

## 국제 유가 변동과 원양선망어업 가다랑어 가격 간의 인과성 분석

조헌주<sup>1</sup> · 김도훈<sup>2\*</sup> · 김두남<sup>1</sup> · 이성일<sup>1</sup> · 이미경<sup>1</sup>

<sup>1</sup>국립수산물과학원 원양자원과 연구원, <sup>2</sup>부경대학교 해양수산경영학과 교수

### An analysis of the causality between international oil price and skipjack tuna price

Heon-Ju Jo<sup>1</sup>, Do-Hoon KIM<sup>2\*</sup>, Doo-Nam KIM<sup>1</sup>, Sung-Il LEE<sup>1</sup> and Mi-Kyung LEE<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Researcher, Distant Water Fisheries Resources Division, National Institute of Fisheries Science, Busan 46083, Korea

<sup>2</sup>Professor, Department of Marine & Fisheries Business and Economics, Pukyong National University, Busan 48513, Korea

The aim of this study is to analyze the relationship between international oil price as a fuel cost in overseas fisheries and skipjack tuna price as a part of main products in overseas fisheries using monthly time series data from 2008 to 2017. The study also tried to analyze the change of fishing profits by fuel cost. For a time series analysis, this study conducted both the unit-root test for stability of data and the Johansen cointegration test for long-term equilibrium relations among variables. In addition, it used not only the Granger causality test to examine interactions among variables, but also the Vector Auto Regressive (VAR) model to estimate statistical impacts among variables used in the model. Results of this study are as follows. First, each data on variables was not found to be stationary from the ADF unit-root test and long-term equilibrium relations among variables were not found from a Johansen cointegration test. Second, the Granger causality test showed that the international oil prices would directly cause changes in skipjack tuna prices. Third, the VAR model indicated that the posterior t-2 period change of international oil price would have an statistically significant effect on changes of skipjack tuna prices. Finally, fishing profits from skipjack would be decreased by 0.06% if the fuel cost increases by 1%.

Keywords : International oil price, Skipjack price, VAR model, Overseas fisheries, Granger causality

#### 서론

원양산업은 원양산업통계상 어업 방식에 따라 연승어업, 선망어업, 채낚기어업, 봉수망어업, 트롤어업, 저연승어업, 그리고 통발어업 등으로 나누고 있다. 이 중 우리 생활에서 흔히 접할 수 있는 통조림용 다랑어류는

원양선망어업에서 생산되어 가공된 제품이고, 횡감용 다랑어류는 원양연승어업에서 생산된 것이 주를 이루고 있다. 특히, 전체 원양산업 중 선망어업이 생산량의 약 20% 그리고 생산금액의 약 56%를 차지하고 있어 선망어업이 우리나라 원양산업에서 큰 축을 담당하고 있다

\*Corresponding author: delaware310@pknu.ac.kr, Tel: +82-51-629-5954, Fax: +82-51-629-5953

**Table 1. Active vessels and total catch amount of Korea distant water purse seine**

| Year                    | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 |
|-------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Active vessels          | 29   | 29   | 30   | 30   | 31   | 32   | 32   | 32   | 32   | 31   |
| Total catch (1,000 ton) | 249  | 283  | 278  | 213  | 265  | 241  | 287  | 283  | 300  | 264  |

source: Korea Overseas Fisheries Association.

고 할 수 있다(KOFA, 2018). 하지만, 주요 다랑어류 생산은 자원량 감소, 수온 변화에 따른 서식지 이동 등과 같은 해양생태계적인 변화와 국제 유가와 환율 변동, 그리고 연안국의 입어로 상승 등으로 원양어업경영이 불안정한 실정이다(KOFA, 2018). 특히, 원양선망어업의 최근 10년 동안의 현황을 살펴보면, 조업 중인 어선 척수의 변화는 크지 않지만 어획량은 상대적으로 크게 변화하고 있다(Table 1).

원양선망어업에서는 가다랑어를 주요 목표종으로 어획하고 있는데, 가다랑어 생산금액은 최근 5년(2013~2017) 기준 전체 생산금액의 약 67.8%를 차지하고 있고(OFIS, 2018), 이를 생산하기 위해 다양한 요소들을 투입한다. 투입요소 중 연료비는 최근 5년(2013~2017) 기준 전체 투입비용 중 약 20.3%로, 가장 큰 비중을 차지하고 있다(OFIS, 2018). 그리고 국제 유가 변화에 따라 투입 가격은 변화하지만 투입량은 일정한 특징이 있다.

원양산업을 대표하는 원양선망어업의 경영 안정성을 도모하기 위해서는 경영 환경 변수들에 대한 정확한 예측이 필요하다. 특히, 가다랑어 가격과 투입비용 중 연료비의 근간이 되는 국제 유가 변화의 인과성을 분석하는 것은 앞서 언급했던 다양한 불안정 조건 하에서 선행되어야 할 필수 조건이라 볼 수 있다.

