

## 중량별 제주 넙치 산지가격의 선도가격 추정 및 시장가격 충격에 대한 동태적 영향 분석

손진곤 · 남종오<sup>†</sup>  
(부경대학교)

### A Leading Price Estimation of Jeju Flounder Producer Prices by Fish Weight and a Dynamic Influence Analysis of Market Price Impulse

SON, Jingon · NAM, Jongoh<sup>†</sup>  
(Pukyong National University)

#### Abstract

This study firstly aims to estimate a leading-price of Jeju flounders with various price-classes by fish weight and secondly plans to provide policy implications of flounder purchase projects by understanding dynamic changes and interactions among flounder producer price-classes caused by price impulses in the market.

This study applies an unit root test for stability of data, uses a Granger causality test to estimate the leading-price among producer prices by fish weight, employs the vector autoregressive model to analyze statistical impacts among t-1 variables used in models, and finally utilizes impulse response analyses and forecast error variance decomposition analyses to understand dynamic changes and interactions among change rates of the producer prices caused by price impulses in the market.

The results of the study are as follows. Firstly, KPSS, PP, and ADF tests show that the change rate of Jeju flounder monthly producer prices by fish weight differentiated by logarithm is stable. Secondly, the Granger causality test presents that the change rate of the 1kg flounder producer price strongly leads it of 500g, 700g, and 2kg flounder producer prices respectively. Thirdly, the vector autoregressive model indicates that the change rate of the 1kg producer price in t-1 period statistically, significantly influences it of own weight in t period and also slightly affects price change rates of other weights in t period. Fourthly, the impulse response analysis indicates that impulse responses of structural shocks for the change rate of the 1kg producer price are relatively more powerful in its own weight and in other weights than shocks emanating from price change rates of other weights. Fifthly, the variance decomposition analysis points out that the change rate of the 1kg producer price is relatively more influential than it of 500g, 700g, and 2kg producer prices respectively.

In conclusion, the change rate of the 1kg Jeju flounder producer price leads the change rates of other ones and Jeju purchase projects need to be targeted to the 1kg Jeju flounder producer price as the purchase project implemented in 2014.

**Key words : Jeju Flounder Producer Prices by Fish Size, Granger Causality Test, Vector Autoregressive Model**

---

<sup>†</sup> Corresponding author: 051-629-5317, namjo1234@pknu.ac.kr

\* 본 논문은 손진곤(2016)의 부경대학교 응용경제학과 경제학 석사학위 논문의 일부를 발췌하였음.

## 1. 서론

납치는 고단백, 저지방, 저칼로리 어종으로 육질이 부드러워 소화가 잘되며, 식감이 담백하고 쫄깃하여 횡감으로 인기가 많다. 또한 비린내가 없어 국이나 매운탕으로도 많이 소비되고 있다. 국내 양식 납치는 제주도와 완도에서 주로 생산되고 있는데, 이 중 제주도가 60% 이상을 차지하고 있다. 그러므로 제주 양식 납치의 산지가격이 우리나라 양식 납치의 산지가격을 대표한다고 해도 과언이 아니다. 또한 양식 납치 산지가격은 중량별로 구분되는데, 주로 500g, 700g, 1.00kg, 1.10kg, 2.00kg으로 거래되고 있다.

2014년 하반기 제주 양식 납치 산지가격은 kg당 한 마리의 생산 비용인 9,000원 수준에도 미치지 못하는 8,000원에 거래되었다(KMI, 2012). 이는 2014년 초 쿠도아층 검출 논란과 일본발 방사능 사태의 여파, 그리고 세월호 사고 등으로 인해 활어회 소비가 크게 위축되었기 때문이다. 이에 제주어류양식수협에서는 2014년 7월 10억 원을 투입하여 1kg과 1.1kg 중량의 제주 양식 납치 100톤을 수매하였으나, 소비침체가 장기간 지속되면서 양식 납치 산지가격의 상승을 유인하는데에는 한계가 있었다.

일반적으로 수매사업의 핵심적 전략은 가격 상승을 유인할 수 있는 적정 수매 물량을 수급 정보에 기초하여 파악하는 것이 가장 중요하지만, 제주 양식 납치와 같이 다양한 중량의 수매 물량이 존재할 경우에는 어떤 중량의 물량을 전략적으로 수매할 때 그 효과를 증대시키는 지에 대한 분석도 중요하다. 이에 본 연구는 후자에 중점을 두고 제주어류양식수협이 선택한 1kg과 1.1kg 중량의 납치 수매 사업은 바람직한 수매 전략이었는지 그리고 이러한 수매사업을 시행함에 있어 사전에 파악해 두어야 할 정보는 어떤 것들이 있는지 등이 궁금하여 본 연구를 수행하게 되었다.

따라서 본 연구의 목적은 두 가지로 우선, 백

터자기회귀(vector autoregressive, VAR) 모형을 이용하여 제주 납치 산지가격의 중량별 상호 인과성을 검정한 후 이들 산지가격 중 어느 중량이 시장가격의 충격에 민감할 뿐만 아니라 선도하는지를 추정한다. 다음으로, 다양한 생태적, 환경적, 사회경제적 요인에 의해 발생 가능한 제주 양식 납치 산지시장의 가격 충격에 대해 충격반응분석 및 예측오차 분산분해분석을 통하여 중량별 산지가격 변화율의 충격이 어느 정도인지 그리고 얼마간 지속되는지 등을 파악해 봄으로써 수매 관련 정책에 관한 시사점을 도출해 보고자 한다.

