



# 구조변화를 고려한 냉동명태 가격의 동태적 인과관계 분석

신용민 · 박유정<sup>†</sup>  
(부경대학교)

## An Analysis on Dynamic Causality of Frozen Alaska Pollack Price Considering Structural Change

Yong-Min SHIN · Yoo-Jeong PARK<sup>†</sup>  
(Pukyong National University)

### Abstract

This study tested the structural change point in time of the price of frozen Alaska Pollack in three cities: Busan, Daejeon, and Seoul through VAR equation of daily price, selected the most significant value as the structural change point, and conducted dynamic causality analysis of before and after.

As a result, through the comparison of frozen Alaska Pollack price before and after of structural change point, it can be assumed that the expanded reserve operation had a price stabilization effect. This proves that the government's fish product reserve operation had not only a psychological price stabilization effect but also an effect on stabilizing the actual market price. In addition, through the dynamic causality analysis, it was observed that the price causality between markets was low with the exclusion of Busan as frozen Alaska Pollack is imported through Busan harbor. This also explains well the fish products' price inelasticity of supply characteristic and vertical combination of fish products' distribution characteristic through fixed business relations.

**Key words :** Alaska Pollack, VAR model, Structural change, Dynamic causality analysis, Fish price

### I. 서론

명태는 전 세계적으로 대량 포획되는 어종 중의 하나이다. 특히 우리나라에서는 알, 정소, 머리 등을 포함하여 전체 부위를 찜, 국, 구이 등의 다양한 형태로 조리해 먹어 우리 국민들의 식생활과 밀접한 관련이 있으며, 전통적으로는 제사상, 고사상, 굿판 등에도 빠짐없이 오르는 그야말로 시대를 초월한 국민 생선이라 할 수 있다.

그러나 국산 명태 어획량은 2000년대 들어 급감해 현재는 연간 수 톤에 불과할 정도로 거의

자취를 감추었다. 이로 인해 명태 공급량 중 90% 이상이 러시아 수역의 원양어획량과 수입량에 의존하고 있으며, 러시아로부터의 쿼터 확보와 수출물량 배정정책이 국내 수급에 결정적인 영향을 미치고 있다. 최근에는 쿼터 확보와 수입조건이 불안정하여 명태 가격의 변동성 위험에 항상 노출되어 있으며, 이로 인해 관련 산업에 종사하고 있는 생산자와 유통·가공업자들의 소득 불안정은 물론 일반국민들도 명태를 마음대로 소비할 수 없는 실정이 되었다.

본 연구는 이러한 명태의 가격 변화 양상을 살

<sup>†</sup> Corresponding author : 051-629-5310, dbwjd@naver.com

펴보기 위한 것이다. 즉 냉동명태 일별 가격자료를 통해 가격의 구조변화 시점과 그 원인을 찾아 보고, 이를 기준으로 명태의 국내 주요 소비지별 가격이 타 지역에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하고자 한다. 그리고 이를 통해 명태 가격의 특징과 시장 상황에 대해 알아보하고자 한다.

이러한 본 연구의 내용과 목적을 정리하면, 첫째, 냉동명태 전국 소매가격 자료를 활용하여 구조변화시점을 검정하고 그 원인을 찾는다. 둘째, 구조변화시점 전후로 나눠 명태 가격자료의 단위근 검정을 통해 자료의 안정성 여부를 확인한다. 셋째, 자료의 안정성 여부를 판단한 후, 안정적인 자료인 경우 인과관계 분석을 위해 시차를 선정하여 그랜저 인과성검정(Granger Causality test)을 통해 지역 간 가격의 인과관계를 설정한다. 넷째, VAR모형(Vector Autoregression Model: 벡터자기회귀 모형)을 통해 지역 간 인과성검정을 실시하며, 모형의 안정성 여부도 함께 검정한다. 다섯째, 분석된 인과성을 바탕으로 충격반응함수(Impulse Response Function)와 예측오차분산분해(Forecast Error Variance Decomposition Analysis)를 통해 지역 간 소매가격이 시간에 따라 어느 정도 영향을 주고받는지를 분석한다.

관련 선행 연구로 Nam & Sim(2015)은 신선물 오징어 소매가격을 활용해 변동성의 구조변화시점을 검정하였으며, 검정결과 가격변화율의 변동성의 확대가 가격변화율 감소의 영향인지 증가의 영향인지를 확인하여 가격안정화정책에 대해 제안한 바 있다. 인과관계검정, 동태적 분석에 대한 선행연구로 Cha & Kim(2009)은 명태, 갈치, 조기 냉동품을 대상으로 수입 수산물과 국내산 수산물 가격의 유통단계 간 인과성 분석을 하였다. 시계열 자료의 안정성 여부를 확인하고, 그 결과에 따라 VAR, VECM, 차분 VAR( $\Delta$ VAR) 분석방법을 활용해 수산물 가격 안정화 정책에 관해 유통단계별로 국내산 수산물에 대한 수입수산물의 영향을 분석하였다. Kim & Park(2015)은 고등어의 국내산 도·소매가격, 지역별 가격의 인과관계를

밝히고, 동태적 분석을 실시함과 동시에 가격안정화정책을 제시하였다. 또한 Kim & Nam(2015)은 VAR를 통하여 유통단계별 갈치의 가격이 서로 어떤 관계를 가지는지 분석하여, 산지시장 → 도매시장 → 소비지시장의 순서로 영향을 미친다고 밝힌바 있다.

## II. 명태 공급 현황과 유통구조 분석

### 1. 국내 명태 공급 현황

2000년대 이후 명태의 국내 어획량은 거의 없으며, 2016년도 어획량도 불과 6톤에 불과하였다. 우리나라에서 이렇게 명태가 잡히지 않는 이유로 동해의 수온 변화, 명태 새끼인 노가리의 남획 등이 추측되고 있지만, 아직 명확히 밝혀진 바는 없다. 이에 우리나라 정부는 ‘명태 살리기 프로젝트’를 추진하여 최근 세계 최초로 명태 완전양식에 성공하였으나, 경제성 확보 등 아직 해결해야 할 과제가 많다.

<Table 1> Yearly domestic supply of Alaska Pollack (unit : ton)

	Domestic Production	Distant water Production	Import	Sum
2004	64	20,009	235,933	256,006
2005	25	26,004	223,626	249,655
2006	60	26,269	215,791	242,120
2007	35	20,109	278,596	298,740
2008	0	27,980	220,711	248,691
2009	1	38,996	211,259	250,256
2010	1	46,794	267,355	314,150
2011	1	48,793	260,685	309,479
2012	1	39,025	251,990	291,016
2013	1	24,341	233,534	257,876
2014	2	31,624	215,784	247,410
2015	3	20,012	227,834	247,849
2016	6	20,123	255,766	275,895

Sources: KOSIS, Statistics Korea.  
Ministry of Ocean and Fisheries.

명태의 국내 생산량 급감으로 현재 원양어업에 대한 의존도가 매우 높다. 그런데 명태는 대부분 러시아에서 어획되고 있기 때문에 쿼터 확보가 커다란 변수가 되고 있다. 명태의 원양 생산량은 2004년 20,009톤에서 수년 간 2만 톤 대를 유지하다가 2011년 48,793톤까지 증가하였고, 그 후 감소하여 2016년에는 20,123톤을 기록하였다. 나머지 국내 소비량은 모두 수입에 의존하고 있어, 수입량은 2004년부터 꾸준히 20만 톤 수준을 유지하고 있다.

