

VAR 모형을 이용한 유통단계별 갈치가격의 인과성 분석[†]

김철현 · 남종오*

부경대학교 응용경제학과, *부경대학교 경제학부

A Causality Analysis of the Hairtail Price by Distribution Channel Using a Vector Autoregressive Model

Cheol-Hyun Kim and Jong-Oh Nam*

Department of Applied Economics, Graduate School, Pukyong National University, Busan, 608-737, Korea

**Division of Economics, College of Humanities & Social Sciences,*

Pukyong National University, Busan, 608-737, Korea

Abstract

This study aims to analyze causalities among Hairtail prices by distribution channel using a vector autoregressive model. This study applies unit-root test for stability of data, uses Granger causality test to know interaction among Hairtail Prices by distribution channel, and employs the vector autoregressive model to estimate statistical impacts among t-2 period variables used in model.

Analyzing results of this study are as follows. First, ADF, PP, and KPSS tests show that the change rate of Hairtail price by distribution channel differentiated by logarithm is stable. Second, a Granger causality test presents that the producer price of Hairtail leads the wholesale price and then the wholesale price leads the consumer price. Third, the vector autoregressive model suggests that the change rate of Hairtail producer price of t-2 period variables statistically, significantly impacts change rates of own, wholesale, and consumer prices at current period. Fourth, the impulse response analysis indicates that impulse responses of the structural shocks with a respectively distribution channel of the Hairtail prices are relatively more powerful in own distribution channel than in other distribution channels. Fifth, a forecast error variance decomposition of the Hairtail prices points out that the own price has relatively more powerful influence than other prices.

Keywords : Hairtail price, Distribution channel, Vector autoregressive model, Impulse response, Forecast error variance decomposition

Received 5 February 2015 / Received in revised form 13 April 2015/ Accepted 15 April 2015

[†] 본 논문은 김철현(2014)의 부경대학교 응용경제학과 경제학 석사학위 논문의 일부를 발췌하였음.

* Corresponding author : 051-629-5317, namjo1234@pknu.ac.kr

I. 서 론

갈치는 주로 구이나 조림으로 요리되며 맛이 부드럽고 먹기에 편리해 고등어·오징어와 함께 국내 소비자들에게 인기 있는 대중성 어종이다. 난류성 어종인 갈치의 주요 어장이 중국에 인접한 서해안과 제주도 남서해 등에서 형성되면서 국내 갈치 어획량도 중국에 많은 영향을 받고 있다. 최근 들어 중국 내에서 갈치 소비가 증가하면서 중국 어선의 미성어를 포함한 과잉어획과 불법조업 등으로 인해 갈치 자원이 감소하여 우리나라 갈치 어획에도 부정적인 영향을 미치고 있다. 그 결과 2009년 이후 갈치의 어획량이 줄어들어 2010년 약 59,450톤 수준에서 2014년에는 약 47,000톤 수준으로 감소하였으며, 갈치의 산지가격도 계속 상승하여 2010년 kg당 15,247원 수준에서 2014년에는 약 19,200원까지 오르게 되었다. 이로 인해 국내 갈치의 소비량도 어획량 감소와 가격 상승의 영향으로 2010년 약 85,700톤 수준에서 2014년에는 약 78,270톤 수준으로 위축된 상태이다(KMI, 2015). 이렇듯 어획량 변동에 따른 위판가격의 변동 심화는 어업인의 소득 불안정을 야기할 뿐만 아니라 소비자의 구매력 또한 위축시키는 이중적 문제를 초래하고 있다. 특히, 위판가격의 변동은 도매가격과 소비자가격에도 영향을 줄 가능성이 다분하므로 어업인과 유통업자, 그리고 소비자의 후생손실을 최소화하기 위해 유통단계별 가격결정의 상호 영향을 비교·분석해 보는 것은 시의적으로 의미 있는 연구라고 여겨진다. 아울러 최근 8년(2007~2014년)간 갈치의 어황과 시황을 반영한 유통단계별 가격결정의 동태적 인과관계를 분석해 봄으로써 유통단계별 가격 변화의 영향 정도 및 반응 기간을 추적해 보는 것도 정부의 정책 수립 및 어업인, 유통업자, 소비자의 경제 활동에 유용한 정보로서 활용될 수 있을 것이다.

따라서 본 연구에서는 VAR 모형을 이용하여 산지, 도매, 소매시장의 유통단계별 갈치가격의

인과성 분석을 통해 가격 간에 어떠한 영향을 미치고 있으며, 그 영향이 동태적으로 언제까지 충격을 주고 사라지는지를 분석해 보고자 한다.

수산물의 가격전달구조 및 인과관계에 관한 선행연구로는 Kang and Lee(1998), Kang et al.(2000), Kang(2001), Lee(2007), Cha and Kim(2009), Park(2009), Lee and Kim(2010), Nam and Sim(2014) 등을 들 수 있다. Kang and Lee(1998)는 부산지역 갈치와 오징어의 월별 자료를 분석대상으로 수산물의 유통단계별 가격 결정에 있어서 산지 및 소비지도매시장의 가격 간에 장기균형관계가 성립함을 밝혔다. Kang et al.(2000)은주요 선어류 3개 어종인 갈치·고등어·오징어의 가격결정구조와 그 요인을 분석하였다. 분석 결과 세 품목 모두 가격 변화를 주도하는 시장은 소비지도매시장이었으며, 기준가격이 되는 가격 결정은 산지에서 이루어지고 있음을 제시하였다. Kang(2001)은 굴 산지시장의 위판량과 가격 간의 상호 영향을 분석하여 산지가격과 위판량 사이에 장기균형관계가 성립함을 밝혔고, 단기적으로 산지가격이 위판량을 선도함을 확인하였다. Lee(2007)는 지역별·유통단계별 갈치·고등어·물오징어의 가격결정구조에 대해 분석해 본 결과, 장기적인 인과관계에서 세 품목 모두 소비지도매시장과 소비지도매시장 간에 양방향성을 띠고 상호작용을 하는 것으로 나타났다. 아울러 지역별 소비지도매시장의 가격결정구조에 있어서는 서울, 부산의 영향보다 지역 내의 영향이 더 큰 것으로 나타났다. Cha and Kim(2009)은 국내산 수산물과 수입 수산물의 가격간 유통단계별 인과성 분석을 통해 냉동명태는 수입가격, 도매가격, 소매가격, 수입가격 순의 순환적인 연결고리를 가지고 있었고, 냉동갈치는 국내산 도매가격과 수입가격, 그리고 소매가격이 장기적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 아울러 냉동조기는 수입가격이 국내산 가격에 영향을 미치는지 하나 그 인과관계가 미미한 것으로 나타났다. Park(2009)

은 갈치와 고등어 등 6개 어종에 대한 가격 형성과 수요구조에 대해 분석하였고, 분석 결과 모든 어종에서 자체가격 유동성이 음(-)으로 나타나 수요의 법칙을 따르고 있음을 확인하였다. Lee and Kim(2010)은 갈치, 고등어, 오징어 3개 어종의 유통단계별 가격전달의 비대칭성에 관해 분석하였다. 분석 결과, 이들 어종의 유통단계별 가격전달이 음(-)의 비대칭을 보임에 따라 전방가격이 상승할 때보다 하락할 때 후방에서 더욱 빠르게 가격 전달이 반영됨을 확인하였다. 끝으로 Nam and Sim(2014)은 VAR 모형을 이용하여 크기별 완도 전복가격의 인과성 분석을 통해 큰 크기가 완도 전복가격을 선도하고 있음을 밝혔다.