이에 본 연구에서는 국제 유가와 가다랑어 가격 자료를 바탕으로 시계열 분석을 통해 국제 유가 변화가 가다랑어 가격에 미치는 영향을 파악하고, 이를 토대로 연료비 변화가 원양선망어업 경영에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 그리고 이러한 분석 결과를 통해 정책입안자나 실제 원양선망어업 관련 기업 관계자에게 국제 유가 변화에 효과적으로 대응할 수 있는 기초 자료를 제공하고자 한다.

지금까지 시계열 자료를 바탕으로 한 수산물 가격 결정에 관한 국내 연구들은 주로 수산물 유통 단계별 가격 인과성을 검증하는데 치중되었다. 예를 들어, 소비자 시

장의 지역별 가격결정 구조 연구(Lee, 2007), 수입 수산물과 국내산 수산물의 가격 간 유통단계별 인과성 연구(Cha and Kim, 2009), 시계열 분석을 이용한 굴 가격 예측에 관한 연구(Nam et al., 2012), 그리고 갈치의 유통 단계별 인과성 연구(Kim and Nam, 2015) 등이 있다. Lee (2007)는 우리나라 지역별, 유통단계별로 갈치, 고등어, 물오징어 가격의 인과성이 존재하는 것을 VAR (Vector Auto Regressive) 모형을 통해 제시하였다. Cha and Kim (2009)는 냉동명태와 냉동갈치 품목의 수입산과 국내산 가격 간의 인과성이 존재함을 VAR 모형을 통해 제시하였다. Nam et al. (2012)은 시계열 자료를 통한 굴 가격을 다중회귀모형, ARIMA 모형, 그리고 VAR 모형을 통해 각 모델에 의한 가격 예측이 달라짐을 제시하였다. Kim and Nam (2015)은 갈치의 산지, 도매, 소매가격의 각 유통단계별 인과성이 존재하는 것을 VAR 모형을 통해 추정하였다.

이들 선행연구들은 대부분 국내에서 유통되는 수산물을 대상으로 하고 있다. 하지만 본 연구는 연구대상이 원양산업이라는 것과 생산에 투입된 요소 가격 변화에 따른 수산물 가격 변화의 인과성을 분석하였다는 점, 그리고 인과성 분석 결과를 바탕으로 투입요소의 가격 변화에 따른 어업경영 분석을 시도하였다는 점에서 선행연구들과 차별성을 가진다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에서 연구의 필요성과 목적, 그리고 선행연구에 대해 설명하고, 다음으로 연구에 필요한 자료와 추정모형의 이론적 분석 방법을 제시한다. 그리고 분석 방법에 기초한 실증분석을 실시한다. 마지막으로 결론에서 연구의 결과를 요약하고, 정책적 및 경영적 함의를 도출하고자 한다.

## 재료 및 방법

### 1. 분석 자료

국제 유가 변화가 원양선망어업의 주요 생산물인 가

다랑어 가격 변화에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구에서는 국제 유가(GAS)는 한국석유공사(Opinet)에서 제공하는 국제 유가 가격 정보를 사용하였다. 그리고 가다랑어 가격(SKJ)은 원양산업협회에서 발간하는 원양산업 통계연보의 연도별 월별 참치 선망 어가정보를 사용하였다. 원양산업 통계연보에서는 가다랑어 가격 정보를 2008년 1월부터 최근 2017년 12월까지 월별로 제시하고 있다. 따라서 활용 가능한 자료의 범위에 맞추어 분석 기간을 설정하였다. 분석 자료에 대한 기초통계량은 다음의 Table 2에서 정리된 바와 같다.

그리고 분석 결과를 바탕으로 어업경영 분석을 위한 어업비용 자료는 원양산업종합정보시스템의 원양어업 통계조사의 연간 어로원가를 사용하였고, 생산금액 자료는 수산정보포탈의 원양어업현황 자료를 사용하였다. 분석 자료와 관련하여 변수들의 시간적 추세를 나타내면 Fig. 1에서 보는 바와 같다. Fig. 1에서 국제 유가(GAS)와 가다랑어 가격(SKJ) 두 변수 모두 시간흐름별 변화폭이 크다는 점과 유사한 변화 양상을 띄는 점 등을

Table 2. Descriptive statistics of variables

| Variables       | Min   | Max    | Mean  | S.D   |
|-----------------|-------|--------|-------|-------|
| GAS (barrel/\$) | 26.12 | 131.31 | 77.21 | 26.93 |
| SKJ (kg/\$)     | 0.85  | 2.37   | 1.56  | 0.40  |

source: Korea Overseas Fisheries Association, Opinet (www.opinet.co.kr).

