

양식 넙치가격 변동성의 구조변화와 비대칭성 검증[†]

강 석 규*
제주대학교 경영학과

Tests for the Structure Change and Asymmetry of Price Volatility in Farming Olive Flounder

Seok-Kyu Kang*

Department of Business Administration, Jeju National University, Jeju-si, 690-756, Korea

Abstract

This study is to analyse the timing of the structural change of price volatility and the asymmetry of price volatility during the period before and after the timing of the structural change of price volatility using Jeju Farming Olive Flounder's production area market price data from January 1, 2007 to June 30, 2013. The analysis methods of Quandt-Andrews break point test and Threshold GARCH model are employed.

The empirical results of this study are summarized as follows: First, the result of Quandt-Andrews break point test shows that a single structural change in price volatility occurred on May 4, 2010 over the sample period. Second, during the period before structural change, daily price change rate has averagely positive value which means price increase, but during the period after structural change daily price change rate has averagely negative value which means price decrease. Also, daily volatility of price change rate during the period before structural change is higher than during the period after structural change. This indicates that price volatility decreases after structural change. Third, the estimation results of Threshold GARCH Model show that the volatility response against price increase is larger during the period after structural change than during the period before structural change. Also the result shows the volatility response against price decrease is larger during the period after structural change than during the period before structural change. And, irrespective of the timing of structural change, price increase has an larger effect on volatility than price decrease. This means volatility is asymmetric at price increase.

Keywords : Price Volatility, Structural Change, Asymmetry, Jeju Farming Olive Flounder, Threshold GARCH Model

접수 : 2014년 7월 28일 최종심사 : 2014년 9월 15일 게재확정 : 2014년 9월 17일

[†] 본 논문은 수협중앙회 수산경제연구원의 지원으로 수행된 「양식 수산물의 출하량 조절을 통한 가격안정화 방안 : 제주 양식넙치를 대상으로」 연구(2013)의 일부분을 수정·보완한 연구임.

* Corresponding author : 064-754-3120, kangsk@jejunu.ac.kr)

I. 서 론

본 연구는 양식 넙치가격 변동성의 구조적 변화시점을 파악하고 구조적 변화시점 전후의 변동성 원인이 가격상승에 있는지 아니면 가격하락에 있는지를 규명함으로써 가격변동성의 비대칭성을 검토하는 데 있다.

수산물의 높은 가격 변동성은 미래의 위험과 불확실성을 초래하여 생산어거나 유통업자의 소득에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라 소비자의 합리적인 소비를 저해하는 요인이 된다. 특히 생산어거나 유통업자에게 위험과 불확실성을 통제할 수 있는 수단이 없을 경우, 생산량과 유통량을 감소시킴으로써 미래의 발생가능한 위험 또는 불확실성에 대처하는 경향이 있는데, 이는 궁극적으로 자원의 비효율적인 이용을 초래하고 더 나아가 국가 전체 후생의 감소를 유발한다. 이에 따라 정부는 수산물 가격변동성으로 인해 초래되는 문제점을 인식하고 가격변동성을 모니터링하고 수산물 가격변동성을 줄이기 위한 가격안정화 정책에 관심을 두고 있다. 따라서 본 연구는 수산물 가격변동성의 구조적 변화시점을 파악하고 구조적 변화 전후의 가격변동성의 원인이 가격상승에 있는지 아니면 가격하락에 있는지를 규명하여 정부의 가격안정화 정책에 유용한 시사점을 제공한다는 측면에서 매우 중요하다고 할 수 있다.

가격변동성에 관한 연구는 Engle(1982)의 ARCH모형, Bollerslev(1986)의 GARCH모형, Glosten-Jaganathan-Runkle(1993)의 Threshold GARCH모형 등이 개발되면서 주로 금융시장을 중심으로 가격변동성의 군집현상과 시간종속성(이분산성), 위험프리미엄 효과, 변동성의 비대칭 효과 등 다양한 연구가 진행되어 왔다.

