



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경 제 학 석 사 학 위 논 문

국내 주요 냉동수산물의 가격 변동성의  
비대칭성에 관한 연구



2024년 2월

국립부경대학교대학원

자원환경경제학과

한만훈

경제학석사학위논문

국내 주요 냉동수산물의 가격 변동성의  
비대칭성에 관한 연구

지도교수 신 용 민

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2024년 2월

국립부경대학교대학원

자원환경경제학과

한 만 훈

한만훈의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2024년 2월



위 원 장	경제학박사	박 철 형 (인)
위 원	경제학박사	이 헌 동 (인)
위 원	경제학박사	신 용 민 (인)

# < 목 차 >

I. 서론 .....	1
1. 연구의 배경 및 목적 .....	1
2. 선행연구 .....	4
II. 주요 냉동수산물 생산량 및 가격 현황 분석 .....	11
1. 갈치 생산량 및 가격 현황 분석 .....	11
2. 고등어 생산량 및 가격 현황 분석 .....	15
3. 오징어 생산량 및 가격 현황 분석 .....	19
III. 추정모형 .....	24
1. 분석 방법 .....	24
2. ARCH .....	25
3. GARCH .....	26
4. EGARCH .....	27
5. TGARCH .....	28
IV. 실증분석 .....	30
1. 자료분석 .....	30
2. 냉동갈치 .....	33
3. 냉동고등어 .....	42
4. 냉동 오징어 .....	52
V. 결론 .....	62
1. 요약 및 결론 .....	62
2. 연구의 한계 및 시사점 .....	64
참고문헌 .....	67

## <표 목차>

< 표 1-1 > 농축산 관련 국내 선행연구 .....	5
< 표 1-2 > 수산 관련 국내 선행연구 .....	7
< 표 1-3 > 수산 관련 국내 선행연구 .....	9
< 표 2-1 > 2010~2022 갈치 생산 현황 .....	12
< 표 2-2 > 2010~2022 고등어 생산 현황 .....	16
< 표 2-3 > 년도별 물오징어 생산 현황 .....	20
< 표 4-1 > 냉동 갈치 소비자가격의 기초통계량 .....	33
< 표 4-2 > 냉동 갈치 소비자가격의 단위근 검정 .....	34
< 표 4-3 > ARMA 모형 AIC 정보요인 결과 .....	35
< 표 4-4 > ARMA 모형 BIC 정보요인 결과 .....	35
< 표 4-5 > ARMA 모형 HQ 정보요인 결과 .....	35
< 표 4-6 > ARMA(2,5) 모형 정보기준 결과 .....	36
< 표 4-7 > ARMA(0,5) 모형 정보기준 결과 .....	37
< 표 4-8 > ARMA(1,5) 모형 정보기준 결과 .....	37
< 표 4-9 > ARMA(0,5) 모형 자기상관 및 이분산 검정 .....	38
< 표 4-10 > ARMA(1,5) 모형 자기상관 및 이분산 검정 .....	38
< 표 4-11 > GARCH(1,1)모형 추정결과 .....	39
< 표 4-12 > EGARCH(1,1) 모형 추정 결과 .....	40
< 표 4-13 > TGARCH(1,1) 모형 추정 결과 .....	41
< 표 4-14 > 냉동 갈치 소비자가격의 가치류 모형 추정 결과 .....	42
< 표 4-15 > 냉동 고등어 소비자가격의 기초통계량 .....	43
< 표 4-16 > 냉동 고등어 소비자가격의 단위근 검정 .....	44
< 표 4-17 > ARMA 모형 AIC 정보요인 결과 .....	45

< 표 4-18 > ARMA 모형 BIC 정보요인 결과 .....	45
< 표 4-19 > ARMA 모형 HQ 정보요인 결과 .....	45
< 표 4-20 > ARMA(4,3) 모형 정보기준 결과 .....	46
< 표 4-21 > ARMA(1,1) 모형 정보기준 결과 .....	46
< 표 4-22 > ARMA(4,3) 모형 자기상관 및 이분산 검정 .....	47
< 표 4-23 > ARMA(1,1) 모형 자기상관 및 이분산 검정 .....	48
< 표 4-24 > GARCH(1,1)모형 추정결과 .....	49
< 표 4-25 > EGARCH(1,1) 모형 추정 결과 .....	50
< 표 4-26 > TGARCH(1,1) 모형 추정 결과 .....	51
< 표 4-27 > 냉동 고등어 소비자가격의 가치류 모형 추정 결과 .....	52
< 표 4-28 > 냉동 물오징어 소비자가격의 기초통계량 .....	53
< 표 4-29 > 물오징어 소매가격의 단위근 검정 .....	54
< 표 4-30 > ARMA 모형 AIC 정보요인 결과 .....	54
< 표 4-31 > ARMA 모형 BIC 정보요인 결과 .....	55
< 표 4-32 > ARMA 모형 HQ 정보요인 결과 .....	55
< 표 4-33 > ARMA(2,4) 모형 정보기준 결과 .....	56
< 표 4-34 > ARMA(1,1) 모형 정보기준 결과 .....	56
< 표 4-35 > ARMA(2,4) 모형 자기상관 및 이분산 검정 .....	57
< 표 4-36 > ARMA(1,1) 모형 자기상관 및 이분산 검정 .....	57
< 표 4-37 > GARCH(1,1)모형 추정결과 .....	59
< 표 4-38 > EGARCH(1,1) 모형 추정 결과 .....	59
< 표 4-39 > TGARCH(1,1) 모형 추정 결과 .....	60
< 표 4-40 > 냉동 고등어 소비자가격의 GARCH류 모형 추정 결과 .....	61
< 표 5-1 > 주요 소비자종 결측치 비율 .....	66

## <그림 목차>

[ 그림 1-1 ] 연구수행 체계도 .....	10
[ 그림 2-1 ] 갈치 주요 생산 방법 .....	12
[ 그림 2-2 ] 연도별 갈치 생산량 및 생산금액 .....	13
[ 그림 2-3 ] 연도별 갈치 생산량 및 냉동 소비자가격 .....	15
[ 그림 2-4 ] 고등어 주요 생산 방법 .....	17
[ 그림 2-5 ] 연도별 고등어 생산량 및 생산금액 .....	17
[ 그림 2-6 ] 연도별 고등어 생산량 및 냉동 소비자가격 .....	18
[ 그림 2-7 ] 오징어 주요 생산 방법 .....	21
[ 그림 2-8 ] 연도별 오징어 생산량 및 생산금액 .....	22
[ 그림 2-9 ] 연도별 오징어 생산량 및 냉동 소비자가격 .....	23
[ 그림 4-1 ] 갈치 냉동 소비자가격 변화율 및 수익율 .....	31
[ 그림 4-2 ] 고등어 냉동 소비자가격의 변화율 및 수익율 .....	32
[ 그림 4-3 ] 물오징어 냉동 소비자가격의 변화율 및 수익율 .....	32

A Study on the asymmetry of Price Volatility of three Major Frozen  
Fisheries Products in Korea

Man hoon Han

Department of Resource and Environmental Economics,  
The Graduate School, Pukyong National University

**Abstract**

The production of popular fish species, which are important in terms of supply in the Korea fishing industry, which is continuously decreasing. In particular, the recently decrease in fishery resources, due to illegal fishing, overfishing by Chinese fishing vessels, and climate change has been causing supply imbalances and price fluctuations. seafood is highly prone to price volatility due to its characteristic of variable production(seasonal item) and the impossibility of planned production. because seafood prices have a more complex and dependent structure than general time series. These factors act as negative problems in terms of stable supply of marine products in korea. Fluctuations in seafood prices increase the risk of producers and workers in related industries due to future uncertainty, making income unstable, and leading to a decrease in purchasing power for

consumers. As a result, high price volatility of marine products reduces the welfare of the people who consume marine products as well as the welfare of the entire fishing industry.

Therefore, the purpose of this study is to investigate the price volatility and asymmetry of volatility of cutlassfish, mackerel, and squid, which are designated as price stability management items among the top 10 fish species that require active price management by the government. This information can be used as reference material to efficiently promote policies related to seafood prices, such as purchasing seafood and stockpiling projects. Additionally, from a responsive perspective, it can be said to be important in that it provides appropriate information to understand the price fluctuation characteristics of commodity assets formed in the market. Lastly, if a way to stabilize the income of producers is sought, and if consumers have sufficient information about price changes, price uncertainty can be resolved, which can have a positive impact on the equality of consumers' purchasing power.

# I. 서론

## 1. 연구의 배경 및 목적

식품수급표(한국농촌경제연구원 2020)에 따르면 2020년 연간 1인당 식품 소비량은 육류 65.1kg, 쌀 67.2kg, 수산물 68.4kg로 수산물의 소비량이 가장 많았으며, 연간 1인당 수산물 소비량 변화를 보면, 2001년 52.8kg에서 2020년 68.4kg으로 15.6kg 증가하였다. 이렇듯 현재 우리나라 국민의 식생활에 있어서 수산물은 중요한 위치에 자리하고 있다.

또한, 국민소득의 증가, 수산물 생산 및 수출 등 공급 여건이 변화해 감에 따라 우리나라의 수산물 수요는 지속적으로 증가하고 있으며, 특히 오징어, 고등어, 갈치 등 주요 소비 어종 혹은 대중성 어종으로 불리는 어종들은 수산업의 생산과 소비 측면에 상당히 큰 비중을 차지하고 있다.

그러나 공급 측면에서 상당히 중요한 위치에 있는 대중성 어종들의 어업생산량(국가통계포털, 2021. 연근해어업 생산량은 2012년 1,091천 톤에서 2021년 941천톤으로 감소)은 지속적으로 감소하고 있는 추세이다. 특히, 최근 들어 중국어선의 불법어업, 남획, 기후변화 등으로 인한 어족 자원감소는 수급불균형과 가격변동을 야기하고 있으며, 수산물은 생산량이 변동하는 특징(계절성)과 계획 생산이 불가능하다는 점에서 가격변동에 매우 취약하다.

이러한 점들은 우리나라 수산물의 안정적인 공급 측면에 있어서 부정적인 문제로 작용한다. 또한, 양식수산물 생산량이 지속적으로 증가하여 수산물 공급에 큰 역할을 하고 있으나, 양식이 가능한 어종이 제한적임을 고려할 때, 연근해어업 생산량의 감소는 수산물 공급에 큰 문제를 초래할

우려가 존재한다. 현실을 생각하면 수산물시장에서 공급의 불안정성은 결국 가격의 불안정성을 야기할 가능성이 매우 높다. 특히, 수산물의 가격은 일반 공산품이나 농산물보다 더 변동성이 심하며, 수급 불균형에 따른 가격 불확실성이 큰 것이 현실이다.

따라서 수산물의 가격변화는 생산자를 비롯한 관련업계 종사자들에게는 미래의 불확실성으로 인해 위험성을 증대시켜 이들의 소득을 불안정하게 만들며, 소비자의 입장에서는 구매력의 감소로 이어진다. 그 결과로 수산물을 소비하는 국민뿐만 아니라 수산업 전체의 후생을 감소시키게 된다 (고봉현, 2009).

현재 가격 변동성 및 비대칭성에 대한 연구는 금융분야에서 활발히 이루어지고 있지만, 최근 들어 농산, 축산, 수산 분야에서도 차츰 연구가 진행되고 있는 실정이다. 수산 분야에서도 가격 변동성의 유무를 확인하고 변동성의 특성에 관한 연구가 활발히 이루어진다면, 정부에서 수행하는 가격 안정화 정책에 도움이 되는 기초자료로 활용될 수 있으며, 실증적 분석은 정책에 대한 문제점을 파악하는 근거 자료가 될 수 있다.

정부의 적극적인 물가 관리가 필요한 가격안정 관리 대상 품목(해양수산부 2018)으로 지정된 상위 10위 이내의 어종에 속하는 갈치, 고등어, 오징어는 주요 소비 어종으로 현재 우리나라에서 생산과 소비에 상당히 큰 비중을 차지하고 있다. 또한, 최근 주요 소비 어종들의 가격자료를 살펴보면 대체적으로 변동성이 증가하는 경향을 보이고 있다. 따라서 갈치, 고등어, 오징어 가격에 대한 변동성 및 비대칭성의 유무를 확인하고, 변동성의 특성을 규명한다면, 정부 정책의 효율성 제고에 도움될 수 있는 의미 있는 연구가 될 것이라 생각한다.

현대 경제학에서 변동성이란 ‘위험(risk)’을 측정하는 수단으로 정의된다. (해양정책연구, 『제22권 2호』 2007) 1차 산업의 상품자산 역시 가격

변동성으로 인한 불확실성(Uncertainty)을 측정 수단으로 활용할 수 있으며, 수산업에 종사하고 있는 각 경제주체인 어업인 및 유통업자들에게 미래에 대한 위험(Risk)은 그들의 소득 불안정으로 직결되기 때문에, 이를 줄일 수 있는 수산물 가격변동 및 예측에 관한 정보를 제공하는 것이 무엇보다 중요하다고 할 수 있다.

자유무역협정(FTA) 체결의 증가 등 국제사회에서 시장개방에 대한 압력이 증가함에 따라 상대적으로 저렴한 외국산 수산물의 수입이 증가하고 있으며(임경희·김봉태·정명생, 2013), 수산물 공급의 불안정성은 어업인과 유통업자, 소비자 모두에게 피해로 돌아오게 되며 어가 소득에 있어 부정적인 요인이 될 수 있다. 뿐만 아니라, 낮은 가격에 초과 공급이 지속적으로 이어지게 되면 자원의 비효율적 사용을 유발하기 때문에 가격의 자원 배분 기능과 소득분배 기능을 왜곡시켜 생산자, 중간상인, 가공업자, 소비자 등 모두에게 불이익을 초래한다(김철현 2018). 실제로 국내 수산물의 가격변동은 시간이 지남에 따라 커지는 경향을 보이기 때문에 가격변동에 의한 가격 위험은 점차 증가할 것으로 여겨진다.

이를 해소할 수 있는 수산물의 가격변동 및 특성에 관한 정보를 제공하는 것은 무엇보다 중요하다고 할 수 있다. 주요 소비 어종을 대상으로 전기 가격의 상승과 하락이 현재 가격의 변동성에 미치는 영향과 지속성 등을 파악하고, 적절한 수매사업과 비축사업이 시행된다면, 어업인과 유통업자, 소비자의 피해를 다소 줄일 수 있을 것으로 판단된다.

## 2. 선행연구

1차 산업의 특성상, 생산량은 자연환경이나 외부요인 등에 종속되어 있기 때문에 수요와 공급량의 변동 폭이 크며 불안정한 수급 현상이 나타나는데, 이러한 상황에서는 가격 변동성이 높아질 수 있다. 이러한 요인으로 1차 산업에 해당되는 농업, 임업, 축산물 시장에서의 가격 결정 구도는 수산물 시장에서 가격이 결정되는 구도와 동일하게 적용될 수 있다.

변동성 전이효과 및 비대칭성에 관한 연구는 금융분야에서 주가지수, 주식 가격, 환율, 금리 등을 중심으로 활발하게 이루어지고 있으며, 농·수·축산 분야에서는 금융시장 분야에 비해 상대적으로 연구가 미흡한 현실이다. 그러나 최근 들어 농·수·축산분야에서도 가격변동성과 관련된 연구들이 다수 진행되고 있다. 이에 따라 농·수·축산 분야와 금융 분야의 선행연구를 검토하였다.

강태훈(2008)은 농산물의 반입량 변화가 가격변동성<sup>2</sup>에 미치는 영향을 확인하기 위해 신선채소류 중 시장 과점도가 약하고 완전경쟁 체재에 가까운 배추, 무, 풋고추, 오이 등에 대하여 실증분석을 실시하였다. 변동성 비대칭분석기법인 GJRARCH 모형 추정 결과 반입량과 가격 간에는 음(-)의 계수 값이 유의적인 것으로 나타나 일반적인 공급의 법칙을 따랐다. 가격의 변동성과 반입량의 변동성 간의 비대칭성을 분석한 결과 계수는 오이를 제외한 나머지 농산물은 유의미한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 결과의 원인 중 가장 크게 작용한 것으로 갑작스러운 기상악화로 인해 반입량이 급감한 것을 제시하였으며, 이외에도 정부의 수매비축사업과 같은 가격 안정화 사업 또한 반입량의 변동성을 크게 만드는 원인으로 주장하였다. 따라서 정부 정책은 시중 출하량을 조절하는 것이 가격안정화를 도모하는데 효율적이라는 결론을 도출하였다.