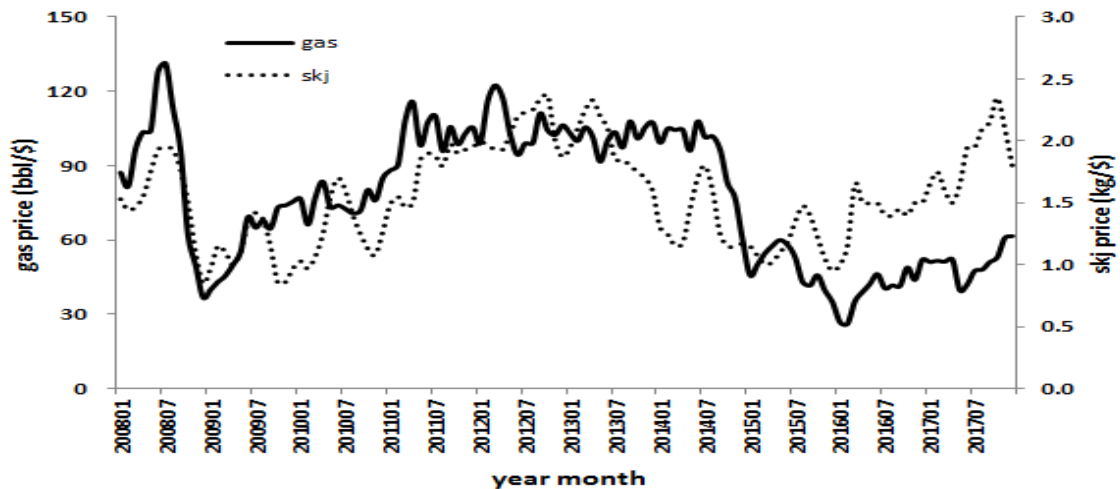


Fig. 1 Monthly changes of international oil prices and skipjack tuna prices (2008.1~2017.12).

알 수 있다.

## 2. 단위근 검정

시계열 자료를 대상으로 하는 실증분석에 있어서는 시계열 자료의 안정성(stationarity) 여부를 우선적으로 확인하여야 한다(Gujarati and Porter, 2009). 즉, 하나 혹은 둘 이상의 불안정적인 시계열 자료가 포함된 상태로 회귀 분석을 실시할 경우 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생해 분석 결과를 신뢰하기 어렵게 된다(Gujarati, 2013; Seo et al., 2014). 따라서, 시계열 자료를 통계적 분석에 사용할 수 있는지 검증이 반드시 필요한데, 이를 판단하는 방법이 단위근 검정(unit root test)이다.

단위근 검정에 대해 간략히 살펴보기 위해 다음 식 (1)을 가정하면,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \nu_t \quad (1)$$

우선,  $\nu_t$ 를 평균이 0 그리고 분산이  $\sigma^2$ 으로 일정하고 자기상관이 없는 확률적 오차항으로 가정할 때,  $\rho = 1$ 이면 단위근을 가지게 되고 이는 불안정한 시계열이 된다. 따라서  $H_0 : \rho = 1$ 의 가설을 검정하는 것을 단위근 검정이라고 한다.  $Y_t$ 가 비정상적 시계열인 상태에서 식 (1)을 단순 회귀분석을 통한 검정을 실시하게 되면 가성 회귀 문제가 발생할 수 있게 된다. 식 (1)을 차분연산자

를 사용하여 다음 식 (2)와 같이 바꾸어 나타낼 수 있다.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + v_t \quad (2)$$

여기서,  $\Delta$ 는 차분연산자로  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 을 의미하고, 회귀분석을 통해  $H_0 : \rho - 1 = 0$ 의 귀무가설을 기각하지 못하면, 다음 식 (3)과 같이 된다.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = v_t \quad (3)$$

이는  $Y_t$ 는 비정상적인 시계열이지만, 1차 차분한 형태인  $\Delta Y_t$ 는 정상적인 시계열이 된다는 것을 의미한다. 즉,  $v_t$ 가 자기상관이 없는 오차항으로 가정되기 때문이다(Gujarati, 2013; Seo et al., 2014, Eom et al., 2015). 그러나 실제 단위근 검정에서는 오차항  $v_t$ 에서 자기상관이 존재할 수 있으므로, 단위근 검정의 검정력이 낮아지게 되는 현상이 나타난다(Dickey et al., 1979). 이런 자기상관 문제를 해결하기 위한 방법으로 식 (4)와 같은 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정법이 사용되고 있다.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + v_t \quad (4)$$

### 3. 공적분 검정

분석 자료들이 단위근을 가지는 불안정한 시계열 자료라고 할지라도 각 자료들 간에 장기적인 균형 관계가 존재한다면 이를 공적분 관계에 있다고 정의한다. 이러한 공적분을 검정하는 방법으로는 다변량 시계열 분석에 의한 Johansen 공적분 분석기법이 널리 이용되고 있다(Johansen, 1988 and 1991). Johansen의 다변량 공적분 분석기법을 설명하기 위해 다음 식 (5)와 같은  $n$ 차원의 VAR 모델을 나타내면,

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

여기서,  $X_t$ 는  $(n \times 1)$ 의 확률변수벡터,  $A_k$ 는  $(n \times n)$  모수행렬,  $X_0, \dots, X_{-k+1}$ 는 일정하며,

$\epsilon_1, \dots, \epsilon_T$ 는 정규분포를 따르는 백색잡음 오차항,  $D_t$ 는 계절더미와 같은 비확률변수의 벡터인 동시에 공적분 공간에서 제외될 수 있는 약외생 확률변수들을 포함한다(Seo et al., 2014; Eom et al., 2015).

