

# 양식전복의 산지-도매시장 간 비대칭적 가격전이 및 시장지배력 분석<sup>†</sup>

조경준<sup>1</sup> · 이헌동\*

<sup>1</sup>국립부경대학교 일반대학원 자원환경경제학과, \*국립부경대학교 수산과학대학  
해양수산경영경제학부 자원환경경제학전공 교수

## Analysis of Asymmetric Price Transmission and Market Power between Producer and Wholesale Markets of Aquacultured Abalone

Kyung-Jun Cho<sup>1</sup> and Heon-Dong Lee\*

<sup>1</sup>Graduate Student, Department of Resource and Environmental Economics, Graduate School, Pukyong National  
University, Busan, 48513, Rep. of Korea

\*Professor, Major of Resource and Environmental Economics, Division of Marine & Fisheries Business and  
Economics, College of Fisheries Sciences, Pukyong National University, Busan, 48513, Rep. of Korea

### Abstract

This study was conducted to determine the efficiency of the distribution process of the abalone industry, that is, whether there is market dominance. In addition, it was intended to find out whether there is an asymmetric price transfer phenomenon between the distribution stage of the abalone industry. The results of this study are summarized as follows. First, the asymmetric price transition effect on the abalone price between producer and wholesale market was found to be positive. It means that the distribution structure is incomplete between the producer and the wholesale market and the abalone market is operating inefficiently. Second, as a result of estimating the market power between the producer and the wholesale market, the market power coefficient between the producer and the Hanam wholesale market, and the producer and the Incheon wholesale market were 0.0618 and 0.0735. Summarizing the analysis results, the abalone market has an asymmetric price transition between producer and wholesale markets, but the market dominance coefficient is relatively low. These results suggest that the asymmetry of price transition is mainly caused by market dominance, but can also be caused by other factors such as information asymmetry. In the future, in addition to the market dominance of the abalone market, it is judged that research on factors related to the asymmetry of price transition is necessary.

Received 09 January 2024 / Received in revised form 28 June 2024 / Accepted 28 June 2024

<sup>†</sup> 본 논문은 조경준의 부경대학교 일반대학원 석사학위논문(2023)의 일부를 수정·보완하여 작성한 것임.

\*Corresponding author : <https://orcid.org/0000-0001-7598-855X>, +82-51-629-5318, [hdlee@pknu.ac.kr](mailto:hdlee@pknu.ac.kr)

<sup>1</sup> <https://orcid.org/0000-0003-0251-4614>

© 2024, The Korean Society of Fisheries Business Administration

Keywords : Aquacultured Abalone, Asymmetric Price Transmission, New Empirical Industrial Organization (NEIO), Market Power

## I. 서 론

해상가두리를 이용한 양식이 보편화되면서 2000년 20톤에 불과했던 양식전복 생산량은 2010년 6,228톤, 2022년 22,078톤으로 크게 증가하였다(통계청, 어업생산동향조사). 최근 3년(2020~2022년) 평균 생산액은 전복이 6,610억 원으로 넉치 6,348억 원, 김 4,842억 원을 제치고 국내 해면양식업 품목 중 가장 많은 것으로 파악된다. 전복산업의 시장규모가 확대됨에 따라 종자, 양식 기자재, 유통가공 등 생산과 관련된 전·후방 연관산업도 동반 성장하였고, 관련 연구와 정책 지원도 활발히 이루어지고 있다).

그러나 전복산업의 외연적 성장에도 불구하고, 유통구조는 과거 자연산 중심의 소량 생산 시기에 비해 크게 달라지지 않았다. 생산단계는 산지수집상을 통한 유통이 주를 이루며, 도매단계는 비법정(유사) 도매시장을 통한 거래가 보편화되어 있다. 해양수산부의 ‘수산물 생산 및 유통산업 실태조사(2022)’에 따르면, 전복의 수협 계통출하율은 1%에도 미치지 못하며, 대부분이 산지수집상을 통해 비계통 출하되고 있는 것으로 조사되었다.

산지수집상이 생산·출하단계에서 거래의 핵심 주체일 경우 축적된 유통 노하우를 바탕으로 생산자에게 판로를 보장하고, 경영 관련 정보를 제공하며, 신속한 유통에 기여하는 장점이 있다. 반면 생산자 입장에서는 단일 수집상과의 거래 고착화, 투명하지 못하고 불합리한 가격결정 및 거래대금 정산 등의 문제에 노출될 수도 있다. 이와 관련하여 이미진 외(2016)는 생산자와 산지수집상이 협의를 통해 가격을 결정한다고 하지만, 생산자의 의견이 반영되기보다는 산지수집상 주도로 가격이 결정되는 경우가 많음을 지적하였다. 실제로 거래교섭력을 가진 산지수집상이 전복 유통과정에서 발생하는 폐사 보전을 위해 과도한 덤<sup>2)</sup>을 요구, 유통구조를 왜곡하고 생산자 수취가격 하락에도 영향을 미치는 것으로 알려져 있다<sup>3)</sup>. 만약 전복 유통시장이 가격결정에 있어 생산자보다 우위에 있는 산지수집상 중심의 수요자(구매자)가 주도하는 시장이라면 구조적으로 불완전경쟁 시장에 가까울 것으로 예상된다.

지금까지 전복산업의 유통구조와 실태에 대한 문제점들이 다양하게 논의됐으나, 학술적 관점에서 산지·도매시장의 경쟁구조와 유통단계별 가격결정에 대한 실증적 연구는 거의 수행되지 않았다. 선행 연구를 살펴보면, 신영태 외(2008)는 전복 양식업 현황과 문제점, 수급 동향을 살펴보고, 생산자와 소비자 설문조사에 기반하여 생산조정 및 유통혁신 방안을 제시하였다. 이남수·박은영(2010)은 전복의 유통 관행인 ‘덤’에 대해 정의하고 산지가격, 생산량, 수출량의 관계를 분석하였다. 이미진 외(2016)는 전복 양식어가를 대상으로 설문 및 면접조사를 통해 산지 유통구조를 분석하였다. 이를 통해 고정거래, 외상거래는 산지수집상의 영향력을 확대시키며, 가격정보 부재는 생산자가 출하 시기, 출하할 전

1) 신영태 외(2008), 손맹현 외(2015), 한국수산경제(2009), 뉴스1(2017, 2022)

2) 이남수·박은영(2010)은 전복 거래 시 ‘덤’에 대해 여량, 감모, 로스, 편차 등 다양한 개념으로 그 의미를 검토하였다. 그리고 전복 산지 거래에 있어 출하 후 중량 감소나 폐사 등의 원인으로 감모분을 요구하는 관행 하에서 ‘덤’을 ‘감모’로 정의하는 것이 합리적이라 주장하였다.

3) 조선일보(2015)는 유통과정의 폐사를 이유로 30% 이상의 과도한 덤을 요구한 사례를 언급하였으며, 최영태(2009)는 산지수집상이 20~40%의 덤을 요구, 이로 인해 유통구조가 왜곡되고 생산자의 수취가격 하락에 영향을 미친다고 언급하였다.

복 크기와 양의 결정에 있어 산지도매상에게 유리한 조건을 형성하는 것으로 파악하였다. 이상의 선행연구는 대부분 전복의 생산·수출입 통계, 업계 설문조사에 기반하고 있다.