다음으로 윤병삼(2008)의 연구에서는 육류시장의 가격변동성과 계절성 및 요일효과를 분석하기 위해 국내 축산업 생산액에 있어 1위, 2위를 차지하는 돼지고기와 소고기를 분석하였고, 분산방정식에 거래량 변수를 포함한 후 도매시장의 평균가격을 이용하여 거래량과 가격변동성의 관계를 규명하였다. 분석 결과 돼지고기와 소고기의 가격변화율과 가격변동성에서는 계절성 및 요일효과가 존재했다.

허용준·권승구(2021) 정책의 큰 변화가 있는 쌀을 대상으로 가격 변동성의 특징과 구조변화 시점을 도출하고 산지와 소비지 쌀값의 상호관계와 영향을 분석하는 등 2가지 주제의 실증 변화 분석하였다. 분석 결과 현재 산지 쌀값의 변동성에 전기의 시장충격과 과거의 변동성이 비슷한 비중으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결과를 바탕으로 쌀가격 변동성을 안정화하기 위한 정책과제를 제시하였다.

김민경·정지현(2019)은 송아지가격의 변동성을 송아지<sup>V</sup>생산안정제와 비대칭성을 고려한 모형을 설정하여 변동성을 분석한 결과 양의 상관관계가 있는 것으로 분석되었다. 축산업의 가격을 안정적으로 유지하기 위해서 선행되어야 할 것은 도매가격의 안정성을 확보하여 도·소매가격의 리스크를 축소하는 방안을 마련해야 하며, 축산업시장의 안정적인 산업 발전을 위해서는 투명한 가격정보 공개의 중요성을 강조했다.

< 표 1-1 > 농축산 관련 국내 선행연구

연도	연구자	연구결과
2008	강태훈	오이를 제외한 나머지 품목에서 유의적인 음(-)의 값을 가지고 있음
2008	윤병삼	소고기와 돼지고기의 가격변화율과 가격변동성에서는 계절성 및 요일효과가 확인됨
2021	허용준·권승구	현재 산지쌀값의 변동성에 전기의 시장충격과 과거의 변동성이 비슷한 비중으로 영향을 미치는

		것으로 나타남
2019	김민경·정지현	송아지가격의 변동성을 송아지생산안정제와 비대칭성을 고려한 모형을 설정하여 변동성을 분석한 결과 양의 상관관계가 있는 것으로 분석됨

김철현(2017)은 주요 소비 어종을 대상으로, 유통단계별 충격과 가격 변동성이 자체 가격에 어떠한 영향을 미치는지와 다른 유통단계로 전이가 되는지에 대한 여부를 확인하고, 전이효과가 존재한다면 그 방향이 어떠한지에 대해서 분석했다. 또한 변동성 비대칭성 분석을 통해 자체 가격과 각 유통 단계별 가격 사이에 비대칭성의 존재를 확인하고, 비대칭성에 가격하락이 변동성에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 분석 결과 오징어와 고등어는 자체 가격뿐만 아니라 도매가격과 소매가격 사이에서 쌍방향적인 충격 전이와 변동성 전이가 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 또한 변동성 전이효과 분석 결과는 가격 변동성이 높은 것으로 분석되었으며, 전기의 소매가격 하락이 현재 소매가격의 변동성을 비대칭적으로 증가시키는 것으로 나타났다. 따라서 소매가격의 하락이 우려되는 시점에 적절하게 수매사업 등 가격안정화 정책을 시행한다면 소매가격의 변동성 감소와 가격안정화에 효과적이라 제안하였다.

남종오·심성현(2015)은 신선 물오징어 소매가격에 대하여 변동성의 구조변화 시점과 비대칭성에 대한 검증을 실시하였다. 신선 물오징어 소매가격에 구조변화가 있음을 확인하였으며, 구조변화 전과 후의 모든 기간에서 비대칭성에 대한 레버리지효과가 존재하는 것으로 나타나, 신선 물오징어의 소매가격 변화율의 감소가 변동성에 더욱 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 그리고 GJR GARCH 모형과 EGARCH 모형 간 적합도 검정을 통해 구조변화 전후 모든 기간에서 GJRGARCH 모형이 더욱 적합한 모형인 것으로 분석되었다.

김철현(2019)은 고등어 도매 및 소매가격의 변동성 비대칭성에 관한 연구를 통해 가격 변동성의 확대는 가격 하락의 영향인지 가격 상승의 영향인지 규명하고, 변동성이 반감되는데 소요되는 기간을 추정하였다. TGARCH 모형을 사용하여 추정된 계수값을 바탕으로 변동성의 비대칭성과 변동성의 반감기를 도출하였다. 도매가격의 경우 전기 가격하락은 현재의 변동성을 더욱 증가시키는 지렛대(레버리지) 효과가 있음을 규명하였고, 변동성 반감기는 24일로 음의 충격이 발생했을 때 그 충격으로 인한 부정적인 효과가 반감되기까지는 약 한 달의 시간이 소요되는 것으로 나타났다. 반면 소매가격의 경우는 전기의 가격 상승이 현재의 변동성을 더욱 크게 증가시키는 역의 변동성 비대칭효과가 나타났으며, 변동성 반감기는 약 56일로 추산되어 도매가격에 비해 약 1달 정도 오래 걸리는 것으로 나타났다.

< 표 1-2 > 수산 관련 국내 선행연구

연도	연구자	연구결과
2017	김철현	오징어와 고등어는 자체가격 뿐만 아니라 도매가격과 소매가격 사이에 서로 쌍방향적인 충격 전이와 변동성 전이가 이루어지고 있는 것으로 나타났고, 소매가격 하락이 현재 소매가격의 변동성을 비대칭적으로 증가시킴
2015	남종오·심성현	신선 물오징어 소매가격에 구조변화 전·후 모든 기간에서 비대칭성 및 레버리지효과가 존재하는 것으로 분석됨, 모형간의 적합도 검정 결과 GJRGARCH 모형이 더욱 적합한 모형인 것으로 나타남
2019	김철현	고등어 가격은 변동성의 비대칭효과가 존재하며, 변동성 반감기는 도매가격에 비해 32일 정도 오래 걸리는 것으로 나타남

김홍배·정대성(2022)은 지 Coindesk와 Upbit의 비트코인 가격변화의 특

성을 분석하였다. 연구 결과 제약조건을 위배하지 않는 조건에서 Upbit와 Coindesk의 비트코인 가격변화를 설명하 GARCH류 모형은 다른 것으로 나타났다. Coindesk 시장에서 비트코인의 가격을 가장 잘 설명하는 모형은 우도비 검정 결과 EGARCH모형이 제시되었으며, Upbit 시장에서는 CGARCH모형이 제시되었다. 구조변화 시점을 분석한 결과 글로벌 규제가 상대적으로 적었던 2017년 전에는 Coindesk의 비트코인 가격에 대해 CGARCH모형이 적합하였으나, 글로벌 규제가 2차례 시행되었던 2017년 이후는 장단기 변동성을 구분하는 CGARCH모형이 적합한 것으로 나타났다. 비트코인 수익률의 변동성은 규제 및 가격하락을 야기하는 시장 부정적인 뉴스에 따른 비대칭성은 나타나지 않았다. 반면 Charles, Darne(2019)의 지적과 같이 거래소의 기술적 문제(공격 및 해킹 등)와 시장 내에서의 가격조정과 같은 원인은 비트코인 가격의 변동성을 야기하는 것으로 관찰되었다. 비트코인 가격변화를 분석하는데 있어 일반적인 GARCH모형은 설명력이 충분하지 않으며 각 시장별로 가장 적합한 모형을 확인하였다.

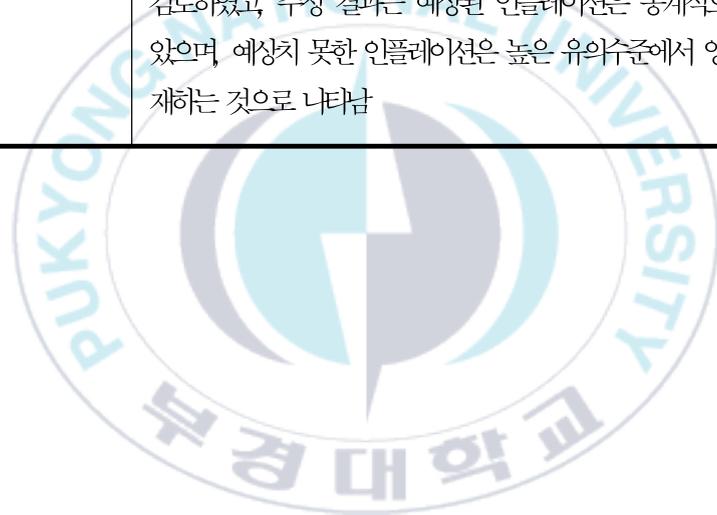
김경수·허익구(2012)는 호주, 싱가포르, 영국, 미국 4개의 선진국 주식시장 간의 비대칭적 변동성의 관련성을 글로벌 금융위기 전과 후로 기간을 나누어 분석하였다. 글로벌 금융위기이전에 미국, 영국, 호주, 싱가포르 주식시장 간의 비대칭적 변동성이 여러 방향으로 혼재되어 나타났지만, 금융위기 후에는 자국 시장에서 더욱 뚜렷하게 발견되었다는 것을 확인하였다

한성신(2005)은 상대가격 변동성에 대하여 인플레이션 불확실성이 미치는 영향에 대하여 연구하였다. 추정한 결과 예상된 인플레이션은 통계적으로 유의하지 않았으며, 예상되지 못한 인플레이션은 통계적으로 높은 유의수준에서 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났고, 인플레이션 불확실성은 통계적으로 유의미한 양의 관계가 나타났다. 즉, 예상되지 못한 인플레이션과 인플레이션 불

확실성의 확대는 변동성을 높이는 원인으로 나타났다.

< 표 1-3 > 수산 관련 국내 선행연구

연도	연구자	연구결과
2022	김홍배 장대성	거래소 공격 및 해킹, 도난 등 기술적 문제와 시장 내에서의 가격조정에 따른 비트코인 가격의 급등락이 발생하는 특징이 관찰됨
2012	김경수 허약구	비대칭적 변동성의 관련성을 글로벌 금융위기 전과 후로기간을 나누어 분석하여 글로벌 금융위기이전에 미국, 영국, 호주, 싱가포르 주식시장간의 비대칭적 변동성이 여러 방향으로 혼재되어 나타났지만, 금융위기 후에는 자국시장에서 더욱 뚜렷하게 발견되었다는 것을 확인함
2005	한성신	상대가격 변동성에 대하여 인플레이션 불확실성이 미치는 영향에 대하여 검토하였고, 추정 결과는 예상된 인플레이션은 통계적으로 유의하지 않았으며, 예상치 못한 인플레이션은 높은 유의수준에서 양의(+) 관계가 존재하는 것으로 나타남





[ 그림 1-1 ] 연구수행 체계도

## Ⅱ. 주요 냉동수산물 생산량 및 가격 현황 분석

### 1. 갈치 생산량 및 가격 현황 분석

갈치는 생김새가 긴 칼 모양이라 도어(刀漁), 칼치라 불리며 방언으로는 빈쟁이(통영), 풀치(전남 어린 갈치)가 있으며, 경남지역에서도 어린 갈치는 풀치라고 불린다. 조기장 농어목 갈치과의 어류로 최근 들어 고급 어종으로 분류되는 다핵성 대중어이다. 과거 갈치는 금어기와 TAC 제도가 시행되지 않아(“국립수산과학원” 조사에 따르면 전체 어획량의 80%가 미성어) 향문장 18cm 이하인 풀치까지 잡아드리는 무분별한 남획이 이루어졌다.

자원량 회복을 위해 2016년 5월(현재 갈치 금어기는 7.1~7.31일 1달간 시행 중)부터 금어기가 시행되었다. 규정상 포획금지 체장(갈치 성숙 체장은 25cm)을 넘겼지만 아직 산란기에 도달하지 못한 어린 개체들이어서 정부의 규정이 느슨해 큰 효과를 거두지 못하고 있다. TAC(갈치 2022년 총어획량 4만8909 톤으로 규제) 제도는 2022년 7월부터 시행되고 있지만 갈치는 정착성이 아닌 회유성 어종이기 때문에 우리나라 해역과 마주하고 있는 중국과 일본에서도 수산자원 보호를 위해서 TAC 제도 도입이 필요한 실정이다.

주 조업 시기는 9~12월이며, 주요 생산업종으로는 근해연승어업, 근해안강망어업, 쌍끌이대형기선저인망어업, 대형트롤어업, 서남해구쌍끌이중형저인망어업, 근해채낚기어업이 있다.

연근해 갈치 생산량은 2010년대 들어 3년을 주기로 감소세에서 증가하

는 경향을 보인다. 2014년 약 4만 7천 톤이 생산된 이후 감소하여 2016년에는 3만 2천 톤에 그쳤으며, 2017년 5만 4천 톤으로 증가 후 2년간 감소하는 양상을 보여왔다. 최근 3년 동안에도 과거 패턴과 마찬가지로 2020년에는 6만 6천 톤이 생산된 후 2년간 감소하여 2022년 생산량은 5만 4천 톤을 기록했다.



자료: 수산관측센터(<http://foc.re.kr>).

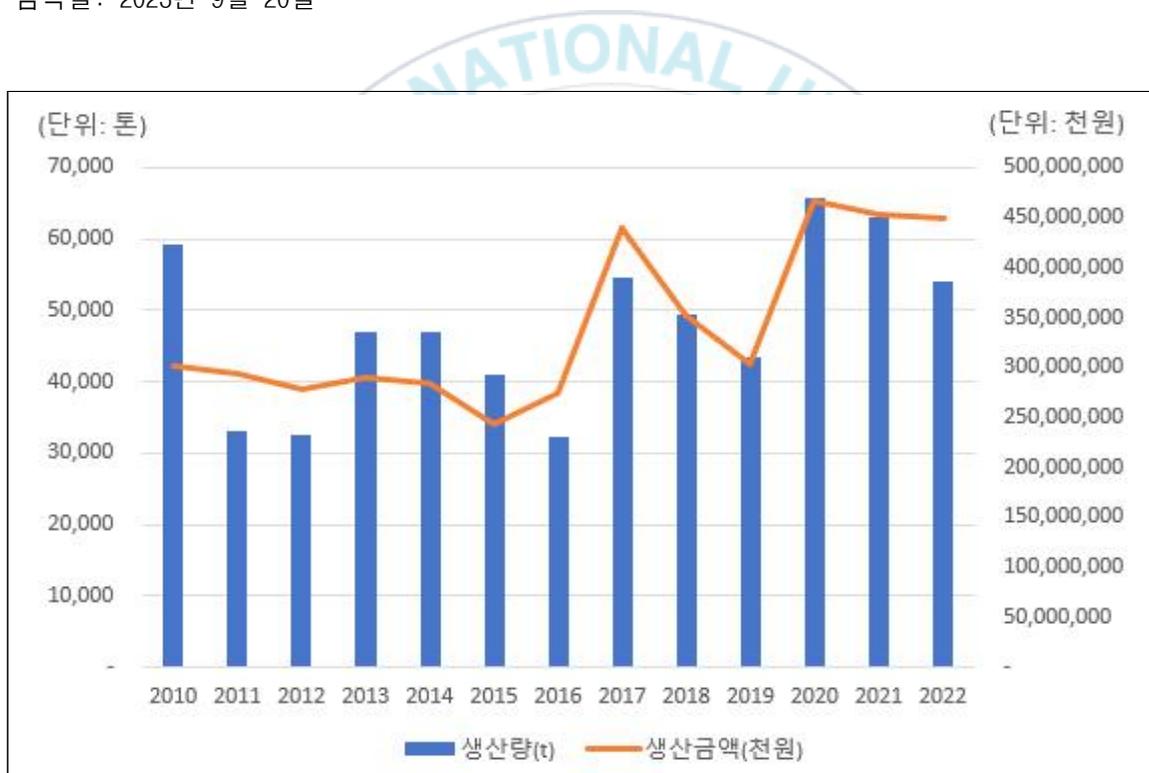
[ 그림 2-1 ] 갈치 주요 생산 방법

< 표 2-1 > 2010~2022 갈치 생산 현황

연도	생산량	생산금액
2010	59,242	300,903,156
2011	33,101	294,175,675
2012	32,526	278,847,717
2013	47,099	290,445,709
2014	46,930	283,545,191
2015	41,049	244,135,363

2016	32,331	274,200,697
2017	54,481	438,738,840
2018	49,450	351,995,221
2019	43,479	302,600,055
2020	65,719	466,030,782
2021	63,056	453,685,617
2022	54,000	449,826,405

자료: 국가통계포털(<http://kosis.kr>).  
 검색일: 2023년 9월 20일



자료: 국가통계포털(<http://kosis.kr>).