최근에 들어와서 저장성이 낮은 1차 상품인 농산물, 축산물, 수산물을 대상으로 가격변동성에 관한 연구가 진행되어 오고 있는데(Yoon(2008), Ko(2009), Kim et al.(2012), Hwang and

Ahn(2012) 등), 본 연구와 직접적으로 관련이 있는 선행 연구로는 Hwang and Ahn(2012), Kim et al.(2012) 등의 연구를 들 수 있다. Hwang and Ahn(2012)은 배추, 무, 건고추, 마늘, 사과, 배, 방울토마토, 수박 등 주요 청과물을 대상으로 가격시계열의 추세성, 가격변동성의 구조변화 및 대칭성에 대해 검증하고 있는데, 이들에 의하면, 건고추 및 배 가격 시계열의 경우 추세중심으로 변동하지 않아 이들 생산농가의 경영수지가 악화되고 있고, 거의 모든 청과물 품목에서 변동성이 급격히 증가하고 있음을 보여주고 있다. 또한 무, 건고추, 마늘의 경우 가격변동성이 가격상승에 그 원인이 비롯되나, 배추, 사과, 배, 방울토마토, 수박 등의 가격변동성은 가격하락에 그 원인이 있음을 보여주었다. 따라서 청과물에 대한 가격안정화 정책은 품목별 특징을 구분하여 접근해야 함을 강조하고 있다. Kim et al.(2012) 등은 밀, 옥수수, 대두 등 국제곡물을 대상으로 변동성의 구조변화를 검증하고 있는데, 밀과 옥수수의 경우 한 차례의 변동성 구조변화가 나타났으며, 대두는 여러 차례에 걸쳐 변동성 구조변화가 발생하였음을 보여주었다.

본 연구에서는 기존의 선행연구를 확장하여 우선 Quandt-Andrews방법을 이용하여 양식경영인이 직면한 가격변동성의 구조적 변화시점을 파악하고, 다음으로 Threshold GARCH모형을 이용하여 가격변동성의 구조적 변화시점 전후 가격변동성의 비대칭성, 즉 가격상승에 의해 변동성이 높아졌는지 아니면 가격하락에 의해 변동성이 높아졌는지를 검토하고자 한다. 따라서 본 연구의 결과는 수산물 가격변동성에 대한 정부의 수산물가격 안정화 정책에 유용한 정보를 제공할 것으로 기대한다.

II. 표본자료 및 연구방법론

1. 표본자료

본 연구는 국내 전체 양식넙치 생산량의 62.4%

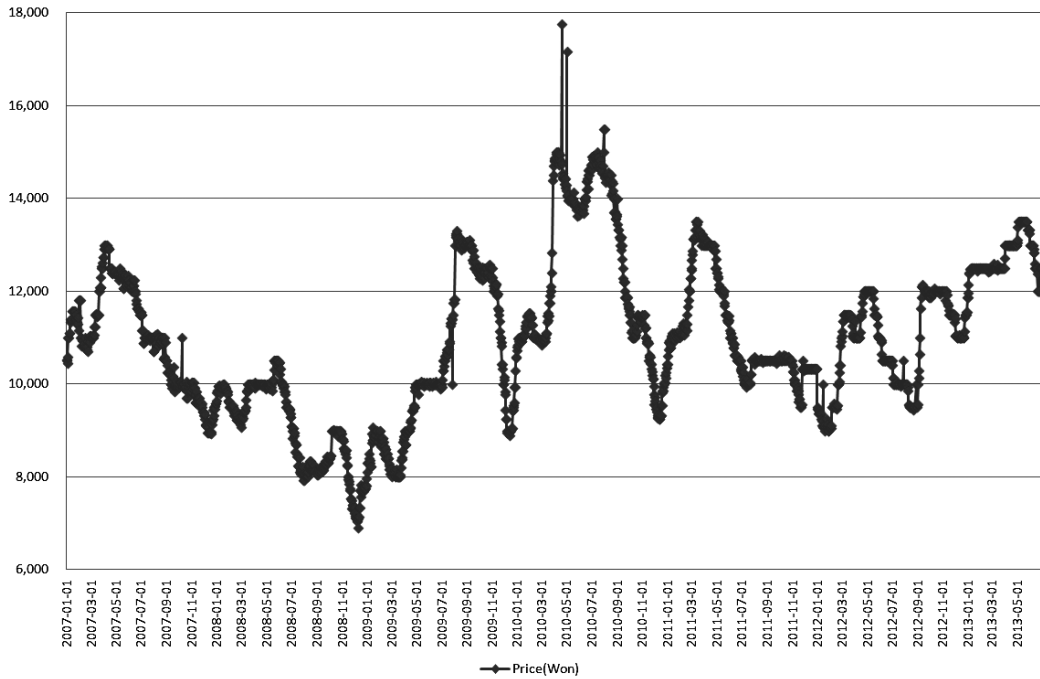


Fig. 1. Price time series of Jeju farming olive flounder during sample period.

(MOF, 2012)에 달하는 제주 양식넙치의 산지 위판가격자료를 표본으로 이용한다. 이들 가격자료는 2007년 1월 1일부터 2013년 6월 30일까지의 1kg 크기에서 형성되고 있는 일별 양식 넙치 위판 가격자료로서 제주해수어류양식수협을 통해 제공받았다.

