

국내 고등어 소비자물가 결정요인 분석: 체장 조성과 수입 가격을 중심으로

강효녕[†] · 이남수

한국해양수산개발원(†부연구위원 · 연구위원)

An Analysis of Determinants of Consumer Prices for Mackerel: Evidence from Size Composition and Import Prices

Hyonyong KANG[†] · Namsu LEE

Korea Maritime Institute(†associate research fellow · research fellow)

Abstract

This study examines why mackerel consumer prices in Korea have remained elevated despite increases in aggregate production, focusing on size composition and import prices. A first-differenced distributed lag model with Newey-West HAC standard errors is estimated using monthly data from January 2019 to December 2025. The increase in production was concentrated in small-sized fish, while the supply of medium- and large-sized fish destined for food consumption declined substantially. When total production and medium- and large-size production are entered jointly, the cumulative coefficient on the latter over lags of zero to three months remains negative and significant, whereas no additional contribution from total production is detected. Decomposing total production into a scale effect and a composition effect shows that the two moved in opposite directions, so that the aggregate indicator conflates them. Import prices co-move with consumer prices contemporaneously, but no significant cumulative pass-through is found. These findings are consistent with the notion of a “total production illusion”, in which total output overstates effective food-use supply. The analysis identifies the direction and lag structure of these associations rather than causal effects, and suggests complementing supply-demand management with size-specific supply indicators.

Key words : Mackerel, Consumer price, Size composition, Total production illusion, Distributed lag model

I. 서론

1. 연구 배경 및 필요성

최근 급격한 기후변화와 자원 감소로 수산물 수급 및 물가는 식량안보의 핵심 과제로 부상했다. 세계 식품 가격은 지난 20여 년간 여러 차례 급등기를 거치며 소비자 후생에 영향을 미쳤다. 구체적으로 2007~2008년과 2010~2011년에는 곡

물과 유지류 가격이 단기간에 급등하면서 세계 여러 국가에서 식량안보 문제와 사회적 갈등이 발생했다(Bellemare, 2015). 2022년에는 코로나19에 따른 공급망 문제와 지정학적 충격이 겹치면서 식품 가격 변동성이 확대되었다(FAO, 2025). 이러한 국제 식품 가격 변동성은 환율과 함께 수입단가에 반영되어 국내 소비자물가로 전이될 수 있다(Campa and Goldberg, 2005). 수산물은 기후

[†] Corresponding author: 051-797-4525, young@kmi.re.kr

변화에 따른 자원 변동성이 크고 국제 교역 의존도가 높다. 이에 수입 가격의 변동이 국내 소비자물가에 반영될 개연성이 크다. 최근 국내 고등어 소비시장은 수입산 비중이 높으며, 특히 노르웨이산에 대한 의존도가 높아지면서 국내 고등어 유통은 국제 가격과 환율 변동에 더 민감해졌다. 따라서 글로벌 여건 변화는 국내 고등어 소비자물가의 주요 결정요인으로 작용한다.

우리나라에서 고등어는 ‘국민 생선’으로 불릴 만큼 식탁에 자주 오르는 대중성 어종이며, 수산물 소비자물가지수 대상 중 가중치가 높다. 고등어는 이른바 ‘밥상 물가’를 대표하는 품목이다. 이에 정부는 고등어를 주요 수산물 수급 관리 대상 품목으로 지정하여 비축·방출 및 할인 지원 등 다양한 수급 정책을 추진 중이다. 고등어 소비자물가는 국민 식생활과 정부의 물가정책에서 중요한 의미가 있다. 따라서 최근 고등어 가격 변동의 원인을 규명하는 것은 학술적 의미뿐 아니라 정책적·실무적 측면에서 중요한 과제이다.

고등어 소비자물가의 변동성을 이해하기 위해서는 공식 생산 통계와 실제 식용 공급 간 괴리에 주목할 필요가 있다. 일반적으로 생산량 증가는 가격 안정 요인으로 작용한다. 그러나 최근 고등어 수급과 가격 변동성은 생산량만으로 충분히 설명하기 어렵다. 또한 기존 연구와 정책에서는 주로 총생산량을 공급의 대표 지표로 이용해 왔으나, 실제 식용 공급을 적절히 반영하는지에 대해서는 충분한 검증이 이루어지지 않았다. 따라서 국내 고등어 총생산량뿐 아니라 실제 식용 소비시장의 공급 여건과 수입단가, 환율 등 다양한 요인을 동시에 고려할 필요가 있다.

고등어는 주로 식용으로 소비되는 중대형어와 사료용, 미끼용 또는 수출용으로 활용되는 소형어로 구분하고 있으나, 세부적 용도나 체장별로 구분하는 통계치는 없다. 따라서 생산량 증가가 반드시 식용 공급의 증가를 의미하지 않는다. 본 연구에서는 이러한 생산량 지표가 실질적인 식용 공급 여건을 반영하지 못하는 현상을 ‘총생산량

착시(total production illusion)’로 정의한다.

이 개념은 다음과 같은 이론적 계보에 따른다. 우선 일반적 물가지수에서 논의되는 품질 구성효과(quality-mix effect)와 헤도닉 가격 이론은 체장, 신선도 등 품질 속성이 가격 수준이나 물가지수 측정에 미치는 영향을 다룬다. 수산 분야에서는 McConnell and Strand(2000)와 Kristofersson and Rickertsen(2007) 등이 어체 크기에 따른 가격 프리미엄을 분석한 바 있다. 또한 국제무역 통계에서 논의되는 단위 가치 편의(unit value bias)는 평균 단가가 개별 상품의 가격 변화뿐 아니라 상품 구성의 변화를 함께 반영함으로써 발생하는 측정상의 편의이다(Silver, 2010).

반면, 본 연구에서 제시하는 ‘총생산량 착시’의 개념은 가격이나 물가지수의 측정 편의가 아니라 ‘수급 신호가 왜곡되는 현상’을 의미한다. 즉 총생산량이라는 집계 지표가 실제 소비시장에 공급되는 식용 규모를 적절히 반영하지 못해 수산물 수급 정책 신호를 왜곡하는 현상을 의미한다. 이는 자원경제학에서 단순 집계 공급량과 유효 공급(effective supply)을 구분하는 관점과 유사하며, 이질적 집단을 하나의 지표로 합산하는 과정에서 집단 관계 속성이 소실되는 집계 편의(aggregation bias), 특히 심슨의 역설(Simpson’s paradox)과 유사하다(Simpson, 1951).

구체적으로 중대형 고등어와 소형 고등어는 소비시장에서 용도와 수요가 서로 달라 상호 대체 가능성이 제한적이다. 그러나 총생산량이라는 단일 지표로 집계되면, 중대형어 공급 감소에 따른 식용 공급 부족이 소형어 생산 증가로 인해 상쇄될 수 있다. 결과적으로 총생산량이 동일해도 실제 소비시장에 공급되는 식용 고등어는 감소할 수 있으며, 총생산량 지표만으로 공급 구조의 변화를 판단하는 데 한계가 있다. 따라서 총생산량 착시는 통계적 측정 오차 자체보다 집계 지표가 정책 결정 과정에서 전달하는 수급 신호의 왜곡에 초점을 둔다는 점에서 기존 연구(품질 구성효과, 단위 가치 편의, 집계 편의 등)와 구별된다.

결국 총생산량만을 기준으로 수급을 판단하거나 정책을 설계하면 실제 식용 공급 부족을 과소평가하는 구조적 오류가 발생할 가능성이 크다.

본 연구는 총생산량 착시의 성립 여부를 다음과 같이 조작적으로 정의하고 검증한다. 총생산량과 식용 중대형어 공급량을 동일 모형에 투입하여 분석한 결과, 총생산량을 통제된 상태에서도 중대형어 공급량만이 소비자물가와 유의한 관계를 유지하는 것으로 나타났다. 반면 총생산량의 추가적인 기여도는 확인되지 않았다. 이는 총생산량 지표가 실제 식용 시장 공급 변화를 정교하게 반영하지 못하고 있음을 시사한다. 총생산량은 규모와 체장 구성의 변화가 함께 반영되므로, 이를 ‘규모효과’와 ‘구성효과’로 분해한 모형을 추가로 추정하여 결과의 일관성을 확인했다.

2. 연구 목적 및 방향

본 연구는 선행 연구의 이론적 논의를 바탕으로, 고등어의 체장 구성 변화와 수입단가가 소비자물가에 미치는 시차적 영향을 분석하고자 한다. 특히 최근 고등어 생산량 증가에도 불구하고 소비자물가가 지속적으로 높은 수준을 유지하는 현상에 주목하여, 총생산량과 실제 식용 공급량 간 괴리를 실증적으로 검토한다. 본 연구의 일차적 목적은 총생산량 착시를 실증적으로 규명하는 데 있다. 이를 위해 총생산량 지표가 실제 식용 공급의 변화를 적절히 반영하는지를 검증하고, 그 결과를 토대로 수급 및 물가 관리를 위한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

본 연구의 핵심 가설은 고등어 총생산량의 증가가 반드시 식용 공급량의 증가를 의미하지 않으며, 체장 구성의 구조적 변화가 소비자물가와 밀접하게 관련될 수 있다는 것이다. 특히 최근 고등어 생산량 증가가 소형어 중심으로 이루어진 반면, 중대형어 공급은 오히려 감소했다는 점에 주목하였다. 이에 총생산량과 실제 식용 공급 간 괴리가 고등어 소비자물가와 어떠한 관련성을 가

지는지를 실증적으로 검토하였다.

이러한 가설을 검증할 수 있는 형태로 구체화하기 위해 본 연구에서는 다음과 같은 연구 질문을 설정하였다. 첫째, 고등어 총생산량은 소비자물가와 유의한 관련성을 갖는가? 둘째, 중대형어와 소형어의 생산량은 소비자물가와 상이한 관련성을 보이는가? 셋째, 수입단가는 당월 및 시차 구조에서 소비자물가와 어떠한 관련성을 갖는가? 넷째, 체장 구성과 수입단가의 상대적 기여도는 어떠한가? 이상의 연구 질문 가운데 첫째와 둘째는 ‘총생산량 착시’의 성립 여부를 검증하기 위한 것이며, 셋째는 수입 가격의 소비자물가 전이 구조를, 넷째는 두 요인의 상대적 기여도를 파악하기 위한 것이다.