가격결정구조와 인과관계 분석에 관련된 선행 연구로, Kang, S. K. · Lee, K. J.(1998)은 오징어, 갈치의 유통단계별 가격 간의 가격결정에 있어 장기균형관계와 인과관계를 분석해 본 결과, 갈치 및 오징어의 산지 및 소비지도매시장가격 간에 장기균형의 관계가 성립함을 확인하였다. Choi, B. O. · Kim, W. T.(2007)는 성주참외를 대상으로 성주지역 산지가격과 가락동 도매시장 가격간의 밀접한 인과관계가 있음을 제시하였고, 아울러 산지가격이 도매가격에 큰 영향을 주고 있음을 밝혔다. Jeong, M. G. · Heo, D.(2000)은 송아지가격과 한우가격의 산지·도매·소매가격 간의 인과성을 분석해 본 결과, 한우 시장의 산지가격과 도매가격이 선도가격임을 밝혔고, 두 가격 모두 송아지 가격에 영향을 주고 있음을 확인하였다. Lee, S. Y.(2007)은 지역별·유통단계별 갈치·고등어·물오징어의 가격결정구조에 대해 분석한 결과, 세 품목 모두 장기적인 인과관계에서 소비지도매시장과 소비지소매시장 간에 상호작용이 있음을 밝혔고, 아울러 가격결정구조에 있어서 지역별 소비지소매시장은 지역 내의 영향이 서울, 부산의 영향보다 더 큰 것으로 나타났다. Cha, Y. K. · Kim, K. S.(2009)는 냉동명태, 냉동갈치 및 냉동조기에 대한 수입수산물과 국내산 수산물 간의 가격 간 장기균형 및 인과관계를 분석하였는데, 이 중 냉동명태의 VAR 분석 결과 수입가격→도매가격→소매가격→수입가격의 연결고리가

있음이 확인되었다. Nam, J. O. · Sim, S. H.(2014)은 완도 전복의 크기별(대, 중, 소) 산지가격의 인과성과 선도가격을 분석해 본 결과, 크기별로 상호 인과성이 있었으며, 큰 크기의 전복 산지가격이 중간 크기와 작은 크기 산지가격을 선도하고 있음을 확인하였다. Kim, C. H · Nam, J. O.(2015)는 격주간 산지, 도매, 소비자가격을 이용해 갈치가격의 유통단계별 인과성을 분석해 본 결과, 산지→도매→소비자 시장의 순서로 영향을 미치고 있음을 확인하였고, 갈치 가격의 변동을 줄이기 위해 우선적으로 산지가격을 안정화시키는 정책이 필요함을 강조하였다.

본 연구와 선행연구의 차별성을 든다면, 국내 양식어종을 대표하는 넙치의 주산지인 제주 양식 넙치에 대한 중량별 산지가격의 인과성을 국내 최초로 분석해 보았다는 점을 들 수 있다. 구체적으로 2007년 1월부터 2015년 5월까지의 제주 양식 넙치의 중량별 월별 산지가격 자료에 기초하여 중량별 인과성 검정과 VAR 분석, 그리고 충격반응분석(impulse response analysis) 및 분산분해 분석(forecast error variance decomposition analysis)을 통해 어떤 중량이 제주 양식 넙치의 산지가격을 선도하는 지를 규명하고, 이들 산지가격에 충격이 왔을 경우 발생하는 현상들을 동태적으로 분석하여 그 결과에 대한 정책적 함의를 제시한 점을 들 수 있다.

## II. 이론적 배경

제주 양식 넙치는 주로 500g, 700g, 1.00kg, 1.10kg, 2.00kg의 중량 단위로 출하되고 있다. 그러나 본 연구에서는 1.00kg과 1.10kg 사이의 차이가 크지 않아 500g, 700g, 1.00kg, 2.00kg 중량의 가격에 대해 인과관계를 분석한다. 분석 방법으로 우선, 월별 시계열 자료인 제주 양식 넙치 산지가격의 안정성을 확보하고자 단위근 검정을 실시한다. 둘째로, VAR 모형을 이용한 적정 시차를

선정하고, 넙치가격의 중량별 인과관계를 검정하는 그랜저인과성 검정을 실시한다. 셋째로, 선정되어진 적정 시차와 인과성 검정으로부터 얻어진 변수의 그랜저인과 순서에 기초하여 VAR 모형을 추정한다. 넷째로, 이들 가격변수의 동태적 분석을 위한 충격반응분석과 예측오차 분산분해분석을 실시한다.

### 1. 단위근 검정

단위근 검정(unit root test)은 기존의 DF(Dickey-Fuller) 검정에서 일어날 수 있는 오차항의 자기상관 문제를 치료한 ADF(Augmented Dickey-Fuller Test) 검정과 오차항의 자기상관과 이분산에 관한 문제를 치료한 PP(Phillips-Perron Test) 검정, 그리고 제1종 오류를 범할 수 있는 문제를 치료한 KPSS(Kwiatkowsk-Phillips-Schmidt-shin) 검정을 사용한다(Dickey & Fuller, 1979; Phillips, 1987; Phillips & Perron, 1988; Kwiatkowski et al., 1992; Nam & Sim, 2014).

DF 검정은 시계열 변수가 AR(1)이고, 오차항  $\varepsilon_t$ 가 독립적이며 동분산인 분포를 갖는다고 가정( $\varepsilon_t \sim iid$ )한다. 하지만 추정된 오차항  $\hat{\varepsilon}_t$ 이 자기상관을 갖는다면 검정의 유효성에 대한 의구심이 생길 수 있으므로 이러한 오차항의 자기상관 문제를 해결하기 위해 고안되어진 ADF 검정을 본 분석에서 수행한다(Dickey & Fuller, 1979).

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Phillips & Perron의 PP 검정은  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 와 같은 오차항  $\varepsilon_t$ 가 이분산과 자기상관이 존재할 경우 사용 가능한 단위근 검정 방법이다. PP 검정은 1차 단계에서 DF 검정 통계량을 추정하고, 2차 단계에서 비모수 통계학적 기법을 이용해 추정되어진 오차항의 이분산과 자기상관의 영향을 제거한 검정통계량을 추정하여 검정을 실시한다(Phillips & Perron, 1988). 또한 KPSS 검정은

1종 오류의 발생 가능성을 제거한 단위근 검정 방법으로 KPSS 검정 또한 단변량 변수가 안정적 시계열인 지를 검정하는 방법이다. KPSS 검정의 귀무가설은 단위근이 존재하지 않는다는 것으로 ADF 검정이나 PP 검정의 귀무가설과 반대된다. 즉, KPSS는 이러한 귀무가설을 검정하기 위해 LM 검정통계량을 이용한다(Kwiatkowski et al., 1992).

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2 \quad (2)$$

식 (2)에서  $S_t$ 는 귀무가설 하에서 회귀분석을 통해 추정된 오차( $\hat{\varepsilon}_t$ )의 합  $S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ 를 의미하고,  $s^2$ 는  $\varepsilon_t$ 의 장기분산 추정량을 의미한다(Jo, H. H. · Hwang, S. W, 2007).

