

# 수입산 새우가 국내 새우 시장가격에 미치는 영향 분석

박보임 · 김도훈†

국립부경대학교(학생) · †국립부경대학교(교수)

## Analyzing the Impact of Shrimp Imports on Domestic Prices in Korea

Bo-Im PARK · Do-Hoon KIM†

Pukyong National University(student) · †Pukyong National University(professor)

### Abstract

As shrimp demand continues to rise due to increasing income and growing preference among the young generation, import volumes have expanded owing to the limitations of domestic production. Although previous studies have analyzed the effects of imports on market prices, few have explored their post-effects on the industry. Hence, This study examines the impact of shrimp imports on domestic market prices and the resulting damage to domestic shrimp farms. The variables were seasonally adjusted using ARIMA-12 method and estimated whether they are stationary or non-stationary using the ADF and PP unit-root test. The ARDL bound test identifies long-term relationships. On the basis of the cointegration, OLS, FMOLS, DOLS and CCR methods were employed. Empirical results show that GDP positively influences domestic shrimp prices, while increased domestic production and imports have a negative impact. Sensitivity analysis indicates that if imports increase by more than 20.02%, the net present value (NPV) of domestic shrimp farms turns negative, highlighting the need for policies to protect local producers.

**Key words :** Shrimp, Imports, Substitutes, Sensitivity analysis

## I. 서론

수산물 무역은 전 세계적으로 양식 기술 및 운송 수단의 발전, 그리고 무역자유화 흐름에 따라 꾸준히 성장해 왔다(Anderson, 2003; Kuo and Chuang, 2017). 수산물 중 새우는 특히 교역량이 많은 품종 중의 하나로, 2020년 기준 글로벌 수산물 수출의 16% 이상을 차지하고 있다(FAO, 2022). 새우는 북미, 유럽, 일본 등 소득 수준이 높은 국가에서 주로 소비되었지만, 최근에는 전 세계적으로 새우에 대한 수요가 증가하고 있다(de Abreu et al., 2011, Kim and Lim, 2023).

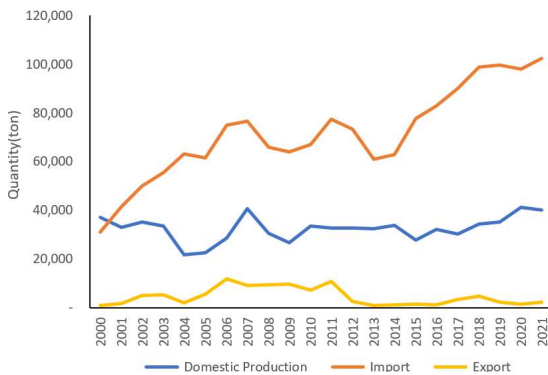
한국은 미국, 중국, 일본, 스페인, 프랑스에 이어 전 세계 새우 수입 6위 국가로, 연간 7억 6천 달러에 달하는 새우를 수입하고 있다(FAO, 2023). [Fig. 1]은 지속적인 국내 새우 수요 증가에 따라 국내 생산량과 수입량 모두 증가하고 있음을 보여준다(FAO, 2023). 하지만 국내 생산의 한계로 인해 수입의존도는 약 73%로 매우 높다(FAO, 2023). 국내에서 새우는 생활수준 향상과 특히 젊은 층의 외식 소비 선호로 인해 향후 수입이 증가할 것으로 전망된다(Kang and Park, 2023; Kang et al., 2019; Yun et al, 2015).

새우 수입량을 증가시키는 요인 중 하나는

† Corresponding author : 051-629-5954, [delaware310@pknu.ac.kr](mailto:delaware310@pknu.ac.kr)/orcid.org/0000-0002-6860-3508

\* 이 논문은 2017년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A6A3A01079869)

FTA를 통한 시장개방이다. 현재 새우 주요 생산국과 체결된 협정으로는 2007년 한-ASEAN FTA, 2012년 한-베트남 FTA, 그리고 한-중 FTA가 있다. 최근 중남미산 새우의 수입 비중이 확대되는 상황에서 한-에콰도르 SECA 등 새로운 협정이 추진되면 새우 수입의 증가세는 더욱 가속화될 것으로 예상된다(Kang and Park, 2023).