최근 연근해산 고등어는 총생산량 증가에도 불구하고 체장 구성이 중대형어에서 소형어 중심으로 변화하고 있다. 이는 글로벌 기후 및 해양환경 변화에 따른 수온 상승, 그리고 이에 수반된 성장 특성 및 자원 구조의 변화와 관련된 것으로 보고되었다(ICES, 2025). 국내 고등어 총생산량이 증가했음에도 중대형어 공급 기반은 약화했으며, 이에 따라 식용 고등어의 수입 의존도는 높아졌다. 아울러 글로벌시장에서 형성되는 고등어 수입단가도 상승하면서 국내 공급 여건의 악화와 수입 가격 상승이 동시에 나타났다. 결과적으로 최근 고등어 소비자물가는 총생산량만으로 설명하는 데 한계가 있다. 고등어 소비자물가의 변동은 연근해산 총생산량뿐 아니라, 국내산 고등어의 체장별 공급 구조 변화와 수입산 고등어의 가격 충격을 함께 고려하여 검토할 필요가 있다.

본 연구는 수산물 소비자가격과 어획물의 크기 간의 관계에 관한 기존 선행 연구를 검토하고, 체장별 생산량과 수입단가가 소비자물가에 미치는 동태적 영향을 실증적으로 분석하였다.

3. 주요 선행 연구

관련 문헌과 선행 연구의 주요 결과를 정리하

면 다음과 같다. 첫째, 수산물 가격은 생산량뿐 아니라 어체 크기, 신선도 등 품질 속성의 영향을 받는다. 일반적으로 어체 크기가 클수록 높은 시장가격을 형성한다(McConnell and Strand, 2000; Kristofersson and Rickertsen, 2007). Yildiz et al.(2023)은 튀르키예 이스탄불 수산시장 자료를 실증 분석한 결과, 어체 크기가 클수록 시장가격이 높게 형성됨을 확인하였다. 또한 Tsikliras and Polymeros(2014)는 수산물 시장가격이 어체 크기와 유의한 관련성을 갖는 반면, 어획량 규모의 영향은 상대적으로 제한적임을 밝혔다. 이러한 선행 연구는 수산물의 경우 양적 규모뿐 아니라, 체장 구성과 같은 구성적 특성이 가격 형성과 밀접한 관련성이 있음을 보여준다.

둘째, 수입 가격과 환율의 변동은 국내 소비자 물가로 전이될 수 있으며, 그 정도는 품목별 수입 의존도와 시장구조에 따라 상이하다(Goldberg and Knetter, 1997; Campa and Goldberg, 2005). 수산물 소비시장에서도 수입단가는 국내 가격 형성에 유의한 영향을 미치며, 가격 조정 과정은 비대칭적으로 나타나는 경우가 많다(Bronnmann and Bittmann, 2019). 특히 수입 비중이 높고 특정 국가에 대한 의존도가 큰 품목은 수입 가격과 환율 변동이 소비자가격에 강하게 전이될 가능성이 있다. 국내 선행 연구에서도 수입단가의 소비자가격 전이 현상은 다양한 연구에서 확인되었다(Kim et al., 2020). Lee and Kim(2026)은 노르웨이산 고등어 수입 가격이 국내 산지 가격에 유의하게 전이됨을 확인하였다. 한편 Bronnmann and Bittmann(2019)은 독일 소매시장 가격 자료를 이용해 비대칭적 가격 조정 과정을 분석함으로써 소비 단계의 가격 형성을 직접적으로 분석하였다. 다만 이들 연구는 가격 계열 간 전이 구조에 초점을 두었으며, 어획물의 체장 구성 변화를 설명변수로 함께 고려하지 않았다.

기존 연구는 대체로 어획물의 크기 및 품질에 따른 가격 형성과 수입 가격의 전이 효과를 독립적으로 분석하였다. 수산물의 유통 단계별 가격

형성을 다룬 연구(Kim et al., 2020; Jang et al., 2015)는 산지·도매·소매 간 가격 연관성과 유통마진을 분석했으나, 어획물 체장 구성의 구조적 변화가 소비자가격 형성 과정에 미치는 영향은 충분히 설명하지 못했다. 반면 수입 가격 전이를 다룬 연구(Cha and Kim, 2009; Lee and Kim, 2010; Lee and Kim, 2023)는 수입산과 국내산 간 가격 인과성, 유통 단계별 비대칭성, 수입 가격을 고려한 가격 전이 등 국제가격 충격이 국내 가격으로 파급되는 과정에 초점을 두었다. 그러나 실제 식용 공급 기반을 결정하는 체장 구성의 변화는 고려하지 않았다.

또한 국내 선행 연구는 대부분 산지·도매가격을 분석 대상으로 하였으며(Kim et al., 2020; Cha and Kim, 2009), 소비자물가 관점에서 국내 공급 구조 변화와 수입 가격 충격을 통합적으로 다룬 연구는 극히 제한적이다. 요컨대 관련 선행 연구들은 품질 프리미엄과 가격 전이 구조를 규명하는 데 기여했다. 그러나 총생산량과 실제 식용 공급 간의 괴리, 그리고 어획물 체장 구조의 시계열적 구조 변화(structural shift)가 소비자물가에 미치는 시차적·누적적 영향까지는 충분히 다루지 못했다. 본 연구는 바로 이 지점을 차별적 연구 공백으로 설정하고 이를 규명하고자 하였다.

생산량 증가에도 소비자물가가 상승하는 현상에 대해서는 몇 가지 대안적 설명이 가능하다. 본 연구에서는 이를 다음과 같이 검토하였다. 첫째, 전반적인 물가 상승이 반영되었을 가능성을 고려할 수 있다. 본 연구의 분석 기간 중 고등어 소비자물가 상승률은 전체 상승률을 크게 상회하므로, 고등어 소비자물가의 상승을 일반적인 인플레이션으로 설명하기 어렵다.

둘째, 대체재 가격은 설명변수에 포함하지 않았다. 고등어 대체 어종은 일률적으로 특정하기 어려우며, 수산물 간 대체 관계는 어종의 생물학적 유사성뿐만 아니라 가격 수준, 조리 및 소비 방식, 구매 목적 등에 따라 상이하기 때문이다. 본 연구에서는 고등어와 같은 등푸른생선으로 소

비 용도와 가격 수준이 비교적 유사한 ‘삼치’를 잠재적 대체 어종으로 검토하였다. 단, 삼치는 소비자물가 조사 품목에 포함되지 않아 분석 기간에 일관되게 적용할 수 있는 월별 소비자가격 자료를 확보하기 어렵다. 또한 월별 가격 자료가 존재하는 갈치, 참조기 등은 고등어와 가격 수준 및 주된 소비 형태에서 차이가 있어 직접적인 대체재로 설정하기에는 한계가 있다. 결과적으로 충분한 실증적 근거 없이 특정 어종을 대체재로 선정하기보다는 대체재 가격 변수를 모형에서 제외하는 것이 합리적이다. 다만 고등어와 다른 수산물 간 교차 가격 관계를 별도로 검증하지 못한 점은 본 연구의 한계로 남긴다.

셋째, 유통마진의 변화와 정부 비축·방출 등 유통 및 정책 요인은 일관된 기준의 월별 시계열 자료를 확보하기 어려워 설명변수로 반영하지 못했다. 간편식 확산을 비롯한 소비구조 변화는 단기적인 변동보다 완만한 증장기 추세일 가능성이 크므로, 월별 고등어 소비자물가의 단기 변동을 설명하는 변수로 활용하는 데 한계가 있다. 이에 비해 어획물 체장 구성과 수입단가는 어체 크기에 따른 가격 프리미엄과 수입 가격의 국내 소비자가격 전이라는 이론적·실증적 근거를 갖춘 요인이다. 따라서 본 연구는 이 두 변수를 핵심 설명변수로 설정하였으며, 거시경제 여건이 분석 결과에 미치는 영향은 확장 모형을 이용한 강건성 검정을 추가로 확인하였다.

II. 연구 방법

1. 분석 자료

문헌 연구를 바탕으로 본 연구는 고등어 총생산량 증가에도 소비자물가가 높은 수준을 유지하는 배경을 어획물의 체장 구성 변화와 수입단가 측면에서 검토하였다. 구체적으로 식용 중대형어 공급량과 노르웨이산 고등어 수입단가의 변화가 소비자물가의 단기 변동과 어떠한 시차적 관련성

을 갖는지를 차분 분포시차모형(first-differenced distributed lag model)을 이용하여 분석하였다.

본 연구의 분석 범위는 다음과 같다. 품목 범위는 국내 소비시장에 공급되는 연근해산 고등어와 노르웨이산 냉동 고등어로 한정하였다. 분석 기간 중 고등어 수입량의 80%는 노르웨이산이었으며, 국내에서는 마리당 300~500g 및 400~600g 규격의 냉동 고등어가 주로 유통된다. 특히 주요 유통 규격 간 가격 차이가 크지 않아, 해당 규격의 수입 물량을 합산하여 산출한 평균 수입단가를 수입산 고등어의 공급 및 가격 여건을 대표하는 지표로 사용하였다. 연구의 공간적 범위는 전국으로 설정하였으며, 소비자물가는 전국 평균 기준의 소비자물가지수를 이용하였다. 분석 대상은 소비자 단계로 한정했으며, 산지 및 도매 단계 가격 전이 과정은 분석 범위에서 제외하였다. 시간적 범위는 2019년 1월부터 2025년 12월까지 총 84개월이며, 체장 규격별 월별 위판 자료를 기준으로 확보할 수 있는 기간을 고려하여 설정하였다.

본 연구의 분석 변수는 고등어 소비자물가지수, 총생산량, 중대형어 생산량, 소형어 생산량, 수입량, 수입단가, 수출량 및 수출단가로 구성하였다. 수입단가는 노르웨이산 냉동 고등어의 수입액을 수입량으로 나눈 평균 단가에 원/달러 환율을 적용하여 원화 기준으로 환산했으며, 수출단가는 냉동 고등어 수출단가를 사용하였다.

체장별 생산량은 부산공동어시장 위판 통계를 이용해 산출하였다. 부산공동어시장의 위판 규격은 체장이 아니라 마리당 중량을 기준으로 구분되므로, 본 연구에서는 중량 기준의 규격 구분을 어획물 체장 구성의 대리 지표로 활용하였다. 구체적으로 중대형어는 주로 식용으로 소비되는 마리당 300g 이상의 고등어를 의미하며, 위판 규격 가운데 이에 해당하는 고등어(상)·고등어(중)·고등어(하)의 합계로 산출하였다. 마리당 300g은 고등어(하) 등급의 하한에 해당하는 위판 규격상의 실제 경매값이다. 마리당 300g 미만의 규격은 소

형어로 분류하며, 대부분 식용보다 수출 원료, 생사료 및 미끼용 등으로 거래된다. 중대형어 비중은 전체 고등어 위판량에서 중대형어가 차지하는 비율로 정의하였다. 부산공동어시장은 전국 고등어 위판량의 50% 이상을 차지하는 최대 위판처로, 규격별 월별 위판 자료를 지속적으로 확보할 수 있는 대표적인 자료 공급원이다.