## 2. 그랜저인과성 검정

그랜저인과성 검정(Granger causality test)은 Granger(1969)에 의해 처음 제시되었고, Sims (1972)가 이를 일반화하였다. 동 검정은 시계열 자료에 기초하여 서로 상이한 두 변수간의 인과 관계를 분석하는 기법으로 원인결과를 따지는 것이 아닌 선후관계를 알아보는 것이다. 동 검정을 통해 어떤 변수가 다른 한 변수의 변화를 인과하는 지를 알 수 있고, 시계열 자료가 안정성을 가지고 있다면 식 (3), (4)를 이용하여 그랜저인과성 검정을 수행할 수 있다. X와 Y가 그랜저 인과관계가 있다는 것은 X의 과거 값과 Y의 과거 값이 외생변수 Y를 예측하는데 도움이 됨을 의미하는 것으로 ‘그랜저 인과관계가 없다’는 귀무가설이 기각되면 그랜저 인과관계가 있는 것이 된다. 따라서 그랜저 인과관계 검정식은 다음의 식 (3), (4)와 같다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

그랜저인과성 검정은 F 검정통계량을 사용하는데 그랜저인과성 검정의 귀무가설에 대한 결과 해석은 다음과 같다(Nam, J. W. · Lee, H. S, 2007).

귀무가설( $H_0$ ) :  $\alpha_i=0$  또는  $\delta_j=0$

- ①  $H_0$ :  $\alpha_i=0$  기각,  $H_0$ :  $\delta_j=0$  채택: x → y 일방적 인과관계
- ②  $H_0$ :  $\alpha_i=0$  채택,  $H_0$ :  $\delta_j=0$  기각: y → x 일방적 인과관계
- ③  $H_0$ : 모두 기각: y ↔ x 쌍방적 상호작용 관계
- ④  $H_0$ : 모두 채택: x와 y는 인과성이 없는 상호 독립적 관계

## 3. VAR 모형

VAR 모형은 회귀분석과 시계열분석이 결합된 형태의 모형이다. VAR 모형은  $m$ 개의 선형회귀방정식으로 구성되며, 각 방정식은 서로 인과관계가 있는 각 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 다른 변수들의 과거 관측치를 독립변수로 설정한다(Johansen, 1995). 즉, VAR 모형은 모형내의 모든 변수의 현재 관측치를 내생변수로 그리고 모든 시차변수들을 외생변수로 간주하고 있는 모형이다. 따라서 각 방정식은 동일한 수의 설명변수를 가진다. VAR 모형은 일반적으로 다음의 식 (5)와 같다(Lee, H. J et al., 2005).

$$Y_t = B(L) Y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} B_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$= \sum_{j=1}^k B_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{시차를 } k \text{로 제한})$$

$$Y_t = m \times 1 \text{ 벡터}$$

VAR 모형을 추정할 때, 기본 모형의 시차 수는 무한대이지만 실제추정 시 회귀오차( $\varepsilon_t$ )가 백색잡음에 가까워지는 시차로 제한하여 추정을 실시한다(Lee J. W, 2007).

#### 4. 충격반응분석

충격반응분석은 특정 변수의 단위 충격(unit shock)이 자신과 다른 변수에 미치는 영향을 분석하는 것으로 모형에 포함된 여러 변수 중 특정 변수에 충격이 발생하였을 경우 모형 안의 다른 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여준다(Pesaran & Shin, 1998). 충격반응분석은 한 번의 충격이 현재와 미래의 내생변수에 대한 충격의 효과를 측정한다. 충격반응함수는 일반적으로 다음의 식과 같이 설명된다(Lee, H. J et al., 2005; Kim, M. J. · Zhang, G. H, 2003).

$$Y_t = \mu + \Psi(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (6)$$

$$= \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

$$\Psi_s = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}, \Psi_s = n \times n \quad (7)$$

충격반응함수는 (i, j)번째 원소  $\partial Y_{i,t+s} / \partial \varepsilon_{jt}$ 로 나타낼 수 있다. 다른 변수가 모두 일정할 때 변수  $Y_j$ 에 대한 충격  $\varepsilon_j$ 는 (t+s)기 후의 변수  $Y_i$ 에 미치는 충격의 영향을 뜻한다. 이것은 변수  $Y_i$ 가 변수  $Y_j$  변화에 대해 반응하는 정도를 의미하며, t시점에서 j번째 변수의 오차항( $\varepsilon_{jt}$ )이 한 단위 증가하였을 때 (t+s)시점에서 i번째 변수 ( $Y_{i,t+s}$ )에 어떤 영향을 미치는가를 나타낸다 (Kim, M. J. · Zhang, G. H, 2003).

#### 5. 예측오차 분산분해분석

예측오차 분산분해분석은 구조적 충격요인들이 내생변수의 변동에 미치는 상대적 기여도를 측정하는 것이다. 모형 내 어떤 변수의 예측오차 분산을 각 변수별로 분해하여 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수들에 의해 설명되어지는 정도를 나타낸다. 즉, 예측오차 분산분해분석은 모형 내에 영향을 미치는 각 변수들의 상대적 중요성에 대한 정보를 제공한다(Kim, M. J. · Zhang, G.

H, 2003 ; Lee, H. J et al., 2005).

다음 식 (8)은 a번째 변수의 예측오차 분산 중 b번째 변수가 차지하는 기여도를 나타낸다.

$$C_{ab} = \frac{\sum_{s=0}^{k-1} (h_{sab})^2 \text{Var}(U_b)}{\sum_{s=0}^{k-1} \sum_{i=1}^N (h_{sai})^2 \text{Var}(U_i)} \times 100 \quad (8)$$

### Ⅲ. 실증 분석

#### 1. 자료 분석

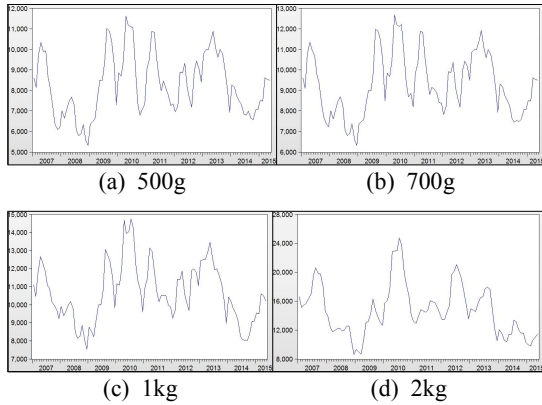
VAR 모형을 이용한 제주 양식 넙치 산지가격의 인과성을 분석하기 위해 본 연구에서는 한국 해양수산개발원의 수산업관측센터 관측통계 자료를 이용하였다. 관측치 수는 2007년 1월부터 2015년 5월까지의 총 101개로 제주 양식 넙치의 500g, 700g, 1kg, 2kg 중량별 월별 산지가격 자료를 사용하였다.