[Fig. 1] Changes in quantity of shrimp domestic production, import and export.

특히 최근에는 협정 체결국 간 배타적인 무역 특혜를 부여하는 기존 FTA와 달리, 가입국 전체에 영향을 미치는 메가 FTA가 출범하고 있다. 대표적인 메가 FTA로는 역내 포괄적 경제동반자 협정(RCEP : Regional Comprehensive Economic Partnership)과 포괄적·점진적 환태평양경제동반자협정(CPTPP : Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership) 등이 있다 (Kang, 2023). 아세안 10개 국가를 포함하여 총 16개국에 최종 서명한 RCEP에서는 새우가 민감품목으로 분류되어 양허가 제외되었다(Jeong and Kim, 2021). 하지만 현재 가입 검토 중인 CPTPP의 경우 100% 수산물 관세 철폐를 목표로 하고 있다(Kwon, 2018). 주요 새우 생산국인 베트남, 페루, 말레이시아가 가입국에 포함된 점을 고려할 때 CPTPP 가입 시 새우 수입량이 크게 증가할 것으로 예상된다.

국내에서는 주로 연근해어업과 양식업을 통해

새우를 생산하고 있으며, 생산 비율은 최근 3개년 새우 생산금액을 기준으로 각각 58%와 40%를 차지한다(KOSIS, 2023). 연근해어업에서는 주로 젓새우, 꽃새우, 대하, 보리새우, 중하 등을 생산하는 반면, 양식업에서는 흰다리새우를 주로 생산하고 있다. 특히 2004년 흰다리새우 양식기술 도입으로 양식생산량이 꾸준히 증가하고 있는 추세이다(Miao and Wang, 2020).

수산물 수입의 증가는 국내 수산물 가격과 국내 생산업자들의 경영에 영향을 미칠 수 있다. 특히 새우는 국내에서 수입의존도가 높은 상품이기에 때문에, 수입 주요 품종인 흰다리새우를 생산하는 양식업자들이 크게 영향을 받을 것으로 예상된다. 또한, 수입 증가로 인해 국내 수요가 국제 가격에 더욱 민감하게 반응하고, 국내 생산이 감소하면 국내 식량안보 문제도 제기될 수 있다 (Young, 2004). 이러한 배경 하에서 본 연구에서는 새우 수입 증가에 따른 국내 새우 양식업의 영향을 파악하기 위해 새우 수입이 국내 새우 시장가격에 미치는 영향을 계량적으로 분석하고, 이에 따른 국내 새우 양식업의 피해 정도를 추정해 보고자 한다.

국내 선행연구는 크게 역수요 함수와 시계열 분석기법을 이용한 연구로 구분할 수 있다. 먼저 역수요 함수를 이용한 연구로 Cho(2015), Woo and Shin(2022), Kang and Park(2023) 등이 있다. Cho(2015)는 수입산과 국내산의 대체관계를 규명하기 위해 역준이상수요체계(IAIDS : Inverse Almost Ideal Demand System) 모형을 이용하여 옐렌지 수입량 증가가 국내산 과일 및 과채 가격에 미치는 영향을 분석하였다. Woo and Shin(2022)은 준이상수요체계(AIDS : Almost Ideal Demand System), IAIDS, 로테르담 모형 그리고 역로테르담 모형을 이용하여 국내산 오징어와 수입산 냉동오징어의 대체관계를 분석하였다. Kang and Park(2023)은 국내산과 수입산 새우의 수요구조를 파악하기 위해 IAIDS 모형을 이용하여 주요 새우 수입국들로부터의 새우 수입과 국내산 새우와

의 보완 및 대체 관계를 분석하였다.

시계열 분석기법을 이용한 연구로, Kim(2020)은 비선형 ARDL 모형을 이용하여 수입 곡물 가격변동이 국내 소비자물가에 미치는 영향을 분석하였으며, Jeong and Kim(2021)은 3단계최소자승법(3SLS : Three Stage Least squares Estimation)을 이용하여 주요 수입 수산물의 수입 증가가 대체재인 국내산 가격 하락으로 이어지는 파급효과를 분석하였다. 새우, 낙지, 오징어를 대상으로 분석한 결과, 수입가격 하락 → 수입량 증가 → 국내 가격 하락의 연쇄효과는 새우 품목에 한하여 뚜렷하게 나타났다.