일반적으로 분석에 사용되는 시계열 자료는 대부분 불안정하므로, 식 (5)와 같은 VAR 모형은 통상 1차 차분 형태로 표시가 되고, 분석 목적이 선형결합을 통한 안정성과 차분에 의한 안정성을 구분하는 것이기 때문에 다음 식 (6)과 같은 VECM 모형으로 변형시켜 나타낼 수 있다(Kim et al., 2015).

$$\Delta X_t = \pi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \pi_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

여기서,  $\pi_i = -\sum_{i=i+1}^k A_i (i = 1, \dots, k-1)$ 이며,  $\pi = \sum_{i=1}^k A_i - 1$ 이다. 식 (6)에서  $\pi X_{t-k}$ 항을 제외한 나머지의 항목들은 전통적인 1차 차분형태 VAR모형이며,  $\pi_i$ 는 단기동학을 포착하는 전통적인 1차 차분변수 계수행렬을 뜻한다. 특히,  $\pi$ 는 장기영향행렬을 나타내는데, 이는  $\pi$ 가 변수들 간의 장기적 균형 관계를 포함하고 있다는 것을 의미한다. 즉,  $\pi$ 를  $n \times r$ 행렬인  $\alpha$ 와  $\beta$ 로 분해를 하면  $\beta$ 는 공적분 벡터,  $\alpha$ 는 균형관계식으로 조정되는 오차수정항, 그리고  $\pi$ 의 위수(rank)인  $r$ 은 공적분 벡터의 수를 의미한다(Johansen, 1988; Eom et al., 2015).  $r = n$ 이라면 벡터과정은 모든 변수가 안정적임을 의미하지만,  $r = 0$ 이라면 안정적인 선형결합이 없는 것을 의미하고, 이는 1차 차분된 통상적 VAR 모형과 같게 됨을 뜻한다. 그리고  $r = 1$ 이면 하나의 안정적인 선형결합이 존재하고,  $0 < r < n$ 이면  $r$ 개의 공적분 벡터가 존재하거나  $X_t$ 의  $r$ 개 안정적인 선형결합이 존재함을 의미한다.

공적분 검정 방법으로는 Johansen이 제시한 두 가지 검정 방법, 즉 최대 고유치 검정법(maximum eigenvalue test)과 Trace 검정법(trace test)이 있다. 공적분 검정에서 만일 trace 검정 통계량 또는 최대 고유치 검정통계량이 5% 유의수준의 임계값 보다 작다면 ‘공적분 관계가 없다’는 귀무가설을 기각할 수 없게 된다. 반대로 검정통

계량이 5% 유의수준의 임계값 보다 크면 귀무가설을 기각하여 공적분 관계에 있음이 추정된다(Seo et al., 2014; Eom et al., 2015).

#### 4. Granger 인과성 검정

Granger 인과성 검정은 VAR 혹은 VECM 모형을 이용한 검정방법으로, 전통적인  $F$ -통계량을 이용하여 확률변수 사이의 인과성을 검정하는데 사용되는 방법이다. 변수  $Y$ 값을 추정할 때,  $Y$ 의 과거 값만으로 예측하는 것보다  $Y$ 의 과거 값과 다른 변수  $X$ 의 과거 값을 같이 사용하는 것이 더 정확하다면,  $X$ 에서  $Y$ 로의 인과성이 존재하는 것으로 판단하는 것이다(Song et al., 2002).

각각의 변수  $X_t$ 와  $Y_t$ 의 적합한 예측 정보가 변수들의 시계열 자료에만 속한다는 것을 가정하고 이를 다음 식 (7)과 (8)을 같이 나타내면,

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t=i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t=j} + \epsilon_t \quad (7)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t=j} + \epsilon_t \quad (8)$$

식 (7)은  $X_t$ 와  $Y_t$ 간의 관계를 나타낸 회귀식으로 비 제약회귀식이라 하고, 식 (8)은  $X_t$ 를 제외한 회귀식으로 제약회귀식이다. 식 (7)에서 도출되는 오차자승합을  $SSE_{UR}$ 으로, 식 (8)에서 얻어지는 오차자승합을  $SSE_R$ 으로 나타낼 때,  $F$ -통계량은 다음 식 (9)와 같다.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_{UR})/P}{SSE_{UR}/(T - 2P - 1)} \quad (9)$$