[ 그림 2-2 ] 연도별 갈치 생산량 및 생산금액

2011년 생산량은 2010년 대비 50%가량의 생산량 감소로 인해 냉동 갈치 소비자가격은 약, 4700원에서 9800원으로 109.8% 상승했고, 2020년에

는 기상악화로 인해 갈치가격은 2019년 대비 30%가량 상승했으며, 2021년에는 갈치 생산량이 증가하였음에도 소비자가격은 여전히 비싼 가격을 형성하고 있다. 국가 차원에서 물가를 안정시킨다는 관점으로 수매 비축 사업이 시행되었으나, 풍년임에도 상승한 갈치가격은 오히려 제주도 남부 해역에서 법을 악용하는 어업인에게는 불법어업에 불을 붙이는 행위가 되어버렸다. 외적 요인으로 최근에는 중국 내에서 갈치의 인기가 상승함에 따라 중국 어선의 불법어업으로 인해 갈치자원이 감소하고 어획량에 부정적인 영향을 미치고 있는 실정이다. 냉동 비율이 70%를 차지하는 갈치는 2022년 코로나로 인한 수요 감소와 산지가격 하락의 영향으로 물량이 쌓이면서 2021년 대비 10% 가격이 하락했고, 또 다른 수요 감소 요인으로 는 제주도 내 음식점의 갈치메뉴 가격이 너무 높아졌다는데서 찾아볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 품귀현상으로 인해 대형 갈치의 가격은 오히려 상승하고 있으며 10Kg당 12~13미의 경매가는 한 때 36~37만 원 까지 오르기도 했으며 크기에 집중되면서 가격 편차는 더욱 커지고 있다. 이와 같은 소비 부진이 계속된다면 어가 경영은 더욱 악화될 수 있다.

해양수산부는 3단계에 걸쳐 ‘수산물 수급 정보 종합 시스템’ 구축을 추진하고 있으며, 2019년부터 1단계 시스템을 운영 중 임에도 위와 같은 다양한 요인에 의해 가격 변동성이 지속되는 가운데 안정적인 수급 측면에서 도 대책이 필요하며, 하락 폭이 크게 확대되고 지속된다면 산업이 큰 위기에 봉착할 수 있기 때문에 정부의 적극적인 시장 개입과 시급한 대책 마련이 필요하다.



자료: 수산업관측센터.

[그림 2-3] 연도별 갈치 생산량 및 냉동 소비자가격

## 2. 고등어 생산량 및 가격 현황 분석

고등어는 다년성 회유성 어종으로 농어목 고등어과의 바닷물고기로 벽문어, 고도어, 고도리 등으로 불리우며, 어린 고등어는 고도리라 부린다. 대중적으로 소비되는 어종 중 하나로 “국민생선”이라는 별명을 얻을 만큼 소비자들의 선호도와 인식도가 높은 어종이다. 고등어는 자원량 회복을 위해 금어기는(2023년 금어기는 약 3달간 시행)는 2016년 5월을 기점으로 시작 되었으며, 시행 일수(20일)가 지나치게 짧다는 지적을 받았다. 대형 선망에서 잡아드리는 고등어의 40%이상의 비율로 미성어가 혼획 되며, 금지체장은 21cm이다. 고등어의 TAC 제도는 1999년부터 시행 되었으며, 어획량이 줄어 들기 시작하여 123,527t에서 현재 101,715t으로 설정량 또한 줄어들고 있다. 자원감소 및 한일어업협상 지연 등은 공급 측면에서 고등

어 생산에 부정적인 영향을 미치고 있다. 국가통계포털 어업생산동향 조사 결과 2010년부터 2019년까지는 평균 12만 톤 수준을 유지하고 있으나, 특히 2020년에는 45%가량 급감하였는데 이러한 고등어 생산량의 변동성 확대는 가격 변동성을 높이는 원인이 되기 때문에 다양한 매체에서 고등어 가격에 대한 우려를 표현하기도 한다.

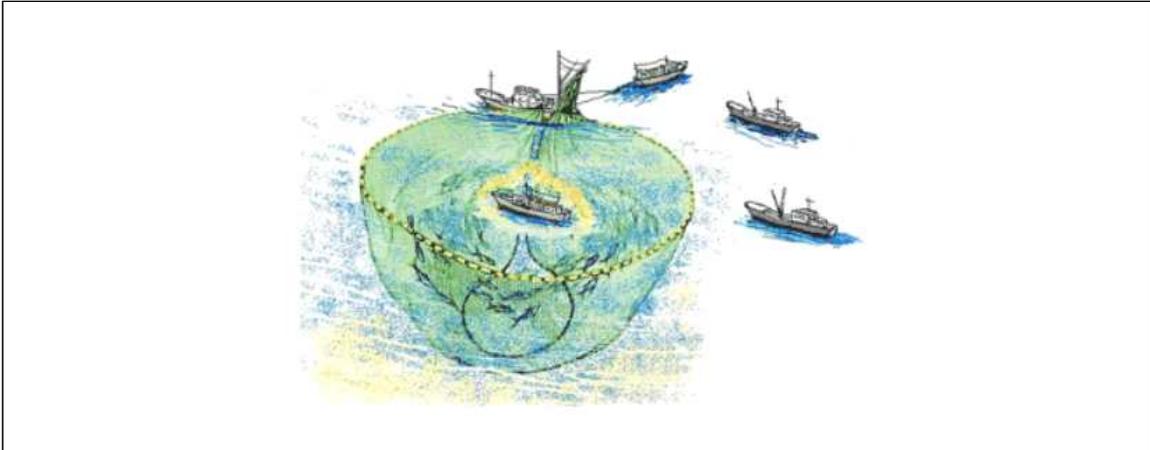
연중 어획되며, 주 조업은 10~12월에 이루어진다. 어획량이 가장 많은 시기는 11월이며, 주요 생산업종으로는 대형선망업이 있다.

< 표 2-2 > 2010~2022 고등어 생산 현황

연도	생산량	생산금액
2010	94,331	167,876,152
2011	138,729	287,794,231
2012	125,143	257,462,890
2013	102,114	191,958,387
2014	127,450	208,498,864
2015	131,735	204,804,942
2016	133,200	167,203,075
2017	103,870	130,142,047
2018	141,530	156,415,665
2019	101,121	129,607,780
2020	77,603	163,792,639
2021	122,170	194,376,615
2022	110,795	156,192,275

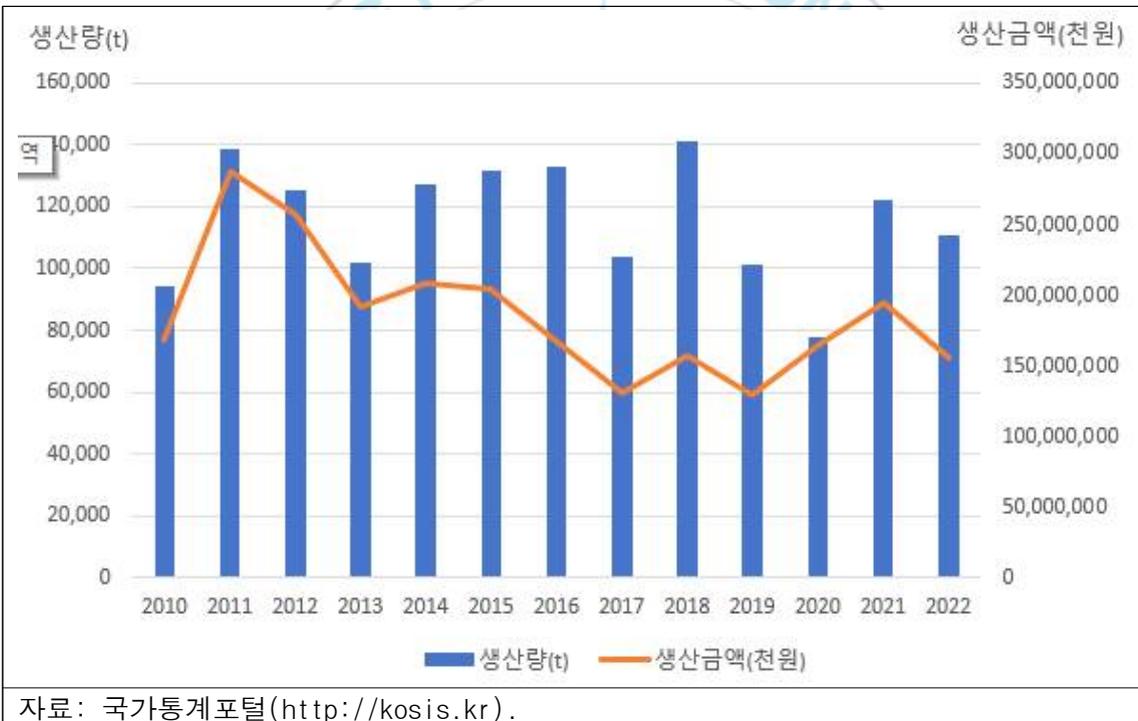
자료: 국가통계포털(<http://kosis.kr>).

검색일: 2023년 9월 20일



자료: 수산관측센터(<http://foc.re.kr>).

[ 그림 2-4 ] 고등어 주요 생산 방법



자료: 국가통계포털(<http://kosis.kr>).

[ 그림 2-5 ] 연도별 고등어 생산량 및 생산금액

또한 2010년을 기점으로 우리나라의 노르웨이산 고등어 수입량이 급격히 증가하여, 2018년에는 국내 고등어 시장의 30% 이상을 노르웨이산 고

등어에게 내어주었다(강효녕, 2019). 2021년 고등어 생산량은 2020년에 비해 어황이 개선되면서 10만여 톤을 넘었다. 1개월 단축된 금어기 및 자율휴어기 시행으로 조업일수가 전년보다 늘어난 영향도 컸다.

그러나 금어기가 끝난 직후 태풍 등 해황 악화로 원활한 조업이 이뤄지지 않았으며, 성어기에는 늘어나는 물량으로 인해 위판이 지연되면서 생산량이 평년보다는 다소 적었다. 이렇듯 현재 우리나라 고등어는 생산량 변동에 따른 높은 가격변동성과 노르웨이산 고등어의 수입 증가로 인한 가격경쟁력 약화 등의 요인으로 인해 어려움에 처해 있다. 이러한 우리나라 고등어의 가격 변동성 증가로 인한 가격경쟁력 약화는 어업인의 경영불확실성을 야기할 뿐만 아니라 국내산 고등어를 선호하는 소비자들의 구매력을 감소시킬 우려가 있다



[ 그림 2-6 ] 연도별 고등어 생산량 및 냉동 소비자가격

우리나라 소비자 물가는 2021년 3월을 기점으로 계속해서 상승하고 있다. 2022년 7월 기준으로 전년 동월 대비 6.3% 상승했고, 물가 변동을 나

타내는 냉동 고등어 물가지수 또한 증가 추세를 보임에 따라 국민 어종인 냉동 고등어 소비자가격도 이에 대응하여 움직일 수 있다. 요인변동에 따른 고물가 현상으로 국민 생선으로 불리는 고등어 가격마저 크게 치솟으며 물가를 위협하고 있다. 가격 변화는 소비자의 소비심리를 위축시키고 생산자의 판매 의사결정을 어렵게 하거나 소득 불안정을 일으킬 수 있으며 소비자의 구매력 저하의 원인이 될 수 있다. 따라서 가격 변동성에 대한 연구를 통해 정보를 제공한다면 이러한 문제를 다소 줄일 수 있을 것으로 기대된다.

### 3. 오징어 생산량 및 가격 현황 분석

살오징어는 연체동물문(Mollusca), 개안목(Oegopsida), 살오징어과(Ommastrephidae)에 속하는 두족류로써, 우리나라 연근해에서 주로 생산되는 오징어는 살오징어로, 근해채낚기어업, 대형트롤어업, 동해구중형트롤어업을 통해 어획된다. 주 어획 시기는 당해 9월부터 이듬해 1월이며 근해채낚기어업으로 어획된 오징어는 주로 활어 및 냉장의 형태로, 대형트롤어업 및 동해구중형트롤어업 등은 냉장, 냉동 상태로 유통된다.

오징어의 명태의 노가리, 갈치의 풀치와 같은 상황이 오징어에게도 벌어지고 있다. 오징어의 미성어는 총알오징어로 불리우며, 외투막이 12 cm 이상이면 불법 포획 기준에 걸리지 않는다는 것을 이용하여, 산란 기능을 갖추지 못한 새끼 오징어의 남획이 일어나고 있다. 현재 오징어의 자원량 감소는 심각한 수준이며, 1993년~2002년까지 연간 20만~25만톤을 유지했으나, 2005년부터 20만 톤의 벽이 허물어 졌으며, 2017년에는 약 8만 7천톤 까지 감소하였다. 또한, 2022년에는 약 3만 7천톤 까지 감소하여 20년 동안 85% 가량 감소하였다.

따라서 정부에서는 자원량을 회복하기 위해 TAC제도와 금어기를 시행하고 있다. 2007년부터 TAC 제도를 시행하고 있으며, 허용 어획량은 2012년 약 19만 톤에서 2020년에는 절반 수준인 약 10만톤 가량을 유지하고 있다. 또한, 금어기는 약 2달간 시행되고 있으며, 금지체장을 12cm에서 15cm 개정할 계획에 있다고 한다.

2003년 이후 어획량이 서서히 감소했지만 어가가 상승하면서 어업인들의 경영은 크게 악화되지는 않았지만, 실제 2003년 3729억원 수준이었던 살오징어 생산금액은 2017년 어획량이 급감 하였음에도 4926억원을 기록했다. 이후에도 어가는 높게 유지되어 연간 살오징어 생산금액은 4000억~500억 수준을 기록하고 있다. 하지만, 2022년 부터는 살오징어 생산 금액은 3000억원에 그쳐 있기 때문에 정부는 시급히 가격 안정화를 위한 정책을 시행할 필요가 있다 생각한다.

시간이 지남에 따라 어획량이 계속해서 감소하고 있으며 이는 중국과 북한의 공동어로협약의 영향으로 인해 북한 수역에서 조업하는 상당수 중국 저인망 어선들의 불법조업 성행, 최근 동해 냉수대 출현 등의 기후변화로 인한 어장형성 시기의변화, 우리나라 어선의 일본 EEZ내 조업실적 하락 등이 원인으로 보인다(남종오·심성현, 2015).

주 조업 시기는 8~12월이며, 주요 생산업종으로는 대형트롤어업, 동해 구중형트롤, 근해채낚기어업이 있다.