해외 연구 중에서, Kennedy and Lee(2008)는 가재(Crawfish) 수입량 및 생산량, 대체품의 수입량 및 생산량이 미국 국내 가재 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 최소자승법(OLS : Ordinary Least Squares) 분석 결과, 국내 가재 가격과 정(+의) 관계를 보이는 수입산 가재는 국내 수요 부족분을 보완하는 것으로 나타났다. Ogunmola et al.(2023)은 나이지리아의 옥수수, 쌀, 밀의 수입액이 각 품목의 국내 가격에 미치는 장·단기적 영향을 분석하였다. 자기회귀시차분포(ARDL : Auto Regressive Distributed Lag) 분석 결과, 수입액은 3가지 품목에 대하여 정(+) 또는 음(-)의 영향을 미치며 수입품이 국내 공급 부족의 완화 또는 국내 상품의 대체제 역할을 하는 것으로 밝혀졌다.

본 연구와 상술한 선행연구의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 본 논문에서는 수입산 새우가 국내산 새우 시장가격에 미치는 장·단기적 관계를 파악하기 위해 자기회귀시차분포(ARDL) 모형을 이용하였으며, 추가로 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 완전수정최소자승법(FMOLS : Fully-Modified Ordinary Least Square), 동태적최소자승법(DOLS : Dynamic Ordinary Least Square), 그리고 정준공적분회귀(CCR : Canonical cointegrating regressions) 분석을 실시하였다. 둘째, 대다수 선행연구에서는 수입품이 국내 가격에 미치는 영향을 계량적으로 분석하였지만, 관련 산업에 미치는 후생 영향을

추정한 연구는 부족한 실정이다. 이에 본 연구에서는 새우 수입량이 국내산 새우 시장가격에 미치는 장·단기적 영향을 분석하고, 이를 토대로 새우 수입량 증가가 국내 새우 양식업에 미치는 피해를 추정하고자 한다.

## II. 연구 방법

### 1. 분석 모형 설정 및 자료 선정

본 연구에서는 국내 새우 시장가격에 영향을 미치는 요인을 실증분석하고자 한다. 이를 위해 기본 역수요 모형을 회귀식으로 표현하면 식 (1)과 같이 정의할 수 있다(Kennedy and Lee, 2008).

$$Dopri_t = f(GDP_t, Dopro_t) \dots\dots\dots (1)$$

여기서,  $Dopri_t$ 는 t기의 국내산 새우 시장가격,  $GDP_t$ 는 t기의 계절조정된 실질 국내 GDP, 그리고  $Dopro_t$ 는 t기의 국내 새우생산량을 의미한다. 즉, 국내산 새우 시장가격은 실질 GDP와 국내 새우생산량에 의해 결정된다.

본 연구에서는 식 (1)을 바탕으로 새우 수입량, 실질실효환율, 더미변수 등 세 개의 설명변수를 추가하였다. 첫째, 새우 수입량을 설명변수로 추가한 이유는 Kennedy and Lee(2008)의 모형을 참조하여 불완전 대체제 성격을 지닌 수입품의 수입량 변화가 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향을 파악하기 위해서이다. 둘째, 실질실효환율을 설명변수로 추가한 이유는 실질실효환율의 변동이 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향을 파악하기 위해서이다. 환율 상승 시 수입품의 원화 가격이 올라가고, 국내 소비자들은 수입품 대신 국내산 제품을 선택하는 경향을 보인다(Siddig, 2012). 셋째, 더미변수를 추가한 이유는 한-ASEAN FTA로 인한 수입량 증가가 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향을 확인하기 위해서이다. FTA가 체결된 2007년 6월 1일을 기준으로 더미

변수를 추가하였는데, 이는 최근 5개년 간 아세안 국가로부터의 새우 수입량이 약 80% 이상을 차지하고 있음을 고려할 때 한-ASEAN FTA가 국내 시장가격에 유의미한 영향을 미칠 것으로 판단되기 때문이다.