이와 대조적으로 국내외에서 농수산물과 관련하여 유통시장의 경쟁구조와 효율성을 실증적으로 진단하는 연구는 다양하게 수행되었다. 우선 비대칭적 가격전이(Asymmetric Price Transmission: APT)에 대한 연구로 이정미·김기수(2010)는 갈치, 고등어, 오징어를 대상으로 자기회귀 시차분포모형 분석을 수행하였고, 강석규(2014)는 넙치를 대상으로 TGARCH(Threshold GARCH)모형을 이용하여 가격변동성의 비대칭효과를 분석했으며, 강대운·안병일(2015)은 TVECM(Threshold Vector Error Correction Model)을 이용하여 오징어와 굴에 대한 APT 현상을 분석하였다. 이 외에도 이현동·마창모(2020)는 넙치, 전용한·남종오(2022)는 조피볼락에 대해서도 APT 현상과 유통구조의 비효율성을 규명하였다. 다만 아직까지 전복에 대한 APT 분석은 수행된 적이 없다. 한편, Bresnahan(1982, 1989)의 신경험적 산업조직론(New Empirical Industrial Organization: NEIO)에 기반하여, O'Donnell(1999)은 호주 유제품 시장, 안병일(2006)은 백색시유 시장, 전상곤 외(2010)는 쇠고기 시장, 정세이(2015)는 우유 시장, 송준호·콘도타쿠미(2022)는 미국 곡물 수출시장, 김병률·안병일(2022)은 깎마늘 가공업체의 시장지배력에 대해 분석하였다.

이처럼 다양한 분야에서 시장의 불완전한 경쟁구조와 유통의 비효율성 등 산업에 내재된 문제를 진단하는 연구가 수행되었으나, 수산분야 관련 연구는 미흡한 것이 현실이다. 이에 본 연구는 양식전복의 산지-도매시장에서 가격 전이와 시장지배력에 대한 실증분석을 통해 유통시장 구조를 보다 심층적으로 이해하고, 관련 정책에 대한 시사점을 제시하고자 수행되었다. 먼저 전복 산지가격과 도매가격 간 가격 전이의 비대칭성 여부를 검증하여 유통구조의 불완전성 및 비효율성에 대해 진단한다. 그리고 지금까지 수산분야에서 논의되지 않았던 신경험적 산업조직론(NEIO)을 적용하여 산지-도매시장 간의 시장지배력을 추정하고 그 함의를 제시하고자 한다.

## II. 비대칭적 가격전이 및 시장지배력 분석모형

### 1. 비대칭적 가격전이 분석모형

‘가격전이’란 생산물의 유통과정에서 이전 단계의 가격이 다음 단계의 가격에 영향을 미치는 것을 말하며, ‘비대칭적 가격전이’란 유통단계별로 가격의 상승과 하락 시의 전달 속도(speed)와 크기(magnitude)가 서로 다르게 나타나는 현상을 의미한다(이현동·마창모, 2020). 이를 전복 유통시장에 적용해 보면, 전복의 산지가격이 상승 또는 하락할 때, 그 변화가 도매시장 가격에 그대로 전달되는 것이 아니라 유통단계를 거치면서 변화의 크기가 더 커지거나 작아질 수도 있다. 또한 산지가격이 상승 또는 하락하여도 일정한 시차가 지난 이후에 도매시장 가격이 변하기도 하며, 변화의 크기와 시차가 혼재하는 경우도 있다. 이러한 현상이 생기는 이유는 유통시장 참여자별 시장지배력의 차이, 정보의 비대칭성 등 시장이 불완전 경쟁 구조를 갖기 때문이다. 비대칭적 가격전이 현상의 존재는 특정 유통단계에서 초과이윤을 수취, 시장의 불완전성 및 비효율성이 존재한다는 하나의 증거가 될 수 있다(김태훈·안병일, 2010).

본 연구는 전복 유통시장에도 이러한 비대칭적 가격전이가 존재하는지를 확인하기 위해 광범위하게 이용되는 자기회귀 시차분포(Autoregressive Distributed Lag: ARDL) 모형을 사용하여 분석하였다. ARDL 모형의

가장 기본적인 형태는 아래 식 (1)과 같이  $t$ 기의 도매가격이  $t$ 기의 산지가격에 영향을 받는 것을 가정한다.

$$P_t^w = C_1 + \beta P_t^f + \epsilon_t \quad (1)$$

$P_t^w$ 는  $t$ 기의 전복 도매가격을 의미하며,  $P_t^f$ 는  $t$ 기의 전복 산지가격,  $C_1$ 은 상수항을 의미한다. 만약  $t$ 기의 전복 도매가격이  $(t-1)$ 기부터  $(t-n)$ 기 도매가격과  $t$ 기부터  $(t-n)$ 기까지의 산지가격에 영향을 받는 구조를 갖는다면, 식 (2)와 같이 일반적인 ARDL 모형의 형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} P_t^w &= C_1 + \alpha_1 P_{t-1}^w + \dots + \alpha_n P_{t-n}^w + \beta_0 P_t^f + \beta_1 P_{t-1}^f + \dots + \beta_n P_{t-n}^f + \epsilon_t \\ &= C_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{t-i}^w + \sum_{j=0}^n \beta_j P_{t-j}^f + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

전복의 산지, 도매시장 가격은 분석기간 중 상승과 하락이 혼재되어 있기 때문에 식 (2)에서 차분변수로 변환한 후 가격변화를 양(+)과 음(-)으로 구분하여 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta P_t^w &= C_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_i^+ \Delta P_{t-i}^w D^+ + \sum_{i=1}^n \gamma_i^- \Delta P_{t-i}^w D^- \\ &\quad + \sum_{j=0}^n \delta_j^+ \Delta P_{t-j}^f D^+ + \sum_{j=0}^n \delta_j^- \Delta P_{t-j}^f D^- + \epsilon_t \\ D^+ &= \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{t-j}^f > 0 \text{ 또는 } \Delta P_{t-i}^w > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \\ D^- &= \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{t-j}^f < 0 \text{ 또는 } \Delta P_{t-i}^w < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

식 (3)의  $\gamma_i^+$ 는 전복의 과거 도매가격이 상승했을 때 현재 도매가격 변화( $\Delta P^w$ )에 얼마나 영향을 미치는지에 대한 계수를 나타내며,  $\gamma_i^-$ 는 전복의 과거 도매가격이 하락했을 때 현재 도매가격 변화( $\Delta P^w$ )에 영향을 미치는 계수를 나타낸다.  $\delta_j^+$ 와  $\delta_j^-$ 는 전복의 현재와 과거 산지가격이 상승 혹은 하락함에 따라 현재 도매가격 변화에 얼마나 영향을 미치는지를 나타내는 계수이다. 만약  $\delta_j^+$ 와  $\delta_j^-$ 의 값이 같다면 전복의 도매가격은 산지가격과 대칭적으로 변화하며, 이는 가격전달에 있어 비대칭성이 없음을 의미한다. 반대로,  $\delta_j^+$ 와  $\delta_j^-$ 의 값에 차이가 있다면, 전복의 도매가격과 산지가격의 가격전달 과정에서 비대칭성이 존재함을 의미한다.  $\delta_j^+$ 의 값이  $\delta_j^-$ 보다 큰 경우는 양(positive)의 비대칭적 가격전이, 그 반대의 경우에는 음(negative)의 비대칭적 가격전이가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

V. Cramon-Taubadel(1998)은  $\delta_j^+$ 와  $\delta_j^-$  두 계수 중 하나라도 통계적으로 유의하게 나타난다면 비대칭적 가격전이가 존재할 가능성이 있다고 하였다. 다시 말해,  $\delta_j^+$ 는 통계적으로 유의하였으나  $\delta_j^-$ 는 그렇지 않을 경우 양(+)의 비대칭적 가격전이가 존재한다고 할 수 있다. 다만 비대칭적 가격전이를 보다