월별 제주 넙치가격의 기초통계량을 살펴보면 500g 중량의 산지가격 평균은 8,292원, 최솟값은 5,321원, 최댓값은 11,635원이다. 700g 중량의 산지가격 평균은 9,308원, 최솟값은 6,312원, 최댓값은 12,688원이다. 1kg 중량의 산지가격 평균은 10,673원, 최솟값은 7,526원, 최댓값은 14,759원이다. 2kg 중량의 산지가격 평균은 14,757원, 최솟값은 8,601원, 최댓값은 24,724원이다.

<Table 1> Basic statistics of Jeju flounder monthly producer price (unit : won)

	500g	700g	1kg	2kg
Mean	8,292	9,308	10,673	14,757
Median	8,141	9,125	10,497	14,439
Std. Dev	1498.971	1500.263	1630.541	3561.341
Minimum	5,321	6,312	7,526	8,601
Maximum	11,635	12,688	14,759	24,724
Sum	837,447	940,140	1,078,020	1,490,503
Observations	101	101	101	101

Source : Korea Maritime Institute Fisheries Outlook Center (<http://www.foc.re.kr/>)



[Fig. 1] Trends in monthly producer prices by fish weight of Jeju flounder

[Fig. 1]은 분석에 이용된 제주 양식 납치의 중량별 산지가격의 월별 추세를 나타낸 그래프이다. 2008년과 2014년도에 특히 납치가격이 크게 하락한 것을 볼 수 있다. 이는 2008년도에 납치의 공급과잉과 금융위기로 인한 소비위축이 주요 원인이었으며, 2014년도에는 납치의 생산량 증가에 비해 세월호 사고로 인한 소비위축이 그 원인으로 판단된다.

## 2. 단위근 검정 결과

본 연구에서는 중량별 제주 양식 납치 산지가격 시계열 자료의 안정성을 검정하기 위하여 ADF 검정과 PP 검정, 그리고 KPSS 검정을 실시하였다. ADF 검정에서 차분추가항 차수(P)의 결정은 SIC(Schwarz information criterion) 정보기준을 이용하여 분석하였고, PP 검정과 KPSS 검정 시 고려되는 시차 수는 Andrews Bandwidth 방법을 이용해 분석을 실시하였다. 분석 결과, 500g, 700g, 1kg, 2kg 중량 산지가격의 수준 변수 중 1kg 중량에서 ADF, PP 검정 결과 단위근이 존재하였고, 2kg 중량에서 PP 검정 결과 단위근이 존재하였다. 따라서 중량별 산지가격을 로그차분변수로 변환하여 단위근 검정을 다시 시도해 본 결과, ADF, PP, KPSS 검정의 모든 분석에서의 중

량별 산지가격 변화율 모두에 있어 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 판정되었다.

<Table 2> Results of unit root test

TEST		LD500g	LD700g	LD1kg	LD2kg
ADF	t-Stat	-8.286	-8.675	-9.188	-6.895
	Prob.	0.000	0.000	0.000	0.000
PP	t-Stat	-8.286	-8.675	-9.188	-6.895
	Prob.	0.000	0.000	0.000	0.000
KPSS	LM-Stat	0.030	0.033	0.036	0.039
	5% level	0.463	0.463	0.463	0.463

Note : 1) LD is the log 1<sup>st</sup> differenced each weight producer price.

2) Null hypotheses ( $H_0$ ) of ADF and PP mean that unit root exists. Null hypothesis ( $H_0$ ) of KPSS means that unit root is nonexistent.

## 3. 적정시차 선정

변수 간 인과관계를 고려한 VAR 모형을 추정하기 위해 우선적으로 변수의 적정시차를 선정하였다.

여기서 안정적인 시계열 자료로 검정된 중량별 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 적정시차는 무제약 VAR 모형으로부터 선정되었고, 적정 시차 분석 결과, <Table 3>과 같이 SIC, HQ (Hannan-Quinn criterion) 정보기준에서는 1시차가 적정하였고, AIC(Akaike information criterion) 정보기준에서는 4시차가 적정하였으나, 본 분석

<Table 3> Results of lag length criteria

lag	LogL	AIC	SIC	HQ
0	676.260	-14.614	-14.505	-14.570
1	713.362	-15.073	-14.525*	-14.852*
2	723.228	-14.940	-13.953	-14.542
3	753.546	-15.251	-13.825	-14.676
4	772.806	-15.322*	-13.458	-14.570
5	780.604	-15.144	-12.841	-14.214
6	792.526	-15.055	-12.314	-13.949
7	810.727	-15.103	-11.923	-13.819
8	823.974	-15.043	-11.425	-13.583

Note: \* indicates lag order selected by the criterion and LogL is LogLikelihood function.

에서는 AIC 정보기준의 개념을 보완한 SIC 정보 기준을 적용하여 분석하였다.

#### 4. 그랜저인과성 검정 결과

VAR 모형은 변수를 넣는 순서에 따라 분석 결과가 달라지기 때문에 그랜저인과성 검정을 통해 변수 순서를 먼저 결정하였다. 제주 양식 넙치 중량별 산지가격 변화율의 그랜저인과성 검정 결과, ‘그랜저인과’의 순서는 1kg→2kg→700g→500g 순으로 나타나 동 순서대로 이들 변수를 무 제약 VAR 모형에 적용하여 분석하였다(<Table 4> 참조).