식 (9)에서  $T$ 는 총 관측치 수,  $P$ 는 제약조건이 부과된 회귀계수의 수를 의미한다.  $X_t$ 가  $Y_t$ 의 원인변수일 때  $SSE_{UR}$ 이 매우 작은 값을 가지게 되고,  $SSE_R$ 이 큰 값을 가지게 된다. 즉,  $X_t$ 가  $Y_t$ 의 원인변수가 될 가능성이 커짐에 따라  $F$ -통계량은 커지게 된다. 이를 바탕으로 Granger 인과성 검정에 있어서는 식 (7)과 (8)을 이용하여 귀무가설( $H_0$ )과 대립가설( $H_1$ )을 아래와 같이 설정한다.

$$H_0 : \sum_{i=1}^n \alpha_i = 0, X \text{는 } Y \text{의 원인변수가 아니다}$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^n \alpha_i \neq 0, X \text{는 } Y \text{의 원인변수이다}$$

위의 식 (9)에서 계산된  $F$ 값이  $F$ 의 임계값을 어떤 유의수준에서 초과하면 귀무가설을 기각하고, 이때  $X_t$ 는  $Y_t$ 의 원인변수로 추정할 수 있게 된다(Eom et al., 2015).

#### 5. VAR 분석

VAR 모형은 변수들 사이의 구조적인 관계를 경제이론에 따라 제약을 가하지 않으므로 유용한 정보를 상실하지 않게 된다. 회귀 분석과 시계열 분석 방법이 결합된 형태로서 서로 인과관계에 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로, 다른 변수와 자신 과거 관측치를 설명변수로 설정하여 시계열 분석을 시도하는 모형이다.

이러한 방정식 체계의 모형은 동태적 형태의 연립방정식 모형으로 정의된 구조방정식을 유도형 방정식으로 전환시킨 모형과 동일해진다. VAR 모형을 추정할 때, 기본 모형이 시차 수는 무한대지만 실제 추정에서는 백색잡음( $\hat{\epsilon}_t$ )에 회귀오차가 근접할 수 있는 시차  $i$ 로 축소하여 추정하며 아래 식 (10)과 같다. 아래 식은 유도형 방정식의 일종으로 OLS (ordinary least squares)를 적용할 경우 추정량이 일관성과 효율성을 가지게 된다(Kim et al., 2015).

$$\begin{aligned} X_t &= C(L)X_t + \epsilon_t \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} C_j X_{t-j} + \epsilon_t \\ &= \sum_{j=1}^i C_j X_{t-j} + \epsilon_t \text{ (시차를 } i \text{로 제한할 경우)} \\ X_t &= n \times 1 \text{ 벡터} \end{aligned} \quad (10)$$

### 결과 및 고찰

#### 1. 단위근 검정 결과

시계열 분석 시 분산을 안정화하기 위해 분석 자료인 국제 유가(GAS)와 가다랑어 가격(SKJ) 변수 모두 자연 로그를 취하였다(Kim et al., 2003). ADF 검정을 통한

Table 3. Results of ADF unit root test

|                  | Variable | With constant | With constant and trend | Without constant and trend |
|------------------|----------|---------------|-------------------------|----------------------------|
| Level            | GAS      | -1.664216     | -1.837683               | -0.419423                  |
|                  | SKJ      | -2.675310     | -2.724845               | -1.034953                  |
| First difference | GAS      | -9.058602***  | -9.019416***            | -9.094972***               |
|                  | SKJ      | -7.437955***  | -7.415714***            | -7.471095***               |

\*\*\*statistically significant at 0.01

단위근 검정 결과, Table 3에서 보는 바와 같이, 각 변수에 상수항만 포함될 경우, 상수항과 추세항이 모두 포함될 경우, 그리고 상수항과 추세항이 포함되지 않을 경우 모두 귀무가설( $H_0$ : 단위근이 존재한다)을 기각할 수 없는 것으로 나타나 수준 변수에서는 단위근이 존재하는 것으로 분석되었다.

이에 따라, 각 변수를 1차 차분하여 단위근을 검정한 결과, 상수항만 포함될 경우, 상수항과 추세항이 모두 포함될 경우, 그리고 상수항과 추세항이 포함되지 않을 경우 모두 1% 수준에서 귀무가설을 기각하였다. 이는 모든 변수가 단위근이 제거된 안정적인 시계열 자료임을 의미한다.

## 2. 적정 시차 선정

VAR 모형 분석을 위해서는 적정 시차 선정이 매우

중요하다. VAR 모형에서는 시차를 넓게 선택하여 분석하는 경우 잔차항의 자기상관 문제는 줄어들 수 있지만 효율성이 떨어지는 문제가 발생한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 시계열의 안정성이 검정된 자료를 사용하여 무제약 VAR 모형을 구성한 후 적정 시차를 분석해야 한다(Kim et al., 2015). 적정 시차 분석 결과, Table 4에서 보는 바와 같이, LR (sequential modified LR test statistic), FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criterion) 기준에서 국제 유가와 가다랑어 가격 간에서는 적정 시차가 3기로 분석되었다.