엄밀히 진단하기 위해서는 다음과 같은 검정이 필요하다. 식 (4)는 동시충격 비대칭(Contemporaneous impact)을 확인하기 위한 귀무가설로 현재의 산자가격 변화가 도매가격에 바로 전이되는 현상에 대한 검정이다. 식 (5)는 분배시차(Distributed lag) 비대칭에 대한 귀무가설로 이전 시점의 산자가격 변동이 현재의 도매가격에 전이되는 현상에 대한 검정이다. 식 (6)은 동시충격 비대칭과 분배시차 비대칭을 함께 고려한 누적충격(Cumulated impact) 비대칭을 검정하기 위한 귀무가설이다. F-검정을 통해 아래의 식 (4), (5), (6)의 귀무가설을 기각하게 되면 각각 동시충격, 분배시차, 누적충격 비대칭이 존재한다고 해석할 수 있다.

$$H_0 : \delta_0^+ = \delta_0^- \tag{4}$$

$$H_0 : \delta_j^+ = \delta_j^- (j = 1, 2, \dots, n) \tag{5}$$

$$H_0 : \sum_{j=0}^n \delta_j^+ = \sum_{j=0}^n \delta_j^- \tag{6}$$

한편, Granger and Lee(1989)는 불안정한 시계열로 모형 추정을 할 때 발생하는 허구적 회귀를 해결하기 위해 두 시계열 자료 사이에 공적분이 존재한다면 오차수정항을 추가할 것을 제안하였다. 본 연구에서도 산자-도매가격이 불안정한 시계열이면서 공적분 관계가 존재한다면 장기균형을 고려한 식 (7)로 추정해야 한다.

$$\begin{aligned} \Delta P_t^w = & C_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_i^+ \Delta P_{t-i}^w D^+ + \sum_{i=1}^n \gamma_i^- \Delta P_{t-i}^w D^- \\ & + \sum_{j=0}^n \delta_j^+ \Delta P_{t-j}^f D^+ + \sum_{j=0}^n \delta_j^- \Delta P_{t-j}^f D^- + \mu^+ ECT_{t-1}^+ + \mu^- ECT_{t-1}^- + \epsilon_t \end{aligned} \tag{7}$$

식 (7)에서 ECT는 오차수정항을 나타내며 ECT<sup>+</sup>는 (t-1)기의 오차항이 0보다 클 때 ECT<sub>t-1</sub><sup>+</sup>의 값을 그대로 갖게 되고 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 반대로 ECT<sup>-</sup>는 (t-1)기의 오차항이 0보다 작을 때 ECT<sub>t-1</sub><sup>-</sup>의 값을 가지게 되고 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 공적분 관계가 성립하여 식 (7)로 추정할 경우, 식 (4), (5), (6)의 비대칭성 검정과 함께 식 (8)과 같은 균형조정경로(equilibrium adjustment path) 비대칭 검정을 추가적으로 수행하게 된다.

$$H_0 : \mu^+ = \mu^- \tag{8}$$

## 2. 시장지배력 분석모형

일반적으로 독점력 또는 시장지배력의 측정에 있어서는 러너지수(Lerner Index)나 허핀달-허쉬만지수(Herfindahl-Hirschman Index) 등이 이용된다<sup>4)</sup>. 그러나 본 연구에서는 실제 전복 산업 내 가격과 마진이

4) 러너지수(L=(P-MC)/P)는 기업이 얻는 초과이익의 비율(mark-up)로 가격과 한계비용의 차이를 통해 독점력을 측정하며, 허핀달-허쉬만지수(HHI= $\sum_{i=1}^n s_i^2$ )는 시장점유율을 제공한 수치를 통해 어떤 산업에서의 시장집중도를 측정한다.

고려된 비용조건을 정확히 파악할 수 없는 한계로 인해 Bresnahan(1982, 1989), Kadiyali et al.(2001), 전상근 외(2010), 정세이(2015) 등이 적용한 신경험적 산업조직론(NEIO)을 채택하여 분석하였다.

과거 산업조직 연구에서 널리 이용된 구조-행동-성과 패러다임(Structure, Conduct, Performance Paradigm: SCPP)은 시장의 비용과 기업 간 경쟁 특성이 기업의 수익성에 미치는 영향을 조사하였으며, 주로 산업 전반에 걸친 횡단면 자료를 분석에 이용하였다. SCPP는 기업의 가격-비용 마진(Price-Cost Margins: PCM)을 회계 데이터에서 직접 관찰할 수 있고, 소수의 관측 가능한 추정치에 의해 산업 구조를 파악할 수 있으며, 산업 구조와 기업 수익 사이의 축소된 관계 추정을 목표로 하는 가설을 기반으로 하였다. 그러나 많은 연구 결과, 개별 기업의 수익성을 추정하는 것은 현실적으로 힘들며, 기업의 수익성과 산업집중도에 대한 해석의 어려움도 한계로 지적되었다. 오히려 시장구조와 기업의 수익성은 SCPP로 모델링하기 어려운 산업(또는 기업)의 수요와 비용 특성에 영향을 받는다는 주장이 주목받으며 NEIO 모형이 제시되는 배경이 되었다(Kadiyali et al., 2001).<sup>5)</sup>

신경험적 산업조직론에 기반한 시장지배력 분석은 Bresnahan(1982, 1989)이 추측적 변이(conjectural variation)에 바탕을 둔 시장구조 파라미터를 과점업자들의 평균적인 담합 수준이라고 제시한 이론적·실증적 분석 방법론에 기반하고 있다(김병률 · 안병일, 2022).

시장지배력 추정을 위해 먼저 양식전복 생산단계의 역공급함수를 다음과 같이 정의한다.

$$P^f = S^f(Q^f, z) \tag{9}$$

$P^f$ 는 전복 산지가격,  $S^f$ 는 양식전복 생산단계의 역공급함수,  $Q^f$ 는 산지에서의 전복 출하량,  $z$ 는 공급에 영향을 주는 기타변수를 나타낸다. 출하된 전복은 산지수집상을 통해 법정 또는 비법정(유사) 도매시장의 유통주체인 도매상에게 판매되며, 도매상은 다시 소매단계로 전복을 판매한다. 이때 대표적인 전복 도매상의 이윤함수  $\Pi^w$ 는 식 (10)과 같이 정의할 수 있다.

$$\Pi^w = D^w(Q^w) \cdot q^w - S^f(Q^f) \cdot q^f - C^w \cdot q^w - FC \tag{10}$$

$D^w(Q^w)$ 는 도매단계의 전복에 대한 역수요함수,  $q^w$ 는 대표적인 도매상의 전복 취급물량,  $S^f(Q^f) \cdot q^f$ 는 도매상이 이전 유통단계에서 전복을 구매한 비용,  $C^w$ 는 전복 출하·유통과정에서 발생하는 운송비 등의 추가 비용,  $FC$ 는 고정비용을 나타낸다. 위 식 (10)에서 도매상의 이윤극대화를 위한 조건은 다음 식 (11)과 같다.

$$\frac{\partial \Pi}{\partial q} = \frac{\partial D^w}{\partial Q^w} \frac{\partial Q^w}{\partial q^w} \cdot q^w + D^w(Q^w) - \left( \frac{\partial S^f}{\partial Q^f} \frac{\partial Q^f}{\partial q^f} \cdot q^f + S^f(Q^f) \right) - C^w = 0 \tag{11}$$

식 (11)을 가격식으로 전환하고, 추측적 탄성치(conjectural elasticity)를 유도하기 위한 과정은 식

5) 신경험적 산업조직론(NEIO)은 개별 기업(또는 산업)의 가격과 마진이 고려된 비용조건, 즉 경제적 한계비용을 정확히 파악할 수 없는 현실적 한계 속에서 특정 산업의 수요함수와 공급함수로 구성되는 구조모형을 산업 전체 자료로 추정함으로써 시장지배력을 측정하는 방법론이다.



