

양식 조피볼락의 산지·도매시장간 비대칭적 가격전이 분석

전용한 · 남종오*

부경대학교(강사) · *부경대학교(교수)

Analysis of Asymmetric Price Transmission between Producer and Wholesale Markets of Aquacultured Rockfish

Yong-Han JEON · Jong-Oh NAM*

Pukyong National University(lecturer) · *Pukyong National University(professor)

Abstract

The purpose of this study is to empirically investigate the asymmetric price transmission(APT) of aquacultured rockfish between the producer and the wholesale markets through an econometrics model and to present policy implications based on the analysis results. The APT between the producer and the wholesale markets of aquacultured rockfish was analyzed by using the autoregressive distributed lag(ARDL) model. In the Tongyeong-Incheon model, it was analyzed that there was no APT, but in the Yeosu-Incheon model, it was analyzed that a positive(+) APT existed. In particular, when the distribution route from the producer to the wholesale is simple or the dependence on a specific wholesale market is high, the APT exists in the distribution market, and it operates inefficiently. Therefore, in order to solve the APT between the producer and the wholesale distribution markets in aquacultured rockfish, it is necessary for producers to use online distribution platforms actively, and the government needs to promote the establishment of a distribution center specialized in live fish.

Key words : Aquacultured rockfish, Asymmetric price transmission(APT), Autoregressive distributed lag(ARDL) model, Producer and wholesale price, Distribution market inefficiency

I. 서론

최근 양식 조피볼락의 산지와 도·소매 유통시장간 가격의 비동조화 또는 불균형문제가 언론매체를 통해 재조명되고 있다(MBC, 2007; SBS, 2012; KBS, 2020; SBS, 2021). 이는 과거에도 지속적으로 제기되어 왔던 문제로, 양식 조피볼락의 산지가격이 폭락했음에도 불구하고 도·소매가격은 그만큼 감소하고 있지 않다는 보도가 주를 이루고 있다. 이처럼 양식 조피볼락의 유통단계에 따라 가격 상승 또는 하락폭이 서로 다른 크

기로 전달되는데, 이를 비대칭적 가격전이(APT, asymmetric price transmission)라 한다(Meyer and V. Cramon-Taubadel, 2004). 이러한 현상은 주로 유통단계가 길고 복잡한 농·수산물 시장에서 관찰되며, 비대칭적 가격전이가 존재할 경우 농·수산물 유통시장이 비효율적이라고 판단하기도 한다(Kim and Ahn, 2010; Lee and Ma, 2020).

본 연구의 분석대상인 양식 조피볼락은 최근 10년(2011~2020년) 동안 양식어류 생산량의 26.2%를 차지하며, 평균 21,255톤이 생산되어 양식 업치 다음으로 생산량이 많은 어종이다

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

(KOSIS, 2021). 이처럼 양식 조피볼락은 양식산업적 측면에서도 상당히 중요한 어종이며, 소비측면에서도 양식 넙치에 이어 국민들의 횡감 선호도(42.0%)가 두번째로 높은 대중적인 수산물이기도 하다(Kim and Kang, 2019). 그러나 양식 조피볼락의 생산량은 2020년 21,571톤으로 집계되어 생산량이 가장 많았던 2007년(35,564톤)의 60.7%에 불과하였다(KOSIS, 2021).

이처럼 양식 조피볼락의 생산량이 감소하는 가운데 유통시장간 비대칭적 가격전이가 지속된다면 양식 조피볼락의 생산과 소비를 위축시켜 양식업 규모 자체가 축소될 가능성이 다분하다. 또한 이같은 현상이 지속될 경우 양식 조피볼락의 산지 생산자 및 유통업자의 소득불안정도 유발할 수 있을 것이다. 따라서 계량경제학적 모형을 통해 양식 조피볼락의 유통시장간 비대칭적 가격전이를 분석하고, 이러한 현상을 개선하기 위한 방안을 제안해보는 것은 양식산업적으로나 유통정책적인 측면에서 의미있는 시도라 판단된다.

Meyer and V. Cramon-Taubadel(2004)의 연구에 따르면, 비대칭적 가격전이를 분석한 주요 연구 논문 40편 가운데 27편이 농·축산물을 대상으로 수행된 것이라고 밝혔다. 이와 유사하게 국내에서도 자기회귀 시차분포모형(ARDL, Autoregressive Distributed Lag)을 이용하여 농·축산물을 대상으로 산지·도매·소매 유통시장간 비대칭적 가격전이의 존재를 확인하고, 유통시장의 비효율성을 검정하는 연구가 광범위하게 수행되어 왔다(Kim and Ahn, 2010; Kang and Ahn, 2015; Woo et al., 2017; Jeong et al., 2018; Yang et al., 2018; Mun et al., 2020a; Mun et al., 2020b; Lee et al., 2021). 수산분야에서도 수산물의 산지·도매·소매가격간 비대칭적 가격전이를 분석한 연구가 시도된 바 있다. 우선 Kang(2015)은 Off-Diagonal BEKK 모형을 이용하여 양식 넙치와 조피볼락의 도매가격간 가격 변동성의 비대칭적 전이를 분석하였고, Kim and Nam(2018)과 Kim and Park(2018)도 동 모형으로 신선물오징어 도·소매가격과 마른멸치

산지·도매·소매가격간 변동성의 전이와 비대칭성을 분석하였다. 다음으로 Lee and Kim(2010)은 오차수정항을 추가한 ARDL 모형을 이용하여 갈치, 고등어, 오징어의 산지·도매·소매가격간 비대칭적 가격전이를 분석하였다. 최근에는 Lee and Ma(2020)가 ARDL 모형을 이용하여 양식 넙치의 산지·도매가격간 비대칭적 가격전이가 존재하는지 확인해 보았다.

