



## 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

DM 검정을 이용한 냉동 고등어  
소매가격 예측력 비교



2016년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

김 태 현

경 제 학 석 사 학 위 논 문

# DM 검정을 이용한 냉동 고등어 소매가격 예측력 비교

지도교수 남 종 오

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2016년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

김 태 현

김태현의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2016년 8월 26일

지도교수 남 종 오

위 원 장 경제학박사 박 철 형 (인)

위 원 경제학박사 윤 형 모 (인)

위 원 경제학박사 남 종 오 (인)

## <목 차>

|                                         |    |
|-----------------------------------------|----|
| I. 서론 .....                             | 1  |
| 1. 연구배경 및 목적 .....                      | 1  |
| 2. 연구방법 및 구성 .....                      | 2  |
| II. 선행연구 및 이론연구 .....                   | 4  |
| 1. 선행연구 .....                           | 4  |
| 2. 이론연구 .....                           | 7  |
| III. 현황분석 및 실증분석 .....                  | 12 |
| 1. 고등어 현황 분석 .....                      | 12 |
| 2. 자료분석 .....                           | 23 |
| 3. 단위근 검정 .....                         | 24 |
| 4. ARMA 모형 .....                        | 25 |
| 5. GARCH 모형 .....                       | 29 |
| 6. VAR 모형 .....                         | 32 |
| 7. 예측력 평가(Forecasting Evaluation) ..... | 36 |
| 8. DM(Diebold-Mariano) 검정 .....         | 38 |
| IV. 결론 .....                            | 40 |
| 참고문헌 .....                              | 43 |

## 〈표 목차〉

|                                             |    |
|---------------------------------------------|----|
| 〈표 1〉 선행연구 요약.....                          | 6  |
| 〈표 2〉 거래등급 및 용도.....                        | 18 |
| 〈표 3〉 연도별 수출입 현황.....                       | 19 |
| 〈표 4〉 상위 6개 국가의 연도별 수출입량.....               | 20 |
| 〈표 5〉 상위 6개 국가의 연도별 수출입금액.....              | 21 |
| 〈표 6〉 연도별 노르웨이산 냉동 고등어 차지 비중.....           | 22 |
| 〈표 7〉 기초통계량.....                            | 24 |
| 〈표 8〉 단위근 검정 결과.....                        | 25 |
| 〈표 9〉 정보요인별 ARMA 모형 선정 결과.....              | 26 |
| 〈표 10〉 ARMA(4,3) 모형의 추정 결과.....             | 27 |
| 〈표 11〉 ARMA(4,3) 모형의 누락변수검정 결과.....         | 27 |
| 〈표 12〉 ARMA(2,1) 모형의 추정 결과.....             | 28 |
| 〈표 13〉 자기상관검정 및 이분산검정 결과.....               | 29 |
| 〈표 14〉 오차 분포 검정 결과.....                     | 30 |
| 〈표 15〉 ARMA(2,1)-GARCH(1,1)-t 모형 추정 결과..... | 30 |
| 〈표 16〉 이분산검정 결과.....                        | 31 |
| 〈표 17〉 각 변수에 대한 단위근 검정 결과.....              | 32 |
| 〈표 18〉 시차 선정 결과.....                        | 33 |
| 〈표 19〉 VAR 모형 분석 결과.....                    | 34 |
| 〈표 20〉 제약 VAR 모형과 무제약 VAR 모형 추정 결과.....     | 35 |
| 〈표 21〉 우도비검정 결과.....                        | 36 |
| 〈표 22〉 각 모형을 통해 얻은 예측치와 실제치의 MSE 분석 결과..... | 37 |
| 〈표 23〉 각 모형을 통해 얻은 예측치와 실제치의 MAE 분석 결과..... | 37 |
| 〈표 24〉 MSE 기준의 DM 검정 결과.....                | 38 |

|                              |    |
|------------------------------|----|
| 〈표 25〉 MAE 기준의 DM 검정 결과..... | 38 |
|------------------------------|----|



## 〈그림 목차〉

|                                             |    |
|---------------------------------------------|----|
| 〈그림 1〉 연구수행 체계도.....                        | 3  |
| 〈그림 2〉 고등어 회유로.....                         | 12 |
| 〈그림 3〉 대형선망 조업 모식도.....                     | 14 |
| 〈그림 4〉 연도별 생산량 및 실질생산금액 추이 (1990~2015)..... | 15 |
| 〈그림 5〉 지역별 생산현황 (2015).....                 | 16 |
| 〈그림 6〉 고등어 유통경로 (2015).....                 | 18 |
| 〈그림 7〉 냉동 고등어 일일소매가격의 추세.....               | 23 |

# Comparative Analysis on the Forecasting Power among Frozen Mackerel Retail Price Determination Models using DM test

Tae Hyun Kim

Department of Applied Economics, The Graduate School,  
Pukyong National University

## Abstract

Forecasting has a key role in economics and especially in fishing management policies. Thus, this study firstly aims to estimate which model is superior to predict frozen mackerel prices using statistical approaches, and secondly aims to provide policy implications of frozen retail mackerel market.

The study used daily frozen mackerel prices of the retail market from 2006 to 2015, the prices were estimated and predicted by ARMA model, GARCH model and VAR model. The two ARMA models are selected according to the information criteria standard, and one of them is estimated as a GARCH model because it does not satisfy homoskedasticity assumption. Also, VAR model is estimated to include other related variables such as frozen wholesale, fresh wholesale and retail prices. In addition, the predictive accuracies of each models are tested through Diebold & Mariano test (1995) by comparing actual prices and predicted prices for the next year.

The summary of the study is as follows. Firstly, ARMA(4,3), ARMA(2,1) models are selected by AIC, SC and HQ information criteria, and ARMA(2,1) model is estimated as GARCH(1,1). Secondly, the restricted VAR model of selected t-2 lag is estimated to forecast the frozen mackerel retail prices. Thirdly these models are used to compare prediction accuracy among models. According to prediction accuracy test, ARMA(2,1)-GARCH(1,1) model has the most excellent accuracy by MSE and MAE standard, respectively. The study found that this model is superior to predict the retail mackerel prices in a conservative manner.

The study is significant because it estimated forecasting models of frozen mackerel, and compared prediction accuracy using statistic approaches in the

retail market. Besides, the study is not only useful for the purchasing and storing projects by government but also for fisheries companies and retailers.



# I. 서론

## 1. 연구배경 및 목적

우리나라의 국민생선이라 불리는 고등어는 남녀노소에게 꾸준히 사랑받고 있는 대표적인 어종이라 할 수 있으며, 구이·회·조림 등 다양하게 요리되고 있다. 특히 고등어가 많이 생산되는 부산에서 고등어구이를 고갈비라 부르기도 하는데, 이는 1960년대 돈이 궁한 서민과 대학생들이 고등어를 석쇠에 구울 때 연기가 나는 것을 마치 돼지갈비나 소갈비 굽는 것을 연상시킨다고 하여 붙였다고 한다<sup>1)</sup>. 또한 고등어는 어머니와 함께 1980년대 대중가요의 주제가 되어 노래로 불릴 만큼 국민들의 애환과 사랑이 담긴 어종이라 할 수 있다.

하지만 국민생선 고등어는 최근에 대내외적으로 위기를 맞고 있다. 2015년 한국의 연근해 고등어 어획량은 약 140,624톤으로 1994년 210,442톤 보다 약 70,000톤 정도 줄었고, 그 가격은 큰 폭으로 상승하였다. 특히 미성어 남획, 중국어선의 쌍끌이 조업, 연근해 수온 변화 등 다양한 요인들에 의해 상품성이 좋은 고등어는 점점 우리 식탁에서 찾아보기 힘들어졌다. 또한 한국해양수산개발원 수산업관측센터의 해외수산물정보 21호 보고서에 따르면 2010년 이후 우리나라로 수입되는 노르웨이산 고등어의 급격한 증가로 인해 2015년 우리나라 고등어 시장 점유율의 23%를 수입산 고등어에게 내어주었다. 즉, 현재 우리나라 고등어는 생산량 감소에 기인한 가격 상승과 수입산 증가에 기인한 가격경쟁력 약화로 인해 생산자뿐만 아니라 소비자의 식탁물가에 대한 우려도 낳고 있다.

우리나라에는 수산물 가격예측에 대한 연구는 많았지만, 단순 예측을 넘어 예측력이 통계적으로 유의한지를 검정한 연구는 거의 진행되고 있지 않은 실정이다. 이에 본 연구는 소매시장의 냉동 고등어 일일가격자료를 통해 ARMA, GARCH, VAR 모형을 선정하고 이들 모형으로부터 고등어

---

1) 부산역사문화대전, 검색일: 2016.03.28.

가격을 예측한 후, Diebold & Mariano(DM) 검정을 통해 통계적으로 예측력이 우수한 모형을 제시해 보고자 한다.

## 2. 연구방법 및 구성

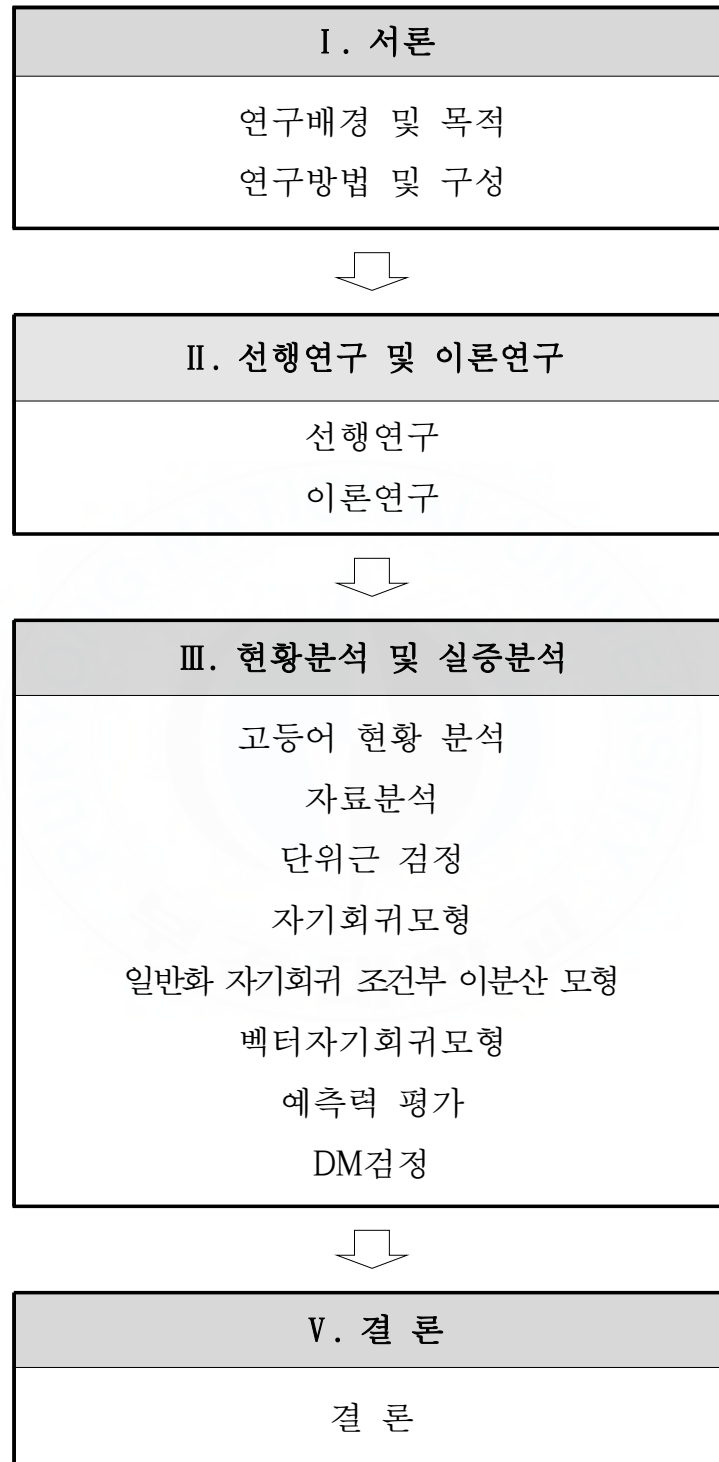
본 연구는 시계열 분석기법인 ARMA 모형, GARCH 모형, VAR 모형을 이용하여 소매시장의 냉동 고등어 가격 예측을 실시한다. 본 연구의 연구방법을 간략히 설명하면 다음과 같다.

먼저, 단위근 검정을 통해 시계열 자료의 안정성 여부를 확인하고, Akaike Information Criterion(AIC), Schwarz Criterion(SC), Hannan-Quinn Information Criterion(HQ) 정보기준별로 ARMA 모형을 선정한다. 둘째, 선정된 ARMA 모형에서 동분산의 가정을 만족하지 않은 모형에 대해 GARCH 모형을 추정한다. 셋째, 자신의 과거 값을 고려한 단일변수모형의 경우 다른 변수들이 가지고 있는 추가적인 정보를 고려하지 못함에 따라 도매 냉동, 도매 신선, 소매 신선 변수를 포함시킨 VAR 모형을 선정하여 분석에 활용한다. 끝으로 선정된 ARMA, GARCH, VAR 모형을 이용하여 소매 냉동 고등어 가격을 예측하고, 각 모형의 예측력을 통계적으로 검정한다.