(12)~(14)와 같다.

$$D^w(Q^w) - S^f(Q^f) - C^w + \frac{\partial D^w}{\partial Q^w} \frac{\partial Q^w}{\partial q^w} \cdot q^w - \frac{\partial S^f}{\partial Q^f} \frac{\partial Q^f}{\partial q^f} \cdot q^f = 0 \quad (12)$$

$$P^w - P^f - C^w + \frac{\partial D^w}{\partial Q^w} \frac{\partial Q^w}{\partial q^w} \cdot \frac{q^w}{Q^w} \cdot Q^w - \frac{\partial S^f}{\partial Q^f} \frac{\partial Q^f}{\partial q^f} \cdot \frac{q^f}{Q^f} \cdot Q^f = 0 \quad (13)$$

$$P^w - P^f - C^w + D^{w'}(Q^w) \cdot \lambda \cdot Q^w - S^{f'}(Q^f) \cdot \theta \cdot Q^f = 0 \quad (14)$$

$$\left( \lambda = \frac{\partial Q^w}{\partial q^w} \frac{q^w}{Q^w}, \theta = \frac{\partial Q^f}{\partial q^f} \frac{q^f}{Q^f} \right)$$

식 (14)에서  $D^{w'}(Q^w)$ 와  $S^{f'}(Q^f)$ 는 각각 도매단계에서의 역수요함수의 1계 미분치, 산지단계에서의 역공급함수의 1계 미분치를 나타낸다.  $\lambda$ 와  $\theta$ 는 NEIO 모형에서의 추측적 탄성치를 의미한다.  $\lambda$ 는 도매상이 전복을 소매단계로 판매할 때 행사하는 공급과점 시장지배력을,  $\theta$ 는 도매상이 산지로부터 전복을 구매할 때 행사하는 수요과점 시장지배력을 나타낸다. 두 계수는 0과 1 사이의 값을 가지며, 0일 경우 완전경쟁시장, 1인 경우 독점시장을 뜻한다.

한편, 시장지배력의 측정을 위해서는 수요함수와 공급함수의 구체적인 형태에 대한 가정이 필요한데, 선행연구를 참조하여 선형의 수요함수와 공급함수를 가정하였다. 그리고 본 연구에서는 전상곤 외 (2010), 정세이(2015) 등을 참조, 수요과점(oligopsony)을 가정하고 시장구조를 검증하였다. 전복 유통 시장은 수많은 생산자가 출하한 물량 대부분을 일부 산지수집상과 도매상이 취급한다는 점에서 수요자 주도 시장으로 보는 것이 합리적이기 때문이다. 산자-도매시장 사이에 존재하는 시장지배력 추정을 위해 수요과점을 가정하면 식 (14)의 공급과점 계수  $\lambda$ 는 0이 되어 다음과 같은 식 (15)가 된다.

$$P^f = P^w - C^w - S^{f'}(Q^f) \cdot \theta \cdot Q^f \quad (15)$$

위 식 (15)의 수요과점 시장지배력 계수  $\theta$ 를 추정하기 위해서는 산지시장 단계에서의 역공급함수 1계 미분값이 필요하며, 산지단계의 전복 공급함수를 식 (16)과 같이 설정하였다.  $S$ 는 양성물량을 나타내며 *seasonality*는 계절에 대한 더미변수를 의미한다.

$$Q^f = \alpha_1 + \alpha_2 P^f + \alpha_3 S + seasonality + \epsilon_q \quad (16)$$

또한 전복의 산지시장 가격에 대해 전개된 식 (15)를 선형의 회귀식으로 설정하면 아래의 식 (17)과 같이 나타낼 수 있다.  $C^w$ 는 산지에서 도매시장까지의 유통과정에서 발생하는 비용으로 운송비( $C^T$ )와 전력비( $C^E$ )로 구성하였다.

$$P^f = \beta_1 + \beta_2 P^w + \beta_3 C^T + \beta_4 C^E + \beta_5 Q^f + \epsilon_p \quad (17)$$

이때  $\beta_5$ 는 식 (15)의  $-S^{f'}(Q^f) \cdot \theta$ 와 같고, 위에서 추정된 식 (16)의 공급함수를 통해 역공급함수

의 1계 미분치가  $1/\alpha_2$ 임을 알 수 있다. 따라서,  $\beta_5 = -(1/\alpha_2)\theta$ 로 대체할 수 있으며, 가격에 대한 최종식은 식 (18)과 같다.

$$P^f = \beta_1 + \beta_2 P^w + \beta_3 C^T + \beta_4 C^E - (1/\alpha_2)\theta Q^f + \epsilon_p \quad (18)$$

모형의 추정에 있어서는 가격과 수량이 수요와 공급에 의해 동시에 결정되고, 서로 영향을 주기 때문에 내생성(endogeneity)의 문제가 제기된다. 이를 해소하기 위해서는 식 (16)과 식 (18)을 연립방정식 모형 중 3단계 최소자승법(3SLS)을 이용해 동시에 추정하였다.

### III. 실증분석 자료

먼저, 산지-도매시장 간 가격전이의 비대칭성을 확인하기 위해 한국해양수산개발원 수산업관측센터에서 월별로 제공하는 양식전복의 산지(완도) 가격과 하남, 인천 두 지역의 도매가격에 대한 시계열 자료를 이용하였다. 수산업관측센터에서는 전복의 크기별로 가격자료를 제공하고 있으나, 본 연구에서는 업계에서 전복유통의 표준 가격으로 인식되는 kg당 10미 가격을 분석에 이용하였다. 분석에 이용된 모든 가격자료는 수산물 생산자물가지수(2015=100)를 적용한 실질가격으로 변환하였으며, 자료의 기간은 산지, 도매가격 모두 2012년 01월부터 2023년 02월까지로 총 134개 관측치를 이용하였다.

분석에 이용된 전복 10미 크기의 산지가격과 도매가격의 기초통계량과 가격 추이는 <표 1>과 <그림 1>을 통해 확인할 수 있다. 산지가격의 표준편차와 변이계수는 하남, 인천 두 지역의 유사도매시장 가격보다 높아 산지가격의 변동성이 더 큰 것으로 나타났다. 두 지역의 도매시장을 비교해 보면, 인천 도매시장의 평균가격과 최솟값, 최댓값이 하남보다 높게 형성되어 있는 것으로 나타났다. 반면에 표준편차와 변이계수는 하남 도매시장 가격자료가 인천보다 더 높아 변동성은 하남이 더 큰 것으로 나타났다.

전복산업의 산지-도매시장 간 시장지배력 추정을 위해 사용된 자료는 <표 2>와 같다. 공급함수를 추정하기 위해 한국해양수산개발원 수산업관측센터에서 제공하는 전복의 월별 출하량을 이용하였으며, 출하된 전복이 모두 판매된다는 전제하에 도매시장에서의 판매량과 산지 출하량이 같다고 가정하였다. 가격자료는 비대칭적 가격전이 효과 분석 시 사용한 것과 같이 kg당 10미 가격을 이용하였다. 분석에 이용된 자료의 기간은 산지 및 도매가격 모두 2012년 1월부터 2023년 2월까지이다.