선행연구와의 차별성으로 본 연구는 우선, 갈치가격의 유통단계별 인과성을 분석하기 위해 2007년 1월부터 2014년 9월까지 월별 자료가 아닌 격주간 산지, 도매, 소비자 가격을 이용함을 들 수 있다¹⁾. 이는 신선·냉장어류의 경우 선도유지를 위해 유통기간이 짧으므로 월별 영향보다는 일별 또는 주별 영향을 분석하는 것이 바람직할 것으로 판단되기 때문이다. 둘째로, 최근 갈치의 어획량이 급감함에 따라 유통단계별 갈치가격의 인과성에 대한 신뢰성을 확보하고자 기존 선행연구에서는 제시하지 않은 VAR 모형의 안정성 검정을 시도함을 들 수 있다. 셋째로, 갈치에 관한 선행연구의 대부분이 2010년 이전의 자료들로서 2009년 이후 갈치의 어획 및 가격 급변을 반영하지 못하고 있으므로 최근 동향을 반영한 유통단계별 갈치 가격의 인과성을 동태적으로 분석해 보기 위해 선행연구에서 분석하지 않은 충격반응 분석과 분산분해 분석을 시도해본 점을 들 수 있다.

본 연구의 구성은 서론으로 I 장에서 갈치의 유통단계별 인과성에 관한 연구의 필요성과 목적 및 수산 부문의 선행연구들을 언급하고, II 장에서는 갈치의 유통단계별 인과성을 분석하기

위한 추정모형의 이론적 분석방법을 제시한다. III 장에서는 이론적 분석방법과 분석절차에 기초하여 유통단계별 갈치가격을 인과성을 실증·분석한다. 끝으로 IV 장에서는 결론으로 연구의 분석 결과를 요약하고 정책적 함의를 도출하면서 글을 맺고자 한다.

II. 분석 방법

1. 분석방법

수산물의 유통단계는 크게 보았을 때 산지, 도매, 소매의 세 단계로 형성되어 있고 각 단계별 가격은 서로 일정기간 내에서 영향을 주고받는다. 그러므로 유통단계별 수산물 가격의 인과관계를 분석하면 개별 가격 간에 어떻게 영향을 주고받는 지를 파악할 수 있다.

그러므로 본 연구에서는 갈치의 유통단계별 시계열 가격의 인과관계를 분석하기 위해 첫째로, 갈치가격 자료의 안정성을 확보하고자 단위근 검정을 시도한다. 둘째로, VAR 모형을 이용하여 변수의 적정 시차를 선정한 후, 갈치가격의 유통단계별 인과관계를 검정하기 위해 그랜저 인과성 검정을 수행한다. 셋째로, 선정된 적정 시차와 인과성 검정으로부터 도출된 변수의 인과 순서에 기초하여 벡터자기회귀모형을 추정하고, 동태적 분석을 위한 충격반응분석(Impulse Response Analysis)과 예측오차 분산분해분석(Forecast Error Variance Decomposition Analysis)을 실시한다. 여기서, 충격반응분석은 유통단계별 갈치가격의 충격 영향력의 크기와 충격에 대한 반응이 지속되는 기간을 분석하고, 예측오차 분산분해분석은 유통단계별 갈치가격의 예측오차의 분산을 분해하여 개별 가격 변수의 변동에 대한 상대적 중요성을 백분율로 측정한다.

1) 유통단계별 가격 인과성 분석이나 가격 전달의 비대칭성에 관한 선행 연구들 중 Lee(2007)와 Lee and Kim(2010)의 대부분의 선행연구들이 자료 이용의 한계로 인해 월별 자료를 이용하였다.

2. 단위근 검정

단위근 검정의 방법에는 기존의 DF(Dickey-Fuller) 검정에서 발생 가능한 오차항의 자기상관에 대한 문제를 제거한 ADF(Augmented Dickey-Fuller Test) 검정과, 오차항의 이분산과 자기상관에 대한 문제를 제거한 PP(Phillips-Perron Test) 검정, 그리고 제1종 오류를 범할 문제를 제거한 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정 등의 방법이 있다(Dickey and Fuller, 1979; Phillips, 1987; Phillips and Perron, 1988; Kwiatkowski et al., 1992; Nam and Sim, 2014).

DF 검정의 약점은 시계열변수가 AR(1)이고, 오차항 ε_t 가 독립적이며 동분산을 가지는 분포를 갖는다는 가정($\varepsilon_t \sim iid$)에 기초한다. 여기서 추정결과로부터 도출된 잔차항 $\hat{\varepsilon}_t$ 이 자기상관을 가지고 있으면 일관성 있는 추정이 불가능하므로 검정의 유효성에 대한 회의를 가지게 된다. ADF 검정은 이러한 자기상관 문제를 해결하기 위하여 기존 DF 검정의 추정모형에 차분추가항(augmented terms)인 ΔY_{t-k} ($k=1, 2, \dots, p$)를 추가시켜 사용할 것을 제안하고 있다²⁾.

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

$$\text{모형 2 : } \Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{모형 3 : } \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Phillips와 Perron의 PP 검정은 $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 와 같은 오차항에 대한 가정이 충족되지 못하는 포괄적 상황의 경우, 즉 ε_t 가 자기상관과 이분산이 모두 존재하는 경우에도 단위근 검정을 적용하고자 하여 DF 검정을 수정하였다. PP 검정은 첫 번째 단계에서 DF 검정통계량을 추산하고, 두 번째 단계에서 추정되어진 오차항의 분산을 이

용하여 DF 검정통계량을 변환시켜 이분산과 자기상관의 영향을 제거한 검정통계량을 추정한다. 다음 검정을 실시한다(Shong and Jung, 2002).

KPSS 검정은 1종 오류의 발생가능성을 제거한 단위근 검정 방법으로 시계열 자료가 안정적 시계열임을 검정하는 방법이다. ADF 검정과 PP 검정의 귀무가설은 단위근이 존재한다는 것이나, KPSS 검정의 귀무가설은 단위근이 존재하지 않는다는 것으로 검정 결과의 해석 시 유의할 필요가 있다. KPSS는 이와 같은 귀무가설을 검정하기 위하여 다음의 식 (4)와 같은 LM 검정통계량을 이용하였다.

$$LM = T^{-2} \sum_{i=1}^T S_i^2 / s^2 \quad (4)$$

위 식에서 S_i 는 귀무가설 하에서 회귀분석을 실시하였을 경우 만들어지는 잔차항(\hat{u}_t)의 부분합($S_i = \sum_{t=1}^i \hat{u}_t$)을 나타내며, s^2 는 u_t 의 비모수적 방법으로 추정된 장기분산의 추정량을 나타낸다(Jo and Hwang, 2007).