**< 표 2-3 > 년도별 물오징어 생산 현황**

연도	생산량	생산금액
2010	159,130	567,827,691
2011	171,643	693,641,997

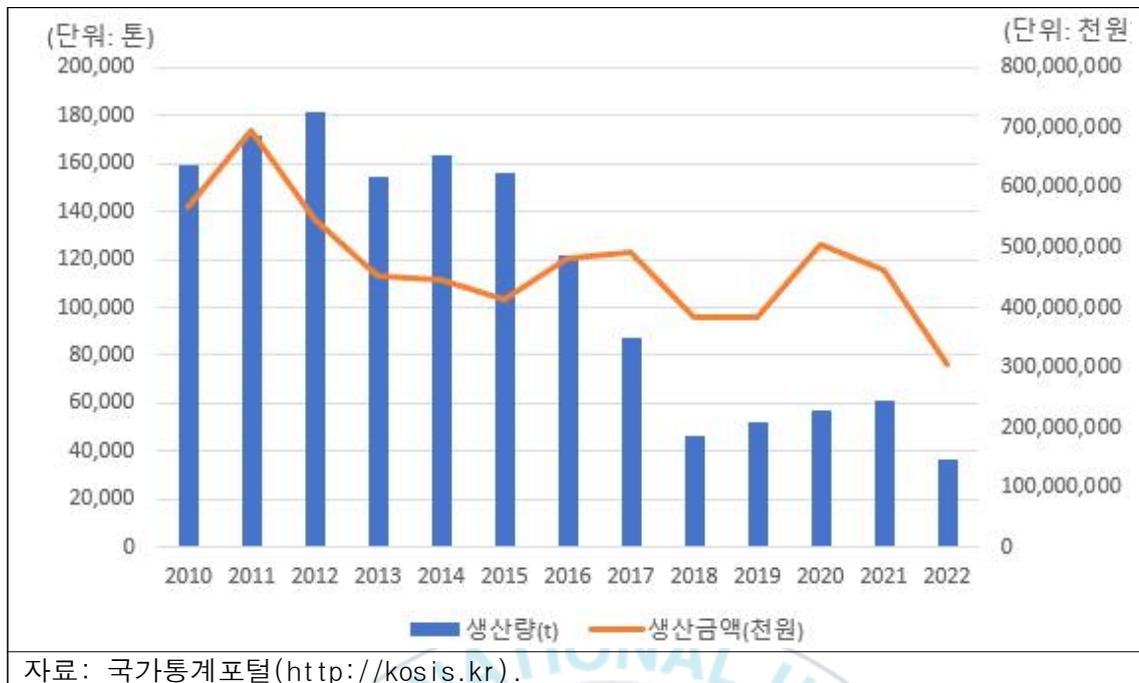
2012	181,408	548,876,240
2013	154,555	450,935,613
2014	163,896	444,527,589
2015	155,743	413,216,888
2016	121,691	483,121,866
2017	87,024	492,657,660
2018	46,274	382,055,218
2019	51,817	384,354,356
2020	56,989	506,153,386
2021	60,880	461,690,161
2022	36,549	305,919,409

자료: 국가통계포털(<http://kosis.kr>).  
 검색일: 2023년 9월 20일



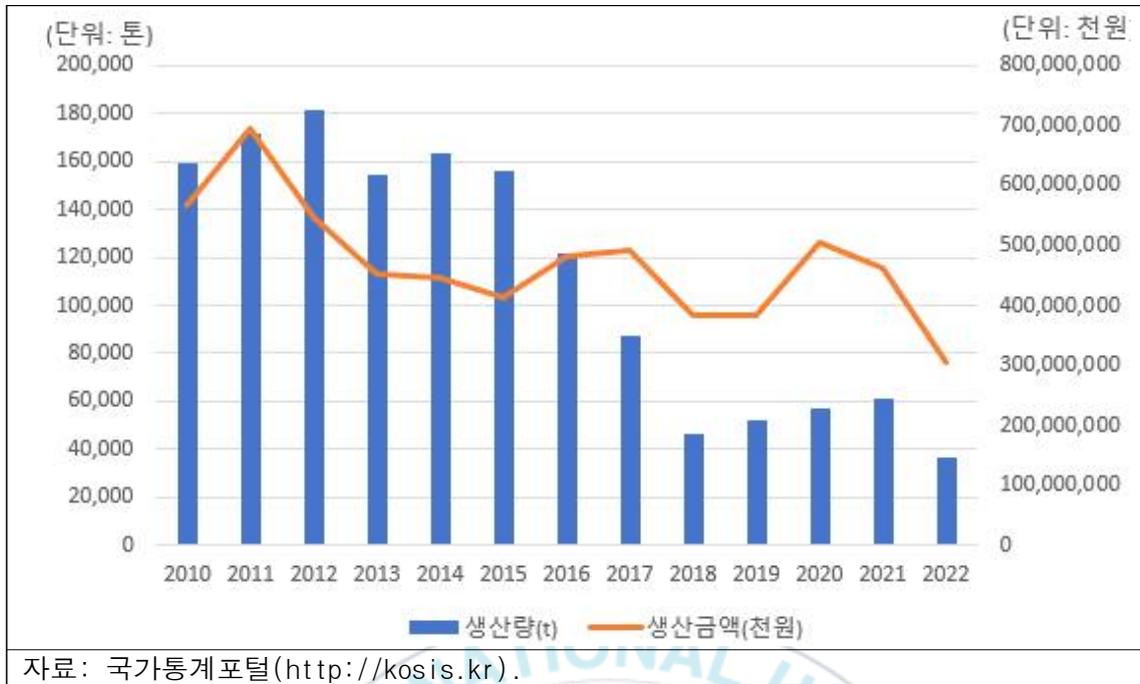
자료: 수산관측센터(<http://foc.re.kr>).

[ 그림 2-7 ] 오징어 주요 생산 방법



[ 그림 2-8 ] 연도별 오징어 생산량 및 생산금액

특히 오징어의 생산량은 2016년을 기점으로 이전과 비교해 급격하게 감소하였음을 알 수 있다. 그 결과 오징어의 가격 또한 그 시기에 맞추어 구조적인변화를 보이고 있다. 2014년 연 평균 1kg당 약 7천원 수준이던 오징어의 소매가격은 2019년 1kg당 1만3천원 수준인 1.8배로 상승했다. 자급률 또한 수입산에 의존하게 되면서 85.6%에서 202년 23.5%로 급락했다. 이처럼 오징어 가격의 구조적 변화의 움직임과 매년 4~5월의 금어기 등의 영향에 따른 오징어 가격의 가격변동성은 소비자의 소비패턴을 변화시켜 오징어 생산여가의 소득에 좋지 못한 영향을 초래할 뿐만 아니라 위판, 도매, 소매 관련 유통업자들의 계획 경영에도부정적 영향을 미칠 수 있어 결과적으로는 수산업의 후생 및 국내 산업 전체의 후생을 감소시키는 결과를 초래할 수 있다



[ 그림 2-9 ] 연도별 오징어 생산량 및 냉동 소비자가격



### Ⅲ. 추정모형

#### 1. 분석 방법

본 연구는 주요 소비자종의 냉동 소비자가격 변동성의 구조적 특성 분석을 위해 GARCH, EGARCH, TGARCH 모형을 추정하고자 한다. 먼저, 정부의 적극적인 물가 관리가 필요한 품목에 포함되어 있는 국내소비량 상위 10위 이내의 어종으로 계절성을 띄고 계획 생산이 불가능한 어종인 고등어, 갈치, 오징어를 분석대상품목으로 하였다.

GARCH 모형은 기존의 ARCH 모형 보다 모수의 제약을 완화하고 조건부 이분산의 예측에 과거 오차항의 제곱 값 뿐만아니라, 과거의 분산을 도입하는 등 진보한 모형으로, 시차가 하나만 있어도 ARCH 무한대 과정과 유사한 결과를 얻을 수 있다. 따라서 시계열의 자기상관 및 변동성 군집 현상을 설명하기 위해 보다 효과적인 GARCH류 모형들은 본 연구에 적합한 분석 모형으로 판단된다.

본 연구의 실증분석 과정은 다음과 같다. 1) 허구적 회귀현상이 발생하는 오류를 방지하기 위해 단위근 검정을 실시하여 시계열의 안정성 여부를 판단한다. 2) 적정 시차 선정을 위해 AIC, BIC, HQ 정보요인 기준으로 ARMA 모형을 설정한다. 3) 모형의 적합성을 검토하기 위해 Autocorrelation Lm 검정, ARCH-Lm 검정 및 Whiter 검정을 실시한다. 마지막으로 얻은 결과를 바탕으로 GARCH, EGARCH, TGARCH 모형을 적용하여 변동성 및 비대칭성에 대해 분석하였다.

이와 같이 가격변동에 대한 특성을 규명하는 것은 향후 수산물 가격의 예측모형 수립을 위한 초석이 될 뿐만 아니라, 더 나아가서는 정책 당국

의 가격안정화 정책 수립을 위한 기초 자료 제공 및 정책효과를 평가하는데 있어서도 유용할 수 있다.

## 2. ARCH

금융 시계열 자료의 자산 가격의 변동에서 흔히 관찰되는 시계열의 의존성을 모형화한 ARCH<sup>1)</sup> 모형은 시간에 따라 변하는 변동성을 모형화하는 과정에서 분산이 시점  $t$ 에 의존하므로,  $t-1$ 기까지의 정보를 바탕으로 변동성을 측정하는 조건부 분산이 예측오차를 줄이는 장점을 가지게 된다.

$$R_t = E(R_t | \psi_{t-1}) + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = \sigma_t \mu_t$$

여기서  $R_t$ 는  $t$ 기의 해당 수산물 가격에 대한 월별 가격변화율이며,  $\psi_{t-1}$ 는  $t-1$ 기까지의 정보의 집합,  $\mu_t$ 는 평균이 0, 분산이 1인 i.i.d 확률변수이다. 이러한 조건부 모형은 분산이 시간에 걸쳐서 변화하는 특징을 포착할 수 있는데, 구체적으로 ARCH 모형은 조건부 분산의 시계열 의존성이 다음과 같이 AR(p) 과정의 형태를 가정한다.<sup>2)</sup>

$$\sigma_t^2 = \theta + \sum_{k=1}^p \alpha_k \epsilon_{t-k}^2$$

1) 일반적으로 경제 시계열들의 종속구조는 분산값이 자신의 과거값(auto)에 조건부(conditional)로 의존하는 '이분산(heteroskedasticity) 현상'이 발생하게 된다.

예를 들어, 현재의 분산이 과거의 분산과 조직적인 관계를 지니고 있는 '군집현상'은 이분산의 대표적인 예라 할 수 있다.

2) 여기에서 조건부 분산이 양(+)이 되기 위한 조건은  $\theta, \alpha_k \geq 0$ 인, 모수제약이 필요하다.

### 3. GARCH

하지만 이러한 ARCH(p) 모형을 추정하는 경우 시차(p)를 크게 설정해야 하는 경향이 있다. 그 대안으로 Bollerslev(1986)는 ARCH 모형을 일반화하는 GARCH(Generalized ARCH) 모형을 제시하였다. ARCH 모형과 달리, GARCH 모형은 변동성의 시계열 의존성, 즉 자기상관을 표현하는 데 있어서 모수의 수를 줄일 수 있다는 장점을 지니고 있다.

$$R_t = E(R_t | \psi_{t-1}) + \varepsilon_t \text{-----} (1)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \text{-----} (2)$$

$$\sigma_t^2 = \theta + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^q \beta_k \sigma_{t-k}^2 \text{-----} (3)$$

ARCH 모형에서와 같이  $R_t$ 는 t기의 해당 수산물 가격에 대한 월별 가격변화율이며,  $\psi_{t-1}$ 는 t-1기까지의 정보의 집합,  $\mu_t$ 는 평균이 0, 분산이 1인 i.i.d 확률변수이다. GARCH(1,1) 모형에서 분산이 양(+)이고 안정성 조건(stationarity condition)을 만족하기 위한 조건은  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 이어야 한다.  $\alpha_1 + \beta_1$ 을 지속성 모수(persistency parameter)라고 정의되며,  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ 이 될 때는 Integrated GARCH(IGARCH) 모형으로 분석하며, 충격의 지속성이 영원히 지속되는 특성을 가지게 된다.<sup>3)</sup> GARCH(1,1)과정 또한 일정하다는 조건을

---

3)  $\alpha_1$ 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 현재 발생한 변동성이 계속 지속될 가능성이 높다고 할 수 있다(김명직, 장국현공저, 금융시계열분석, 2004(제2

가질 때 정규분포가 아닌 첨도가 양의 값인 뾰족한 형태로, 왜도는 0보다 크거나 작은 꼬리가 두터운(fat-tailed) 첨예분포(leptokurtic) 구조를 가진다. 이는 특정 시기에 있어서 자산가격의 변화율 또는 수익률에 큰 변동성이 발생할 때, 다음 시점에서 커다란 변동성이 발생할 수 있다는 것을 의미하며, 과거의 정보는 지속적으로 반영되고 있다는 것을 의미한다.

## 4. EGARCH

EGARCH 모형은 Nelson(1991)에 의해 소개되었는데, 그 주된 이유는 GARCH 모형의 모수 가정 끝에 분산을 0보다 크게 하기 위하여 모수들은 모두 양수가 되어야 한다는 가정을 완화시키기 위한 것이었다. 즉, 이러한 가정은 조건부 분산 과정을 필요 이상으로 제한할 가능성이 있는데, 변수 간 음(-)의 상관관계를 고려하지 않는 단점이 있다<sup>4)</sup>.

$$R_t = E(R_t | \psi_{t-1}) + \varepsilon_t \text{-----} (1)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \text{-----} (2)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \theta + \beta \ln \sigma_{t-1} + \gamma (|\xi_{t-1}| \omega \xi_{t-1}) \text{-----} (3)$$

$R_t$ 는 t기의 해당 수산물 가격에 대한 월별 가격변화율이며,  $\psi_{t-1}$ 는 t-1기까지의 정보의 집합,  $\mu_t$ 는 평균이 0, 분산이 1인 i.i.d 확률변수를 의미하지만, ARCH나 GARCH 모형과의 차이점은 분산식에 있다. 즉, 변수  $\omega, \gamma$ 는 파라미터이다.  $\omega$ 가 음

---

판), p. 221~222).

4) EGARCH 모형에 대한 설명을 위해, “김명직·장국현 공저(2004), 전계서, p. 229~237”을 참조하였다.

(-)의 값을 갖는 경우 전 시차에서 가격변화율이 큰 폭으로 하락하면 현재의 변동성에 영향을 미치게 된다.

$$\xi_{t-1} < 0 \text{이면, } \frac{\partial \ln \sigma_t^2}{\partial \xi_{t-1}} = \omega - \gamma \text{이고, } \xi_{t-1} > 0 \text{이면 } \frac{\partial \ln \sigma_t^2}{\partial \xi_{t-1}} = \omega + \gamma \text{ ----- (4)}$$

이때, EGARCH 모형의 변동성은 충격의 부호에 따라 비대칭적으로 반응하게 된다. 그러므로  $\omega = 0$ 이라는 귀무가설의 검정을 통하여 비대칭적 효과의 존재여부를 검정하게 된다. 가설검정에서  $\omega < 0$  일 경우는, 음(-)의 충격이 같은 크기의 양(+)의 충격에 비하여 변동성에 훨씬 더 큰 영향을 미치는 비대칭적인 효과를 나타낸다. 이러한 비대칭적 정보효과를 일반적으로 ‘레버리지 효과(leverage effect)’ 즉 지렛대 효과라 일컫는다.

#### 4. TGARCH

$R_t$ 는 t기의 해당 수산물 가격에 대한 월별 가격변화율이며,  $\psi_{t-1}$ 는 t-1기까지의 정보의 집합,  $\mu_t$ 는 평균이 0, 분산이 1인 iid 확률변수를 의미하지만, 비대칭적 변동성을 분석할 수 있는 다른 모형인 TGARCH 모형은 다음과 같다.

$$R_t = E(R_t | \psi_{t-1}) + \varepsilon_t \text{ ----- (1)}$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \text{ ----- (2)}$$

$$\sigma_t^2 = \theta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \text{ ----- (2)}$$

$$d_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \text{-----} (2)$$

TGARCH 모형은  $\varepsilon_{t-1} < 0$  일 경우  $d_{t-1} = 1$  이고,  $\varepsilon_{t-1} > 0$  일 경우  $d_{t-1} = 0$  과 같이 변동성의 비대칭성을 모형화 하였다. 기대하지 않은 충격이 양(+ )인 경우 긍정적인 정보를 의미하고, 반대로 음(-)의 충격은 부정적인 정보를 의미하며 조건부 분산에서 서로 다른 효과를 가진다. 긍정적 정보는 조건부분산에  $\alpha$  의 효과만 주는 반면, 부정적 정보는  $\alpha + \gamma$  만큼의 효과를 주게 된다. 따라서  $\gamma \neq 0$  인 경우 변동성에 대한 충격의 효과는 비대칭성을 가지게 되며,  $\gamma > 0$  인 경우 레버리지 효과가 존재함을 의미한다. 또한 변동성의 비조건부분산  $\sigma^2$  으로부터  $|\sigma_t^2 - \sigma^2|$  만큼의 이탈이 발생했을 경우 이 충격이 절반으로 회귀하는데 소요되는 시간을 변동성 충격의 반감기 혹은 변동성의 반감기라 할 때  $(\alpha + \frac{1}{2}\gamma + \beta)^j = 0.5$  를 만족하는  $j$  값은 변동성 반감기가 된다(Glosten·Jagannathan·Runkle, 1993; 김성아·김영재, 2008).

## IV. 실증분석

### 1. 자료분석

본 연구의 분석 대상은 해양수산부에서 가격안정 관리 대상품목 (Basket)'으로 지정한 국내 소비량 기준 상위 10위 이내의 어종인(대중성 어종)으로, 계절에 따라 생산량이 급격히 변동하며(계절성), 계획 생산이 불가능한 갈치, 고등어, 오징어를 분석 대상으로 하였다.

5) 분석자료는 농산물유통정보(KAMIS)에서 제공하는 2019년 1월 2일부터 2023년 08월 31일까지의 일별 냉동 6) 소비자가격(대, 중, 소별 마리당 평균 가격)을 이용하였다. 분석을 위해 명목가격이 아닌 국가통계포털에서 제공하는 소비자물가지수를 이용하여 물가상승률의 영향을 제외한 실질가격으로 변환한 후 분석을 실시하였다. 또한 시계열 자료의 특성인 불안정성을 회피하고, 본 연구의 목적인 가격 변동성 및 비대칭성에 대한 특성 분석과 부합하기 위해 로그를 취하여 원자료인 가격을 다음과 같이 가공하여 분석을 실시하였다.