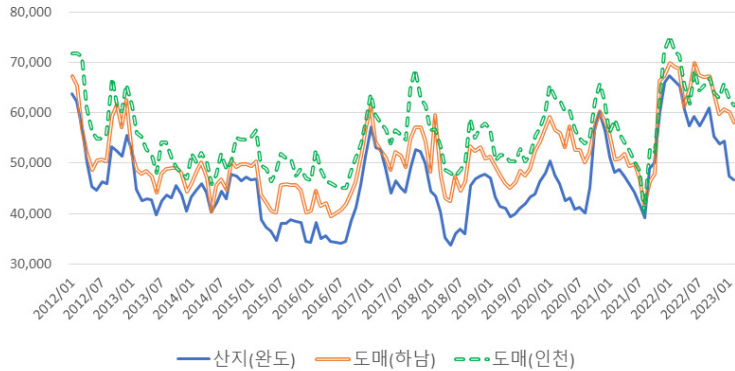
참고로 시장지배력 추정에 이용된 수산업관측센터의 전복 산지가격은 산지위판장을 통한 계통출하 가격이 아니라 (사)한국전복유통협회, 완도전복 주식회사를 통해 조사된 가격이다. 또한 전복 도매가격은 도매시장 경매를 통한 경락가격이 아니라 하남, 인천 활어도매시장의 도매상이 소매단계로 판매한

<표 1> 분석자료의 기초통계량

구분		관측치수	평균가격	표준편차	최솟값	최댓값	변이계수	
10미	산지가격(완도)	134	46,248	7,757	33,712	67,460	0.17	
	도매 가격	하남	134	51,629	7,445	39,542	69,969	0.14
		인천	134	55,840	7,116	40,293	75,253	0.13

자료: 한국해양수산개발원 수산업관측센터(www.foc.re.kr)





자료: 한국해양수산개발원 수산업관측센터(www.foc.re.kr)

<그림 1> 전복(10미/kg)의 산지가격 및 도매가격 추이

<표 2> 시장지배력 분석자료

변수		자료 기간	단위	출처
전복 생산량 (판매량)	$Q^f = Q^w$	2012.01~2023.02	ton(톤)	한국해양수산개발원 수산업관측센터
전복 양성물량	$S$	2012.01~2023.02	만 마리	한국해양수산개발원 수산업관측센터
전복 산지가격	$P^f$	2012.01~2023.02	원/kg	한국해양수산개발원 수산업관측센터
전복 도매가격	$P^w$	2012.01~2023.02	원/kg	한국해양수산개발원 수산업관측센터
전력 생산자물가지수	$C^E$	2012.01~2023.02	2015=100	한국은행 경제통계시스템
운송서비스 생산자물가지수	$C^T$	2012.01~2023.02	2015=100	한국은행 경제통계시스템

가격이다. 즉, 전복의 산지가격은 생산자와 산지수집상의 거래가격, 도매가격은 도매상과 소매단계 유통주체의 거래가격을 반영한다. 따라서 산지가격과 도매가격 사이에는 산지수집상과 도매상의 유통마진이 포함되어 있다.

시장지배력 분석 시 공급함수 추정을 위해 선행연구<sup>6)</sup>를 참고하여 전복의 양성물량과 계절변수를 사용하였다. 또한 유통과정에서 발생할 수 있는 제반 비용을 고려해 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 전력 지수, 운송비 지수를 활용하였다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 비대칭적 가격전이 효과 분석

#### 1) 단위근 검정

본 연구에서는 ARDL 모형 추정 시 오차수정항 적용 여부를 판단하기 위해 각 유통단계의 월별 가격과 차분 시계열에 대한 단위근 검정을 수행하였다. 단위근 검정은 시계열 자료에서 오차항의 자기

6) 한석호 외(2020), 부분균형모형을 이용한 전복 수급전망모형 구축에 관한 연구

<표 3> 산지, 도매가격 단위근 검정 결과

구분		ADF 검정		PP 검정		
		원자료	차분 자료	원자료	차분 자료	
10미	산지(완도)	-3.9465***	-8.7133***	-3.1308**	-8.4151***	
	도매	하남	-3.4842***	-11.7875***	-3.4842***	-12.2140***
		인천	-3.6246***	-11.1972***	-3.7245***	-11.3737***

주: \*\*, \*\*\*는 각각 5%, 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미

상관 문제를 제거한 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정, 그리고 오차항의 자기상관과 이분산 문제를 제거한 PP(Phillips-Perron) 검정 두 가지를 실시하였다.

전북의 산지가격 원자료와 차분한 자료에 대한 단위근 검정 결과, 가격 원자료는 ADF 검정에서는 1% 유의수준에서, PP 검정은 5% 유의수준에서 ‘단위근이 존재한다’는 귀무가설을 기각하여 안정적인 것으로 확인되었다. 차분한 자료에 대한 단위근 검정 결과 역시 ADF 검정과 PP 검정 모두 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 안정적인 것으로 나타났다. 한편, 하남과 인천, 두 지역의 전북 도매가격 원자료에 대한 단위근 검정에서도 ADF 검정, PP 검정 모두 1% 유의수준에서 ‘단위근이 존재한다’는 귀무가설을 기각하여 안정적인 것으로 나타났다.

단위근 검정 결과를 종합해 보면, 산지 및 도매가격 원자료와 차분한 자료 모두 안정적인 것으로 나타났다. 만약 ARDL 모형에 사용될 가격 시계열이 불안정적이라면, 공적분 여부를 확인하고 장기 균형관계를 고려한 오차수정항을 추가해 분석하여야 한다. 그러나 본 연구에서는 단위근 검정 결과에 근거해 오차수정항을 고려하지 않은 ARDL 모형을 추정하였다.

## 2) 시차 선정 및 인과성 검정

ARDL 모형 추정에 앞서 산지-도매시장 가격 간 인과관계가 존재하는지, 산지가격이 도매가격에 유의한 영향을 미치는지에 대해 검토가 필요하다. 이를 위해 벡터자기회귀(Vector Autoregressive: VAR) 모형의 AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwarz Criterion), HQ(Hannan Quinn) 세 가지 정보요인을 참고하여 시차를 선정하였다.

시차 선정 결과, 산지(완도)-하남의 경우 세 가지 정보요인에서 모두 2시차로 선정되었으며, 산지(완도)-인천은 AIC 정보요인에 의해 3시차, SC 정보요인에 의해 1시차, HQ 정보요인에 의해 2시차로 선정되었다. 대부분의 선행연구에서는 AIC, SC, HQ 세 기준 중 두 가지가 일치하는 시차를 이용하여 분석하였으나 일부 연구<sup>7)</sup>에서는 SC 정보요인을 기준을 우선하여 분석을 실시하였다. 본 연구는 산지(완도)-인천의 세 정보요인에 의한 적정 시차 결과값이 모두 다르게 나타났기 때문에 SC 정보요인을 기준으로 하여 산지가격과 하남 도매가격은 2시차, 산지가격과 인천 도매가격은 1시차로 선정하였다.

선정된 시차를 기준으로 산지가격과 도매가격의 인과관계를 파악하기 위해 그랜저 인과성 검정(Granger Causality Test)을 수행하였으며, 그 결과는 <표 5>와 같다. 검정 결과, 산지-하남 사이에서는 산지가격이 하남 도매가격을 10% 유의수준 하에서 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 산지가격과 인천지역 도매가격은 양방향의 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다.