3. 그랜저인과성 검정

회귀분석에서 원인과 결과가 불투명한 경우 함수관계에 있어서 명확한 결정을 내리지 못하게 된다. 이러한 문제에 대해 시차분포모형을 이용하여 인과관계를 알아보는 검정방법이 그랜저인과성 검정이다.

그랜저인과성 검정은 Granger(1969)에 의해서 제시되었고, Sims(1972)에 의해서 일반화되었다. 그랜저인과성 검정방법은 아래와 같이 X와 Y 두 변수 중 어떠한 변수가 원인이 되었는지 확인하기 위한 분석모형으로써 회귀방정식을 두 가지로 나타냈을 경우 다음의 식 (5), 식 (6)과 같다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

2) Said-Dickey(1984, 1985)는 차분 추가항을 충분히 추가시켜 줄 경우 산출되는 검정통계량은 자기상관 효과가 제거된 상태에서 도출되어지는 효과를 가지게 되므로 그 분포가 DF 검정통계량과 동일하게 된다는 사실을 증명하였다(Lee, 2009).

Table 1. Interpretation on results of Granger causality test

$H_0 : \alpha_i=0$	$H_0 : \delta_j=0$	Direction of Granger causality
Acception	Rejection	$Y \rightarrow X$
Rejection	Acception	$X \rightarrow Y$
Acception	Acception	$X \nleftrightarrow Y$
Rejection	Rejection	$X \leftrightarrow Y$

Note : Null Hypothesis(H_0) : $\alpha_i=0$ or $\delta_j=0$.

그랜저인과성 검정의 귀무가설에 대한 네 가지 결과에 대한 해석은 아래의 Table 1과 같다 (Shong and Jung, 2002).

4. 벡터자기회귀모형

VAR 모형은 변수들 간의 구조적인 관계를 경제이론에 따라서 제약을 가하지 않으므로 유용한 정보들을 상실하지 않는다. VAR 모형은 n개의 선형회귀방정식으로 구성되어 있으며, 각 방정식은 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 다른 변수들과 자신의 과거 관측치를 설명변수로 설정한다. 이러한 방정식 구조는 동태적 형태의 연립방정식 모형으로 정의된 구조방정식을 유도형 방정식으로 전환시킨 모형과 같다. VAR 모형을 추정 시, 기본 모형의 시차 수는 무한대이지만 실제 추정에서는 백색잡음($\hat{\varepsilon}_t$)에 회귀오차가 가까워질 수 있는 시차 i로 축소하여 추정하며, 식으로 나타내면 식 (8)과 같다(Lee, 2009).

$$X_t = C(L)X_t + e_t = \sum_{j=1}^{\infty} C_j X_{t-j} + e_t \tag{7}$$

$$= \sum_{j=1}^i C_j X_{t-j} + e_t \text{ (시차를 i로 제한할 경우)}$$

$$X_t = n \times 1 \text{ 벡터} \tag{8}$$

5. 충격반응분석

충격반응분석은 VAR 모형의 추정계수를 이용하여 모형 내의 특정 변수에 대해서 일정한 충격을 가할 경우 시간의 흐름에 따라 모든 변수들이 어떻게 반응하는지를 확인하는 분석이다. 이는

정책변수들의 변화에 따른 파급효과 분석과 변수 간의 상호 인과관계 분석에 이용되며 일반적으로 아래의 식 (9)와 같이 정리된다(Lee, 2009).

$$X_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s \varepsilon_{t-s}$$

$$= \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{pmatrix} + \sum_{s=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \dots & \Phi_{1N} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \dots & \Phi_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Phi_{N1} & \Phi_{N2} & \dots & \Phi_{NN} \end{pmatrix}^s \begin{pmatrix} \varepsilon_{1s-s} \\ \varepsilon_{2s-s} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Ns-s} \end{pmatrix} \tag{9}$$

$$X_t = \mu + \Psi(B)\varepsilon_t$$

위 식에서 $\Psi(B)$ 계수는 시간 s에 대한 함수로 ε_t 의 충격에 대한 X_t 의 효과를 나타내며, 이 함수를 충격반응함수(impulse response function)라 한다. $\Psi(B)$ 의 개별원소인 $\phi_{ij}(s)$ 는 ε_j 가 1단위 변화되었을 경우에 i번째 변수인 X_i 에 s시점 1기간 동안에 미치는 충격계수이다. ε_t 에 의한 단위충격의 누적효과는 충격반응계수의 누적합인 $\sum_{s=0}^{\infty} \Psi_{ij}^s$ 에 의해 구해진다(Moon, 1997).

6. 예측오차 분산분해분석

예측오차 분산분해분석은 단일 변수의 움직임에 관한 설명으로 각 변수의 상대적인 중요성을 평가하는 방법이다. 이는 원래 예측오차에서는 여러 변수들의 충격이 섞여 있기 때문에 이것을 각각 요인별로 그 중요성에 따라 분류가 될 때 경제적으로 유용한 정보를 얻을 수 있다. 따라서 VAR 모형 내의 각 변수들의 오차에다가 예측오차의 분산을 중요성에 따라서 적당한 비율로 분할하는 방법을 이용한다. 즉, 예측오차 분산분해분석은 모형 내에서 영향을 미치는 각 변수들의 상대적인 중요성에 관한 정보를 제공

하며, 그 모형은 식 (10), 식 (11)과 같다(Shong and Jung, 2002).

$$X_{t+k} = \Psi_0 \varepsilon_{t+k} + \Psi_1 \varepsilon_{t+k-1} + \dots + \Psi_k \varepsilon_t + \Psi_{k+1} \varepsilon_{t+1} + \dots \quad (10)$$

$$E(X_{t+k} | X_t, X_{t-1}, \dots) = \Psi_k \varepsilon_t + \Psi_{k+1} \varepsilon_{t-1} + \dots \quad (11)$$

위 식은 X_{t+k} 와 이에 대한 예측값인 \widehat{X}_{t+k} 에 관한 식이다. 이 때 $\sum = E(\varepsilon_t, \varepsilon_t')$ 이며, $\varepsilon_t = SU_t$ 가 된다. s_t 를 S행렬 I번째 열이라면 U_i 는 상관관계가 서로 없으므로 아래 식 (12)와 같이 정리된다(Moon, 1997).

$$\begin{aligned} \sum &= E(S U_t U_t' S') \\ &= \sum_{i=1}^N S_i \text{Var}(U_i) s_i' \end{aligned} \quad (12)$$

위 식에 따라 X_{t+k} 의 예측오차 $\text{MSE}(\widehat{X}_{t+k})$ 는 다음의 식 (13)과 같다.