이처럼 수산분야에서도 품목별로 유통시장간 비대칭적 가격전이를 연구해 왔으나 양식어류 중 생산비중(26.2%)이 두 번째로 높고, 해상가두리 생산량의 가장 큰 비중(58.2%)을 차지하는 양식 조피볼락의 유통시장간 비대칭적 가격전이를 실증적으로 분석한 연구는 지금까지 시도되지 않았다(KOSIS, 2021). 따라서 본 연구는 400~500g 양식 조피볼락과 함께 출하비중이 높고, 유통시장간 가격전이가 통계적으로 확인된 500~600g 양식 조피볼락의 여수 및 통영 산지가격과 인천 도매가격을 활용하여 양식 조피볼락의 산지·도매 유통시장 간 비대칭적 가격전이를 분석해보고자 한다. 나아가 본 분석결과에 기초하여 양식 조피볼락의 산지와 도매시장이 효율적으로 작동하는지 확인해보고, 그에 따른 정책적 시사점도 제시하고자 한다.

본 연구의 II장에서는 비대칭적 가격전이에 대해 소개하고, 비대칭적 가격전이를 분석하는데 활용되는 ARDL 모형을 설명한다. III장에서는 양식 조피볼락의 산지·도매 유통시장간 비대칭적 가격전이 검정결과를 제시한다. 결론인 IV장에서는 본 연구의 결과를 요약하고, 이를 바탕으로 정책적 시사점을 도출하며, 연구 의의 및 한계점과 향후 연구과제를 제시한다.

II. 이론적 배경 및 분석 모형

1. 비대칭적 가격전이 개념

비대칭적 가격전이는 생산물의 유통과정에서

이전 단계의 가격이 변화했을 때, 가격 변화폭의 전달 크기(magnitude)와 속도(speed)가 다음 단계의 가격에서는 다르게 나타나는 현상을 의미한다(Meyer and V. Cramon-Taubadel, 2004). 예를 들어 양식 조피볼락의 산지가격이 상승하거나 하락할 때, 동시 또는 일정한 시차를 두고 도매가격이 산지가격 변화폭 이상으로 증가하거나 감소하는 경우가 이에 해당된다. Meyer and V. Cramon-Taubadel(2004)는 비대칭적 가격전이의 발생 원인으로 유통시장의 참여자별 시장지배력(market power)의 차이와 정보 비대칭(information asymmetry) 등과 같은 불완전경쟁 시장구조(non-competitive market structures)를 지목하였다. 이처럼 유통시장에 비대칭적 가격전이가 존재할 때, 특정 유통단계에서 초과이윤을 수취하게 되며, 이는 시장의 불완전성, 유통시장의 비효율성을 뒷받침하는 근거로써 받아들여지기도 한다(Meyer and V. Cramon-Taubadel, 2004).

Meyer and V. Cramon-Taubadel(2004)이 제시한 기준에 따라 본 연구에서 양(+)의 비대칭적 가격전이는 양식 조피볼락의 산지가격이 오를 때 도매가격의 상승폭이 산지가격이 내릴 때 도매가격의 하락폭보다 큰 경우를 의미한다. 반대로 음(-)의 비대칭적 가격전이는 양식 조피볼락의 산지가격이 하락할 때 도매가격의 하락폭이 산지가격이 상승할 때 도매가격의 상승폭보다 큰 경우를 의미한다. 만약 양식 조피볼락의 산지·도매 유통시장간 양(+)의 비대칭적 가격전이가 존재하면, 산지가격이 상승하여 도매단계의 마진이 축소될 때 도매가격은 민감하게 반응하여 상승하지만 산지가격이 하락할 때는 도매가격이 느리게 하락하거나 반응이 나타나지 않아 산지단계의 마진이 도매단계로 이전된다(Jeong et al., 2018). 반면, 음(-)의 비대칭적 가격전이가 존재할 경우, 산지가격의 하락은 신속히 도매가격에 반영되지만, 산지가격의 상승은 도매가격에 반영되지 않거나 느리게 상승하여 도매단계의 마진이 감소하는 결과가 나타나게 된다(Lee and Ma, 2020).

2. 비대칭적 가격전이 분석 모형

본 연구에서는 농·수산물의 유통시장간 비대칭적 가격전이의 존재여부를 확인하는데 널리 활용되는 ARDL 모형을 분석 모형으로 이용하였다. 아래의 식 (1)은 일반적인 ARDL 모형으로 W_t 는 t 기의 조피볼락 도매가격, P_t 는 t 기의 조피볼락 산지가격을 의미한다. 식 (1)은 $t-1$ 기부터 $t-n$ 까지의 도매가격과 t 기부터 $t-n$ 까지의 산지가격이 t 기의 양식 조피볼락 도매가격에 영향을 미치고 있는 구조를 의미한다.

$$\begin{aligned}
 W_t &= C + \alpha_1 W_{t-1} + \dots + \alpha_n W_{t-n} + \beta_0 P_t + \dots + \beta_n P_{t-n} + \epsilon_t \quad \dots\dots\dots (1) \\
 &= C + \sum_{i=1}^n \alpha_i W_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j P_{t-j} + \epsilon_t
 \end{aligned}$$

양식 조피볼락의 도매가격 상승과 하락은 산지가격과 도매가격이 전기보다 상승하여 현재의 도매가격 상승에 영향을 미치는 경우와 산지가격과 도매가격이 전기보다 하락하여 현재의 도매가격 하락에 영향을 미치는 경우로 구분이 가능하다. 그러나 일반적으로 산지가격과 도매가격의 등락은 뒤섞여 존재하고 있을 가능성이 상당히 높다.