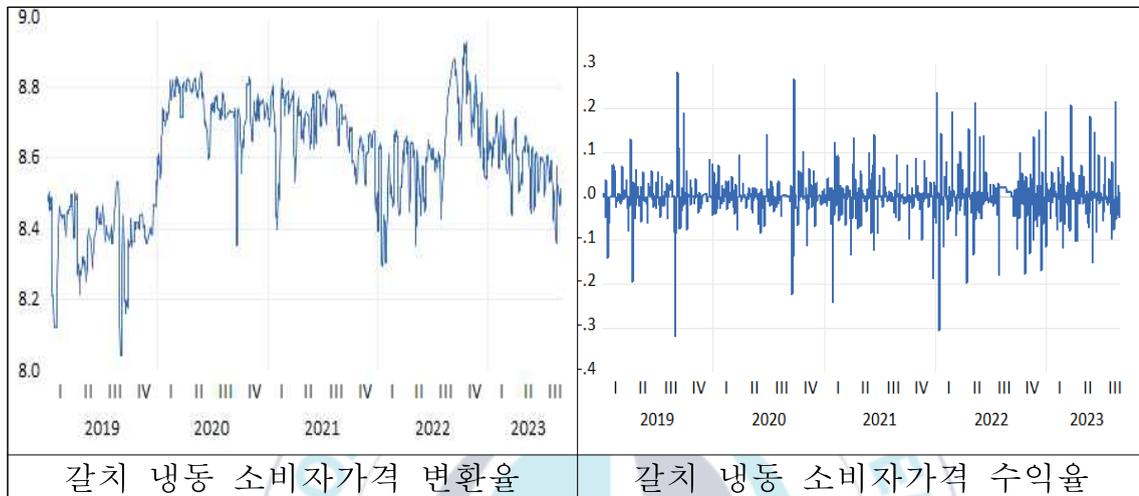
$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \cong \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

[ 그림 4-1 ]은 본 연구의 분석 대상 중 갈치의 냉동 소비자가격의 변화율과 수익율을 그래프로 나타낸 것이다. 전체적으로 추세는 일정하지만, 일시적으로 가격변동이 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 갈치 냉동 소비

5) 분석자료: 결측치의 경우 내삽법으로 보완

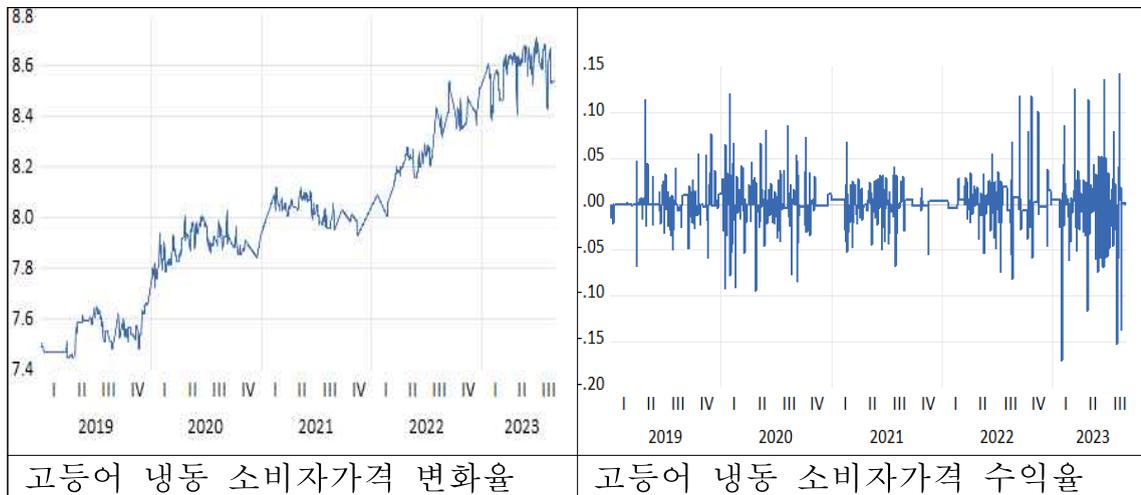
6) 소비자 가격 데이터: 토, 일을 제외한 일별 가격자료임

자가가격의 수익율을 보면 2019년부터 2022년까지는 진폭이 상하로 크게 진동하고 있으며 가격변동이 심하게 나타나고 있다. 2023년부터는 전년 대비 진동폭이 감소하였고 가격변동이 비교적 완화되어 가고 있는 것을 볼 수 있다.



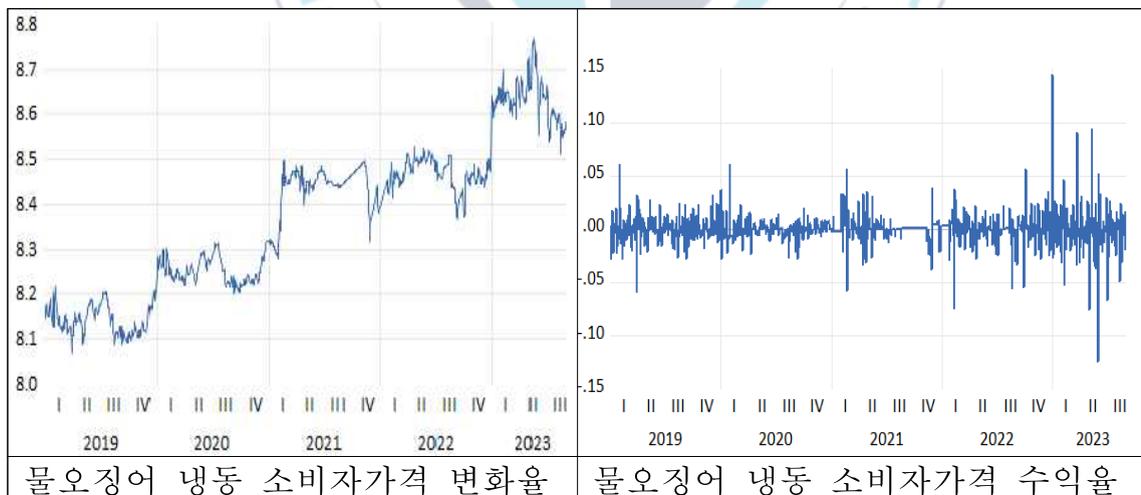
[ 그림 4-1 ] 가치 냉동 소비자가격 변화율 및 수익율

[ 그림 4-2 ]는 고등어의 실질 냉동 소비자가격의 변화율과 수익율을 그래프로 나타낸 것이다. 전체적으로 우상향하고 있는 형태를 확인할 수 있다. 수익률을 보면 2020년을 기점으로 변동성이 상당히 줄어들고 있지만 2022년부터 현재까지 변동성은 더욱 확대되고 있는 형태이다.



[ 그림 4-2 ] 고등어 냉동 소비자가격의 변화율 및 수익율

[ 그림 4-3 ]은 물오징어의 실질 냉동 소비자가격의 변화율과 수익율을 그래프로 나타낸 것이다. 전체적으로 우상향하고 있는 형태를 확인할 수 있다. 수익률을 보면 2019년 10월을 기점으로 변동성은 장기간 줄어드는 형태이지만 2021년 6월부터 현재까지 변동성은 더욱 확대되고 있는 형태이다.



[ 그림 4-3 ] 물오징어 냉동 소비자가격의 변화율 및 수익율

## 2. 냉동갈치

### 가. 기초통계량

냉동 갈치 소비자가격 변화율의 기초통계량을 보면, 표본의 평균은 약 8.60, 최댓값은 8.63, 최솟값은 8.93으로 나타났으며, 표준편차는 0.16, 왜도는 음의 값 첨도는 양의 값으로 나타났다. 부적 편포로 뾰족한 형태를 가지고 있으며 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 검정 통계량이 1% 통계적 유의수준 하에 유의미한 값을 가지기 때문에 ‘실증 분포가 정규분포 한다.’는 귀무가설을 기각하고 있는 것으로 확인되었다.

소비자가격 수익율의 기초통계량에서는 평균은 0%, 표준편차는 약 4%로 나타났으며 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 검정 통계량이 1% 통계적 유의수준 하에 유의미한 값을 가지기 때문에 ‘실증 분포가 정규분포 한다.’는 귀무가설을 기각하고 있는 것으로 확인되었다.

< 표 4-1 > 냉동 갈치 소비자가격의 기초통계량

구분	소비자가격 변화율	소비자가격 수익율
평균	8.6022	-1.09E-05
중앙값	8.6289	0.0000
최댓값	8.9305	0.2840
최솟값	8.0438	-0.3203
표준편차	0.1618	0.0441
왜도(Skewness)	-0.6292	-0.0746
첨도(Kurtosis)	2.8998	15.4910
Jarque-Bera (P-Value)	80.8055*** (0.0000)	7906.4140*** (0.0000)

주:\*\*\*은 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

## 나. 단위근 검정

시계열 자료의 안정성과 단위근이 있는지를 확인하기 위해 ADF, PP 검정을 실시하였다. 본 시계열 자료는 위의 그림에서 추세가 없는 것으로 확인되었지만 보다 명확한 결과를 확인하기 위해 절편만 포함, 절편과 추세를 모두 포함한 두 경우의 결과값을 도출하였다. 추세가 없다는 가정하에 냉동갈치 소매가격 시계열 자료를 ADF, PP 검정한 결과는 통계적으로 1%의 유의수준에서 ‘단위근이 존재한다’는 귀무가설을 기각하여 안정적인 시계열 자료로 판정되었다. 따라서 허구적 회귀 현상이 발생할 우려가 없는 것으로 판단된다.

< 표 4-2 > 냉동 갈치 소비자가격의 단위근 검정

구분			소비자가격 변화율	소비자가격 수익율
절편	ADF	t-stat	-3.7381***	-20.8223***
		Prob	(0.0037)	(0.0000)
	PP	t-stat	-4.2373***	-44.3529***
		Prob	(0.0006)	(0.0001)
절편&추세	ADF	t-stat	-3.8462**	-20.81795***
		Prob	(0.0146)	(0.0000)
	PP	t-stat	-4.4764***	-44.6870***
		Prob	(0.0017)	(0.0000)

주:\*\*\*은 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

## 다. 적정시차 선정

ARMA 모형(Box and Jenkins1976)의 적정 시차를 선정하였다. 적정 시차 선정 기준은 AIC, BIC, HQ 정보요인을 이용하였다. 각 정보요인의

수치가 적을수록 모형의 적합도가 높다고 할 수 있는데, 시차선정 결과 AIC 기준 ARMA(2,5) BIC 기준 ARMA(0,5) HQ 기준 ARMA(1,5)의 결과가 나왔으며 각 정보요인에 따라라 AR항에서는 모두 다른 시차로 선정되었으며 이동평균 모형인 MA항에서는 모두 5시차로 선정되었다.

**< 표 4-3 > ARMA 모형 AIC 정보요인 결과**

AIC						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-3.40210	-3.40120	-3.39966	-3.39812	-3.40481	-3.46853
1	-3.40122	-3.43024	-3.43576	-3.43926	-3.45530	-3.47259
2	-3.39965	-3.43717	-3.44535	-3.44886	-3.45954	<b>-3.47357*</b>
3	-3.39801	-3.44359	-3.44698	-3.41177	-3.46445	-3.47211
4	-3.40471	-3.45259	-3.45120	-3.46553	-3.46389	-3.47105
5	-3.45526	-3.45493	-3.46018	-3.46423	-3.46707	-3.46949

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

**< 표 4-4 > ARMA 모형 BIC 정보요인 결과**

BIC						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-3.39371	-3.38861	-3.38287	-3.37714	-3.37962	<b>-3.43915*</b>
1	-3.38863	-3.41345	-3.41477	-3.41408	-3.42592	-3.43902
2	-3.38286	-3.41618	-3.42017	-3.41948	-3.42596	-3.43580
3	-3.37702	-3.41840	-3.41760	-3.41048	-3.42668	-3.43014
4	-3.37953	-3.42321	-3.37276	-3.42776	-3.42192	-3.42489
5	-3.42589	-3.42136	-3.42241	-3.42226	-3.4209	-3.41913

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

**< 표 4-5 > ARMA 모형 HQ 정보요인 결과**

HQ						
----	--	--	--	--	--	--

p/q	0	1	2	3	4	5
0	-3.39894	-3.39647	-3.39334	-3.39022	-3.39533	-3.45747
1	-3.39648	-3.42392	-3.42786	-3.42978	-3.44424	-3.45996*
2	-3.39333	-3.42927	-3.43587	-3.4378	-3.4469	-3.45935
3	-3.39011	-3.43411	-3.43592	-3.43141	-3.45023	-3.45631
4	-3.39523	-3.44153	-3.43856	-3.45131	-3.44809	-3.45367
5	-3.44420	-3.44230	-3.44596	-3.44843	-3.44969	-3.45053

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

ARMA(2,5) 모형은 5%유의 수준에서 적정 시차 계수 값이 유의 하지 않은 결과가 나왔다. ARMA(1,5) 모형과 ARMA(0,5) 모형은 5% 유의수준에서 적정 시차 계수 값이 유의한 결과가 나타났으며 모형의 유의성을 의미하는 F-통계량의 P-값 역시 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 변동성 확인을 위해 ARMA(1,5) 모형과 ARMA(0,5) 모형을 평균 방정식으로 채택하여 GARCH류 모형을 설계하였다.

< 표 4-6 > ARMA(2,5) 모형 정보기준 결과

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	6.06E-05	0.000533	0.113799	0.9094
AR(2)	0.2391*	0.1299	1.840483	0.0659
MA(5)	-0.2401**	0.0220	-10.8876	0.0000
R-squared	0.0800	Mean dependent var		-1.09E-05
Adjusted R-squared	0.0739	S.D. dependent var		0.04410
S.E. of regression	0.0424	Akaike info criterion		-3.4735
Sum squared resid	2.1740	Schwarz criterion		-3.4358
Log likelihood	2120.9310	Hannan-Quinn criter.		-3.4593
F-statistic	13.1348	Durbin-Watson stat		2.0001
Prob(F-statistic)	0.0000			

주: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함

< 표 4-7 > ARMA(0,5) 모형 정보기준 결과

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	4.76E-05	0.0006	0.0812	0.9352
MA(5)	-0.2183***	0.0216	-10.0818	0.0000
R-squared	0.0800	Mean dependent var		-1.09E-05
Adjusted R-squared	0.0739	S.D. dependent var		0.0441
S.E. of regression	0.0424	Akaike info criterion		-3.4735
Sum squared resid	2.1740	Schwarz criterion		-3.4358
Log likelihood	2120.9310	Hannan-Quinn criter.		-3.4593
F-statistic	13.1348	Durbin-Watson stat		2.0001
Prob(F-statistic)	0.0000			

주: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함

< 표 4-8 > ARMA(1,5) 모형 정보기준 결과

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	4.76E-05	0.0005	0.0812	0.9352
AR(1)	0.3337***	0.0816	4.0878	0.0000
MA(5)	-0.2183***	0.0216	-10.0818	0.0000
R-squared	0.0800	Mean dependent var		-1.09E-05
Adjusted R-squared	0.0739	S.D. dependent var		0.0441
S.E. of regression	0.0424	Akaike info criterion		-3.4735
Sum squared resid	2.1740	Schwarz criterion		-3.4358
Log likelihood	2120.9310	Hannan-Quinn criter.		-3.4593
F-statistic	13.1348	Durbin-Watson stat		2.0001
Prob(F-statistic)	0.0000			

주: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함

## 라. 모형의 자기상관 및 이분산 검정

ARCH류 모형으로 확장하기 위해서는 자기상관이 존재하지 않고, 이분산이 존재해야 하는데, 이를 검정하기 위해 Autocorrelation LM 검정,

ARCH-LM검정 및 White검정을 실시하였다. 모든 모형은 자기상관이 없고 동분산이 존재하지 않으며, ARCH-LM 검정에서 5시차 일때 귀무가설을 기각하여 ARCH효과가 있는 것으로 나타났다. 따라서 모든 모형은 ARCH류 모형으로의 확장이 필요함을 알 수 있었다.

<표 4-9 > ARMA(0,5) 모형 자기상관 및 이분산 검정

ARMA(0,5)						
Lag	Autocorrelation LM	P-Value	ARCH-LM	P-Value	White	P-Value
0	-	-	-	-	4.3273***	0.0000
1	4.2385***	0.0397	0.4018	0.5263	-	-
2	3.8227**	0.0221	0.6371	0.5290	-	-
3	2.6842**	0.0454	0.7408	0.5277	-	-
4	2.3069*	0.0563	1.3992	0.2320	-	-
5	1.8502	0.1003	14.0311***	0.0000	-	-

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

주2: Autocorrelation LM 검정의 귀무가설은 '자기상관이 존재하지 않는다.' 임.

주3: ARCH-LM 검정의 귀무가설은 'ARCH효과가 존재하지 않는다.' 임.

주4: White 검정의 귀무가설은 '동분산이다.' 임.