최종적으로 종속변수로는 국내산 새우 시장가격, 설명변수로는 국내 새우생산량, 새우 수입량, 국내총소득, 실질실효환율을, 그리고 더미변수로는 한-ASEAN FTA 여부를 설정하였으며, 이는 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$Dopri_t = f(GDP_t, Dopro_t, Reex_t, Imp_t, \dots, ASEAN_t) \quad (2)$$

여기서,  $Reex_t$ 는 t기의 실질실효환율,  $Imp_t$ 는 t기의 새우 수입량, 그리고  $ASEAN_t$ 은 한-ASEAN FTA 발효 전후를 나타내는 더미변수를 의미한다. 설명변수의 1단위 변화에 따른 국내산

새우 시장가격의 상대적인 변화를 추정하기 위해 식 (2)의 좌·우변에 자연로그(natural logarithm)를 취하면 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln Dopri_t = \theta_0 + \theta_1 \ln GDP_t + \theta_2 \ln Reex_t + \theta_3 \ln Dopro_t + \theta_4 \ln Imp_t + \theta_5 ASEAN_t + \epsilon_t \quad (3)$$

위 식에서  $\theta_0$ 은 절편,  $\theta_1, \dots, \theta_4$ 는 각 변수의 회귀계수,  $\theta_5$ 는 국내산 새우 시장가격에 대한 한-ASEAN FTA의 충격, 그리고  $\epsilon_t$ 는 오차항을 나타낸다.

본 연구에서는 통계자료가 활용 가능한 2000년부터 2021년까지의 1분기~4분기 자료를 활용하여 분석하였으며, <Table 1>에 분석 자료의 출처를 정리하였다. 종속변수인 국내산 새우 시장가격은 국내산 새우 생산금액을 생산량으로 나눈 후 한국은행의 수산물 생산자물가지수(2015=100)로 나누어 실질화하였다.

<Table 1> Description of variables

Variable	Definition	Unit	Source
$Dopri_t$	Producer price of domestic shrimp	Won	KOSIS
$GDP_t$	Real GDP (seasonally adjusted, 2015=100)	Billion Won	Bank of Korea
$Reex_t$	Real Effective Exchange Rate(2015=100)	Index	BIS
$Dopro_t$	Domestically supplied quantity of shrimp	Ton	KOSIS
$Imp_t$	Quantity of imported shrimp	Ton	Korea Customs Service Trade Statistics
$ASEAN_t$	Korea-ASEAN FTA		

<Table 2> The descriptive statistics of variables for the time period of 2000–2021

Variable	Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
$Dopri_t$	5,506.82	1,126.44	2,975.63	9,473.87
$GDP_t$	357,894.10	78,092.53	220,786.30	486,043.70
$Reex_t$	98.70	8.58	76.85	119.47
$Dopro_t$	7,900.63	2,260.31	3,697.88	17,062.85
$Imp_t$	17,859.17	4,823.01	7,089.03	27,046.34
$ASEAN_t$	0.66	0.48	0	1

추가적으로 분기별 편차를 뚜렷하게 보이는 국내산 새우 시장가격, 국내산 새우생산량, 새우 수입량 변수에 대하여 X-12 ARIMA 기법(Findley et al., 1998)을 활용하여 계절 조정 후 분석하였다. <Table 2>는 변수들의 기초통계량을 제시하고 있다.

## 2. 단위근 검정

분석 전 연구모형의 변수들의 정상성을 확인하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. 이는 이미 널리 알려진 바와 같이, 만약 분석 시계열 변수들이 안정적이지 않다면 가성회귀(spurious regression) 문제를 유발할 수 있기 때문이다(Granger and Newbold, 1974). 본 연구에서는 Augmented Dickey-Fuller(ADF)(Dickey and Wayne, 1979)와 Philips-Perron(PP)(Phillips and Pierre, 1988) 단위근 검정을 통해 시계열 변수들의 안정성을 확인하였다.