$$\begin{aligned} \text{MSE}(\widehat{X}_{t+k}) &= E[(X_{t+k} - \widehat{X}_{t+k})(X_{t+k} - \widehat{X}_{t+k})'] \\ &= \sum + \Psi_1 \sum \Psi_1' = \Psi_2 \sum [\Psi_2 + \dots \\ &\quad + \Psi_{t-1} s_t s_t' \Psi_{t-1}] \\ &= \sum_{i=1}^N \text{Var}(U_i) [s_i s_i' + \Psi_1 s_i s_i' \Psi_1 + \dots \\ &\quad + \Psi_{t-1} s_i s_i' \Psi_{t-1}] \end{aligned} \quad (13)$$

이에 따라 k 기간의 예측오차에 대한 j번째 차항에 대한 충격은 식 (14)와 같다.

$$\begin{aligned} \text{Var}(U_j) [s_j, s_j' + \Psi_1 s_j s_j' \Psi_1' + \dots + \Psi_{k-1} s_j s_j' \Psi_{k-1}'] \\ = \sum_{s=0}^{k-1} \text{Var}(U_j) h_j^s h_j^{s'} \end{aligned} \quad (14)$$

그리고 a번째 변수의 예측오차 분산 중 b번째의 변수가 차지하는 비율, 즉 b번째 변수의 기여도는 아래 식 (15)와 같고, C_{ab} 를 예측오차 분산

분해라 한다(Moon, 1997).

$$C_{ab} = \frac{\sum_{s=0}^{k-1} (h_{sab})^2 \text{Var}(U_b)}{\sum_{s=0}^{k-1} \sum_{i=1}^M (h_{sai})^2 \text{Var}(U_i)} \times 100 \quad (15)$$

III. 실증분석

1. 자료 분석

VAR 모형을 이용한 유통단계별 갈치가격의 인과성 분석을 실시하기 위하여 본 연구에서는 한국해양수산개발원의 수산업관측센터에서 제공하는 2007년 1월부터 2014년 9월까지 격주 간 갈치의 산지가격, 도매가격, 소비자가격 정보를 이용하였다³⁾. 여기서 산지가격은 부산공동어시장 갈치(상품) 경락가격(원/kg)과 근해연승어업으로 어획된 서귀포수협 상자(10kg)당 33마리 크기의 위판가격을 평균한 가격이고, 도매가격과 소비자가격은 농수산식품유통공사(aT) 농산물유통정보의 갈치(중품)가격이다. 구체적으로, 갈치 도매가격은 전장 80cm에 해당하는 1상자(10kg)당 30마리 정도의 중품 신선·냉장 가격이고, 갈치 소비자가격은 마리당 갈치(중품)가격으로, 이를 kg으로 환산하기 위해 한국해양수산개발원 수산업관측센터에서는 마리당 330g을 적용하고 있다⁴⁾. 그리고 물가상승률을 제외한 가격의 인과성 분석을 위하여 통계청의 소비자물가지수와 생산자물가지수를 이용하여 실질가격으로 변환한 후 분석을 시도하였다(KOSIS, 2014). 유통단계별 갈치가격의 기초통계량 값은 Table 2와 같다.

3) 신선·냉장 갈치의 가격 정보를 2007년부터 사용한 이유는 도매가격 및 소비자가격은 aT 공사에서 1996년부터 일별 자료를 제공해 주고 있으나, 산지가격은 일별 또는 주별로 자료를 제공해 주는 기관이 없는 실정이다. 이에 따라 산지가격의 자료수집 기간을 줄일 수 있는 단위를 적용하다 보니 2007년부터 격주 간 단위로 신선·냉장 갈치의 산지가격을 제공해 주고 있는 한국해양수산개발원 수산업관측센터의 자료를 이용하게 되었다.

4) 도매가격은 서울, 부산, 대구, 광주, 대전의 개별 관내에서 거래량이 많고 가격을 선도하는 1개의 도매시장을 선정하여 그 시장 내 3개 이상 상회의 평균 가격을 적용하고 있으며, 소비자가격은 12개 전통시장과 25개 대형소매점 중 소비자 가격을 선도하는 대형유통업체 조사가격과 거래비중이 높은 재래시장 내의 3개 이상 소매상회의 평균가격을 적용하고 있다.

Table 2. Basic statistics

	Producer price	Wholesale price	Consumer price
Mean	9,142	16,125	24,336
Median	9,145	17,018	22,124
Std. Dev.	2,245.59	6,551.33	7,998.66
Minimum	4,509	7,180	13,606
Maximum	16,712	27,913	45,887
Sum	1,700,346	2,999,235	4,526,449
Observation	186	186	186

(unit : won)

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

격주 간의 갈치가격 기초통계량을 살펴보면, 우선 산지가격의 평균은 9,142원, 최솟값은 4,509원, 최댓값은 16,712원이었다. 다음으로, 도매가격의 평균은 16,125원, 최솟값은 7,180원, 최댓값은 27,913원이었고, 소비자가격의 평균은 24,336원, 최솟값은 13,606원, 최댓값은 45,887원으로 조사되었다. 기초통계 분석 결과, 도매가격의 평균이 산지가격의 평균보다 높았고, 소비자가격의 평균가격 또한 다른 두 가격에 비해 높은 가격대를 형성하고 있었다.

Fig. 1은 분석에 이용된 갈치 실질가격의 격주별 추세를 보여준다. 우선, 갈치의 산지가격은 2000년대 중반 이후 증감을 반복하고는 있으나 전반적으로 상승하는 추세를 보이고 있다. 갈치 산지가격의 계절별 동향을 살펴보면, 매년 12월과 1월 중에는 대체로 상승하고 5월부터는 하락하는 주기를 반복하고 있다. 둘째로, 갈치의 도매가격은 2009년부터 꾸준히 상승하다 2012년에 가장 높은 가격대를 형성하였고, 2013년 이후부터는 다소 하락하고 있다. Fig. 1. (b)에서 보듯이 도매가격은 다른 유통단계의 가격에 비해 상대적으로 가격변동이 심하지 않는 것으로 조사되었다. 셋째로, 갈치의 소비자가격은 2008년에 급락한 후 상승과 하락을 반복하고 있으나 평균적으로 상승하는 추세를 보이고 있다. 특히, 2012년부터는 가격의 변동이 계절별로 심하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

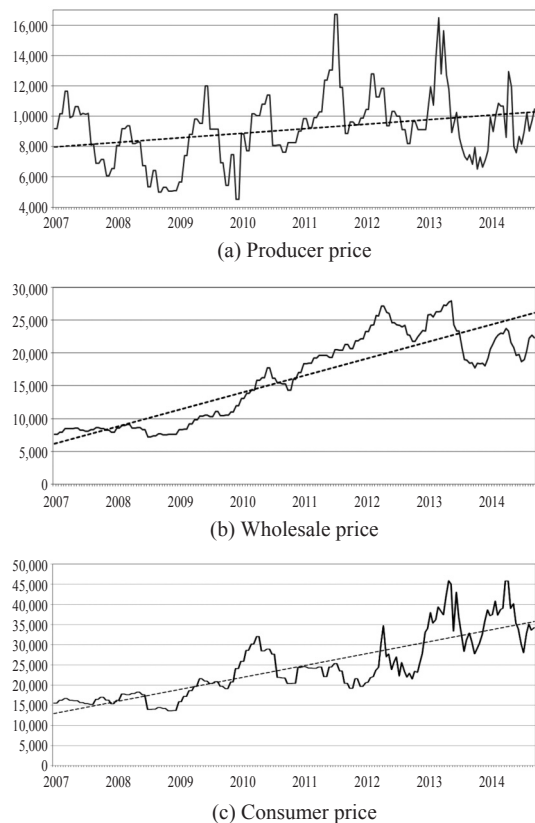


Fig. 1. Trends in biweekly prices by distribution channel of Hairtail.