## 3. 공적분 검정 결과

단위근을 가진 시계열 분석 자료들이 장기적인 균형 관계를 확인하기 위해 단위근을 가진 모든 변수에 대해 공적분 검정을 실시하였다. 공적분 검정 결과, Table 5

Table 4. Results of lag length criteria

| Lag | LR        | FPE       | AIC        | SC         |
|-----|-----------|-----------|------------|------------|
| 0   | NA        | 0.008756  | 0.937693   | 0.986238   |
| 1   | 442.6271  | 0.000162  | -3.051677  | -2.906043  |
| 2   | 34.9331   | 0.000126  | -3.306726  | -3.064003* |
| 3   | 11.15755* | 0.000121* | -3.341560* | -3.001748  |
| 4   | 3.03218   | 0.000127  | -3.29957   | -2.862669  |
| 5   | 4.125826  | 0.000131  | -3.268991  | -2.735001  |
| 6   | 5.433733  | 0.000133  | -3.252449  | -2.621369  |
| 7   | 5.341303  | 0.000135  | -3.236085  | -2.507916  |
| 8   | 0.75679   | 0.000144  | -3.172623  | -2.347364  |

\*indicates lag order selected by the criterion.

Table 5. Results of Johansen cointegration test

| $H_0 : Rank = r$ | Trace test      |                     |         | Maximum eigenvalue test |                     |         |
|------------------|-----------------|---------------------|---------|-------------------------|---------------------|---------|
|                  | Test statistics | Critical value (5%) | p-value | Test statistics         | Critical value (5%) | p-value |
| $r = 0$          | 0.034915        | 4.240725            | 0.6761  | 0.034915                | 4.086954            | 0.6146  |
| $r \leq 1$       | 0.001336        | 0.153771            | 0.7459  | 0.001336                | 0.153771            | 0.7459  |

에서 보는 바와 같이, Trace 검정법과 최대 고유치 (maximum eigenvalue) 검정법에서 모든 귀무가설을 기각할 수 없게 되어 공적분 관계를 찾을 수 없었다. 이는 분석자료 간에 장기적인 균형 관계가 없다는 것을 의미하며, 회귀분석을 통해 분석을 진행할 경우 가성회귀의 문제가 발생할 우려가 존재함을 뜻한다. 즉, 정확한 인과 관계 및 동태적 분석을 위해서는 수준변수에 대한 차분이 필요함을 확인하였다(Cha et al., 2009).

#### 4. Granger 인과성 검정 결과

VAR 모형의 변수들의 인과관계를 검정하기 위해 Granger 인과성 검정을 실시하였다. Table 6에서 보는 바와 같이, SKJ는 GAS에 대한 인과성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하였고, 반대로 GAS는 SKJ에 대해 인과성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하는 것으로 분석되었다. 이는 SKJ는 GAS에 원인변수가 될 수 없음을 의미하는 반면, 국제 유가 변화는 가다랑어 가격 변화에 영향을 미치는 직접적인 원인 중 하나라는 점을 추정할 수 있다.

#### 5. VAR 분석 결과

앞선 단위근 검정과 공적분 검정 결과, 국제 유가와 가다랑어 가격 변수 모두 단위근 가설을 기각하지 못하였고, 장기적인 균형 관계가 없는 것으로 나타나 차분 안정화 후 적정시차를 3으로 한 VAR 분석을 실시하였다. 분석 결과, Table 7에서 보는 바와 같이, 5% 통계적 유의성 하에서 2기 전 국제 유가의 1% 변화가 가다랑어 가격에 약 0.14% 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 원양선망어업의 어업비용 중 연료비 산정의 근간이 되는 국제 유가의 상승이 가다랑어 가격에 2달 후 직접적인 영향을 미치는 것을 의미한다.

#### 6. 원양선망어업의 어업이익 변화 분석

앞선 VAR 모형 결과를 토대로 원양선망어업의 어업이익 변화를 분석해 보았다. 2013년에서 2017년의 원양선망어선의 생산금액은 평균 약 5,357억원이고, 이 중 가다랑어 어획으로 인한 생산금액은 평균 약 3,632억원 정도로 전체 생산금액에서 약 67.8%를 차지하고 있다. 그리고 어업비용은 평균 약 4,142억원, 이 중 연료비는 약 828억원으로 전체 어업비용에서 약 20.3%를 차지하

Table 6. Results of Granger causality test

| Null Hypothesis                | F-Statistic | Probability |
|--------------------------------|-------------|-------------|
| SKJ does not Granger Cause GAS | 1.06417     | 0.3647      |
| GAS does not Granger Cause SKJ | 2.14147     | 0.0991      |