Fig. 1은 표본기간 동안 제주 양식넙치가격의 시계열 추이를 나타낸 것이다. 표본기간 동안 자료의 결측치가 있는 경우 전일의 가격을 이용하였다. 표본기간 동안 가격등락이 크게 나타나고 있으며, 2008년 12월 10일에 가장 낮은 가격 6,909원을 기록한 이후 등락을 보이며 상승하다가 2010년 4월 20일에 가장 높은 가격인 17,764원의 정점 이후 등락을 보이며 하락하고 있다.

2. 연구방법론

- 1) Quandt-Andrews에 의한 구조변화 시점 검정 방법
- Chow의 구조변화검정방법은 식 (1), (2)와 같이

전체분석기간 $t=1, \dots, T$ 에서 구조변화시점 v 를 기준으로 그 이전에는 식 (1)의 선형회귀식이, 그 이후에는 식 (2)의 선형회귀식으로 추정된다. 구조변화는 구조변화가 발생하지 않는다($H_0: \beta_{1,t} = \beta_{2,t}$)는 귀무가설의 검정을 통해 확인할 수 있다.

$$Y_t = X'_t \beta_{1,t} + \mu_t, \quad t=1, \dots, v \tag{1}$$

$$Y_t = X'_t \beta_{2,t} + \mu_t, \quad t=v+1, \dots, T \tag{2}$$

여기서 Y_t 는 시점 t 의 종속변수 시계열, X'_t 는 설명변수 벡터, $\beta_{i,t}$ 는 회귀계수 벡터이다. 이때 위의 가설을 검정하기 위한 검정통계량은 식 (3)에 의해 계산할 수 있으며, χ^2 분포를 따른다.

$$F_t(v) = \frac{(\hat{u}'\hat{u}) - (u'_1u_1 + u'_2u_2) / k}{(u'_1u_1 + u'_2u_2) / (T - 2k)} \tag{3}$$

여기서 T 는 총관찰치의 수, k 는 각 회귀식에서 설명변수의 수, $\hat{u}'\hat{u}$ 는 전체분석자료를 이용한 회귀분석에서 얻어진 제한된 잔차제곱의 합,

u'_{it} 는 하위표본 i 에서 얻어진 잔차제곱의 합을 나타낸다.

Quandt-Andrews에 의한 구조변화 검정방법은 Chow의 구조변화 검정방법과 달리 구조변화 시점을 모르고 있는 상황에서 사용하는 방법으로서 다음과 같은 3가지 검정통계량을 제안하고 있다.

$$Max F = \max (F(v)), (v_1 < v < v_2) \quad (4)$$

$$Aue F = \frac{1}{k} \sum_{v=v_1}^{v_2} F(v) \quad (5)$$

$$EXP F = \ln \left(\frac{1}{k} \sum_{v=v_1}^{v_2} \exp \left(\frac{1}{2} F(v) \right) \right) \quad (6)$$

이들 검정통계량은 χ^2 분포를 따르지 않으므로 Andrew(1993)와 Hansen(1997)이 각각 제시한 분포와 p 값을 이용한다. 정확한 분포의 특성을 알기 위하여 양쪽 꼬리 분포를 합친 5% 수준의 절단자료(trimmed data)를 제외한다.

2) Threshold GARCH모형

Threshold GARCH(TARCH) 모형은 Glosten-Jaganathan-Runkle(1993)이 개발한 모형으로서, GJR GARCH 모형이라고도 하는데, 조건부 분산 방정식에서 모수의 비부 및 상수를 제외한 계수들의 합이 1보다 작아야 하는 엄격한 제약조건과 양과 음의 충격에 대한 변동성의 반응이 대칭적이라는 ARCH모형과 GARCH모형의 문제점들을 해결할 수 있는 대안적인 모형이라 할 수 있다.

Threshold GARCH(TARCH) 모형은 다음과 같다.

$$y_t = X_t \theta + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t, \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \gamma D \varepsilon_{t-1}^2 \quad (9)$$