<표4-10 > ARMA(1,5) 모형 자기상관 및 이분산 검정

ARMA(1,5)						
Lag	Autocorrelation LM	P-Value	ARCH-LM	P-Value	White	P-Value
0	-	-	-	-	3.7116	0.0000***
1	-	-	0.3881	0.5334	-	-
2	1.3648	0.2558	0.5338	0.5865	-	-
3	0.9265	0.4272	0.6633	0.5746	-	-

4	1.0803	0.3647	1.4069	0.2294	-	-
5	1.2315	0.2919	14.8296***	0.0000	-	-

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

주2: Autocorrelation LM 검정의 귀무가설은 '자기상관이 존재하지 않는다.' 임.

주3: ARCH-LM 검정의 귀무가설은 'ARCH효과가 존재하지 않는다.' 임.

주4: White 검정의 귀무가설은 '동분산이다.' 임.

## 마. GARCH류 모형의 추정 결과

GARCH 모형의 분산방정식 추정 결과는 다음과 같으며 ARMA(1,5)과 ARMA(0,5) 모형은  $\alpha$ ,  $\beta$  추정계수가 각 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 지속성 모수는 각 0.9109, 0.9087로 1에 근접한 값으로 나타났다. 즉 조건부 분산의 추정 식이 안정적이며, 변동성 충격이 일정 기간 지속되고 있음을 알 수 있다. 분석 결과 가격 변동성이 일시적인 현상이 아니라 상당 기간 지속될 수 있다고 해석할 수 있다.

<표 4-11 > GARCH(1,1)모형 추정결과

GARCH(1,1)				
평균방정식				
구분	ARMA(1,5)		ARMA(0,5)	
C	0.0006	0.1416	0.0006	0.2777
AR(1)	0.4784***	0.0000	-	-
MA(5)	-0.1654***	0.0000	-0.2361***	0.0000
분산방정식				
C	0.0002***	0.0000	0.0002***	0.0000
$\alpha(\theta_1)$	0.0711***	0.0000	0.0696***	0.0000
$\beta(\xi_1)$	0.8397***	0.0000	0.8392***	0.0000
$\alpha + \beta$	0.9109		0.9087	

Log likelihood	2149.059	2145.948
----------------	----------	----------

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

GARCH 모형은 양의 충격에 과대평가 되고 음의 충격에는 과소평가 되는 경향이 있기에 음의 충격 변동성 및 비대칭성을 확인하기 위해 ARMA(1,5) 와 ARMA(0,5) 모형을 EGARCH 모형의 평균방정식으로 추정하였다. 두 모형은 추정결과, 모든 계수가 1% 유의수준하에 유의한 것으로 나타났다.  $\gamma$  계수는 각 -0.1837, -0.2046으로 나타나 레버리지효과가 있다고 해석할 수 있다.

< 표 4-12 > EGARCH(1,1) 모형 추정 결과

EGARCH(1,1)				
평균방정식				
구분	ARMA(1,5)		ARMA(0,5)	
C	-0.0006	0.4612	0.0007	0.4125
AR(1)	0.3248***	0.0081	-	-
MA(5)	-0.1750***	0.0000	-0.2014***	0.0000
분산방정식				
$C(\omega)$	-0.7294***	0.0000	-0.6396***	0.0000
$[\text{RESID}(-1) \text{GARCH}(-1)^{1/2}] = \alpha$	0.1023***	0.0000	0.0782***	0.0000
$\text{REISD}(-1)/\text{GARCH}(-1)^{1/2} = \gamma$	-0.1837***	0.0000	-0.2046***	0.0000
$\ln[(\text{GARCH}(-1))] = \beta$	0.8952***	0.0000	0.9069***	0.0000
Log likelihood	2183.218		2183.203	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

변동성의 비대칭성과 반감기를 알아보기 위해 ARMA(1,5) 모형과 ARMA(0,5) 모형을 TGARCH모형의 평균방정식으로 이용하여 추정하였

다. 두 모형 추정결과, 모든 계수가 1% 유의수준 하에서 유의한 것으로 나타났다. 변동성의 비대칭성을 판단하는  $\gamma$  계수는 각 0.1854, 0.1803로 나타나 전날 가격하락이 현재의 변동성에 영향을 미치고 있음을 확인하였으며, 각  $16\%(\alpha+\gamma)$  정도 현재의 변동성을 증가시키고 있는 것으로 나타났다. 따라서 전일 가격 상승보다는 하락이 변동성에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 음의 충격이 변동성을 증가시키는 지렛대(레버리지) 효과가 존재하고 있음을 의미한다. 변동성 충격의 지속성을 판단하는  $\alpha + \frac{1}{2}\gamma + \beta$  값은 1보다 작은 각, 0.9295, 0.9263으로 추정되어 안정적인 모형이 추정되었음을 확인할 수 있고, 한번 발생한 변동이 상당히 오래 지속될 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 변동성 지속성 파라미터를 이용하여 비조건부 변동성으로 회귀를 나타내는 변동성 반감기를 계산해보면 각 10.6일, 10.9일로 나타난다. 이는 변동성 충격이 발생한후 그충격이 절반으로 줄어드는데 약 11일이 소요됨을 의미한다.

< 표 4-13 > TGARCH(1,1) 모형 추정 결과

TGARCH(1,1)				
평균방정식				
구분	ARMA(1,5)		ARMA(0,5)	
C	0.0001	0.7992	2.86E-0.5	0.9692
AR(1)	0.2908**	0.0211	-	-
MA(5)	-0.2062***	0.0000	-0.2087	0.0000
분산방정식				
$C(\omega)$	0.0001***	0.0000	0.0001	0.0000
$RESID(-1)^2 = \alpha$	-0.0195***	0.0000	-0.0187	0.0004
$REISD(-1)^2 * REISD(-1) < 0 = \gamma$	0.1854***	0.0000	0.1803	0.0000

GARCH(-1)= $\beta$	0.8563***	0.0000	0.8548	0.0000
$\alpha + \frac{1}{2}\gamma + \beta$	0.9295		0.9263	
variable half-life	0.1587		0.1616	
Log likelihood	2172.467		2163.521	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

냉동갈치 소비자가격의 변화율의 변동성은 어떤 형태를 갖는지 보기 위해 결과값을 제시하였으며 GARCH류 모형 추정 결과 각, 모형별 비대칭성을 설명하는 모수들은 모두 적정 시차 계수 값이 유의한 결과가 나타났다. 냉동 갈치 소비자 가격의 변동성은 금어기, 호황 등 시장 뉴스의 충격에 따라 급등락하는 비대칭성이 존재한다고 해석할 수 있다. 6가지의 모형 중 로그우도 값을 비교해 본 결과, 설명력이 가장 높은 모형은 ARMA(1,5)모형의 평균방정식을 이용한 EGARCH 모형이 가장 적합한 모형인 것으로 채택되었다.

< 표 4-14 > 냉동 갈치 소비자가격의 가치류 모형 추정 결과

GARCH, TGARCH, EGARCH						
구분	GARCH		TGARCH		EGARCH	
ARMA	(1,5)	(0,5)	(1,5)	(0,5)	(1,5)	(0,5)
Loglikelihood	2149.06	2145.95	2149.06	2145.95	<b>2183.22</b>	2183.20

### 3. 냉동고등어

#### 가. 기초통계량

냉동 고등어 소비자가격의 기초통계량을 보면, 표본의 평균은 약 8.0237

원, 최댓값은 8.7140, 최솟값은 7.4419으로 나타났으며, 표준편차는 0.3468, 왜도와 첨도는 양의값으로 나타났다. 정적 편포로 뾰족한 형태를 가지고 있으며 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 검정 통계량이 1% 통계적 유의수준 하에 유의미한 값을 가지기 때문에 ‘실증 분포가 정규분포 한다.’는 귀무가설을 기각하고 있는 것으로 확인되었다.

소비자가격 수익율의 기초통계량에서는 수익율의 평균은 0.09%, 표준편차는 약 2.38%로 나타났으며 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 검정 통계량이 1% 통계적 유의수준 하에 유의미한 값을 가지기 때문에 ‘실증 분포가 정규분포 한다.’는 귀무가설을 기각하고 있는 것으로 확인되었다.

< 표 4-15 > 냉동 고등어 소비자가격의 기초통계량

구분	소비자가격 변화율	소비자가격 수익율
평균	8.023763	0.0009
중앙값	8.000704	0.0000
최대값	8.713984	0.1429
최소값	7.441902	-0.1709
표준편차	0.346844	0.0238
왜도 (Skewness)	0.157773	-0.0687
첨도 (Kurtosis)	2.184847	14.4763
Jaque-Bera (P-Value)	38.74341*** (0.0000)	6674.0700*** (0.0000)

주:\*\*\*은 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

## 나. 단위근 검정

시계열 자료의 안정성과 단위근이 있는지를 확인하기 위해 ADF, PP 검정을 실시하였다. 본 시계열 자료는 위의 그림에서 우상향하는 곡선을 보이고 있으며 추세가 존재하는 것으로 판단되었다.

보다 명확한 결과를 확인하기 위해 절편만 포함, 절편과 추세를 모두 포함한 두 경우의 결과값을 도출하였다. 따라서 추세가 있다는 가정하에 냉동 고등어 소매가격 시계열 자료를 ADF, PP 검정한 결과는 통계적으로 5%의 유의수준에서 ‘단위근이 존재한다.’는 귀무가설을 기각하여 추세 안정적인 시계열 자료로 판정되었다. 따라서 허구적 회귀 현상이 발생할 우려가 없는 것으로 판단된다.

< 표 4-16 > 냉동 고등어 소비자가격의 단위근 검정

구분		소비자가격 변화율		소비자가격 수익율
절편	ADF	t-stat	-1.2130	-19.1445***
		Prob	(0.6708)	(0.0000)
	PP	t-stat	-0.7766	-40.3020***
		Prob	(0.8248)	(0.0000)
절편&추세	ADF	t-stat	-4.4129***	-19.1367***
		Prob	(0.0021)	(0.0000)
	PP	t-stat	-3.7087**	-40.2782***
		Prob	(0.0221)	(0.0000)

주:\*\*\*은 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

#### 다. 적정시차 선정

ARMA 모형(Box and Jenkins1976)의 적정 시차를 선정하였다. 적정 시차 선정 기준은 AIC, BIC, HQ 정보요인을 이용하였다. 각 정보요인의 수치가 적을수록 모형의 적합도가 높다고 할 수 있는데, 시차선정 결과 AIC 기준 ARMA(4,3) BIC 기준 ARMA(1,1) HQ 기준 ARMA(4,3)의 결

과가 나왔으며 각 정보요인에 따라라 AR항에서는 1시차와 4시차가 선정 되었으며 이동평균 모형인 MA항은 1시차와 3시차로 선정되었다.

< 표 4-17 > ARMA 모형 AIC 정보요인 결과

AIC						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-4.63213	-4.63078	-4.63831	-4.64521	-4.64468	-4.6557
1	-4.63073	-4.65451	-4.65705	-4.65541	-4.65384	-4.65521
2	-4.63706	-4.65701	-4.65541	-4.65578	-4.65483	-4.65487
3	-4.64021	-4.65542	-4.65536	-4.66197	-4.66737	-4.66689
4	-4.63942	-4.65377	-4.65446	<b>-4.66763*</b>	-4.66637	-4.66732
5	-4.65028	-4.65387	-4.65466	-4.66667	-4.6673	-4.66568

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

< 표 4-18 > ARMA 모형 BIC 정보요인 결과

BIC						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-4.62373	-4.61819	-4.62152	-4.62423	-4.6195	-4.62632
1	<b>-4.61814*</b>	-4.63772	-4.63607	-4.63023	-4.62446	-4.62164
2	-4.62027	-4.63602	-4.63023	-4.6264	-4.62125	-4.61709
3	-4.61922	-4.63023	-4.62598	-4.62839	-4.62959	-4.62492
4	-4.61424	-4.62439	-4.62089	-4.62986	-4.62441	-4.62116
5	-4.62091	-4.6203	-4.61689	-4.6247	-4.62114	-4.61531

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

< 표 4-19 > ARMA 모형 HQ 정보요인 결과

HQ						
----	--	--	--	--	--	--

p/q	0	1	2	3	4	5
0	-4.62897	-4.62604	-4.63199	-4.63731	-4.6352	-4.64464
1	-4.62599	-4.64819	-4.64915	-4.64593	-4.64278	-4.64257
2	-4.63074	-4.64911	-4.64593	-4.64472	-4.64219	-4.64065
3	-4.63231	-4.64594	-4.6443	-4.64933	-4.65315	-4.65109
4	-4.62994	-4.64271	-4.64182	<b>-4.65341*</b>	-4.65058	-4.64994
5	-4.63923	-4.64123	-4.64044	-4.65087	-4.64992	-4.64672

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

ARMA(4,3) 모형과 ARMA(1,1) 모형은 1% 유의수준에서 적정 시차 계수 값이 유의한 결과가 나타났으며 모형의 유의성을 의미하는 F-통계량의 P-값 역시 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 변동성 확인을 위해 GARCH류 모형 설계에 앞서 ARMA(4,3) 모형과 ARMA(1,1) 모형을 평균 방정식으로 채택하였다,

< 표 4-20 > ARMA(4,3) 모형 정보기준 결과

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0009***	0.0003	2.3634	0.0085
AR(4)	-0.0665***	0.0229	-2.9030	0.0038
MA(3)	-0.8816***	0.0208	-42.4663	0.0000
R-squared	0.0482	Mean dependent var		0.000855
Adjusted R-squared	0.0427	S.D. dependent var		0.023844
S.E. of regression	0.0233	Akaike info criterion		-4.66118
Sum squared resid	0.6575	Schwarz criterion		-4.6276
Log likelihood	2841.9950	Hannan-Quinn criter.		-4.64854
F-statistic	8.7388	Durbin-Watson stat		2.00305
Prob(F-statistic)	0.0000			

주: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함

< 표 4-21 > ARMA(1,1) 모형 정보기준 결과

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	-----------	-------------	-------

C	0.0009***	0.0003	2.7450	0.0061
AR(1)	0.8258***	0.0435	18.9936	0.0000
MA(1)	-0.9171***	0.0309	-29.7250	0.0000
R-squared	0.0255	Mean dependent var	0.0009	
Adjusted R-squared	0.0239	S.D. dependent var	0.0238	
S.E. of regression	0.0236	Akaike info criterion	-4.6562	
Sum squared resid	0.6732	Schwarz criterion	-4.6436	
Log likelihood	2833.9410	Hannan-Quinn criter.	-4.6514	
F-statistic	15.8494	Durbin-Watson stat	1.9032	
Prob(F-statistic)	0.0000			

주: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함

### 라. 모형의 자기상관 및 이분산 검정

ARCH류 모형으로 확장하기 위해서는 자기상관이 존재하지 않고, 이분산은 존재해야 하는데, 이를 검정하기 위해 Autocorrelation LM 검정, ARCH-LM검정 및 White검정을 실시하였다. ARMA(4,3)모형과 ARMA(1,1) 모형의 검정 결과는 자기상관이 없는 것으로 확인되었으며 이분산성이 존재하지 않고 아치효과가 존재했기 때문에 GARCH류 모형을 설계하기에 앞서 평균 방정식으로 사용하기에 적합하였다.

< 표 4-22 > ARMA(4,3) 모형 자기상관 및 이분산 검정

ARMA(4,3)						
Lag	Autocorrelation LM	P-Value	ARCH-LM	P-Value	White	P-Value
0	-	-	-	-	3.2666***	0.0000
1	-	-	10.9713***	0.0010	-	-
2	-	-	14.4383***	0.0000	-	-
3	-	-	10.0168***	0.0000	-	-
4	-	-	7.4930***	0.0000	-	-

5	0.8276	0.5280	12.5200***	0.0000	-	-
---	--------	--------	------------	--------	---	---

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

주2: Autocorrelation LM 검정의 귀무가설은 '자기상관이 존재하지 않는다.' 임.

주3: ARCH-LM 검정의 귀무가설은 'ARCH효과가 존재하지 않는다.' 임.

주4: White 검정의 귀무가설은 '동분산이다.' 임.

< 표 4-23 > ARMA(1,1) 모형 자기상관 및 이분산 검정

ARMA(1,1)						
Lag	Autocorrelation LM	P-Value	ARCH-LM	P-Value	White	P-Value
0	-	-	-	-	4.8867***	0.0000
1	-	-	11.4086***	0.0008	-	-
2	2.3723*	0.0795	13.6218***	0.0000	-	-
3	1.6903	0.1673	9.470***	0.0000	-	-
4	1.6937	0.1500	7.0585***	0.0000	-	-
5	2.1363*	0.0588	16.0704***	0.0000	-	-

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

주2: Autocorrelation LM 검정의 귀무가설은 '자기상관이 존재하지 않는다.' 임.

주3: ARCH-LM 검정의 귀무가설은 'ARCH효과가 존재하지 않는다.' 임.

주4: White 검정의 귀무가설은 '동분산이다.' 임.