이를 종합한 국내의 명태 전체 공급량은 2004년 256,006톤에서 2010년 314,150톤까지 증가했다가, 2016년 275,895톤으로 다소 줄어들었으나 대체적으로 안정적 수준이다(<Table 1>).

원양산과 수입산 대부분은 냉동명태로 들어오는데, 1마리당 소매가격은 2004년 2,155원이었으며, 2009년부터 오르기 시작해 2010년 3,122원으로 최대치를 기록했다. 이는 1마리당 수입가격이 올랐기 때문인데, 2012년 1,928원 이후 냉동명태 가격은 안정적인 흐름을 보이고 있다(<Table 2>).

<Table 2> Yearly price of Alaska Pollack  
(unit : won)

Year	Price
2004	2,155
2005	2,128
2006	2,153
2007	2,061
2008	1,970
2009	2,574
2010	3,122
2011	2,316
2012	1,928
2013	2,112
2014	2,155
2015	2,211
2016	2,299

Sources: KAMIS(<https://www.kamis.or.kr>).

## 2. 명태 시장의 특성 및 유통 현황

수산물은 어업이 갖는 산업적 특성과 더불어 계절성과 불확실성, 강부패성, 자연의존성, 신선도에 따른 가격결정 등 일반 제품들과 다른 상품적 특성을 가지고 있다. 이러한 산업적·상품적 특성은 수산물 유통과 시장에도 그대로 이어진다.

이에 따라 수산물은 생산의 불안정성, 보관비용의 과다, 유통경로의 복잡성 등으로 공급의 가격탄력성이 매우 낮다. 그리고 시세변화에 따라 재판매하는 것이 거의 불가능하고, 고정 거래선에 의한 수직적 결합이 일반적이어서 가격정보가 유통에 미치는 영향이 타 상품에 비해 현저히 떨어진다.

과거에 비해 수산물 유통 관련 정보가 개방되고, 정보의 전달속도가 빨라져 시장 또는 지역간 가격의 인과관계가 증가된 것으로 보고 있으나, 금융시장이나 다른 상품에 비해서는 여전히 낮은 수준이다.

앞서 설명한 바와 같이 우리나라 명태 공급은 대부분 수입을 통해 이뤄지고 있어 수입 수산물 유통의 특징을 가지고 있다. 수입 수산물은 국내산 수산물과 달리 일반적으로 시장 외에서 유통이 되고 있으며, 산지위판장을 통해 거래되는 경우는 거의 없다. 부산공동어시장에서 일부가 거래가 되지만 낮은 도매시장 출하율을 보이고 있다. 또한 수입업자가 직접적으로 유통시키기보다 중간 유통업자가 유통을 맡아 처리하는 특성을 가지고 있어 가격 추적이 곤란하다.

특히 본 분석에서 사용한 냉동명태는 냉동 수입 수산물 유통상의 특징을 가지고 있다. 냉동명태의 90% 이상이 부산을 통해 들어오고 있으며, 냉동품은 수입업자가 필요에 의해 자발적으로 수입하기보다는 실제 수요자인 1차 도매상을 통해 단독 또는 합자로 수입을 의뢰하여 수입하는 경우가 많다. 냉동창고를 거치기 때문에 창고업자의 역할이 매우 중요하며, 2차 도매상을 거친 후 용도를 분류하여 도매시장과 중도매인을 거쳐 소

매상과 소비자에게 유통되기도 하며, 대형식품업체나 유통업자를 거쳐 소매상과 소비자에게 유통되고 있다.

### Ⅲ. 분석 기법

#### 1. 구조변화시점 검정

Quandt-Andrews 검정은 시계열 자료상 구조변화 시점이 명확히 알려지지 않았을 경우 이를 검정하는 방법이며, 시계열에서 ‘한 번의 구조변화가 발생한다’는 가정에 근거한다. Quandt-Andrews 검정의 검정통계량은 아래의 식 3가지의 각자 다른 F-통계량을 통해 ‘구조변화가 없다’는 귀무가설을 검정한다.

$$① \text{Max}F = \max_{t_1 \leq t \leq t_2} (F(t))$$

$$② \text{Exp}F = \ln \left[ \frac{1}{k} \sum_{t=t_1}^{t_2} \exp \frac{1}{2} F(t) \right]$$

$$③ \text{Ave}F = \frac{1}{k} \sum_{t=t_1}^{t_2} F(t)$$

각 통계량은 Chow(1960)의 F-통계량을 따르는 데 그 식은 ④와 같고, 식 ①, ②, ③은 각 Chow F-통계량의 최댓값·지수평균값·단순평균값을 나타낸다(Schwert, 2013).

$$④ F = \frac{(\tilde{u}'\tilde{u} - (u_1'u_1 + u_2'u_2))/k}{(u_1'u_1 + u_2'u_2)/(T-2k)}$$

이 식에서,  $\tilde{u}'$ ,  $\tilde{u}$  는 제약된 잔차 제곱합을 의미하며,  $\tilde{u}'_i$ ,  $\tilde{u}_i$  는 부표본(subsample) i로부터 얻을 수 있는 잔차 제곱합을 의미한다. T는 전체 표본의 수를 나타내고, k는 회귀식의 매개변수를 나타낸다. 이 식은 하나 이상의 구조변화를 일반화할 수 있다(Schwert, 2013). 식 ①, ②, ③의 F-통계량 분포는 비표준 분포이며, 이 3개의 통계량을 검정하기 위해 Andrews(1993)는 3개 통계량에

대한 분포를 고안하였고, Hansen(1997)은 점근선(asymptotic) P-값을 제안하였다(Nam & Shim, 2015). 그러나 이러한 방법은 표본의 시작인  $t_1$  과 끝인  $t_2$ 에 가까워질수록 분포가 퇴화되기 때문에 전반적으로 표본의 시작부분과 끝부분을 절삭(trimming)하여 분석하기를 제안하고 있다(Schwert 2013). 이에 본 연구에서는 상한 15%, 하한 15%의 자료를 절삭하여 구조변화시점을 검정하였고, 가설검정 기준으로는 Hansen(1997)의 점근적 P-값을 이용하였다(Nam & Shim, 2015).

#### 2. t- 검정 및 F-검정

본 분석에서는 구조변화시점 검정 후, 시점 전과 후의 차이를 살펴보기 위해 t-검정과 F-검정을 시행하였다.

t검정은 t분포를 따르는 검정의 방식으로, 두개의 정규분포에 대한 모집단  $N(\mu 1, \sigma 21)$ ,  $N(\mu 2, \sigma 22)$ 에서 얻어진 표본자료로부터 모평균  $\mu 1$ ,  $\mu 2$ 가 같은지 다른지를 검정한다. t검정통계량을 통해 두 집단의 표본평균 간 차이가 귀무가설 하에 있을 확률을 계산한다. 만약 계산된 확률이 ‘평균 간 차이가 없다’라는 귀무가설을 기각하기로 설정한 유의수준이라면 귀무가설을 기각하고 대립가설을 채택하게 된다(Hakjisa, 2004)

F검정은 주로 분산분석이나 표본평균의 동질성 검정 등에 활용되며 만약 U와 V를 각각 자유도가 m, n인 카이제곱(chisquare)분포를 따르는 독립 확률변수라고 하면 그 비( $X = \frac{U/m}{V/n}$ )는 자유도가 m과 n인 F 확률변수라고 하는데, 이와 같은 통계량을 이용한 가설검정을 F 검정이라고 한다(Hakjisa, 2004).