<Table 4> Results of Granger causality test

Null Hypothesis	lag 1	
	F-statistic	Prob.
2kg ↗ 1kg	1.75698	0.1881
1kg ↗ 2kg	6.16888	0.0147
500g ↗ 1kg	4.74534	0.0318
1kg ↗ 500g	10.9669	0.0013
700g ↗ 1kg	3.17075	0.0781
1kg ↗ 700g	5.82691	0.0177
500g ↗ 2kg	1.91451	0.1697
2kg ↗ 500g	6.13988	0.0150
700g ↗ 2kg	3.54916	0.0626
2kg ↗ 700g	4.25099	0.0419
700g ↗ 500g	6.28233	0.0139
500g ↗ 700g	5.78774	0.0181

#### 5. VAR 모형 분석 결과

그랜저인과성 검정과 적정시차 검정 결과, VAR 모형은 적정시차를 1로 한 1kg→2kg→700g→500g 순서를 적용하여 분석하였다. VAR 모형 분석 결과, 우선 1시차 전 1kg 중량의 산지가격 변화율은 현기의 2kg과 500g 중량의 산지가격 변화율에 통계적 유의성은 다소 떨어지지만 어느 정도 영향을 주는 것으로 나타났다. 다음으로, 1시차 전 2kg 중량의 산지가격 변화율은 현기의 자체 산지가격 변화율에 대해 1%의 유의수준에

서 통계적으로 유의한 영향을 주고 있었으며, 현기의 700g 중량과 500g 중량의 산지가격 변화율에도 약하게나마 영향을 주고 있음을 확인할 수 있었다. 끝으로, 1시차 전 500g 중량 산지가격 변화율은 현기의 자체 산지가격 변화율에 대해 10%의 유의수준에서 유의한 영향을 주고 있었으며, 현기의 700g 중량의 산지가격 변화율에도 어느 정도 영향을 주는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과, 통계적으로 다소 유의성은 떨어지지만 그랜저인과성 검정의 분석 결과와 유사하게 VAR 모형에서도 1시차 전 1kg 중량의 산지가격 변화율이 현기의 2kg과 500g 중량의 가격 변화율에 다소 영향을 주는 것으로 나타났다. 아울러, 1시차 전 2kg 중량의 산지가격 변화율 또한 현기의 자체가격 변화율에 상대적으로 높은 영향을 미치면서 현기의 700g과 500g 중량의 산지가격 변화율에도 다소 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 그러나 1시차 전 700g 중량의 산지가격 변화율은 그랜저인과성 검정과 달리 현기의 다른 어떤 중량별 산지가격 변화율에 대해 영향을 약하게 미치고 있음을 알 수 있었다(<Table 5> 참조).

#### 6. VAR 모형의 안정성 검정 결과

VAR 모형이 안정적이지 못하다면 충격반응분석과 예측오차의 분산분해분석의 결과 또한 모두 유의하지 못하게 된다. 따라서 충격반응분석과 예측오차의 분산분해분석에 앞서 VAR 모형의 안정성 검정을 실시해 보았다.

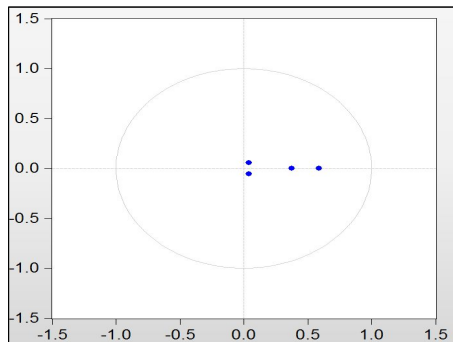
VAR 모형의 안정성 검정 결과는 [Fig. 2]와 같다. VAR 모형의 안정성 검정은 근이 1보다 작고, 모든 관측치가 단위원 내에 존재하게 되면 VAR 모형은 안정적이다. 따라서 각 중량별 제주 양식 넙치 산지가격 변화율의 관측치 또한 단위원 내에 모두 존재하기 때문에 추정된 VAR 모형은 안정적인 것으로 판명되었다.

<Table 5> Results of VAR model

	LD1kg	LD2kg	LD700g	LD500g
LD1kg(-1)	-0.1456 [-0.3097]	-0.8271 [-1.5704]	-0.4260 [-0.8515]	-0.8242 [-1.4682]
LD2kg(-1)	-0.1173 [-1.1606]	0.5286* [ 4.6684]	-0.1630 [-1.5155]	-0.1751 [-1.4509]
LD700g(-1)	-0.3755 [-0.4852]	-0.0557 [-0.0642]	-0.2467 [-0.2997]	-0.0423 [-0.0458]
LD500g(-1)	0.6067 [ 1.3789]	0.4630 [ 0.9397]	0.7573 [ 1.6178]	0.9028*** [ 1.7191]
C	-0.0007 [-0.1016]	-0.0010 [-0.1202]	-0.0004 [-0.0526]	-0.0006 [-0.0733]
R-squared	0.0668	0.2062	0.1157	0.1504
Adj. R-squared	0.0271	0.1725	0.0781	0.1142
Sum sq. resids	0.5579	0.6998	0.6315	0.7949
F-statistic	1.6841	6.1080	3.0770	4.1610
Log likelihood	115.8645	104.6519	109.7343	98.3411
Akaike AIC	-2.2396	-2.0131	-2.1158	-1.8856
Schwarz SC	-2.1086	-1.8821	-1.9847	-1.7546
Log likelihood				760.0317
Akaike information criterion				-14.9501
Schwarz criterion				-14.4258

Note : t-statistics in [ ].

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



[Fig 2] Result of VAR model stationarity test

## 7. 충격반응 분석 결과

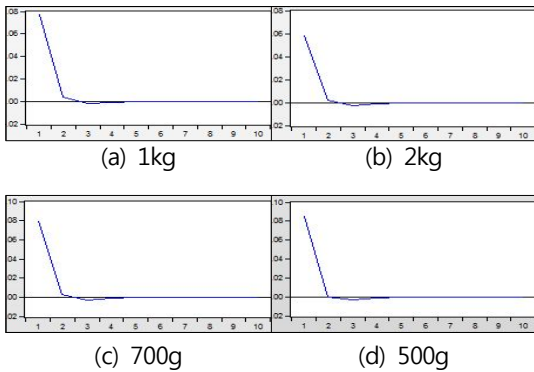
VAR 모형은 개별 변수 간 단기 인과성에 대한 영향은 자세히 제시해 주지만 시간의 흐름에

따른 이들 변수의 중장기의 동태적 영향에 대해서는 제시해 주지 못하는 단점이 있다. 이러한 VAR 모형의 단점을 해결하고자 시차변수 간의 시간의 흐름에 따른 서로 간의 영향이 얼마간 미치는 지에 대해 파악해 보고자 충격반응분석과 예측오차의 분산분해분석을 실시해 보았다. 즉, 충격반응 분석은 특정 변수에 가해진 단위당 충격이 자기변수 및 다른 변수에 얼마간 영향을 미치는지를 살펴보는 것이다. [Fig. 3] ~ [Fig. 6]은 중량별 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 오차항에 충격이 가해졌을 경우 10시차인 10개월까지의 충격 영향에 대한 반응을 분석한 결과이다.