7) 송성환 외(2023), 주요 양념채소류의 도·소매 가격 간 비대칭적 가격전이 분석, 승준호 외(2022), 미국 곡물 수출시장의 비대칭적 가격전이와 시장지배력 분석

<표 4> 산지, 도매가격 간 시차 선정 결과

구분		AIC		SC		HQ	
		lag	stat	lag	stat	lag	stat
10미	산지(완도)&하남	2	37.37	2	37.59	2	37.46
	산지(완도)&인천	3	37.12	1	37.32	2	37.21

<표 5> 산지, 도매가격 간 그랜저 인과성 검정 결과

귀무가설( $H_0$ )		lag	F-stat	P-value
10미	산지(완도) $\nRightarrow$ 하남	2	2.6086*	0.08
	하남 $\nRightarrow$ 산지(완도)	2	0.4073	0.67
	산지(완도) $\nRightarrow$ 인천	1	9.0121***	0.00
	인천 $\nRightarrow$ 산지(완도)	1	6.2128**	0.01

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미

3) ARDL 모형 추정결과

전복의 산지-도매시장 가격 간 비대칭적 가격전이 효과의 존재 여부를 파악하기 위해 ARDL 모형으로 분석하였으며, 추정 및 검정 결과는 <표 6>, <표 7>과 같다.

전복 산지가격과 하남 도매가격 간 비대칭적 가격전이 효과에 대한 추정결과를 살펴보면,  $\delta_j^+$ 의 계수가 모두 통계적으로 유의했으며,  $\delta_j^-$  계수보다 큰 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 완도 산지가격과 하남 도매가격 사이에 양(+의 비대칭적 가격전이)가 존재함을 실증적으로 보여 준다. 이는 산지가

<표 6> 산지-도매시장 간 비대칭적 가격전이 추정 결과

구분	산지(완도) $\Rightarrow$ 하남		산지(완도) $\Rightarrow$ 인천	
	추정계수	t-stat	추정계수	t-stst
$\gamma_1^+$	-0.4402***	-4.34	-0.1087	-0.78
$\gamma_1^-$	-0.2140*	-1.86	-0.1845	-1.35
$\gamma_2^+$	-0.2452**	-2.25	-	-
$\gamma_2^-$	-0.0242	-0.23	-	-
$\delta_0^+$	1.0463***	15.24	1.0641***	11.46
$\delta_0^-$	0.9459***	10.07	0.7760***	6.95
$\delta_1^+$	0.2593**	2.20	0.0142	0.09
$\delta_1^-$	0.0646	0.48	0.1168	0.79
$\delta_2^+$	0.2550**	2.14	-	-
$\delta_2^-$	-0.0571	-0.42	-	-
상수항	-50.59	-0.17	-307.3507	0.39
$R^2(R^2)$	0.76(0.75)		0.70(0.68)	
F-stat	59.28		49.19	

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미

<표 7> 비대칭성 검정 결과

귀무가설( $H_0$ )	산지(완도) ⇒ 하남		산지(완도) ⇒ 인천	
	F-stat	p-value	F-stat	p-value
$\delta_0^+ = \delta_0^-$	0.54	0.46	2.92*	0.09
$\delta_1^+ = \delta_1^-$	1.09	0.29	0.19	0.66
$\sum_{j=0}^n \delta_j^+ = \sum_{j=0}^n \delta_j^-$	4.60**	0.03	0.45	0.50

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미

격의 상승 시 도매가격이 상승하는 크기가 산지가격의 하락 시 도매가격의 하락 크기보다 더 큰 경우라 할 수 있다.

통계적으로 보다 엄밀한 검정을 위해 동시충격 비대칭, 분배시차 비대칭, 누적충격 비대칭에 대한 F-검정을 실시하였다. 3가지 비대칭에 대한 검정 결과, 동시충격 비대칭, 분배시차 비대칭은 귀무가설을 기각하지 못해 존재하지 않는 것으로 나타났으나, 누적충격 비대칭에 대한 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각하여 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다.

다음으로 산지가격과 인천 도매가격에 대한 ARDL 모형 추정 결과를 살펴보면,  $\delta_0^+$ 와  $\delta_0^-$  계수의 값은 모두 1% 유의수준에서 유의했으며,  $\delta_0^+$ 의 값이  $\delta_0^-$  값보다 큰 것으로 나타났다. 이는 통계적 검정 이전에 양(+)의 비대칭적 가격전이 효과가 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 3가지 F-검정 결과, 동시충격 비대칭에 대한 검정은 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 산지시장과 인천 도매시장 사이에 가격전달에 있어 비대칭성이 존재함을 확인하였다.

## 2. 산지-도매시장 시장지배력 분석

산지-도매 유통단계 간 시장지배력에 대한 분석을 위해 식 (16)과 식 (18)을 3단계 최소자승법으로 추정한 결과는 <표 8>과 같다. 분석 결과, 산지단계의 공급함수에 대해 모든 변수가 유의하게 추정되었다. 산지가격, 계절 더미변수, 양성물량 변수가 예상대로 모두 양의 계수로 추정되었으며, 봄 더미변수에 대한 계수는 10% 유의수준에서, 나머지 계수는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 가격식의 설명변수도 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 산지-하남도매시장 간 시장지배력 계수는  $-(1/\alpha_2)\theta = -4.8538$ 임을 이용하여 추정하였으며 추정한 시장지배력 파라미터  $\theta$ 의 값은 0.062로 5% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 추정된  $\theta$  값을 볼 때, 산지-하남 도매시장 간에는 수요과점력이 존재하나 그 크기가 비교적 약한 것으로 나타났다.

다음으로 산지-인천 도매시장에 대한 시장지배력 추정 결과, 산지단계의 공급함수에 대해 모든 변수가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 봄 더미변수에 대한 계수 값은 5% 유의수준에서 유의하였으며, 나머지 변수들은 1% 유의수준에서 유의하였다. 가격식에 대한 추정계수도 모두 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 시장지배력 계수( $\theta$ )는  $-(1/\alpha_2)\theta = -5.4142$ 를 이용하여 추정하였으며, 추정된 값은 0.074로 5% 유의수준에서 유의하였다. 산지-하남 도매시장과 마찬가지로 산지-인천 도매시장 사이에도 수요과점 시장지배력이 존재함을 알 수 있다.

