가격변화율을 의미하며 가격변동성 분석에 더 용이할 것으로 판단된다.

수준변수의 그래프와 로그차분자료의 추세를 살펴보면 Fig. 1(한국농수산식품유통공사 2015)과 같다. 수준변수의 경우 2009년 이후 가격이 급격히 상승한 것을 확인할 수 있다. 2009년 이후 신선 물오징어 소매가격이 증가한 이유는 동해안의 냉수대 형성과 동해 북한해역에서 중국어선의 저인망을 이용한 불법조업에 기인한 현상으로 동해안에서 주로 어획되던 살오징어의 어획량이 급감하였기 때문이다. 로그차분자료의 경우 변동성이 장기간 지속되는 변동성 집중현상이 존재함을 확인할 수 있다. 이는 구조변화를 고려하여 신선 물오징어 소매가격의 비대칭성을 살펴보고자 하는 본 연구와 일치하는 결과라고 할 수 있다.

Table 2. Results of the unit-root test

	Test	Level	1 st difference	Log	Log 1 st difference
ADF	t-Stat.	-2.5652	-55.9184 ^{***}	-2.2056	-28.6267 ^{***}
	P-value	0.2965	0.0001	0.4857	0.0000
PP	t-Stat.	-2.0622	-57.8275 ^{***}	-1.8046	-56.2442 ^{***}
	P-value	0.5661	0.0001	0.7025	0.0001
KPSS	LM-Stat.	0.6605 ^{**}	0.0722	0.7072 ^{**}	0.0879
	5% level	0.1460	0.1460	0.1460	0.1460
Zivot-Andrews	t-Stat.	-6.0820 ^{***}	-19.9558 ^{***}	-4.5812 ^{***}	-19.4784 ^{**}
	P-Value	0.0000	0.0032	0.0000	0.0107
	Break point	2010.07.22	2011.04.27	2010.07.16	2007.08.07

Null hypothesis (H_0) of the ADF, PP, and Zivot-Andrews tests means that unit root exists; Null hypothesis (H_0) of the KPSS test means that unit root is nonexistent; *, **, and *** indicate that H_0 at the 10%, 5%, and 1% significance level is rejected

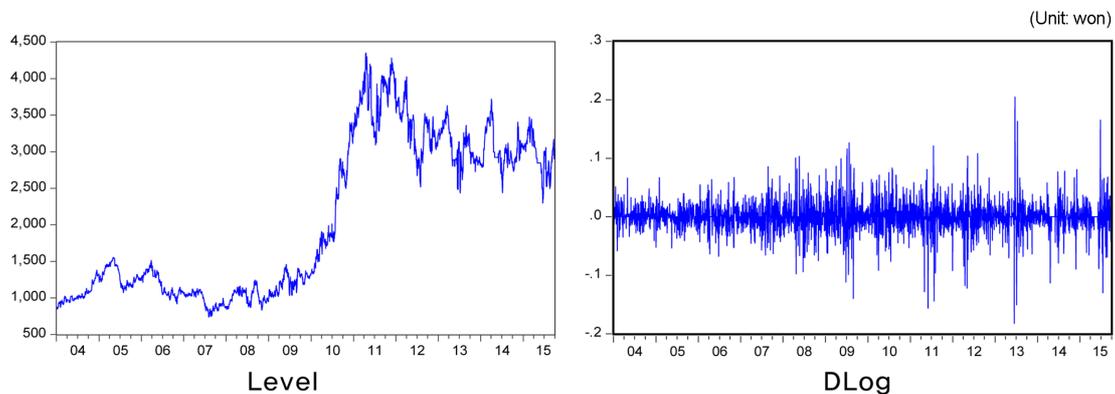


Fig. 1. Trends in daily retail price and log 1st difference of the Korean fresh common squid

모형의 시차선정

구조변화 검정에 앞서 ARIMA 모형(Box and Jenkins 1976)의 적정 시차를 선정하였다. 시차 선정 기준은 AIC, SC, HQ 정보요인을 이용하였다. 각 정보요인의 수치가

적을수록 모형의 적합도가 높다고 할 수 있는데, 시차선정 결과 AIC, SC, HQ의 모든 기준에서 ARIMA(2,1,2) 모형의 수치가 낮아 적합도가 높은 모형으로 선정되었다. Table 3은 각 정보요인의 수치를 나타낸다.