본 연구는 부산공동어시장의 월별 중대형어 비중을 국가데이터처 「어업생산동향조사」의 전국 고등어 생산량에 적용하여 중대형어 및 소형어 생산량을 추정하였다. 따라서 체장별 생산량의 합계는 전국 생산량과 일치하도록 산정하였다. 다만 이러한 추정 방식은 부산공동어시장의 체장 조성이 전국의 체장 조성을 대표한다는 가정에 기초하므로, 지역별 조성 차이가 존재할 경우 일정한 측정 오차가 발생할 수 있다. 본 연구에 사용된 주요 변수의 기술 통계량은 다음 <Table 1>과 같다.

고등어 소비자물가지수(CPI)는 평균 109.6이며, 수입단가는 kg당 2,980원이다. 중대형어 생산량은 평균 1,519톤이었으며, 최저 33톤에서 최고 5,888톤까지 월별 편차가 매우 큰 것으로 확인되었다. 이는 국내 식용 중대형어의 공급 여건이 월별로 크게 달라졌음을 시사한다.

2. 분석 방법

본 연구는 고등어 소비자물가와 관련된 주요 요인 간의 단기 관계와 시차 구조를 분석하기 위하여 차분 분포시차모형을 이용하였다. 모형 설정에 앞서 각 시계열의 정상성을 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정(Kwiatkowski et al., 1992)으로 확인하고, 변수 간 장기균형 관계의 존재 여부는 Engle-Granger 공적분 검정(Engle and Granger, 1987), Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계 검정, Johansen(1991) 공적분 검정을 병행하여 검토하였다.

시계열 자료를 수준 변수로 직접 회귀할 경우 공통 추세에 의해 가성회귀(spurious regression)가 발생할 수 있다(Granger and Newbold, 1974). 검정 결과 소비자물가지수와 수입단가 및 수출단가는 I(1) 과정으로 확인되었으며, 변수 간 안정적인 장기균형 관계는 확인되지 않았다. 이에 장기균형모형보다 단기 변동과 시차 구조를 분석하기에 적합한 차분 분포시차모형을 적용했으며, 모든 변수는 계절조정 후 로그 변환 및 1차 차분하여 사용하였다. 본 연구의 핵심 설명변수는 중대형어 생산량과 수입단가로 설정했으며, 중대형어 공급의 변화는 유통 및 재고 조정을 거쳐 소비자물가에 반영될 것으로 가정하였다.

<Table 1> Descriptive Statistics of Key Variables

(unit: 2020=100, KRW/kg, tons)

	Variable	Mean	Std.Dev.	Min	Max
	Mackerel CPI	109.6	12.6	84.7	134.7
Production	Total	10,231	8,772	329	39,581
	Medium & Large Size	1,519	1,388	33	5,888
	Small Size	8,711	8,492	216	39,315
Exports	Volume	6,339	5,583	471	31,243
	Unit price	1,360	316	831	2,424
Imports	Volume	4,821	2,852	349	11,786
	Unit price	2,980	684	2,139	6,231

Notes: Medium-large and small-size production were estimated by applying the monthly medium-large share from the Busan Cooperative Fish Market to national mackerel production. By construction, the two series sum to total production.

Sources: Busan Cooperative Fish Market, Landing Statistics; Ministry of Data and Statistics, Survey on Fishery Production Trends; Consumer Price Survey; Korea Customs Service, Trade Statistics; Bank of Korea, Economic Statistics System.

유통업체의 경우 공급 충격이 발생하면, 주로 재고를 활용하여 단기적인 수급 불균형을 완화하고 시장 공급량을 점진적으로 조정한다. 이러한 과정은 가격 반영에 시차를 유발할 수 있다(Blinder, 1982). 이를 반영하여 중대형어 생산량을 분포시차(distributed lag) 형태로 모형에 포함하였다.

본 연구의 핵심 설명변수가 결과변수로부터 역방향의 영향을 받을 가능성, 즉 역인과성(reverse causality)의 우려는 다음과 같은 산업적 공급 구조에 의해 제한적인 것으로 판단된다. 우선 중대형어 생산량은 자원량과 해양환경의 영향을 받는 어획량이므로, 당월의 소비자물가가 동일 시점의 생산량 변화를 유인하기 어렵다. 또한 노르웨이산 고등어 수입단가는 국제 시장에서 외생적으로 결정된다. 노르웨이 총허용어획량(TAC)은 연초에 이미 확정되고 어획기(9~10월) 이후 냉동 수입되는 구조이므로, 국내 소비자물가가 글로벌 공급량이나 가격 형성에 영향을 미칠 여지는 낮다. 다만, 관측되지 않은 공통 요인의 혼란 효과를 통제하고자 거시경제 변수를 포함한 확장 모형을 구축하여 추정 결과의 강건성을 검토하였다.

본 연구의 추정은 두 단계로 이루어진다. 먼저 각 변수의 로그값을 월별 더미변수에 회귀하여 계절 성분을 제거하였다. 이는 주요 변수의 계수 추정치에 계절적 변동이 혼재되는 것을 방지하기 위한 것이다. 각 변수(z_t)에 대해 다음과 같은 계절조정 모형을 적용하였다.

$$z_t = \mu + \sum_{m=2}^{12} \phi_m D_m + z_t^{adj} \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$z_t^{SA} = z_t^{adj} + \bar{z}$$

여기서 D_m 은 월별 더미, z_t^{adj} 는 계절성이 제거된 잔차, $\bar{z}$ 는 원계열의 평균이며, z_t^{SA} 는 계절성이 조정된 시계열을 의미한다. 계절성이 제거된 시계열을 구축한 후 모든 변수에 대해 로그 1차 차분을 적용하여 분석에 사용하였다. 이러한 논

의를 바탕으로 다음의 수식과 같이 차분 분포시차모형(first-differenced distributed lag model)을 추정하였다.

$$\Delta \ln(CPI_t) = \alpha + \sum_{i=0}^2 \beta_i \Delta \ln(IP_{t-i}) + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta \ln(MID_{t-j}) + \delta \Delta X_t + \epsilon_t \quad \dots\dots\dots (2)$$

여기서 $\Delta \ln(CPI_t)$ 는 계절 조정된 고등어 소비자물가지수의 로그 1차 차분값, $\Delta \ln(IP_t)$ 는 수입단가의 로그 1차 차분값, $\Delta \ln(MID_t)$ 는 중대형어 생산량의 로그 1차 차분값을 의미한다. X_t 는 소형어 생산량, 수입량, 수출량 및 수출단가로 구성된 통제변수 벡터이며, ϵ_t 는 오차항이다. X-13ARIMA-SEATS 등 표준 계절조정 기법은 분석 기간이 84개월에 불과해 ARIMA 성분을 안정적으로 식별하기 어렵다고 판단하여 적용하지 않았다. 반면 월별 더미 회귀는 선형 변환이므로, 계절조정 이후에도 총생산량과 체장별 생산량 간 로그 항등식이 유지된다.

고등어 수입단가는 통관·유통에 따른 가격 반영의 시차를 고려하여 0~2개월, 중대형어 생산량은 공급 충격이 유통 및 재고 조정을 거쳐 반영되는 특성을 고려하여 0~3개월의 시차를 포함하였다(Blinder, 1982). 중대형어 생산량의 최대 시차에 따른 정보 기준과 최종 시차항의 유의성을 함께 검토하였다. 정보 기준은 대체로 짧은 시차를 지지하여 AIC와 HQIC는 최대 시차 1개월에서, BIC는 0개월에서 최소화되었다. 그러나 분포시차모형의 시차 길이는 예측력을 극대화하기 위한 것이 아니라 공급 충격이 소비자물가로 파급되는 동태적 과정을 적절히 반영하는 데 목적이 있다.

이에 본 연구는 최대 시차를 순차적으로 축소 하면서 최종 시차항의 통계적 유의성을 검토했다. 최대 시차를 4개월로 설정한 모형에서는 t-4항이 통계적으로 유의하지 않았으나(t=-0.87, p=0.385), 최대 시차를 3개월로 설정한 모형에서

<Table 2> Unit Root Test Results

	Variable	ADF(Level)	KPSS(Level)	ADF(1st Difference)	Order
	Mackerel CPI	-1.147	1.389***	-6.564***	I(1)
Production	Medium & Large Size	-4.457***	0.076	-8.601***	I(0) ^a
	Small Size	-3.648***	0.639**	-9.227***	I(0)/I(1) ^b
Exports	Volume	-2.816*	0.783***	-7.738***	I(0)/I(1) ^b
	Unit price	-2.203	0.735***	-8.835***	I(1)
Imports	Volume	-4.740***	0.272	-8.848***	I(0) ^a
	Unit price	0.977	1.207***	-5.698***	I(1)

Notes: ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels. ADF includes a constant and one lag, fixed across variables; KPSS includes a constant (maximum lag set by the Newey-West automatic bandwidth). Level tests use the non-seasonally-adjusted log series. First differences use seasonally adjusted series. Adding a trend or allowing a structural break (Zivot-Andrews) does not alter the classification. ^a Both tests support level stationarity; the series is first-differenced for a consistent short-run specification, with over-differencing tested for medium-large production. ^b The two tests conflict and the order is inconclusive.

는 t-3항이 통계적으로 유의했다($t=-2.13$, $p=0.037$). 또한 0~3개월 누적효과도 통계적으로 유의했다 (-0.0202 , $p=0.003$). 따라서 공급 충격이 유통 및 재고 조정을 거쳐 소비자물가에 반영되는 과정 (Blinder, 1982)과 일반-특수 접근(general-to-specific approach)에 따른 시차 선택 결과를 종합적으로 고려하여 최대 시차를 3개월로 설정하였다. 표준 오차는 자기상관과 이분산에 강건한 Newey and West(1987)의 HAC 추정량을 이용하여 산출했으며, 월별 자료에서 최대 6개월까지의 자기상관을 고려하여 절단시차(truncation lag)를 6으로 설정했다. 모형의 잔차에 자기상관과 조건부 이분산이 존재하는지는 Breusch-Godfrey 자기상관 검정 (Breusch, 1978; Godfrey, 1978)과 ARCH 조건부 이분산 검정을 통해 확인했다. 또한 소표본에서 추론 결과가 강건한지를 점검하기 위해 부트스트랩 표준오차도 함께 산출하였다.

Ⅲ. 연구 결과

1. 체장 조성의 구조적 변화

본 연구의 분석 기간 중 고등어 총생산량은 2019년 10.1만 톤에서 2025년 20.3만 톤으로 두 배가량 증가하였다. 고등어 생산량 증가는 대부분 소형어를 중심으로 이루어졌다. 소형어는 두

배 이상 증가했지만, 중대형에는 68% 감소했다. 그 결과 식용 체장 크기인 중대형어 비중은 2019년 23.8%에서 2025년 3.8%로 급감하였다.