#### 3. 단위근 검정

시계열 자료 중 시간의 흐름에 따라 평균이나 분산이 달라지는 형태를 불안정한 시계열이라고 한다. 이런 불안정한 시계열자료는 변수 간에 아

무런 상관관계가 없는데도 유의미한 것처럼 나타나는 허구적 회귀현상(spurious regression)이 나타나게 된다. 이를 그대로 받아들여 분석해 활용하면 옳은 결과를 도출하지 못한다. 따라서 시계열 자료의 안정성 여부를 판단하는 것이 중요한데, 이를 위해서는 시계열 자료의 확률적 요인이 갖고 있는 충격지속성을 반영하는 척도인 자기상관계수의 특징을 이용할 수 있다(Nam & Lee, 2002). 이에 대한 보다 객관적인 방법으로 DF(Dickey-Fuller) 단위근 검정과 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정, PP(Phillips-Perron) 단위근 검정, KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 단위근 검정 등 다양한 방법이 있으나, 본 연구에서는 ADF 단위근 검정과 PP 단위근 검정 2가지를 사용하여 분석하였다.

ADF 단위근 검정에서는 변수의 성질에 따라 3가지의 모형을 나타내는데, 식 ⑤와 같이 상수항을 가지지 않는 경우, 식 ⑥의 상수항만을 가지며 추세가 없는 경우, 식 ⑦처럼 상수항과 추세를 둘 다 포함하는 경우로 나눌 수 있다.

$$\textcircled{5} \Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\textcircled{6} \Delta Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\textcircled{7} \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

ADF 단위근 검정에서는 자기회귀모형  $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$  에 차분추가항(Augmented Terms)  $\sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i}$  를 추가하여 오차항에서 자기상관문제를 해결하는 것에 의의를 가진다. 차분추가항의 시차 n은 n이 작을수록 오차항의 자기상관 문제가 발생하며, n이 적정시차보다 클 경우 검정력이 감소함을 염두에 두어 시차를 결정하여야 한다(Lee, 2007). ADF 단위근 검정은 사용의 편리성으로 인해 흔히 쓰이는 검정방법이지만, 귀무가설이 거짓임에도 불구하고 이를 기각하지 않고 채택하는 제2종의 오류 문제(Type II

Error)를 가질 수 있음을 유의하여야 한다(Lee, 2007).

Phillips와 Perron의 PP검정은 오차항끼리 상관 없이 일정한 분산을 지닌다는 ADF검정의 가정과는 다르게 오차항에 이분산이나 자기상관이 있을 경우에도 단위근을 검정할 수 있는 방법이다. PP검정에서는 오차항  $\epsilon_i$ 에 자기상관이 나타나는 문제를 해결하기 위해 1차로 DF검정 통계량을 추정하고, 2차로 추정된 오차항의 분산을 이용해 이분산과 자기상관의 효과를 제거한 후 검정통계량을 추정하여 실시한다.

#### 4. 인과관계 검정

##### 가. 그랜저인과성 검정

그랜저인과성 검정의 경우 전통적인 F통계량을 통해 회귀분석 시 원인과 결과에 대한 인과관계를 알아보는 방법이다. 그랜저의 정의에 의하면 각각의 변수 X와 Y가 있고 Y의 과거 값을 추정할 경우, Y자체의 과거 값보다 X의 과거 값도 함께 사용할 때 더 정확하며 X에서 Y로의 인과방향이 존재한다고 하였다. 마찬가지로 X를 추정할 때 Y의 과거 값을 함께 사용할 경우, X를 더 잘 설명할 수 있다면 Y에서 X로의 인과방향이 존재한다고 본다.

<Table 3> Result of granger causality test

$H_0 : \alpha_i = 0$	$H_0 : \delta_j = 0$	Directions of causality
Adopt	Dismissal	Y → X
Dismissal	Adopt	X → Y
Adopt	Adopt	Mutually independent
Dismissal	Dismissal	X ↔ Y

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

따라서 ‘그랜저 인과관계가 없다’라는 귀무가설을 기각하게 되면 그랜저 인과관계가 있는 것이며, 그랜저 인과관계 검정에서 X와 Y 두 변수의 회귀방정식을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + e_{2t}$$

귀무가설의 결과에 대한 해석은 네 가지로 <Table 3>과 같다.

#### 나. Vector Autoregression(VAR) 모형 분석

VAR모형은 변수들 간 구조적 관계를 경제이론에 따라 제약을 가하지 않아 유의미한 정보를 상실하지 않는 모형이다. 또한 모형작성자의 주관적인 제약과 사전적 경제이론에 입각함을 배제하고 모든 가능성을 일반적 형태로 정형화시켜, 각 변수간 관계 자료를 통해 판단하고 이론의 임의적인 작용을 배제하고자 하는 모형이다. 또한 모형 내의 모든 시차변수들을 외생변수로 모든 변수의 관측치를 내생변수로 간주하고 있는 모형으로 n개의 선형회귀방정식으로 구성되며, 각 방정식은 변수들의 관측치를 설명변수로 설정한다.

이러한 방정식 체계의 모양은 동태적 연립방정식 모형으로 정의된 구조방정식을 유도형 방정식으로 변환시킨 모형과 동일해진다. VAR모형 추정 시, 기본모형의 시차 수는 무한대이지만, 실제 추정에서는 백색잡음( $\hat{\varepsilon}_t$ )에 회귀오차가 가까워 질 수 있는 시차 i로 축소하여 추정을 실시하며, 그 식은 다음과 같다. 유도형 방정식의 일종으로 OLS를 적용할 경우, 추정량이 일관성과 효율성을 가지게 된다(Lee, 2007).

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

$$X_t = n \times 1 \text{ 벡터}$$

### 5. 동태적 분석

인과관계 분석은 주어진 시계열 자료의 변수 간 인과관계를 설명해주지만, 자료의 주어진 기

간 이후의 동태적인 효과를 보여주지는 못한다. 이 때문에 동태적 효과를 나타낼 수 있는 방법으로 충격반응함수와 예측오차분산분해분석을 이용한다(Kim & Jang, 2002). 충격반응함수는 한 변수가 다른 변수에 미치는 효과를 측정하는데 중점을 두고 모형 내에 포함된 변수들에 대한 내생변수의 충격이 어느 정도 지속되는지를 보여준다(Kim & Jang, 2002). 반면에 예측오차분산분해는 내생변수의 변동은 그 자신과 다른 내생변수들이 얼마나 영향력을 미치는지를 보여준다(Kim & Jang, 2002).