## 3. 공적분 검정

시계열 변수들이 만일 차분 정상적 시계열이라면 가성회귀를 피하기 위해 차분 변수를 이용하여 모형을 추정할 수 있다. 하지만 수준변수들 사이에 장기적 균형 관계가 존재하면 차분으로 인한 정보의 손실을 방지할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 장기적 균형관계를 확인하기 위해 Pesaran et al.(2001)의 ARDL-한계검정법을 사용하였다. ARDL 한계검정법은 변수의 적분차수가 I(2) 미만이면 적분 차수에 상관없이 변수 간의 장기적 균형 관계를 확인할 수 있으며, ARDL 모형에 근거한 OLS 추정치는 소표본에서도 장·단기적으로 일치성을 보여주는 장점이 있다(Pesaran et al., 2001).

구체적으로 본 연구에서 장기균형 관계를 살펴보기 위한 ARDL( $p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5$ ) 모형은 아래 식 (4)와 같은 형태로 나타낼 수 있다.

여기서,  $\Delta$ 는 차분연산자,  $t-i$ 는 최적 시차,

그리고  $p, q_1 \dots q_5$ 는 최대 시차를 의미한다. 더불어  $\alpha$ 는 단기적 관계 그리고  $\beta$ 는 장기적 관계를 나타내는 상관계수이다.

$$\begin{aligned} \Delta Dopri = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta \text{Ln Dopri}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} \Delta \text{Ln GDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} \Delta \text{Ln Reex}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} \Delta \text{Ln Dopro}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \alpha_{5i} \Delta \text{Ln Imp}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_5} \alpha_{6i} \Delta \text{ASEAN}_{t-i} + \beta_1 \text{Ln GDP}_{t-1} \\ & + \beta_2 \text{Ln Reex}_{t-1} + \beta_3 \text{Ln Dopro}_{t-1} + \beta_4 \text{Ln Imp}_{t-1} \\ & + \beta_5 \text{ASEAN}_t + \epsilon_t \dots \dots \dots (4) \end{aligned}$$

ARDL 한계검정법은 식 (4)를 토대로  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ 의 귀무가설에 대하여 F-bound test 및 t-bound test를 실시한다. 절댓값을 기준으로 본 모형의 F값과 t값이 유의수준의 상한 임계값을 초과한다면 장기 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 기각하여 수준변수들 사이에 장기적 균형관계가 존재하는 것으로 추정된다. 만일 F값과 t값이 상한 임계값과 하한 임계값 사이에 존재한다면 장기적 균형관계는 판단할 수 없게 되고, 하한 임계값보다 낮은 경우 장기적 균형 관계는 존재하지 않는 것으로 추정된다. 상·하한 임계값은 설명변수의 수, 적분 수준, 절편 혹은 추세 포함 여부에 따라 달라진다. 본 연구에서는 Kripfganz and Schneider(2020)가 제시한 임계값을 사용하였다. Kripfganz and Schneider(2020)은 응답 표면 회귀분석(Response surface regression)을 사용한 임계값을 제시하였으며, 이는 Pesaran et al.(2001) 및 Narayan(2005)이 제시한 임계값을 대체할 수 있다.

## 4. 공적분 회귀분석

본 연구에서는 분석 모형의 장기적 균형 관계 존재 여부를 확인 후 ARDL 모형에 근거한 OLS

회귀분석을 실시하고자 한다. 하지만 분석 모형은 역수요함수와 수입수요함수의 연립방정식을 단일 방정식으로 나타낸 형태로, 연립방정식을 단일 방정식으로 나타낼 경우 내생성으로 인해 연립 편의(simultaneity bias)가 발생할 가능성이 있다(Bjørn and Krishnakumar, 2008). 만약 변수간의 장기균형 관계가 있다면 완전수정최소자승법(FMOLS)과 동태적최소자승법(DOLS), 정준공적분회귀(CCR)를 이용하여 내생성으로 인한 편의 및 자기상관 문제를 해결할 수 있다(Alhassan and Fiador, 2014; Narayan and Narayan, 2004; Nurudeen and Staniewski, 2019).