본 연구와 선행연구의 차이점은 다음과 같다. 기존의 연구는 각 모형의 예측력을 비교할 때 Mean Squared Error(MSE) · Mean Absolute Error(MAE) · Theil의 부등계수 등을 이용하였지만, 본 연구는 기존의 선행연구에서 활용하였던 방법에서 나아가 DM 검정을 이용하여 각 모형간의 예측력을 비교하고 이를 통계적으로 검정하였다는 점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 시계열 분석기법을 활용하여 예측한 농업, 축산, 에너지, 수산 분야의 선행연구를 살펴본 후, 시계열 모형과 예측력 검정 및 DM 검정에 대한 이론연구를 실시한다. 3장에서는 고등어의 일반, 생산, 유통 현황분석 및 실증분석 결과를 제공하고, 결론인 4장에서는 분석 결과를 요약하고 소매시장 냉동 고등어 가격 예측

에 대한 의의와 향후 연구방향을 제시한다.



〈그림 1〉 연구수행 체계도

## II. 선행연구 및 이론연구

### 1. 선행연구

시계열 분석기법을 통한 예측 및 예측력 비교는 금융 외에도 농업, 에너지, 축산 등의 분야에서 발전해왔다. 이에 본 연구에서는 수산과 연관성이 있는 농업, 에너지, 축산 분야와 수산 분야의 선행연구에 국한하여 분석하였다.

채소가격 예측을 위한 응용기법별 예측력 비교(김배성, 2005)에서 1987년 1월~2005년 7월간 마늘, 양파, 배추, 무의 주간 도매가격 자료를 활용하여 ARIMA 모형, GARCH 모형, 인공신경망모형을 추정하였고, 표본외 예측 후 예측력을 비교하였다. 예측력 비교에 Root Mean Square Prediction Error(RMSPE), Mean Absolute Percent Error(MAPE), Theil의 부등계수, Turning Point Forecasting Error(TPFE)를 사용하여 품종별 모형별 예측력을 비교하였다.

연료용 유연탄에 대한 가격예측력 분석(윤원철, 2006)에서 향후 시장의 수급상황을 반영한 선도가격을 이용하여 회귀분석모형 5가지, ARMA 모형, 외생변수가 포함된 ARMA 모형을 추정하였다. 아울러 Mean Error(ME), MAE, Root Mean Squared Error(RMSE), RMSPE를 활용하여 예측력을 평가하였다.

ARIMA 모형을 이용한 한우육 사육두수 추정(전상곤 외, 2011)에서 1984~2010년 연도별 자료를 활용하여 크기별 성별 도축률 및 출생률에 대해 ARIMA 모형을 추정하였다. 총 6가지의 모형을 도출하여 예측하였고 테일의 불균등 지수를 통해 예측오차가 10% 미만인 것을 추정하였다.

수산분야에서 시계열 분석기법을 통해 예측에 활용한 연구도 꾸준히 진행되어왔다. Forecasting weekly salmon prices: risk management in fish farming(Guttormsen, 1999)에서 중량별 주별 연어 가격자료를 활용하여 ARMA, VAR를 포함한 총 6개의 모형을 추정하였다. 또한 MSE, MAE 등을

활용하여 예측력이 우수한 모형을 구분하였다.

Forecasting monthly fisheries prices : model comparison using data from Cornwell(UK)(Floros et al., 2006)에서 월별 평균 가격자료를 활용하여 Autoregressive(AR) 모형, Moving Average(MA) 모형, ARMA 모형을 추정하였다. 이를 통해 영국 Cornwell 지역에 양륙되는 수산물 12종의 가격을 10개의 모형을 통해 예측하였으며, MSE, MAE, Theil의 부등계수를 활용하여 예측력을 평가하였다.

Modeling and forecasting pelagic fish production using univariate and multivariate ARIMA models(Tsitsika et al., 2007)에서 1990~2005년의 월별 대형선망의 생산량 자료를 활용하여 ARIMA 모형을 추정하였고, 원양산 지중해 어획량을 예측하였다. 또한 미래 자원 및 시장에 대한 정부정책에 활용될 수 있게 ARIMA 모형을 활용하여 단위당 어획노력량을 예측하였다.

양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구(옥영수 외, 2007)에서 월별 산지가격 및 소비지가격을 활용하여 단일변수 모형인 ARIMA 모형과 다변량 모형인 VAR 모형을 추정하였다. 이후 RMSE와 MAPE를 통해 예측치와 실제치를 비교하여 예측력이 높은 모형을 선정하였다.

김장굴의 수요 분석 및 예측(남종오 외, 2012)에서 시계열 자료와 달리 Pooled data를 이용하여 분석하였다. 현황분석에서 김장굴 수요는 패턴 및 계절성이 있다는 것을 밝혀냈다. 분석 과정에서 발견된 이분산 및 다중공선성을 치료하였고, OLS와 FOLS 추정법을 이용하였다. 이를 통해 우리나라 지역별 김장굴 수요함수를 추정하였고, 장단기 김장굴 수요를 예측하였다.

시계열 분석을 이용한 굴 가격 예측에 관한 연구(남종오 외, 2012)에서 굴의 가격함수를 추정하였고, 다중회귀모형, ARIMA 모형, VAR 모형을 이용하여 가격의 월별 변화를 예측하였다. 예측 검정에서는 RMSE, MAE, MAPE 등을 이용하였고 VAR 모형이 다중회귀모형 및 ARIMA 모형보다 예측에 적합한 것으로 나타났다.

시계열 분석을 이용한 굴 생산량 예측 가능성에 관한 연구(남종오 외,

2012)에서 굴 생산량 예측을 위해 다중회귀모형, SARIMA 모형, VECM 모형을 이용하였고, 이들 모형 중 예측 적합도가 높은 모형을 선정하였다. 특히 본 논문의 의의는 기존의 대중어를 너머 연산별 품종인 굴의 생산량을 예측한 것이다.

수산분야에서 Diebold & Mariano(1995) 검정을 활용한 연구는 굴 소매가격 예측 모형의 DM 검정 및 변동성 분석(김남호, 2016)이 있다. 굴 소매가격 예측을 위해 AIC, SC, HQ 정보 요인 기준으로 선정된 ARMA 모형을 활용하였다. 또한 가격예측 및 예측력 검정 실시하였고, DM검정을 통해 예측력이 우수한 모형을 선정하였다. 아울러 굴 소매가격의 변동성 분석을 실시하여 ARCH항과 GARCH항의 합이 1에 가까워 변동 발생 시 오래 지속됨을 확인하였다.

기존의 선행연구에서 시계열 분석 모형을 활용하여 모형을 선정하고, 예측 및 예측력을 비교하는데 있어 RMSE, MAPE 등의 방법들이 활용되어 왔지만, 예측치의 오차가 유의하게 줄어들었는지 확인한 선행연구는 미흡한 실정이다. 이에 본 연구는 냉동 고등어 소매가격을 활용하여 예측 모형을 선정하고, DM 검정을 실시한다는 점에서 선행연구와 차이점이 존재한다.

〈표 1〉 선행연구 요약

| 연도   | 저자               | 논문명                                                               |
|------|------------------|-------------------------------------------------------------------|
| 2005 | 김배성              | 채소가격 예측을 위한 응용기법별 예측력 비교                                          |
| 2006 | 윤원철              | 연료용 유연탄에 대한 가격예측력 분석                                              |
| 2011 | 전상곤<br>박한울       | ARIMA 모형을 이용한 한육우 사육두수 추정                                         |
| 1999 | Guttormsen, A.G. | Forecasting weekly salmon prices: risk management in fish farming |

| 연도   | 저자                                                   | 논문명                                                                                             |
|------|------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 2006 | Floros, C.<br>Failler, P.                            | Forecasting Monthly fisheries prices: Model comparison Using Data from Cornwall(UK)             |
| 2007 | Tsitsika, E.V.<br>Maravelias, C.D.<br>Haralabous, J. | Modeling and forecasting pelagic fish production using univariate and multivariate ARIMA models |
| 2007 | 옥영수<br>김상태<br>고봉현                                    | 양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구                                                                         |
| 2011 | 남종오<br>노승국                                           | 김장굴의 수요분석 및 예측                                                                                  |
| 2012 | 남종오<br>노승국<br>박은영                                    | 시계열 분석을 이용한 굴 가격 예측에 관한 연구                                                                      |
| 2012 | 남종오<br>노승국                                           | 시계열모형을 이용한 굴 생산량 예측 가능성에 관한 연구                                                                  |
| 2016 | 김남호                                                  | 굴 소매가격 예측 모형의 DM 검정 및 변동성 분석                                                                    |

## 2. 이론연구

### 분석방법

일반적으로 수산물 가격을 예측하기 위해서는 안정적인 시계열을 따르는 ARMA 모형을 이용한다. 본 연구에서도 수준변수에 단위근이 존재하지 않아 ARMA 모형을 이용하여 가격 예측을 실시하였으며, 이분산이 존재하는 모형에 대해서는 GARCH 모형을 이용하여 소매 냉동 고등어가격을 예측하였다. 다음으로 각 모형의 예측력을 평가하기 위하여 MSE · MAE 기

준을 적용하여 MSE · MAE가 가장 낮은 모형을 예측력이 우수한 모형으로 선정하였고, DM 검정을 이용하여 추정된 모형간의 예측력을 비교하였다. 구체적으로 예측력이 우수하다고 선정된 모형을 기준모형으로 적용하여 기준모형과 나머지 모형의 예측력을 검정하였다.

### ARMA(Autoregressive Moving Average) 모형

ARMA(p,q) 모형은 수준변수의 단위근 검정을 통해 시계열 자료가 안정적인 경우, AR(p) 모형과 MA(q) 모형을 결합한 모형이다. ARMA 모형은 ARMA(p,q)로 표현되는데 p는 자기 자신의 과거항을 사용하는 AR 모형을, q는 잔차항의 과거를 사용하는 MA(Moving-Average) 부분을 나타낸다. 즉, ARMA 모형은 자기회귀모형과 이동평균모형의 합을 이용하여 나타낸 시계열 모형이다. 아래의 식 (1)은 ARMA(p,q) 모형을 나타낸 식이며, ARMA의 시차는 AIC, SC, HQ 등 정보요인에 의해 결정된다(Chris B, 2008).

$$Y_t = c + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots + \beta_q u_{t-q} + u_t \quad (1)$$

### GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형

비조건부 분산 모형은 자신의 과거 값을 고려하지 않기 때문에, ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형을 사용하여 자산가격과 수익률의 변동성을 측정한다. 하지만, ARCH(p) 모형을 추정 할 때 p의 값이 크면 너무 많은 자유도를 고려해야하고, 또한 계수의 값이 음수인 경우 해석하기 어려움 등의 한계점 때문에, Bollerslev에 의해 제안된 GARCH 모형을 사용하는 것이 일반적이다. 기본적인 GARCH(1,1) 모형은 아래의 식 (2), 식 (3)과 같다.

$$Y_t = X_t' \theta + u_t \text{-----} \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \text{-----} \quad (3)$$

식 (2)는 평균 방정식을 나타내며, 식 (3)은 조건부 분산 방정식을 나타낸다. 분산 방정식은 세 부분으로 구성되어 있는데,  $\omega$ 는 상수항,  $u_{t-1}^2$ 는 평균 방정식의 잔차자승 시차로써 측정되는 ARCH 항,  $\sigma_{t-1}^2$ 은 마지막 기간의 예측 분산인 GARCH항을 나타낸다. 즉, GARCH(1,1) 모형은 자기회귀 GARCH 항과 이동평균 ARCH 항을 의미한다.

식 (3)에서 ARCH 항의 계수인  $\alpha$ 와 GARCH 항의 계수인  $\beta$ 를 통해 변동성을 알 수 있다. 단, 분산 방정식의 제약 조건인  $\omega > 0$ ,  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$ 를 충족시켜야 하고,  $\alpha + \beta$ 의 값이 0에서 1사이의 값을 가져야 장기 변동성을 추정해 볼 수 있다.

### VAR(Vector Autoregressive) 모형

VAR 모형은 자신의 과거 정보뿐만 아니라 다른 변수를 사용하여 구조 분석을 수행하는 장점이 존재한다. 이 모형은 Sims (1980)에 의해 제시되었고, 회귀분석과 시계열 분석방법이 결합된 형태로 이루어진다. VAR 모형은 일반적으로 서로 관련성이 있는 여러 개의 내생변수를 포함한다는 점에서 연립방정식 모형과 유사하다. VAR 모형은 시계열 변수들 간의 분석 및 예측에 이용되고 변수들의 체계(System)에 의한 확률교란(Random Disturbances)의 동적인 충격을 분석하기 위해 사용한다. VAR 모형의 접근은 체계 내 모든 내생변수의 시차값의 함수로 모든 내생변수를 설명함으로써 구조적인 모형화의 필요성을 회피한다. VAR(p) 모형은 다음 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다 (EViews 9 User's Guide II).