Table 3. Results of the ARIMA model information criterion

AIC (q = 1)						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-4.5770	-4.5764	-4.5763	-4.5758	-4.5786	-4.5869
1	-4.5761	-4.5757	-4.5825	-4.5824	-4.5848	-4.5860
2	-4.5757	-4.5824	-4.5857*	-4.5816	-4.5844	-4.5868
3	-4.5748	-4.5822	-4.5814	-4.5848	-4.5841	-4.5860
4	-4.5772	-4.5842	-4.5836	-4.5846	-4.5851	-4.5851
5	-4.5845	-4.5838	-4.5852	-4.5849	-4.5850	-4.5845
SC (q = 1)						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-4.5750	-4.5725	-4.5704	-4.5679	-4.5687	-4.5751
1	-4.5722	-4.5698	-4.5746	-4.5725	-4.5730	-4.5722
2	-4.5698	-4.5746	-4.5758*	-4.5698	-4.5706	-4.5711
3	-4.5670	-4.5724	-4.5696	-4.5710	-4.5684	-4.5683
4	-4.5673	-4.5723	-4.5698	-4.5689	-4.5673	-4.5654
5	-4.5727	-4.5700	-4.5694	-4.5672	-4.5653	-4.5629
HQ (q = 1)						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-4.5763	-4.5750	-4.5742	-4.5730	-4.5750	-4.5827
1	-4.5747	-4.5736	-4.5797	-4.5788	-4.5805	-4.5811
2	-4.5736	-4.5796	-4.5822*	-4.5774	-4.5794	-4.5812
3	-4.5720	-4.5787	-4.5772	-4.5798	-4.5785	-4.5796
4	-4.5737	-4.5799	-4.5787	-4.5789	-4.5787	-4.5780
5	-4.5802	-4.5789	-4.5795	-4.5785	-4.5779	-4.5768

*Statistically good-fitted model selected by the information criterion

Table 4. Result of the ARIMA (2,1,2) model

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0004	0.0004	1.0910	0.2753
AR(1)	1.8696***	0.0234	80.0132	0.0000
AR(2)	-0.9291***	0.0219	-42.4851	0.0000
MA(1)	-1.8876***	0.0235	-80.2529	0.0000
MA(2)	0.9377***	0.0223	42.0899	0.0000
R-squared	0.0117	Mean dependent var		0.0004
Adjusted R-squared	0.0104	S.D. dependent var		0.0245
S.E. of regression	0.0244	Akaike info criterion		-4.5857
Sum squared resid	1.8221	Schwarz criterion		-4.5758
Log likelihood	7025.6900	Hannan-Quinn criter		-4.5822
F-statistic	9.0764	Durbin-Watson stat		1.9676
Prob(F-statistic)	0.0000			

*, **, and *** mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, and 1% critical values respectively

Table 4는 ARIMA(2,1,2) 모형의 추정 결과로 상수항을 제외한 모든 계수가 유의한 결과를 나타냈으며 모형의 유의성을 의미하는 F-통계량의 P-값 역시 유의적인 것으로 나타나 전체적인 모형은 통계적으로 유의한 것으로 판단되었다.

Quandt-Andrews 구조변화 시점 검정

정보요인에 의해 선정된 ARIMA(2,1,2) 모형을 추정하여 신선 물오징어 가격변화율의 구조변화 시점을 검정하였다. 구조변화 검정 시 표본의 상한 7.5%, 하한 7.5%를 절삭하였으며, P-값은 Hansen (1997)의 P-값을 이용하였다.

구조변화 시점의 분석 결과, Wald F-통계량에 의해 2009년 6월 11일과 LR F-통계량에 의해 2013년 6월 6일이 구조변화 시점으로 분석되었다. Maximum, Exp, Ave Wald F-통계량에서 2009년 6월 11일은 1%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 구조변화가 존재하는 것으로 분석되었으나, 2013년 6월 6일은 Maximum LR F-통계량을 제외한 Exp, LR과 Ave F-통계량에서 귀무가설을 채택하여 구조변화가 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 이에 본 연구에서는 2009년 6월 11일을 구조변화 시점으로 선정하여 구조변화 전·후 가격변동성의 비대칭성을 분석하였다.