단, $D=1$ if $\varepsilon_{t-1} < 0$, otherwise $D=0$

식 (7)은 조건부 평균방정식으로 y_t 는 오차항

ε_t 의 평균이 모든 시점에서 일정하고, 오차항 ε_t 의 분산이 일정한 분산을 갖는 백색잡음일 것을 보장하는 $AR(p)$ 과정을 따른다고 가정하였다. 이러한 조건부 평균방정식에 기초한 조건부 분산 방정식은 식 (9)와 같으며, 분산방정식의 D 는 더미변수로서 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면 1이고, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 분산방정식에서 계수 추정의 실증적 의미는 다음과 같다. $\alpha_i > 0$ 이고 유의하면 전날 발생한 좋은 뉴스 양(+)의 충격, 즉 가격상승이 오늘 변동성에 α_i 만큼 변동성을 증가시키고, $\gamma > 0$ 이고 유의하면 전날 발생한 나쁜 뉴스 음(-)의 충격, 즉 가격하락이 오늘 변동성에 $\alpha + \gamma$ 만큼 변동성 증대를 초래한다는 의미이다. 따라서 음(-)의 충격에 대한 비대칭적 효과는 음(-)의 충격인 가격하락이 양(+)의 충격인 가격상승보다 더 크게 현재의 변동성을 증가시킨다는 것을 의미하며, 반대로 양(+)의 충격에 대한 비대칭효과는 전날 양(+)의 충격인 가격상승이 음(-)의 충격인 가격하락보다 더 크게 현재의 변동성을 시킨다는 것을 의미하는 $\gamma < 0$ 이라는 가설로 검증할 수 있다.

일반적으로 주식시장의 경우, 주식하락 후에 커다란 변동성이 발생한다는 것을 의미하는 음(-)의 충격에 대한 변동성 비대칭효과가 발견된다(Cho(2006)).

III. 실증분석

1. 기초통계량

Table 1은 2007년 1월 1일부터 2013년 6월 30일까지의 표본기간 동안 가격 시계열과 가격변화율 시계열의 기초통계량을 나타내며, 관찰치, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, Jarque-Bera의 정규성, 계열상관 검정 등을 포함하고 있다.

표본기간 동안 일별가격의 관찰치는 2,277개이며, 1kg당 일별가격시계열의 평균값은 10,946.2원에 달하고 있다. 자연대수변환 차분시

계열 즉 가격변화율의 일별 평균은 0.0077%이며, 표준편차는 일별 1.5%에 달한다. 첨도값이 63.132로 정규분포의 첨도 3을 매우 크게 넘어서고 있어 꼬리가 두터운 분포를 지니고 있음을 알 수 있다. 이러한 급침(急尖)으로 인해 Jarque-Bera의 정규성 검정통계량은 가격변화율 시계열의 분포가 정규분포라는 가설을 기각하고 있

다. 그리고 각 시계열의 정상성 검증은 ADF 및 PP 검정방법을 따랐으며, 정상성 검정 결과, 가격변화율 시계열이 비정상적이라는 귀무가설을 1% 이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있다. 따라서 1차 차분된 가격변화율 시계열을 이용한 모형추정에 있어서는 허구적 회귀문제가 발생하지 않음을 보여준다.

Table 1. Summary Statistics

Division	Price(P)	Price Changes Rate($\Delta \ln P$)
Observations	2,277	2,276
Mean	10,946.2	0.000077
Standard Deviation	1,673.78	0.015041
Skewness	0.266	0.086
Kurtosis	2.769	63.132
Jarque-Bera	31.88	342,909.9***
ADF	0.0214	-10.2015***
PP	0.1693	-59.8356***
Q(12)	-	228.65***
Q ² (12)	-	992.57***

Note : *** denotes significance at 1% level.

한편, $Q(12)$ 는 가격변화율 시계열에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하는 Ljung-Box Q 통계량으로서, 그 값을 보면 가격변화율 시계열이 선형종속적임을 의미하는 유의한 값을 지니고 있다. 그리고 가격변화율 자승 시계열의 계열상관 검정결과를 나타내는 $Q^2(12)$ 통계량을 보면 1% 이하의 통계적 유의수준에서 비선형 종속적임 나타낸다. 이러한 비선형 종속성은 조건부 이분산성, 즉 작은 폭의 변동성 다음에 작은 폭의 변동성이 발생하고 큰 폭의 변동성 다음에는 큰 폭의 변동성이 발생하는 경향 때문에 발생한다. 따라서 가격변화율 시계열 자료는 $AR(p)$ 과정을 통한 선형종속성의 조정이 필요