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta x_t + u_t \text{-----} (4)$$

여기서,  $y_t$ 는 내생변수의 k 벡터를 의미하고,  $x_t$ 는 외생변수의 d 벡터를 의미한다.  $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ 와  $\beta$ 는 모형을 추정하기 위한 계수의 행렬을 의미하고,  $u_t$ 는 오차 벡터를 의미한다.

### 예측력 평가(Forecasting Evaluation)

예측력을 평가할 때 예측된 가격과 실제 가격을 비교함으로써 가능하다. 본 연구에서는 예측력 평가를 실시하기 위해 MSE · MAE 기준을 적용하였다. 예측한 표본을  $T+1, T+2, \dots, T+h$  로,  $t$ 시점에 대한 실제 값을  $y_t$ , 예측한 값을  $\hat{f}_t$ 라 가정하면 MSE와 MAE의 식은 아래의 식 (5), (6)와 같이 나타낼 수 있다.

$$MSE = \sum_{t=1}^{T+h} (\hat{f}_t - y_t)^2 / h \text{-----} (5)$$

$$MAE = \sum_{t=1}^{T+h} |\hat{f}_t - y_t| / h \text{-----} (6)$$

### Diebold & Mariano 검정

예측력이 우수한 모형을 식별하기 위해서 MSE와 MAE를 활용할 수 있으나, 모형간의 예측력을 비교하기 위한 통계적 검정은 불가능하다. 통계적인 검정을 통한 두 모형간의 예측력을 식별하기 위해 Diebold와 Mariano (1995)는 DM 검정 방법을 제시하였다. 먼저 손실함수를 나타내는  $L(y_t, f_{n,t})$ 에서  $n$ 은 1, 2를 나타내며,  $f_{1,t}, f_{2,t}$ 는 서로 상이한 예측치로 정의한다.

모형의 예측치를 검정하기 위한 귀무가설과 대립가설은 아래의 식 (7)과 같이 설정한다.

$$\begin{aligned} H_0 : E[L(y_t, f_{1,t})] &= E[L(y_t, f_{2,t})] \text{-----} (7) \\ H_1 : E[L(y_t, f_{1,t})] &\neq E[L(y_t, f_{2,t})] \end{aligned}$$

귀무가설을 채택하면 예측오차에 대한 손실함수의 값이 같다는 의미이고, 이는 두 예측치의 예측력에는 통계적으로 유의미한 차이가 존재하지

않는다는 것을 의미한다.

DM 검정의 검정통계량은 아래의 식 (8)과 같다.

$$DM = \left[ \frac{1}{\hat{V}(\bar{d})} \right]^{1/2} \times \bar{d} \text{-----} (8)$$

$d_t$ 는 예측오차의 차이이며  $d_t = L(y_t, f_{1,t}) - L(y_t, f_{2,t})$ 로 나타낼 수 있다. 또한  $\bar{d}$ 는 예측오차 차이의 표본평균이며  $\bar{d} = T^{-1} \sum_{t=1}^T d_t$ 와 같이 나타낼 수 있다. 예측오차 차이 표본평균의 분산을 의미하는  $\hat{V}(\bar{d})$ 는 아래의 식 (9)와 같다.

$$V(\bar{d}) = (T^{-1}) \left[ \gamma_0 + \left( \frac{2}{T} \right) \sum_{k=1}^{h-1} (T-k) \gamma_k \right] \text{-----} (9)$$

여기서,  $\hat{\gamma}_{(k)}$ 는 k번째  $d_t$  시차간 자기공분산을 의미하고 아래의 식 (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\hat{\gamma}_{(k)} = (T^{-1}) \sum_{t=k+1}^T (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d}) \text{-----} (10)$$

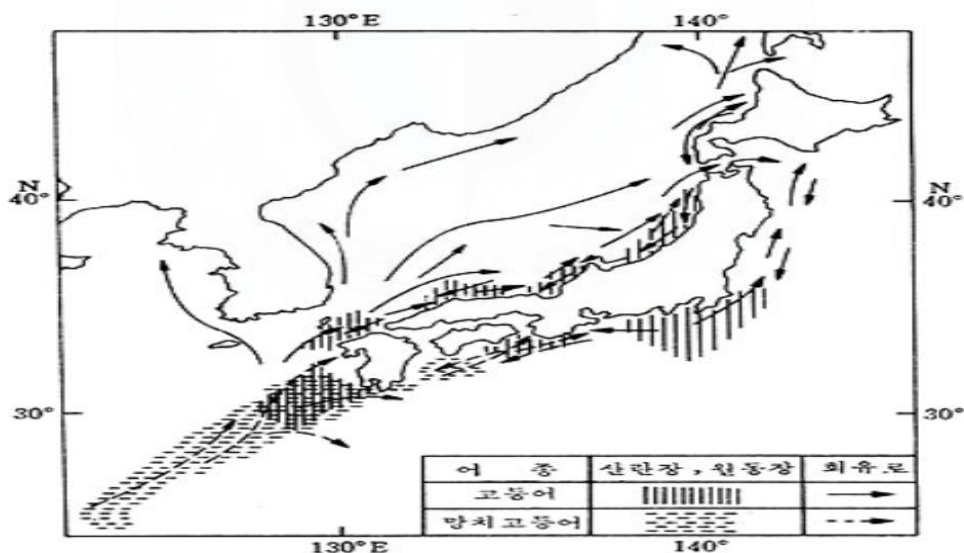
DM 검정 통계량은 표준정규분포를 따르며 가설검정을 위한 임계치 (Critical Value)는 표준정규분포의 임계치를 따른다(Mariano, R.S., 2002).

### Ⅲ. 현황분석 및 실증분석

#### 1. 고등어 현황 분석

##### 1) 일반 현황

고등어는 농어목 고등어과로 구이, 조림 등으로 다양하게 요리가 가능하다. 일반적으로 고등어는 우리나라 전 연안에 분포하며 특히 남해안에 많이 분포한다. 2, 3월경 제주도 성산포 연안으로부터 몰려와 서해와 동해로 나누어 점차 북상한다. 한국민족문화대백과사전에 의하면 서해가 풍어일 때 동해는 흉어이고, 동해가 풍어일 때 서해는 흉어인 현상이 일어난다고 알려져 있다(한국민족문화대백과사전, 검색일: 2016.03.10.)



자료: 한국해양수산개발원 수산업관측센터 ([www.foc.re.kr](http://www.foc.re.kr)), 검색일: 2016.03.10.

〈그림 2〉 고등어 회유로

고등어의 회유로는 〈그림 2〉와 같다. 고등어는 수온이 0~10℃인 맑은 물에 살며, 봄과 여름에는 얕은 곳으로 가을에는 깊은 곳으로 이동하는

특성을 가진다. 주로 10~100m층에 최다 분포하고, 200m 이내의 수심에 서식한다. 주간에는 70~150m, 야간에는 20~50m의 수심대에 분포한다(한국해양수산개발원 수산업관측센터)<sup>2)</sup>.

국립수산과학원에 따르면 고등어의 종류는 고등어(Common Mackerel), 망치고등어(Spotted Chub Mackerel), 줄무늬고등어(Indian Mackerel), 갈고등어로 나누어져 있다. 고등어의 경우 한국 및 전 대양의 열대·온대 해역에 분포해있다. 몸의 형태는 눈은 크며 기름눈꺼풀이 잘 발달되어 있고, 등지느러미와 뒷지느러미 후방으로 5개씩의 토막지느러미가 있다. 또한 꼬리자루는 매우 잘록하며 꼬리지느러미는 잘 발달된 가랑이형이다. 체색의 경우 몸의 등쪽은 암청색을 띠며, 청흑색의 물결무늬가 측선까지 분포하고 있고, 배쪽은 은백색을 띤다.

망치고등어의 경우 한국 남부, 태평양, 인도양의 열대·온대해역에 서식하며, 일반적으로 고등어보다 약간 높은 수온대의 해역에 서식한다. 몸의 형태는 방추형으로 거의 원형에 가까우며 등지느러미는 2개로 멀리 떨어져 있다. 수명은 약 6년으로 성장 속도는 고등어보다 약간 빠르며, 1년생이 체장 29cm, 2년생이 36cm까지 성장하고 최대 50cm까지 성장한다. 체색은 몸 등쪽은 녹색빛이 가미된 짙은 청색의 물결무늬가 측선까지 분포하고, 체측 아래쪽으로 동공보다 작은 짙은 청색의 반점이 산재하며 배쪽은 은백색을 띤다.

줄무늬고등어의 경우 일본 남부, 전 대양의 열대·아열대 해역에 분포해 있고, 우리나라 연안의 표층에서 큰 군집을 이루며 생활한다. 몸의 형태는 소형으로 꼬리지느러미는 가랑이형이다. 눈 주위에 기름눈꺼풀이 발달하며 등지느러미와 뒷지느러미의 후방으로 각각 5개의 토막지느러미가 있다. 체색의 경우 몸 등쪽에 푸른 빛을 띠며 중앙에서부터 은백색을 띤다. 꼬리지느러미는 화액이며 뒷가장자리가 검은 반면에 나머지는 희거나 미색을 띤다.

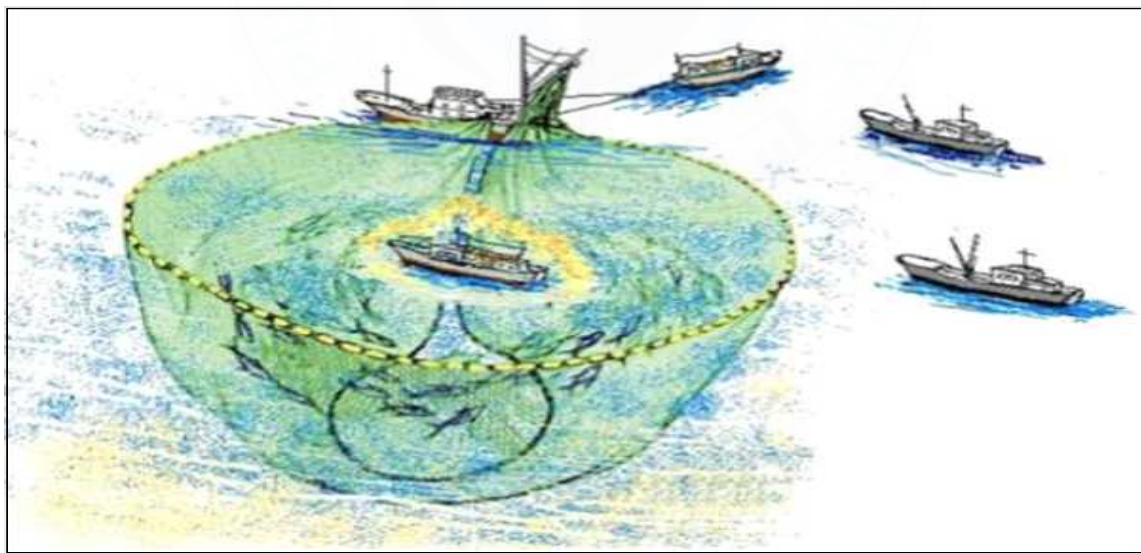
---

2) 한국해양수산개발원 수산업관측센터, 한국해양수산개발원 대중성 어종 수급 및 가격 동향 조사 보고서, 2012.

갈고등어의 경우 한국 남부, 일본에서 마이크로네시아, 호주 북부, 인도양에 분포하고 있다. 형태의 경우 체고는 낮고 몸은 방추형이다. 눈은 크며 눈주위로 잘 발달된 기름 눈꺼풀이 있으며, 등지느러미는 2개, 제 2 등지느러미는 기저의 길이가 매우 길고 꼬리자루에 발달된 토막지느러미가 있다. 최대 40cm까지 성장하나, 일반적인 크기는 25cm 범위이다. 체색의 경우 몸 등쪽은 짙은 청색을 띠며 중앙에서부터 밝아져 배쪽은 은백색을 띤다. 주새개골의 끝에는 검은색 얼룩점이 있으며, 모든 지느러미는 희거나 무색투명하며, 꼬리지느러미만 어두운 갈색을 띤다(국립수산물연구원)<sup>3)</sup>.

## 2) 생산 방법 및 생산 현황

2015년 기준 우리나라의 고등어는 주로 대형선망이 어획하는 것(95.20%)으로 나타났다. 소형선망(1.24%), 근해자망(0.85%)이 그 뒤를 이었지만, 차지하는 비율이 매우 낮았다.