따라서 식 (2)에서는 수준변수의 형태로 구성된 식 (1)을 1차 차분(difference)한 후, 양식 조피볼락의 산지가격과 도매가격간 비대칭적 가격전이가 존재하는지 확인하기 위해 산지가격과 도매가격의 1차 차분변수인 ΔP_{t-j} 와 ΔW_{t-i} 를 양(+)과 음(-)으로 구분하였다. 더불어 Tweeten and Quance(1969)가 도입한 더미변수를 활용하여 식 (2)의 양식 조피볼락 도매가격의 변화분(ΔW_{t-i})이 0보다 클 경우는 D_W^+ 를, 0보다 작을 경우에는 D_W^- 를 적용하고, 산지가격 변화분(ΔP_{t-j})이 0보다 클 경우에는 D_P^+ 를, 0보다 작을 경우에는 D_P^- 를 적용하였다.

$$\Delta W_t = C + \sum_{i=1}^n \alpha_i^+ \Delta W_{t-i} D_W^+ \dots\dots\dots (2)$$

$$+ \sum_{i=1}^n \alpha_i^- \Delta W_{t-i} D_W^- + \sum_{j=0}^n \beta_j^+ \Delta P_{t-j} D_P^+$$

$$+ \sum_{j=0}^n \beta_j^- \Delta P_{t-j} D_P^- + \epsilon_t$$

where, $D_W^+ = 1$ if $\Delta W_{t-i} > 0$, otherwise $D_W^+ = 0$
 $D_W^- = 1$ if $\Delta W_{t-i} < 0$, otherwise $D_W^- = 0$
 $D_P^+ = 1$ if $\Delta P_{t-j} > 0$, otherwise $D_P^+ = 0$
 $D_P^- = 1$ if $\Delta P_{t-j} < 0$, otherwise $D_P^- = 0$

식 (2)의 α_i^+ 는 양식 조피볼락의 과거($t-i$) 도매가격이 상승했을 때, α_i^- 는 양식 조피볼락의 과거($t-i$) 도매가격이 하락했을 때 ΔW_t 에 영향을 미치는 계수를 의미한다. 한편, 식 (2)의 β_j^+ 는 양식 조피볼락의 현재(t)기 및 과거($t-j$) 산지가격이 상승했을 때, β_j^- 는 양식 조피볼락의 현재(t)기 및 과거($t-j$) 산지가격이 하락했을 때 ΔW_t 에 영향을 미치는 계수를 의미한다. 만약 β_j^+ 와 β_j^- 가 동일하다면 도매가격은 산지가격의 변화에 대해 대칭적으로 변화하여 비대칭적 가격전이가 존재하지 않는 것으로 판단할 수 있다. 그러나 β_j^+ 와 β_j^- 가 같지 않다면 비대칭적 가격전이가 존재하는 것으로 판단할 수 있으며, β_j^+ 가 β_j^- 보다 큰 경우는 양(+)¹의 비대칭적 가격전이, β_j^+ 가 β_j^- 보다 작은 경우는 음(-)²의 비대칭적 가격전이가 존재하는 것으로 해석이 가능하다.

V. Cramon-Taubadel(1998)은 β_j^+ 와 β_j^- 중 하나만이라도 통계적으로 유의하다면 비대칭적 가격 전이가 존재할 가능성이 있다고 보았다. 예를 들어 β_j^+ 는 통계적으로 유의적이었으나 β_j^- 는 그렇지 않을 경우 양(+)¹의 비대칭적 가격전이가 존재하고, 반대로 β_j^- 는 통계적으로 유의적이었으나 β_j^+ 는 그렇지 않을 경우 음(-)²의 비대칭적 가격전이가 있다고 보았다.

그러나 양식 조피볼락의 산지와 도매 유통시장

간 비대칭적 가격전이를 통계적으로 엄정하게 검증하고, 비대칭을 유형별로 자세히 살펴보기 위해서는 F-검정을 통해 동시충격(COI, contemporaneous impact) 비대칭, 분배시차효과(DLE, distributed lag effect) 비대칭, 누적충격(CUI, cumulated impact) 비대칭을 확인해 볼 필요가 있다(Frey and Manera, 2007). 상기 세가지 비대칭에 대한 검정의 귀무가설(H_0)은 ‘비대칭이 존재하지 않는다’이며, 다음의 식 (3), (4), (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$H_0 : \beta_0^+ = \beta_0^- \dots\dots\dots (3)$$

$$H_0 : \beta_j^+ = \beta_j^-, (j = 1, 2, \dots, n) \dots\dots\dots (4)$$

$$H_0 : \sum_{j=0}^n \beta_j^+ = \sum_{j=0}^n \beta_j^- \dots\dots\dots (5)$$

우선 식 (3)은 현재(t)기의 양식 조피볼락 산지가격 변동이 현재(t)기 도매가격에 전이되는 동시충격 비대칭 검정의 귀무가설을 의미한다. 다음으로 식 (4)는 과거($t-j$)의 양식 조피볼락 산지가격 변동이 현재(t)기 도매가격에 전이되는 분배시차효과 비대칭 검정의 귀무가설을 표현한 것이다. 끝으로 식 (5)는 현재(t)기와 과거($t-j$)의 양식 조피볼락 산지가격 변동이 현재(t)기 도매가격에 전이되는 누적충격 비대칭 검정의 귀무가설을 나타낸 것이다. 상기 세가지 유형별 비대칭 검정의 귀무가설인 식 (3), (4), (5)를 각각하면 유형별 비대칭이 존재한다고 할 수 있으며, 개별 계수 또는 계수들의 합이 큰 쪽으로 양(+)¹ 또는 음(-)²의 유형별 비대칭이 있다고 판단할 수 있다.

III. 분석 결과

1. 자료 분석

본 연구에서는 한국해양수산개발원 수산업관측센터에서 월별로 공개하고 있는 양식 조피볼락의 여수 및 통영 산지가격과 인천 도매가격 시계열

자료를 분석에 활용하였다. 분석에 앞서 양식 조피볼락의 산지가격은 300g, 400g, 500g, 600g으로 구분되어 있으나 도매가격은 300~400g, 400~500g, 500~600g으로 구분되어 있다. 이처럼 산지와 도매가격 자료 형태가 상이하므로 도매가격 기준에 맞추어 산지가격도 300~400g, 400~500g, 500~600g으로 재가공할 필요가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 여수와 통영의 500g과 600g 양식 조피볼락 산지가격을 평균하여 500~600g 가격으로 재가공한 후, 인천의 500~600g 도매가격과의 비대칭적 가격전이를 분석하였다.

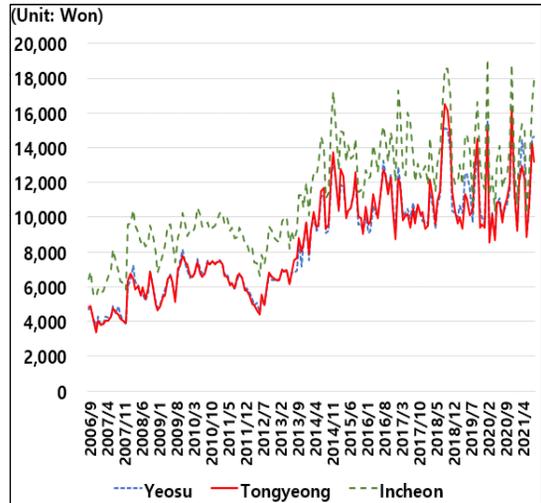
분석기간은 산지와 도매가격 모두 2006년 9월부터 2021년 9월까지이며, 수산업관측센터에서 제공하는 양식 조피볼락의 산지 및 도매가격 자료는 조피볼락 생산자물가지수(2015=100)를 이용하여 실질화한 후 분석을 진행하였다. 분석자료의 기초통계량을 살펴보면, 여수와 통영, 인천의 분석자료 수(Obs.)는 181개로 동일하며, 인천의 평균(Avg.)과 표준편차(S.D.), 최솟값(Min.), 최댓값(Max.)은 여수와 통영에 비해 높은 것으로 나타났다. 그러나 변동계수(C.V.)는 인천이 여수와 통영에 비해 낮은 것으로 나타나 가격의 변동성이 상대적으로 작았다.

<Table 1> Basic statistics of analysis data

(Unit: Won)						
Level	Obs.	Avg.	S.D.	Min.	Max.	C.V.
Yeosu	181	8,600	2,893	3,731	15,527	0.34
Tongyeong	181	8,599	2,935	3,386	16,482	0.34
Incheon	181	11,157	3,070	5,417	19,103	0.28

Source: KMI, Fisheries outlook center(www.foc.re.kr).

여수와 통영의 월별 산지가격 및 인천의 도매가격의 추이를 비교해보면, 전 기간에 걸쳐 도매가격이 산지가격에 비해 높고, 도매와 소매가격 모두 등락이 반복되고 있으나 증가추세를 보이고 있음을 관찰할 수 있다([Fig. 1] 참조).



Source: KMI, Fisheries outlook center(www.foc.re.kr).

[Fig. 1] Trends in monthly producer and wholesale price of aquacultured rockfish.

2. 단위근 검정

양식 조피볼락의 산지와 도매 유통시장간 비대칭적 가격전이가 존재하는지 확인하기에 앞서 산지·도매가격 시계열 자료에 대해 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다. 식 (2)의 비대칭적 가격전이 검정 모형에는 수준변수가 아닌 1차 차분된 자료가 변수로 투입되어 허구적 회귀(spurious regression)의 발생가능성은 낮을 것으로 판단된다. 실제로도 1차 차분한 산지·도매가격은 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열 자료로 분석되었다. 그럼에도 불구하고 산지 및 도매가격의 수준변수로 단위근 검정을 실시한 이유는 수준변수 자료에 단위근이 존재하고, 산지와 도매가격 간 공적분이 존재한다면 오차수정항을 모형에 추가하여 장기 균형관계에서의 비대칭성까지 검정해볼 수 있기 때문이다.

앞서 살펴본 바와 같이 양식 조피볼락의 산지 및 도매가격은 시간이 경과함에 따라 가격이 상승하는 형태를 보이고 있으므로 가격자료에 추세가 존재하는지 검정해 보았다. 이는 단위근 검정

시 추세의 포함유무에 따라 그 결과가 달라질 수 있기 때문이다. 여수와 통영의 산지가격과 인천의 도매가격에 추세항을 포함하여 회귀분석을 실시한 결과, 세가지 가격 모두 추세항이 1% 유의수준 아래에서 통계적으로 유의하여 모든 가격자료에 추세가 존재하는 것으로 판단하였다.

양식 조피볼락의 산지·도매가격 자료에 단위근이 존재하는지 확인하기 위해 ADF(Augmented Dickey Fuller), PP(Phillips-Perron) 검정을 실시하였다. 본 분석에 활용한 ADF 검정은 오차항의 자기상관 문제를 해결하였으며, PP 검정은 오차항의 이분산과 자기상관 문제를 해결한 단위근 검정방법이다(Dickey and Fuller, 1979; Phillips and Perron, 1988). 상수항 및 추세를 포함하여 ADF 및 PP 검정을 실시한 결과, 여수 및 통영의 산지가격과 인천 도매가격은 1% 유의수준 아래에서 ‘단위근이 존재한다’라는 귀무가설을 기각하여 안정적인 시계열 자료로 확인되었다.

<Table 2> Results of unit root test

Level	Producer		Wholesale
	Yeosu	Tongyeong	Incheon
ADF	-6.88***	-6.54***	-7.11***
PP	-6.82***	-6.47***	-7.01***

Note 1: Null hypothesis(H_0) of ADF and PP test is that unit root exists.

Note 2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

3. 적정시차 선정 및 인과관계 검정

양식 조피볼락의 도매가격이 산지가격의 변화에 비대칭적으로 반응하는지를 확인하는 것이 본 연구의 목적이므로 산지가격이 도매가격에 전달되는지를 통계적으로 확인하는 것은 중요한 절차라 할 수 있다. 이에 따라 양식 조피볼락의 산지가격과 도매가격으로 구성된 모형의 적정시차를 선정하고, 선택된 시차(lag)를 바탕으로 산지가격과 도매가격 간의 그랜저 인과성 검정(Granger causality test)을 시행하였다. 그랜저 인과성 검정

은 F-통계량을 활용하여 상이한 두 변수 간의 영향관계를 파악하는 통계적 방법이다(Granger, 1969; Sims, 1972).

양식 조피볼락의 산지가격과 도매가격 사이의 그랜저 인과성 검정에 필요한 적정시차를 선정하는데 있어 AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwarz Criterion), HQ(Hannan Quinn) 정보요인을 참고하였으며, 이들 세가지 정보요인의 통계량이 최소가 되는 시차를 적정시차로 선정하였다. 적정시차 선정 결과, 여수 산지가격과 인천 도매가격, 통영 산지가격과 인천 도매가격으로 구성된 무제약 VAR 모형 모두 AIC, HQ 기준에서는 4시차가 선정되었으나 SC 기준에서는 1시차가 선정되었다. 이에 선행연구의 판단기준과 동일하게 세가지 정보요인 가운데 두가지 정보요인에서 같은 시차가 선정될 경우, 해당 시차를 적정시차로 선택하였다(Kim and Ahn, 2010; Kang and Ahn, 2015; Lee and Ma, 2020).

<Table 3> Results of optimal lag selection

VAR Model	AIC	SC	HQ
	Lag Stat.	Lag Stat.	Lag Stat.
Yeosu & Incheon	4 32.73	1 32.98	4 32.86
Tongyeong & Incheon	4 32.99	1 33.29	4 33.12

통계적으로 엄정한 양식 조피볼락의 산지·도매 유통시장간 가격전이 모형을 추정하기 위해 앞서 선정된 4시차를 적용하여 그랜저 인과성 검정을 실시하였다. 본 연구에서 실시하는 그랜저 인과성 검정의 귀무가설은 ‘여수(통영) 산지가격이 인천 도매가격에 그랜저 인과하지 않는다’이며, 귀무가설을 기각할 경우 여수(통영) 산지가격이 인천 도매가격에 영향을 미치는 것으로 판단할 수 있다. 그랜저 인과성 검정 결과, 상기 귀무가설을 1% 유의수준에서 통계적으로 기각하였으므로 여수와 통영 산지가격이 인천 도매가격에 영향을 미치는 것으로 판단하였다.

<Table 4> Results of Granger causality test

Null hypothesis(H_0)	Lag	F-Stat.	P-value
Yeosu \Rightarrow Incheon	4	13.30***	0.01
Tongyeong \Rightarrow Incheon	4	13.25***	0.01

Note 1: Null hypothesis(H_0) of Granger causality test is that Yeosu(Tongyeong) does not Granger cause Incheon.

Note 2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

4. 비대칭적 가격전이 검정

앞서 도출된 적정시차 및 그랜저 인과성 검정 결과를 반영한 ARDL 모형을 활용하여 양식 조피볼락의 산지와 도매 유통시장간 가격전이 모형을 추정하였다. 우선 두 모형 모두 모형의 적합성을 판단할 수 있는 R^2 와 조정된 R^2 가 0.8을 상회하였으며, 모형의 유의성을 검정하는 F-통계량도 1% 이하의 유의수준에서 유의적이었다. 그리고 분석모형의 자기상관 존재유무를 확인하기 위해 Breusch-Godfrey LM 검정을 실시한 결과, 두 모형 모두 5% 유의수준에서 ‘자기상관이 존재하지 않는다’는 귀무가설을 채택하여 모형에 자기상관이 존재하지 않는 것으로 판명되었다.

다음으로 [여수 산지가격 \Rightarrow 인천 도매가격] 모형의 비대칭적 가격전이를 확인하기 위해 유의적인 β_j^+ 와 β_j^- 를 중심으로 분석 결과를 살펴보았다. 첫째, β_0^+ 보다 β_0^- 가 큰 것으로 나타나 당기에서는 음(-)의 비대칭적 가격전이가 발생하였다. 둘째, β_1^+ 이 β_1^- 보다 크기 때문에 1개월 전에는 양(+)의 비대칭적 가격전이가 존재하였다. 셋째, β_2^+ 와 β_3^+ 만이 5% 이하의 유의수준에서 통계적으로 유의적이었으므로 2개월과 3개월 전에는 양(+)의 비대칭적 가격전이가 확인되었다.

이어서 [통영 산지가격 \Rightarrow 인천 도매가격] 모형의 비대칭적 가격전이를 파악하기 위해 유의적인 β_j^+ 와 β_j^- 위주로 그 의미를 해석하였다. 첫째, β_0^+ 가 β_0^- 보다 큰 것으로 나타나 당기에서는 양(+)의 비대칭적 가격전이가 발생하였다. 둘째, β_1^-

와 β_2^+ 만이 5% 이하의 유의수준에서 통계적으로 유의적이었으므로 1개월 전에는 음(-), 2개월 전에는 양(+)의 비대칭적 가격전이가 확인되었다. 셋째, β_3^+ 이 β_3^- 보다 큰 것으로 확인되어 3개월 전에는 양(+)의 비대칭적 가격전이가 존재하였다.

<Table 5> Estimated results of price transmission model between producer and wholesale

Level	Yeosu \Rightarrow Incheon		Tongyeong \Rightarrow Incheon	
	Coef.	t-Stat.	Coef.	t-Stat.
C	20.21	0.26	-38.26	-0.43
α_1^+	-0.33***	-3.14	-0.20	-1.64
α_1^-	-0.33**	-2.46	-0.29**	-2.45
α_2^+	-0.52***	-4.80	-0.50***	-4.06
α_2^-	-0.19	-1.43	-0.16	-1.44
α_3^+	-0.34***	-2.97	-0.40***	-3.10
α_3^-	-0.07	-0.54	-0.36***	-3.24
α_4^+	-0.14	-1.26	-0.03	-0.25
α_4^-	-0.12	-0.93	-0.13	-1.10
β_0^+	1.12***	19.25	1.13***	17.60
β_0^-	1.16***	17.98	1.06***	14.22
β_1^+	0.39***	2.85	0.18	1.16
β_1^-	0.38**	2.27	0.36**	2.49
β_2^+	0.51***	3.60	0.59***	3.75
β_2^-	0.21	1.26	0.02	0.12
β_3^+	0.36**	2.43	0.32*	1.97
β_3^-	0.03	0.19	0.27**	1.99
β_4^+	0.23	1.60	-0.03	-0.21
β_4^-	0.06	0.36	0.13	0.89
$R^2(\bar{R}^2)$	0.90 (0.89)		0.88 (0.86)	
F-Stat.	79.28***		61.83***	
LM-Stat.	8.94*		12.83	

Note 1: Null hypothesis(H_0) of the Breusch-Godfrey LM test implies that there is no autocorrelation.

Note 2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

V. Cramon-Taubadel(1998)은 가격전이 모형의 계수인 β_j^+ 와 β_j^- 중 하나만 유의하여도 비대칭적

가격전이 존재할 수 있다고 주장하였다. 이에 따라 <Table 5>의 결과를 종합하면, [여수 산지가격 ⇒ 인천 도매가격], [통영 산지가격 ⇒ 인천 도매가격] 모형에는 전체적으로 양(+)의 비대칭적 가격전이 경향이 존재하는 것으로 분석되었다.

이와 같은 분석결과를 통계적으로 엄밀하게 검정하기 위해 F-검정을 통해 동시충격(COI), 분배시차효과(DLE), 누적충격(CUI) 등 세가지 유형의 비대칭을 추가적으로 검정하였다. 우선 [여수 산지가격 ⇒ 인천 도매가격] 모형에서는 동시충격, 분배시차효과 비대칭 검정의 귀무가설을 모두 채택하여 두가지 유형별 비대칭이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 그러나 누적시차 비대칭 검정의 귀무가설은 5% 유의수준 아래에서 기각되었고, $\sum_{j=0}^4 \beta_j^+$ 의 수치(2.61)가 $\sum_{j=0}^4 \beta_j^-$ 의 수치(1.84)보다 크기 때문에 양(+)의 누적충격 비대칭이 통계적으로도 존재하는 것으로 분석되었다. 반면, [통영 산지가격 ⇒ 인천 도매가격] 모형에서는 동시충격, 분배시차효과, 누적충격 비대칭의 귀무가설을 모두 채택하여 통계적으로는 비대칭적 가격전이 존재하지 않는 것으로 분석되었다.

<Table 6> Asymmetric test results by type

Level	Yeosu ⇒ Incheon	Tongyeong ⇒ Incheon
Contemporaneous impact(COI)	0.15 (0.70)	0.41 (0.52)
Distributed lag effect(DLE)	0.00 (0.98)	0.66 (0.42)
Cumulated impact(CUI)	4.16** (0.04)	0.61 (0.44)

Note 1: Numbers in the table mean F-statistic and () means p-value.

Note 2: Null hypothesis(H_0) of COI, DLE, CUI is $\beta_0^+ = \beta_0^-$,

$$\beta_1^+ = \beta_1^-, \sum_{j=0}^4 \beta_j^+ = \sum_{j=0}^4 \beta_j^- \text{ respectively.}$$

Note 3: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

상기 두가지 모형 중 [여수 산지가격 ⇒ 인천 도매가격] 모형에만 양(+)의 비대칭적 가격전이 존재하는 원인을 추정해보면 다음과 같다. 2020년 기준 여수산과 통영산 양식 조피볼락은 인천 도매시장에 각각 3,100톤, 3,570톤 유통되어 통영산 양식 조피볼락이 여수산에 비해 유통되는 물량이 15% 정도 많은 것으로 파악되었다(MFDS, 2021). 이 외에도 2020년 기준 여수산 양식 조피볼락의 44%는 인천, 25%는 부산, 20%는 하남으로 유통되고 있는 것으로 집계되어 여수산은 인천 도매시장에 대한 의존도가 높았다. 그러나 통영산 양식 조피볼락은 31%만이 인천으로 유통되고, 이외의 생산량은 하남(23%), 부산(22%), 법정도매시장과 대형마트(17%) 등지로 유통되었다. 이처럼 통영산은 유통경로 및 비중이 여수산에 비해 다변화되어 있어 상대적으로 인천 도매시장에 대한 집중도가 낮았다(MFDS, 2021). 따라서 여수산과 통영산 양식 조피볼락의 인천 도매시장에 대한 의존도 차이는 여수산이 통영산에 비해 도매 유통시장에서의 가격결정권이나 거래교섭력 측면에서 경쟁열위에 위치하도록 하였을 가능성이 있으며, 이러한 점이 [여수 산지가격 ⇒ 인천 도매가격] 모형에서만 비대칭적 가격전이를 유발한 원인 중 하나로 추정된다.

IV. 결론

본 연구는 우리나라 해상가두리 양식업을 대표하는 수산물인 양식 조피볼락의 산지와 도매 유통시장간 비대칭적 가격전이를 실증적으로 규명하고, 분석 결과를 바탕으로 양식 조피볼락 유통시장이 효율적으로 작동하고 있는지 확인해 보았다. 이를 위해 분석자료의 단위근 검정과 적정시차 선정, 그랜저 인과성 검정을 실시하였고, ARDL 모형을 구성하여 비대칭적 가격전이 분석을 진행하였다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, ADF 및 PP 검정 결과, 여수 및 통영 산지 가격과 인천 도매가격은 단위근이 없는 안정적인 시계열 자료로 분석되었다. 둘째, 적정시차 선정 결과, 여수 산지가격과 인천 도매가격, 통영 산지가격과 인천 도매가격으로 구성된 무제약 VAR 모형 모두 AIC와 HQ 정보요인이 최소가 되는 4시차를 적정시차로 선정하였다. 셋째, 4시차를 반영하여 그랜저 인과성 검정을 실시한 결과, 여수 및 통영의 양식 조피볼락 산지가격이 인천 도매가격에 전이되는 것으로 분석되었다. 넷째, 적정시차 선정 및 그랜저 인과성 검정 결과를 반영하여 [여수 산지가격 \Rightarrow 인천 도매가격] 및 [통영 산지가격 \Rightarrow 인천 도매가격] 모형을 구축하고, F-검정을 통해 비대칭성을 검정한 결과, [여수 산지가격 \Rightarrow 인천 도매가격] 모형에서만 통계적으로 양(+)의 비대칭적 가격전이가 존재하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 분석결과는 여수의 양식 조피볼락 산지유통시장에서 수취해야 할 이윤이 도매단계로 이전되어 인천의 도매유통시장에서 과도하게 초과이윤을 수취하고 있음을 시사한다. 즉, 여수는 통영에 비해 양식 조피볼락의 산지가격 변화분을 인천의 도매시장에 효율적으로 전달하고 있지 못하고 있으며, 이는 통영과 인천간의 유통시장에 비해 여수와 인천간의 유통시장이 비효율적으로 작동하고 있음을 의미한다.

상기 연구결과에 기초하여 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 장기간 계속되고 있는 COVID-19 유행으로 비대면 소비가 증가하면서 활어회까지도 온라인에서 거래되고 있다. 이처럼 중간유통단계를 생략하고 생산자와 소비자를 중개하는 온라인 유통플랫폼이 성장하고 있는 기회를 포착하여 양식 조피볼락 생산자도 온라인 유통 플랫폼을 적극 활용함으로써 비제도권 도매시장(인천, 하남, 부산)의 의존도를 낮출 수 있는 자구책을 모색해야 한다. 둘째, 양식 조피볼락은 활어로 주로 유통되므로 도매단계에서 활어를 보관할 수 있는 수조시설이 마련된 비제도권 도매시장으로 주로 출하되고 있다. 정부는 수요과점

시장에 가까운 비제도권 도매시장의 가격결정권이나 거래교섭력을 약화시키고, 생산자가 양식 조피볼락 판매경로를 다변화할 수 있도록 2013년부터 논의되어 온 활어전문유통센터 조성사업을 조속히 추진할 필요가 있다.

본 연구는 계량경제학적 분석방법을 활용하여 과거부터 최근까지 지속적으로 보도되고 있는 양식 조피볼락의 비대칭적 가격전이를 실증적으로 규명하고, 분석결과에 기초하여 정책적 시사점을 제시하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 정부 및 관련 지자체가 향후 양식 조피볼락의 유통구조 개선을 위한 정책 수립 시 그 필요성을 뒷받침하는 자료 중 하나로 본 연구의 분석결과를 활용할 수 있다는 점도 연구의 의의라 할 수 있다.

그러나 지역·중량·유통시장별 양식 조피볼락 가격자료 중 여수 및 통영의 500~600g 산지가격과 인천의 500~600g 도매가격 자료만을 분석에 이용하였으므로 본 분석결과를 양식 조피볼락 유통시장 전체로 일반화하기에는 다소 한계가 있을 것으로 보여진다. 향후 양식 조피볼락의 지역·유통시장별 가격자료가 더 축적되고, 산지 및 도매가격별로 상이한 양식 조피볼락의 중량별 구분기준이 일원화된다면 산지와 도매 유통시장간 비대칭적 가격전이를 보다 정치하게 분석해 볼 수 있을 것이다. 더불어 추후 양식 조피볼락의 소매가격 시계열 자료가 구축된다면 산지와 도매, 소매로 연결된 유통시장이 효율적으로 작동하는지도 확인해 볼 수 있을 것으로 기대된다.

References

- Ahn BI and Kim TH(2008). Test for Asymmetric Price Transmission between producer and consumer prices of Major Agricultural Products. *KJAE*, 49(3), 77~95.
- Dickey DA and Fuller WA(1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *J Am Stat Assoc*, 74, 427~431.
<https://doi.org/10.2307/2286348>

- Frey G and Manera M(2007). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21(2), 349~415.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>
- Granger CWJ(1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424~438.
<https://doi.org/10.2307/1912791>
- Jeong JH, Mun HS, Chang JB and Kim MK(2018). Asymmetric Price Transmission of Import Livestock in Korea. *KJAMP*, 45(3), 376~397.
<http://dx.doi.org/10.30805/KJAMP.2018.45.3.376>
- Joint Ministry(2013). Comprehensive Measures to Improve the Distribution Structure of Fishery products(draft). 1~29.
- Kang DW and Ahn BI(2015). Analysis on the Asymmetric Price Transmission between Wholesale and Retail Prices in Rice Market. *Korean Journal of Food Marketing Economics*, 32(3), 1~23.
 UCI : G704-001503.2015.32.3.003
- Kang SK(2015). The Causality and Volatility Spillover between Farming fish Species in Consumption Replacement Relation. *J Fish Bus Adm*, 46(3), 119~127.
<https://doi.org/10.12939/FBA.2015.46.3.119>
- KBS(2020). [This is Jeonnam] Rockfish, Red Sea Bream Prices Have Dropped... Why Are Consumer Prices the Same?. Retrieved from <https://news.kbs.co.kr> on November 28.
- Kim CH and Nam JO(2018). A Study on Asymmetry Effect and Price Volatility Spillover between Wholesale and Retail Markets of Fresh squid. *J Fish Bus Adm*, 49(2), 20~34.
<https://doi.org/10.12939/FBA.2018.49.2.021>
- Kim MH and Park CH(2018). The Dynamic Analysis of the Price and Volatility Interaction between Distribution Channel of Dried Anchovies. *JFMSE*, 30(2), 573~581.
<https://doi.org/10.13000/JFMSE.2018.04.30.2.573>
- Kim NH and Kang KH(2019). 2018 Fish consumption behavior. *KMI Monthly Fisheries Outlook & Issue* 24, 15~30.
- Kim TH and Ahn BI(2010). Test for inefficiency of the markets for agricultural products based on asymmetric price transmission. *KJIO*, 18(4), 137~163.
- KMI FOC(2021). Statistic Database for Rockfish Price. Retrieved from <http://foc.re.kr> on November 12.
- KOSIS(2021). Statistic Database for Fisheries Production. Retrieved from <http://kosis.kr> on November 11.
- KOSIS(2021). Statistic Database for Producer Price Index. Retrieved from <http://kosis.kr> on November 18.
- Lee HD and Ma CM(2020). Asymmetric Transmission between Producer and Wholesale Prices in Farmed Olive Flounder Market. *J Fish Bus Adm*, 51(4), 69~83.
<http://dx.doi.org/10.12939/FBA.2020.51.4.069>
- Lee JM and Kim KS(2010). An Empirical Study on Asymmetric Price Transmissions in the Distribution Channels of Fisheries Market. *J Fish Bus Adm*, 41(3), 59~78.
- Ma CM, Lee HD, Cho JS, Hong HS, Park CY and Han DJ(2020). A Study on Measures to Improve the Distribution Efficiency of Farmed Live Fish. *KMI*, 20(07), 1~142.
- MBC(2007). Five Times the Price of Rockfish Shipments/Yeosu. Retrieved from <https://imnews.imbc.com> on November 28.
- Meyer J and v. Cramon-Taubadel S(2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581-611.
<https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- MFDS(2021). A Lot of Oliver Flounder, Rockfish... Where Is It Being Distributed?. Retrieved from <https://mfds.go.kr> on November 29.
- Mun HS, Jeong JH and Kim MK(2020b). A Test on Asymmetric Price Transmission of Livestock Products. *KJAE*, 61(1), 27~49.
<https://doi.org/10.24997/KJAE.2020.61.1.27>
- Mun HS, Lee YG, Lee HW and Chang JB(2020a). Price Asymmetry in the Pork Retail Distribution Channels. *KJAE*, 61(3), 63~80.
<https://doi.org/10.24997/KJAE.2020.61.3.63>
- Phillips PCB and Perron P(1988). Testing for A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335~346.
<https://doi.org/10.2307/2336182>
- SBS(2021). Soaring Price of 'Nation's Sashimi'... A Sushi Restaurant with Nothing Left. Retrieved from <https://news.sbs.co.kr> on November 30.
- SBS(2012). The Price of Rockfish Has Fallen, But

- Sashimi is Expensive... Fishermen's Teary Face. Retrieved from <https://news.sbs.co.kr> on November 29.
- Sims CA(1972). Money, income, and causality. *Am Econ Rev*, 62(4), 540~552.
<https://www.jstor.org/stable/1806097>
- Tweeten LG and Quance CL(1969). Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches. *American Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 342~352.
<https://doi.org/10.2307/1237584>
- V. Cramon-Taubadel S(1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, 25(1), 1~18.
<https://doi.org/10.1093/erae/25.1.1>
- V. Cramon-Taubadel S and Meyer J(2000). Asymmetric price transmission: Fact or artefact?. *Institut für Agrarökonomie der Universität Göttingen*, 1~22.
- Woo SH, An DH and Kim KS(2017). An Analysis of Asymmetric Price Transmission of Imported Wheat Prices on Flour and Ramen. *KJAE*, 58(4), 1~19.
<http://dx.doi.org/10.24997/KJAE.2017.58.4.1>
- Yang HT, Lee YJ and Yoon SM(2018). Comparative Analysis of Large Retailer and Traditional Market about the Asymmetry in Agricultural Wholesale-retail Price Transmission. *JKDAS*, 20(2), 759~771.
<https://doi.org/10.37727/jkdas.2018.20.2.759>
-
- Received : 14 December, 2021
 - Revised : 30 December, 2021
 - Accepted : 06 January, 2022