**<표 8> 산자-도매시장 간 시장지배력 추정 결과**

구분	산자(완도) ⇒ 하남		산자(완도) ⇒ 인천		
	추정계수	t-stat	추정계수	t-stst	
공급 함수	$P^f$	0.0127***	2.59	0.0136***	2.73
	$S$	0.0174***	9.45	0.0178***	9.59
	spring	169.6649*	1.87	187.8923**	2.06
	summer	718.5682***	7.62	704.9208***	7.44
	autumn	414.6722***	4.6	399.6772***	4.42
	상수항	-1761.031***	-5.82	-1840.843***	-6.04
가격식	$P^w$	0.8827***	15.79	0.8109***	15.47
	$C^T$	483.7907***	2.68	805.0473***	4.76
	$C^E$	-267.8001***	-3.88	-327.4245***	-4.75
	$Q^f$	-4.8538***	-3.22	-5.4142***	-3.54
	상수항	-16725.6*	-1.74	-43159.45***	-4.85
$\theta$	0.0618**	2.00	0.0735**	2.14	

주 1: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미

주 2: 계절 더미변수는 겨울을 기준으로 하였음

수요과점 시장지배력이 비교적 낮게 도출된 결과에 대해서는 몇 가지 측면에서 검토해 볼 필요가 있다<sup>8)</sup>. 우선 산지시장과 도매시장 간 유통은 크게 두 주체에 의해 이루어진다. 생산자와 거래하는 산지수집상, 그리고 산지수집상으로부터 전복을 구매해 도매시장에서 판매하는 도매상이 있다. 문제는 산지수집상이 도매상과 거래할 때의 가격조건, 유통비용과 이윤의 구조 등에 대한 실태를 파악하기 어렵다는 것이다. 본 분석에 이용된 산지가격은 생산자와 산지수집상의 거래를 통해 생산자가 수취하는 가격이며, 도매가격은 도매시장에서 도매상이 소매단계로 판매할 때의 가격이다. 결국 수요과점 시장지배력을 엄밀히 추정하려면 산지수집상과 도매상의 거래가격이 파악되어야 하나 이에 대한 정보가 부재하다. 따라서 본 연구에서 추정된 시장지배력은 산지시장과 도매시장 간의 포괄적인 수요과점력으로 산지수집상과 도매상의 과점력이 모두 포함되어 상쇄된 값으로 해석되어야 한다. 예를 들어, 산지수집상의 수요과점력이 높으나 도매상의 수요과점력이 낮아 전체 수요과점력이 낮게 나타날 수도 있고, 그 반대의 경우로 수요과점력이 상쇄되었을 가능성도 있다.

또 다른 원인으로 고려할 수 있는 것은 생산자와 산지수집상 간 거래에서 발생하는 덤<sup>9)</sup>이다. 생산자는 유통과정에서 폐사하는 물량을 고려해 일정 비율의 덤을 제공하지만 산지수집상이 과하게 높은 비율의 덤을 요구하는 경우도 있으며, 거래교섭력이 낮은 생산자는 이를 받아들일 수밖에 없다. 이때 덤을 고려하지 않은 판매가격과 덤 비율을 적용한 실제 가격 사이에 차이가 생기게 된다. 물론 덤은 정해진 판매가격에 유통과정 중 폐사하는 비율을 더해 제공되는 고정적인 물량으로서 가격변화에 별 다른 영향을 주지 않는 것으로 볼 수 있다. 그러나 지역별, 시기별, 거래조건별로 덤 조건이 상이하여,

8) 참고로 김병률·안병일(2022)의 연구에서는 간마늘 가공업체의 시장지배력 파라미터가 0.0975, 정세이(2015)의 연구에서는 시장지배력 파라미터를 0.04~0.053으로 추정하였다.

9) 전복의 경우, 활전복 상태로 유통되기 때문에 폐사했을 경우를 대비해 일정 비율의 덤을 공급자가 제공한다. 이는 전복이 폐사할 때마다 변상하기 어려워 폐사율을 예측해 미리 거래량에 반영하는 것이다. 덤의 적정비율은 주로 약 10%로 보고 있으나 공급자와 구매자의 이해관계에 따라 조금씩 다르다(신영태 외, 2008).

현실에서는 산지가격에 실질적인 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없다. 다른 한편으로는 산지수집상의 덤 요구 자체가 시장지배력을 행사하는 것으로 보는 것이 합리적이다. 결과적으로 분석에 이용된 산지가격 자료는 덤의 가치가 제대로 반영되지 않았기에 실제 산지-도매시장의 수요과점력보다 과소 추정되었을 가능성이 있다.

## V. 결 론

2000년대 전복 해상가두리 양식이 보급되면서 전복은 해면양식업 품종 중 생산액 1위를 달성할 만큼 빠르게 성장하였다. 그러나 전복산업은 산지수집상을 통한 비계통출하 비중이 크고, 산지거래 시 덤의 요구, 도매단계에서는 비법정(유사) 도매시장으로의 유통 등으로 인해 가격결정의 투명성이 낮은 것이 문제로 지적된다. 이러한 문제를 개선하기 위해 전복산업의 유통실태에 대한 연구가 일부 수행되었으나, 계량경제학적 분석을 통해 시장구조를 심층적으로 진단하고, 시사점을 제시한 연구는 드문 것이 현실이다.

이에 본 연구는 전복 산지-도매시장에서 비대칭적 가격전이 현상이 존재하는지를 규명하고, 비대칭성의 원인이 되는 시장의 불완전 경쟁구조를 시장지배력 추정을 통해 밝힘으로써 전복 유통시장에 대한 이해를 높이는 데 목적을 두었다. 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 산지-도매시장(하남, 인천)의 가격전이에 대한 분석 결과, 전복가격은 산지시장과 두 지역의 도매시장 사이에서 모두 양(+)-의 비대칭적 가격전이 현상이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 전복 산지시장과 도매시장 사이의 중간 유통단계에서 초과이윤을 수취하고 있을 가능성을 보여 주는 증거이며, 산지와 도매 유통구조의 불완전성으로 인해 전복 유통시장이 비효율적으로 작동하고 있음을 시사한다.

둘째, 산지와 도매시장 간의 수요과점 시장지배력을 추정한 결과, 산지시장과 하남도매시장, 산지시장과 인천도매시장 단계에서의 수요과점력 파라미터가 각각 0.062, 0.074로 일정 부분 수요과점 시장지배력이 존재하며, 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 이는 수요자가 공급자에 비해 상당한 거래교섭력이 있음을 보여 주며, 전복의 산지유통이 수요자 주도 시장임을 의미한다.

본 연구결과에 근거하여 다음과 같은 시사점을 제시할 수 있다. 산지-도매 유통과정에서 양의 비대칭적 가격전이 현상이 존재한다는 분석 결과는 생산자들의 거래교섭력 제고가 필요함을 실증적으로 보여 주고 있다. 향후 생산자단체의 규모화·조직화, 산지수협 계통출하 활성화<sup>10)</sup>를 위한 위판체계 마련, 업계의 공동출하 및 시장 출하물량 조절, 자조금사업 활성화<sup>11)</sup> 등을 통해 생산자들의 거래교섭력을 보다 강화할 필요가 있다. 또한, 생산자의 정보취득 경로를 다양화하고<sup>12)</sup>, 유통비용 절감을 위한 출하처 다변화, 직거래 활성화 지원방안도 마련되어야 한다.

한편, 전복 생산자가 출하한 이후 산지수집상을 거쳐 도매단계로 유통되는 과정에서 유통 주체의

10) 이미진(2014)의 연구에서 가격조건이 맞지 않아 계통출하를 비선호하는 생산자가 응답자의 37%로 가장 많았으나, 응답자 66%가 수협을 통한 경매제가 필요하다고 응답했다. 이러한 현장 수요와 계통출하 활성화로 인한 생산자의 가격정보 부재 해소, 추가적인 출하처 확보 등 생산자의 거래교섭력 강화에 도움을 줄 수 있기에 산지수협의 계통출하 활성화가 필요하다고 판단된다.

11) 아시아투데이, 생산자단체 자조금으로 어업 경쟁력 강화한다, 2016.09.22.

12) 이미진(2014)의 연구에서 생산자가 가격정보를 얻음에 있어 매우 불만족스러운 것으로 나타났으며 그 이유로 적은 획득경로와 부정확한 정보를 선택했다.