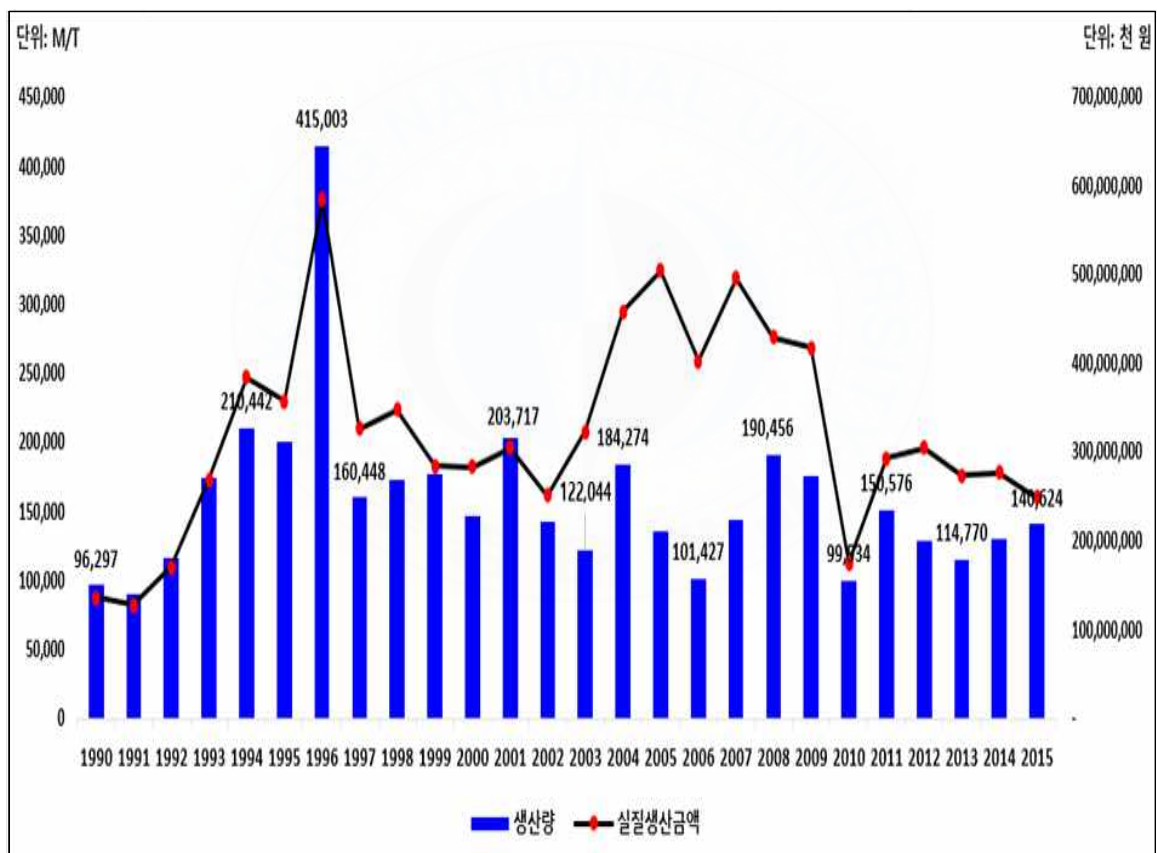


자료 국립수산물연구원 해양수산연구정보포털 ([http://www.nifs.go.kr/portal/page?\\_id=pr\\_index](http://www.nifs.go.kr/portal/page?_id=pr_index)), 검색일 2016.03.10.

〈그림 3〉 대형선망 조업 모식도

3) 국립수산물연구원 수산생명자원정보센터 <http://www.nifs.go.kr/frcenter/resource>, 검색일: 2016.03.10.

2012년 한국해양수산개발원 대중성 어종 수급 및 가격 동향 조사 보고서에 따르면, 대형선망어업은 50톤 이상 140톤 미만의 동력어선으로 전국 근해에서 긴 네모꼴 모양의 그물을 이용하여 수산동물을 포획하는 어업이다. <그림 3>과 같이 대형선망은 주로 선단으로 조업하는데, 1개 선단을 1통이라 하며, 주로 본선 한 척, 등선 두 척, 운반선 세 척으로 구성되어 있다. 본선은 어구를 투척하고 양망하는 그물배를 의미하며, 등선은 어군의 탐색, 집어 등을 하는 보조선을, 운반선은 어획물을 육지까지 운반하는 배를 의미한다. 한 선단에 승선하는 선원은 약 70명 내외이다.



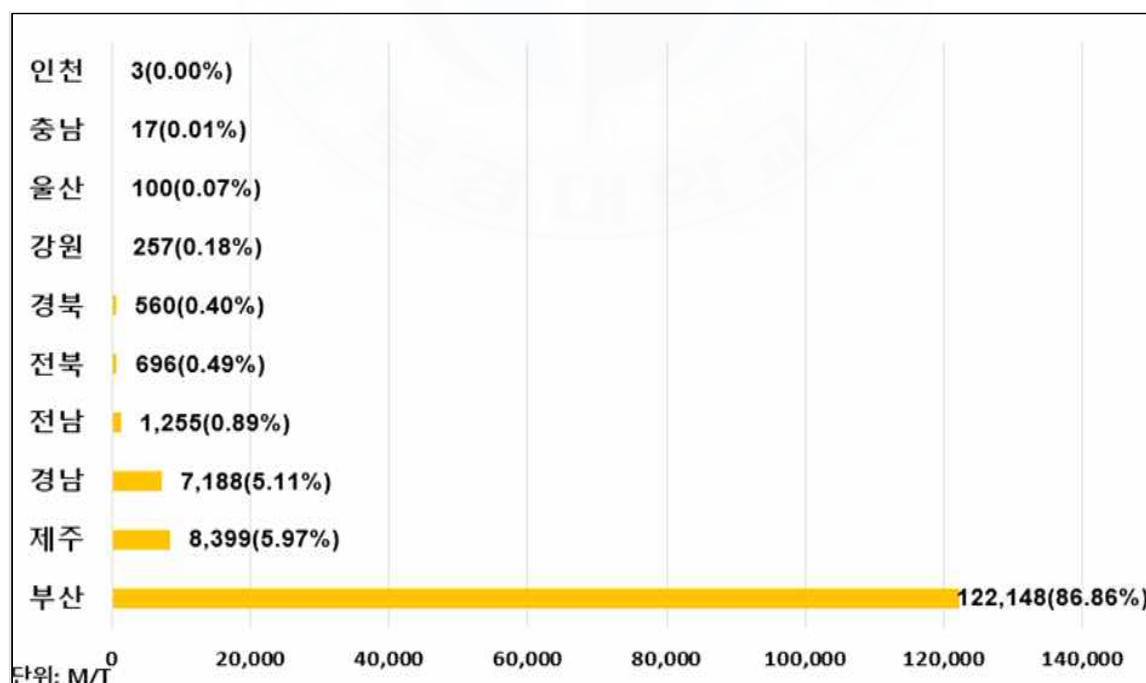
자료: 통계청 (<http://kosis.kr>), 검색일: 2016.03.10.

<그림 4> 연도별 생산량 및 실질생산금액 추이 (1990~2015)

1990년부터 2015년까지 우리나라 연근해에서 어획되는 고등어의 생산량 및 2010년으로 환산한 생산금액을 나타내면 위의 <그림 4>와 같다. 생산량

은 1990년 96,297톤에서 1996년 415,003톤으로 약 4배가량 증가하였지만, 1997년 160,448톤으로 급감하였다. 2000년대 들어서 2001년에 203,717톤에서 2003년에 122,044톤, 2004년에 184,274톤에서 2006년에 101,427톤으로 생산량이 변동하였다. 2010년대 들어서 동 년도의 생산량이 99,534톤으로 1990년 이후 가장 적게 나타났고, 2011년에 150,576톤으로 약 50,000톤 증가하였고, 최근 5년 평균 어획량은 132,872톤으로 나타났다. 2010년 기준으로 환산한 생산금액의 경우 1990년 22,033,885천 원에서 점차 상승하여 2011년 313,964,581천 원으로 나타났다. 이후 2013년 159,048,051천 원까지 하락하였고, 2015년에 190,746,778천 원으로 나타났다.

<그림 5>는 2015년의 지역별 고등어 어획량에 대한 그림이다. 2015년 지역별 고등어 어획량은 부산지역이 122,148톤으로 가장 많았으며, 제주도 8,399톤, 경상남도 7,188톤 순으로 나타났다. 부산지역의 고등어 어획량이 전체 고등어 어획량의 86.86%를 차지할 만큼 높은 이유는 주로 부산 지역에 대형선망 어선이 소재하고 있기 때문이라 볼 수 있다.



자료: 통계청 (<http://kosis.kr>), 검색일: 2016.03.10.

<그림 5> 지역별 생산현황 (2015)

우리나라의 주요 어장은 제주도를 중심으로 하여 반경 약 60마일 이내의 해역(제주도 근해, 거문도, 대마도부근, 동중국해)으로 수심은 약 80~120m의 모래와 진흙이 섞여있는 해역에서 조업을 실시한다. 조업일수는 250~300일로 자율적 휴어기인 음력 3월 14일~음력 4월 14일과 월명기인 매월 6일(음력 14~19일)을 제외하고 연간 조업을 실시한다(한국해양수산개발원 수산업관측센터)<sup>4)</sup>.

### 3) 유통현황<sup>5)</sup>

고등어의 주요 유통 경로를 살펴보면 아래의 <그림 6>과 같다. 고등어는 크게 다섯 단계의 유통과정을 거치게 되는데, 생산자 → 위판장 → 저장가공업체·도매상·대형유통업체 → 소매상 → 소비자 및 대량수요처로 유통되고 있다. 대형유통업체는 부산 공동어시장 산지중매인으로부터 구매 후 자체 물류센터로 운송하여 각 마트로 배송하며, 대량수요처는 단체급식 및 식자재업체로 산지 및 도매시장에서 중도매인을 통해 구매한다.

고등어의 주 조업시기는 9~12월이며 일시 다획성 어종 및 부패성이 강하여 어획 즉시 운반선에 의해 육지로 양륙되어야 한다. 부산공동어시장의 위판절차를 살펴보면, 어선입항 → 양륙 및 배열 → 수하 → 경매(수지상향식) → 어대금 지급 → 매수대금 정산 → 출하로 이루어져 있다.

경매(위판) 시간은 경매 전일 20:00시까지 도착한 물량에 한하여 오전 6시부터 통상적으로 오전 10시까지 진행한다. 주로 일반경매로 이루어져 있지만, 물량이 많아 배열작업이 어려운 경우 선상경매방법을 사용하기도 한다.

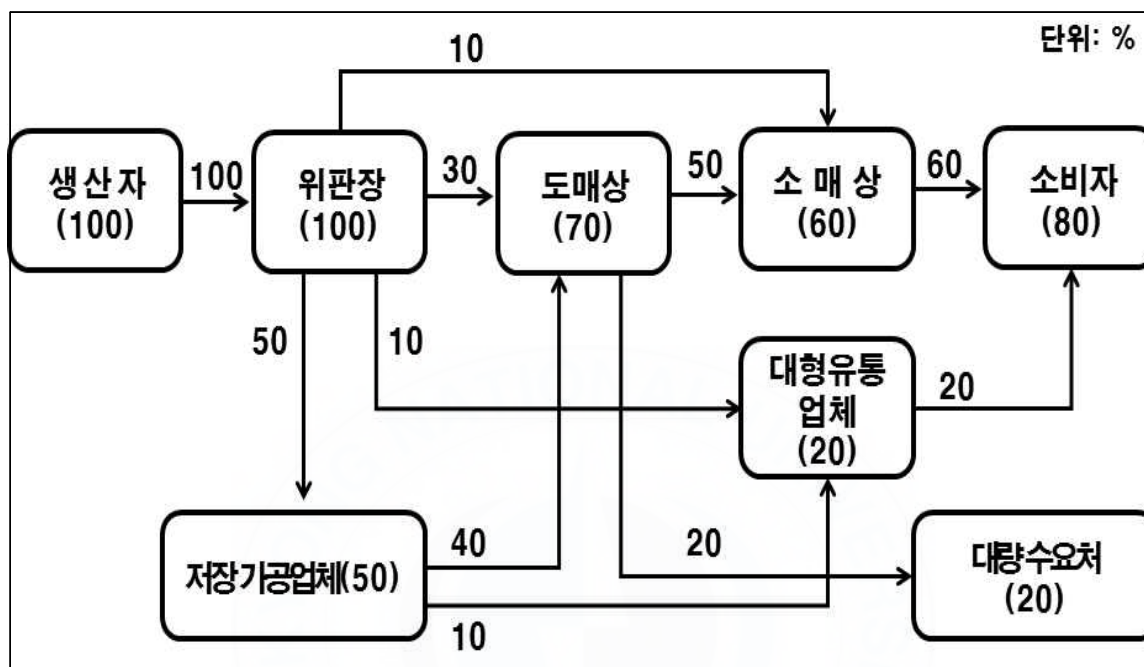
양륙 및 배열에 드는 비용은 상자 당 약 455원으로 선주가 부담하며, 이는 양륙비 314원, 배열비 141원을 포함한 금액이다. 위판수수료는 경락

---

4) 한국해양수산개발원 수산업관측센터, 한국해양수산개발원 대중성 어종 수급 및 가격 동향 조사 보고서, 2012.

5) KAMIS(Korea Agricultural Marketing Information Service)의 품목별 유통실태(수산부류-고등어)와 냉동냉장수협자료를 참고하여 작성하였다.

금액의 3.4%(0.7%는 선망수협, 2.7%는 부산공동어시장)이다. 어상자비용은 개당 850원(양륙·배열 시 사용 및 주변재래시장 반출)이며 중도매인이 사용 시 개당 400원이다.



자료: 한국해양수산개발원 수산업관측센터 (<http://www.foc.re.kr>), 검색일: 2016.03.15.