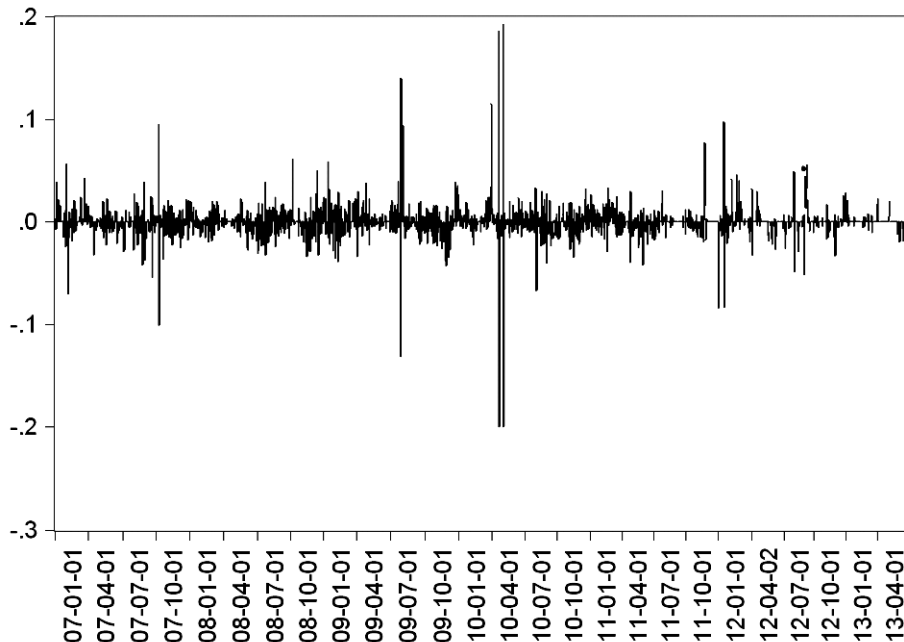


Fig. 2. Time Series Behavior of Price Change Rate.

하며, 특히 비선형 구조를 지닌 조건부 이분산 GARCH모형의 도입이 적절한 것으로 보인다.

Fig. 2는 가격변화율의 시계열 행태를 나타낸 것이다. 시계열 행태가 조건부 이분산성 특성, 즉 작은 폭의 변동성 다음에 작은 폭의 변동성이 발생하고, 큰 폭의 변동성 다음에는 큰 폭의 변동성이 발생하는 변동성 군집현상이 관찰되고 있다.

2. 가격변동성의 구조적 변화 추정

양식납치 가격시계열에 구조적으로 변화가 있는지 여부를 검정하기 위하여 다음과 같은 절차를 거친다. 첫째, $AR(p)$ 모형을 추정하고, 둘째, 모형추정으로부터 얻어진 오차항을 가지고, Quandt-Andrews에 의한 구조변화 시점을 검정한다.

우선 가격변화율 시계열자료를 가지고 p 차 자기회귀모형 $AR(p)$ 모형을 이용하였다. 차수는 10 차수에서 내림차순으로 가장 낮은 아카이케 정보기준(AIC) 값에 의하여 $AR(p)$ 를 선택하였다.

모형의 추정결과는 Table 2에 제시하였다. $AR(2)$ 를 제외한 모든 모형에서 통계적으로 유의한 값을 지니고 있다. 예를 들면 1%의 통계적 유의수준 하에서 9일 전의 가격변화율이 현재 가격변화율에 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 흥미로운 것은 1%의 통계적 유의수준 하에서 전일의 가격변화율은 현재의 가격변화율에 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이는 전일 가격의 하락은 오늘 가격의 상승을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

모형의 추정으로부터 얻어진 오차항을 가지

Table 2. The Estimated Results of AR(9) Model

Variable	Coefficient	Standard Error	t-Statistics	(Probability)
C	2.66E-05	0.000302	0.088057	(0.9298)
AR(1)	-0.2757***	0.021015	-13.1193	(0.0000)
AR(2)	-0.02587	0.021753	-1.18929	(0.2345)
AR(3)	0.069793***	0.021712	3.214566	(0.0013)
AR(4)	0.110489***	0.021733	5.08402	(0.0000)
AR(5)	0.094719***	0.021802	4.344528	(0.0000)
AR(6)	0.054085**	0.02173	2.488986	(0.0129)
AR(7)	0.069061***	0.021701	3.182338	(0.0015)
AR(8)	0.06423***	0.021743	2.954091	(0.0032)
AR(9)	0.056905***	0.021004	2.709284	(0.0068)
Adjusted R-squared 0.087988				
F-statistic 25.29062(0.0000)				

Note : *** and ** denote significance at the 1% level and 5% level, respectively.

Table 3. Test Results of Structure Change

Test Statistic	Timing of Structure Change	F-statistic	Probability
Maximum LR	5/4/2010	4.758072	(0.0000)
Maximum Wald	5/4/2010	47.58072	(0.0000)
Exp LR	5/4/2010	0.993099	(0.0681)
Exp Wald	5/4/2010	16.70513	(0.0003)
Ave LR	5/4/2010	1.705096	(0.0133)
Ave Wald	5/4/2010	17.05096	(0.0133)

Note : probabilities calculated using Hansen's (1997) method.