2. 단위근 검정

시계열 자료의 안정성을 검정하기 위해 추세와 절편을 추가한 ADF 검정, PP 검정, KPSS 검

Table 3. Results of unit root test

Test		Producer price	Wholesale price	Consumer price
ADF	t-Stat	-4.2621	-2.0660	-3.6838
	Prob.	0.0044	0.5608	0.0258
PP	t-Stat	-4.4975	-1.9954	-3.8614
	Prob.	0.0022	0.5996	0.0156
KPSS	LM-Stat	0.1116	0.2224	0.0988
	5% level	0.1460	0.1460	0.1460

Note : ADF, PP - Null hypothesis (H_0) is that unit root exists. KPSS - Null hypothesis (H_0) is that unit root is nonexistent.

Table 4. Results of unit root test

Test		DLH	DLW	DLP
ADF	t-Stat	-12.5470	-7.3162	-14.9230
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
PP	t-Stat	-14.7980	-12.4100	-14.8822
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
KPSS	LM-Stat	0.0270	0.1239	0.2803
	5% level	0.4630	0.4630	0.4630

Note : DLH is the log 1st differenced producer price, DLW is the log 1st differenced wholesale price, and DLP is the log 1st differenced consumer price. ADF, PP - Null hypothesis (H_0) is that unit root exists. KPSS - Null hypothesis (H_0) is that unit root is nonexistent.

정의 결과는 Table 3과 같다.

ADF 검정, PP 검정, KPSS 검정 결과 모두 5%의 유의수준에서 도매가격은 단위근이 존재하였으나, 산지가격과 소비자가격은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 이들 변수들을 안정적인 시계열로 만들기 위하여 로그 차분한 후 단위근을 재검정해 본 결과, Table 4와 같이 세 가격 모두 안정적인 시계열로 판명되었다.

3. 적정시차 선정

VAR 모델을 이용한 분석을 위해서는 적정시차의 선정이 매우 중요하다. VAR 모형에서는 시차를 넓게 잡을 경우, 잔차항의 자기상관은 줄어들지만 효율성이 떨어지는 문제가 야기될 수

Table 5. Results of lag length criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC
0	650.535	NA	1.33E-07	-7.317
1	660.132	18.760	1.32E-07	-7.323
2	679.051	36.343	1.18e-07*	-7.436*
3	683.235	7.894	1.25E-07	-7.381
4	688.850	10.404	1.30E-07	-7.343
5	691.754	5.283	1.39E-07	-7.274
6	697.803	10.801	1.44E-07	-7.241
7	701.249	6.034	1.54E-07	-7.178
8	712.619	19.529*	1.50E-07	-7.205

Note : * indicates lag order selected by the criterion, LogL is LogLikelihood function, LR is sequential modified LR test statistic (each test at 5% level), FPE is final prediction error, AIC is Akaike information criterion.

있다. 그러므로 이러한 문제를 해결하기 위해서는 시계열의 안정성이 검정된 자료를 이용하여 무제약 VAR 모형을 구성한 후 적정시차를 분석해야 한다. 적정시차분석 결과, AIC 기준의 2시차에서 최솟값이 나타나 본 분석에서는 적정시차를 2로 둔 VAR 모형을 본 연구의 추정 모형으로 선정하였다.

4. 그랜저인과성 검정

그랜저인과성 검정은 회귀분석에서 변수 간의 원인과 결과가 불투명한 함수관계에 대해 명확한 인과관계를 검정할 수 있는 방법이다. VAR 모형은 변수를 기입하는 순서에 따라 통계 결과값이 달라지기 때문에, 그랜저인과성 검정을 통해 변수의 순서를 결정한 후 분석을 시도하였다. 갈치의 유통단계별 가격 인과성 검정의 결과는 Table 6과 같다.

그랜저인과성 검정 결과, 적정 시차로 결정된 2시차에서 산지가격의 변화율은 도매가격의 변화율에 영향을 미치고 소비자가격 변화율과는 상호간에 영향을 주고받는 것으로 나타났다. 다음으로 도매가격 변화율은 소비자가격 변화율에는 영향을 미치고 있으나 산지가격 변화율에는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

Table 6. Results of Granger causality test

Null Hypothesis :	Lag 1		Lag 2		Lag 3	
	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.
DLP↔ DLW	2.00014	0.1590	1.27813	0.2811	1.33853	0.2635
DLW↔ DLP	1.40529	0.2374	3.20949	0.0427	3.20742	0.0245
DLH↔ DLW	0.61222	0.4350	4.12969	0.0177	3.02307	0.0311
DLW↔ DLH	1.81367	0.1798	2.39198	0.0944	2.09462	0.1027
DLH↔ DLP	1.90432	0.1693	4.37787	0.0139	3.22279	0.0240
DLP↔ DLH	0.17428	0.6768	2.21938	0.1117	1.79371	0.1501

또한 영향력의 세기는 산지가격의 변화율이 도매가격의 변화율에 가장 크게 미쳤고, 다음으로 도매가격 변화율이 소비자가격 변화율에 영향을 미치는 순으로 나타났다.

5. 벡터자기회귀모형

VAR 모형은 시차의 길이와 변수의 입력순서에 따라 결과가 달라진다. 따라서 적정시차 검정 결과와 그랜저인과성 검정 결과에 따라 VAR 모형의 시차는 적정시차인 2시차로 결정하였고, 변수의 순서는 산지가격도매가격소비자가격 변화율의 순서로 입력하여 분석을 시도하였다.

우선, 개별 가격의 1시차 전 가격 변화율에 대한 유의성을 살펴보면, 산지가격의 변화율과 소비자가격의 변화율은 현기의 자체가격 변화율에 대해 각각 10%와 5%의 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 그러나 도매가격의 변화율은 현기의 세 가격 변화율에 영향을 거의 주지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 2시차 전의 가격변화율과 각 가격변수들에 대한 유의적인 영향을 살펴보면, 산지가격의 변화율은 현기의 산지 및 도매 가격변화율에 1%의 유의수준 하에서 유의적인 영향을 주고 있으며, 소비자 가격변화율에는 5%의 유의수준 하에서 유의적인 영향을 주고 있음을 알 수 있었다. 또한 도매가격의 변화율은 현기의 자체 가격 변화율과 소비자가격 변화율에는 10%의 유의수준 하에서 유의적인 영향을 주고 있었