〈그림 6〉 고등어 유통경로 (2015)

거래등급 및 용도별로 구분하면 <표 2>와 같다. 시중에 유통되는 고등어의 거래등급은 주로 소고와 소소고이다.

〈표 2〉 거래등급 및 용도

| 구분        | 중고     | 소고                 | 소소고      | 소갈고      | 갈고         | 갈사료<br>(고도리) |
|-----------|--------|--------------------|----------|----------|------------|--------------|
| 무게<br>(g) | 600g이상 | 500~600g           | 400~500g | 300~400g | 200~300g   | 200g 미만      |
| 용도        | 수출     | 생물판매 및<br>정부비축(냉동) |          | 간고등어     | 식자재,<br>수출 | 통조림 및<br>사료  |

자료: KAMIS 품목별 유통실태, 2014.

산지중도매인은 외부에서 구매위탁 받은 물량을 구매대행 또는 직접 구매하여 선별포장 작업 후 대도시로 유통하거나, 저장 보관 후 유통한다. 대부분 도매상, 대형유통업체, 소매상의 주문을 받아 구매를 대행하며 수취 중계료는 평균 3.3%로 4% 이하이다.

냉동냉장수협에 따르면 2014년 기준 부산지역 수산물 취급 냉동·냉장 시설 현황은 업체 120개소가 있으며, 냉장 1,384,207톤, 동결 5,404톤, 제빙 970톤, 저빙 67,123톤이 가능하다. 부산 지역에서 생산되는 고등어의 경우 일반적으로 50~60%는 신선으로, 40~50%는 냉동으로 처리된다.

이에 본 연구에서는 고등어가 소비자에게 유통되기 전 단계의 시장인 소매시장의 냉동 고등어 가격을 이용하여 분석을 실시하고자 한다. 소매 냉동 고등어의 가격예측을 통해 대형유통업체, 소매상 및 소비자에게 고등어 가격 예측 정보를 제공할 뿐만 아니라, 정부가 시행하는 고등어 비축 등의 수급조절 정책에 도움이 되고자 한다.

#### 4) 수출입 현황

아래의 <표 3>은 냉동 고등어의 연도별 수출입 물량 및 금액을 나타낸다. 2012년 수출물량은 60,659톤에서 2015년 25,116톤으로 약 35,000톤이 줄어든 반면, 동 기간 동안 수입물량은 31,454톤에서 50,886톤으로 약 20,000톤이 증가하였다. 수출금액도 2012년 61,991천 달러에서 2015년 21,953천 달러로 약 40,000천 달러 하락한 반면, 수입금액은 2012년 61,248천 달러에서 2015년 91,422천 달러로 증가하였다.

<표 3> 연도별 수출입 현황

단위: M/T, 천 달러

| 연도   | 수출     |        | 수입     |        |
|------|--------|--------|--------|--------|
|      | 수출량    | 수출금액   | 수입량    | 수입금액   |
| 2012 | 60,659 | 61,991 | 31,454 | 61,248 |

| 연도   | 수출     |        | 수입     |        |
|------|--------|--------|--------|--------|
|      | 수출량    | 수출금액   | 수입량    | 수입금액   |
| 2013 | 39,029 | 40,888 | 16,346 | 35,605 |
| 2014 | 21,950 | 23,833 | 33,031 | 70,918 |
| 2015 | 25,116 | 21,953 | 50,886 | 91,422 |

자료: 한국무역협회 (<http://www.kita.net/>), HS 코드: 0303540000, 검색일: 2016.03.30.

아래의 <표 4>와 <표 5>는 국가별 수출입 물량과 금액을 나타낸다. 2015년 기준 수출입물량의 합계가 가장 큰 상위 5개 국가를 기준으로 정리하였다. 2012년 이후 노르웨이산 냉동 고등어의 수입물량이 18,750톤에서 36,160톤으로, 수입금액이 42,122천 달러에서 65,900천 달러로 증가하였다. 탄자니아의 경우 수출물량이 2012년 2,959톤에서 7,482톤으로 약 4,500톤이 증가하였고, 수출금액은 2,777천 달러에서 6,306천 달러로 약 3,000천 달러가 증가하였다.

한편 일본의 경우 2013년 이후 수입물량 및 금액이 줄어들었는데, 이는 2011년 동일본대지진으로 인한 후쿠시마현 인근 수산물 수입금지 조치가 주요 원인인 것으로 추론된다.

<표 4> 상위 6개 국가의 연도별 수출입량

단위: M/T

| 국가   | 2012  |        | 2013  |        | 2014  |        | 2015  |        |
|------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
|      | 수출    | 수입     | 수출    | 수입     | 수출    | 수입     | 수출    | 수입     |
| 노르웨이 | 0     | 18,750 | 0     | 11,847 | 0     | 26,341 | 0     | 36,160 |
| 중국   | 4,653 | 8,818  | 3,174 | 3,325  | 1,566 | 4,525  | 1,696 | 9,240  |
| 탄자니아 | 2,959 | 0      | 3,278 | 0      | 4,437 | 54     | 7,482 | 0      |
| 대만   | 4,735 | 221    | 5,935 | 24     | 3,371 | 1,086  | 2,490 | 3,300  |

| 국가  | 2012   |       | 2013   |     | 2014 |    | 2015  |     |
|-----|--------|-------|--------|-----|------|----|-------|-----|
|     | 수출     | 수입    | 수출     | 수입  | 수출   | 수입 | 수출    | 수입  |
| 이집트 | 26,181 | 160   | 10,626 | 0   | 591  | 54 | 3,291 | 156 |
| 일본  | 1,055  | 2,634 | 208    | 484 | 165  | 39 | 68    | 112 |

자료: 한국무역협회 (<http://www.kita.net/>), HS 코드: 0303540000, 검색일: 2016.03.30.

### 〈표 5〉 상위 6개 국가의 연도별 수출입금액

단위: 천 달러

| 국가   | 2012   |        | 2013   |        | 2014  |        | 2015  |        |
|------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|--------|
|      | 수출     | 수입     | 수출     | 수입     | 수출    | 수입     | 수출    | 수입     |
| 노르웨이 | 0      | 42,122 | 0      | 27,779 | 0     | 58,718 | 0     | 65,900 |
| 중국   | 5,458  | 12,330 | 3,676  | 5,933  | 2,041 | 8,443  | 1,640 | 17,376 |
| 탄자니아 | 2,777  | 0      | 3,321  | 0      | 4,549 | 73     | 6,306 | 0      |
| 대만   | 5,274  | 399    | 7,090  | 42     | 4,011 | 1,341  | 2,341 | 4,137  |
| 이집트  | 23,654 | 173    | 10,139 | 0      | 544   | 51     | 2,533 | 158    |
| 일본   | 4,346  | 4,265  | 931    | 629    | 633   | 53     | 111   | 314    |

자료: 한국무역협회 (<http://www.kita.net/>), HS 코드: 0303540000, 검색일: 2016.03.30.

우리나라가 수입하는 냉동 고등어는 대부분 노르웨이로부터 수입된 것을 확인할 수 있다. 아래의 〈표 6〉은 우리나라 전체 냉동 고등어 수입물량 및 금액에서 노르웨이산 냉동 고등어가 차지하는 비중을 나타낸다. 아래의 표에 나타나듯이 수입물량과 수입비중은 2015년 기준 71.06%와 72.08%를 차지하고 있다.

〈표 6〉 연도별 노르웨이 고등어 차지 비중

| 연도   | 수입물량   | 수입금액   |
|------|--------|--------|
| 2012 | 59.61% | 68.77% |
| 2013 | 72.48% | 78.02% |
| 2014 | 79.75% | 82.80% |
| 2015 | 71.06% | 72.08% |

자료: 한국무역협회 (<http://www.kita.net/>), HS 코드: 0303540000, 검색일: 2016.03.30.



## 2. 자료분석

본 연구에서는 2006년 1월 2일부터 2015년 12월 31일까지 소매시장의 냉동 고등어 일일 가격을 2010년의 가치로 환산하였으며, 2015년 1월 2일부터 2015년 12월 31일까지의 자료는 소매시장의 냉동 고등어 가격의 표본외(out-of-sample) 예측자료로 예측력 검토에 이용하였다. 아래의 <그림 7>은 기준년도 2010년의 가치로 환산한 소매시장 냉동 고등어 일일가격의 추세를 보여준다. 2006년에서 2015년까지 소매 냉동 고등어가격의 움직임은 등락을 거듭한다. 소매 냉동 고등어가격은 2009년 6~11월에 크게 상승하는데 이 원인은 냉동 고등어의 소비자물가지수 하락에서 찾을 수 있다. 또한, 2010~2011년 사이의 실질가격 상승은 2010년 어획량 감소에 기인한 가격 상승효과가 당시 소비자물가지수 상승으로 인한 실질가격의 하락효과를 상쇄시켰을 뿐만 아니라 이 수준을 넘어선 것에서 찾을 수 있다.



자료: 한국농수산물유통공사 (<http://www.kamis.co.kr/>), 검색일: 2016.01.12.

<그림 7> 냉동 고등어 일일소매가격의 추세

〈표 7〉 기초통계량

단위 : 원

|       | 소매 냉동 고등어 일일가격 |
|-------|----------------|
| 평균    | 5,981.016      |
| 중앙값   | 5,877.660      |
| 최대값   | 9,124.491      |
| 최소값   | 3,803.394      |
| 표준 편차 | 716.569        |
| 관측치 수 | 2,348          |

자료: 한국농수산물유통공사 (<http://www.kamis.co.kr/>), 검색일: 2016.01.12.

본 연구의 분석에 사용된 냉동 고등어 소매가격의 관측치 수는 2,348개로 표본외 예측자료를 제외한 2,088개의 자료를 이용하여 분석을 실시하였다. 분석에 이용된 자료의 기초통계량은 〈표 7〉과 같다. 평균 가격은 약 5,981원, 중앙값은 5,877원, 최대값은 9,124원, 최소값은 3,803원, 표준편차는 716원으로 나타났다.

### 3. 단위근 검정

소매시장의 냉동 고등어 가격 예측에 앞서 분석에 이용될 시계열 자료의 안정성을 단위근 검정을 통해 확인해 보았다. ADF (Augmented Dickey-Fuller, Dickey and Fuller 1979) 검정, PP (Phillips-Perron, Phillips and Perron 1988) 검정, KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, Kwiatkowski et al. 1992) 검정을 통해 시계열 자료의 안정성을 확인해 보았으며, 단위근 검정 결과는 〈표 8〉과 같다.

〈표 8〉 단위근 검정 결과

| 검정   |          | 결과                     |
|------|----------|------------------------|
| ADF  | t-Stat.  | -4.2640 <sup>***</sup> |
|      | Prob.    | 0.0036                 |
| PP   | t-Stat.  | -5.6227 <sup>***</sup> |
|      | Prob.    | 0.0000                 |
| KPSS | LM-Stat. | 0.0805 <sup>*</sup>    |
|      | 5% level | 0.1460                 |

주: ADF, PP 검정의 귀무가설( $H_0$ )은 “단위근이 존재한다.” 임

KPSS 검정의 귀무가설( $H_0$ )은 “단위근이 존재하지 않는다.” 임

<sup>\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, <sup>\*\*\*</sup> 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

ADF 검정과 PP 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 존재한다.’ 이고, KPSS 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 존재하지 않는다.’ 이다. ADF 검정과 PP 검정결과 1%의 유의수준에서 귀무가설을 채택할 수 없었고, KPSS 검정 결과 10%의 유의수준에서 귀무가설을 채택하였다. 즉 단위근이 존재하지 않는 안정적인 자료임에 따라 수준변수를 분석에 사용하였다.

#### 4. ARMA 모형

ARMA 모형의 시차선정을 위해 AIC(Akaike information criterion), SC(Schwarz Criterion), HQ(Hannan Quinn) 기준에 따라 모형을 추정해 보았다. 각 정보요인별 선정된 ARMA 모형을 요약하면 〈표 9〉와 같다.