#### 가. 충격반응함수분석

충격반응분석은 모형 내 한 변수의 단위 충격(unit shock)이 시간이 지남에 따라 자신과 다른 변수들이 어떻게 반응하는지 분석하는 것으로 한 번의 충격이 가해졌을 때 현재뿐아니라 미래의 내생변수에 대한 충격의 영향을 보여준다. 충격반응함수의 식은 다음과 같다.

$$Y_t = \mu + \Psi(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i} = \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

위의 식에서  $n \times n$  행렬은  $\Psi_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}$ 이며, (i,

j)번째 원소는  $\frac{\partial y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{jt}}$ 는 전 시점에서 오차항이 변하지 않음을 가정한다. 또한 t-시점에서 j번째 변수의 오차항  $\varepsilon_{jt}$ 의 한 단위 증가 시 (t+s)시점에서 i번째 변수 ( $y_{i,t+s}$ )에 어떠한 효과를 미치는지 나타낸다(Kim & Jang, 2003).

#### 나. 예측오차분산분해분석

예측오차분산분해분석은 구조적인 충격요인들이 모형 내 변수들의 변동에 미치는 상대적 기여도를 측정한다. 내생변수 중 한 변수의 예측오차분산을 자신을 포함한 모형 내 모든 변수들에 의해 설명할 수 있는 정도를 나타낸다. 따라서 예측오차분산분해분석은 영향을 미치는 모형 내 변수들이 상대적으로 얼마나 중요한지에 대한 정보를 제공한다(Kim & Jang, 2003; Lee et al., 2005).

아래 식은 a번째 변수의 예측오차분산 중 b번째 변수가 차지하는 비중을 나타낸다.

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

#### IV. 실증 분석

##### 1. 분석자료 설명

본 연구의 분석 자료로 사용된 명태의 전국 평균 소매가격과 지역별 소매가격은 한국농식품유통공사(KAMIS)의 중품 냉동명태 1마리당 가격이며, 명목가격을 실질가격으로 환산하여 분석에 사용하였다. 지역별 소매시장은 서울, 대전, 부산을 대상으로 하였으며, 분석기간은 주말과 공휴일을 제외한 2011년 1월 3일부터 2016년 12월 30일까지로 활용된 총 자료의 수는 1,557개이다.

##### 2. 분석 결과

가. 소매가격 기초통계량

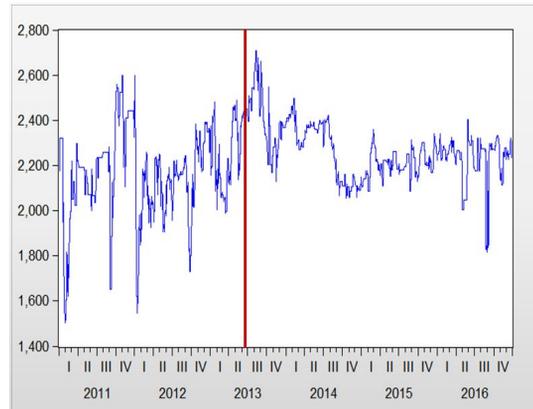
명태 가격의 기초통계량을 살펴보면, 전국 평균은 2,226원, 최댓값 2,707원, 최솟값 1,503원이며, 중앙값 2,233원, 표준편차는 177.0464였다.

<Table 4> Retail price basic statistic of Alaska Pollack (unit: won)

	National average	Busan	Daejeon	Seoul
Mean	2,226	2,057	2,179	2,068
Midian	2,233	2,067	2,092	2,098
Standard deviation	167.2354	289.4016	299.5302	210.8217
Min	1,503	1,391	1,510	1,336
Max	2,707	3,357	3,703	2,729

지역별 평균은 부산이 2,057원, 대전이 2,179원, 서울이 2,068원이며, 지역별 표준편차는 부산이 289.4016, 대전이 299.5302, 서울이 210.8217로 계산되었다. 관련 통계량은 <Table 4>에 제시되어

있으며, [Fig. 1]은 전국 평균과 지역별 명태 소매가격을 그래프로 나타낸 것이다.



[Fig. 1] Daily retail prices of frozen Alaska Pollack

나. Quandt-Andrews 구조변화시점 검정

VAR모형을 이용하여 3개 도시에 대한 구조변화 시점을 검정하였다. 3개 도시 모두 표본은 상한 15%, 하한 15%를 절삭하였으며, P-value값은 Hansen(1997)의 P-value값을 이용하였다.

구조변화시점 분석결과, 부산이 Wald F-통계량과 LR F-통계량에 의해 2013년 5월 28일로 구조변화 시점이 분석되었으며, 1%의 유의수준에서 ‘구조변화가 존재하지 않는다’라는 귀무가설을 기각하여 구조변화가 존재하는 것으로 분석되었다. 대전에서는 Wald F-통계량과 LR F-통계량에 의해 2013년 4월 10일로 구조변화 시점이 분석되었으며 1% 수준에서 귀무가설을 기각하였고, 서울의 경우 Wald F-통계량과 LR F-통계량에 의해 2015년 12월 23일로 시점이 선정되어, 10%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 3개 도시 모두 서로 다른 시점에서 구조변화가 존재하는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 3개 도시의 구조변화시점 검정 중 가장 유의한 값이 나온 부산의 구조변화시점 검정 결과를 받아들여 2013년 5월 28일을 구조변화시점으로 선정하였다(<Table 5>).

<Table 5> Result of break point test

BUSAN		
statistic	F-stat	P-value
Maximum LR F-statistic (5/28/2013)	9.1147	0.0000***
Maximum Wald F-statistic (5/28/2013)	36.4588	0.0000***
DAEJEON		
statistic	F-stat	P-value
Maximum LR F-statistic (4/10/2013)	6.6158	0.0007***
Maximum Wald F-statistic (4/10/2013)	26.4632	0.0007***
SEOUL		
statistic	F-stat	P-value
Maximum LR F-statistic (12/23/2015)	3.6060	0.0955*
Maximum Wald F-statistic (12/23/2015)	14.4240	0.0955*

Note: Null hypothesis is no structural change.  
 \*, \*\*, \*\*\* mean of rejection at the significance level of 1%, 5% and 10% significance.

다. T검정 및 F검정

앞서 [Fig. 1]의 전국 평균 소매가격의 그래프를 보면, 구조변화시점으로 선정된 빨간 선을 기준으로 시점 이전이 이후보다 더 변동이 심한 것을 알 수 있다.

<Table 6> Basic statistic of before and after break point

	Before			
	Nationwide	Busan	Daejeon	Seoul
Mean	2163	1899	2326	2067
Midian	2172	1869	2329	2112
Std.deviation	200.0567	287.9542	383.6407	246.5164
Min	1503	1509	1510	1336
Max	2598	3357	3702	2679
	After			
	Nationwide	Busan	Daejeon	Seoul
Mean	2267	2161	2081	2067
Midian	2267	2150	2024	2097
Std.deviation	124.8573	238.5784	165.4157	183.3464
Min	1816	1391	1896	1608
Max	2707	3182	2856	2729

실제 소매가격의 기초통계량을 보아도 표준편차가 이전 200.0567, 이후 124.8573으로 구조변화 이전의 소매가격이 이후의 소매가격보다 평균값을 중심으로 더 크게 벗어나 있는 것을 확인할 수 있다(<Table 6>).