고, Quandt-Andrews에 의한 구조변화 시점을 검정한 결과는 Table 3에 제시하였다. 정확한 분포의 특성을 알기 위하여 양쪽꼬리를 합친 5% 수준의 절단자료를 제외하고 구조변화 시점을 검정하였다. 검정결과에 의하면, Maximum LR, Maximum Wald, Exp Wald 등의 검정통계량은 1% 이하의 통계적 유의수준에서 2010년 5월 4일을 기점으로 구조적 변화가 존재하고 있음을 보여주고 있다. Ave LR와 Ave Wald 검정통계량은 5% 이하의 유의수준에서, Exp LR 검정통계량은 10% 이하의 유의수준에서 2010년 5월 4일을 기점으로 구조적 변화가 발생하고 있음을 보여준다. 2010년 5월 4일을 기점으로 변동성의 구조변화가 관찰된 것은 2010년 5월 4일 이전의 기간에는 대체적으로 가격상승시기로서 변동성이 확대되는 과정이며, 이후의 기간에는 대체적으로 가격하락시기로서 변동성이 축소되는 과정을 포함하기 때문인 것으로 판단된다.

Table 4는 구조변화 전후의 표본통계량을 나타내고 있다. 표본통계량은 관찰치, 평균, 표준

Table 4. Summary Statistics Before and After Structure Change

Division	Before Structure Change (2007.1.1~2010.5.3)	After Structure Change (2010.5.4~2013.6.30)
Observations	1,194	1,082
Mean	0.000244	-0.00011
Std. Dev.	0.017833	0.011182
Skewness	0.012838	0.305875
Kurtosis	58.14993	19.91836
Jarque-Bera	151315.4	12921.11
(Probability)	(0.0000)	(0.0000)

Table 5. The Estimated Results of Threshold GARCH Model during Total Sample Period

Parameter	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Probability
α_0	4.33E-06	2.64E-07	16.41896	(0.0000)
α_1	0.123088	0.005826	21.12746	(0.0000)
β	0.897495	0.002575	348.5318	(0.0000)
γ	-0.05552	0.007486	-7.41738	(0.0000)

Log likelihood 6,815.228

편차, 왜도, 첨도, Jarque-Bera의 정규성 검정통계량 등을 포함하고 있다. 구조변화 이전의 일별 가격변화율 평균은 0.024%이고 표준편차는 1.78%에 달하고 있다. 첨도 값은 58.15로, 정규분포 3의 값보다 매우 높아 중앙이 매우 뾰족한 형태를 지니고 있으며, Jarque-Bera검정 통계량은 정규분포를 따르고 있지 않음을 보여준다.

구조변화 이후의 일별 가격변화율 평균은 -0.011%이며, 표준편차는 1.12%이다. 첨도 값은 19.92로, 정규분포 3의 값보다 매우 높아 중앙이 매우 뾰족한 형태를 지니고 있으며, Jarque-Bera검정 통계량은 정규분포를 따르고 있지 않음을 보여준다.

구조변화 이전과 이후를 비교해 보면, 구조변화 이전의 일별 평균 가격변화율은 가격상승을 의미하는 양의 값을 지니고 있는 반면 구조변화 이후의 일별 평균 가격변화율은 가격하락을 의미하는 음(-)의 값을 지니고 있다. 구조변화 이전의 가격변화율 변동성(표준편차)은 구조변화 이후 가격변화율 변동성(표준편차)보다 크게 나타나고 있어 변동성이 구조변화 이후에 감소하고 있음을 보여주고 있다.

3. Threshold GARCH모형의 추정

본 연구에서는 구조적변화 검정모형인 모형을 조건부 평균방정식으로 활용하고 있기 때문에 Threshold GARCH모형에 의한 조건부분산방정식의 추정결과만을 제시하였다. Threshold GARCH모형은 가격상승과 가격하락에 대한 변동성의 비대칭효과를 잡아낼 수 있고 음의 값이나 상수를 제외한 계수들의 합이 1보다 작아야

한다는 분산방정식의 추정모수에 대한 엄격한 제약으로부터 자유롭다는 장점을 지니고 있다.