Table 7. Results of VAR model

	DLH	DLW	DLP
DLH(-1)	-0.13778*	0.021047	0.055213
	[-1.83606]	[0.97243]	[1.28210]
DLH(-2)	-0.27347***	0.058666***	0.094331**
	[-3.63760]	[2.70561]	[2.18653]
DLW(-1)	0.37867	-0.00796	0.149395
	[1.20474]	[-0.08776]	[0.82825]
DLW(-2)	0.144606	0.154203*	0.305029*
	[0.46993]	[1.73747]	[1.72737]
DLP(-1)	0.019632	0.057886	-0.18318**
	[0.12563]	[1.28435]	[-2.04272]
DLP(-2)	0.177132	-0.01654	-0.08715
	[1.12647]	[-0.36469]	[-0.96577]
C	-0.00381	0.004613	0.002556
	[-0.37612]	[1.58068]	[0.44008]
R-squared	0.09207	0.097866	0.077227
Adj. R-squared	0.061118	0.067112	0.045769
Sum sq. resids	3.146566	0.261752	1.036214
F-statistic	2.974594	3.182175	2.454902
Log likelihood	112.1147	339.6448	213.7472
Akaike AIC	-1.1488	-3.63546	-2.25953
Schwarz SC	-1.02603	-3.5127	-2.13677
Log likelihood		709.1043	
Akaike information criterion		-7.52027	
Schwarz criterion		-7.15196	

Note : t-statistics in []

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

나, 현기의 산지가격 변화율에는 유의적인 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과는 그랜저인과성 검정의 분석 결과와 마찬가지로 산지가격은 도매가격에 영향을 주고, 도매가격은 소비자가격에 영향을 주는 인과관계를 가지고 있음을 확인할 수 있었다.

6. VAR 모형의 안정성 검증

VAR 모형이 만일 안정적이지 못하면 충격반

응분석과 예측오차 분산분해분석의 결과는 모두 유의하지 않은 결과가 되기 때문에 충격반응 분석과 예측오차 분산분해분석에 앞서서 VAR 모형의 안정성을 검증해 볼 필요가 있다.

VAR 모형의 안정성 검증은 근이 1보다 작고, 모든 관측치가 단위원 내에 존재할 경우 안정적인데, 분석에서 이용된 VAR 모형 또한 각 유통 단계별 갈치가격 변화율의 관측치가 단위원 내에 모두 존재하여 안정적인 것으로 확인되었다.

7. 충격반응분석

VAR 모형은 단기의 인과성에 있어서 각 변수 간의 영향은 잘 설명해 주지만 시간의 흐름에 따른 동태적인 영향을 설명해 주지 못하는 한계점을 지니고 있다. 이러한 모형의 한계를 극복하기 위해서는 시차변수 간의 시간의 흐름에 따른 상호 영향이 자체 변수와 다른 변수에 얼마간 영향을 미치는 지에 대한 분석이 필요하다. 따라서 상기 영향을 살펴보기 위해 충격반응분석과 예측오차분산분해 분석을 실시해 보았다.

충격반응분석은 특정 변수에 가해진 단위당

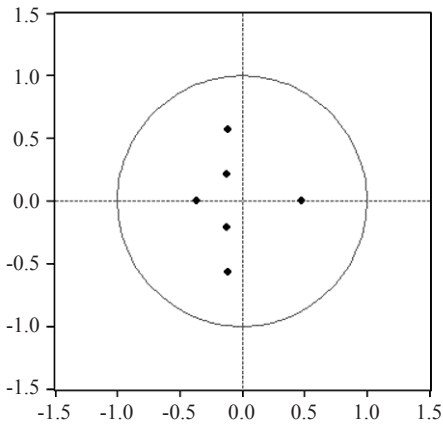


Fig. 2. Results of VAR model stationarity test.

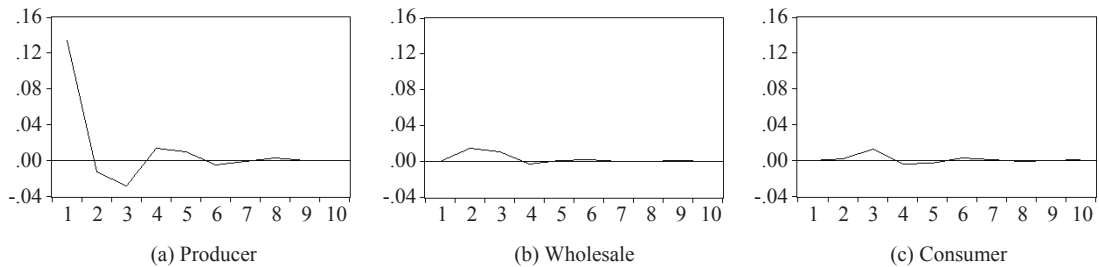


Fig. 3. Results of impulse response analysis in the change rate of the producer price impulse.

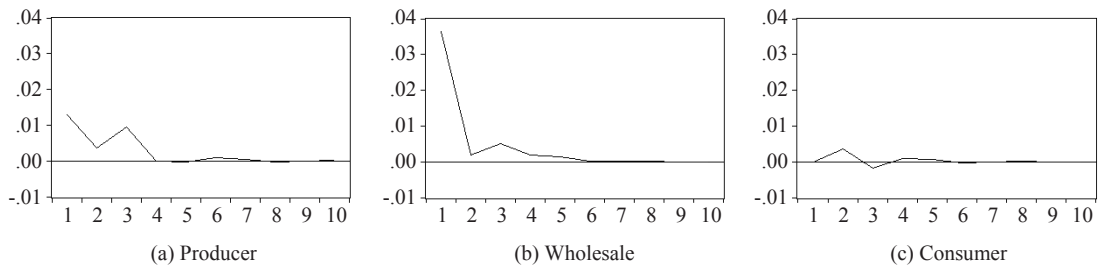


Fig. 4. Results of impulse response analysis in the change rate of the wholesale price impulse.

충격이 자체 변수 및 나머지 변수들에 미치는 영향을 살펴보는 데 유용하다. 분석 결과, Fig. 3, Fig. 4, Fig. 5와 같이 각 유통단계별 갈치가가격의 변화율의 오차항에 대한 충격은 4~8시차에 해당하는 2~4개월까지 영향을 주고 있음을 알 수 있었다.

다시 말해, 산지가격 변화율의 오차항에 대해 단위당 충격이 가해졌을 경우 그 충격은 대부분 4개월이 지나면 사라지는 것으로 나타났다. 또한 산지가격 자체의 변화율이 충격에 가장 크게 반응하는 것으로 나타났다. 아울러 도매가격 변화율이 소비자가격 변화율보다 다소 높은 반응을 보이고 있는 것으로 나타났다.

도매가격 변화율의 오차항에 대해 충격이 가해졌을 경우, 산지가격의 변화율은 4개월 후 충격이 0으로 수렴하였으며, 도매가격 자체의 변화율과 소비자가격의 변화율은 3개월 후 모든 충격이 0으로 수렴하였다. 또한 도매가격 자체의 변화율이 가장 민감하게 반응을 하였고, 다음으로 산지가격 변화율, 소비자가격 변화율 순으로 나타났다. 즉, 이러한 현상은 갈치의 도매가격 변화율에 대한 충격이 도매업자들에게 가장 크게 전달되고, 다음으로 생산자, 소비자 순으로 전달됨을 의미한다.