본 연구에서는 ARDL 모형을 기반으로 한 OLS 추정뿐만 아니라, FMOLS, DOLS, CCR 추정을 통하여 본 모형의 강건성을 확인하고자 한다. 각 모형의 공식은 다음과 같다. 첫째, Phillips and Hansen(1990)이 제시한 완전수정최소자승법(FMOLS)은 OLS 추정의 편의를 제거 또는 수정하기 위해 장기 공분산 행렬을 토대로 자료를 변형한다. 공적분 체계는 아래의 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \mu_{1t} \dots \dots \dots (5)$$

여기서  $(y_t, X_t')$ 는 시계열 벡터,  $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')$ 는 확정적 추세, 그리고  $\Gamma_{21}$ 와  $\Gamma_{22}$ 는 확정적 추세의 계수를 의미한다.  $X_t$ 는 n개의 확률변수로 아래 식 (6)에 의해서 결정된다.

$$\begin{aligned} X_t &= \Gamma_{21}' D_{1t} + \Gamma_{22}' D_{2t} + \epsilon_{2t} \dots \dots \dots (6) \\ \Delta \epsilon_{2t} &= u_{2t} \end{aligned}$$

$\hat{\mu}_{1t}$ 는 식 (5)를 통해 추정할 수 있으며, 잔차  $\hat{u}_{2t}$ 는  $\Delta \epsilon_{2t} = u_{2t}$ 를 이용해 식 (7)에서 간접적으로 추정하거나 식 (8)에서 직접적으로 추정 가능하다.

$$X_t = \hat{\Gamma}_{21}' D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' D_{2t} + \hat{\epsilon}_{2t} \dots \dots \dots (7)$$

$$\Delta X_t = \hat{\Gamma}_{21}' \Delta D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' \Delta D_{2t} + \hat{u}_{2t} \dots \dots \dots (8)$$

여기서,  $\mu_t = (u_{1t}, u_{2t}')$ 가 안정적이고 평균이 0인 에르고딕(ergodic) 과정을 따른다고 가정하면, 이들의 동시 공분산 행렬( $\Sigma$  : Contemporaneous Covariance Matrix), 단측 장기 공분산 행렬( $A$  : One-sided Long-run Covariance Matrix), 공분산 행렬( $\Omega$  : Covariance Matrix)은 아래 식 (9)~(11)과 같이 나타낼 수 있다(Hansen, 1992).

$$\Sigma = E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (9)$$

$$A = \sum_{j=0}^{\infty} E(u_t u_{t-j}') = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (10)$$

$$\begin{aligned} \Omega &= \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(u_t u_{t-j}') \dots \dots \dots (11) \\ &= \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} = A + A' - \Sigma \end{aligned}$$

앞서 도출한  $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t}')$ 를 이용하여 추정한 장기 공분산 행렬을  $\hat{\Omega}$ 와  $\hat{A}$ 라고 하면, 수정된 데이터(modified data)를 식 (12), 그리고 편의 수정항(estimated bias correction term)을 식 (13)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t^+ = y_t - \omega_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \dots \dots \dots (12)$$

$$\lambda_{12}^+ = \lambda_{12} - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\lambda}_{22} \dots \dots \dots (13)$$

최종적으로 식 (12)과 (13), 그리고  $Z_t = (X_t', D_t')$ 을 이용하여 FMOLS 추정량을 아래의 식 (14)와 같이 표현할 수 있다.

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left( \sum_{t=1}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T Z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \dots \dots (14)$$

두 번째로 Stock and Watson(1993)이 제시한 동태적최소자승법(DOLS)은  $\Delta X_t$ 의 선행(leads) 및 후행(lags) 차분변수를 식에 포함시켜 회귀식의 연립 편의와 소표본에서 발생할 수 있는 편의를

제거한다. DOLS 추정량은 아래 식 (15)와 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \beta_0 + \vec{\beta}X_t + \sum_{j=-q}^p \vec{d}_j \Delta X_{t+j} + u_t \dots\dots\dots (15)$$

여기서,  $\vec{\beta}$ 는 공적분 벡터,  $p$ 는 후행 시차, 그리고  $q$ 는 선행 시차의 길이를 각각 의미한다. 본 연구에서 Kernel은 Bartlett을 이용하였으며, DOLS 추정량의 선행(Lead) 및 후행 시차(Lag)는 SBIC를 기준으로 결정하였다.