〈표 9〉 정보요인별 ARMA 모형 선정 결과

|     | p/q | 0       | 1        | 2       | 3        | 4       | 5       |
|-----|-----|---------|----------|---------|----------|---------|---------|
| AIC | 0   | 15.9882 | 14.9715  | 14.3589 | 14.0185  | 13.8016 | 13.6866 |
|     | 1   | 13.1791 | 13.1626  | 13.1562 | 13.1429  | 13.1390 | 13.1384 |
|     | 2   | 13.1651 | 13.1379  | 13.1388 | 13.1373  | 13.1381 | 13.1390 |
|     | 3   | 13.1621 | 13.1388  | 13.1378 | 13.1381  | 13.1383 | 13.1388 |
|     | 4   | 13.1518 | 13.1373  | 13.1381 | 13.1335* | 13.1343 | 13.1395 |
|     | 5   | 13.1469 | 13.1381  | 13.1383 | 13.1343  | 13.1372 | 13.1397 |
| SC  | 0   | 15.9907 | 14.9789  | 14.3687 | 14.0308  | 13.8163 | 13.7038 |
|     | 1   | 13.1865 | 13.1725  | 13.1685 | 13.1577  | 13.1562 | 13.1580 |
|     | 2   | 13.1750 | 13.1502* | 13.1535 | 13.1545  | 13.1578 | 13.1611 |
|     | 3   | 13.1744 | 13.1535  | 13.1550 | 13.1578  | 13.1604 | 13.1634 |
|     | 4   | 13.1665 | 13.1545  | 13.1578 | 13.1556  | 13.1589 | 13.1665 |
|     | 5   | 13.1642 | 13.1578  | 13.1604 | 13.1589  | 13.1643 | 13.1692 |
| HQ  | 0   | 15.9891 | 14.9742  | 14.3625 | 14.0229  | 13.8070 | 13.6929 |
|     | 1   | 13.1818 | 13.1662  | 13.1607 | 13.1483  | 13.1453 | 13.1455 |
|     | 2   | 13.1687 | 13.1424  | 13.1441 | 13.1436  | 13.1453 | 13.1471 |
|     | 3   | 13.1666 | 13.1441  | 13.1441 | 13.1453  | 13.1464 | 13.1478 |
|     | 4   | 13.1571 | 13.1436  | 13.1453 | 13.1416* | 13.1433 | 13.1493 |
|     | 5   | 13.1532 | 13.1453  | 13.1463 | 13.1433  | 13.1471 | 13.1505 |

주: \*은 각 정보요인별 선정된 모형을 나타냄

세 가지 정보기준에 따르면 AIC와 HQ의 경우 ARMA(4,3) 모형, SC의 경우 ARMA(2,1) 모형을 선정하였다.

〈표 10〉은 AIC와 HQ 기준에 따라 추정된 ARMA 모형을 회귀분석한 결과이다. 각 모형의 유의성을 나타내는 F-통계량의 P-Value는 유의적인 것으로 나타나 전체적인 모형은 통계적으로 신뢰할 만한 것으로 추정되었다.

〈표 10〉 ARMA(4,3) 모형의 추정 결과

| 변수    | 계수           | 표준오차     | t-통계량   | 유의수준   | R <sup>2</sup><br>(adj.R <sup>2</sup> ) | F-통계량<br>(P-Value)    |
|-------|--------------|----------|---------|--------|-----------------------------------------|-----------------------|
| C     | 5940.5440*** | 188.5158 | 31.5122 | 0.0000 | 0.9429<br>(0.9428)                      | 5514.1970<br>(0.0000) |
| AR(1) | 1.8421***    | 0.1126   | 16.3586 | 0.0000 |                                         |                       |
| AR(2) | -0.0986      | 0.2872   | -0.3434 | 0.7314 |                                         |                       |
| AR(3) | -1.3927***   | 0.2512   | -5.5450 | 0.0000 |                                         |                       |
| AR(4) | 0.6485***    | 0.0769   | 8.4283  | 0.0000 |                                         |                       |
| MA(1) | -1.0249***   | 0.1170   | -8.7635 | 0.0000 |                                         |                       |
| MA(2) | -0.6866***   | 0.2115   | -3.2461 | 0.0012 |                                         |                       |
| MA(3) | 0.7503***    | 0.1012   | 7.4104  | 0.0000 |                                         |                       |

주: \*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

AIC 기준에서 선정한 ARMA(4,3) 모형의 경우, AR(2)는 유의하지 않은 변수로 추정되었다. 따라서 누락변수검정을 통해 AR(2) 변수를 제거해도 되는 변수인지 검정하였고, 그 결과 AR(2)를 제거하여도 무방함을 알 수 있었다. 아래의 〈표 11〉은 누락변수검정에 대한 결과를 나타낸다.

〈표 11〉 ARMA(4,3) 모형의 누락변수검정 결과

|       | 값      | 유의확률   |
|-------|--------|--------|
| F-통계량 | 1.3708 | 0.1706 |
| 우도비   | 1.8847 | 0.1698 |

주: 귀무가설(H<sub>0</sub>): 계수값이 0이다.

| 변수    | 계수           | 표준오차     | t-통계량    | 유의수준   | $R^2$<br>(adj. $R^2$ ) | F-통계량<br>(P-Value)    |
|-------|--------------|----------|----------|--------|------------------------|-----------------------|
| C     | 5954.6080*** | 139.3975 | 42.7168  | 0.0000 | 0.9429<br>(0.9427)     | 6430.4980<br>(0.0000) |
| AR(1) | 1.8065***    | 0.0206   | 87.5415  | 0.0000 |                        |                       |
| AR(3) | -1.4320***   | 0.0607   | -23.5796 | 0.0000 |                        |                       |
| AR(4) | 0.6253***    | 0.0403   | 15.5305  | 0.0000 |                        |                       |
| MA(1) | -1.0012***   | 0.0166   | -60.2799 | 0.0000 |                        |                       |
| MA(2) | -0.7505***   | 0.0288   | -26.0651 | 0.0000 |                        |                       |
| MA(3) | 0.7596***    | 0.0335   | 22.6892  | 0.0000 |                        |                       |

주: \*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

<표 12>는 SC 기준에 따라 추정된 ARMA(2,1) 모델을 회귀분석한 결과이다. 각 모형의 유의성을 나타내는 F-통계량의 P-Value는 유의적인 것으로 나타나 전체적인 모형은 통계적으로 신뢰할 만한 것으로 추정되었다.

<표 12> ARMA(2,1) 모형의 추정 결과

| 변수    | 계수           | 표준오차     | t-통계량    | 유의수준   | $R^2$<br>(adj. $R^2$ ) | F-통계량<br>(P-Value)     |
|-------|--------------|----------|----------|--------|------------------------|------------------------|
| C     | 5912.2710*** | 233.3765 | 25.3336  | 0.0000 | 0.9425<br>(0.9424)     | 12796.9700<br>(0.0000) |
| AR(1) | 1.6454***    | 0.0436   | 37.7506  | 0.0000 |                        |                        |
| AR(2) | -0.6480***   | 0.0429   | -15.0894 | 0.0000 |                        |                        |
| MA(1) | -0.8274***   | 0.0331   | -24.9716 | 0.0000 |                        |                        |

주: \*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

다음으로 추정된 두 가지 ARMA 모형의 안정성을 검정하기 위해 자기상관 및 이분산 검정을 실시하였다. <표 13>은 그 검정 결과를 나타낸다. 자기상관 검정결과 모든 모형에서 ‘자기상관이 존재하지 않는다.’는 귀무가설을 채택하여 자기상관이 존재하지 않은 것으로 나타났지만, White 이분산 검정 결과 ARMA((1,3,4),3) 모형에서만 ‘오차항이 동분산이다.’는 귀무가설을 채택하였고, ARMA(2,1) 모형에서는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 이분산이 존재하는 ARMA(2,1) 모형은 GARCH(1,1) 모형으로 추정하였다.

<표 13> 자기상관검정 및 이분산검정 결과

| 모형              | 자기상관검정<br>(P-통계량)  | 이분산검정<br>(P-통계량)        |
|-----------------|--------------------|-------------------------|
| ARMA((1,3,4),3) | 0.6919<br>(0.4055) | 7.9078<br>(0.3408)      |
| ARMA(2,1)       | 0.0056<br>(0.9402) | 251.7819***<br>(0.0000) |

주: 화이트 이분산 검정의 귀무가설(H0)은 “오차항의 분산이 동분산이다.” 임

자기상관검정의 귀무가설(H0)은 “자기상관이 존재하지 않는다.” 임

\*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

## 5. GARCH 모형

GARCH 모형은 변동성을 예측하기 위한 목적으로 사용한다. 금융경제학에서 변동성 예측은 소유한 자산에 대한 위험성을 분석하기 위해 활용되지만, 이 뿐만 아니라 오차의 분산을 모델링함으로써 보다 정확하게 추정되고, 오차의 이분산을 적절히 처리하면 보다 효율적인 추정량을 기대할 수 있다는 장점이 존재한다(Gujarati, 2013). 따라서 본 연구에서는 <표 13>에서 실시한 White 이분산 검정 결과 동분산의 가정을 만족하지 않는 ARMA(5,3) 모형과 ARMA(4,2) 모형에 대해 각각 GARCH(1,1) 모형을 추정

하였다.

GARCH 모형을 추정하기 전, ARMA(2,1) 모형에 대해 오차의 분포에 대한 검정을 실시하였다. 아래의 <표 14>는 오차항의 분포에 대한 검정 결과를 나타낸다. 오차의 분포가 정규분포를 따른다는 귀무가설을 1%의 유의수준에서 채택할 수 없어, Student's t 분포를 활용하여 GARCH 모형을 추정하였다.

<표 14> 오차 분포 검정 결과

| Models    | Jarque-Bera | Probability |
|-----------|-------------|-------------|
| ARMA(2,1) | 277.6383    | 0.0000      |

아래의 <표 15>는 ARMA(2,1)-GARCH(1,1)-t 모형을 추정한 결과를 나타내는 표이다. 평균 방정식과 분산방정식의 추정결과 5%의 유의수준에서 모든 변수가 유의한 것으로 추정되었다. 현재의 분산이 전기의 분산으로부터 받는 영향을 나타내는 ARCH 항은  $RESID(-1)^2$ 이고, 현재의 분산이 과거의 분산으로부터 지속적으로 영향을 받는 것을 의미하는 GARCH 항은 GARCH(-1)이다.  $\lambda$ 는 ARCH 항과 GARCH 항의 합을 나타내고, 이는 변동의 지속성을 의미한다. ARCH 항과 GARCH 항은 각각 0.0395와 0.0237로 추정되었고,  $\lambda$ 는 0.0633으로 추정되어 가격에 변동이 발생하게 되면, 그 지속기간이 짧은 것으로 나타났다.

이는 본 분석에 사용한 자료가 냉동 고등어의 일일소매가격임에 따라 공급량을 비교적 탄력적이게 조절할 수 있어 어획량 변동에 기인한 가격 충격이 발생하여도 빠르게 소멸되는 것을 의미한다.

<표 15> ARMA(2,1)-GARCH(1,1)-t 모형 추정 결과

| 평균방정식 |              |         |          |        |
|-------|--------------|---------|----------|--------|
| 변수    | 계수           | 표준 오차   | Z 통계량    | 유의확률   |
| C     | 5926.8270*** | 33.5715 | 176.5433 | 0.0000 |

| 평균방정식                      |           |                    |            |        |
|----------------------------|-----------|--------------------|------------|--------|
| 변수                         | 계수        | 표준 오차              | Z 통계량      | 유의확률   |
| AR(1)                      | 0.4964*** | 0.0000             | 15506.7200 | 0.0000 |
| AR(2)                      | 0.5036*** | 0.0000             | 15500.5200 | 0.0000 |
| MA(1)                      | 0.5036*** | 0.0000             | 26988.7600 | 0.0000 |
| 분산 방정식                     |           |                    |            |        |
| 변수                         | 계수        | 표준 오차              | Z 통계량      | 유의확률   |
| C                          | 0.2155**  | 0.0920             | 2.3409     | 0.0192 |
| RESID(-1)^2                | 0.0395**  | 0.0171             | 2.3092     | 0.0209 |
| GARCH(-1)                  | 0.0237*** | 0.0016             | 14.6706    | 0.0000 |
| T-DIST. DOF                | 2.0003*** | 0.0001             | 20357.6900 | 0.0000 |
| $\lambda(=\alpha + \beta)$ | 0.0633    |                    |            |        |
| R-squared                  | 0.9390    | Adjusted R-squared | 0.9389     |        |

GARCH 모형 추정 후 모형의 안정성을 검정하기 위해, ARMA(2,1)-GARCH(1,1)-t 모형에 대해 이분산의 존재 여부를 검정하였다. <표 16>은 ARCH LM 검정 결과이다. P값이 0.9775로 ‘오차항의 분포가 동분산이다.’는 귀무가설을 채택하여 동 모형은 안정적인 것으로 나타났다.

〈표 16〉 이분산검정 결과

| 모형                     | ARCH<br>(P-value)   |
|------------------------|---------------------|
| ARMA(2,1)-GARCH(1,1)-t | 0.0504*<br>(0.8223) |

주: ARCH 검정의 귀무가설( $H_0$ )은 “오차항의 분산이 동분산이다.” 임

## 6. VAR 모형

전술하였지만 단일변수를 이용한 ARMA 모형의 경우 다른 변수들이 가지고 있는 추가적인 정보를 고려하지 않는 한계점이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 냉동 소매가격에 영향을 줄 수 있는 냉동 도매, 신선 도매, 신선 소매일일가격을 고려한 모형을 추정하였다. 먼저, 냉동 도매, 신선 도매, 신선 소매 일일가격자료에 대해 단위근 검정을 실시하였다. <표 17>은 단위근 검정 결과를 나타낸다. 검정결과 신선 소매의 KPSS 검정을 제외하고, 모든 변수는 안정적인 것으로 나타났다.