소비자가격 변화율의 오차항에 대한 충격은 3~4개월 후 모든 충격이 0으로 수렴하였다. 또한 산지가격 변화율보다 도매가격 변화율의 반응이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 따라서 소비자가격 변화율은 도매가격 변화율과 좀 더 밀접한 관계가 있음을 알 수 있었다. 즉, 이러한 현상

은 갈치의 소비자가격 변화율에 충격이 가해졌을 경우, 산지가격의 변화율보다 도매가격의 변화율에 더 충격을 준다는 뜻으로 생산자보다는 도매업자들이 더 민감하게 충격에 대응할 필요가 있음을 의미한다.

이상의 충격반응분석의 결과를 종합해 볼 때, 그랜저 인과성검정의 결과와 마찬가지로 도매가격 변화율은 자체가격 변화율을 제외했을 경우 산지가격 변화율에 상대적으로 큰 충격 반응을 보였으며, 소비자가격 변화율은 자체가격 변화율을 제외했을 경우 도매가격 변화율에 상대적으로 더 큰 충격 반응을 나타내었다. 또한 각 유통단계별 갈치가가격 변화율의 오차항에 대한 충격들은 약 2~4개월 후 대부분 0으로 수렴함을 통해 유통단계별 갈치가가격에 대한 충격을 완화시킬 수 있는 정책 또한 이 기간 내 신속히 수행되어질 때 그 효과가 클 수 있음을 발견할 수 있었다.

8. 예측오차 분산분해분석

예측오차 분산분해분석은 모형 내에서 영향을 미치는 개별 변수들의 상대적인 중요성에 관한 정보를 측정하기에 유용하다. 각 유통단계별 갈치가가격 변화율의 예측오차 분산이 현기와 1시차 전 및 2시차 전의 자신 및 다른 변수에 의해서 어느 정도 설명되는가를 5개월까지의 예측오차 분산분해분석을 통해 확인해 보았다.

우선, 산지가격의 변화율에 대한 예측오차 분산분해분석 결과를 살펴볼 때, 2주 후에는 산지가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 100%이



Fig. 5. Results of impulse response analysis in the change rate of the consumer price Impulse.



Fig. 6. Results of forecast error variance decomposition analysis in the change rate of producer price.



Fig. 7. Results of forecast error variance decomposition analysis in the change rate of wholesale price.

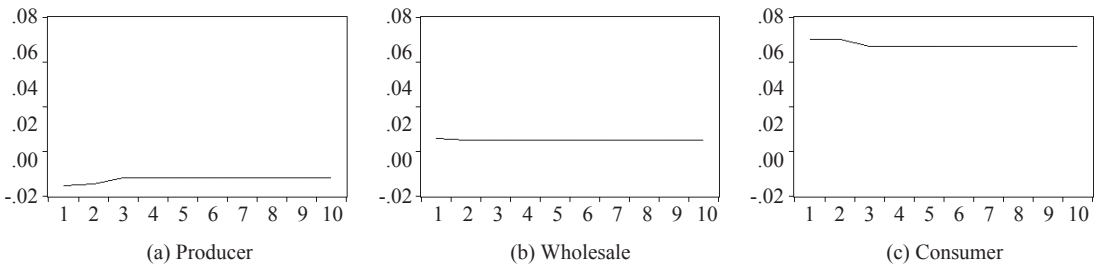


Fig. 8. Results of forecast error variance decomposition analysis in the change rate of consumer price.

었고, 5개월 후에는 97% 정도로 대부분 자체 가격변화율에 의해 설명이 가능하였다.

둘째로, 도매가격의 변화율에 대한 예측오차분산분해분석 결과를 살펴보면, 2주 후 산지가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 11%이었고, 도매가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 89% 정도로 도매가격 변화율 또한 자체 가격 변화율로 설명이 되어짐을 알 수 있었다.

그러나 5개월 후에는 도매가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 다소 약화되어 82% 수준을 보였으며, 산지가격의 변화율로 설명되는 부분도 11% 수준이었던 2주 후에 비해 크게 늘어난

16% 수준임을 알 수 있었다. 결과적으로 도매가격 변화율은 시간이 지남에 따라 소비자가격 변화율보다는 산지가격 변화율에 상대적으로 더 밀접한 관계가 있음을 알 수 있었다.

셋째로, 소비자가격의 변화율에 대한 분산분해분석 결과를 살펴보면, 2주 후 산지가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 5%이었고, 도매가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 26%이었다. 또한 소비자가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 약 69%이었으며, 그 영향은 5개월 후에도 2주 후의 변화와 유사한 것으로 나타났다. 결과적으로 소비자가격 변화율은 2주 후나 5개월 후

와 크게 변화 없이 유사한 영향을 보였고, 산지가격 변화율보다는 도매가격 변화율에 영향을 더 받는 것으로 나타났다.

예측오차 분산분해분석을 종합해 보면, 각각의 변수들은 자체 변수에 의해서 가장 많은 부분이 설명되는 것으로 나타났다. 한편, 산지가격 변화율은 소비자가격 변화율과 도매가격 변화율로 설명되는 부분이 미세하게 존재하였고, 도매가격 변화율은 소비자가격 변화율보다 산지가격 변화율로 설명되는 부분이 상대적으로 많았다. 소비자가격 변화율은 산지가격 변화율보다 도매가격 변화율로 설명되는 부분이 많은 것으로 나타나 본 분석의 결과가 그랜저인과성 검정과 충격반응분석의 결과와 일치함을 확인할 수 있었다.

IV. 결 론

본 연구에서는 갈치의 산지, 도매, 소비자 가격이 상호간에 어떠한 인과관계가 존재하는지를 갈치의 격주간 가격 자료를 이용하여 계량적으로 분석해 보았다. 우선, 시계열 자료의 안정성 확보를 위하여 1차 로그차분된 자료의 단위근을 검정하였고, 둘째로 적정시차 검정 및 그랜저인과성 검정을 통하여 유통단계별 갈치가격의 인과성과 적정시차를 확인하였다. 셋째로, 인과성과 적정시차를 확인 후 적용된 VAR 모형을 통하여 유통단계별 가격 간에 어떠한 인과관계를 맺고 있는지를 동태적으로 분석하였다.

첫째, VAR 모형을 이용하기 위한 적정시차는 2시차이었으며, 유통단계별 인과성의 순서는 산지가격→도매가격→소비자가격의 변화율 순서로 영향을 주고 있음을 확인할 수 있었다.

둘째, 적정시차를 2시차로 한 VAR 모형의 산지가격 변화율은 세 가격변화율 모두에 대해 유의적인 영향을 미쳤으며, 도매가격의 변화율은 자체가격의 변화율과 소비자가격의 변화율에 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있었다. 그러

나 소비자가격의 변화율은 산지가격 변화율과 도매가격 변화율에 유의한 영향을 주지 못함을 확인할 수 있었다.