좀 더 명확히 알아보기 위해 t-검정과 F-검정을 시행한 결과, t-검정에서는 ‘평균간 차이가 없다’라는 귀무가설을 1% 수준에서 기각하여 평균 간 차이가 있는 것으로 나타났으며, F-검정에서는 ‘분산이 같다’라는 귀무가설을 1% 수준에서 기각하여 분산이 다른 것으로 나타났다(<Table 7>, <Table 8>).

<Table 7> T-test result of before and after break point

	Before	After
Mean	2162.863	2267.398
Variance	40022.69	15589.36
obs	626	939
Temporary mean difference	0	
degrees of freedom	949	
t stat	-11.6485	
P(T<=t) one-sided test	0.0000	
t one-sided test	1.646461	
P(T<=t) two-sided test	0.0000	
t two-sided test	1.962467	

<Table 8> F-test result of before and after break point

	Before	After
Mean	2162.863	2267.398
Variance	40022.69	15589.36
obs	626	939
Degrees of freedom	625	
F stat	2.567308236	
P(F<=f) one-sided test	0.0000	
F: one-sided test	1.126764841	

따라서 위의 분석에서 전과 후의 가격 평균과 분산이 확연히 달라 이전과 이후 간 차이가 명확히 존재한다고 할 수 있다.

이러한 변화의 이유로는 2013년부터 확대된 정

부의 수산물 비축사업을 들 수 있다. 정부는 2012년 243억 원이었던 비축사업 예산을 2013년 496억 원으로 약 두 배가량 증가시켰고, 이후 계속 비축사업을 확대해 2016년에는 930억 원까지 예산을 증가시켰다.

또한 해양수산부의 『2015년도 수산발전기금 사업시행지침』에 의하면, 2014년 기준으로 5가지 비축 품목 중 냉동명태는 그 물량이 가장 많고, 금액기준으로는 전체 비축품목 중 20% 이상을 차지하고 있어 비축사업 중에서도 그 비중이 큰 것임을 알 수 있다.

따라서 시점 이후 가격의 변동이 줄어든 원인은 정부의 비축사업 확대에 따른 실제적, 심리적 가격안정 효과로 추정할 수 있다. 이에 본 연구에서는 구조변화 시점인 2013년 5월 28일을 기준으로 전과 후의 지역별 인과관계 분석을 진행하였다.

라. 구조변화시점 전후 단위근검정

명태 소매가격 시계열에서 구조변화시점을 기준으로 전과 후를 나눠 단위근검정을 한 결과, 이전에서 ADF, PP검정 모두 부산, 대전, 서울이 1% 수준에서 ‘단위근을 갖는다’라는 귀무가설을 기각하였다(<Table 9>).

<Table 9> Result of unit-root test before and after break point

Before				
		Busan	Daejeon	Seoul
ADF	t-stat	-7.1408	-5.8549	-4.52357
	P-value	0.0000***	0.0000***	0.0002***
PP	t-stat	-6.73422	-5.72927	-4.58555
	P-value	0.0000***	0.0000***	0.0002***
After				
		Busan	Daejeon	Seoul
ADF	t-stat	-5.49923	-3.28482	-4.25635
	P-value	0.0000***	0.0159**	0.0006***
PP	t-stat	-5.71527	-4.18083	-4.51168
	P-value	0.0000***	0.0007***	0.0002***

Note: \*\*\*, \*\*, \* mean of rejection at the significance level of 1%, 5% and 10% significance.

이후에서도 ADF 검정에서 대전이 5% 수준, 부산과 대전이 1% 수준에서 귀무가설을 기각하였으며, PP검정에서도 세 도시 모두 1% 수준에서 귀무가설을 기각하여 구조변화 이전과 이후 두 시계열 모두에 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

마. 구조변화 시점 전후 적정시차 선정

VAR모형을 활용하기 위해 먼저 무제약 VAR모형을 통해 구조변화 전과 후의 적정시차를 선정하였다.

이전의 명태 가격의 적정시차 선정 결과 LR정보요인의 경우 가장 큰 값이 나온 시차를 선택하므로 1시차가 선정되었고, 최솟값을 선택해야 하는 FPE, AIC, SC, HQ 정보기준에서 모두 최솟값이 1시차로 나왔다(<Table 10>).

<Table 10> Result of information criteria before break point

Time lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-13153	NA	6.22E+14	42.57735	42.59884	42.58571
1	-11582	3122.398*	3.96e+12*	37.52114*	37.60709*	37.55456*
2	-11576	10.00701	4.01E+12	37.53389	37.6843	37.59237
3	-11570	12.86755	4.04E+12	37.54185	37.75673	37.62539
4	-11566	7.101009	4.11E+12	37.55924	37.83858	37.66784
5	-11561	11.46574	4.16E+12	37.56932	37.91313	37.70298
6	-11556	10.42486	4.21E+12	37.58104	37.98931	37.73976
7	-11549	12.95896	4.24E+12	37.58843	38.06116	37.77221

따라서 적정시차를 1시차로 선정하였다. 이후의 시차 선정 결과 LR, FPE, AIC 정보요인에서는 8시차가 나왔지만 SC, HQ 정보요인에서 1시차가 나왔으므로 1시차로 선정하였다. 따라서 전과 후 모두 적정시차는 1시차로 선정하여 분석을 진행하였다(<Table 11>).

<Table 11> Result of information criteria after break point

Time lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-18639	NA	4.96E+13	40.04899	40.06458	40.05494
1	-15313	6624.013	3.99E+10	32.92268	32.98502*	32.94646*
2	-15302	21.9455	3.97E+10	32.91826	33.02735	32.95987
3	-15299	6.763406	4.02E+10	32.93026	33.0861	32.98969
4	-15283	30.75425	3.96E+10	32.91609	33.11868	32.99335
5	-15277	11.63971	3.99E+10	32.9227	33.17205	33.0178
6	-15256	40.5838	3.89E+10	32.89754	33.19363	33.01046
7	-15242	27.32794	3.85E+10	32.88681	33.22966	33.01756

바. 구조변화 시점 전후 그랜저 인과성 분석

그랜저 인과성 검정은 변수들 간 어떤 방향으로 영향을 주고받는지를 알 수 있는 것으로 VAR 모형을 분석하기 전에 그랜저인과성 검정을 통하여 변수들 간 인과관계를 설정하였다. 검정 결과 시점 이전에는 ‘부산이 대전에 인과하지 않는다’라는 귀무가설을 1% 수준에서 기각하여 부산이 대전에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 다른 도시 간 인과성 검정 결과 귀무가설이 모두 채택되어 인과관계가 없음을 알 수 있었다(<Table 12>).

<Table 12> Result of granger causality before break point

Null Hypothesis	obs	F-Statistic	Prob.
Daejeon does not Granger Cause Busan	625	2.1978	0.1387
Busan does not Granger Cause Daejeon		17.0478	4.00E-05***
Seoul does not Granger Cause Busan	625	2.67066	0.1027
Busan does not Granger Cause Seoul		1.8327	0.1763
Seoul does not Granger Cause Daejeon	625	0.86581	0.3525
Daejeon does not Granger Cause Seoul		0.42679	0.5138

주: \*\*\*, \*\*, \* mean of rejection at the significance level of 1%, 5% and 10% significance.