<표 17> 각 변수에 대한 단위근 검정 결과

| 검정   |          | 냉동 도매     | 신선 도매      | 신선 소매      |
|------|----------|-----------|------------|------------|
| ADF  | t-Stat.  | -3.6681** | -4.1385*** | -8.9373*** |
|      | Prob.    | 0.0246    | 0.0055     | 0.0000     |
| PP   | t-Stat.  | -3.6431** | -4.9634*** | -8.3865*** |
|      | Prob.    | 0.0265    | 0.0002     | 0.0000     |
| KPSS | LM-Stat. | 0.0880*   | 0.1606***  | 0.2575     |
|      | 5% level | 0.1460    | 0.1460     | 0.1460     |

주: ADF, PP 검정의 귀무가설( $H_0$ )은 “단위근이 존재한다.” 임

KPSS 검정의 귀무가설( $H_0$ )은 “단위근이 존재하지 않는다.” 임

\*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

안정적인 각 일일가격자료를 이용하여 VAR 모형의 시차를 선정하였다. VAR 모형의 경우 적절한 시차를 선정하는 것이 매우 중요한데, 이는 시차를 넓게 잡을 경우 효율성이 떨어질 수 있기 때문이다. 아래의 <표

18>은 시차 선정의 결과를 나타낸다. 시차 선정 결과, AIC 기준을 제외한 SC와 HQ 기준에서 2시차를 적정시차로 선정하였다.

〈표 18〉 시차 선정 결과

| 시차 | LogL        | LR         | FPE       | AIC      | SC              | HQ              |
|----|-------------|------------|-----------|----------|-----------------|-----------------|
| 0  | -72193.0400 | NA         | 7.80E+21  | 61.7597  | 61.7695         | 61.7632         |
| 1  | -57944.9300 | 28435.2800 | 4.02E+16  | 49.5851  | 49.6343         | 49.6030         |
| 2  | -57844.4400 | 200.1975   | 3.74E+16  | 49.5128  | <b>49.6014*</b> | <b>49.5451*</b> |
| 3  | -57818.2900 | 52.0110    | 3.71E+16  | 49.5041  | 49.6321         | 49.5507         |
| 4  | -57778.8900 | 78.2336    | 3.64E+16  | 49.4841  | 49.6515         | 49.5451         |
| 5  | -57765.4100 | 26.7099    | 3.65E+16  | 49.4862  | 49.6931         | 49.5616         |
| 6  | -57726.4900 | 77.0200    | 3.57e+16* | 49.4666* | 49.7129         | 49.5563         |
| 7  | -57716.7400 | 19.2601    | 3.59E+16  | 49.4720  | 49.7576         | 49.5760         |
| 8  | -57701.4400 | 30.1617    | 3.60E+16  | 49.4726  | 49.7976         | 49.5910         |
| 9  | -57681.5900 | 39.0786    | 3.58E+16  | 49.4693  | 49.8337         | 49.6020         |
| 10 | -57667.8900 | 26.9175*   | 3.59E+16  | 49.4713  | 49.8751         | 49.6184         |

아래의 <표 19>는 VAR 모형을 추정한 결과이다. 본 연구의 목적은 냉동 고등어 소매가격을 예측하는 것이므로 다른 변수에 대한 설명은 차치하고, 소매 냉동 고등어 가격의 VAR 모형에 대한 분석 결과를 간략하게 기술하자면 다음과 같다. 냉동 도매의 t-1시차와 t-2시차 가격이 1%의 유의수준에서 냉동 소매에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났고, 신선 도매 가격은 냉동 소매가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 또한, 냉동 소매의 t-1시차 가격과 신선 소매의 t-1시차, t-2시차 가격은 냉동 소매에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 아울러 조정된 결정계수가 0.9417로 모형의 설명력이 매우 높게 나타났다.

〈표 19〉 VAR 모형 분석결과

|                    | 냉동 도매                   | 신선 도매                  | 냉동 소매                   | 신선 소매                   |
|--------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 냉동 도매(-1)          | 0.8283***<br>[27.1234]  | -0.1253**<br>[-2.4157] | -0.3782***<br>[-4.3883] | 0.1481<br>[1.0093]      |
| 냉동 도매(-2)          | 0.1645***<br>[5.3879]   | 0.1305**<br>[2.5155]   | 0.3765***<br>[4.3674]   | -0.1087<br>[-0.7407]    |
| 신선 도매(-1)          | -0.0439***<br>[-2.6920] | 0.8451***<br>[30.523]  | -0.0389<br>[-0.8451]    | 0.0088<br>[0.1121]      |
| 신선 도매(-2)          | 0.0462***<br>[2.8341]   | 0.1407***<br>[5.0828]  | 0.0495<br>[1.0771]      | -0.0331<br>[-0.4220]    |
| 냉동 소매(-1)          | -0.0185**<br>[-2.0731]  | -0.0288*<br>[-1.8971]  | 0.9323***<br>[36.9194]  | 0.0176<br>[0.4091]      |
| 냉동 소매(-2)          | 0.0164*<br>[1.8372]     | 0.0297*<br>[1.9552]    | 0.0340<br>[1.3450]      | 0.0243<br>[0.5657]      |
| 신선 소매(-1)          | 0.0105**<br>[2.3687]    | 0.0133*<br>[1.7681]    | 0.0267**<br>[2.1358]    | 0.9541***<br>[44.7691]  |
| 신선 소매(-2)          | -0.0123***<br>[-2.7785] | -0.0183**<br>[-2.4239] | -0.0219*<br>[-1.7528]   | -0.0285<br>[-1.3388]    |
| C                  | 42.0614***<br>[2.9477]  | 78.0127***<br>[3.2179] | 121.2932***<br>[3.0115] | 406.2448***<br>[5.9226] |
| R <sup>2</sup>     | 0.9800                  | 0.9708                 | 0.9419                  | 0.8987                  |
| Adj.R <sup>2</sup> | 0.9799                  | 0.9707                 | 0.9417                  | 0.8984                  |
| Sum sq. resids     | 8786030                 | 25361780               | 69999744                | 203000000               |
| F-statistic        | 14293.4300              | 9712.6540              | 4734.7610               | 2592.4000               |
| Log likelihood     | -12980.5200             | -14223.9900            | -15414.8800             | -16663.9000             |
| AIC                | 11.0738                 | 12.1338                | 13.1491                 | 14.2139                 |
| SC                 | 11.0959                 | 12.1559                | 13.1712                 | 14.2360                 |
| Mean dependent     | 3056.3130               | 3832.5130              | 5980.5640               | 9189.9950               |
| S.D. dependent     | 432.5159                | 608.6083               | 716.7075                | 924.5907                |

주: \*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함  
[ ] 안은 t 값을 나타냄

추정된 냉동 소매 VAR 모형을 예측모형에 사용하기에 앞서 유의하지 않은 t-1, t-2 시차 신선 도매와 t-2 시차 냉동 소매 변수에 대한 제거 여부를 확인하기 위해 통계적인 검정방법인 우도비검정을 이용하였다. 이는 제약모형과 무제약모형을 비교한 후 카이제곱분포표를 기준으로 가설검정을 수행하는 것이다. 귀무가설이 채택되면 제약모형을 따르고, 기각되면 무제약모형을 따르게 된다. 아래의 <표 20>은 유의하지 않은 변수를 제거한 제약 VAR 모형과 무제약 VAR 모형의 추정결과를 나타낸다.

<표 20> 제약 VAR 모형과 무제약 VAR 모형 추정결과

|                    | 제약 VAR 모형               | 무제약 VAR모형                |
|--------------------|-------------------------|--------------------------|
| 냉동 도매(-1)          | -0.4789***<br>[-8.1815] | -0.3782***<br>[-4.3883]  |
| 냉동 도매(-2)          | 0.4876***<br>[8.3614]   | 0.3765***<br>[ 4.3674]   |
| 신선 도매(-1)          |                         | -0.0389<br>[-0.8451]     |
| 신선 도매(-2)          |                         | 0.0495<br>[ 1.0771]      |
| 냉동 소매(-1)          | 0.9676***<br>[156.6937] | 0.9323***<br>[ 36.9194]  |
| 냉동 소매(-2)          |                         | 0.0340<br>[ 1.3450]      |
| 신선 소매(-1)          | 0.0254**<br>[2.0340]    | 0.0267**<br>[ 2.1358]    |
| 신선 소매(-2)          | -0.0215*<br>[-1.7209]   | -0.0219*<br>[-1.7528]    |
| C                  | 130.0428***<br>[3.2725] | 121.2932***<br>[ 3.0115] |
| R <sup>2</sup>     | 0.9417                  | 0.9419                   |
| Adj.R <sup>2</sup> | 0.9417                  | 0.9417                   |
| Sum sq. resids     | 70138765                | 69999744                 |
| F-statistic        | 7569.3800               | 4734.7610                |

|                | 제약 VAR 모형   | 무제약 VAR 모형  |
|----------------|-------------|-------------|
| Log likelihood | -15417.2000 | -15414.8800 |
| AIC            | 13.1485     | 13.1491     |
| SC             | 13.1632     | 13.1712     |
| Mean dependent | 5980.5640   | 5980.5640   |
| S.D. dependent | 71637075    | 716.7075    |

주: \*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함  
[ ] 안은 t 값을 나타냄

아래의 <표 21>은 제약 VAR 모형과 무제약 VAR 모형에 대한 우도비검정 결과를 나타낸다. 본 연구의 경우 제약모형에서 추정해야하는 모수의 개수와 무제약모형에서 추정해야하는 모수의 개수 차이가 3개임에 따라, 자유도가 3인 카이제곱분포를 따르게 된다.  $\chi^2_{(0.95,3)} = 7.815$ 임에 따라 귀무가설을 채택하였고, 유의하지 않은 세 변수를 제거한 제약 VAR 모형을 예측모형에 사용하였다.

<표 21> 우도비검정 결과

|        | 제약 VAR 모형   | 무제약 VAR 모형  | 우도비검정 결과 |
|--------|-------------|-------------|----------|
| LR 통계량 | -15417.2000 | -15414.8800 | 4.64     |

## 7. 예측력 평가(Forecasting Evaluation)

이상 소매시장의 냉동 고등어 가격을 예측하기 위해 ARMA 모형, GARCH 모형, VAR 모형을 추정하였다. 추정된 모형을 바탕으로 주말 및 공휴일을 제외한 2015년 1월 2일부터 2015년 12월 31일까지 261개의 냉동 고등어 가격에 대한 일일자료를 예측자료(Out of Sample)로 두고 가격에

측을 실시하였다. 아래의 <표 22>와 <표 23>은 냉동 고등어 가격을 추정  
한 모형의 표본외 예측 결과에 대한 MSE와 MAE의 예측력 평가 결과이  
다. 또한, 가장 우측 열은 각각 MSPE와 MAPE를 나타내며 이는 실제치와  
예측치 간의 차이를 직관적으로 나타내기 위해 표기하였다. 전술하였듯이  
본 분석에서 주말을 제외한 일일자료를 이용하였기 때문에, 1일, 3일, 5일  
(1주), 10일(2주), 15일(3주) 20일(4주) 기준으로 분석을 실시하였다. MSE  
기준과 MAE 기준에 의한 예측력 평가 결과, 자신의 과거 정보를 이용하  
고 가격의 변동성을 고려하는 ARMA(2,1)-GARCH(1,1)-t 모형의 예측력이  
가장 높은 것으로 나타나, DM 검정을 위한 기준모형으로 선정하였다.

<표 22> 각 모형을 통해 얻은 예측치와 실제치의 MSE 분석 결과

| 모형                        | 1일        | 3일        | 5일        | 10일       | 15일       | 20일       | MSPE    |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|
| ARMA<br>((1,3,4), 3)      | 3726.2024 | 3746.0688 | 3766.5712 | 3798.8030 | 3868.8470 | 3926.1040 | 0.0117% |
| ARMA(2,1)-<br>GARCH(1,1)* | 3310.2582 | 3341.9242 | 3368.0330 | 3405.9871 | 3475.2144 | 3527.4285 | 0.0104% |
| VAR                       | 3447.8251 | 3473.5858 | 3499.0096 | 3530.1679 | 3597.7740 | 3647.4873 | 0.0108% |

주: \* 는 MSE 기준으로 선정된 모형을 나타냄

<표 23> 각 모형을 통해 얻은 예측치와 실제치의 MAE 분석 결과

| 모형                        | 1일      | 3일      | 5일      | 10일     | 15일     | 20일     | MAPE    |
|---------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ARMA<br>((1,3,4), 3)      | 34.3447 | 34.3479 | 34.3550 | 34.1996 | 34.5139 | 34.6687 | 0.6239% |
| ARMA(2,1)-<br>GARCH(1,1)* | 21.3904 | 21.4764 | 21.6442 | 21.5366 | 21.9743 | 22.0239 | 0.3997% |
| VAR                       | 29.3826 | 29.4206 | 29.5352 | 29.3506 | 29.6624 | 29.6577 | 0.5356% |

주: \* 는 MAE 기준으로 선정된 모형을 나타냄

## 8. DM(Diebold-Mariano) 검정

추정된 모형 간 예측력을 비교하기 위해 MSE · MAE 기준에 의해 선정된 우수한 모형을 활용하여, 모형 간 예측력 비교에 우수한 DM 검정을 이용하여 예측력 비교를 실시하였다.