Table 5. Results of Quandt-Andrews breakpoint test

Statistic	F-Stat.	P-value
Maximum LR F-statistic (06/06/2013)	4.3565**	0.0152
Maximum Wald F-statistic (6/11/2009)	109.0648***	0.0000
Exp LR F-statistic (06/06/2013)	0.7029	0.3723
Exp Wald F-statistic (6/11/2009)	46.8020***	0.0000
Ave LR F-statistic (06/06/2013)	-3.9799	1.0000
Ave Wald F-statistic (6/11/2009)	21.7967***	0.0000

Null hypothesis (H_0) is that structural change is nonexistent; *, ** and *** indicate that H_0 at the 10%, 5%, and 1% significance levels is rejected

구조변화 전과 후 자료 분석

표본을 2009년 6월 11일을 기점으로 구조변화 전과 후의 기간으로 나누어 가격변동성의 비대칭성을 분석하였다. Fig. 2는 구조변화 전과 후의 신선 물오징어 소매가격 변화율의 추세를 보여준다. 구조변화 전과 후 모두 변동성 집중현상이 존재하는 것을 확인할 수 있다. 하지만 구조변화 후의 변동성이 구조변화 전의 변동성보다 더 높은 것

Table 6. Basic statistics of structural change before and after retail price change rate of the Korean fresh common squid

	Before (2004.01.01 ~ 2009.06.10)	After (2009.06.11 ~ 2015.09.30)
Mean	0.0003	0.0004
Median	0.0000	0.0000
Maximum	0.1032	0.2047
Minimum	-0.0974	-0.1822
Std. Dev	0.0210	0.0271
Skewness	0.2237	-0.1543
Kurtosis	6.2076	12.1905
Jarque-Bera (P-Value)	620.1771*** (0.0000)	5795.9210*** (0.0000)
Q Stat.(5) (P-Value)	11.8940*** (0.0360)	29.5970*** (0.0000)
Q Stat.(10) (P-Value)	18.8610*** (0.0420)	32.2940*** (0.0000)
Q ² Stat.(5) (P-Value)	49.5460*** (0.0000)	120.8200*** (0.0000)
Q ² Stat.(10) (P-Value)	74.5520*** (0.0000)	162.7400*** (0.0000)
Observations	1,420	1,645

Null hypothesis (H_0) of the Jarque-Bera test implies that the data are from a normal distribution; Null hypothesis (H_0) of Ljung-Box Q(Q²) test is that there is no autocorrelation; *, ** and *** indicate that H_0 at the 10%, 5%, and 1% significance levels is rejected

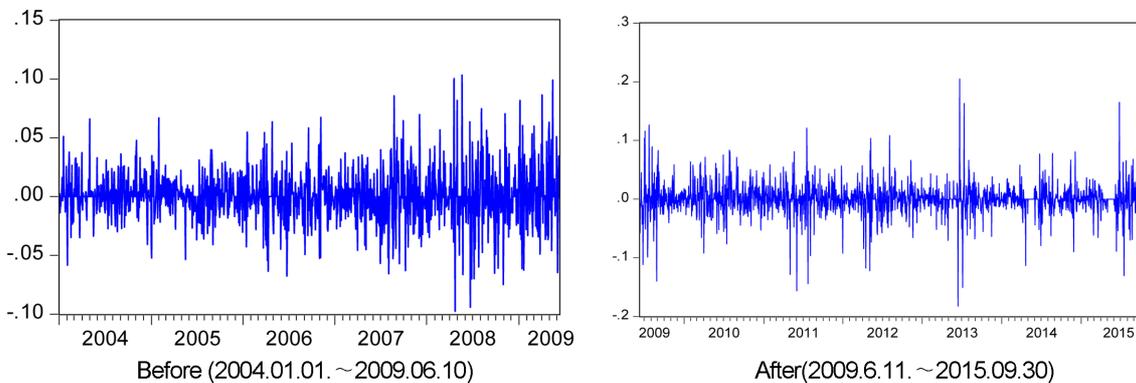


Fig. 2. Trends in structural change before and after retail price change rate of the Korean fresh common squid

을 확인할 수 있다. 이는 가격상승이라는 구조변화로 인해 변동성의 크기가 커졌기 때문인 것으로 판단된다.