시점 이후에는 부산과 대전 간 서로 인과관계가 있는 것으로 나타났고, ‘대전이 부산에 인과하지 않는다’는 귀무가설보다 ‘부산이 대전에 인과

하지 않는다’라는 귀무가설을 더 유의적으로 기각했다. 또한 ‘대전이 서울에 인과하지 않는다’라는 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하여 대전의 가격이 서울가격을 선도하는 것으로 나타났다(<Table 13>).

<Table 13> Result of granger causality after break point

Null Hypothesis	obs	F-Statistic	Prob.
Daejeon does not Granger Cause Busan	938	4.1512	0.0419**
Busan does not Granger Cause Daejeon		4.92399	0.0267**
Seoul does not Granger Cause Busan	938	1.3688	0.2423
Busan does not Granger Cause Seoul		0.02108	0.8846
Seoul does not Granger Cause Daejeon	938	0.03458	0.8525
Daejeon does not Granger Cause Seoul		2.85966	0.0912*

Note: \*\*\*, \*\*, \* mean of rejection at the significance level of 1%, 5% and 10% significance.

따라서 VAR분석 시 인과관계의 설정은 시점 이전 부산 → 대전, 시점 이후 부산 → 대전 → 서울로 설정하였다. 이전과 이후 모두 부산이 선두에서 타 지역의 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 냉동명태의 특성상 수입의 대부분이 부산항을 통해 들어와 가격을 형성하기 때문에 부산의 가격이 타 지역에 영향을 미쳤을 것으로 추측된다.

사. 구조변화시점 전후 VAR분석과 안정성 검정 앞에서 선정된 시차와 인과관계를 바탕으로 VAR분석을 실시한 결과, 시점 이전에는 각 도시의 전시차가 자신에게 영향을 미쳤으며, 부산의 전시차가 대전지역에 1% 유의수준에서 유의미한 영향을 미치는 것을 알 수 있었다(<Table 14>).

시점 이후에도 역시 각 도시의 전시차가 자신에게 크게 영향을 미쳤고, 부산의 전시차가 5% 수준에서 대전에, 대전의 전시차가 5%와 10% 수준에서 부산과 서울에 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 전후 모두 결정계수 값이 높아 설명력이 있는 것으로 나타났다(<Table 15>).

<Table 14> Result of VAR before break point

	Busan	Daejeon
Busan(-1)	0.854976***	-0.097107***
	[ 42.1787]	[-4.12889]
Daejeon(-1)	-0.022562	0.894953***
	[-1.48250]	[ 50.6827]
C	326.5319	428.481
	[ 6.18875]	[ 6.99928]
R-squared	0.74125	0.806218
Adj. R-squared	0.740418	0.805594
Sum sq. resids	13241327	17825566
S.E. equation	145.9051	169.2881
F-statistic	890.9322	1293.893
Log likelihood	-3999.681	-4092.584
Akaike AIC	12.80858	13.10587
Schwarz SC	12.82988	13.12717
Mean dependent	1898.131	2326.769
S.D. dependent	286.3738	383.9478
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.14E+08
Determinant resid covariance		5.09E+08
Log likelihood		-8038.574
Akaike information criterion		25.74264
Schwarz criterion		25.78524

Note: t-statistics in [ ].  
 \*\*\*, \*\*, \* mean of rejection at the significance level of 1%, 5% and 10% significance.

충격반응분석과 예측오차분산분해 분석에 앞서 분석된 VAR모형이 안정적인지 판단하기 위해 안정성검정을 실시하였다.

VAR모형의 안정성 검정결과는 [Fig. 2], [Fig. 3]과 같이 나타났다. 근이 1보다 작으며 모든 관측치가 단위원 내에 존재할 경우 VAR모형이 안정적이라고 판단할 수 있으므로 구조변화 이전과 이후 모두 안정적인 VAR모형으로 인정된다.

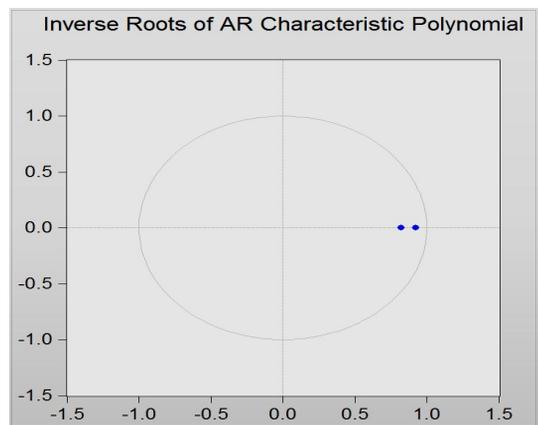
아. 구조변화시점 전후 충격반응분석

앞선 VAR분석은 단기적으로 지역 간에 미치는 영향을 설명해 주었다. 그러나 시간에 따른 영향은 설명하지 못하므로 시간의 흐름에 따른 지역 간 동태적인 영향을 살펴보기 위해 충격반응분석과 예측오차분산분해분석을 실시하였다.

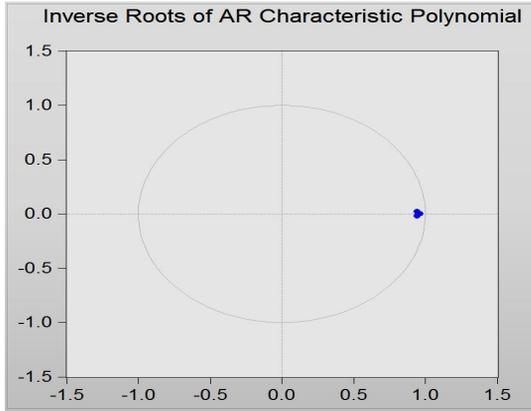
<Table 15> Result of VAR after break point

	Busan	Daejeon	Seoul
Busan(-1)	0.93613***	-0.01326**	-0.00252
	[ 81.4538]	[-2.21003]	[-0.32244]
Daejeon(-1)	0.03664**	0.96497***	0.019396*
	[ 2.20218]	[ 111.027]	[ 1.71457]
Seoul(-1)	-0.021558	0.000118	0.94924***
	[-1.43809]	[ 0.01505]	[ 93.1316]
C	106.3272	100.8999	69.83784
	[ 2.26800]	[ 4.12008]	[ 2.19098]
R-squared	0.879324	0.931198	0.905507
Adj. R-squared	0.878937	0.930977	0.905203
Sum sq. resids	6442613	1758039	2978271
S.E. equation	83.05344	43.38512	56.46881
F-statistic	2268.581	4213.743	2983.432
Log likelihood	-5474.436	-4865.329	-5112.56
Akaike AIC	11.6811	10.38237	10.90951
Schwarz SC	11.70176	10.40302	10.93016
Mean dependent	2161.442	2080.771	2067.32
S.D. dependent	238.6993	165.1371	183.4052
Determinant resid covariance (dof adj.)			3.86E+10
Determinant resid covariance			3.81E+10
Log likelihood			-15419.27
Akaike information criterion			32.90249
Schwarz criterion			32.96446

Note: t-statistics in [ ].  
 \*\*\*, \*\*, \* mean of rejection at the significance level of 1%, 5% and 10% significance.