특히 본 연구에서 주목한 점은 총생산량 증가가 소비자물가 하락으로 이어지지 않았다는 사실이다. 같은 기간 연평균 고등어 소비자물가는 88.7에서 128.3으로 상승했다. 이는 고등어 총생산량 증가가 반드시 식용 공급 증가를 의미하지 않으며, 소비자물가는 총생산량보다 실제 식용 공급을 반영하는 중대형어 공급과 더욱 밀접하게 관련될 가능성을 시사한다. 이 결과는 본 연구에서 정의한 ‘총생산량 착시’, 즉 총생산량이 실제 식용 공급 여건을 충분히 반영하지 못해 수급 신호를 왜곡하는 현상을 실증적으로 뒷받침한다.

연평균 고등어 수입단가는 kg당 2,509원에서 4,247원으로 상승했다. 중대형어의 비중 감소와 수입단가 상승은 분석 기간 전체에 걸쳐 지속되었으며, 이러한 변화는 모두 국내외 식용 고등어의 공급 여건을 악화시키는 방향으로 작용하였다. 이는 국내에서는 식용 중대형어 공급이 감소하고 노르웨이산 고등어 수입단가는 상승하는 구조적 국면이 형성되었음을 보여준다. 다만 이는 두 지표의 수준이 동일 기간에 동시에 변화하였다는 의미이며, 월별 변화율 간에는 유의한 상관관계가 나타나지 않았다. 따라서 두 요인은 직접

적인 인과관계보다는 서로 독립적으로 소비자물가 상승 압력을 높인 요인으로 해석된다.

이러한 구조 변화는 고등어 소비자물가가 일반적인 품목의 물가 상승 폭을 웃돌았다는 점에서도 확인할 수 있다. 2019년부터 2025년까지 고등어 소비자물가는 44.7% 상승하여 같은 기간 전체 소비자물가 상승률(17.2%)을 크게 웃돌았다. 고등어 소비자물가 상승률은 신선식품 전체 상승률(42.1%)과 유사한 수준이었으나, 전체 소비자물가와와는 상당한 격차를 보였다. 이는 고등어 가격 변동이 단순히 거시경제 차원의 전반적인 물가 상승세만으로는 충분히 설명되지 않음을 방증한다. 즉, 소비자물가라는 거시적 지표보다는 국내 고등어 시장 고유의 공급 구조적 변화와 수입단가 상승 등 품목 특수적 요인이 가격 결정에 더 지대한 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

2. 단위근 및 공적분 검정

차분 분포시차모형을 추정하기에 앞서 각 변수의 정상성과 장기균형 관계를 우선으로 검정하였다(<Table 2> 참조). ADF 검정의 시차는 변수 간 결과의 비교 가능성을 유지하기 위해 1로 통일했다. 고등어 소비자물가지수, 수입단가 및 수출단가는 수준 변수에서 ADF 검정의 단위근 귀무가설이 기각되지 않아 비정상 시계열로 판단된다. 분석 결과, 중대형어 생산량($ADF=-4.457$, $p<0.01$; $KPSS=0.076$)과 수입량($ADF=-4.740$, $p<0.01$;

$KPSS=0.272$)은 ADF 검정에서 단위근 귀무가설이 기각되고 KPSS 검정에서는 정상성 귀무가설이 기각되지 않아 두 검정 모두 수준 정상성을 지지했다. 이에 따라 두 변수는 $I(0)$ 로 판정하였다.

소형어 생산량은 ADF 검정에서 1%, 수출량은 10% 수준에서 정상성이 유의했으나, KPSS 검정에서는 정상성 귀무가설이 기각되어 두 검정의 판정이 일치하지 않았다. 아울러 추세가 뚜렷한 소비자물가지수, 수입단가 및 수출단가에 추세항을 포함한 ADF 검정을 추가로 수행했다. 그 결과 세 변수 모두 단위근 귀무가설은 기각되지 않아(각각 -2.765 , -1.681 , -2.434 ; 5% 임계값 -3.468) 적분 차수 판정에는 변화가 없었다. 또한 분석 기간에 코로나19와 국제 원자재 가격 급등이 포함된 점을 고려하여 Zivot and Andrews(1992)의 구조변화 허용 단위근 검정을 추가로 수행하였다. 그 결과 세 변수 모두 최소 t-통계량의 절댓값이 5% 임계값의 절댓값(5.08)에 미치지 못하여 $I(1)$ 판정이 유지되었다.

변수 간 장기균형 관계의 존재 여부를 확인하기 위해 세 가지 검정을 시행하였다(<Table 3> 참조). Engle-Granger 검정은 잔차 기반 검정의 특성상 기준모형의 모든 회귀변수를 포함해야 하므로 중대형어 생산량을 유지했으며, Johansen 공적분 검정은 $I(1)$ 변수만을 대상으로 하므로 이를 제외했다. 분석 결과, 우선 Engle-Granger 잔차 기반 검정에서 잔차의 ADF 통계량은 -2.658 로 5% 임계값

<Table 3> Cointegration Test Results

Test Method	Statistic	5% CV
Engle-Granger (ADF)	-2.658	-4.35
ARDL bounds test (F)	2.237	3.338 / 4.511
ARDL bounds test (t)	-1.967	-2.876/-3.786
Johansen trace (2 vars)	6.00	15.41
Johansen trace (3 vars)	16.58	29.68

Notes: The null hypothesis is no cointegration. Engle-Granger critical values follow MacKinnon (1991). The ARDL bounds test reports the $I(0)$ lower and $I(1)$ upper bounds at the 5% level, with response-surface critical values from Kripfganz and Schneider (2020). The Engle-Granger regression retains all regressors of the baseline model, whereas the Johansen system is restricted to $I(1)$ variables and therefore excludes medium-large production. Johansen trace statistics are reported for the null of $r = 0$.

(-4.35)보다 절댓값이 작아 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되지 않았다. 둘째, Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계 검정에서 F-통계량은 2.237로 5% 임계값의 $I(0)$ 하한(3.338)을 하회했으며, t-통계량(-1.967) 역시 하한(-2.876)보다 0에 가까워 장기균형 관계가 존재한다는 증거는 확인되지 않았다. 셋째, Johansen 공적분 검정을 병행한 결과 소비자물가와 수입단가로 구성한 모형의 trace 통계량은 6.00으로 5% 임계값(15.41)을 하회했으며, 수출단가를 포함한 모형에서도 trace 통계량은 16.58로 임계값(29.68)을 밑돌았다. 세 검정 모두 공적분 관계를 지지하지 않았으며, 변수 간 안정적인 장기균형 관계가 존재한다는 통계적 근거는 확인되지 않았다.

중속변수인 소비자물가지수와 수·출입단가 시계열이 $I(1)$ 의 단위근을 포함하고 변수 간 공적분(cointegration) 관계가 성립하지 않음에 따라, 본 연구는 안정적인 단기 관계를 일관되게 추정하고자 모든 변수를 1차 차분하였다. 한편, 수준 정상 시계열의 차분으로 인해 나타날 수 있는 과차분(over-differencing) 가능성에 대해서는, 별도의 제약 검정을 시행하여 모형 식별의 오류가 없음을 확인하였다. 과차분 여부를 검정하기 위해 중대형어 생산량의 계절조정 로그 수준 값을 시차 0~4개월까지 포함한 무제약 모형을 추정하였다. 1차 차분 모형은 수준 변수의 시차 계수 합이 0

이라는 제약을 부과한 형태로 해석할 수 있으므로, 수준 모형에서 해당 제약이 성립하는지를 검정하였다. 검정 결과 귀무가설을 기각하지 못하여($F=0.18$, $p=0.672$), 차분 모형의 적용을 배제할 통계적 근거는 확인되지 않았다. 또한 잔차의 자기상관과 조건부 이분산도 근거가 확인되지 않았다(BG: $p=0.450$, ARCH: $p=0.591$).

차분 모형의 누적효과에 대응하는 수준 모형의 가중합은 -0.0165로 부호는 동일했으나, 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.157$). 또한 중대형어 생산량만 수준 변수로 유지한 혼합 모형에서도 0~3개월 누적 계수는 -0.0013으로 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.784$). 즉 차분 모형에 부과된 제약은 기각되지 않았으나, 수준 모형에서는 중대형어 생산량과 소비자물가 간 장기적 누적 관계가 확인되지 않았다. 따라서 본 연구의 실증 분석 결과는 장기 수준 관계가 아니라, 단기 변화율 간 관계에 대한 해석으로 한정된다.

3. 상관관계 분석

주요 변수와 고등어 소비자물가 간의 관계를 수준 자료와 1차 차분 자료를 이용하여 각각 분석하였다(<Table 4> 참조). 수준 자료의 상관분석 결과, 수입단가는 소비자물가와 높은 양(+)의 상관관계(0.749)를 보였으며, 중대형어 생산량은 음(-)의 상관관계(-0.321)를 나타냈다.

<Table 4> Correlation Coefficients between Mackerel CPI and Explanatory Variables

Variable		Level	1st difference
Production	Total	0.272**	-0.073
	Medium & Large Size	-0.321***	-0.130
	Small Size	0.334***	-0.067
Exports	Volume	0.493***	0.105
	Unit price	0.499***	0.078
Imports	Volume	0.345***	0.014
	Unit price	0.749***	0.429***

Notes: Pearson correlations with the mackerel consumer price. The level column uses the original series; the first-difference column uses seasonally adjusted, log-differenced series. Total production is reported because the operational criterion for the total production illusion contrasts it with size-specific production. ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

반면 고등어 생산량과 소비자물가 간 상관계수는 0.272로 양(+)의 관계를 보여, 생산량 증가가 소비자물가 하락으로 이어진다는 일반 수급이론과 부합하지 않았다. 이는 총생산량의 증가가 반드시 국내 식용 공급의 확대에 이어지지 않으며, 총생산량과 같은 총량 지표로는 소비자물가의 변동을 충분히 설명하기 어려움을 보여준다. 즉, 고등어 소비자물가는 총생산량보다 실제 식용 공급을 반영하는 체장 조성과 수입단가의 변화와 더욱 밀접하게 관련될 가능성이 있다.

다만 수준 자료의 상관관계는 공통 추세의 영향을 포함할 수 있으므로, 추세 성분을 제거한 1차 차분 자료의 상관관계도 검토하였다. 1차 차분 자료에서는 수입단가만이 소비자물가 변화율과 유의한 양(+0.429)의 상관을 보였고, 나머지 변수의 동시점 상관은 통계적으로 유의하지 않았다. 중대형어 생산량은 수준 자료에서 유의한 음(-0.321)의 상관을 보였으나, 차분 후에는 상관계수의 절댓값이 0.130으로 축소되면서 통계적 유의성도 확인되지 않았다. 총생산량 역시 차분 후에는 유의한 상관이 확인되지 않았다. 이러한 결과는 수준 자료에서 나타난 상관관계의 일부가 공통 추세에 기인하였을 가능성을 보여주는 동시에, 중대형어 공급의 영향은 소비자물가에 즉시 반영되기보다 일정한 시차를 거쳐 나타날 가능성이 있음을 시사한다.

상관관계 분석 결과를 종합하면, 수준 자료에서 나타난 상관관계는 수입단가를 제외하면 1차 차분 이후 대부분 약화되었다. 그러나 동시점 상관분석은 변수 간 시차 구조를 반영하지 못한다. 즉 이러한 분석 결과만으로 변수 간 동태적 관계를 판단하는 데는 한계가 있다. 따라서 다음 단계로 차분 분포시차모형을 이용하여 중대형어 생산량 및 수입단가가 고등어 소비자물가와 갖는 시차적 관련성을 분석하였다.

4. 차분 분포시차모형 추정 결과

차분 분포시차모형의 추정 결과는 <Table 5>에 제시하였다. 당월의 수입단가 변화는 고등어 소비자물가 변화와 양(+)의 관계를 보였으며, 계수는 0.172로 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 이는 수입단가와 소비자물가의 단기 변화가 동일 시점에 같은 방향으로 나타나는 경향이 있음을 의미한다. 반면 수입단가의 시차항에서 일부 음(-)의 계수가 나타났으며, 0~2개월 누적효과는 0.065로 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.528$). 따라서 고등어 수입단가는 당월의 소비자물가지수 변화와 유의한 동행 관계를 보였으나, 시차항을 포함한 누적적 관계는 통계적 유의성이 확인되지 않았다.

또한 고등어 수입단가의 당월 계수는 계절성 처리 방식에 따라 크기와 유의성이 일부 달라질 수 있으므로, 계수의 크기보다는 수입단가와 소비자물가 간 당월의 단기적 동행 관계가 확인되었다는 점에 한정하여 해석할 필요가 있다.

중대형어 생산량은 위판 당월부터 소비자물가와 음(-)의 관계를 보였으며, 이는 일정한 시차를 두고 지속되었다. 당월 계수는 -0.0056으로 10% 수준에서 유의했으며, 1개월 시차(t-1)의 계수는 -0.0074로 5% 수준에서, 3개월 시차(t-3)의 계수도 -0.0042로 10% 수준에서 유의했다. 시차 0~3개월의 누적 계수는 -0.0202로 1% 수준에서 통계적으로 유의했다($p=0.003$). 결과적으로 식용 중대형어 공급 감소가 소비자물가 상승과 관련되며, 그 관계가 당월부터 3개월에 걸쳐 분산되어 나타남을 의미한다. 한편, 중대형어 생산량의 계수는 당월부터 3개월 시차까지 네 개 항에서 모두 음(-)의 부호로 일관되게 나타났다. 반면 수입단가는 당월에는 양(+)의 계수를 보였으나, 시차항에서 음(-)의 계수가 나타나 시차항을 포함한 누적 전이효과가 상쇄되었다.

분석 결과, 식용 공급을 반영하는 중대형어 생산량은 소비자물가지수와 유의한 관계를 보였지만, 생산의 대부분을 차지하는 소형어 생산량은 유의하지 않았다. 이는 총생산량의 증가만으로는

<Table 5> Estimation Results of the First-Differenced Distributed Lag Model

Variable	Coef.	Robust S.E.	t-stat
$\Delta \ln(IP_t)$	0.172***	0.040	4.27
$\Delta \ln(IP_{t-1})$	-0.096*	0.055	-1.73
$\Delta \ln(IP_{t-2})$	-0.012	0.050	-0.24
$\Delta \ln(MID_t)$	-0.0056*	0.0031	-1.79
$\Delta \ln(MID_{t-1})$	-0.0074**	0.0030	-2.47
$\Delta \ln(MID_{t-2})$	-0.0030	0.0025	-1.20
$\Delta \ln(MID_{t-3})$	-0.0042*	0.0022	-1.91
$\Delta \ln(SS_t)$	-0.0032	0.0042	-0.76
$\Delta \ln(IV_t)$	-0.0004	0.0043	-0.09
$\Delta \ln(EV_t)$	0.0029	0.0024	1.23
$\Delta \ln(EUP_t)$	-0.0134	0.0085	-1.58
Constant	0.0039*	0.0023	1.67
Cumulative, MID (t to t-3)	-0.0202***	0.0066	-3.03
Cumulative, IP (t to t-2)	0.065	0.102	0.63
Breusch-Godfrey LM test (4 lags)	$\chi^2=3.52$	(p=0.475)	
ARCH LM test (4 lags)	$\chi^2=2.89$	(p=0.576)	
Observations / R^2 / adj. R^2	80 / 0.340 / 0.233		

Notes: The dependent variable is $\Delta \ln$ (seasonally adjusted mackerel CPI); all regressors are seasonally adjusted and log-differenced. IP = import unit price, MID = medium-large production, SS = small production, IV = import volume, EV = export volume, EUP = export unit price. Newey-West HAC standard errors (lag 6); 12 parameters and 68 degrees of freedom; Jarque-Bera = 0.075 (p = 0.963). ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

소비자물가 변동을 충분히 설명하기 어렵고, 실제 식용 시장에 공급되는 중대형어 확보 여부가 소비자물가와 더욱 밀접하게 관련됨을 시사한다. 또한 중대형어 생산량과의 관계가 1개월 시차에서 가장 뚜렷하게 나타난다는 점은 공급 충격이 소비자물가에 즉시 반영되기보다 유통 및 재고 조정 과정을 거쳐 반영될 가능성을 의미한다.

수출량 변수도 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 분석 기간 중 고등어 수출은 주로 저가의 소형어를 중심으로 이루어졌으며, 수출단가는 수입단가의 46% 수준에 머물렀다. 따라서 본 연구에서 이용한 고등어 총수출량은 식용 중대형어의 국내 공급 변화를 충분히 반영하지 못할 가능성이 크다. 따라서 고등어 수출량이 유의하지 않게 나타난 것은 수출이 국내 소비자물가와 무관하다는 해석보다, 총수출량 지표가 식용 고등어의 국내 공급 변화를 충분히 대변하지 못한 데 기인할

가능성을 시사한다.

이러한 교역 구조는 국내 고등어 시장의 경우 상대적으로 고가인 식용 고등어는 수입에 의존하는 대신 저가의 소형어는 주로 수출하는 비대칭적 형태를 띠고 있음을 보여준다.

모형의 통계적 타당성 검증을 위한 잔차 진단 결과, Breusch-Godfrey 자기상관 검정(p=0.475)과 ARCH 조건부 이분산 검정(p=0.576) 모두 귀무가설이 기각되지 않아 잔차의 자기상관 및 이분산은 확인되지 않았다. Jarque-Bera 검정(JB=0.075, p=0.963)에서도 정규성 귀무가설이 기각되지 않아 잔차의 정규성 가정을 만족하였다. 그리고 모형의 조정결정계수(adj. R^2)는 0.233에 그쳤다. 이는 차분 시계열 모형이 추세와 계절성을 제거한 후 순수한 단기 변동성만을 설명한다는 점과 소비자물가가 다양한 거시경제 및 시장 요인의 복합적 영향을 받는다는 것을 고려해야 한다. 이에

본 연구는 추정 결과의 타당성을 재확인하고 신뢰성을 제고하고자, 핵심 결과에 대한 다각적인 강건성(robustness) 검증을 수행하였다.

수입단가와 중대형어 생산량은 측정 단위와 변동성 규모가 서로 달라 원시 계수의 크기만으로 영향력을 직접 비교하기 어렵다. 변동성을 표준화한 계수(β)로 비교하면 수입단가의 당월 효과는 0.468, 중대형어 생산량의 1개월 시차 효과는 -0.265로 나타났다. 수입단가의 표준화 효과가 다소 크게 나타났으나, 원시 계수에서 약 23배에 달하던 격차가 표준화 이후 약 1.8배로 축소되어 두 변수는 유사한 크기 수준에서 소비자물가 변동과 관련되는 것으로 확인되었다.

아울러 총생산량 지표의 설명력을 확인하기 위해, 기준 모형의 체장별 생산량 변수를 총생산량으로 대체하고 동일한 시차 구조로 추정하였다. 그 결과 총생산량 0~3개월 누적 계수는 -0.0206으로 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.110$). 그 값은 중대형어 모형의 -0.0202와 사실상 동일하며, 두 모형의 차이는 추정의 정밀도에 있다. 총생산량 모형에서는 규모효과와 구성효과가 혼재

되어 표준오차가 커지기 때문이다. 나아가 총생산량 착시를 규모 및 구성효과로 분리하기 위해, 총생산량과 중대형어 비중을 함께 투입한 분해모형을 추정하였다(<Table 6> 참조).

규모효과는 -0.0265($p=0.021$)이며, 구성효과는 -0.0187($p=0.045$)로 모두 5% 수준에서 유의했다. 규모효과가 음(-)이라는 것은 고등어 총생산량 증가가 그 자체로는 소비자물가 하락 요인임을 의미한다. 반면 구성효과가 음(-)이라는 의미는 중대형어 비중의 감소가 소비자물가 상승과 연관됨을 시사한다.

$\ln(\text{중대형어 생산량}) = \ln(\text{총생산량}) + \ln(\text{중대형어 비중})$ 이 성립하므로, 두 누적계수가 동일하다는 제약은 곧 중대형어 생산량을 단일 변수로 투입한 <Table 5>의 모형에 해당한다. 검정 결과 해당 귀무가설은 기각되지 않았다(차이-0.0078, S.E. 0.0150, $t=-0.52$, $p=0.605$). 다만 차이의 신뢰구간이 넓어 두 계수가 동일하다고 단정하기는 어려우며, <Table 5>의 단일 변수 모형은 간결한 대안으로 함께 제시한다.

<Table 6> Estimation Results of the Decomposition Model (Scale Effect vs. Composition Effect)

specification	Cumulative coef.	S.E.
A. Decomposition specification		
Scale effect: $\Delta \ln(TOTAL)$	-0.0265**	(0.0112)
Composition effect: $\Delta \ln(SHARE)$	-0.0187**	(0.0091)
B. Equivalent specification		
$\Delta \ln(MID)$, controlling for TOTAL	-0.0187**	(0.0091)
$\Delta \ln(TOTAL)$, controlling for MID	-0.0078	(0.0150)
C. Equality restriction		
Scale effect - Composition effect	-0.0078	(0.0150)
D. Total-production-only specification		
$\Delta \ln(TOTAL)$, replacing size-specific terms	-0.0206	(0.0127)

Notes: Cumulative coefficients over lags 0-3, with the control set, lag structure, and Newey-West HAC standard errors of Table 5; $F(14, 65) = 5.97$, $p < 0.001$. Panel D replaces the size-specific terms with total production ($N = 80$). Panels A and B are reparameterizations of the same model under $\ln(MID) = \ln(TOTAL) + \ln(SHARE)$ and have identical explanatory power. The Panel C difference is not significant ($p = 0.605$), but its 95% confidence interval is wide, $[-0.0378, 0.0222]$, so non-rejection is not treated as evidence of equivalence. Joint tests on the individual lag terms do not reject the null for either indicator ($\Delta \ln(MID)$: $F(4, 65) = 1.47$, $p = 0.221$; $\Delta \ln(TOTAL)$: $F(4, 65) = 0.24$, $p = 0.914$); the results therefore refer to cumulative coefficients. ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

위의 항등식에 따라 분해 모형은 총생산량과 중대형어 생산량을 투입한 형태로 바꾸어 쓸 수 있으며, 두 설정의 설명력은 동일하다. 이 모형에서 중대형어 생산량의 0~3개월 누적 계수는 $-0.0187(p=0.045)$ 로 총생산량을 통제한 뒤에도 유의했으나, 총생산량의 누적 계수는 $-0.0078(p=0.605)$ 로 유의하지 않았다. 다만 개별 시차항에 대한 결합 유의성 검정에서는 두 지표 모두 귀무가설이 기각되지 않아, 이하의 해석은 개별 시차항이 아니라 0~3개월 누적 계수를 기준으로 한다.

이러한 분해 결과는 총생산량만을 단일 지표로 투입한 모형에서 추정 정밀도가 낮았던 결과와도 일치한다. 분석 기간에는 총생산량 증가와 중대형어 비중 감소가 동반되어 나타났으므로, 구성 효과를 통제하지 않을 경우 총생산량 계수에는 두 효과가 혼재되어 추정치가 0의 방향으로 희석된다. 실제로 분해 모형의 규모효과(-0.0265)에 비해 총생산량만 투입한 모형의 누적계수(-0.0206)는 절댓값이 작고 표준오차가 커진다. 이는 총생산량 지표가 식용 공급 여건의 변화를 포착하지 못하는 구조적 이유를 규모·구성 차원에서 뒷받침한다. 다만 이러한 해석은 월별 변화율 간 단기 관계에 기초한 것이므로, 분석 기간 전체의 수준 변화를 그대로 설명하는 것으로 확대하여 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다.

중대형어 생산량의 최대 시차 설정 근거는 이미 앞에서 서술하였다. 또한 중대형어 생산량의

음(-)의 관계는 시차를 0~4개월로 확대하여 추정한 경우에도 유지되었으며, 추가된 t-4 시차항 역시 유의하지 않았다(<Table 7> 참조). 이는 핵심 결과가 시차 설정에 민감하지 않음을 보여준다.

아울러 핵심 결과가 거시 경제 통제 변수의 추가 여부에 따라 달라지는지를 검토하기 위해 유가, 환율 및 일반 물가수준을 추가한 세 가지 확장모형을 추정하였다(<Table 8> 참조). 첫째, 국제유가의 로그 1차 차분값을 추가한 확장모형에서 중대형어 생산량의 0~3개월 누적계수(-0.0203 , $p=0.003$)와 수입단가의 당월 계수(0.175 , $p<0.01$)는 부호와 유의성이 그대로 유지되었으며, 유가 계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 국제유가의 영향이 원화 기준 수입단가에 이미 상당 부분 반영되어 있어 별도의 추가 효과가 확인되지 않음을 시사한다.

둘째, 원화 기준 수입단가는 달러 표시 수입단가와 환율의 곱으로 결정되므로, 두 요인의 영향을 구분하기 위해 각각의 변수를 분리하여 투입한 모형을 추정하였다. 그 결과 달러 단가와 환율의 전이 계수는 당월($F=0.30$, $p=0.584$) 및 전체 시차($F=1.28$, $p=0.289$)에서 유의한 차이가 없어, 원화 기준 수입단가를 사용하는 기준 모형의 설정이 실증적으로 지지되었다.

셋째, 일반 물가 압력을 통제하기 위해 농산물 및 석유류 제외 지수를 추가한 확장모형을 추정하였다. 총소비자물가지수 대신 근원물가지수를

<Table 7> Information Criteria by Lag Length of Medium-Large Fish Production

Max lag	AIC	BIC	HQIC	Highest-lag t(p)
0	-372.2	-350.9	-363.7	-0.51 (0.610)
1	-374.2	-350.6	-364.8	-1.85 (0.069)
2	-372.3	-346.3	-361.9	-0.39 (0.697)
3	-372.4	-344.0	-361.1	-2.13 (0.037)
4	-371.0	-340.2	-358.7	-0.87 (0.385)

Notes: Common sample (N = 79) fixed to the observations available at lag 4. The t- and p-values refer to the highest-order lag under Newey-West HAC (lag 6). AIC and HQIC are minimized at p = 1 and BIC at p = 0; a 0-3 month lag is adopted following the general-to-specific criterion.

<Table 8> Estimation Results with Macroeconomic Controls

Variable	Baseline	+ Oil price	FX decomposition	+ Core CPI
$\Delta \ln(IP_t)$	0.172***	0.175***	-	0.058
$\Delta \ln(IP_{t-1})$	-0.096*	-0.097*	-	-0.040
$\Delta \ln(IP_{t-2})$	-0.012	-0.013	-	0.006
$\Delta \ln(IP\$_t)$	-	-	0.139**	-
$\Delta \ln(FX_t)$	-	-	0.253	-
$\Delta \ln(MID_t)$	-0.0056*	-0.0054*	-0.0058**	-0.0038
$\Delta \ln(MID_{t-1})$	-0.0074**	-0.0073**	-0.0079**	-0.0079***
$\Delta \ln(MID_{t-2})$	-0.0030	-0.0037	-0.0035	-0.0038*
$\Delta \ln(MID_{t-3})$	-0.0042*	-0.0039*	-0.0048**	-0.0033
$\Delta \ln(OIL_t)$	-	-0.021	-	-0.029***
$\Delta \ln(CORE_t)$	-	-	-	2.221***
Cumulative, MID (t to t-3)	-0.0202***	-0.0203***	-0.0220***	-0.0188***
Breusch-Godfrey LM test (4 lags)	$\chi^2=3.52$	$\chi^2=3.05$	-	$\chi^2=12.42**$
ARCH LM test (4 lags)	$\chi^2=2.89$	$\chi^2=2.46$	-	$\chi^2=17.98***$
Observations	80	80	80	80

Notes: The dependent variable is as in Table 5. IP\$ = import unit price in US dollars, FX = won/dollar rate, OIL = Dubai crude, CORE = CPI excluding agricultural products and oils; other abbreviations are as in Table 5. All columns control for small production, import volume, export volume, and export unit price. The FX column includes lags 1-2 of $\Delta \ln(IP\$)$ and $\Delta \ln(FX)$; equality of pass-through is not rejected contemporaneously ($F = 0.30$, $p = 0.584$) or jointly ($F = 1.28$, $p = 0.289$). Newey-West HAC (lag 6). ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

사용한 것은 고등어 소비자물가가 총소비자물가지수의 구성 항목에 포함되어 있어 두 지표 간 기계적 상관이 발생할 가능성을 줄이기 위해서이다. 이 모형에서 수입단가의 당월 계수는 0.058로 축소되어 유의성이 약화되었으며, 이는 수입단가와 소비자물가지수 간 당월의 동행 관계에 공통적인 물가 충격이 반영되었을 가능성을 시사한다. 따라서 수입단가의 당월 계수는 인과적 효과라기보다 단기적인 동행 관계를 포착한 결과로 해석하는 것이 적절하다. 다만 이 모형에서는 잔차의 자기상관과 조건부 이분산이 확인되어(BG $\chi^2=12.42$, $p=0.015$; ARCH $\chi^2=17.98$, $p=0.001$), 계수의 정확한 크기보다 당월 계수의 방향성 변화에 한정하여 해석하였다.

국제유가 계수는 국제유가만을 통제한 모형에서 통계적으로 유의하지 않았으나, 근원물가지수를 함께 포함한 모형에서는 유의한 음(-)의 값으로 나타났다(-0.029, $p<0.01$). 그러나 후자 모형은

잔차 진단을 통과하지 못하였으므로, 국제유가 계수의 부호와 크기에 대한 구체적인 경제적 해석은 유보하였다. 세 가지 확장모형 모두에서 중대형어 생산량의 0~3개월 누적효과는 음(-)의 부호와 통계적 유의성이 일관되게 유지되었다(각각 -0.0203, -0.0220, -0.0188). 아울러 소표본 추론의 신뢰성을 점검하기 위해 이동 블록 부트스트랩(블록 6)과 와일드 부트스트랩(Rademacher 가중)을 각 1,000회 반복하여 핵심 계수의 신뢰구간을 산출하였다(<Table 9> 참조). 중대형어 0~3개월 누적효과의 95% 신뢰구간은 두 방식 모두에서 0을 포함하지 않아 유의성이 유지되었으며, 수입단가의 당월 계수도 마찬가지였다. 다만 부트스트랩 표준오차(0.0074~0.0079)가 HAC 표준오차(0.0066)보다 다소 크게 나타나 소표본에서의 과소추정 가능성을 시사했으나, 핵심 결과의 유의성은 유지되었다.

<Table 9> Bootstrap Standard Errors and Confidence Intervals

Coefficient	Estimate	HAC S.E.	MBB S.E.	MBB 95% CI	Wild S.E.	Wild 95% CI
$\Delta \ln(IP_t)$	0.1720	0.0403	0.0445	[0.1147, 0.2917]	0.0491	[0.0790, 0.2752]
$\Delta \ln(MID_{t-1})$	-0.0074	0.0030	0.0029	[-0.0132, -0.0017]	0.0028	[-0.0132, -0.0019]
Cumulative, MID (t to t-3)	-0.0202	0.0066	0.0074	[-0.0339, -0.0059]	0.0079	[-0.0359, -0.0050]
Cumulative, IP (t to t-2)	0.0646	0.1018	0.1064	[-0.1236, 0.3020]	0.0760	[-0.0878, 0.2128]

Notes: MBB = moving block bootstrap (block length 6); Wild = wild bootstrap with Rademacher weights. 1,000 replications each; percentile 95% intervals.

마지막으로 분석 기간 중 발생한 구조적 단절과 이상치가 추정 결과에 미치는 영향을 점검하였다. 우선 코로나19 확산기와 러시아·우크라이나 전쟁기를 반영한 기간 더미는 결합적으로 유의하지 않았다($F=0.03$, $p=0.975$). 중대형어 생산량 누적효과(-0.0202)와 수입단가 당월 계수(0.172)도 기준 모형과 거의 동일하며, 주요 추정 결과가 해당 시기 충격에 좌우되지 않았음을 확인했다.

더불어 두 시점을 분기점으로 한 Chow(1960)의 계수 안정성 검정 논리에 따라 HAC-강건 Wald 검정 수행 결과, 구조 변화의 결합 귀무가설은 두 분기점 모두에서 기각되었다(2020년 3월 $F=6.22$, $p=0.001$; 2022년 3월 $F=3.06$, $p=0.034$). 다만 이 기각은 전적으로 수입단가 상호작용항에서 비롯된 것으로, 수입단가 계수는 두 분기점 모두 불안정하나($F=12.85$, $p=0.001$; $F=3.82$, $p=0.055$), 중대형어 계수는 안정적이었다($F=0.00$, $p=0.984$; $F=2.24$, $p=0.140$). 이는 수입단가의 당월 관계를 조건부 동행으로 해석해야 한다는 본 연구의 결과와 부합하며, 핵심 설명변수인 중대형어 생산량의 관계는 구조적 단절에 영향받지 않음을 보여준다. 수입단가가 급등한 2025년 11~12월을 제외하여도 당월 계수는 오히려 0.202로 확대되고($p<0.01$) 중대형어 누적효과도 -0.0218($p=0.002$)로 유지되어, 결과가 극단 관측치에 기인하지 않음을 확인하였다. 넷째, 종료 시점을 2025년 6월 및 9월로 변경한 경우에도 결과는 안정적이었다. 한편 Bai and Perron(1998) 및 sup-Wald 검정은 부

분표본 규모의 제약으로 적용하지 않았다.

아울러 역인과성을 간접적으로 점검하기 위해 두 가지 보조 분석을 수행하였다. 첫째, 소비자물가 변화율에서 중대형어 생산량 및 수입단가 변화율 간의 Granger 인과성 검정(Granger, 1969)을 시행한 결과, 두 방향 모두에서 귀무가설이 기각되지 않아 시차적 예측 관계는 통계적으로 확인되지 않았다. 이는 당월 관계가 동시적 상관임을 입증하거나 역인과성을 배제하는 것은 아니다. 둘째, 동시성 우려가 상대적으로 큰 당월항을 제외하고 시차항으로 추정된 모형에서도 중대형어 생산량의 누적효과는 음(-)의 부호와 유의성을 유지했다. 다만 두 점검은 인과 식별을 대체하지 못하므로 보조적 근거로만 활용하였다.

추정된 단기 동행 관계를 구체적인 시장 맥락에서 해석하기 위해 2025년 말 가격 급등 사례를 살펴보았다. 2025년 하반기 고등어 소비자물가는 뚜렷한 상승세를 보였다. 주요 수입처인 노르웨이의 고등어 어획은 가을 성어기인 9~10월 집중 후 11월부터 급감하는 특성을 보인다. 실제로 노르웨이 고등어 생산량은 2025년 9월 62,000톤에서 11월 1,988톤, 12월 281톤으로 급감했다. 같은 기간 원화 기준 수입단가는 10월 kg당 4,148원에서 11월 4,851원, 12월 6,231원으로 상승했으며, 소비자물가도 10월 128.6에서 11월 133.3, 12월 134.7로 상승하여 분석 기간 중 최고 수준을 기록하였다. 같은 기간 국내 중대형어 비중도 10월 12.9%에서 12월 0.7%로 감소하여 국내 식용 고

등어 공급 여건도 악화되었다. 즉, 2025년 말은 국내 식용 고등어 공급 감소와 수입단가 상승이 동시에 발생한 시기로, 추정된 두 요인이 동시에 나타난 사례로 해석할 수 있다. 이 사례는 모형의 독립적 검증이 아니라, 분석에서 확인된 단기 동행 관계가 실제 소비시장에서도 관찰된 예로서 의미가 있다.

이상의 결과를 종합하면, 본 연구의 핵심은 생산량 자체보다 식용 시장에 실제 공급되는 어획물의 구성(*composition*)이 소비자물가에 더욱 중요한 요인임을 시사한다. 즉, 동일 규모의 생산량이라도 식용 중대형어 비중이 감소하면 고등어 소비시장에서는 실제 식용 공급 여건이 악화될 수 있음을 의미한다. 이는 총생산량 중심의 수급 및 물가정책 판단을 보완하기 위해 식용 소비시장에 실제 공급되는 중대형어의 규모 변화를 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

IV. 결 론

1. 주요 연구 결과 및 의의

본 연구는 2019~2025년 월별 자료를 이용하여 고등어 생산량이 증가했음에도 소비자물가가 높은 수준을 유지한 괴리 현상의 구조적 배경 및 원인을 분석하여 시사점을 도출하는 것을 목적으로 삼았다. 주요 결과와 의의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 총생산량 증가가 반드시 실제 식용 공급의 증가를 의미하지 않는 현상을 ‘총생산량 착시(*total production illusion*)’로 정의했다. 분석 결과, 고등어 총생산량은 급증했으나 증가분 대부분이 소형어에 집중됐고, 식용 중심의 중대형어 비중은 큰 폭으로 감소했다. 총생산량과 중대형어 생산량을 동일한 모형에 투입한 결과, 총생산량을 통제한 이후에도 중대형어 생산량은 소비자물가와 유의한 관계를 유지했으나, 총생산량의 추가적인 기여는 확인되지 않았다.

총생산량을 규모효과와 구성효과로 분해한 결

과, 두 효과 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 두 변수의 실제 변화 방향까지 고려하면, 두 효과는 분석 기간 소비자물가에 서로 반대 방향으로 작용했다. 즉, 규모효과는 소비자물가를 낮추는 방향으로 작용했으나, 구성효과는 중대형어 비중 감소를 통해 소비자물가를 높이는 방향으로 작용했다. 결과적으로 총생산량이라는 단일 지표에는 상반된 두 효과가 혼재되어 있음을 시사한다. 이는 총생산량 지표가 식용 공급 여건의 변화를 충분히 반영하지 못한다는 구조적 특성에 대한 방증이다. 이러한 결과는 본 연구에서 개념화한 총생산량 착시를 뒷받침하는 실증적 근거를 제시했다는 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있다.

중대형어 공급 감소는 당월부터 3개월까지의 누적 계수가 소비자물가와 유의한 음(-)의 관계를 보였으며, 개별 시차항은 당월, 1개월 및 3개월 시차에서 유의했다. 이는 강건성 검증에서도 대체로 일관되게 유지됐다. 두 핵심 설명변수를 변동성 기준으로 표준화하여 비교한 결과, 수입단가의 당월 효과는 0.468, 중대형어 생산량의 1개월 시차 효과는 -0.265로 나타났다. 이에 따라 원시 계수에서 23배에 달하던 격차는 표준화 이후 1.8배로 축소됐다. 이는 두 요인이 소비자물가 변동과 관련되는 상대적 영향력이 원시 계수에서 나타나는 차이만큼 크지는 않음을 의미한다.

다만 중대형어 생산량의 0~3개월 누적 계수는 -0.0202로, 중대형어 생산량이 10% 감소할 때 소비자물가가 0.2% 상승하는 수준이다. 이는 통계적으로는 유의하나, 경제적 효과는 크지 않다. 따라서 본 연구의 의의는 효과의 절대적인 크기보다 총생산량 지표가 포착하지 못하는 관계의 방향성과 시차 구조를 확인한 데 있다. 즉, 당월의 고등어 소비자물가는 최대 3개월 이전까지의 식용 중대형어 공급 여건 변화와 관련되는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 소비자물가 변동을 시차 구조의 관점에서 이해할 수 있는 학술적 근거를 제공한다는 점에서 정책뿐만 아니라 실무적으로도 시사점을 갖는다.

마지막으로 고등어 수입단가는 소비자물가와 유의한 당월 동행 관계를 보였다. 다만 0~2개월 누적 전이 효과의 통계적 유의성은 확인되지 않았으며, 일반 물가수준을 통제한 모형에서는 당월 계수의 유의성이 약화되었다. 따라서 당월의 동행 관계는 수입단가의 직접적인 인과 효과라기보다 국제가격과 환율 등 공통의 충격에 따른 동시 변동과 평균 수입단가에 반영된 상품 구성 변화가 함께 작용한 결과로 해석하는 것이 타당할 것이다. 한편, 수입단가와 국내 소비자물가가 동일한 시점에 함께 움직이는 경향이 확인됐다는 점은 수입 가격 동향을 지속적으로 모니터링할 필요성 및 시사점을 뒷받침한다.

참고로 본 연구는 개별 변수의 인과 효과를 식별하지 않았으므로, 이상의 결과는 인과관계가 아닌 조건부 관련성으로 해석할 필요가 있다.

2. 정책적 및 학술적 시사점

본 연구는 이론과 상이한 특이 현상의 발견과 그에 따른 배경 및 원인을 분석하는 데 집중했다. 따라서 본 연구 결과는 고등어 수급 및 가격 안정화를 위한 정책적 시사점을 제공한다.

첫째, 현행 총생산량 중심의 수급 관리 체계에 식용 중대형어 공급 지표를 보완적으로 도입할 필요가 있다. 분석 결과, 총생산량과 중대형어 생산량을 함께 투입한 모형에서 중대형어 생산량은 총생산량을 통제한 이후에도 소비자물가와 유의한 관련성을 유지한 반면(-0.0187 , $p=0.045$), 총생산량의 추가적 기여는 확인되지 않았다(-0.0078 , $p=0.605$). 이는 총생산량 중심의 고등어 수급 관리만으로는 실제 식용 공급 부족 상황을 조기에 파악하는 데 한계가 있음을 의미한다. 따라서 산지 단계에서 규격별 고등어 위판량 자료를 안정적으로 확보할 수 있다면, 별도의 조사 비용을 크게 늘리지 않고도 식용 고등어 공급 지표를 산출하는 체계를 구축할 수 있다. 특히 현재의 총생산량 기반 수급 지표는 식용 소비시장의 실제

공급 여건을 과대평가할 가능성이 있으므로, 향후 수산물 수급 전망과 정책 결정 과정에서는 식용 중대형어 공급 지표를 보완적으로 활용하는 것이 바람직하다.

둘째, 주요 수입국의 고등어 어획 쿼터와 수입 가격 동향에 대한 주기적 모니터링 및 조기경보 체계를 강화할 필요가 있다. 분석 결과, 고등어 수입단가는 당월 소비자물가와 동행하는 경향을 보였으며, 중대형어 공급 여건의 변화는 0~3개월의 시차를 두고 소비자물가와 관련되는 것으로 나타났다. 따라서 글로벌 공급 충격과 식용 고등어의 수급 동향을 상시로 모니터링하는 가칭 ‘글로벌 고등어 수급 관리 체계’를 구축하여 정부의 보조적 정책 수단으로 활용할 필요가 있다. 이를 통해 국내 고등어 소비자가격의 상승 위험을 조기에 식별하고 정책 대응의 적시성을 높일 수 있을 것으로 기대된다.

셋째, 앞서 제시한 모니터링 체계에서 수집한 정보를 공급 충격의 시차 구조와 결합하여 실질적인 조기경보 지표로 발전시킬 필요가 있다. 다만 추정 계수의 경제적 크기를 고려하면, 중대형어 공급 지표는 물가를 직접 조절하는 정책 수단이라기보다 식용 공급 여건의 변화를 조기에 포착하는 알람 정보로써 활용 가치가 크다. 따라서 수입단가의 당월 동행성과 중대형어 공급의 0~3개월 시차 구조를 반영한 조기경보 지표를 구축한다면, 국내 소비자가격의 상승 위험을 조기에 식별하고 수급정책 대응의 적시성을 높이는 데 기여할 수 있을 것이다.

다소 미약하나마 본 연구 결과의 학술적 시사점을 도출하면 다음과 같다. 우선 기존 연구가 어체 크기에 따른 품질 프리미엄을 주로 횡단면 자료를 이용하여 위판 가격이나 도매가격의 차이로 규명한 데 비해, 본 연구는 체장 조성의 시계열적 구조 변화가 소비자물가와 갖는 누적적·시차적 관련성을 분석했다. 이는 품질 프리미엄을 중심으로 이루어진 기존 논의를 소비자물가 차원의 공급 신호 왜곡 문제로 확장했다는 데 의의가

있다. 특히 본 연구에서 ‘총생산량 착시’라는 개념을 제시하고, 수산물 가격 변동의 원인을 분석할 때 공급 규모뿐만 아니라 공급 구성의 변화와 시차 구조를 함께 고려할 필요가 있음을 실증적으로 제시했다는 점에서 학술적 의의가 있다.

3. 연구 한계 및 향후 연구 방향

본 연구는 특정 현상에 대한 의문과 그에 대한 답을 찾는 극히 미시적 관점에서 접근했다. 따라서 연구의 한계가 분명하며, 이를 간략히 정리하면 다음과 같다. 우선 84개월의 월별 자료만으로는 개별 변수의 인과 효과를 식별하기 어렵다. 설명변수를 엄밀한 의미에서 외생적이라고 보기 어려우므로, 본 연구의 결과는 인과관계가 아니라 조건부 관련성으로 해석해야 한다. Granger 인과성 검정과 당월항 제외 모형은 역인과성을 간접적으로 점검하기 위한 보조적 분석이며, 도구 변수 접근은 타당한 배제제약을 확보하기 어려워 적용하지 않았다. 따라서 본 연구는 체장 조성 및 수입단가와 소비자물가 사이의 관계에 대해 방향성과 시차 구조를 실증적으로 확인한 수준으로 제한적 해석이 필요하다. 인과 효과를 규명하기 위해서는 해양환경 변화 등 외생적으로 발생한 어획량 변동을 활용하거나 적절한 도구 변수를 확보하는 별도의 식별 전략이 필요하다.

아울러 중대형어 생산량을 수준값으로 투입한 대안 모형에서는 0~3개월 누적효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 본 연구의 결과는 중대형어 생산량과 소비자물가 사이의 장기적 관계가 아니라, 월별 변화율 간의 단기적 관계를 보여준다는 점에 한정하여 해석할 필요가 있다.

수입단가는 수입액을 수입량으로 나누어 산출한 평균 가격이므로, 어체 크기와 품질, 계약 시점 및 상품 구성 등의 특성이 함께 반영될 수 있다. 다만 수입 고등어는 대부분 노르웨이산 냉동 고등어이며, 마리당 300~500g 및 400~600g 규격이 주를 이룬다. 따라서 규격 구성은 비교적

균일한 편이지만, 계약 시점과 품질 차이에 따른 단가 변동 가능성이 존재하므로 단위 가치 편의를 완전히 배제하기 어렵다. 또한 체장별 생산량은 부산공동어시장에서 수집된 체장 조성이 전국의 체장 구성과 동일하다는 가정에 기초하여 추정된 값이다. 따라서 지역별 체장 구성에 차이가 존재할 경우 일정한 측정오차가 발생할 수 있다.

고등어 수입단가의 단기 효과는 계절성 처리 방식에 따라 일부 달라지는 것으로 나타났는데 결과 해석에 주의가 필요하다. 또한 조정결정계수도 0.233에 그쳐 소비자물가 변동의 상당 부분이 모형에 포함되지 않은 요인에 의해 설명된다는 한계가 있다. 그리고 수입단가의 시차는 통관 및 유통 관행에 근거해 0~2개월로 설정했으며, 중대형어 생산량과 달리 정보 기준을 이용한 최적 시차 검토는 수행하지 않았다. 대체재 가격, 유통마진, 비축 및 방출 물량, 유통 단계별 가격 자료 등 대안적 설명 요인도 월별 시계열 자료의 제약으로 분석에 포함하지 못했다.

아울러 실제 회귀분석에 사용된 관측치가 80개에 불과하여 표본 외 예측력은 별도로 평가하지 않았다. 따라서 향후 연구에서는 산지·도매·소매의 유통 단계별 가격 자료와 정부의 수급 관련 정책 변수 등을 함께 고려함으로써 고등어 수급 및 가격 형성 메커니즘을 더욱 정교하게 규명할 필요가 있다.

References

- Bai J and Perron P(1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47~78.
<https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bellemare MF(2015). Rising food prices, food price volatility, and social unrest. *American Journal of Agricultural Economics*, 97(1), 1~21.
<https://doi.org/10.1093/ajae/aau038>
- Blinder AS(1982). Inventories and sticky prices: More on the microfoundations of macroeconomics.

- American Economic Review, 72(3), 334 - 348..
- Breusch TS(1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. Australian Economic Papers, 17(31), 334~355.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
- Bronnmann J and Bittmann T(2019). Asymmetric adjustment of retail cod and herring prices in Germany: A NARDL approach. Marine Policy, 106, 103513.
<https://doi.org/10.1016/j.marpol.2019.103513>
- Campa JM and Goldberg LS(2005). Exchange rate pass-through into import prices. Review of Economics and Statistics, 87(4), 679~690.
<https://doi.org/10.1162/003465305775098189>
- Cha YG and Kim KS(2009). A Causality Analysis of the Prices between Imported Fisheries and Domestic Fisheries in Distribution Channel. The Journal of Fisheries Business Administration, 40(2), 105~126.
- Chow GC(1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. Econometrica, 28(3), 591~605.
<https://doi.org/10.2307/1910133>
- Dickey DA and Fuller WA(1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 74(366), 427~431.
<https://doi.org/10.2307/2286348>
- Engle RF and Granger CWJ(1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. Econometrica, 55(2), 251~276.
<https://doi.org/10.2307/1913236>
- FAO(2025). FAO food price index. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- Godfrey LG(1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. Econometrica, 46(6), 1293~1301.
<https://doi.org/10.2307/1913829>
- Goldberg PK and Knetter MM(1997). Goods prices and exchange rates: What have we learned? Journal of Economic Literature, 35(3), 1243~1272.
- Granger CWJ(1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica, 37(3), 424~438.
<https://doi.org/10.2307/1912791>
- Granger CWJ and Newbold P(1974). Spurious regressions in econometrics. Journal of Econometrics, 2(2), 111~120.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- ICES(2025). Working Group on Widely Distributed Stocks (WGWIDE). ICES Scientific Reports. Copenhagen: International Council for the Exploration of the Sea.
- Jang YS, Park KS and Lee JP(2015). A Study of Fisheries Distribution Margin and Performance; Focused on the case of Mackerel. The Journal of Fisheries Business Administration, 46(3), 143~161.
<https://doi.org/10.12939/FBA.2015.46.3.143>
- Jarque CM and Bera AK(1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. Economics Letters, 6(3), 255~259.
[https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Johansen S(1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica, 59(6), 1551~1580.
<https://doi.org/10.2307/2938278>
- Kim YD, Kim HM and Chae SH(2020). Analysis of price linkages across distribution stages of major fisheries products in Korea: Focusing on the producer and wholesale markets. Journal of Industrial Economics and Business, 33(1), 33~57.
- Kripfganz S and Schneider DC(2020). Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 82(6), 1456~1481.
<https://doi.org/10.1111/obes.12377>
- Kristofersson D and Rickertsen K(2007). Hedonic price models for dynamic markets. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69(3), 387~412.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2006.00441.x>
- Kwiatkowski D, Phillips PCB, Schmidt P and Shin Y(1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of Econometrics, 54(1-3), 159~178.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lee GH and Kim DH(2023). Analysis of causality and asymmetric price transmission across distribution stages of mackerel prices considering import prices. Journal of Food Distribution Research, 40(1), 71~90.
- Lee JM and Kim KS(2010). An empirical analysis of

- asymmetric price transmission across distribution stages in the seafood market. *Journal of Fisheries Business Administration*, 41(3), 59~78.
- Lee JY and Kim DH(2026). Imported Mackerel Supply Shocks and Domestic Producer Price Formation: Analyzing the Price Transmission Effects of Norwegian Mackerel. *The Journal of Fisheries and Marine Sciences Education*, 38(2), 327~336
<https://doi.org/10.13000/JFMSE.2026.4.38.2.327>
- MacKinnon JG(1991). Critical values for cointegration tests. In R. F. Engle & C. W. J. Granger (Eds.), *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*, 267~276, Oxford University Press.
- McConnell KE and Strand IE(2000). Hedonic prices for fish: Tuna prices in Hawaii. *American Journal of Agricultural Economics*, 82(1), 133~144.
<https://doi.org/10.1111/0002-9092.00012>
- Newey WK and West KD(1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703~708.
<https://doi.org/10.2307/1913610>
- Pesaran MH, Shin Y and Smith RJ(2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289~326.
<https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Silver M(2010). The wrongs and rights of unit value indices. *Review of Income and Wealth*, 56(s1), S206~S223.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2010.00391.x>
- Simpson EH(1951). The interpretation of interaction in contingency tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 13(2), 238~241.
<https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1951.tb00088.x>
- Tsikliras AC and Polymeros K(2014). Fish market prices drive overfishing of the "big ones". *PeerJ*, 2, e638.
<https://doi.org/10.7717/peerj.638>
- Yildiz T, Ulman A, Karakulak FS, Uzer U and Demirel N(2023). Bio-economic indicators of fisheries: Impact of variations in landings and fish size on market prices in Istanbul Fish Market. *PeerJ*, 11, e15141.
<https://doi.org/10.7717/peerj.15141>
- Zivot E and Andrews DWK(1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251~270.
<https://doi.org/10.2307/1391541>
-
- Received : 06 July, 2026
 - Revised : 05 August, 2026
 - Accepted : 12 August, 2026