Table 6은 구조변화 전과 후의 신선 물오징어 소매가격 변화율의 기초통계량이다. 구조변화 전 표본의 관측치는 1,420개, 구조변화 후 표본의 관측치는 1,645개로 나타났다. 자료의 분포모양을 확인하기 위해 자료의 치우친 정도를 나타내는 왜도(Skewness)와 자료의 분포모양이 뾰족한 정도를 나타내는 척도인 첨도(Kurtosis)를 확인한다. 일반적으로 정규분포의 왜도는 '0', 첨도는 '3'으로 나타난다. 구조변화 전 기간과 후 기간에서 왜도는 0.2237, 0.2047이었으며, 첨도는 6.2076, 12.1905로 나타나 자료의 분포가 정규분포에서 벗어난 것을 확인할 수 있다. Jarque-Bera 검정(Jarque and Bera 1980)에서도 통계치의 P-값이 0.0000으로 '자료의 분포가 정규 분포이다.'라는 귀무가설을 기각하여 자료의 분포가 정규분포가 아닌 것을 확인할 수 있다. 시계열 자료의 자기상관 여부를 확인할 수 있는 Ljung-Box의 Q 검정(Ljung and Box 1978)에서는 시차 5와 10의 통계량에서 두 기간 모두 '자기상관이 존재하지 않는다.'는 귀무가설을 기각하여 시계열 자료 간 자기상관이 존재하는 것을 확인하였다. 그리고 자료의 자승(squared)의 시차 5와 10의 각 기간 Q² 통계량에서도 모두 '자기상관이 존재하지 않는다.'는 귀무가설을 기각하여 시계열 자료 간 자기상관이 존재하는 것을 확인하였다. 특히 Q² 통계량에서의 자기상관 존재여부는 조건부 이분산과 연관이 있으며, 각 기간의 자료를 이용한 ARCH류 모형 접근이 적절하다고 판단되었다.

모형의 자기상관 및 이분산 검정

구조변화 전과 후의 ARIMA 모형 추정 시 통일성을 고려하기 위해 전체기간의 시차를 적용하여 ARIMA(2,1,2) 모형을 추정하였다(Appendix 1 참조). ARIMA(2,1,2) 모형 추정결과, 구조변화 전의 모형에서는 AR(1), MA(1) 계수만이 10%의 유의수준에서 유의하게 분석되었고, 구조변화 후의 모형에서는 상수항을 제외한 모든 계수가 1%의 유의수준에서 유의한 것으로 분석되었다. Table 7은 유의하다고 분석된 AR(1)과 MA(1) 계수 추정치를 비교 분석해 보았다.

비교 분석 결과, AR(1) 계수의 경우 구조변화 전 보다 후 기간이 1.1367 크고, MA(1) 계수의 경우에는 구조변화 후 보다 전 기간이 1.1656 큰 것으로 분석되었다. 이는 구조변화 후 기간의 AR(1) 계수가 가격변화율에 미치는 양의 영향이 더 증가하였음을 의미하고, MA(1) 계수는 가격 변화율에 미치는 음의 영향이 더 증가하였음을 의미한다. 다시 말해 구조변화 전 보다 후 기간에서 1일 전의 가격 변화율과 오차(error)가 가격변화율에 미치는 영향이 더 증가하였음을 의미한다.

Table 7. Results of comparison among coefficients estimated from structural change before and after the ARIMA(2,1,2) model

Variable	Before coefficient	After coefficient	After-Before difference
AR(1)	0.6519	1.7886	1.1367
MA(1)	-0.6365	-1.8021	-1.1656

Table 8. Results of the White and ARCH heteroskedasticity tests and the autocorrelation LM test

ARIMA (2,1,2) Model	White (P-value)	ARCH (P-value)	Autocorrelation LM (P-value)
Before	18.4124*** (0.0025)	40.1108*** (0.0000)	0.01314 (0.9087)
After	12.8493** (0.0248)	116.5374*** (0.0000)	0.0180 (0.8931)

Null hypotheses (H_0) of the White and ARCH tests imply that variance of error is homoskedasticity; Null hypothesis (H_0) of the autocorrelation LM test means that there is no autocorrelation; *, ** and *** indicate that H_0 at the 10%, 5%, and 1% significance levels is rejected

Table 8은 구조변화 전과 후 ARIMA(2,1,2) 모형의 자기상관(White H.A 1980) 및 이분산(Engle R.F 1982) 검정 결과이다. 분석결과, 구조변화 전과 후 모형에서 자기상관은 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 하지만 이분산 검정 결과 모든 기간에서 이분산이 존재하여 ARCH류 모형으로의 확장이 필요함을 알 수 있었다.