Table 7. Result of VAR model

|                   | LND_GAS                 | LND_SKJ                  |
|-------------------|-------------------------|--------------------------|
| LND_GAS(-1)<br>SD | 0.114179<br>-0.0964     | 0.062234<br>-0.07735     |
| LND_GAS(-2)<br>SD | 0.058082<br>-0.09653    | 0.13688**<br>-0.07745    |
| LND_GAS(-3)<br>SD | -0.046388<br>-0.09596   | 0.030381<br>-0.07699     |
| LND_SKJ(-1)<br>SD | 0.259174***<br>-0.11897 | 0.504341***<br>-0.09545  |
| LND_SKJ(-2)<br>SD | -0.063576<br>-0.13016   | -0.292119***<br>-0.10443 |
| LND_SKJ(-3)<br>SD | 0.116664<br>-0.12199    | -0.193042***<br>-0.09787 |
| C                 | -0.004893               | 0.002436                 |
| SD                | -0.01078                | -0.00865                 |
| R-squared         | 0.083418                | 0.333769                 |
| Adj. R-squared    | 0.032964                | 0.297096                 |
| Sum sq. resids    | 1.457162                | 0.937966                 |
| S.E. equation     | 0.115622                | 0.092764                 |
| F-statistic       | 1.653337                | 9.101145                 |
| Log likelihood    | 89.27489                | 114.8258                 |
| Akaike AIC        | -1.418533               | -1.859066                |
| Schwarz SC        | -1.252368               | -1.692901                |
| Mean dependent    | -0.004482               | 0.001289                 |
| S.D. dependent    | 0.117576                | 0.110645                 |

\*\*statistically significant at 0.05, \*\*\*statistically significant at 0.01.

Table 8. Changes of fishing profits by fuel cost and skipjack price

|               | (unit: million won) |                           |
|---------------|---------------------|---------------------------|
|               | fuel cost unchanged | fuel cost increased by 1% |
| total revenue | 363,190             | 363,698                   |
| total cost    | 332,955             | 333,516                   |
| profit        | 30,235              | 30,182                    |

source: Overseas Fisheries Information System, Fisheries Information Service.

고 있다(OFIS, 2018).

가다랑어 어획만 이루어진다는 가정 하에 어업비용에

약 0.678의 가중치를 적용한 뒤 연료비가 1% 변화할 때, 가다랑어 가격 변화가 0.14% 상승하는 경우를 가정한 분석 결과는 Table 8에서 보는 바와 같다. 분석 결과, 연료비가 1% 상승하면 가다랑어 어획으로 인한 원양선망어업의 어업이익은 약 5,300만원 하락하는 것으로 추정되었다.

## 결론

본 연구에서는 국제 유가 변화가 원양산 가다랑어 가격에 미치는 영향을 파악하기 위하여 월간 자료를 이용하여 시계열 분석을 실시하였다. 분석에 있어서는 시계열 분석 자료의 안정성 여부를 단위근 검정을 통해 실시하였고, 그 후에 적정 시차검정과 공적분 검정을 통해 변수들 간의 장기적 균형 관계 여부를 확인하였다. 그리고 변수 간 인과성 여부를 증명하기 위해 Granger 인과성 검정 방법을 통해 변수들 간의 인과성을 검정한 후 VAR 분석을 통하여 국제 유가와 다랑어 가격의 인과관계를 동태적으로 분석하였다.

분석 결과, 국제 유가(GAS)와 가다랑어 가격(SKJ) 변수 사이에는 단위근을 가지는 불안정한 시계열 자료로 추정이 되었지만, 1차 차분 후에 모든 변수의 단위근을 제거한 안정적 시계열 자료가 되는 것이 확인되었다. 적정 시차 선정은 LR, FPE, AIC 기준에서 국제 유가와 가다랑어 가격 간에는 3기 시차가 적절한 것으로 추정되어 이를 바탕으로 공적분 검정을 실시하였다. 공적분 검정 결과, 모든 변수 간에 장기적 균형 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 1차 차분 후 VAR 분석을 실시하였다. VAR 분석에 앞서 변수 간의 인과성을 검정하기 위해 Granger 인과성 검정을 실시한 결과, 국제 유가와 가다랑어 가격 간에 인과성이 나타났고, 이를 통해 국제 유가가 가다랑어 가격 형성에 있어 직접적인 원인 중의 하나임을 추정할 수 있었다.

이를 토대로 국제 유가와 가다랑어 가격 변수에 대한 VAR 분석을 실시한 결과, 시차 2기 전의 1%의 국제 유가 변화가 현재 가다랑어 가격에 양(+)의 방향으로 약 0.14% 변화를 가지고 오는 것으로 추정되었다. 즉, 연료비의 근간이 되는 국제 유가의 상승이 원양선망어업에서 주로 어획되는 가다랑어 가격 상승에 직접적인 원인이 됨을 알 수 있었다. 이러한 결과를 바탕으로 원양선망어업의 어업이익 변화를 분석한 결과, 연료비 1%

상승에 따른 원양선망어업의 어업이익은 약 5,300만원 감소하는 것으로 추정되었다.