셋째, 유통단계별 갈치가격의 충격반응분석을 수행해 본 결과, 산지가격과 소비자가격의 변화율에 대한 충격은 자체가격의 변화율뿐만 아니라 자체가격을 제외한 다른 가격의 변화율에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 도매가격의 변화율에 가해진 충격은 자체가격의 변화율에는 영향을 주었으나 다른 가격의 변화율에는 상대적으로 적은 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다.

넷째, 유통단계별 갈치가격의 예측오차 분산분해분석을 시도해 본 결과, 유통단계별 개별가격의 변화율은 모두 자체가격의 변화율로 설명 가능한 비율이 높았고, 다른 가격의 변화율로 설명 가능한 비율은 낮은 것으로 나타났다.

이상의 분석결과, 각 유통단계별 갈치가격의 인과성에 있어 산지→도매→소비자 시장의 순서로 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다. 이러한 유통단계별 가격결정구조는 산지 위판장에서 가격이 결정되어지면 그 가격에 기초하여 도매가격과 소비자가격이 순차적으로 결정되어지는 최근 시장 동향을 설득력 있게 뒷받침 해주고 있다. 왜냐하면 최근 어획량 감소로 인한 위판가격의 상승이 도매가격 및 소비자 가격의 상승을 일정 부분 유인해 왔음을 부인할 수 없기 때문이다.

결론적으로 어획량 감소로 인해 지속적으로 상승하고 있는 갈치 가격을 안정화시키기 위해서는 갈치의 산지가격을 우선적으로 안정화시키는 정책 수립이 필요하다. 구체적으로 갈치의 산지가격을 우선적으로 안정화시키는 정책 사업으로는 수산물 수매·비축 사업을 들 수 있는데, 동 사업의 성공적 수행을 위해서는 유통단계별 갈치 가격의 충격 반응의 기간을 사전에 인지하여 개별 가격의 충격을 최소화할 수 있도록 신속하게 수매·비축 사업을 수행할 필요가 있다.

이와 같은 신속한 정책 대응은 갈치 산지가격의 안정화를 가져올 뿐만 아니라 도매가격과 소비자가격의 안정화에도 영향을 줌으로써 수산물 소비자 물가 안정화에도 어느 정도 기여할 수 있을 것으로 판단된다.

또한 상기 분석 결과와 선행연구의 분석 결과를 비교해 본 결과, 선행 연구는 로그 변환(Cha and Kim, 2009)하거나 1차 차분한 변수(Kang and Lee, 1998)에 단위근이 존재하여 변수 간 공적분성을 검토 후 VECM 모형을 사용하였고, 본 분석 결과는 로그 1차 차분한 변수에 단위근이 존재하지 않아 VAR 모형을 적용함으로써 신선·냉장 갈치 가격의 유통단계별 인과성을 선행 연구 결과와 직접적으로 비교하기는 곤란하였다. 특히, Cha and Kim (2009)은 월별 자료를 이용한 냉동 갈치의 유통단계별 장기적인 인과관계를 분석하였고, Kang and Lee (1998)는 월별 자료를 이용한 냉동·생선을 합친 중품 가격의 유통단계별 장기적 인과성을 분석함으로써 본 연구와 바로 비교할 수 없었다. 그 외에 Lee(2007)도 지역별·유통단계별 갈치 가격의 장기적인 인과관계에 대해 소비지도매시장과 소비지소매시장 간의 상호작용을 제시하고 있어 본 논문과는 직접적 비교를 할 수 없었다⁵⁾. 그럼에도 불구하고 이들 선행연구와 본 연구의 결과에 있어 유사한 점을 들자면 갈치의 도매가격이 소비자가격에 영향을 미치고 있는 부분은 여러 선행연구와 일치함을 보였다.

끝으로 본 연구의 분석과정에서 나타난 한계로는 우선, 갈치가격의 인과성 분석을 위해 이용된 VAR 모형의 설명력을 나타내는 결정계수 값이 낮은 점을 들 수 있다. 둘째로, 갈치가격의 인과성 검정 시 유통단계별 가격의 인과성 검정만 시도한 점을 들 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 일별 자료에 기초한 여러 가지 유형의 갈치가

격의 지역별·유통단계별 인과관계를 다각적으로 분석하는 것도 고려해 볼직하다.

REFERENCES

- Cha, Y. G. and 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), 105 – 126.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of 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.
- Jo, H. H. and Hwang, S. W. (2007), "Study on Structural Breaks and Shock Persistence in the Korean Macroeconomic Time Series," *Economics Research*, 55 (3), 85 – 117.
- Kang, J. H., Lee, G. J., Hong, S. G. and Jeong, M. S. (2000), *Study on Pricing Structure of Main Fresh Fishes*, Korea Maritime Institute, 129.
- Kang, S. K. (2001), "The Volume and Price Relationship of the Oyster Market in Producing Area," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 32 (1), 1 – 14.
- Kang, S. K. and 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 Pusan-," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 29 (2), 77 – 96.
- Korea Maritime Institute (2015), "2015 Ocean and Fisheries Prospects and Issues," Paper presented at Korea Maritime Institute, January 7, 2015, Seoul,

5) 갈치 가격에 있어 선행 연구와 본 연구의 분석 모형이 다른 이유로는 선행연구의 경우 월별 자료를 활용한 점과 냉동 또는 냉동 및 생선 중품 가격을 합친 자료를 이용하였으나, 본 연구는 신선·냉장 가격의 격주간 자료를 이용함에 기인한 것으로 판단된다.

- Korea
- Korea Maritime Institute Fisheries Outlook Center (2014), "Information of Hairtail" accessed September 7, 2014 [available at <http://www.foc.re.kr>].
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root," *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Lee, J. M. and Kim, K. S (2010), "An Empirical Study on Asymmetric Price Transmissions in the Distribution Channels of Fisheries Market," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 41 (3), 59–78.
- Lee, J. W. (2009), *Econometrics*, Pakyoungsa, 819.
- Lee, S. Y. (2007), "A Study on Regional Pricing Structure of Fishery Market at the Consumers Sector in Korea," Doctoral Dissertation, Pukyong National University, Busan, South Korea.
- Moon, K. S. (1997), "Vector Autoregressive Model: VAR," *Journal of Korean Official Statistics*, 2 (1), 23–56.
- Nam, J. O. and 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.
- Park, H. J. (2009), "Model for Price Formation of Fish and Its Demand Structure," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 40 (1), 133–152.
- Phillips, P. C. B. (1987), "Time Series Regressions with Unit Roots," *Econometrica*, 55, 227–302.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75 (2), 335–346.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984), "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order," *biometrika*, 71 (3), 599–607.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1985), "Hypothesis Testing in ARIMA (p, 1, q) Models," *Journal of the American Statistical Association*, 80, 369–374.
- Shong, I. H. and Jung, W. S. (2002), *Econometric empirical analysis*, Samyoungsa, 295.
- Sims, C. A. (1972), "Money, Income, and Causality," *The American Economic Review*, 62 (4), 540–552.
- Statistics Korea KOSIS (2014), "Consumer price index of Hairtail," "Producer price index of Hairtail" accessed October 14, 2014 [available at <http://kosis.kr>].