세 번째로 Park(1992)이 제시한 정준공적분회귀(CCR)는 FMOLS와 같이 오차 벡터  $\hat{\mu}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ 의 추정치와 상응하는 장기 공분산 행렬  $\hat{\Omega}$ 와  $\hat{\Lambda}$ 의 일치 추정량을 도출함과 동시에, 동시 공분산 행렬  $\hat{\Sigma}$ 의 일치 추정량을 도출한다.  $\hat{u}_t$ 와  $\hat{u}_{2t}$ 의 단측 장기 공분산 행렬인  $\hat{\Lambda}$ 을 식 (16)과 같이 추출하고,  $(y_{1t}, X_t')$ 를 이용하여 식 (17) 및 식 (18)과 같이 변형한다.

$$\hat{\Lambda}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12} \\ \hat{\lambda}_{22} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (16)$$

$$x_t^+ = x_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_t \dots\dots\dots (17)$$

$$y_t^+ = y_t - \left( \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \hat{\beta} + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \end{bmatrix} \right)' \hat{u}_t \dots\dots\dots (18)$$

여기서,  $\hat{\beta}$ 는 식 (5)의 OLS 추정을 통해 도출된 일치 추정량을 의미한다. 최종적으로 CCR 추정 은 식 (19)에서와 같이,  $Z_t^* = (Z_t^*, D_{1t}')$  OLS 추정을 통해 도출된다.

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left( \sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* y_t^* \dots\dots\dots (19)$$

### 5. 민감도 분석

마지막으로 새우 수입량이 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향을 분석한 결과를 토대로, 국내 새우 양식업체의 순현재가치(NPV : Net Present

Value) 변화를 추정하고, 양식사업의 타당성을 평가하고자 한다.

<Table 3>은 국내 흰다리새우 양식장 18개소의 수익성 및 경제성 분석 결과를 제시하고 있다 (National Institute of Fisheries Science, 2023). 첫 번째로, 평균 매출액순이익률(ROS : Return on sales)은 24.2%로 나타났다. ROS가 10% 미만인 업체는 5개, 10-20% 구간에서 수익성을 보인 업체는 5개, 20-30% 구간에서 수익성을 보인 업체는 1개, 그리고 30% 이상의 수익성을 보인 업체는 7개였다. 두 번째로, 순현재가치(NPV : Net Present Value)와 내부수익률(IRR : Internal rate of return)을 활용한 경제성 분석 결과에 따르면, 평균 NPV는 약 11억원이었다. 가장 높은 NPV를 기록한 업체는 약 41억 원이었고, 가장 낮은 업체는 약 -7억 9천만 원이었다. IRR은 평균 54%로 산정되었고, 할인율(4.5%)보다 낮은 IRR을 보인 업체는 총 4개였다. 음(-)의 경제성을 보인 업체는 주로 사료비와 인건비, 시설유지비 등 고생 산비용 때문인 것으로 분석되었다.

<Table 3> Results of profitability and economic analysis

	Minimum	Maximum	Average
Return on sales(%)	0	52	24.2
NPV (million won)	-790	4,147	1,163
IRR(%)	-16	230	54

본 연구에서는 수입량 증가에 따른 국내 새우 양식업체의 전반적인 수익성 변화를 살펴보기 위해, 국내 흰다리새우 양식장 18개소의  $m^2$ 당 평균 시장가격을 기준으로 수입량 변화에 따른 순 현재가치(NPV)의 변화를 추정하였다.

<Table 4> Results of unit root tests

Unit Root Test Method	Variables	Level		Difference	
		Constant	Constant and trend	Constant	Constant and trend
ADF	$\text{LnDopri}_t$	-5.657***	-5.618***	-12.948***	-12.888***
	$\text{LnGDP}_t$	-2.800*	-1.779	-7.652***	-8.085***
	$\text{LnReex}_t$	-1.902	-1.925	-7.418***	-7.378***
	$\text{LnDopro}_t$	-5.831***	-6.910***	-11.472***	-11.461***
	$\text{LnImp}_t$	-2.344	-3.871**	-13.868***	-13.877***
PP	$\text{LnDopri}_t$	-5.640***	-5.607***	-15.722***	-15.637***
	$\text{LnGDP}_t$	-2.824*	-1.795	-7.603***	-8.017***
	$\text{LnReex}_t$	-2.320	-2.341	-7.459***	-7.420***
	$\text{LnDopro}_t$	-5.795***	-6.848***	-13.519***	-13.571***
	$\text{LnImp}_t$	-1.987	-3.600**	-15.174***	-15.411***

\*: p<0.1, \*\*: p<0.05, \*\*\*: p<0.01.