GJR GARCH 모형

가격변화율의 비대칭성을 알아보기 위해 이분산 검정 시 이분산이 존재한다고 분석된 구조변화 전과 후 ARIMA (2,1,2) 모형을 GJR GARCH 모형의 평균방정식으로 이용하여 GJR GARCH 모형을 추정하였다. Table 9는 구조변화 전과 후의 GJR GARCH 모형 추정 결과를 나타낸다.

구조변화 전과 후의 GJR GARCH 모형 추정결과, 구조변화 후 모형의 γ 계수는 10% 유의수준 하에서 유의한 것으로 나타났고 γ 계수를 제외한 모든 추정계수들이 1%의 유의수준 하에서 유의한 것으로 분석되었다. 추정된 GARCH 모형의 안정성은 ' $\lambda(=\alpha+\beta)<1$ '으로 판단할 수 있으며, $\lambda(=\alpha+\beta)$ 의 값이 1에 가까울수록 변동의 지속성이 높은 것으로 판단할 수 있다. 추정된 모형에서, 모형의 안정성과 변동의 지속성을 나타내는 λ 의 값이 0.9563, 0.9613으로 추정되어 안정적인 모형이 추정되었음을 확인할 수 있고, 한번 발생한 변동이 지속될 가능성도 높은 것으로 분석되었다. 전기의 변동성이 현재의 변동성에 미치는 영향을 의미하는 α 의 계수는 구조변화 전이 0.0428, 구조변화 후가 0.1012로 구조변화 후의 기간에서 전기의

Table 9. Results of the ARMA(2,1,2)-GJR GARCH model before and after structural change

Variable	Before		After		After-before
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.	Difference
C(=ω)	0.0000***	0.0000	0.0000***	0.0000	0.0000
RESID(-1) ² (=α)	0.0428***	0.0000	0.1012***	0.0000	0.0584
RESID(-1) ² *(RESID(-1)<0)(=γ)	0.0394***	0.0027	0.0274*	0.0631	-0.0120
GARCH(-1)(=β)	0.9134***	0.0000	0.8602***	0.0000	-0.0532
λ(=α+β)	0.9563	-	0.9613	-	0.0050
α+γ	0.0822	-	0.1286	-	0.0464
Log likelihood	3,538.2040		3,772.7840		-

*, **, and *** mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, and 1% critical values respectively

변동성이 현재의 변동성에 미치는 영향이 0.0584만큼 더 큰 것으로 분석되었다. 과거의 변동성이 현재의 변동성에 미치는 영향을 의미하는 β의 계수는 구조변화 전이 0.9134, 구조변화 후가 0.8602로 과거의 변동성이 현재의 변동성에 미치는 영향이 높게 나타났다.

비대칭성의 존재 유무를 판별하는 계수인 γ의 값은 구조변화 전과 후의 추정치가 0.0394, 0.0274로 양의 값을 지니고 통계적으로 유의하여 비대칭성이 존재하므로 레버리지 효과가 있음을 확인할 수 있었다. 이는 가격변화를 감소시키는 부정적인 소식이 구조변화 전 0.0822, 구조변화 후 0.1286 만큼의 변동성 증가를 가져온다는 것을 의미한다. 따라서 구조변화 전 기간 보다 후 기간의 비대칭성이 가격변동성에 영향을 미치는 정도가 0.0464 만큼 더 높으며, 전기의 변동성이 현재의 변동성에 미치는 영향도 0.0584 만큼 더 높은 것으로 분석되었다.

EGARCH 모형

ARIMA(2,1,2) 모형을 EGARCH 모형의 평균방정식으로 이용하여 EGARCH 모형을 추정하였다. Table 10은 구조변화 전과 후의 EGARCH 모형 추정결과를 나타낸다.

구조변화 전과 후 EGARCH 모형의 추정결과, 모든 추정계수들이 1%의 유의수준 하에서 유의한 것으로 분석되었다. 과거의 변동성이 현재의 변동성에 영향을 미치는 영향을 의미하는 β의 계수는 각 0.9783, 0.9455로 과거의 변

동성이 현재의 변동성에 미치는 영향이 높게 나타났다. 비대칭성의 존재 유무를 판별하는 계수인 γ의 추정치는 구조변화 전 -0.0303, 구조변화 후 -0.0493으로 음의 값을 지니고 통계적으로 유의하여, 부정적인 소식이 좋은 소식 보다 변동성의 증가에 더 큰 영향을 미친다는 비대칭성이 존재하여 레버리지 효과가 있는 것으로 분석되었다.

GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형의 적합도 검증

구조변화 전과 후의 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형 추정결과, 모든 기간과 모든 모형에서 비대칭성이 존재하는 것으로 분석되었다. 두 모형에서 모두 ‘레버리지 효과’가 존재한다고 분석되었기 때문에 본 연구에서는 가격변동성의 비대칭성 검증에서 두 모형의 적합도를 검증하기 위해 로그우도 값을 이용하였다.

Table 11은 구조변화 전과 후 기간의 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형의 로그우도 값을 나타낸 표이다. 일

Table 11. Log likelihoods in GJR GARCH-EGARCH models before and after structural change

	GJR GARCH	EGARCH	GJR GARCH-EGARCH difference
Before	3,538.2000	3,527.9000	10.3080
After	3,772.7800	3,726.6400	46.1440

Table 10. Results of the ARMA(2,1,2)-EGARCH model before and after structural change

Variable	Before		After		After-before
	coefficient	prob.	coefficient	prob.	difference
C(=ω)	-0.2414***	0.0000	-0.5823***	0.0000	-0.3409
[RESID(-1) /GARCH(-1) ^{1/2}](=α)	0.1048***	0.0000	0.2802***	0.0000	0.1754
RESID(-1)/GARCH(-1) ^{1/2} (=γ)	-0.0303***	0.0034	-0.0493***	0.0000	-0.0190
ln(GARCH(-1))(=β)	0.9783***	0.0000	0.9455***	0.0000	-0.0328
Log likelihood	3,527.8960		3,726.6400		-

*, **, and *** mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, and 1% critical values respectively

반적으로 로그우도 값이 클수록 모형의 적합도가 높음을 의미한다. 구조변화 전과 후 기간의 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형의 로그우도 값을 비교해 본 결과, 전과 후 모든 기간에서 GJR GARCH 모형의 로그우도 값이 EGARCH 모형보다 큰 것을 확인하였다. 이는 신선 물오징어 소매가격 변화율의 비대칭성 검증에 있어 EGARCH 모형보다 GJR GARCH 모형이 적합하다는 것을 의미한다.

4. 요약 및 결론

본 연구는 신선 물오징어 일일 소매가격을 이용하여 신선 물오징어 소매가격 변동성의 구조변화 시점을 검정하고, 구조변화 전과 후의 변동성의 비대칭성을 검정하였다. 이를 위해 우선 로그차분과 단위근 검정을 통해 시계열 자료의 안정성을 확보하였으며, ARIMA 모형의 시차를 선정하였다. 그리고 구조변화 시점 검정을 통해 구조변화 시점을 확인한 후, 구조변화 전과 후 ARIMA 모형의 이분산과 자기상관 여부를 검정하였다. ARIMA 모형에 이분산이 존재하여 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형을 추정한 후 신선 물오징어 소매가격 변화율의 비대칭성 여부를 검정하였다.

본 연구에서 도출된 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 수준변수의 단위근 검정 결과, ADF, PP, KPSS 검정 결과에서는 불안정한 시계열 자료로 분석되었지만, 구조변화를 고려한 Zivot-Andrews 검정에서는 수준변수가 안정적인 시계열로 분석되었다. 이에 본 연구에서는 모든 단위근 검정에서 안정적인 시계열로 분석된 로그차분자료를 이용하여 분석을 진행하였다.

둘째, 로그차분자료의 구조변화 시점을 검정하기 위해 ARIMA 모형의 시차를 선정하였다. AIC, SC, HQ 3가지 정보요인에 의한 ARIMA 모형의 시차선정 결과, ARIMA(2,1,2) 모형이 선정되었으며 선정된 모형을 이용하여 구조변화 시점을 검정하였다. 신선 물오징어 소매가격 변화율의 구조변화 시점을 Quandt-Andrews 검정을 통해 실시하였으며 구조변화 시점으로 2009년 6월 11일이 선정되어 2009년 6월 11일을 기점으로 구조변화가 발생하였음을 확인하였다.

셋째, 구조변화 전과 후의 ARIMA(2,1,2) 모형의 자기상관과 이분산 존재 여부를 검정하였다. 검정 결과, 자기상관은 존재하지 않는 것으로 분석되었으나, 이분산은 두 기간 모두 존재하여 ARCH류 모형으로 확장하여 분석을 실시하였다.