1kg 중량의 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 오차항에 가해진 단위당 충격은 모든 중량에서



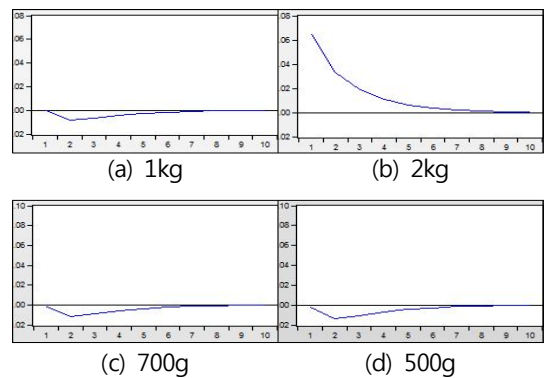
단기인 1~2개월 동안 상대적으로 큰 양의(+) 충격을 받다가 그 이후부터 음(-)의 영향이 약하게 나타난 후 4개월이 지나면서 0으로 수렴하였다. 이러한 결과는 1kg 중량에 가해진 충격이 다른 중량의 충격에 비해 상대적으로 큰 충격을 단기에 같은 방향으로 주고 있다는 뜻으로, 1kg 중량에 가해진 충격이 다른 중량들에게 빠르게 전달될 뿐만 아니라 그 충격 또한 같은 방향으로 크게 주고 있으므로 그랜저인과성 검정으로부터 도출된 1kg의 선도가격적 성향이 충격반응 분석에서도 뚜렷이 나타나고 있음을 확인할 수 있었다.



[Fig 3] Results of impulse response analysis in 1kg weight impulse

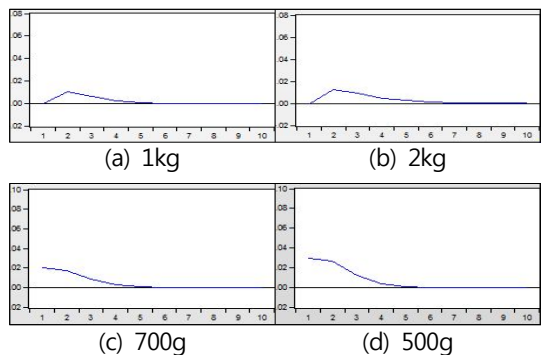
2kg 중량의 단위당 충격은 2kg 중량을 제외한 나머지 중량에 대해서는 1~2개월까지 음(-)의 영향이 조금씩 증가하다 그 이후부터 서서히 감소한 후 7개월이 지나면서 0으로 수렴하였다. 그러나 2kg 중량은 초기에 상대적으로 큰 양(+)의 영향을 받은 후 서서히 감소하다 10개월 후에 0으로 수렴하였다. 다시 말해, 2kg 중량에 가해진 단위당 충격은 다른 중량에 가해진 단위당 충격에 비해 상대적으로 큰 충격이 장기간 지속되고 있을 뿐만 아니라, 자체 가격 충격이 다른 중량의 충격과 역으로 반응하고 있음도 확인할 수 있었다. 이는 최근 넉치 양식의 폐사율이 증가하면서 넉치의 2kg 중량의 양성물량이 감소한데다 2kg 중량이 최근 미국으로의 수출이 증가하면서 국내

물량 부족으로 가격이 상승하였기 때문이다. 아울러 2kg 중량의 넉치 가격이 양(+)의 영향을 줌에도 불구하고 1kg 중량 이하의 가격이 하락한 것은 폐사율이 증가하면서 양식어가들이 2kg 중량 이전에 출하하려는 의향이 강한데다 1~1.5kg 중량의 주 수출 국가인 일본의 수입량이 2011년 이후 원전사태와 엔저현상으로 인해 감소하면서 국내 물량의 증가로 인해 가격이 하락한 것으로 판단된다.



[Fig 4] Results of impulse response analysis in 2kg weight impulse

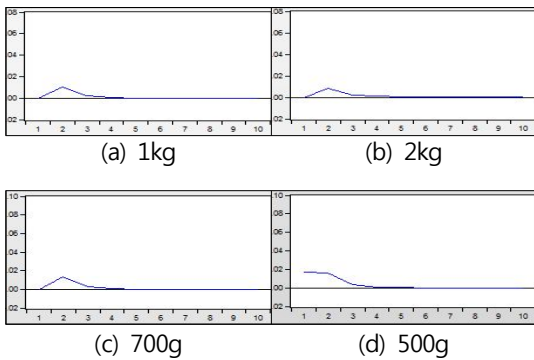
700g 중량의 넉치 산지가격 변화율의 오차항에 충격이 발생하였을 경우, 1kg과 2kg 중량은 1~2개월 동안 양(+)의 영향이 증가하는 방향으로 약하게 보이다가 다시 감소하여 5개월이 지나면서 0으로 수렴하였다.



[Fig 5] Results of impulse response analysis in 700g weight impulse

또한 500g과 700g 중량은 처음부터 약한 양(+)의 영향이 계속 감소하다가 5개월 후 0으로 수렴하였다. 이는 700g 중량의 가격변화율은 자체 변수와 다른 변수에 크게 영향을 주지 못하고 있음을 의미한다.

끝으로 500g 중량의 단위당 충격 또한 500g 중량이 700g 중량에 미치는 충격 영향을 제외하고는 700g의 단위당 충격과 거의 유사한 형태를 보였다.



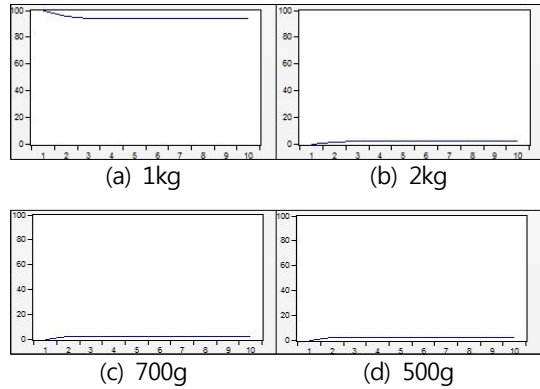
[Fig 6] Results of impulse response analysis in 500g weight impulse

### 8. 예측오차 분산분해분석 결과

중량별 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 예측오차를 설명하는데 있어서 모형의 중량별 가격 변화율의 상대적 기여도를 측정하기 위해 예측오차 분산분해분석을 실시하였다.