#### 마. GARCH류 모형의 추정 결과

GARCH 모형의 분산 방정식 추정 결과 ARMA(1,1)모형은 ARCH, GARCH 계수 값은 1%유의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 지속성 모수의 값은 1에 아주 근접한 값으로 나타났으며 조건부 분산의 추정식이 안정적이며, 변동성 충격이 일정 기간 지속되고 가격 변동성이 상당 기간 지속 될수 있음을 의미한다. ARMA(4,3)모형의 분산 방정식 추정 결과는 ARCH, GARCH 계수 값은 통계적으로 유의 하였으나, 지속성 모수의 값

은 1 이상임으로 추정 식이 불안정하였다.

평균 방정식 추정 결과는 대부분 변수가 유의 하지 않은 것으로 나타났다. 계수값은 0에 가까운 것으로 모형과 변동성 예측에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 해석할 수 있지만, 앞서 ARMA(1,1)모형의 추정 결과 AR항의 계수값은 양수이고 MA항의 계수값은 음수값으로 나타났기에 과거의 오차에 의해 현재 값이 보정되는 패턴을 보일 수 있다고 추측하였다. 또한 AR항보다 MA항의 음의 계수 값이 더 큰 것을 확인 할 수 있는데 GARCH 모형은 양의 충격에 과대평가 되고 음의 충격에는 과소평가 되는 경향이 있기에 음의 충격 변동성 및 비대칭성을 확인하기 위해 EGARCH 모형과 TGARCH 모형을 통해 추정을 하였다.

< 표 4-24 > GARCH(1,1)모형 추정결과

GARCH(1,1)				
평균방정식				
구분	ARMA(4,3)		ARMA(1,1)	
C	0.0009***	0.0012	0.0005	0.3139
AR(1)	-0.1226	0.1066	0.0019	0.9998
AR(4)	-0.0044	0.8912	-	-
MA(1)	0.1129	0.1235	0.0243	1.0000
MA(3)	-0.8519***	0.0000	-	-
분산방정식				
C	2.61E-06***	0.0000	2.68E-06***	0.0000
$\alpha(\theta_1)$	0.0357***	0.0000	0.0365***	0.0000
$\beta(\xi_1)$	0.9649***	0.0000	0.9630***	0.0000
$\alpha + \beta$	1.0006		0.9995	
Log likelihood	2975.5050		2967.2340	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

EGARCH 모형 추정 결과 평균 방정식은 모든 계수가 1% 유의 수준하에 유의한 것으로 나타났다. 분산 방정식에서  $\gamma$  계수 값은 -0.0021로 음의 값을 가지며 통계적으로 유의하지 않은 값으로 나타났다. 즉, 긍정적인 뉴스와 부정적인 뉴스가 변동성에 미치는 영향이 통계적으로 동일하다는 것을 의미하며 레버리지 효과가 존재하지 않는다고 해석할 수 있다.

< 표 4-25 > EGARCH(1,1) 모형 추정 결과

EGARCH(1,1)		
평균방정식		
구분	ARMA(1,1)	
C	0.0014***	0.0000
AR(1)	0.9049***	0.0000
MA(1)	-0.9633***	0.0000
분산방정식		
$C(\omega)$	-0.3365***	0.0000
$[\text{RESID}(-1) \text{GARCH}(-1)^{1/2}] = \alpha$	0.2201***	0.0000
$\text{REISD}(-1)/\text{GARCH}(-1)^{1/2} = \gamma$	-0.0021	0.8390
$\ln[(\text{GARCH}(-1))] = \beta$	0.9753***	0.0000
Log likelihood	3001.638	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

변동성의 비대칭성과 반감기를 알아보기 위해 TGARCH 모형 추정 결과 평균 방정식과 분산 방정식의 모든 계수가 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 변동성의 비대칭성을 판단하는  $\gamma$  계수는 -0.0173으로 나타나 양의 충격이 발생한 경우 음의 충격이 발생한 경우보다 변동성을 더 크게 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 전날 가격이 상승한 경우, 가격

이 하락한 경우보다 변동성을 더 크게 증가시키며 그 정도는 약 5%로 분석되었다. 따라서 전일 가격 상승이 하락보다는 변동성에 더 큰 영향을 미치고 있는 역의 변동성 비대칭 현상이 나타났다. 이는 가격 상승 우려가 있는 명절이나 금어기에(부정적 뉴스) 비축 수산물 방출을 통해 가격안정화를 유도하는 정책적 방향을 어느 정도 설명할 수 있다고 판단된다.

변동성 충격의 지속성을 판단하는  $\alpha + \frac{1}{2}\gamma + \beta$  값은 1보다 작은 0.9916으로 추정되어 안정적인 모형이 추정되었음을 확인할 수 있고, 또한 1에 가까운 아주 값으로 한번 발생한 변동이 상당히 오래 지속될 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 변동성 지속성 파라미터를 이용하여 비조건부 변동성으로 회귀를 나타내는 변동성 반감기를 계산해보면 82.726으로 나타난다. 이는 변동성 충격이 발생한 후 그 충격이 절반으로 줄어 드는데 약 83일이 소요됨을 의미한다.

< 표 4-26 > TGARCH(1,1) 모형 추정 결과

TGARCH(1,1)		
평균방정식		
구분	ARMA(1,1)	
C	0.0009***	0.0000
AR(1)	0.9137***	0.0000
MA(5)	-0.9673***	0.0000
분산방정식		
$C(\omega)$	2.23E-06***	0.0000
$RESID(-1)^2 = \alpha$	0.0526***	0.0000
$REISD(-1)^2 * REISD(-1) < 0 = \gamma$	-0.0335***	0.0000
$GARCH(-1) = \beta$	0.9558***	0.0000
$\alpha + \frac{1}{2}\gamma + \beta$	0.9916	
variable half-life	82.7260	
Log likelihood	2981.8360	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

고등어 냉동 소비자가격의 변화율의 변동성은 어떤 형태를 갖는지를 보기 위해 결과값을 제시하였으며 GARCH류 모형 추정결과 3가지의 모형중 로그우도 값을 비교해 본 결과, 설명력이 가장 높은 모형은 EGARCH 모형이 가장 적합한 모형인 것으로 채택되었지만, 각 모형별 비대칭성을 설명하는 모수들은 GARCH모형과 TGARCH모형만이 적정 시차 계수 값이 유의한 결과가 나타났다. 따라서 고등어 냉동 소비자가격의 변동성은 설명력이 가장 높은 모형은 TGARCH이라 할 수 있다.

< 표 4-27 > 냉동 고등어 소비자가격의 가치류 모형 추정 결과

GARCH, TGARCH, EGARCH			
구분	GARCH	TGARCH	EGARCH
Loglikelihood	2967.234	<b>2981.836</b>	3001.638

#### 4. 냉동 물오징어

##### 가. 기초통계량

냉동 물오징어 소비자가격의 기초통계량을 보면, 표본의 평균은 약 8.3678, 최댓값은 8.7660원, 최솟값은 8.0703원으로 나타났으며, 표준편차는 평균으로부터 떨어진 거리를 나타내며, 왜도와 첨도는 양의값으로 나타났다. 정적 편포로 뾰족한 형태를 가지고 있으며 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 검정 통계량이 1% 통계적 유의수준 하에 유의미한 값을 가지기 때문에 ‘실증분포가 정규분포 한다.’는 귀무가설을 기각하고 있는 것

으로 확인되었다.

소매가격변화율의 기초통계량에서는 변화율의 평균은 약 0%, 표준편차는 약 1.4%로 나타났으며 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 검정 통계량이 1% 통계적 유의수준 하에 유의미한 값을 가지기 때문에 ‘실증 분포가 정규분포 한다.’는 귀무가설을 기각하고 있는 것으로 확인되었다.

< 표 4-28 > 냉동 물오징어 소비자가격의 기초통계량

구분	소비자가격 변화율	소비자가격 수익율
평균	8.367806	0.0003
중앙값	8.421221	0.0000
최대값	8.766601	0.1454
최소값	8.070351	-0.1236
표준편차	0.16763	0.0143
왜도 (Skewness)	0.069753	0.4059
첨도 (Kurtosis)	1.958857	21.9851
Jaque-Bera (P-Value)	55.95367*** (0.0000)	18295.3800*** (0.0000)

주:\*\*\*은 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

## 나. 단위근 검정

시계열 자료의 안정성 과 단위근이 있는지를 확인하기 위해 ADF, PP 검정을 실시하였다. 본 시계열 자료는 우상향하는 곡선을 보이고 있으며 추세가 존재하는 것으로 판단되었다. 보다 명확한 결과를 확인하기 위해 절편만 포함, 절편과 추세를 모두 포함한 두 경우의 결과값을 도출하였다. 따라서 추세가 있다는 가정하에 냉동 물오징어 소매가격 시계열 자료를 ADF, PP 검정한 결과는 통계적으로 1%의 유의수준에서 ‘단위근이 존재

한다'. 는 귀무가설을 기각하여 추세 안정적인 시계열 자료로 판정되었다. 따라서 허구적회귀 현상이 발생할 우려가 없는 것으로 판단된다.

< 표 4-29 > 물오징어 소매가격의 단위근 검정

구분		소매가격		소매가격변화율
절편	ADF	t-stat	-1.5471	-37.0315***
		Prob	(0.5094)	(0.0000)
	PP	t-stat	-1.2187	-38.7873***
		Prob	(0.6683)	(0.0000)
절편&추세	ADF	t-stat	-4.4374***	-37.0161***
		Prob	(0.0019)	(0.0000)
	PP	t-stat	-4.1124**	-38.7682***
		Prob	(0.0006)	(0.0000)

주:\*\*\*은 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

#### 다. 적정시차 선정

ARMA 모형(Box and Jenkins1976)의 적정 시차를 선정하였다. 적정 시차 선정 기준은 AIC, BIC, HQ 정보요인을 이용하였다. 각 정보요인의 수치가 적을수록 모형의 적합도가 높다고 할 수 있는데, 시차선정 결과 AIC 기준 ARMA(2,1,4) BIC 기준 ARMA(1,1,1) HQ 기준 ARMA(2,1,4)의 결과가 나왔으며 각 정보요인에 따라 AR항에서는 1시차와 4시차가 선정되었으며 평균 이동모형인 MA항은 1시차와 3시차로 선정되었다.

< 표 4-30 > ARMA 모형 AIC 정보요인 결과

AIC						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-5.65697	-5.65926	-5.65891	-5.65749	-5.65925	-5.66555
1	-5.65898	-5.66538	-5.66376	-5.66226	-5.66437	-5.66761
2	-5.6587	-5.66376	-5.66209	-5.66149	<b>-5.67969*</b>	-5.6787

3	-5.65706	-5.66227	-5.6615	-5.66715	-5.67831	-5.6771
4	-5.65718	-5.66488	-5.67766	-5.67881	-5.67609	-5.6774
5	-5.66467	-5.66873	-5.67862	-5.67774	-5.67627	-5.67651

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

< 표 IV-31 > ARMA 모형 BIC 정보요인 결과

BIC						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-5.65381	-5.65452	-5.65259	-5.64959	-5.64977	-5.65449
1	-5.65424	<b>-5.65906*</b>	-5.65586	-5.65278	-5.65331	-5.65497
2	-5.65238	-5.65586	-5.65261	-5.65043	-5.66705	-5.66448
3	-5.64916	-5.65279	-5.65044	-5.65451	-5.66409	-5.6613
4	-5.6477	-5.65382	-5.66502	-5.66459	-5.66029	-5.66002
5	-5.65361	-5.65609	-5.6644	-5.66194	-5.65889	-5.65755

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

< 표 4-32 > ARMA 모형 HQ 정보요인 결과

HQ						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-5.65381	-5.65452	-5.65259	-5.64959	-5.64977	-5.65449
1	-5.65424	-5.65906	-5.65586	-5.65278	-5.65331	-5.65497
2	-5.65238	-5.65586	-5.65261	-5.65043	<b>-5.66705*</b>	-5.66448
3	-5.64916	-5.65279	-5.65044	-5.65451	-5.66409	-5.6613
4	-5.6477	-5.65382	-5.66502	-5.66459	-5.66029	-5.66002
5	-5.65361	-5.65609	-5.6644	-5.66194	-5.65889	-5.65755

주:\*은 정보요인 기준에 의해 선택된 통계적으로 가장 적합한 모형

ARMA(2,4) 모형과 ARMA(1,1) 모형은 1% 유의수준에서 적정 시차 계

수 값이 유의한 결과가 나타났으며 모형의 유의성을 의미하는 F-통계량의 P-값 역시 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 변동성 확인을 위해 GARCH류 모형 설계에 앞서 ARMA(2,4) 모형과 ARMA(1,1) 모형은 평균 방정식으로 사용하기에 적합하였다.

< 표 4-33 > ARMA(2,4) 모형 정보기준 결과

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0003	0.0003	1.0400	0.2985
AR(2)	-0.7939***	0.0709	-11.2043	0.0000
MA(4)	-0.1109***	0.0317	-3.4995	0.0005
R-squared	0.0322	Mean dependent var		0.0003
Adjusted R-squared	0.0274	S.D. dependent var		0.0143
S.E. of regression	0.0141	Akaike info criterion		-5.6813
Sum squared resid	0.2399	Schwarz criterion		-5.6520
Log likelihood	3461.2490	Hannan-Quinn criter.		-5.6703
F-statistic	6.7091	Durbin-Watson stat		1.9925
Prob(F-statistic)	0.0000			

주: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함

< 표 4-34 > ARMA(1,1) 모형 정보기준 결과

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0003	0.0003	1.1710	0.2418
AR(1)	0.7880***	0.0862	9.1438	0.0000
MA(1)	-0.8549***	0.0726	-11.7742	0.0000
R-squared	0.0117	Mean dependent var		0.0003
Adjusted R-squared	0.0100	S.D. dependent var		0.0143
S.E. of regression	0.0142	Akaike info criterion		-5.6670
Sum squared resid	0.2450	Schwarz criterion		-5.6544
Log likelihood	3448.5490	Hannan-Quinn criter.		-5.6623
F-statistic	7.1596	Durbin-Watson stat		2.0019
Prob(F-statistic)	0.0008			

주: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다

### 라. 모형의 자기상관 및 이분산 검정

AARCH류 모형으로 확장하기 위해서는 자기상관이 존재하지 않고, 이분산은 존재해야 하는데, 이를 검정하기 위해 Autocorrelation LM 검정, ARCH-LM검정 및 White검정을 실시하였다. ARMA(2,4)모형과 ARMA(1,1) 모형의 검정 결과는 자기상관이 없는 것으로 확인되었으며 동분산성이 존재하지 않고 아치효과가 존재했기 때문에 GARCH류 모형을 설계하기에 앞서 평균 방정식으로 사용하기에 적합하였다.

< 표 4-35 > ARMA(2,4) 모형 자기상관 및 이분산 검정

ARMA(2,4)						
Lag	Autocorrelation LM	P-Value	ARCH-LM	P-Value	White	P-Value
0	-	-	-	-	2.1707**	0.0217
1	-	-	6.1347	0.0134**	-	-
2	-	-	3.1218	0.0444**	-	-
3	1.4041	0.2400	2.1112	0.0970*	-	-
4	1.3402	0.2529	1.7983	0.1268	-	-
5	1.5219	0.1800	2.6665	0.0210**	-	-

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

주2: Autocorrelation LM 검정의 귀무가설은 '자기상관이 존재하지 않는다.' 임.

주3: ARCH-LM 검정의 귀무가설은 'ARCH효과가 존재하지 않는다.' 임.

주4: White 검정의 귀무가설은 '동분산이다.' 임.

< 표 4-36 > ARMA(1,1) 모형 자기상관 및 이분산 검정

ARMA(1,1)						
Lag	Autocorrelation LM	P-Value	ARCH-LM	P-Value	White	P-Value
0	-	-	-	-	4.8867***	0.0000
1	-	-	11.4086***	0.0008	-	-
2	0.1084	0.8973	13.6218***	0.0000	-	-
3	1.4040	0.2400	9.470***	0.0000	-	-
4	1.3402	0.2529	7.0585***	0.0000	-	-
5	1.521934	0.1800	16.0704***	0.0000	-	-

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

주2: Autocorrelation LM 검정의 귀무가설은 '자기상관이 존재하지 않는다.' 임.

주3: ARCH-LM 검정의 귀무가설은 'ARCH효과가 존재하지 않는다.' 임.

주4: White 검정의 귀무가설은 '동분산이다.' 임.