〈표 24〉 MSE 기준의 DM 검정 결과

| MSE(Mean Square Error)    |                      |                       |                       |                        |                        |                         |
|---------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| 모형                        | 1일                   | 3일                    | 5일                    | 10일                    | 15일                    | 20일                     |
| ARMA<br>((1,3,4), 3)      | -0.5781<br>[-0.6017] | -1.8903*<br>[-1.9085] | -1.7773*<br>[-1.8085] | -2.1343**<br>[-2.2140] | -1.9115**<br>[-2.0239] | -2.09108**<br>[-2.2599] |
| ARMA(2,1)-<br>GARCH(1,1)* | -                    | -                     | -                     | -                      | -                      | -                       |
| VAR                       | -0.1268<br>[-0.1320] | -0.2729<br>[-0.2755]  | -0.2051<br>[-0.2087]  | -0.14177<br>[-0.1471]  | -0.11488<br>[-0.1216]  | -0.09917<br>[-0.1072]   |

주: DM검정의 귀무가설(H0)은 “두 모형 간 예측력이 동일하다.” 임

[ ] 안은 t 값을 나타냄

\*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

〈표 25〉 MAE 기준의 DM 검정 결과

| MAE(Mean Absolute Error)  |                         |                         |                         |                         |                         |                         |
|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 모형                        | 1일                      | 3일                      | 5일                      | 10일                     | 15일                     | 20일                     |
| ARMA<br>((1,3,4), 3)      | -2.4593***<br>[-2.5597] | -6.9436***<br>[-7.0108] | -6.1397***<br>[-6.2475] | -6.1045***<br>[-6.3351] | -5.3746***<br>[-5.6907] | -5.7175***<br>[-6.1792] |
| ARMA(2,1)-<br>GARCH(1,1)* | -                       | -                       | -                       | -                       | -                       | -                       |
| VAR                       | -2.2916***<br>[-2.3851] | -9.0061***<br>[-9.0932] | -8.1037***<br>[-8.2459] | -7.1281***<br>[-7.3974] | -5.9204***<br>[-6.2687] | -5.7805***<br>[-6.2473] |

주: DM검정의 귀무가설(H0)은 “두 모형 간 예측력이 동일하다.” 임

[ ] 안은 t 값을 나타냄

\*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

위의 <표 24>와 <표 25>는 각각 MSE · MAE 기준의 DM 검정 결과를 나타낸다.

DM 검정결과, MSE 기준에서 기준 모형인 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형과 ARMA((1,3,4),3) 모형은 1시차를 제외하고 모든 시차에서 ‘두 모형의 예측치가 동일하다.’는 DM 검정의 귀무가설을 5% 또는 10%의 유의수준에서 채택할 수 없었다. 반면, ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형과 VAR 모형의 예측력은 모든 시차에서 귀무가설을 채택하여 두 모형의 예측력이 동일한 것으로 나타났다. 따라서 VAR 모형을 통한 예측력 또한 기준모형인 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형의 예측력만큼이나 뛰어난 예측력을 가진다는 결과가 도출되었다.

하지만, MAE 기준에서 기준 모형인 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형과 비교대상이 되는 모든 모형은 ‘두 모형의 예측치가 동일하다.’는 DM 검정의 귀무가설을 1%의 유의수준에서 채택할 수 없었다. 이는 MSE 기준에서 예측력이 동일하다고 분석된 VAR 모형을 MAE 기준에서는 동일하지 않다는 것을 의미한다. MAE 기준을 따르면 VAR 모형의 경우, 일반적으로 다양한 변수를 통해 해당 변수에 영향을 주는 인과관계는 알 수 있지만, 예측력은 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형과 일치하지 않는 것으로 나타났다.

따라서 보다 보수적인 관점에서 자신의 t-2기 값과 가격의 변동성을 동시에 고려하여 추정한 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형을 소매 냉동 고등어 가격을 예측할 때 사용하는 것이 보다 바람직하다는 것을 의미한다.

## IV. 결론

본 연구에서는 ARMA 모형, GARCH 모형, VAR 모형을 추정하여 소매 시장의 냉동 고등어 가격 예측을 실시하고, 추정된 모형 간의 예측력을 비교해 보았다. 분석결과를 요약하면 첫째, 시계열 자료의 안정성을 확보하기 위해 단위근 검정을 실시하였고, 그 결과 1%의 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 확인되었기 때문에 수준변수를 이용하였다.

둘째, ARMA 모형의 시차를 AIC, SC, HQ 기준에 따라 선정하였다. 모형 선정 결과, AIC, HQ 정보요인 기준에 따라 ARMA(4,3) 모형이, SC 정보요인 기준에 따라 ARMA(2,1) 모형이 선정되었다. ARMA(4,3) 모형의 경우 AR(2)가 유의하지 않은 변수로 추정되었기에 누락변수검정을 실시하였고, 제거해도 되는 변수로 추정되었다. 각 모형은 모두 자기상관이 존재하지 않는 정상성을 가진 모형이었지만, ARMA((1,3,4),3) 모형만이 동분산의 가정을 충족하였다.

셋째, 동분산의 가정이 충족되지 않은 ARMA(2,1) 모형에 대해 GARCH(1,1)모형을 추정하였다. 오차항의 분포가 정규분포를 따르지 않아, Student's  $t$  분포를 이용하여 GARCH 모형을 추정하였다. ARMA(2,1)-GARCH(1,1)- $t$  모형의 경우 ARCH 항과 GARCH 항의 합인  $\lambda$ 값이 0.0633으로 추정되었고, 이는 한 번 가격에 충격이 발생할 때 매우 짧은 시간에 변동성 소멸됨을 알 수 있었다.

넷째, 냉동 소매가격에 영향을 주는 다양한 변수를 고려하기 위해 VAR 모형을 추정하였다. 적정시차는 2시차를 선정하였고, 우도비검정을 통해 무제약 VAR 모형에서 유의하지 않은 신선 도매  $t-1$ ,  $t-2$  시차, 냉동 소매  $t-1$  시차를 제거한 제약 VAR 모형을 예측모형으로 선정하였다.

다섯째, 분석된 추정 모형을 이용하여 가격예측을 실시하였고, 2015년 1월 2일부터 2015년 12월 31일까지의 자료를 표본외 예측자료로 선정하였다. MSE 기준과 MAE 기준 모두에서 자신의 과거 정보와 가격의 변동성

을 고려한 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형의 예측력이 우수한 것으로 나타났다. 아울러 추정된 모형 간 예측력을 비교하기 위해 MSE·MAE 기준에 의해 선정된 우수한 모형을 활용하여 DM 검정을 실시하였다.

여섯째, DM 검정 결과, MSE 기준에서 기준 모형인 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형과 비교되는 모형인 VAR 모형의 예측력이 동일하여 우수하다고 검정되었다. 하지만, MAE 기준에서 VAR 모형의 경우 다양한 변수간의 인과관계는 확인 할 수 있지만 예측력은 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형과 일치하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 상기 결과에 기초한 보수적 기준을 따르면 MSE 기준과 MAE 기준 모두에서 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형의 예측력이 가장 우수하다고 추정해 볼 수 있다. 결론적으로, 소매시장의 냉동 고등어 가격을 예측함에 있어 ARMA(2,1)-GARCH(1,1) 모형이 가장 우수한 예측 모형임을 확인할 수 있었다.

본 연구는 우리나라의 냉동 고등어 가격을 예측하고 추정된 모형의 예측력을 비교하여 예측력이 우수한 모형을 제시했다는 점에서 의의가 있다. 예측력이 동일하다고 통계적으로 검증된 모형을 이용한 가격 예측은 상황에 적합한 모형을 선택하여 가격 예측을 할 수 있다는 장점이 존재한다. 특히 이러한 연구는 정부가 시행하는 수매비축사업과 같은 고등어 유통 정책 및 수산 기업의 고등어 출하 결정 시기 등 공급 물량을 적절하게 조절하는데 도움이 될 것으로 판단된다. 아울러 대형 마트와 같은 소비지 중심의 유통업체와 소매상들은 본 연구를 활용하다면, 가격예측을 통한 매출액을 예측할 수 있어 미래 판매 전략 수립에도 도움이 될 것으로 판단된다. 또한, 냉동 고등어 소매가격이 미래에 변동할 것으로 예측될 경우 위판 단계에서 구매 후 냉동 저장하거나, 출하를 결정하는 등의 의사결정을 통해 영업 이익을 높일 수 있는데 도움이 될 수 있기를 기대해 본다.

본 연구의 한계점으로는 자료의 한계로 인해 수출입가격을 분석 모형에 추가하여 연구를 수행하지 못한 점이다. 자료의 접근이 용이해지고, 데이터베이스가 구축된다면, 최근 노르웨이산 냉동고등어의 국내 유입이 급증

하는 추세에 맞추어 다양한 연구를 진행할 수 있으리라 판단되며 이는 향후 본 연구가 발전되어야 할 점으로 여겨진다. 또한 실제치와 예측치의 차이를 통계적으로 검정하는 다수의 방법 중 DM 검정 방법만 사용한 점이다. DM 검정은 예측력을 비교할 때 사용하는 최근의 통계학적 기법이지만, 앞선 선행연구에서 사용되었던 The Morgan-Granger-Newbold Test 등을 활용하여 예측력을 검정하고, 비교해 볼 필요가 있다고 판단된다.



## 참고문헌

### <국내문헌>

- 김남호 (2016) 굴 소매가격 예측 모형의 DM 검정 및 변동성 분석. 부경대학교 응용경제학과 석사학위논문
- 김배성 (2005) 채소가격 예측을 위한 응용기법별 예측력 비교. 한국농업경제학회, 46(4): 89-113
- 남종오·노승국 (2011) 김장굴의 수요 분석 및 예측. 수산경영론집, 42(2): 69-83
- 남종오·노승국 (2012) 시계열모형을 이용한 굴 생산량 예측 가능성에 관한 연구. 해양정책연구, 34(2): 185-195
- 남종오·박은영·노승국 (2012) 시계열 분석을 이용한 굴 가격 예측에 관한 연구. 해양정책연구, 27(1): 65-94
- 옥영수·김상태·고봉현 (2007) 양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구. 수산경영론집, 38(2): 41-62
- 윤원철 (2006) 연료용 유연탄에 대한 가격예측력 분석. 에너지경제연구, 5(2): 245-272
- 윤형모 (2005) 통화량의 주가지수 변동에 대한 영향 - GARCH에 의한 분석. 한국경제통상학회, 23(1): 1-22
- 전상곤·박한울 (2011) ARIMA 모형을 이용한 한육우 사육두수 추정. 농업생명과학연구, 45(5): 115-126
- 한국해양수산개발원 수산업관측센터 (2012) 한국해양수산개발원 대중성 어종 수급 및 가격 동향 조사 보고서. 한국해양수산개발원,
- 국립수산과학원 수산생명자원정보센터, <http://www.nifs.go.kr/frcenter/resource/>,  
검색일: 2016.03.10.
- 부산역사문화대전, <http://busan.grandculture.net/>, 검색일: 2016.03.28.

수산정보포탈, <http://www.fips.go.kr/>, 검색일: 2016.03.10.  
통계청, <http://kosis.kr>, 검색일: 2016.03.10.  
한국농수산식품유통공사, <http://www.kamis.or.kr/>, 검색일: 2016.01.12.  
한국무역협회, <http://www.kita.net/>, 검색일: 2016.03.30.  
한국민족문화대백과사전, <http://encykorea.aks.ac.kr/>, 검색일: 2016.03.10.  
한국해양수산개발원 수산업관측센터, <http://www.foc.re.kr/>, 검색일: 2016.03.10.

## 〈해외문헌〉

- Chris B (2008) Introductory Econometrics for Finance: Second Edition.  
The ICMA Centre, University of Reading, Cambridge University  
Press, 647 p
- Dickey, D.A., and Fuller, R.W. (1979), Distribution of the Estimators for  
Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the  
American Statistical Association Vol. 74, pp. 427~431
- Diebold F.X., and Mariano R.S (1995), Comparing predictive accuracy.  
Journal of Business and Economic Statistics Vol. 13, pp. 253~265
- Floros, C., Failler, P. (2006), Forecasting monthly fisheries prices: model  
comparison using data from Cornwall (UK). European Journal of  
Social Sciences Vol. 14, No. 2, pp. 613~624
- Gujarati (2013) 예제를 통한 계량경제학, 시그마프레스
- Guttormsen, A.G. (1999), Forecasting weekly salmon prices: risk  
management in fish farming. Aquaculture Economics &  
Management Vol. 3, No. 2, pp. 159~166
- IHS Global Inc (2015), EViews 9 User's Guide II. ISBN:  
978-1-880411-27-8, 1099 p
- Jarque C.M., Bera A.K. (1980), Efficient tests for normality,  
homoscedasticity and serial independence of regression residuals,

Economics letters Vol. 6, No. 3, pp. 255~259

Mariano, R.S. (2002), Testing forecast accuracy. A companion to economic forecasting, pp. 284~297

Tsitsika, E.V., Maravelias, C.D., Haralabous, J. (2007), Modeling and forecasting pelagic fish production using univariate and multivariate ARIMA models, Fisheries Science Vol. 73, No. 5, pp. 979~988

Whittle, P. (1951) Hypothesis Testing in Time Series Analysis. Almquist and Wiksells. Journal of the American Statistical Association Vol. 49(256). pp.197~200