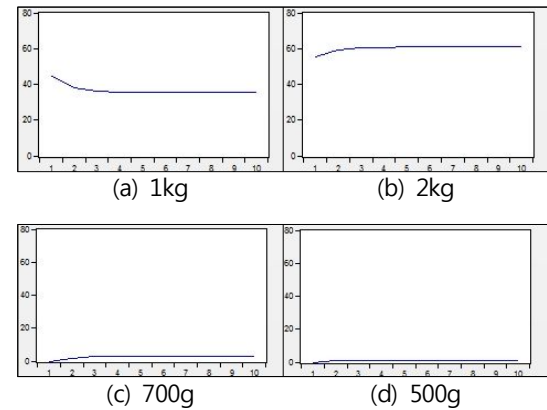
[Fig. 7] ~ [Fig. 10]은 중량별 가격 변화율의 예측오차 분산이 현기와 1시차 전의 자체 및 다른 변수에 의해 어느 정도 설명되는가에 대한 10개월까지의 예측오차 분산분해분석의 결과이다.

1kg 중량의 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 분산분해분석 결과, 10개월 후 1kg 중량 자체 가격 변화율에 의해 설명되는 부분은 93.6%이고, 나머지 중량들에 의해 설명되는 부분은 약 2% 정도로 나타났다. 이는 1kg 중량의 제주 양식 납치 산지가격 변화율은 거의 자체 변화율로 대부분 설명이 가능함을 의미한다.



[Fig 7] Results of forecast error variance decomposition analysis in 1kg weight

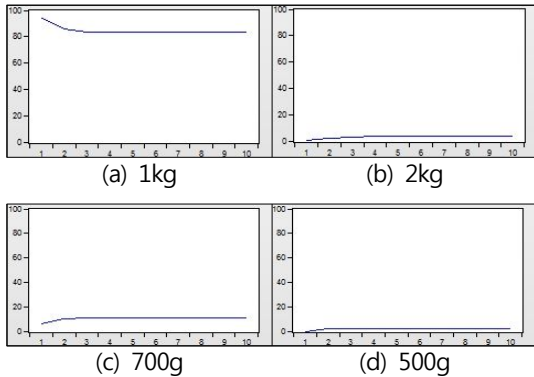
2kg 중량의 가격변화율은 10개월 후 2kg 중량 자체 가격변화율에 의해 설명되는 부분이 60.9% 이었고, 1kg 중량에 의해 설명되는 부분이 35.4%로 나타나 2kg 중량의 가격변화율은 1kg 중량에 의해서도 어느 정도 설명되고 있음을 확인할 수 있었다. 다시 말해, 2kg 중량의 가격변화율의 변화에 대해 1kg 중량의 가격변화율로 35% 이상 설명됨을 의미한다.



[Fig 8] Results of forecast error variance decomposition analysis in 2kg weight

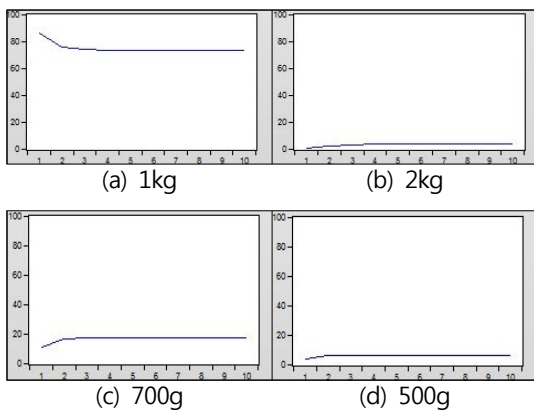
700g 중량의 가격변화율은 10개월 후 700g 중량 자체가 가격 변화율에 의해 10.7% 정도 설명되는 반면, 1kg 중량에 의해 설명되는 부분이 약 83%로 나타나 700g 중량의 가격변화율은 1kg 중량의

가격변화율에 의해 대부분 설명될 수 있음을 확인할 수 있었다. 즉, 700g 중량의 가격변화율의 변화는 유사한 중량인 1kg 가격변화율의 영향에 아주 민감하게 반응함을 알 수 있었다.



[Fig 9] Results of forecast error variance decomposition analysis in 700g weight

끝으로, 500g 중량의 넙치가격 변화율도 500g 자체 가격에 의해 설명되는 부분은 5.7%로 미비하였으나, 1kg 중량에 의해 설명되는 부분이 73% 수준으로 나타나 700g 중량의 가격 변화율과 유사한 결과를 도출하였다.



[Fig 10] Results of forecast error variance decomposition analysis in 500g weight

종합적으로 제주 양식 넙치 1kg 중량의 산지가격 변화율은 다른 중량을 선도할 뿐만 아니라 가

격변화율의 충격도 다른 중량에 비해 단기에 상대적으로 큰 영향을 주고 있었다. 또한 1kg 중량의 가격변화율이 자체 중량과 2kg, 700g, 500g 중량의 가격변화율의 변화를 설명함에 있어 상당 비중이 포함되어 있음도 발견할 수 있었다. 이상의 분석 결과, 제주어류양식수협의 1kg과 1.1kg 중량을 대상으로 한 수매 사업은 전략적으로 긍정적 유인을 줄 수 있는 시도이었으나, 예산상의 제약으로 위축된 소비를 상쇄할 만큼 충분한 물량을 수매하지 못한 것이 가격 상승을 유인하지 못한 한계인 것으로 판단된다.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 제주 넙치의 500g, 700g, 1kg, 2kg 중량의 산지가격 변화율 각각의 상호간 어떠한 인과관계가 있는지를 제주 양식 넙치의 월별 산지가격을 이용하여 분석해 보았다. 시계열 데이터의 안정성을 위해 1차 로그 차분된 자료를 사용해 단위근 검정을 실시하였고, 적정시차 검정 및 그랜저인과성 검정을 통하여 중량별 제주 양식 넙치 산지가격 변화율의 인과성과 적정시차를 확인한 후 VAR 모형을 이용해 중량별 가격변화율의 적정시차로 검정된 1시차에서 상호간 어떠한 인과관계를 갖고 있는지를 분석하였다.

첫째, VAR 모형을 이용하기 위한 적정시차는 1시차로 선정되었으며, 중량별 그랜저인과 순서는 1kg→2kg→700g→500g 산지가격의 변화율 순서로 영향을 주고 있음을 알 수 있었다.