### 마. GARCH류 모형의 추정 결과

GARCH(1,1)모형의 분산 방정식 추정 결과 ARMA(1,1)모형은 ARCH, GARCH 계수 값은 1%유의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 지속성 모수의 합은 1에 아주 근접한 값으로 나타났으며 조건부 분산의 추정식이 안정적이며, 변동성 충격이 일정 기간 지속되고 가격 변동성이 상당 기간 지속 될수 있음을 의미한다. ARMA(2,4)모형의 분산 방정식 추정 결과는 ARCH, GARCH 계수 값은 통계적으로 유의 하였으나, 지속성 모수의 합은 1 이상임으로 추정 식이 불안정하였다.

ARMA(1,1) 모형의 평균 방정식 추정 결과는 모든 변수가 유의한 것으로 나타났다. GARCH 모형은 양의 충격에 과대평가 되고 음의 충격에는 과소평가 되는 경향이 있기에 음의 충격 변동성 및 비대칭성을 확인하기 위해 EGARCH 모형과 TGARCH 모형을 통해 추정을 하였다.

< 표 4-37 > GARCH(1,1)모형 추정결과

GARCH(1,1)				
평균방정식				
구분	ARMA(2,4)		ARMA(1,1)	
C	0.0006***	0.0000	0.0006***	0.0000
AR(1)	0.7623***	0.0000	0.8105***	0.0000
AR(2)	0.4792**	0.0319	-	-
MA(1)	-0.7903***	0.0000	-0.8671***	0.0000
MA(4)	-0.0153	0.7280	-	-
분산방정식				
C	5.02E-07***	0.0000	4.92E-07***	0.0000
$\alpha(\theta_1)$	0.1739***	0.0000	0.1697***	0.0000
$\beta(\xi_1)$	0.8749***	0.0000	0.8275***	0.0000
$\alpha + \beta$	1.0488		0.9972	
Log likelihood	3646.1320		3649.8650	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

EGARCH 모형 추정 결과 평균 방정식은 AR항과 MA항의 계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 분산 방정식에서  $\gamma$  계수 값은 -0.0639로 음의 값을 가지며 통계적으로 유의한 값으로 나타났다. 즉, 레버리지 효과가 존재한다고 해석할 수 있다.

< 표 4-38 > EGARCH(1,1) 모형 추정 결과

EGARCH(1,1)		
평균방정식		
구분	ARMA(1,1)	
C	0.0005***	0.0000
AR(1)	-0.4507	0.1510

MA(1)	0.4432	0.1600
분산방정식		
$C(\omega)$	-0.6338***	0.0000
$[ \text{RESID}(-1) \text{GARCH}(-1)^{1/2}] = \alpha$	0.0385***	0.0000
$\text{REISD}(-1)/\text{GARCH}(-1)^{1/2} = \gamma$	-0.0639***	0.0000
$\ln[(\text{GARCH}(-1))] = \beta$	0.9549***	0.0000
Log likelihood	3867.8950	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

변동성의 비대칭성과 반감기를 알아보기 위해 ARMA(1,1) 모형을 TGARCH 모형의 평균방정식으로 이용하여 추정하였다. 모형 추정결과, 모든 계수가 1% 유의수준 하에서 유의한 것으로 나타났다. 변동성의 비대칭성을 판단하는  $\gamma$  계수는 0.0458 나타나 전날 가격하락이 현재의 변동성에 영향을 미치고 있음을 확인하였으며, 약 18%( $\alpha + \gamma$ ) 정도 현재의 변동성을 증가시키고 있는 것으로 나타났다. 따라서 전일 가격 상승보다는 하락이 변동성에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 음의 충격이 변동성을 증가시키는 지렛대(레버리지) 효과가 존재하고 있음을 의미한다. 변동성 충격의 지속성을 판단하는  $\alpha + \frac{1}{2}\gamma + \beta$  값은 1보다 작은, 0.9856으로 추정되어 안정적인 모형이 추정되었음을 확인할 수 있고, 한번 발생한 변동이 상당히 오래 지속될 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 변동성 지속성 파라미터를 이용하여 비조건부 변동성으로 회귀를 나타내는 변동성 반감기를 계산해보면 48.2일로 나타난다. 이는 변동성 충격이 발생한 후 그충격이 절반으로 줄어드는데 약 48일이 소요됨을 의미한다.

**< 표 4-39 > TGARCH(1,1) 모형 추정 결과**

TGARCH(1,1)		
평균방정식		
구분	ARMA(1,1)	
C	0.0006***	0.0000
AR(1)	0.8142***	0.0000
MA(1)	-0.8658***	0.0000
분산방정식		
$C(\omega)$	5.04E-07***	0.0000
$RESID(-1)^2 = \alpha$	0.1364***	0.0000
$REISD(-1)^2 * REISD(-1) < 0 = \gamma$	0.0458**	0.0256
$GARCH(-1) = \beta$	0.8263***	0.0000
$\alpha + \frac{1}{2}\gamma + \beta$	0.9856	
variable half-life	48.2025	
Log likelihood	3647.7560	

주1: \*, \*\*, \*\*\*는 변수의 계수가 각각 10%, 5%, 1%의 임계치에서 통계적으로 유의미하다는 것을 의미함.

냉동 물오징어 소비자가격의 수익율의 변동성은 어떤 형태를 갖는지를 보기 위해 결과값을 제시하였으며 GARCH류 모형 추정결과 3가지의 모형중 로그우도 값을 비교해 본 결과, 설명력이 가장 높은 모형은 EGARCH 모형이 가장 적합한 모형인 것으로 채택되었지만, 각 모형별 비대칭성을 설명하는 모수들은 GARCH모형과 TGARCH모형만이 적정 시차 계수 값이 유의한 결과가 나타났다. 따라서 냉동 물오징어 소비자가격의 변동성은 설명력이 가장 높은 모형은 EGARCH이라 할 수 있다.

< 표 4-40 > 냉동 고등어 소비자가격의 GARCH류 모형 추정 결과

GARCH, TGARCH, EGARCH			
구분	GARCH	TGARCH	EGARCH
Loglikelihood	3649.8650	3647.750	<b>3867.8950</b>

# V. 결론

## 1. 요약 및 결론

본 연구는 국내 주요 수산물 냉동 소비자가격 일별 자료를 바탕으로 GARCH(EGARCH, TGARCH 포함)류 모형을 활용하여 2019년 01월 02일부터 2023년 08월 31일까지의 기간 동안 갈치, 고등어, 물오징어 냉동 소비자가격 변동성의 특성을 분석하였다.

허구적 회귀 현상을 방지하기 위해 시계열의 안전성을 검정하였다. 검정 결과 원(변화율)자료들은 안정적인 시계열 자료이지만 본 연구는 수익율에 초점을 맞추어 로그 차분한 자료를 분석 대상으로 활용하였다. GARCH류 모형을 추정하기 위해 정보요인 기준으로 적절한 시차를 선정하고 각(AIC, BIC, HQ) 정보요인 별로 적절한 ARMA 모형을 선정한 후 선택된 모형은 GARCH류 모형의 평균 방정식으로 이용하여 추정하였다.

추정된 계수 값을 바탕으로 변동성의 특성과 정부 정책의 가격안정화 효과에 대한 효율성을 확인하기 위해 실증적 분석을 실시하였다. 가격 변동성의 유무를 확인하고 비대칭 현상에 대한 검토를 통해 가격 변동성의 확대가 가격 상승의 영향인지 가격 하락의 영향인지를 확인하고, 변동성이 반감되는데 소요되는 기간을 추정하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 주요 수산물의 가격 변화를 가장 잘 설명하는 GARCH류 모형은 냉동 갈치와 고등어의 경우 EGARCH 모형이, 냉동 고등어는 TGARCH 모형이 가격 변동성을 잘 설명하는 모형으로 나타났다.

냉동 갈치 소비자가격 수익율은 부정적인 뉴스(수입량 증가, 오염수 방

류)에 대한 레버리지 효과가 있는 것으로 나타났다.  $\gamma$  계수는  $-0.1837$ 으로 안정적인 모형이 추정되었음과 동시에 한번 발생한 변동이 지속될 수 있는 것으로 분석되었다. 또한 TGARCH 모형 추정결과 시차 계수 값은 유의했으며  $\gamma$  값은  $0.1854$ 로 전날 가격 하락이 현재의 변동성을  $16\%$  증가시키는 것으로 나타났다. 비조건부 변동성으로 회귀를 나타내는 변동성 반감기를 계산한 결과, 충격이 발생한 후 그 충격이 절반으로 줄어드는데  $11$ 일이 소요되는 것으로 분석되었다.

냉동 고등어 소비자가격은 EGARCH 모형 추정결과, 비대칭 효과를 나타내는  $\gamma$  계수 값이 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 부정적인 뉴스에 대한 레버리지효과에 대해 설명할 수 없었다. 반면 TGARCH 모형 추정결과, 시차 계수 값은 유의했으며 전날 가격 상승(어한기, 명절)이 현재의 변동성을 더 증가시키는 것으로 나타나 역의 변동성 비대칭효과가 존재했으며, 그 크기는 약  $5\%$ 로 분석되었다. 변동성 반감기는 약  $83$ 일이 소요되는 것으로 나타나 갈치가격에 비해 충격을 흡수하는데 시간이 비약적으로 오래 걸리는 것으로 나타났다.

냉동 물어징어 소비자가격의 수익율은 부정적인 뉴스(수입량 증가, 오염수 방류)에 대한 레버리지 효과가 있는 것으로 나타났다.  $\gamma$  계수는  $-0.0639$ 으로 안정적인 모형이 추정되었음과 동시에 한번 발생한 변동이 지속될 수 있는 것으로 분석되었다. 또한 TGARCH 모형추정결과, 시차 계수 값은 유의했으며  $\gamma$  값은  $0.1364$ 로 전날 가격하락이 현재의 변동성을  $18\%$  증가시키는 것으로 나타났다. 비조건부 변동성으로 회귀를 나타내는 변동성 반감기를 계산한 결과 충격이 발생한 후 그 충격이 절반으로 줄어드는데  $48$ 일이소요되는 것으로 분석되었다.

이상의 분석을 통해 갈치, 고등어, 물오징어의 일일 가격 변동성의 증가가 가격 하락의 영향인지, 가격 상승의 영향인지를 확인할 수 있었다.

갈치와 물오징어는 가격 하락이 현재의 변동성을 증가시키는 것으로 나타나 가격<sup>V</sup>하락이 우려되는 시점에 적절한수매사업이 시행되어야 할 필요가 있는 것으로 판단된다. 특히 고등어는 전기 가격 상승이 현재 변동성을 증가시키는 것으로 분석되어, 가격 상승이 우려되는 시점에 적절한 고등어 방출사업이 시행된다면 가격안정화 정책에 더욱 효과적일 것이다. 이는 해양수산부에서 수요가 증가하는 명절에는 비축량을 풀고 공급이 감소하는 어한기에 수산물 방출사업을 시행하고 있는 현실을 어느 정도 뒷받침하는 결과로 판단된다. 또한 한번 발생한 변동성이 반감되기까지 소매가격이 도매가격보다 83일 정도 더 소요되기 때문에 소매가격에 대해 충격이 발생한 경우, 신속한 대응을 통해 충격을 최소화할 필요가 있는 것으로 보인다. 본 연구는 우리나라 수산물시장에서 중요한 갈치, 고등어, 물오징어의 냉동 소비자가격을 대상으로 가격 변동성 확대의 원인과 변동성 반감기를 추정해 변동성에 대한 기초자료를 제공함에 있다.

## 2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구를 진행함에 있어 가장 큰 한계로는 첫째, 주요 수산물 냉동 소비자가격의 경우 체계적으로 정리된 통계자료가 없다는 점이다. 냉동 소비자 일별 가격자료는 다수(갈치 134개, 고등어 260개, 물오징어 187개)의 결측치(비율 11~21%)가 포함되어 있어 내삽법을 사용하여 분석하게 되었으며, 내삽법을 사용하여 가공된 자료는 변동성이 약화될 가능성이 있기에 현실과의 차이가 발생할 수 있다.

둘째, 특정 어종에 국한되어 있어 활용 다양성이 떨어진다는 점이다. 가격안정 관리대상품목으로 지정된 어종은 총 7종으로 연구 대상 외에도 명태, 멸치, 꽂치, 조기가 포함된다. 변동성 비대칭성에 관한 연구 대상을 확대한다면 전일 가격의 상승 및 하락에 따른 변동성이 미치는 영향을 어

종별로 그룹화할 수 있으며, 변동성이 반감되는 기간을 장·단기적으로 구분하여 수매·비축사업 시행 일수 조절에 도움을 줄 수 있을 것이다. 또한 요인에 따라 변동성이 크게 증가하는 어종의 방출 비율을 조절하는데 참고자료로 활용될 수 있다.

셋째, 시계열의 구조변화 여부를 분석하여 구조적 변화가 존재한다면, 어떠한 이유로 인해서 발생하는지를 확인하여 구조변화 전후 시계열의 구조적인 특성 차이를 분석하지 않았다는 점이다. 구조변화 전과 후의 기간에서 가격변화율의 증가와 감소에 따른 영향을 분석한다면 정책 자료로 도움을 주는데 더욱 효과적일 것으로 생각한다.

넷째, 산지가격, 도매가격, 소매가격의 일별 데이터를 추가로 분석한다면 더욱 풍부한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

본 연구는 이러한 한계점들이 있지만 다음과 같은 연구의 의의가 있다. 주요 소비 어종의 냉동 소비자가격을 분석함으로써 가격 변동성 및 비대칭성에 대한 정보는 고등어의 경우 가격 상승이 우려될 때 변동성이 오래 지속되기 때문에 수매사업 기간을 조절하여 대응 방안을 수립할 수 있으며, 갈치와 고등어의 경우는 가격 하락이 우려된다면 변동성이 크게 증가하기 때문에 계획물량 대비 시기별 방출 비율을 사전 분배하는데 도움을 줄 수 있다.

이러한 정보는 수매사업과 비축사업 같은 수산물 가격 관련 정책을 수행하는데 있어 효율성을 높일 수 있는 참고자료가 될 수 있을 것이다.

대응적인 측면에서 시장에서 형성되는 상품자산의 가격변동에 대한 특성을 이해하고 적절한 대응이 가능한 정보를 제공한다는 점에서 중요한 의미가 있다고 할 수 있다. 나아가 생산자의 소득 안정화 방안을 모색하고, 소비자는 가격변동에 관한 정보가 충분하다면, 가격의 불확실성을 해소할 수 있으며, 소비자의 구매력 상등에도 긍정적인 효과를 가져올 수

있다. 따라서 향후에는 정부에서 시행하고 있는 가격안정화 정책에 관한 효과를 추가적으로 연구해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다.

< 표 5-1 > 주요 소비자종 결측치 비율

주요 소비자종 결측치			
구분	원자료	결측치	결측치 비율
갈치	1083	134	<b>11%</b>
고등어	957	260	<b>21%</b>
물오징어	1030	187	<b>15%</b>

주: KAMIS 일별 냉동 소비자가격 재가공



## 참고문헌

- 고봉현, “GARCH 모형을 이용한 수산물의 가격변동성에 관한 연구” 「정책 연구」 2007. 12.
- 강태훈
- 김남호, “굴 소매가격 예측 모형의 DM 검정 및 변동성 분석” 「부경대학교 학위논문」 2016.
- 강동현, “LASSO를 이용한 냉동 오징어 소매가격 예측 모형 추정” 「부경대학교 학위논문」 2023.
- 고봉현, 수산물시장에서의 양식어류 가격변동성에 관한 연구” 「단국대학교 학위논문」 2008.
- 김홍배·정성대, “GARCH류 모형을 활용한 비트코인의 가격변화 특성에 관한 연구” 「Journal of The Korean Data Analysis Society」 2022
- 조경준·이현동, ”양식어류의 가격변동성 특징 분석“ 「The Journal of Korean Island」 2023.
- 김철현, ”신선 고등어 도소매 가격의 변동성비대칭성에 관한 연구” 「KMI 월간 수산관측&이슈, 제30호」 2019.
- 김철현·남종오, “신선 물오징어의 도·소매시장 간 가격 변동성의 전이 및 비대칭성 분석에 관한 연구” 「수산경영론집」 2018.
- 남종오·심성현, “신선 물오징어 소매가격 변동성의 구조변화와 비대칭성 검증” 『Ocean and Polar Research』 2015.
- 이상호·정원호, “수산업관측사업의 가격안정화 효과 분석” 「수산경영론집」 2022.

임경희·김봉태·정명생, “수산물 외식산업의 실태와 발전 방향” 『한국해양수산개발원』 2013.

김철현, “주요 소비 어종의 유통단계 간 가격 변동성의 전이 및 비대칭성에 관한 연구” 『부경대학교 박사학위 논문』 2017.

한국농촌경제연구원, 『식품수급표』 2020.

해양수산부, 『수산물 가격안정 대책 수립』 2018.

해양정책연구, 『제22권 2호』 2007.

김성아·김영재, Glosten·Jagannathan·Runkle, 1993; 2008.