수와 거래 규모, 유통비용과 마진의 형성 구조 등에 대한 실태가 제대로 파악되지 못하고 있다. 전복은 비계통 출하가 많아 유통경로를 100% 추적하여 현황을 파악하기에는 분명 한계가 있을 것이나, 전복 유통구조 개선과 거래의 투명성 제고를 위해서는 산지 이후 유통단계에 대한 보다 자세한 실태 파악이 필요하다. 해양수산부의 ‘수산물 생산 및 유통산업 실태조사’ 수행 시 이에 대한 추가적인 조사도 검토할 필요가 있다.

본 연구는 전복의 산지-도매시장 간 비대칭적 가격전이 존재 여부와 더불어 수산분야에서는 처음으로 신경험적 산업조직론(NEIO)에 기반하여 전복 유통시장에 수요과점 시장지배력이 존재함을 실증적으로 규명했다는 데 의의가 있다. 최근 완도군과 전복 생산·유통단체의 업무협약<sup>13)</sup>을 시작으로 추후 진행될 전복 유통구조 개선을 위한 연구나 관련 정책 수립에 있어서 논의의 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

다만, 시장지배력 추정을 위해 적용한 신경험적 산업조직론 접근방법이 다양한 분야에서 광범위하게 이용되고 있지만, 한계비용을 얼마나 정확하게 추정하는지에 대한 비판의 소지가 남아 있다(전상근 외, 2010). 또한 산지수집상과 도매상의 거래에 대한 정보의 부재로 수요과점력을 포괄적으로 가정하고 분석이 이루어진 점은 본 연구의 분명한 한계라 할 수 있다. 만약 산지가격, 도매가격뿐만 아니라 그 중간단계의 유통주체인 산지수집상과 도매상 간의 거래가격에 기반한 분석이 이루어진다면 현실에 보다 근접한 연구결과를 도출할 수 있을 것으로 판단된다. 이는 향후 연구과제로 남기고자 한다.

## REFERENCES

- 강대운·안병일(2015), “Threshold Vector Error Correction Model을 이용한 수산물의 유통단계 간 가격전이 현상 분석: 오징어와 굴을 중심으로”, 해양정책연구, 30(2), 1-25.
- 강석규(2014), “양식 납치가격 변동성의 구조변화와 비대칭성 검증”, 수산경영론집, 45(2), 29-59.
- 강전상(2022), “수입과일의 시장지배력 추정”, 석사학위논문, 고려대학교.
- 김병률·안병일(2022), “깐마늘 가공업체의 시장지배력 분석”, 식품유통연구, 39(3), 1-16.
- 김철현·남종오(2018), “신선 물오징어의 도·소매시장 간 가격변동성의 전이 및 비대칭성 분석에 관한 연구”, 수산경영론집, 49(2), 21-35.
- 김태훈·안병일(2010), “가격전이의 비대칭성을 이용한 유통과정의 비효율성 검증: 농산물 시장에서의 적용”, 산업조직연구, 18(4), 137-163.
- 송성환·순병민·한석호(2023), “주요 양념채소류의 도·소매 가격 간 비대칭적 가격전이 분석”, 한국식품유통학회 동계학술발표논문집, 97-112.
- 승준호·콘도 타쿠미(2022), “미국 곡물 수출시장의 비대칭적 가격전이와 시장지배력 분석”, 농촌경제, 45(3), 1-25.
- 신영태·장홍석·김봉태(2008), “생산조정 및 유통혁신을 통한 전복양식업의 발전방안”, 한국해양수산개발원.
- 안병일(2006), “백색시유 가공업자의 시장지배력 추정”, 농촌경제, 29(2), pp. 39-54.
- 양승룡·이원진(2001), “한국 농산물 수입시장에서의 주요 수출국의 시장지배력 분석”, 한국농업경제학회, 42(1), 99-115.
- 오선아·최고봉·김현중(2015), “국내 석유제품 시장의 가격비대칭과 시장지배력 연구”, 에너지경제연구, 14(3), 1-25.
- 이남수·박은영(2010), “전복의 거래에 있어 덤의 의미와 영향”, 수산경영론집, 41(3), 79-102.
- 이미진(2014), “전복 산지유통구조의 합리화 방안에 관한 연구”, 전남대학교 대학원 석사학위논문.

13) 매일일보, 완도군, 전복 공정거래 활성화 위한 업무협약 체결, 2021.02.25.

- 이미진 · 최양호 · 강연실(2016), “전북 산지 유통구조의 합리화 방안에 관한 연구 -완도지역을 중심으로-”, 한국도서 연구, 28(1), 35-55.
- 이미진 · 최양호 · 박성진(2019), “전북 산지 가격 변화와 유통”, 한국해양과학기술협의회 공동학술대회.
- 이정미 · 김기수(2010), “수산물 시장의 유통단계별 가격전달의 비대칭성에 관한 실증 분석”, 수산경영론집, 41(3), 59-78.
- 이현동 · 마창모(2020), “양식넙치 산지-도매가격 간 비대칭적 가격전이 분석”, 수산경영론집, 51(4), 69-83.
- 전상곤 · 채상현 · 김현중(2010), “국산 쇠고기의 유통단계별 시장지배력 측정”, 농업생명과학연구, 44(6), 201-211.
- 전용한 · 남중오(2022), “양식 조피볼락의 산지 · 도매시장 간 비대칭적 가격전이 분석”, 수산해양교육연구, 34(1), 76-86.
- 정세이(2015), “국내 우유시장의 가격비대칭성과 수요과점력”, 석사학위논문, 건국대학교.
- 최영태(2009), “전북산업 발전을 위한 제언”, 수산정책연구, 16-22.
- 추연원(2013), “전력산업 자유화 정책이 시장효율성과 혁신유인에 미치는 영향 분석”, 석사학위논문, 서울대학교.
- 한석호 · 장희수 · 허수진 · 이남수(2020), “부분균형모형을 이용한 전북 수급전망모형 구축에 관한 연구”, 수산경영론 집, 51(2), 51-69.
- 해양수산부(2022), 2022년 수산물 생산 및 유통산업 실태조사.
- Bresnahan, T. F. (1982), “The Oligopoly Solution Concept Is Identified”, *Economics Letters*, 10, 87-92.
- \_\_\_\_\_ (1989), “Empirical studies of industries with market power”, *Handbook of Industrial Organization*, 11, 1011-1057.
- 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.
- O'Donnell, C. J. (1999), “Marketing margins and Market power in the Australian dairy processing and retailing sectors”, Paper Presented in the 43rd Annual Conference of the Australian Agricultural and Resource Economics Society.
- Stephan, V. C.-T. (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.
- Vrinda, K., Sudhir, K. and Vithala, R. R. (2001), “Structural analysis of competitive behavior: New Empirical Industrial Organization methods in marketing”, *International Journal of Research in Marketing*, 18, 161-186.
- 뉴스1, <https://www.news1.kr/articles/?3190083>.
- 뉴스1, <https://www.news1.kr/articles/?4645648>.
- 매일일보, <https://www.m-i.kr/news/articleView.html?idxno=800682>.
- 아시아투데이, <https://www.asiatoday.co.kr/view.php?key=20160921010010808>.
- 조선일보, [https://www.chosun.com/site/data/html\\_dir/2015/09/10/2015091004517.html](https://www.chosun.com/site/data/html_dir/2015/09/10/2015091004517.html).
- 통계청, 국가통계포털(<http://kosis.kr>), 어업생산동향조사.
- 한국수산경제, <http://t633.ndsoftnews.com/news/articleView.html?idxno=31238>.
- 한국해양수산개발원 수산업관측센터(<https://www.foc.re.kr>).