둘째, 적정시차 1시차의 VAR 모형 결과, 1시차 전 1kg 중량의 산지가격 변화율이 현기의 2kg과 500g 중량의 가격변화율에 통계적으로 10% 내에서 유의하지는 않지만 다소 영향을 주는 것으로 나타났으며, 1시차 전 2kg 중량의 산지가격 변화율 또한 현기의 자체가격 변화율에 상대적으로 높은 영향을 미치면서 현기의 700g과 500g 중량의 산지가격 변화율에도 어느 정도 영향을 주

는 것으로 나타나 그랜저인과성 검정과 유사한 결과를 보였다.

셋째, 중량별 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 오차항에 충격이 가해질 경우, 우선, 1kg 중량 납치가격 변화율의 오차항에 대한 충격이 다른 중량의 납치가격 변화율의 오차항에 대한 충격에 비해 단기에 상대적으로 더 큰 영향을 주고 있음을 확인할 수 있었다. 다음으로 2kg 중량의 가격 변화율의 충격은 자체 가격변화율에는 양(+)의 영향을 중장기적으로 주었으나, 다른 중량에 대해서는 음(-)의 영향을 중장기적으로 주면서 수렴하는 특이한 경향이 보였다. 이러한 특이한 현상은 2kg 납치가가 가진 시장 상황을 그대로 반영해주는 결과임을 알 수 있었다.

넷째, 중량별 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 예측오차 분산분해분석은 1kg 중량의 납치가 가장 많은 영향을 주는 것으로 나타났고 그 외 중량 납치도 1kg에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과, 중량별 제주 양식 납치 산지가격 변화율의 인과성에 있어 다소 유의성은 떨어지지만 1kg 중량이 다른 중량을 선도하고 있는 것으로 나타났으며, 동태적 충격 또한 1kg 중량이 단기적으로 다른 중량에 상대적으로 큰 영향을 주고 있어, 제주어류양식수협의 1kg과 1.1kg 중량을 대상으로 한 구매 사업은 전략적으로 긍정적인 평가를 받을 수 있을 것으로 판단된다. 다만, 예산제약으로 경기침체로 인한 소비위축의 장기화로 이를 상쇄할 만큼의 충분한 물량을 구매하지 못한 것이 가격 상승을 유인하지 못한 한계인 듯하다. 따라서 향후 이러한 현상이 재현될 경우, 수급을 고려한 적정 물량을 충분히 반영하지 못한다면, 차선으로 1kg 중량의 납치 물량을 적극적으로 구매하는 한편 제주 양식 납치가가 가진 가격 충격에 대한 동태적 영향을 고려하여 가격하락 시 4개월 이내에 1kg 중량의 제주 양식 납치를 신속히 구매하는 것이 정책적 효과를 증대시키는 방안이 되리라 판단된다. 본 논문의 한

계점으로는 우선, 제주납치의 중량별 산지가격의 경우 일별 자료를 구할 수 없어 월별 자료를 이용하다보니 관측치 수가 다소 적은 점을 들 수 있다. 다음으로 VAR 모형의 통계적 결정계수가 낮아 모형의 설명력이 다소 떨어지는 문제점을 들 수 있다. 따라서 향후 연구과제로서 제주어류양식수협이 가진 중량별 제주 양식 납치 일별 산지가격 자료에 기초하여 상기 분석을 시도해 봄으로써 위의 한계를 극복해 나갈 필요가 있다.

## References

- Cha, Y. K. · Kim, K. S.(2009), A causality analysis of the prices between imported fisheries and domestic fisheries in distribution channel, *The Journal of Fisheries Business Administration*, 40(2), 45-65.
- Choi, B. O. · Kim, W. T.(2007), An analysis of dynamic causal relationship between local and terminal wholesale market prices for oriental melon, *J Rural Dev* 30, 30(3), 69-85.
- Dickey, D. A. · Fuller, W. A.(1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Granger, C. W. J.(1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Jeong, M. G. · Heo, D.(2000), Causal relationships among beef prices causal relationships between beef prices by marketing stages, *J Rural Dev*, 23(1), 55-66.
- Jo, H. H. · Hwang, S. W.(2007), Study on structural breaks and shock persistence in the Korean macroeconomic time series, *Econ Res*, 55(3), 85-117.
- Johansen, Søren(1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Kang, J. H. · Lee, K. j. · Hong, S. G. · Jung, M. S.(2000). Study on pricing structure of main fresh fishes, KMI.
- Kang, S. K. · Lee, K. J.(1998). A Study on the

- long-run equilibrium relationship and causality between the Prices of fisheries products at different levels of distribution: focused on hairtail and squid in Busan, *The Journal of Fisheries Business Administration*, 29(2), 77~96.
- Kim, C. H. · Nam, J. O.(2015), A Causality Analysis of the Hairtail Price by Distribution Channel Using a Vector Autoregressive Model, *The Journal of Fisheries Business Administration*, 46(1), 93~107.
- Kim, M. J. · Zhang, G. H.(2003), Financial time series analysis, Kyungmoonsa.
- Korea Maritime Institute.(2012), Analysis on managing expense of abalone·Jeju flounder, KMI, Fisheries Outlook Center.
- Kwiatkowski, D. · Phillips, P. C. B.·Schmidt, P.·Shin, Y.(1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, 159~178.
- Lee, H. J. · Park, J. S. · Song, D. J.(2005), Economy and finance time series analysis using eviews, Kyungmoonsa.
- Lee, J. W.(2007), *Econometrics*, Pakyoungsa.
- Lee, S. Y.(2007), A study on regional pricing structure of fishery market at the consumers sector in Korea, Ph. D. Dissertation, Pukong National University.
- Nam, J. O. · Sim, S. H.(2014), A Leading-price Analysis of Wando Abalone Producer Prices by Shell Size Using VAR Model, *Ocean and Polar Research*, 36(4), 327~341.
- Nam, J. W. · Lee, H. S.(2007), *Econometrics: Theory and application of Eviews/Excel*, Hongmoonsa.
- Pesaran, M. H. · Shin, Y.(1998), Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, *Economics Letters*, 58, 17~29.
- Phillips, P. C. B.(1987), Time series regression with a unit root, *Econometrica*, 55, 277~301.
- Phillips, P. C. B. · Perron, P.(1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2), 335~346.
- Sims, C. A.(1972), Money, Income, and Causality, *The American Economic Review*, 62(4), 540~552.
- 
- Received : 19 November, 2015
  - Revised : 03 December, 2015
  - Accepted : 14 December, 2015