넷째, 가격변화율의 비대칭성 여부를 확인하기 위해 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형을 추정하였다, GJR GARCH 모형 추정 결과, 구조변화 전과 후 모든 기간의

계수 추정치는 유의한 것으로 분석되었으며, 모형의 안정성과 변동의 지속성을 나타내는 λ 의 값이 0.9563, 0.9613으로 추정되어 안정적인 모형이 추정되었음과 동시에 한번 발생한 변동이 지속될 가능성도 높은 것으로 분석되었다. 그리고 구조변화 전과 후 모든 기간에서 비대칭성이 존재하여 레버리지 효과가 있는 것으로 분석되었다. EGARCH 모형 추정 결과에서도 구조변화 전과 후의 모든 기간에서 비대칭성이 존재하여 레버리지 효과가 있는 것으로 분석되었다.

다섯째, GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형의 적합도 검정을 위해 구조변화 전과 후 기간의 두 모형에 대해 로그우도 값을 비교해 보았다. 두 모형의 로그우도 값을 비교해 본 결과, 전과 후 모든 기간에서 GJR GARCH 모형의 로그우도 값이 EGARCH 모형보다 큰 것을 확인하여 신선 물오징어 소매가격 변화율의 비대칭성 검증에 있어 GJR GARCH 모형이 더 적합한 모형인 것으로 분석되었다.

이상의 분석을 통해 신선 물오징어 일일 소매가격 변화율의 구조변화 및 비대칭성을 검정하여 가격변화율의 변동성 증가가 가격변화율 감소의 영향인지 가격변화율 증가의 영향인지 확인하였다. 구조변화 전과 후 기간의 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형 추정 결과 ‘레버리지 효과’가 존재하여 신선 물오징어 소매가격 변화율의 감소가 변동성에 더 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 그리고 구조변화 전 보다 후 기간에서 가격변화율의 감소가 변동성에 미치는 영향이 더 큰 것으로 분석되어, 구조변화 후인 현재 물오징어 가격변화율의 감소로 인해 발생하는 가격변동성의 크기를 줄이기 위해서는 가격변화율의 감소가 우려될 시점에 적절한 물오징어 구매사업을 시행하는 것이 가격안정화 정책에 효과적일 것으로 판단된다.

본 연구는 대중어종인 오징어 가격에 대해 구조변화 시점을 검정하고, 가격변동성의 비대칭성 검증을 실시해 보았다는 점과 검증에 이용된 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형의 적합도를 검정해 보았다는 점에서 의의가 있다. 본 연구의 결과는 오징어 가격변동성에 대한 기초 자료를 제공함으로써 오징어 가격변동에 대한 정책적인 대응에 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다. 향후 연구에서는 오징어 외 고등어, 갈치 등 주요 대중어종의 가격변동성의 비대칭성 검증과 하나의 구조변화 시점뿐만 아니라 다수의 구조변화 시점을 검정하는 Bai-Perron (1998) 검정을 실시해 볼 필요가 있다고 사료된다.

사 사

이 논문은 부경대학교 자율창의학술연구비(2015년)에 의하여 연구되었습니다. 본 연구의 수행 과정에서 귀중한

자문을 아끼지 않으셨던 부경대학교 응용경제학과 박철형 교수님, 경제학부 황선웅 교수님 및 본 저널의 심사위원님 들께 깊은 감사를 드립니다.