[Fig. 2] Result of VAR stability test before break point



[Fig. 3] Result of VAR stability test after break point

구조변화시점 이전 충격반응분석을 실시한 결과, 타 도시에 충격이 가해졌을 때 부산의 반응을 살펴보면 부산 자체에게 충격이 왔을 때 145.9051의 양의 반응을 보이다 약 15일 후 소멸하였고, 대전에 충격이 왔을 때는 반응을 보이지 않았다. 또한 타 도시의 충격에 대한 대전의 반응을 살펴보면 부산에 충격이 왔을 경우 대전이 약 5일간 양의 반응을 보이다 소멸하였고, 대전 자체의 충격에 영향을 받았다(<Table 16>, <Table 17>).

<Table 16> Result of Busan impulse response test before break point

Period	Busan	Daejeon
1	145.9051	0
2	123.2279	-3.5051
3	104.3184	-6.1336
4	88.5304	-8.0591
5	75.3298	-9.4231
6	64.2756	-10.3409
7	55.0031	-10.9063
8	47.2111	-11.1954
9	40.6502	-11.2699
10	35.1142	-11.1798

<Table 17> Result of Daejeon impulse response test before break point

Period	Busan	Daejeon
1	67.2613	155.3524
2	46.0273	139.0331
3	29.2260	124.7685
4	16.0259	112.2575
5	5.7455	101.2478
6	-2.1731	91.5271
7	-8.1864	82.9166
8	-12.6677	75.2655
9	-15.9215	68.4462
10	-18.1964	62.3506

시점 이후의 충격반응분석을 살펴보면, 세 도시 모두 충격이 가해졌을 시 자신의 지역에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났고, 대전과 서울의 충격에 대해 부산은 반응을 보이지 않았다. 대전의 충격반응의 경우 부산에 충격이 왔을 시 3.5848의 약한 양의 반응을 보이고 3일 후 소멸하였고, 서울에 대한 충격에는 반응을 보이지 않았다. 타 지역 충격에 대한 서울의 반응에서는 부산에 충격이 가해졌을 시 약 10일 간 양의 반응을 보이다 소멸하였고 대전의 충격에는 반응이 없었다(<Table 18>~<Table 20>).

<Table 18> Result of Busan impulse response test after break point

Period	Busan	Daejeon	Seoul
1	83.0534	0	0
2	77.5928	1.6778	-1.1793
3	72.4535	3.1701	-2.2231
4	67.6188	4.4918	-3.1427
5	63.0723	5.6566	-3.9486
6	58.7986	6.6776	-4.6503
7	54.7831	7.5667	-5.2568
8	51.0116	8.3350	-5.7766
9	47.4709	8.9929	-6.2172
10	44.1482	9.5501	-6.5859

<Table 19> Result of Daejeon impulse response test after break point

Period	Busan	Daejeon	Seoul
1	3.5848	43.2368	0
2	2.3589	41.7217	0.0064
3	1.2482	40.2376	0.0280
4	0.2446	38.7858	0.0623
5	-0.6599	37.3674	0.1073
6	-1.4724	35.9834	0.1612
7	-2.1998	34.6343	0.2222
8	-2.8486	33.3208	0.2889
9	-3.4247	32.0432	0.3599
10	-3.9336	30.8017	0.4341

<Table 20> Result of Seoul impulse response test after break point

Period	Busan	Daejeon	Seoul
1	13.3316	-4.3422	54.7004
2	12.5152	-3.2832	51.9240
3	11.7302	-2.3115	49.2915
4	10.9764	-1.4217	46.7958
5	10.2537	-0.6086	44.4297
6	9.5615	0.1328	42.1866
7	8.8995	0.8072	40.0601
8	8.2671	1.4189	38.0443
9	7.6637	1.9722	36.1334
10	7.0886	2.4709	34.3220

시점 이전과 이후 모두 자신 지역의 충격에 크게 영향을 받았으며, 부산의 충격에 대해 대전이 반응을 보였다. 이후에는 부산의 충격에 대한 서울의 반응도 나타났다. 부산의 충격에 대한 타 지역의 반응은 앞서 언급했듯이 냉동명태가 부산을 통해 수입되기 때문에 유통경로의 특성상 부산의 가격이 타 지역에 영향을 주었다고 판단된다. 이를 제외하고는 타 지역에 충격이 왔을 시 거의 영향이 없는 것으로 나타났는데, 이는 수산물물은 가격이 도매시장에서 결정된 이후에는 서로 다른 지역 간 가격에는 크게 영향을 미치지 못하는 시장 간의 단절성 때문으로 보인다.

자. 구조변화시점 전후 예측오차분산분해분석 지역 간 명태 소매가격 중 한 변수의 변화가

상대적으로 얼마나 영향을 미치는지 알 수 있는 것이 예측오차분산분해분석이다. 시점 이전 부산에 대한 분산분해분석 결과, 부산 자체의 소매가격으로 설명되는 부분이 약 100%이나 시간이 갈수록 비중이 조금씩 떨어진다. 또한 대전에 의해 설명되는 부분은 거의 0%에 가까운 것을 확인할 수 있다. 대전에 대한 분산분해분석 결과 대전 자체로 설명할 수 있는 비중이 3일까지는 80%대였으나, 4일부터는 90% 이상 오른 것으로 나타났으며, 부산에 의한 비중은 1일 약 15%였으나 그 후 점차 줄어들고 있다(<Table 21>, <Table 22>).

<Table 21> Result of Busan variance decomposition test before break point

Period	Busan	Daejeon
1	100	0
2	99.9663	0.0337
3	99.8947	0.1053
4	99.7923	0.2077
5	99.6665	0.3335
6	99.5244	0.4756
7	99.3725	0.6275
8	99.2164	0.7836
9	99.0606	0.9394
10	98.9088	1.0912

<Table 22> Result of Daejeon variance decomposition test before break point

Period	Busan	Daejeon
1	15.7862	84.2138
2	13.2568	86.7432
3	11.2685	88.7315
4	9.7668	90.2332
5	8.6835	91.3165
6	7.9460	92.0540
7	7.4845	92.5155
8	7.2358	92.7642
9	7.1461	92.8539
10	7.1708	92.8292

시점 이후 예측오차분산분해분석 결과 부산에 대한 비중을 살펴보면, 자체 영향력이 거의 100%에 근접하였으며, 대전과 서울에 의한 비중은 거

의 0%로 부산에 대한 영향력이 거의 없는 것을 알 수 있었다(<Table 23>~<Table 25>).