전체분석기간을 대상으로 Threshold GARCH 모형의 추정결과는 Table 5에 제시하였다. 우선 계수 α_1 가 0.123으로 1% 이하의 통계적 수준에서 유의한 값을 지니고 있다. 이는 전날 발생한 가격상승이 12.3% 정도 현재의 변동성에 영향을 미치고 있음을 의미한다. γ 계수는 -0.056 으로 추정되었으며, 1% 이하의 통계적 유의수준을 지니고 있다. 이는 전날 발생한 음의 충격 가격하락이 현재의 변동성을 영향을 미치고 있음을 의미한다. 그러나 그 영향 정도가 가격상승보다는 적은 6.8%($\alpha_1 + \gamma$) 정도 현재의 변동성에 영향을 미치고 있다. 따라서 전일 가격하락보다는 가격상승이 변동성에 더욱 큰 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있어 가격상승에 대한 변동성 비대칭효과가 발생함을 보여준다. 이는 주식하락 후에 더 큰 변동성이 발생한다는 주식시장의 연구결과와 상반된 연구결과로서, 양식넘치 산지 시장에서는 가격하락보다 가격상승 이후에 큰 변동성이 발생하고 있음을 보여주는 것이다.

구조변화 이전 기간을 대상으로 Threshold GARCH모형의 추정결과는 Table 6에 제시하였다. 우선 α_1 계수가 0.192로 1% 이하의 통계적 수

준에서 유의한 값을 지니고 있다. 이는 전날 발생한 가격상승이 19.2% 정도 현재의 변동성에 영향을 미치고 있음을 의미한다. γ 계수는 -0.119 로 추정되었으며, 1% 이하의 통계적 유의수준을 지니고 있다. 이는 전날 가격하락이 현재의 변동성을 영향을 미치고 있음을 의미한다. 그러나 그 영향 정도가 가격상승보다는 적은 7.3% 정도 현재의 변동성에 영향을 미치고 있다. 따라서 전체 분석기간을 대상으로 분석한 연구결과와 마찬가지로, 전일 가격하락보다는 가격상승이 변동성에 더욱 더 큰 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있어 가격상승에 대한 변동성 비대칭효과가 발생함을 보여준다.

구조변화 이후기간을 대상으로 Threshold GARCH모형의 추정결과는 Table 7에 제시하였다. 우선 계수가 0.885로 추정되었으며, 1% 이하의 통계적 수준에서 유의한 값을 지니고 있다. 이는 전날 발생한 가격상승이 88.5% 정도 현재의 변동성에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 계수는 -0.551 로 추정되었으며, 1% 이하의 통계적 유의수준을 지니고 있다. 이는 전날 가격하락이 현재의 변동성을 영향을 미치고 있음을 의미한다. 그러나 그 영향 정도가 가격상승보다는 적은 33.4% 정도 현재의 변동성에 영향을 미치고

Table 6. The Estimated Results of Threshold GARCH Model during Period Before Structure Change

Parameter	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Probability
α_0	2.13E-06	4.79E-07	4.456874	(0.0000)
α_1	0.191507	0.013776	13.90169	(0.0000)
β	0.897583	0.003843	233.5829	(0.0000)
γ	-0.11899	0.018293	-6.5048	(0.0000)
Log likelihood 3,469.196				

Table 7. The Estimated Results of Threshold GARCH Model during Period After Structure Change

Parameter	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Probability
α_0	5.42E-05	2.58E-06	20.97572	(0.0000)
α_1	0.884646	0.131938	6.705023	(0.0000)
β	0.180152	0.036359	4.954747	(0.0000)
γ	-0.55104	0.145386	-3.79022	(0.0002)
Log likelihood 3,431.693				

있다. 구조변화 이전 기간을 대상으로 분석한 연구결과와 동일하게, 전일 가격하락보다는 가격상승이 변동성에 더욱 큰 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있어 가격상승에 대한 변동성 비대칭 효과가 발생함을 보여준다.

구조변화 이전 · 이후 기간을 비교해 보면, 전날 발생한 가격상승이 현재의 변동성에 미치는 영향은 구조변화 이전의 경우 19.2%이며, 구조변화 이후의 경우 88.5%로 측정되고 있어 구조변화 이전보다 구조변화 이후에 가격상승에 대한 변동성 반응이 크게 나타나고 있음을 보여준다. 또한 가격하락에 대한 변동성 반응 역시 구조변화 이전의 경우 7.25%이며, 구조변화 이후의 경우 33.36%로 나타나 가격하락시기인 구조변화 이후기간에 가격하락에 대한 변동성 반응 역시 크게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 더욱이 변화시점 이전과 이후에 관계없이 일관되게 주식시장을 대상으로 한 연구결과와 달리, 전일 가격하락보다는 가격상승이 변동성에 더욱 큰 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있어 가격상승에 대한 변동성 비대칭효과, 즉 가격하락보다 가격상승 이후에 더 큰 변동성이 발생하고 있음을 보여준다.