향후 연료비 상승에 대비하여 어업경비 절감 대책 혹은 효율적인 가다랑어 어획이 필요하다. 예를 들어, 원양선망어업을 대상으로 혼합 연료 사용이 가능한 고효율 어선 유류절감장비 개발, 가다랑어 대형어류 어군유집 장치 개발, 그리고 고성능 드론을 통한 어탐기술 개발 등이 필요할 것이다.

자료 수집의 한계로 인해 국제 유가와 다랑어류 가격 간의 분석은 2008년에서 2017년까지의 자료만 사용한 점과 원양선망어업의 경영분석 자료는 2013년에서 2017년까지만 사용하여 분석기간이 비교적 짧은 점은 본 연구의 한계점이다. 특히, 어업비용은 연료비가 변화하면 연료비 외에도 입어료, 어구비, 주부식비, 수리비, 선원임금 등 비용항목별로 변화가 있고, 선망어업에서의 생산금액은 주요 어종인 가다랑어 외에 부수어획종의 어획량 및 가격 변화 등에 따라 달리 변화할 수도 있다. 하지만 현재 활용 가능한 자료의 한계로 인해 국제 유가 변화가 어업비용에서 연료비 변화에만 영향을 미친다고 가정한 점과 전체 생산금액이 아닌 가다랑어 생산금액 변화만을 가정한 후 어업이익을 분석한 점 또한 본 연구의 한계점이라고 할 수 있다.

하지만 Granger 인과성 검정과 VAR 모형에서 분석된 바와 같이, 국제 유가 변화가 가다랑어 가격 형성에 있어 중요한 요인임을 파악할 수 있었다. 이는 향후 국제 유가 변화에 대응한 원양선망어업의 경영안정화 정책이나 원양산업 관리 정책 수립 등에 중요한 자료가 될 수 있을 것으로 기대된다.

## 사사

이 논문은 2019년도 국립수산물과학원 수산시험연구소(2019021)의 지원으로 수행된 연구입니다.

## References

- Cha YG and Kim KS. 2009. A causality analysis of the prices between imported fisheries and domestic fisheries in distribution channel. *J Fish Bus Adm* 40, 105-126.
- Dickey DA and Fuller WA. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *ASA*, 74, 427-431.



- Eom KH, Kim HS, Han IS and Kim DH. 2015. An analysis of changes in catch amount of offshore and coastal fisheries by climate change in Korea. *J Fish Bus Adm* 46, 31-41. (DOI:10.12939/FBA.2015.46.2.031).
- Fisheries Information Service. 2018. Distant water fisheries statistic (2013-2017). Ministry of oceans and fisheries. Retrieved from <https://www.fips.go.kr/p/S020404/>. Accessed 2 Feb 2019.
- Gujarati D and Porter D. 2009. *Basic econometrics*, 5<sup>th</sup> Edition. McGraw-Hill Korea, Seoul, Korea, 875-915.
- Johansen S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economics dynamics and control* 12, 231-254. (DOI:10.1016/0165-1889(88)90041-3).
- Johansen S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models. *Econometrica* 59, 1551-1580. (DOI:10.2307/2938278).
- Kim CH and Nam JO. 2015. A causality analysis of the hairtail price by distribution channel using a vector autoregressive model. *J Fish Bus Adm* 46, 093-107. (DOI:10.12939/FBA.2015.46.1.093).
- Kim DH and Kim HS. 2015. Analyzing price interactions between wild caught fish and farmed fish on the Korean seafood market. *Journal of fisheries and marine sciences education* 26, 1610-1618. (DOI:10.13000/JFMSE.2015.27.6.1610).
- Kim SS, Lee MS and Choe YC. 2003. Returns to investment on research in Korean agriculture. *Korean J. of Ag. Extension* 10, 57-76.
- Lee SY. 2007. A study on regional pricing structure of fishery market at the consumers sector in Korea. Doctoral Dissertation, Pukyong National University, Busan, South Korea, 143.
- Nam JO, Noh SK and Park EY. 2012. A study on forecasting oyster price with time series analysis. *Korea Marinetime Institute* 27, 66-91.
- Overseas Fisheries Information System (OFIS). 2018. Statistical survey of Korea distant water fisheries (2013-2018), Ministry of oceans and fisheries. Retrieved from <https://www.ofis.or.kr/rb/c/Information/stats>. Accessed 2 Feb 2019.
- Seo YI, Chung YH and Kim DH. 2014. An analysis on the relationship between prices and catch amounts of sandfish using a cointegration test. *J Korean Soc Fish Technol* 50, 502-510. (DOI:10.3796/KSFT.2014.50.4.502).
- Song IH and Jung WS. 2002. *Econometrics analysis using SAS and Eviews*, Samyungsa, Seoul, Korea, 349-350.
- Korea Overseas Fisheries Association (KOFA). 2018. *Statistical year book of overseas fisheries*. Samchang printing office, Seoul, Korea, 352.

---

2019. 06. 20 Received

2019. 06. 29 Revised

2019. 07. 05 Accepted