<Table 23> Result of Busan variance decomposition test after break point

Period	Busan	Daejeon	Seoul
1	100	0	0
2	99.9675	0.0218	0.0108
3	99.8945	0.0707	0.0348
4	99.7839	0.1450	0.0711
5	99.6389	0.2425	0.1186
6	99.4626	0.3613	0.1761
7	99.2582	0.4993	0.2425
8	99.0291	0.6542	0.3167
9	98.7785	0.8239	0.3976
10	98.5096	1.0063	0.4840

<Table 24> Result of Daejeon variance decomposition test after break point

Period	Busan	Daejeon	Seoul
1	0.6827	99.3173	0
2	0.5075	99.4925	0
3	0.3805	99.6195	0
4	0.2966	99.7033	0.0001
5	0.2511	99.7487	0.0002
6	0.2396	99.7600	0.0005
7	0.2579	99.7412	0.0009
8	0.3024	99.6961	0.0015
9	0.3694	99.6282	0.0024
10	0.4559	99.5405	0.0036

<Table 25> Result of Seoul variance decomposition test after break point

Period	Busan	Daejeon	Seoul
1	5.5737	0.5913	93.8350
2	5.5246	0.4896	93.9858
3	5.4721	0.4055	94.1224
4	5.4167	0.3383	94.2450
5	5.3591	0.2871	94.3538
6	5.2996	0.2511	94.4493
7	5.2388	0.2295	94.5317
8	5.1771	0.2214	94.6015
9	5.1149	0.2258	94.6593
10	5.0526	0.2418	94.7056

대전에 대한 예측오차분산분해분석 결과, 자체 영향력은 높았지만 부산과 서울의 타 지역에 관한 영향력은 0%였다. 서울에 대한 예측오차분산분해분석 결과, 부산에 의한 서울의 비중이 약 5%대였으며, 대전에 의한 비중은 0%, 서울 자체의 비중은 약 94%였다.

## V. 결론

본 연구는 수산물의 가격변동성 행태를 파악하는데 목적이 있다. 이를 위해 냉동명태 일별 가격 자료를 사용해 VAR방정식을 이용하여 부산, 대전, 서울 등 3개 도시의 냉동명태 가격의 구조변화시점을 검정하고, 그 중 가장 유의하게 나온 값을 구조변화시점으로 선정, 전후의 동태적 인과관계를 분석하였다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 3개 도시의 구조변화시점 검정 중 가장 유의한 값이 나온 부산의 구조변화시점 검정 결과를 받아들여 2013년 5월 28일을 구조변화시점으로 선정하였다. 실제 냉동명태의 전국 평균 소매가격에서 시점 전후의 표준편차를 계산하였을 때, 이전이 200.0567이며 이후가 124.8573으로 시점 이전이 이후보다 더 변동이 심한 것을 알 수 있었다. 또한 t-검정과 F-검정을 실시했을 때에도 평균과 분산이 다른 것으로 확인되었고, 분산이 시점 이후에 훨씬 작은 것으로 나타났다. 이는 시점 이후 가격 변동이 상대적으로 안정적 흐름을 보였다고 할 수 있는데, 그 요인은 2013년부터 확대된 정부의 명태 비축사업의 영향으로 보인다.

둘째, 지역별 가격의 동태적 인과관계분석 결과, 전후 모두 부산지역이 가격을 선도하는 것으로 나타났으며, VAR분석에서도 시점 전후로 부산의 하루 전 가격이 대전에 영향을 미쳤고, 충격반응분석 역시 부산에 충격이 왔을 때 시점 전후에 대전이 5일, 3일 동안 각각 영향을 받았다.

또한 시점 이후 부산의 충격에 대해 서울이 약 10일간의 반응을 보였다. 이는 냉동명태 유통경로상 부산을 거쳐 전국으로 유통되기 때문으로 보인다. 또한 인과관계분석 상으로는 구조변화시점 이전과 이후를 비교했을 때, 서울이 포함된 것을 제외하고는 눈에 띄는 변화는 없는 것으로 나타났다. 예측오차분산분석 결과, 시점 전후로 자신을 설명할 수 있는 비중이 아주 높게 나타났다. 시점 이전 부산에 의해 설명되는 대전의 부분이 약 15%였다. 시점 이후에는 부산에 의해 설명되는 대전의 비중이 약 5%로 나타났다. 이를 제외하고는 이전과 이후 도시 간 설명되는 부분은 없었다. 대체적으로 충격반응분석과 예측오차분산분석에서 부산에 의해 영향을 받는 도시가 많았으며, 부산 이외에 타 도시가 미치는 영향력은 없는 것으로 나타났다. 이는 시세차익을 노리는 재판매 비중이 미미한 수산물시장의 특성상 지역간 가격정보의 영향이 타 상품에 비해 현저히 낮기 때문으로 볼 수 있다.

결과적으로 2013년부터 확대된 수산물 비축사업이 가격안정화에 영향을 미쳤다고 판단된다. 이는 정부의 수산물 구매비축사업이 심리적 가격안정화 효과 못지않게 실제 시장가격을 안정화시키는 기능을 하는 것으로 확인된 셈이다. 또한 동태적 인과관계 분석을 통해 부산항으로 수입되는 냉동명태 유통상의 특성으로 부산을 제외하고는 시장 간의 가격변화 영향력이 낮게 나타나는 것으로 분석되었다. 이는 공급의 가격탄력성이 낮은 수산물의 특성과 고정 거래선을 통한 수직적 결합 형태의 수산물 유통상의 특성도 설명해주고 있다고 할 수 있다.

본 연구의 한계점으로는 VAR모형이 안정적으로 검정되었으나 근이 단위원의 내부경계에 위치한다는 점이 있다. 또한 분석대상으로 냉동명태 한 어종만을 대상으로 하여 어종간의 특성을 상호 비교할 수 없었다는 점, 자료의 한계로 지역을 보다 세분화하지 않았다는 점을 들 수 있다. 그리고 2011년 이전의 가격자료를 이용하지 않아

보다 장기적 변화를 찾을 수 없었다는 점이며, 이는 본 연구의 아쉬움인 동시에 차후의 과제로 남겨 둔다.

## References

- Cheol-Hyun Kim & Jong-Oh Nam(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.
- Ha-Hyun Jo & Sun-Woong Hwang(2009). Volatility Changes in the Korean Business Cycles, Industry Economy Research, 22(3), 1039~1070.
- In-Sup Song(2004), Glossary of educational assessment terms, Korean Society for Educational Evaluation, Hakjisa.
- Jong-Oh Nam·Seong-Hyun Sim(2015). Tests for Asymmetry and Structure Changes in Retail Price Volatility of Fresh Common Squid in the Republic of Korea, Ocean and Polar Research, 37(4), 357~368.
- Jong-Won Lee(2007). Econometrics, Parkyongsa.
- Myung-Jik Kim & Guk-Hyun Jang(2002). Analysis of Financial Time Series, Kyungmoonsa.
- The Ministry of Maritime Affairs and Fisheries(2015). Guidance Guidelines for the Implementation of the Fishery Power System in 2015.
- Woo-Sol Kim(2015). The Dynamis Causality of Mackerel wholesale and retail prices based on VAR, Department of Applied Economics, The Graduate School, Pukyong National University.
- Yeon-Sil Kang(2012). Market theory of agricultural and fisheries products, Chonnam National University Publishing Department.
- Young-Gi Cha & Ki-Soo Kim(2009). A Causality Analysis of the Prices between Imported Fisheries and Domestic Fisheries in Distribution Channel, The Fisheries Business Administration Society Of Korea, 40(2), 105~126.

- 
- Received : 22 June, 2017
  - Revised : 03 April, 2017
  - Accepted : 10 April, 2017