IV. 요약 및 결론

본 연구는 제주 양식넙치 산지가격자료를 이용하여 양식 넙치가격 변동성의 구조적 변화시점을 파악하고 구조적 변화시점 전후의 변동성의 원인이 가격상승이나 하락에 기인하는지에 대한 가격변동성의 비대칭성을 검증하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, $AR(9)$ 모형의 추정으로부터 얻어진 오차항을 가지고 Quandt-Andrews에 의한 구조변화 시점을 검정한 결과는 최대 10% 이하의 통계적 유의수준에서 2010년 5월 4일을 기점으로 구조적 변화가 발생하고 있음을 보여주었다. 둘째, 구조변화 이전 기간의 일별 평균 가격변화율은 가격

상승을 의미하는 양의 값을 지니고 있는 반면 구조변화 이후기간의 일별 평균 가격변화율은 가격하락을 의미하는 음(-)의 값을 지니고 있다. 또한 구조변화 이전 기간 가격변화율의 변동성(표준편차)은 구조변화 이후 기간 가격변화율의 변동성(표준편차)보다 크게 나타나고 있어 변동성이 구조변화 이후에 감소하고 있음을 보여주고 있다. 셋째, Threshold GARCH모형에 의한 조건부분산방정식의 추정결과는 전날 발생한 가격상승이 현재의 변동성에 미치는 영향은 구조변화 이전의 경우 19.2%이며, 구조변화 이후의 경우 88.5%로 측정되고 있어 구조변화 이전보다 구조변화 이후에 가격상승에 대한 변동성 반응이 크게 나타나고 있음을 보여준다. 또한 가격하락에 대한 변동성 반응 역시 구조변화 이전의 경우 7.25%이며, 구조변화 이후의 경우 33.36%로 나타나 가격하락시기인 구조변화 이후기간에 가격하락에 대한 변동성 반응 역시 크게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 더욱이 변화시점 이전과 이후에 관계없이 일관되게 전일 가격하락보다는 가격상승이 변동성에 더욱 큰 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있어 가격상승에 대한 변동성 비대칭효과 즉 가격하락보다 가격상승 이후에 더 큰 변동성이 발생하고 있음을 보여준다.

본 연구의 결과는 단일 품목 양식어가의 소득안정을 도모하고, 자원의 효율적인 이용을 위하여 단순한 가격안정화 정책보다 시점에 따라 수산물 가격변동성의 원인이 가격하락에 기인하는 것인지 아니면 가격상승에 기인하는 것인지를 검토하여 그 원인에 상응하는 시의 적절한 대응책 마련이 필요함을 시사하고 있다.

REFERENCES

- Andrews, D. W. K. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, 61 (4), 821 – 856.
- Bera, A. and Jarque, C. (1980), "Efficient Tests for

- Normality, Heteroskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals,” *Economic Letters*, 6, 225 – 259.
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307 – 327.
- Cho, D. (2006), “Introductory Financial Econometrics,” Cheongram, 343 – 344.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 55, 987 – 1007.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkel, D. E. (1993), “On the relation between the expected value and volatility of nominal excess return on stocks,” *The Journal of Finance*, 48, 1779 – 1801.
- Hansen, B. E. (1997), “Approximate Asymptotic p Value for Structural Change Tests,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 15 (1), 60 – 67.
- Hwang, E. S. and Ahn, B. I. (2012), “Analyses on the Characteristics of the Trend and Volatility of the Major Fruits and Vegetables,” *Korean Journal of Agriculture Economic*, 53 (3), 1 – 21.
- Kang, S. K. (2013), *The Plan of Stabilizing Price through the Regulation of Shipments of Cultured Fishery Products: Focused on Jeju Faming Halibut*, National Federation of Fisheries Cooperatives Fisheries Economic Institute.
- Kang, S. K. (2013), “The Impact of the Yen Carry Trade on the Korea Stock Price Volatility: Focused on Global Financial Crisis,” *The Korean Journal of Financial Management*, 30 (4), 65 – 85.
- Kim, S. H., Seung, M. H. and Yoon, B. S. (2012), “Test for the Structural Changes in Volatility of International Grain Prices,” *Journal of Rural Development*, 35 (1), 29 – 48.
- Ko, B. H. (2009), “Price Volatility, Seasonality and Day-of-the-Week Effect for Aquacultural Fishes in Korean Fishery Markets,” *The Journal of Fisheries Business Administration*, 40 (2), 49 – 70.
- MOF (2012), Fisheries Production Statistics, Ministry of Oceans and Fisheries.
- Yoon, B. S. (2008), “Price Volatility, Seasonality and Day-of-the-Week Effect in Meat Markets,” *Korean Journal of Agricultural Management and Policy*, 35 (1), 21 – 38.