참고문헌

- 강석규 (2014) 양식 넙치가격변동성의 구조변화와 비대칭성 검증. *수산경영논집* 45(2):29-59
- 고봉현 (2007) GARCH 모형을 이용한 수산물의 가격변동성에 관한 연구. *해양정책연구* 22(2):29-54
- 고봉현 (2009) 수산물 시장에서의 양식어류 가격변동성·계절성·요일효과에 관한 연구. *수산경영논집* 40(2):49-70
- 고봉현 (2014) 수산물 거래량의 변동성이 가격변동성에 미치는 영향분석. *한국산학기술학회논문지* 15(10):6084-6091
- 통계청 (2015) 소비자 물가지수. <http://kosis.kr/> Accessed 15 Oct 2015
- 한국농수산식품유통공사 (2015) 농수산물 유통정보. <http://www.kamis.co.kr/> Accessed 15 Oct 2015
- Andrews DW (1993) Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* 61(4):821-856
- Andrews DW, Ploberger W (1994) Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica* 62(6):1383-1414
- Bai J, Perron P (1998) Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66(1):47-78
- Bollerslev T (1986) Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *J Econometrics* 31(3):307-327
- Box GE, Jenkins GM (1976) *Time series analysis: forecasting and control*. Holden-Day, San Francisco, 575 p
- Chow GC (1960) Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica* 28(3):591-605
- Dickey DA, Fuller WA (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J Am Stat Assoc* 74:427-431
- Engle RF (1982) Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50(4):987-1007
- Glosten LR, Jagannathan R, Runkle DE (1993) On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *J Fin* 48(5):1779-1801
- Hansen BE (1997) Approximate asymptotic p values for structural-change tests. *J Bus Econ Stat* 15(1):60-67
- Jarque CM, Bera AK (1980) Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Econ Lett* 6(3):255-259
- Kwiatkowski D, Phillips PCB, Schmidt P, Shin Y (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *J Econometrics* 54:159-178
- Ljung GM, Box GE (1978) On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* 65(2):297-303
- Nelson CR, Plosser CR (1982) Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *J Mon Econ* 10(2):139-162
- Nelson DB (1991) Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica* 59(2):347-370
- Perron P (1989) The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57(6):1361-1401
- Phillips PCB, Perron P (1988) Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75(2):335-346
- Quandt RE (1960) Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *J Am Stat Assoc* 55(290):324-330
- Schwert W (2013) *EViews user's guide 2*. IHS Global Inc, 990 p
- White HA (1980) Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4):817-838
- Zivot E, Andrews DW (1992) Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root. *J Bus Econ Stat* 10(3):251-270

국문 참고자료의 영어 표기

English translation / Romanization of references originally written in Korean

- Kang SK (2014) Tests for the structure change and asymmetry of price volatility in farming olive flounder. *Korean Soc Fish Bus Admin* 45(2):29-38 (in Korean)
- Ko BH (2007) A Study on the price volatility of fisheries using GARCH model. *Ocean Pol Res* 22(2):29-54 (in Korean)
- Ko BH (2009) Price volatility, seasonality and day-of-the-week effect for aquacultural fishes in Korean fishery markets. *J Fish Bus Admin* 40(2):49-70 (in Korean)
- Ko BH (2014) Influences of volume volatilities on price volatilities in the fishery market. *J Korea Acad-Ind Soc* 15(10):6084-6091 (in Korean)
- Statistics Korea (2015) Consumer price index. <http://kosis.kr/> Accessed 15 Oct 2015
- Korea Agro-Fisheries and Food Trade Corporation (2015) Korea Agricultural Marketing Information Service. <http://www.kamis.co.kr/> Accessed 15 Oct 2015

Received Nov. 13, 2015

Revised Nov. 29, 2015

Accepted Dec. 11, 2015

APPENDIX 1 : Result of the ARIMA(2,1,2) models

Table APPENDIX-1. Result of the ARIMA(2,1,2) Model before structural change

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0003	0.0005	0.7442	0.4569
AR(1)	0.6519*	0.3764	1.7317	0.0835
AR(2)	0.0142	0.3389	0.0418	0.9667
MA(1)	-0.6365*	0.3752	-1.6964	0.0900
MA(2)	-0.0902	0.3449	-0.2614	0.7938
R-squared	0.0078	Mean dependent var		0.0003
Adjusted R-squared	0.0050	S.D. dependent var		0.0211
S.E. of regression	0.0210	Akaike info criterion		-4.8829
Sum squared resid	0.6241	Schwarz criterion		-4.8643
Log likelihood	3,464.5000	Hannan-Quinn criter.		-4.8759
F-statistic	2.7857	Durbin-Watson stat		1.9999
Prob(F-statistic)	0.0254			

*, **, and *** mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively

Table APPENDIX-2. Result of the ARIMA(2,1,2) Model after structural change

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0006	0.0005	1.1478	0.2512
AR(1)	1.7886***	0.0659	27.1226	0.0000
AR(2)	-0.8510***	0.0579	-14.7019	0.0000
MA(1)	-1.8021***	0.0713	-25.2727	0.0000
MA(2)	0.8482***	0.0660	12.8529	0.0000
R-squared	0.0155	Mean dependent var		0.0005
Adjusted R-squared	0.0131	S.D. dependent var		0.0272
S.E. of regression	0.0270	Akaike info criterion		-4.3843
Sum squared resid	1.1925	Schwarz criterion		-4.3678
Log likelihood	3,606.6610	Hannan-Quinn criter.		-4.3782
F-statistic	6.4378	Durbin-Watson stat		1.9950
Prob(F-statistic)	0.0000			

*, **, and *** mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively