

양식넙치 산지-도매가격간 비대칭적 가격전이 분석[†]

이헌동¹ · 마창모*

¹한국해양수산개발원 수산연구본부 수산정책연구실 부연구위원, *한국해양수산개발원 수산연구본부 수산정책연구실 연구위원

Asymmetric Transmission between Producer and Wholesale Prices in Farmed Olive Flounder Market

Heon-Dong Lee¹ and Chang-Mo Ma*

¹Associate Research Fellow, Fisheries Policy Research Division, Korea Maritime Institute, Busan, 49111, Korea

*Research Fellow, Fisheries Policy Research Division, Korea Maritime Institute, Busan, 49111, Korea

Abstract

The purpose of this paper is to empirically investigate whether asymmetric price transmission exists in the distribution stage of farmed olive flounder market. For the analysis, time series data were used for the producer prices of Jeju and Wando, and the wholesale prices of Incheon, Hanam and Busan. Through the Granger causality test, the causal relationship from the producer price to the wholesale price was derived and the asymmetric price transmission was analyzed using the autoregressive distributed lag model (ARDL). As a result of the analysis, it was found that there is a phenomenon of 'positive asymmetric price transmission' from the producer price to the wholesale price. This result can be one evidence that excess profits are received in the intermediate distribution stage, and can be said to be a result showing the incompleteness and inefficiency of the distribution structure of the farmed olive flounder. In the future, it is required to establish an information-sharing system in all stages of production, distribution, and consumption that can create a competitive environment for distribution participants and resolve information asymmetry. Also, it is necessary to review the distribution center specializing in live fish from the viewpoint of the establishment of new distribution channels and sales diversification strategy under the rapidly changing fisheries environment.

Keywords : Farming Olive Flounder, Asymmetric Price Transmission, Autoregressive Distributed Model, Granger Causality, Vector-Autoregression Model

Received 04 November 2020 / Received in revised form 04 December 2020 / Accepted 04 December 2020

† 이 논문은 한국해양수산개발원의 2020년 수시연구 “양식할어 유통 효율화 방안 연구”의 일부 내용에 분석과 논의를 추가하여 작성된 논문임을 밝힙니다.

*Corresponding author : <https://orcid.org/0000-0001-8816-4912>, +82-51-797-4581, mcm1866@kmi.re.kr

¹ <https://orcid.org/0000-0001-7550-579X>

© 2020, The Korean Society of Fisheries Business Administration

I. 서 론

넙치는 우리나라 양식어류 생산과 생선회 소비에 있어서 산업적으로 가장 중요한 어종이라 할 수 있다. 통계청 ‘어업생산동향조사’에 따르면, 최근 3년(2017~2019) 평균 양식어류 생산량은 84,045톤, 생산액은 9,188억 원이었으며, 이 중 넙치가 40,589톤(48.3%), 5,034억 원(54.8%)으로 단일 어종으로는 가장 큰 비중을 차지하였다. 또한 국민들이 즐겨 먹는 생선회 소비에 있어서도 가장 선호되는 수산물이 넙치이다¹⁾.

이러한 산업적 중요성에도 불구하고, 넙치 양식산업은 대량폐사로 인한 생산성 저하, 주기적으로 발생하는 가격 폭락, 연어와 같은 대체어종 수입 증가에 따른 소비 감소 등 수급 전반의 불확실성과 변동성이 심화되면서 여러 문제에 직면해 있다. 특히 2019년에는 넙치 산지가격이 kg당 8,000원대까지 폭락하면서 산지에서 넙치를 수매해 폐기하는 사태로까지 이어졌다²⁾. 이때 산지폐기와 같이 대규모 예산이 투입되는 긴급 시장격리조치가 과연 넙치가격에 영향을 미칠 수 있는가에 대한 논란과 더불어 왜 산지가격이 폭락했음에도 불구하고, 이후 유통단계에서의 가격은 산지만큼 떨어지지 않는가에 대한 의문이 여러 언론을 통해 보도된 바 있다³⁾.

비단 넙치뿐만 아니라 많은 농수축산물에서 유통단계 간 가격 변동의 비동조화 내지 불균형에 대한 문제가 지속적으로 제기되고 있다. 예를 들어 산지가격이 폭락했는데 이후 도·소매 유통단계에서의 가격은 산지가격의 하락폭만큼 내리지 않거나, 산지가격이 조금 상승했음에도 불구하고 이후 유통단계의 가격이 크게 오르는 경우가 현실에서 빈번하게 관찰되고 있다. 이와 같이 유통과정에서 가격 상승과 하락의 전달이 서로 다르게 나타나는 현상을 학술적으로는 ‘비대칭적 가격전이(Asymmetric Price Transmission: ATP)’라 지칭하며, 국내에서도 이를 실증적으로 규명하기 위한 연구가 농축산물, 가공식품을 중심으로 많이 수행되었다.

수산분야에서도 가격의 변동성과 비대칭성을 실증적으로 분석한 연구가 많지 않지만 일부 있는 것으로 파악된다. 이정미·김기수(2010)는 주요 대중성 수산물인 갈치, 고등어, 오징어 3개 어종에 대한 산지-도매-소매가격 간의 비대칭성을 Granger and Lee(1989)의 오차수정항을 도입한 자기회귀 시차분포모형으로 분석하였다. 강석규(2014)는 제주산 양식넙치 가격에 대한 변동성의 구조변화 검증과 더불어 Threshold GARCH 모형을 이용하여 가격상승과 가격하락에 따른 변동성의 비대칭성을 분석하였다. 강대운·안병일(2015)은 Threshold 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 오징어와 굴에 대한 비대칭적 가격전이를 분석하였다. 그리고 넙치 관측사업의 효과를 가격안정, 시장효율성, 산지-도매가격간 인과성의 관점에서 분석한 이현동·안병일(2016), VECM을 이용하여 양식넙치 산지시장의 출하량 조절이 가격에 미치는 영향을 분석한 강석규(2015)의 연구가 있다. 이 외에도 GARCH 모형을 이용하여 노량진수산시장에서 거래되는 넙치, 조피볼락의 가격변동성, 계절성, 요일효과를 분석한 고봉현(2009), 양식넙치의 가격변동을 ARIMA 및 VAR 모형을 이용하여 분석하고, 가격을 예측한 옥영수·김상태·

- 1) KMI 수산업관측센터가 2018년 전국의 성인 800명을 대상으로 수행한 「2018 어류 소비행태 조사」에 따르면, 국민 10명 중 8명 이상(82.1%)이 활어회를 좋아하는 것으로 조사되었다. 활어회 가운데 가장 선호하는 어종으로 넙치가 1위를 기록하였으며, 우럭, 참돔, 감성돔, 오징어 등이 뒤를 이었다(김남호·강경희, 2019.3).
- 2) 제주의 소리, “제주도 광어 산지폐기 35억 원 이어 또 14억 원 투입”, 2019.10.22.일자 기사.
- 3) JTBC 뉴스, “광어 산지가격 폭락했는데 소비자는 가우푹, 왜?”, 2019.11.6일자 방송; TV 조선, “광어값 폭락에도 횡집 가격 그대로”, 2019.3.16.일자 방송.

고봉현(2007)의 연구 등이 있다.

이와 같이 수산분야, 특히 양식넙치에 대해서도 가격변동의 특징을 다양한 분석방법론을 적용하여 연구한 사례가 존재한다. 그러나 기존 연구는 제주 산지가격, 노량진시장 도매가격과 같이 특정 유통 시장에서의 가격변동성과 비대칭성만을 분석하고 있으며, 산지와 도매단계를 모두 고려하여 인과관계를 사전적으로 규명하고, 이에 기반하여 유통단계 간의 비대칭적 가격전이를 실증적으로 분석한 연구는 찾기가 힘들다. 이러한 관점에서 본 연구는 넙치 주산지인 제주와 완도의 산지가격, 도매유통 비중이 가장 큰 인천, 하남, 부산지역의 도매가격을 모두 고려하여 비대칭적 가격전이 현상의 존재 여부를 분석하였다는 점에서 기존 연구와 차별성이 있다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 비대칭적 가격전이에 대한 이론적 배경과 실증분석 모형에 대하여, 제3장에서는 분석에 이용한 넙치 가격자료의 기초통계량과 추이, 단위근 검정결과를 제시하였다. 제4장에서는 그랜저 인과관계 분석과 비대칭적 가격전이에 대한 실증분석 결과를, 그리고 제5장 결론에서는 분석결과에 대한 요약과 더불어 정책적 시사점을 제시하였다.

II. 비대칭적 가격전이에 관한 이론과 분석모형

1. 이론적 배경

농수산물은 시장에서 다양한 유통경로와 단계를 거치기 때문에 산지 및 소비지에서의 가격형성뿐만 아니라 유통단계별로 가격이 전이되는 과정도 중요한 연구대상이 되어 왔다(김태훈·안병일, 2010). 여기서 ‘가격전이(price transmission)’란 생산물의 유통과정에서 이전 단계의 가격이 다음 단계의 가격에 영향을 미치는 것을, 그리고 ‘비대칭적(asymmetric) 가격전이’란 생산물의 가격전이 과정에서 가격의 상승과 하락 시의 전달 크기(magnitude)와 속도(speed)가 서로 다르게 나타나는 현상을 의미한다.

예를 들어 산지가격이 상승 또는 하락할 때, 그 변화율이 소비지가격에 동일한 수준으로 전달되는 것이 아니라 유통단계를 거치면서 변화의 크기가 증폭될 수도, 반대로 줄어들 수도 있다. 물론 시장이 효율적이고, 완전경쟁시장의 구조를 가진다면 산지가격이 하락할 때, 소비지가격이 하락하는 폭과 산지가격이 상승할 때, 소비지가격이 상승하는 폭이 서로 같은 대칭적 상황을 전제한다. 그러나 가격전이는 시장참여자가 행사하는 시장지배력, 정보의 비대칭성 등으로 인해 왜곡되는 경우가 발생할 수 있다. 이 같은 비대칭적 가격전이 현상은 중간 유통단계에서 초과이익을 수취함에 따라 시장의 불완전성, 비효율성이 존재한다는 하나의 증거로서 받아들여지고 있다.

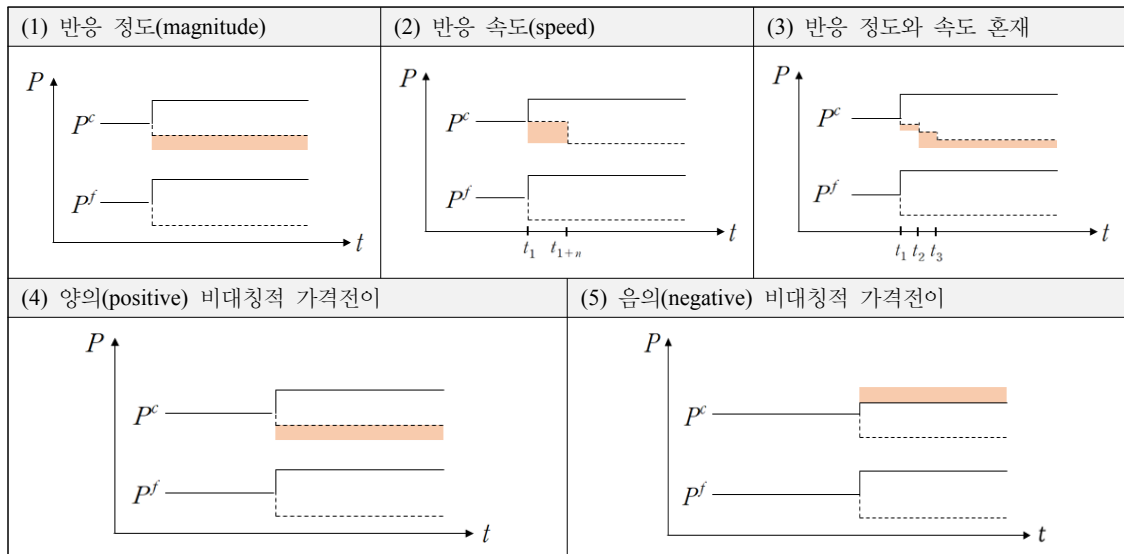
국내에서 비대칭적 가격전이 현상을 분석한 선행연구를 살펴보면, 초기 모형이라 할 수 있는 Houck(1977), Ward(1982)의 비대칭 분석모형과 더불어 오차수정항을 반영하여 장기 균형관계의 비대칭성까지 분석할 수 있는 자기회귀 시차분포(Autoregressive distributed lag: ARDL) 모형을 기반으로 분석하였다는 공통점이 있다. 문홍성 외(2020)는 축산물의 일별 자료를 이용한 분석에서 돼지, 육계, 계란은 양의 비대칭, 한우는 음의 비대칭이 존재함을 밝혔다. 정지현 외(2018)는 수입 돼지고기와 수입 쇠고기를 대상으로 분석한 결과, 수입쇠고기에서 양의 비대칭, 수입돼지고기는 음의 비대칭 현상을 규명하였다. 우성휘 외(2017)는 수입 밀 가격 상승이 국내 밀가루 도매가격에 상당한 시차를 두고 영향을 미치는 반면, 라면 도매가격에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 분석하였다. 안병일·

김태훈(2008)은 채소류 8종, 과실류 14종을 대상으로 분석한 결과, 생산자가격이 소비자가격에 영향을 주는 감, 호박, 양파 3개 품목에서 양의 비대칭성이 존재한다는 결과를 제시하였다. 그리고 강대운·안병일(2015)은 쌀의 유통시장에서 양의 비대칭성을 규명하였다. 이와 같이 분석대상 산업(품목)별로 가격전이의 비대칭성 존재 여부, 양(+)과 음(-)의 비대칭성이 각기 다르게 나타났는데, 이는 품목별 유통시장에서 유통물량 및 가격결정의 구조, 유통주체간 거래교섭력 등 경쟁구조가 복합적으로 반영된 결과라 할 수 있다.

해외에서 수산물의 비대칭적 가격전이를 분석한 연구를 살펴보면, Sakai et al.(2012)은 일본 수산물 시장에서 정어리, 전갱이, 오징어, 가다랑어, 꽁치, 참돔의 산지-도매-소매가격 간 비대칭적 가격전이를 분석하였다. 그리고 Asche et al.(2007)은 노르웨이와 영국에서 공급되는 연어와 프랑스 소매단계에서 판매되는 훈제연어 가격 간, Jaffry(2004)는 프랑스 민대구 유통시장에서의 경매가격과 소매가격 간의 비대칭적 가격전이를 분석하였다.

한편, Meyer and Cramon-Taubadel(2004)은 비대칭적 가격전이를 가격변화에 따른 마진의 축소와 확대에 반응하는 크기와 속도에 따라 <그림 1>의 (1)~(3)과 같이 3개의 유형으로 구분하였다. 여기서는 설명의 편의상 유통단계에서 상위(upstream)채널 가격을 산지가격(P^f), 하위(downstream)채널 가격을 소비자가격(P^c)으로 설정하였다. 유형의 첫 번째는 가격변화의 반응 정도에 차이가 있는 경우이며, 두 번째는 가격변화의 크기에는 변화가 없지만 가격변화에 일정한 시차를 가지는 경우이다. 세 번째는 가격의 변화에 따른 양적 전이와 시간적 전이 두 가지가 혼재된 경우라 할 수 있다.

이러한 비대칭적 가격전이의 판별기준을 일반화하면 (4)와 같은 양의(positive) 비대칭적 가격전이, (5)와 같은 음의(negative) 비대칭적 가격전리로 구분할 수 있다. (4)의 경우 산지가격이 상승할 때 소비자가격이 상승하는 크기가 산지가격이 하락할 때 소비자가격이 하락하는 크기보다 더 큰 경우이다



자료 : Meyer and Cramon Taubadel(2004), pp.583-586을 참조하여 저자 작성

<그림 1> 비대칭적 가격전이의 판별기준 및 유형

(안병일 · 김태훈, 2008). 일반적으로 산지가격이 상승하면 소매단계의 마진이 줄어들고, 반대로 산지가격이 하락하면 소매단계의 마진이 확대된다. 양의 비대칭적 가격전이가 존재하면, 산지가격이 상승하여 소매단계의 마진이 축소될 때 소비지가격은 산지가격 상승에 비례하여 민감하게 반응한다. 그러나 산지가격이 하락할 때는 소비지가격의 반응이 느리거나 비례적으로 나타나지 않아 소매단계의 마진이 늘어나고 산지단계의 잉여가 소매단계로 이전된다(정지현 외, 2018).

반면 (5)는 산지가격이 상승할 때 소비지가격이 상승하는 크기가 산지가격이 하락할 때 소비지가격이 하락하는 크기보다 더 작은 경우이다(안병일 · 김태훈, 2008). 이때 산지가격의 하락은 신속히 소비지가격에 비례적으로 반영되지만, 산지가격의 상승은 느리거나 비례적으로 반영되지 않아 소매단계의 마진이 감소하는 결과가 나타나게 된다.

2. 분석모형

비대칭적 가격전이 현상을 분석함에 있어서 선행되어야 하는 작업은 가격의 인과관계 방향에 대한 확인이라 할 수 있다. 다시 말해 유통과정에서 선행단계(산지) 가격이 후행단계(도매 또는 소매) 가격에 영향을 주는지, 반대로 후행단계 가격이 선행단계 가격에 영향을 주는지에 대한 영향 관계를 파악해야 한다.

그리고 과거의 가격이 현재 가격에 미치는 영향을 파악하기 위해 시차 문제도 고려해야 한다. 이에 따라 본 연구에서는 비대칭적 가격전이 분석에 있어서 가장 광범위하게 이용되는 자기회귀 시차분포 (Autoregressive distributed lag: ARDL) 모형으로 양식넙치의 비대칭적 가격전이를 분석하였다. 분석에 이용할 수 있는 가격통계가 산지가격, 도매가격만 존재함에 따라 이 두 가격간의 비대칭적 가격전이를 분석하였다.

가장 단순한 형태의 가격전이 모형은 식 (1)과 같이 t 기의 산지가격이 도매가격에 영향을 주는 선형의 대칭적 가격전이를 가정한다. 여기서 P_t^w 는 t 기의 도매가격, P_t^f 는 t 기의 산지가격을 의미한다. 본 연구와 같이 산지가격에서 도매가격으로의 전이 효과를 검증하는 것이 아니라, 반대로 도매가격에서 산지가격으로의 전이를 분석하고자 한다면 식 (1)에서 종속변수(P_t^w)와 설명변수(P_t^f)의 위치를 서로 바꾸고, 이후의 전개과정은 아래와 동일한 방식으로 설정할 수 있다.

$$P_t^w = \gamma + \beta P_t^f + \epsilon_t \quad (1)$$

만약 t 기의 넙치 도매가격(P_t^w)이 전기($t-1$)기부터의 도매가격과 t 기부터 $t-j$ 기까지의 산지가격에 영향을 받는 구조를 형성한다면, 아래의 식 (2)와 같이 ARDL 모형의 가장 일반적인 형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} P_t^w &= \gamma_0 + \alpha_1 P_{t-1}^w + \dots + \alpha_n P_{t-n}^w + \beta_0 P_t^f + \beta_1 P_{t-1}^f + \beta_n P_{t-n}^f + \epsilon_t \\ &= \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{t-i}^w + \sum_{j=0}^n \beta_j P_{t-j}^f + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

넙치 도매가격의 등락은 첫째, 산지가격과 도매가격이 전기에 비해 상승할 때 현재의 도매가격 상승에 영향을 미치는 경우, 둘째, 산지가격과 도매가격이 전기에 비해 하락할 때 현재의 도매가격 하락에 영향을 미치는 경우로 구분할 수 있다.

그러나 현실에서는 이러한 가격의 상승과 하락이 시계열에 혼재되어 있을 것이기 때문에 이를 혼합된 형태로 표현할 수 있다. 식 (3)은 식 (2)를 1차 차분 형태로 변환하고, 가격전이의 비대칭성을 검증하기 위해 ΔP_{t-i}^w 과 ΔP_{t-j}^f 를 양(+)과 음(-)으로 분리하여 수식을 전개한 것이다.

$$\Delta P_t^w = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i^+ \Delta P_{t-i}^w D^+ + \sum_{i=1}^n \alpha_i^- \Delta P_{t-i}^w D^- \tag{3}$$

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

$$D^+ = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{t-i}^w > 0 \text{ or } \Delta P_{t-j}^f > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$D^- = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{t-i}^w < 0 \text{ or } \Delta P_{t-j}^f < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

식 (3)에서 β_j^+ 와 β_j^- 는 산지가격과 도매가격 간의 전이의 비대칭성을 나타내는 계수이다. β_j^+ 는 산지가격이 상승했을 때, β_j^- 는 산지가격이 하락했을 때 ΔP_t^w 에 영향을 미치는 정도를 나타낸다.

만약 두 값이 동일($\beta_j^+ = \beta_j^-$)하다면, 도매가격은 산지가격의 변화에 대칭적으로 반응하지만, 다르다면 유통단계에서 비대칭적 가격전이 현상이 나타남을 의미한다. 이때 β_j^+ 의 추정치가 β_j^- 의 추정치보다 값이 크다면, 즉 $\beta_j^+ > \beta_j^-$ 인 경우는 양의(positive) 비대칭적 가격전이, 반대로 $\beta_j^- > \beta_j^+$ 인 경우는 음의(negative) 비대칭적 가격전이라고 지칭된다.

한편, Granger and Lee(1989)는 불안정적인 시계열로 인한 허구적 회귀(spurious regression) 문제에 대해 두 시계열 간에 공적분(cointegration) 관계가 성립한다면⁴⁾, 오차수정항(error correction term)을 추가할 것을 제안하였다. 식 (3)에 오차수정항을 도입, 장기 균형관계를 고려한 모형은 식 (4)와 같다.

여기서 ϵ_{t-1} 은 공적분 회귀모형에서 얻은 $t-1$ 기 잔차항 값, δ^+ 는 도매가격이 장기균형가격보다 더 클 때 현재의 도매가격 변화에 미치는 효과, δ^- 는 도매가격이 장기균형가격보다 낮을 때 도매가격 변화에 미치는 효과를 나타낸다.

4) 본 연구에서 고려한 산지가격(P_t^f), 도매가격(P_t^w)이 만약 단위근을 갖는 불안정적 시계열이지만 두 가격이 안정적인 선형관계($P_t^w = \gamma + \beta P_t^f + \epsilon_t$)를 갖고, 여기서 도출되는 잔차항(ϵ_t)이 단위근을 갖지 않는다면 공적분 관계가 성립한다고 할 수 있다(강대운 · 안병일, 2015).

$$\Delta P_t^w = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i^+ \Delta P_{t-i}^w D^+ + \sum_{i=1}^n \alpha_i^- \Delta P_{t-i}^w D^- \quad (4)$$

$$+ \sum_{j=0}^n \beta_j^+ \Delta P_{t-j}^f D^+ + \sum_{j=0}^n \beta_j^- \Delta P_{t-j}^f D^- + \delta^+ ECT_{t-1}^+ + \delta^- ECT_{t-1}^- + \epsilon_t$$

$$\text{여기서 } ECT_{t-1}^+ = \begin{cases} \epsilon_{t-1} & \text{if } \epsilon_{t-1} > 0, \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \quad ECT_{t-1}^- = \begin{cases} \epsilon_{t-1} & \text{if } \epsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

본 연구에서는 산지가격과 도매가격 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다면 식 (3)을, 만약 두 시계열이 불안정적이지만 장기 균형관계를 가지는 공적분 관계가 성립한다면 식 (4)의 모형을 추정하고자 한다. 가격전이의 비대칭성에 대한 검정은 식 (5)~(8)에 제시된 귀무가설에 대해 F-검정을 수행, 도출된 F-통계량이 적절한 유의수준 하에서 귀무가설을 기각할 경우 비대칭적 가격전이가 존재한다고 해석할 수 있다. 식 (5)는 현재 시점(t 기)의 산지가격 변동이 바로 도매가격에 전이되는 동시충격(*contemporaneous impact*) 비대칭에 대한 검정, 식 (6)은 이전 시점($t-j$ 기)의 산지가격 변동이 t 기의 도매가격에 전이되는 분배시차(*distributed lag*) 비대칭에 대한 검정을 의미한다. 식 (7)은 식 (5)와 식 (6)의 효과를 동시에 검정하는 것으로, 이전 시차의 누적된 산지가격 변동이 t 기의 도매가격에 비대칭적으로 전이되는지 여부를 나타내는 누적충격(*cumulated impact*) 비대칭을 검정하는 것이다. 식 (8)은 장기균형 관계에서의 비대칭성을 검정하는 것으로 균형조정경로(*equilibrium adjustment path*) 비대칭으로 지칭된다(문홍성 · 정지현 · 김민경, 2020).

$$H_0 : \beta_0^+ = \beta_0^- \quad (5)$$

$$H_0 : \beta_j^+ = \beta_j^- \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (6)$$

$$H_0 : \sum_{j=0}^n \beta_j^+ = \sum_{j=0}^n \beta_j^- \quad (7)$$

$$H_0 : \delta^+ = \delta^- \quad (8)$$

III. 분석자료

양식넙치에 대한 비대칭적 가격전이 현상을 실증적으로 분석하기 위해서는 산지, 도매, 소매 유통단계별 가격에 대한 시계열 DB가 확보되어야 한다. 본 연구에서 이용 가능한 자료로 우선 통계청의 생산자 및 소비자 물가지수를 고려할 수 있다. 그러나 넙치의 경우 생산자물가지수는 존재하지만 소비자물가지수가 조사제공되고 있지 않다. 대안적으로 넙치가 국내 생선회를 대표하는 어종이라는 점에서 생선회(외식) 소비자물가지수를 고려할 수 있겠지만, 이 지수의 산정에는 넙치뿐만 아니라 조피볼락, 돔류 등 매우 다양한 어종의 생선회 가격이 종합적으로 반영되어 있다. 따라서 이를 넙치의 단일 소비자가격으로 가정하고 분석하기에는 가격 대표성의 측면에서 문제가 있다고 판단된다⁵⁾.

5) 참고로 생선회(외식) 소비자물가의 추이를 그래프로 그려보면, 거의 고정된 수준에서 완만한 변동을 보이고 있어 상호 가격변동의 인과관계를 고려한 비대칭적 가격전이의 분석에는 이용하기 어렵다고 판단된다.

이에 따라 본 논문에서는 한국해양수산개발원(KMI) 수산업관측센터의 넙치 관측통계 중 산지가격과 도매가격 DB를 이용하여 분석하였다. 산지가격은 주산지인 제주, 완도의 넙치가격을 500g, 700g, 1kg, 1.1kg, 2kg으로, 그리고 도매가격은 인천, 하남, 부산 3개 지역에서의 넙치가격을 400~500g, 900g~1kg, 2kg으로 구분하여 수산업관측센터 홈페이지에서 공표하고 있다. 본 연구에서는 시장에서 통용되는 넙치의 기준가격이라 할 수 있는 1kg(900~1kg) 가격을 분석에 이용하였다. 참고로 산지가격은 넙치 관측사업이 실시된 2005년 6월부터 2020년 9월까지의 월별 자료(n=184)를, 도매가격은 2005년 8월부터 2020년 9월까지의 월별 자료(n=182)를 분석에 이용하였다. <표 1>은 분석에 이용된 산지 및 도매가격 자료의 기초통계량, <그림 1>은 가격 시계열의 추이를 보여주고 있다.

넙치 유통시장에 비대칭적 가격전이 현상이 존재하는지를 분석하기에 앞서 가격 시계열의 불안정성에 대한 단위근 검정(unit root test)을 수행하였다. 비대칭적 가격전이를 분석하기 위한 식 (3)과 식 (4)의 모형은 모두 원계열(level)이 아닌 1차 차분된 자료가 변수로 투입됨에 따라 기본적으로 가성회귀 문제는 우려되지 않는다. 다만, 원계열에 대한 단위근 검정은 불안정적 시계열의 장기 균형관계를 고려한 오차수정항의 도입 여부를 판단하기 위해서 수행하였다. 단위근 검정 방법으로는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 더불어 PP(Phillips-Perron) 검정 방법을 이용하였으며, 절편만 포함한 경우, 절편과 추세를 모두 포함한 경우로 구분하여 분석하였다.

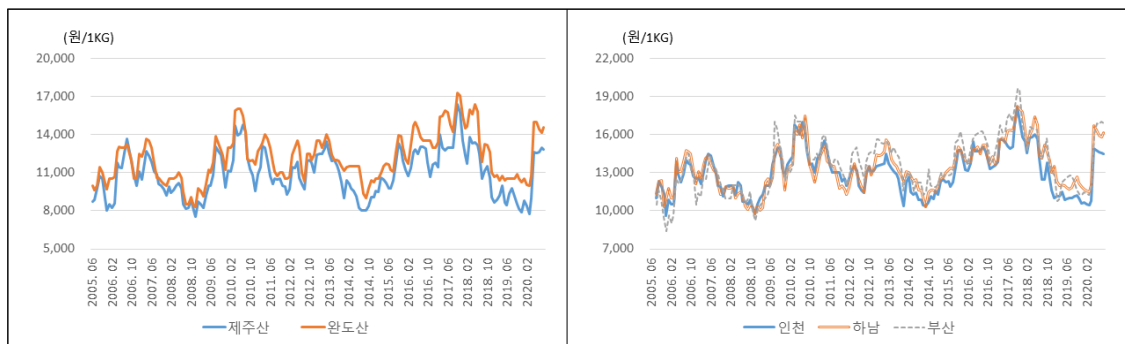
단위근 검정결과, 제주 및 완도 산지가격, 인천, 하남, 부산 도매가격은 차분을 하지 않은 원계열에서도 모두 안정적인 것으로 나타났다. 이러한 단위근 검정결과에 근거하여 본 연구에서는 불안정적

<표 1> 유통단계별 가격에 대한 기초통계량

(단위 : 개, 원/kg, %)

구분	관측치수	최고값	중간값	최저값	평균	표준편차	변이계수	
산지가격	제주	184	16,358	10,810	7,526	10,916	1,808	0.17
	완도	184	17,258	11,935	8,274	12,165	1,903	0.16
도매가격	인천	182	18,174	13,000	9,625	12,985	1,739	0.13
	하남	182	18,208	13,250	9,750	13,386	1,818	0.14
	부산	182	19,625	13,438	8,375	13,618	2,167	0.16

자료 : 한국해양수산개발원, 수산업관측센터(<https://www.foc.re.kr/>)



자료 : 한국해양수산개발원, 수산업관측센터(<https://www.foc.re.kr/>)

<그림 2> 넙치 산지가격 및 도매가격 추이

<표 2> 단위근 검정결과

구분		ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정결과		PP(Phillips-Perron) 검정결과	
		Intercept	Trend&Intercept	Intercept	Trend&Intercept
산지가격	제주	-4.318***	-4.342***	-3.676***	-3.704**
	완도	-3.228**	-3.429*	-3.199**	-3.418*
도매가격	인천	-3.676***	-3.732**	-3.372**	-3.406*
	하남	-3.342**	-3.611**	-3.476***	-3.611**
	부산	-3.695***	-4.149***	-3.222**	-3.710**

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함

시계열의 장기 균형관계를 고려하여 오차수정항을 추가한 식 (4)를 추정하지 않고 식 (3)의 ARDL 모형으로 추정하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 그랜저 인과관계 분석

넙치의 산지-도매가격 간 비대칭적 가격전이에 대한 모형 추정에 앞서 유통단계별로 어떤 인과관계가 있는지, 즉 본 연구에서 고려하는 주제인 산지가격이 도매가격에 유의한 영향을 미치는 구조를 형성하는지를 검토해야 한다. 이를 위해 벡터자기회귀(Vector Autoregressive) 모형의 최적 시차를 설정한 다음 이를 추정하고, 산지가격과 도매가격 간의 인과성검정(Granger Causality Test)을 수행하였다. 인과성 검정을 위해 최적의 과거 시차(lag) 선택은 산지가격과 도매가격 모두 AIC(Akaike Information

<표 3> 벡터자기회귀(VAR) 모형의 최적 시차 선정

구분		Lag1	Lag2	Lag3	Lag4	Lag5
제주 산지가격& 인천 도매가격	AIC	31.369	31.333*	31.357	31.388	31.377
	HQIC	31.478*	31.514	31.611	31.715	31.777
	SBIC	31.414	31.406*	31.460	31.521	31.540
제주 산지가격& 하남 도매가격	AIC	31.997	31.991	31.989	31.967*	31.981
	HQIC	32.105*	32.172	32.243	32.295	32.380
	SBIC	32.040*	32.064	32.092	32.101	32.143
제주 산지가격& 부산 도매가격	AIC	32.064	32.046*	32.058	32.077	32.111
	HQIC	32.172*	32.228	32.312	32.404	32.510
	SBIC	32.107*	32.120	32.161	32.209	32.273
완도 산지가격& 인천 도매가격	AIC	31.675	31.602*	31.603	31.643	31.624
	HQIC	31.783*	31.784	31.858	31.970	32.024
	SBIC	31.719	31.676*	31.707	31.775	31.786
완도 산지가격& 하남 도매가격	AIC	31.777	31.631	31.627*	31.668	31.700
	HQIC	31.886	31.812*	31.882	31.995	32.099
	SBIC	31.821	31.705*	31.731	31.801	31.862
완도 산지가격& 부산 도매가격	AIC	32.147	32.072	32.065*	32.110	32.112
	HQIC	32.256	32.253*	32.320	32.436	32.511
	SBIC	32.191	32.145*	32.168	32.242	32.274

<표 4> 산지가격과 도매가격 간의 Granger-Causality 검정결과

귀무가설(H_0)	χ^2 stat.	Prob. > χ^2	Var 모형의 시차
인천 도매가격 \Rightarrow 제주 산지가격 제주 산지가격 \Rightarrow 인천 도매가격	2.773* 4.621**	0.065 0.011	2
하남 도매가격 \Rightarrow 제주 산지가격 제주 산지가격 \Rightarrow 하남 도매가격	0.426 7.587***	0.515 0.007	1
부산 도매가격 \Rightarrow 제주 산지가격 제주 산지가격 \Rightarrow 부산 도매가격	0.582 3.222**	0.560 0.042	1
인천 도매가격 \Rightarrow 완도 산지가격 완도 산지가격 \Rightarrow 인천 도매가격	0.875 5.176***	0.419 0.007	2
하남 도매가격 \Rightarrow 완도 산지가격 완도 산지가격 \Rightarrow 하남 도매가격	0.740 13.809***	0.479 0.000	2
부산 도매가격 \Rightarrow 완도 산지가격 완도 산지가격 \Rightarrow 부산 도매가격	0.032 5.346***	0.969 0.006	2

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.
 2) 귀무가설은 두 가격 간에 인과관계가 존재하지 않는다는 가정을 검증하는 것이며, 통계적으로 이를 기각한다면 두 가격 간에 인과관계가 존재함을 의미함.

Criterion), SBIC(Schwarz-Bayesian Information Criterion), HQIC(Hannan-Quinn Information Criterion) 지수 중에서 두 가지 이상이 가장 작은 값을 보이는 시차를 선택하였다⁶⁾. 분석결과, 제주-인천, 완도-인천, 완도-하남, 완도-부산의 최적 시차는 2, 제주-하남, 제주-부산의 최적시차는 1로 선택되었다.

선택된 최적의 시차를 고려하여 그랜저 인과성 검정을 수행하였다. 인과성 검정은 산지가격(제주, 완도)과 도매가격(인천, 하남, 부산) 중 각각의 가격이 서로 영향을 주고받는 양방향의 인과관계를 가지는지, 아니면 하나의 방향으로만 인과관계가 있는지, 두 가격의 양방향 모두 인과관계가 존재하지 않는지 여부를 밝히는 것이다. 귀무가설은 “설정한 관계는 인과관계가 존재하지 않는다(X does not granger cause Y)”이며, 검정결과 χ^2 통계량이 유의한 값을 가져 귀무가설을 기각하게 되면 두 시계열 간에는 인과관계가 존재하는 것으로 해석된다. <표 4>를 보면 제주 산지가격과 인천 도매가격에서만 양방향의 인과관계가 성립하지만, 인천 도매가격이 제주 산지가격에 영향을 주는 인과관계는 5% 유의수준 하에서 유의하지 않았다. 이외에 모든 산지가격과 도매가격 간의 인과관계는 본 논문의 실증분석 모형에서 전제로 한 산지가격이 도매가격에 대해 일방향의 영향을 주는 인과관계가 성립하였다.

2. 실증분석 결과

<표 5>는 앞서 제시된 식 (3)의 자기회귀 시차분포모형 분석결과를 제시하고 있다. 제주 산지가격의 인천 도매가격에 대한 비대칭적 가격전이는 시차 2, 그리고 하남 및 부산 도매가격에 대해서는 시차 1의 모형이 추정되었다. 산지가격에서 도매가격으로의 전이를 설명하기 위한 계수인 $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ 의

6) 선행연구를 검토한 결과, 대부분의 연구가 시차 결정에 AIC, SBIC, HQIC 지수를 이용하였다. 문홍성·정지현·김민경(2020)은 AIC와 SBIC, 이정미·김기수(2010) 및 정지현·문홍성·장재봉·김민경(2018)은 AIC, 김태훈·안병일(2009), 강대운·안병일(2015)은 3개 지수의 분석결과 중 2개 이상이 가장 작은 값을 보이는 시차를 선정하였다. 본 연구에서도 3개 지수를 모두 고려하여 시차를 결정하였다.

<표 5> 제주 산지가격에서 도매가격으로의 비대칭적 가격전이 추정결과

구분	제주 → 인천		제주 → 하남		제주 → 부산	
	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값
상수항	-146.819**	-1.985	-195.904**	-2.245	-50.319	-0.584
$\alpha_1^+(\Delta p_{t-1}^w D^+)$	-0.518***	-4.961	-0.373***	-3.019	-0.243**	-2.182
$\alpha_1^-(\Delta p_{t-1}^w D^-)$	-0.269**	-2.342	-0.111	-1.011	-0.034	-0.295
$\alpha_2^+(\Delta p_{t-2}^w D^+)$	-0.333***	-3.246	-	-	-	-
$\alpha_2^-(\Delta p_{t-2}^w D^-)$	-0.102	-0.890	-	-	-	-
$\beta_0^+(\Delta p_t^f D^+)$	0.831***	15.458	0.858***	11.498	0.920***	12.181
$\beta_0^-(\Delta p_t^f D^-)$	0.561***	6.854	0.365***	3.321	0.719***	6.444
$\beta_1^+(\Delta p_{t-1}^f D^+)$	0.521***	5.468	0.440***	3.675	0.371***	3.038
$\beta_1^-(\Delta p_{t-1}^f D^-)$	0.240**	2.263	0.105	0.892	0.152	1.095
$\beta_2^+(\Delta p_{t-2}^f D^+)$	0.318***	3.234	-	-	-	-
$\beta_2^-(\Delta p_{t-2}^f D^-)$	0.036	0.349	-	-	-	-
R ² (Adjusted R ²)	0.763(0.749)		0.585(0.570)		0.665(0.654)	
Durbin-Watson stat.	2.041		2.138		2.113	
$H_0 : \beta_0^+ = \beta_0^-$	F(1,168)=5.510 P-value=0.020		F(1,172)=9.982 P-value=0.002		F(1,172)=1.611 P-value=0.206	
$H_0 : \beta_1^+ = \beta_1^-$	F(1,168)=3.324 P-value=0.070		-		-	
$H_0 : \beta_0^+ + \beta_1^+ (+\beta_2^+) = \beta_0^- + \beta_1^- (+\beta_2^-)$	F(1,168)=11.095 P-value=0.001		F(1,172)=13.023 P-value=0.000		F(1,172)=2.791 P-value=0.097	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

추정값을 중심으로 살펴볼 때, 모든 추정값이 양(+)으로 나타났으며, β_0^+ , β_1^+ , β_2^+ 가 각각 매칭되는 β_0^- , β_1^- , β_2^- 보다 큰 값을 가지는 것으로 나타났다. β_0 , β_1 , β_2 계수는 산지가격과 도매가격간 전이의 비대칭성을 나타내는 계수이며, 산지가격 등락에 대해 도매가격이 대칭적으로 반응한다면 (+)와 (-)의 계수가 동일한 값을 가진다. 만약 산지가격이 하락할 때 도매가격이 하락하는 폭이 산지가격이 상승할 때 도매가격이 상승하는 폭보다 작다면 β_j^+ 가 β_j^- 보다 큰 값을 가지는 양의 비대칭적 가격전이, 그 반대의 경우는 β_j^- 가 β_j^+ 보다 큰 값을 가지는 음의 비대칭적 가격전이가 존재하는 것으로 판단한다.

분석결과, 모든 β_j^+ 가 β_j^- 보다 큰 값으로 추정되었으며, 추정치가 통계적으로도 유의하여 양의 비대칭적 가격전이 현상이 존재하는 것으로 나타났다. 이를 보다 엄밀히 통계적으로 검증하기 위해 첫째, 동시충격 비대칭에 대한 $\beta_0^+ = \beta_0^-$ 의 검정, 둘째, 분배시차 비대칭에 대한 $\beta_1^+ = \beta_1^-$ 의 검정, 그리고 이를 모두 포함한 누적충격 비대칭에 대한 $\sum_{j=0}^n \beta_j^+ = \sum_{j=0}^n \beta_j^-$ 의 검정을 수행하였다.

3개 유형의 비대칭성에 대한 F-검정 결과, [제주 산지가격→부산 도매가격] 모형의 동시충격 비대칭성 검정을 제외하고는 모든 유형의 검정에서 이들 값들이 같다는 귀무가설이 기각되었다. [제주 산지가격→부산 도매가격] 모형의 경우 β_0^+ 가 β_0^- 에 비해 크고, 추정결과도 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였으나, F-검정에서는 비대칭성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못했다. 이는 부산 도매가격이 인천, 하남과 비교할 때, 상대적으로 제주 산지가격의 변화에 대칭적으로 반응한다고 볼 수 있다.

특히 [제주 산지가격→인천 도매가격], [제주 산지가격→하남 도매가격] 모형에서의 누적충격 비대

<표 6> 완도 산지가격에서 도매가격으로의 비대칭적 가격전이 추정결과

구분	완도 → 인천		완도 → 하남		완도 → 부산	
	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값
상수항	-34.308	-0.406	-63.792	-0.703	-25.285	-0.225
$\alpha_1^+(\Delta p_{t-1}^w D^+)$	-0.325***	-2.932	-0.181	-1.366	-0.168	-1.356
$\alpha_1^-(\Delta p_{t-1}^w D^-)$	-0.094	-0.780	-0.121	-1.146	0.086	0.740
$\alpha_2^+(\Delta p_{t-2}^w D^+)$	-0.211*	-1.912	-0.137	-1.033	-0.090	-0.725
$\alpha_2^-(\Delta p_{t-2}^w D^-)$	-0.199*	-1.667	-0.191*	-1.847	-0.076	-0.652
$\beta_0^+(\Delta p_t^f D^+)$	0.885***	12.619	1.012***	13.426	1.045***	11.350
$\beta_0^-(\Delta p_t^f D^-)$	0.386***	3.626	0.338***	3.033	0.477***	3.460
$\beta_1^+(\Delta p_{t-1}^f D^+)$	0.228**	2.125	0.114	0.847	0.136	0.954
$\beta_1^-(\Delta p_{t-1}^f D^-)$	0.274**	2.365	0.142	1.174	0.175	1.156
$\beta_2^+(\Delta p_{t-2}^f D^+)$	0.107	1.004	0.054	0.408	0.107	0.757
$\beta_2^-(\Delta p_{t-2}^f D^-)$	0.204*	1.804	0.455***	3.769	0.175	1.203
R ² (Adjusted-R ²)	0.620(0.597)		0.622(0.599)		0.559(0.532)	
Durbin-Watson stat.	2.058		2.121		2.033	
$H_0 : \beta_0^+ = \beta_0^-$	F(1,168)=12.652 P-value=0.001		F(1,168)=20.532 P-value=0.000		F(1,168)=9.500 P-value=0.002	
$H_0 : \beta_1^+ = \beta_1^-$	F(1,168)=0.076 P-value=0.783		F(1,168)=0.022 P-value=0.884		F(1,168)=0.031 P-value=0.860	
$H_0 : \beta_0^+ + \beta_1^+ + \beta_2^+ = \beta_0^- + \beta_1^- + \beta_2^-$	F(1,168)=1.839 P-value=0.177		F(1,168)=0.653 P-value=0.420		F(1,172)=1.794 P-value=0.182	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

칭성에 대한 검정결과는 99% 신뢰수준에서 비대칭성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고 있다. 이러한 분석결과는 가격전이의 속도에 대한 비대칭성뿐만 아니라 규모에 대한 비대칭성이 동시에 존재한다고 할 수 있다. 결론적으로 제주산 넙치의 경우, 산지가격과 도매가격간에 양의 비대칭적 가격전이 현상이 존재함을 실증분석을 통해 명확히 확인할 수 있다.

<표 6>은 완도 산지가격과 3개 지역 도매가격에 대한 비대칭적 가격전이 효과를 추정한 결과이다. <표 5>의 제주 산지가격에 대한 추정결과와 차이가 있는 점을 중심으로 설명하면 다음과 같다. 먼저 동시충격 비대칭을 나타내는 β_0^+ , β_0^- 의 추정계수가 모두 통계적으로 유의하였고, 그 크기도 β_0^+ 가 β_0^- 에 비해 큰 것으로 분석되었다. 또한 비대칭성의 존재에 대한 F-검정결과에서도 3개 지역 모두 99% 신뢰수준에서 유의한 것으로 나타나 양(+)의 비대칭적 가격전이 현상이 존재하는 것으로 나타났다.

다만, 완도 산지가격에 대한 분석에서는 분배시차 효과를 나타내는 β_1 , β_2 에 있어서 음(-)의 계수가

7) 한국해양수산개발원(2020)의 「2019년 수산물 생산 및 유통산업 실태조사」에 따르면, 국내에서 생산된 양식넙치의 84%가 인천, 하남, 부산 등의 비제도권 도매시장으로 유통되고 있다. 도매시장별로 정확한 유통물량 비중이 조사되지 않아 파악이 어렵지만 이 실태조사에서 인천은 제주산, 하남은 완도산 넙치의 유통비중이 절대적으로 큰 것으로 제시되었다. 넙치 유통업계 관계자 조사에 따르면, 부산은 제주산 유통비중이 높지만 입지여건상 경남, 경북 등의 지역에서 생산된 넙치도 유통되는 것으로 파악되었다. 소비 물량적 측면에서 수도권으로 유통되는 인천, 하남과 비교하여 부산의 넙치 유통량이 적고, 다양한 산지의 넙치가 유통되는 특성으로 인해 산지가격의 변화에 대칭적으로 반응하는 것으로 판단된다.

양(+의) 계수보다 3개 지역으로의 전이 모두에서 더 큰 것으로 나타났다. 이는 도매가격이 산지가격 상승보다는 하락에 더 크고 유의하게 반응하는 음의(negative) 비대칭적 가격전이를 시사한다. 그러나 이를 보다 엄밀히 살펴보기 위한 분배시차 및 누적충격 비대칭에 대한 검정에서는 귀무가설을 기각할 수 있을 정도의 통계적 유의성이 없는 것으로 분석되어 음의 비대칭적 가격전이라 단정하기는 어렵다고 판단된다. 결론적으로 완도 산지가격에서 도매가격으로의 전이는 당월(t 기) 시점에서만 비대칭성이 존재하며, 일정 시차를 갖고 지속적인 영향을 미치지 않는다는 사실을 확인하였다.

이러한 분석결과는 [제주 산지가격→도매가격] 모형의 분석과 분명한 차이가 있는데, 이는 넙치 유통시장의 특성에 기인한다고 볼 수 있다. 도매유통 단계에서 통상적으로 완도산 넙치가 제주산에 비해 1kg당 1천 원 이상 비싼 가격을 형성하고 있다. 횃집, 일식집 등 요식업체에서는 완도산이 제주산에 비해 유통거리와 유통시간이 짧아 넙치가 스트레스를 덜 받고, 차가운 수온에서 자라 육질이 더 단단하다는 인식이 강해 더 선호하는 것으로 알려져 있다. 따라서 도매유통 단계에서의 가격결정, 거래교섭력의 측면에서 완도산이 제주산에 비해 상대적으로 경쟁우위에 있고, 더 효율적인 유통시장을 형성하고 있다고 판단된다. 다만, 이에 대해서는 향후 넙치 유통시장에 대한 보다 엄밀한 실태조사를 통해 정확한 원인을 규명할 필요가 있다.

V. 결 론

이 논문에서는 우리나라 어류 양식업을 대표하는 어종인 넙치의 산지-도매 유통단계에서 비대칭적 가격전이 현상이 존재하는지를 실증적으로 규명하였다. 넙치 산지가격(제주, 완도)과 도매가격(인천, 하남, 부산) 시계열자료에 대한 그랜저 인과성 검정을 통해 산지가격에서 도매가격으로의 인과관계를 확인하였고, 이를 토대로 자기회귀 시차분포모형(ARDL)을 이용하여 분석을 수행하였다. 분석결과를 종합하면, 넙치 산지가격으로부터 도매가격으로의 가격전달 과정에서 ‘양의 비대칭적 가격전이’ 현상이 존재하는 것으로 나타났다⁸⁾. 특히 완도에 비해 제주 산지가격의 도매가격으로의 전이에서 이러한 현상이 두드러지게 나타났다. 이는 중간 유통단계에서 초과이익을 수취하고 있다는 하나의 증거일 수 있으며, 양식넙치 유통구조의 불완전성과 가격전달의 비효율성을 보여주는 결과라 할 수 있다⁹⁾. 다시 말해 양식넙치 유통과정에서 산지가격의 등락을 효율적으로 도매단계에 전달하고 있지 못함을 의미한다.

이러한 연구결과에 근거하여 다음과 같은 정책적 시사점을 제시할 수 있다. 첫째, 넙치 유통시장에서 가격형성과 전달의 효율성 증대를 위한 시장환경을 조성하고, 유통에 소요되는 경비를 절감하는 방향으로 정책적 지원이 필요하다. 이를 위해서는 유통주체들의 자율적 경쟁 환경을 조성하고, 정보의 비대칭성을 해소할 수 있는 생산, 유통, 소비 전 단계에 걸친 정보 공유체계 구축이 요구된다. 둘째, 시

8) 비대칭적 가격전이 관련 선행연구에서는 비대칭성에 대한 F-검정 결과가 통계적으로 유의하지 않음에도 불구하고, 추정계수의 크기와 통계적 유의성만으로 양(+의)과 음(-의) 비대칭성을 판단한 사례도 있는 것으로 파악된다. 그러나 본 논문의 추정결과는 넙치 유통시장에 양의 비대칭적 가격전이 현상이 존재한다는 사실을 추정계수의 크기와 방향, 통계적 유의성뿐만 아니라 F-검정을 통해서 명확하게 보여주고 있다.

9) 넙치는 활어로 유통되는 특성상 물차, 수조시설 등이 필요하며, 공영도매시장이 아닌 인천, 하남, 부산 등 비제도권 시장에서 거래되는 물량이 절대적으로 큰 수요과점 시장에 가깝다. 특히 산지 이후 단계에서 활어차를 이용한 유통 시 개인 간 거래로 인한 증빙의 어려움, 불투명한 가격협상 관행, 외상거래의 만연, 폐사 등에 따른 책임소재 규명의 어려움 등 유통구조 개선이 시급하다고 할 수 있다.

장에서 거래되는 물량의 대부분이 비제도권 도매시장으로 유통되는 양식넙치의 판매 다변화 전략이 필요하다. 최근 해양수산부는 제도권 시장에서의 거래 확대, 가격결정의 투명성 확보, 유통주체간 경쟁을 통한 시장대응력 강화를 위해 활어전문유통센터 조성사업¹⁰⁾의 추진을 고려하고 있다. 동 사업의 필요성, 추진방식, 운영주체 등과 관련해서는 시장의 이해관계자들 간에 다양한 논의와 이견이 있을 수 있다. 그러나 급변하는 수산물 유통환경에서 넙치 생산자의 조직화를 통한 거래교섭력 제고, 가격결정의 투명성 제고, 유통비용 절감형 新유통경로 구축 등의 관점에서는 동 사업의 추진을 충분히 검토해 볼만한 가치가 있다고 판단된다. 현행 넙치 유통시장에 비대칭적 가격전이가 존재함에 따라 시장이 불완전하고, 비효율적이라는 본 연구결과는 동 사업의 추진 필요성을 뒷받침하는 근거로 활용될 수 있다.

본 연구는 넙치 산지가격의 변동에 도소매가격의 변동이 비대칭적으로 반응하여 유통이 효율적이지 못하다는 논란이 많은데, 이를 계량경제모형을 이용하여 실증적으로 규명하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 실증분석 결과가 과연 넙치 유통시장의 현실을 제대로 반영하고 있는지, 제주와 완도 산지가격이 도매가격에 미치는 비대칭적 효과가 어떤 원인으로 인해 다른지 등에 대해서는 명확하게 그 근거를 제시하지 못했다는 한계가 있다. 현재 양식넙치의 산지유통 실태에 대한 정보는 다양한 연구와 조사를 통해 제공되고 있으나, 도·소매단계에서의 가격결정 구조, 유통경로와 유통물량 등은 파악되지 않고 있다. 넙치의 산업적 중요성을 고려할 때, 향후 도소매 유통시장에 대한 실태조사가 시급히 추진되어야 하며, 이를 토대로 넙치 유통시장의 경쟁구조와 효율성 등을 진단하는 후속 연구가 수행될 필요가 있다.

REFERENCES

- 강대운 · 안병일 (2015), “Threshold Vector Error Correction Model을 이용한 수산물의 유통단계 간 가격전이 현상 분석: 오징어와 굴을 중심으로”, *해양정책연구*, 30 (2), 1-25.
- _____ (2015), “쌀 유통단계에 따른 비대칭적 가격전이 분석”, *식품유통연구*, 32 (3), 1-23.
- 강석규 (2014), “양식 넙치가격 변동성의 구조변화와 비대칭성 검증”, *수산경영론집*, 45 (2), 29-38.
- _____ (2015), “출하량 조절이 양식 넙치가격에 미치는 영향”, *자원 · 환경경제연구*, 24 (4), 709-725.
- 강태훈 (2007), “농산물의 도매가격과 소매가격 간의 비대칭적 가격전달에 관한 연구”, *농업경제연구*, 48 (4), 27-44.
- _____ (2009), “농산물 가격전달의 비대칭성에 관한 실증 분석”, *농촌경제*, 32 (5), 63-81.
- 고봉현 (2009), “수산물 시장에서의 양식어류 가격변동성 · 계절성 · 요일효과에 관한 연구 -노량진수산시장의 넙치와 조피볼락을 중심으로”, *수산경영론집*, 40 (2), 49-70.
- 김남호 (2020), “산지별·크기별 광어 산지가격의 선도가격 추정 및 동태적 영향 분석”, *한국해양수산개발원 수산업관측센터, 월간 수산관측&이슈*, 36, 2-24.
- 김남호 · 강경희 (2019), “2018 어류 소비행태”, *한국해양수산개발원 수산업관측센터, 월간 수산관측&이슈*, 24, 15-30.
- 김태훈 · 김배성 (2009), “곡물가공품 가격의 반응시차와 비대칭적 가격전이 분석”, *농촌경제*, 32 (1), 21-40.
- 김태훈 · 안병일 (2010), “가격전이의 비대칭성을 이용한 유통과정의 비효율성 검증: 농산물 시장에서의 적용”, *산업조직연구*, 18 (4), 137-163.
- 마창모 · 이현동 · 조지성 · 홍혜수 · 박찬엽 · 한다정 (2020), “양식활어 유통 효율화 방안 연구”, 2020년 수시연구, 한국해양수산개발원.

10) 이 사업은 2013년 수립된 ‘수산물 유통구조 개선 종합대책’에서 활어 전문물류센터 조성사업으로 제시된 바 있으며, 지금까지 답보 상태에 있었던 사업을 재추진하는 것이다.

- 문홍성 · 정지현 · 김민경 (2020), “축산물 가격의 비대칭성 검증”, *농업경제연구*, 61 (1), 27-49.
- 안병일 (2007), “미늘과 양파에 대한 가격전이의 비대칭성 검증”, *농촌경제*, 30 (3), 51-67.
- 안병일 · 김태훈 (2008), “주요 농산물의 생산자와 소비자 가격간의 비대칭적 가격전이 분석”, *농업경제연구*, 49 (3), 77-95.
- 옥영수 · 김상태 · 고봉현 (2007), “양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구”, *수산경영론집*, 38 (2), 41-62.
- 우성휘 · 안동환 · 김관수 (2017), “수입 밀 가격의 밀가루 및 라면에 대한 비대칭적 가격전이 효과 분석”, *농업경제연구*, 58 (4), 1-19.
- 이정미 · 김기수 (2010), “수산물 시장의 유통단계별 가격전달의 비대칭성에 관한 실증 분석”, *수산경영론집*, 41 (3), 59-78.
- 이현동 · 안병일 (2016), “넙치 관측사업 효과분석: 가격안정 및 시장효율성 개선효과, 산지-도매가격간 인과성 분석을 중심으로”, *수산경영론집*, 47 (1), 1-20.
- 임상수 · 조승현 (2012), “육류 유통단계별 가격과 변동성의 비대칭성 분석”, *농촌경제*, 35 (3), 25-44.
- 정지현 · 문홍성 · 장재봉 · 김민경 (2018), “수입축산물의 비대칭적 가격전이”, *농업경영 · 정책연구*, 45 (3), 376-397.
- JTBC 뉴스 (2019.11.6.일자 방송), “광어 산지가격 폭락했다는데 소비자는 가우뿔, 왜?”.
- 제주의 소리 (2019.10.22.일자 기사), “제주도 광어 산지폐기 35억 원 이어 또 14억 원 투입”.
- 통계청 국가통계포털(<https://kosis.kr/index/index.do>), 어업생산동향조사.
- TV 조선 (2019.3.16.일자 방송), “광어값 폭락에도 횡집 가격 그대로”.
- 한국해양수산개발원 (2020), 2019년 수산물 생산 및 유통산업 실태조사, 해양수산부.
_____, 수산업관측센터(<https://www.foc.re.kr/>)
- 해양수산부 (2013), “수산물 유통구조 개선 종합대책”.
- 황의식 · 안병일 (2012), “주요 청과물 가격 추세 및 가격변동성의 특징 분석”, *농업경제연구*, 53 (3), 1-21.
- Ahn, B. I. and Lee, H. O. (2013), “Asymmetric Transmission between Factory and Wholesale Prices in Fiberboard Market in Korea,” *Journal of Forest Economics*, 19, 1-14.
- Asche, F., Jaffry, S. and Hartmann, J. (2007), “Price transmission and market integration: vertical and horizontal price linkages for salmon,” *Applied Economics*, 39 (19), 2,535-2,545.
- Granger, C. and Lee, T. H. (1989), “Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models,” *Journal of Applied Econometrics*, 4, S145-S159.
- Houck, J. P. (1977), “An approach to specifying and estimating nonreversible functions,” *American Journal of Agricultural Economics*, 59 (3), 570-572.
- Meyer, J. and Von Cramon-Taubadel, S. (2004), “Asymmetric Price Transmission: A Survey,” *Journal of Agricultural Economics*, 55 (3), 581-611.
- Michel, S., Frederic, G., Patrice, G. and Laurent, L. G. (2013), “Detecting Asymmetric Price Transmission with Consistent Threshold along the Fish Supply Chain,” *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 61, 37-60.
- Sakai, Y., Nakajima, T., Matsui, T. and Yagi, N. (2012), “Asymmetric Price Transmission in the Japanese Seafood Market,” *Nippon Suisan Gakkaishi*, 78 (3), 468-478.
- Shabbar, J. (2004), “Asymmetric Price Transmission: A Case Study of the French Hake Value Chain,” *Marine Resource Economics*, 19 (4), 511-513.
- Ward, R. W. (1982), “Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for fresh Vegetables,” *American Journal of Agricultural Economics*, 64 (2), 205-212.