### Ⅲ. 연구 결과

#### 1. 단위근 검정

ARDL-한계검정법을 적용하기 전 모든 변수가 I(0) 또는 I(1) 수준에서의 정상성을 띠는지 확인해야 한다. <Table 4>는 ADF와 PP 단위근 검정 결과를 보여준다.

모든 변수는 절편 혹은 절편 및 추세를 포함하는 검정에서 수준 변수 또는 1차 차분을 거쳐 정상성을 가지는 것으로 분석되었다.

#### 2. 공적분 검정

공적분 검정에 앞서 AIC, HQIC, SBIC 값을 최소화하는 1 시차를 최대 시차로 설정하였으며, 최종적으로는 SBIC 값을 최소화하는 ARDL (1,0,0,1,0,0) 모형을 채택하였다(Ivanov and Kilian, 2001).

채택된 모형의 공적분 관계를 확인하기 위해 F-bound 및 t-bound test를 실시한 결과는 다음과 같다. 첫째, 분석 모형의 F-value는 4.531로, 5% 유의수준에서의 상한 임계값(3.995)보다 높아 공

적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다. 둘째, 분석 모형의 t-value는 -5.012로, 1% 유의수준에서의 상한 임계값(-4.926)보다 낮아 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다.

<Table 5>는 제약 오차수정모형의 적합성을 확인하기 위해 모형으로부터 추출된 잔차분석 결과를 제시하고 있다. 잔차는 정규분포를 따르며, 자기 상관관계 및 이분산성 문제가 없는 것으로 추정되어 모형의 적합성을 확인하였다. 다음으로 RESET 검정을 통해 추정 모형 설정상의 오류가 없는 것으로 추정되었으며, CUSUM 및 CUSUMSQ 검정을 통해 회귀식의 모든 회귀 계수가 안정적인 것으로 확인되었다.

<Table 5> Results of various diagnostic tests

Types of diagnostic tests	Results(p-value)
Breusch-Godfrey	0.2120
Breusch-Pagan-Godfrey	0.2558
ARCH	0.3436
Jarque-Bera	0.4030
Ramsey RESET	0.4114
CUSUMSQ	Stabilized
CUSUM	Stabilized



### 3. 공적분 회귀분석

<Table 6>는 변수들의 장·단기적 관계에 대한 분석 결과를 제시하고 있다. 우선 장기적 균형 관계의 경우, 국내총생산은 국내산 새우 시장가격에 대하여 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 국내총생산의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격의 1.6% 증가를 초래하는 것으로 추정되었다. 실질실효환율의 경우 국내 시장가격에 대하여 장기적으로 양(+)의 영향을 주고 있으나 통계적인 유의성은 나타나지 않았다. 반면에, 국내 새우생산량은 국내산 새우 시장가격에 대하여 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 국내 새우생산량의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 0.5% 감소시키는 것으로 분석되었다. 새우 수입량 또한 국내산 새우 시장가격에 대하여 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 새우 수입량의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 0.6% 감소시키는 것으로 나타났다. 마지막으로, 한-ASEAN FTA 체결 여부는 국내산 새우 시장가격에 대하여 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치

며, 10% 유의수준 하에서 국내산 새우 시장가격을 0.3% 감소시키는 것으로 분석되었다.

단기적 관계의 경우 모든 분석변수가 장기적 관계에서의 부호 및 통계적 유의성과 일치하는 것으로 분석되었다. 다만, 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향은 장기적 관계보다 상대적으로 적은 것으로 추정되었다.

마지막으로, 오차수정모형(ECM)의 계수는 -0.4로 추정되었다. 이는 충격 후에 균형으로 돌아가는 조정속도로, 충격으로 인한 지난 분기의 불균형의 약 44%가 해당 분기에 균형 상태로 되돌아감을 의미한다. 또한, 승수의 절대값이 1 이하인 것은 균형으로 조정되는 과정이 안정적이며, 모형이 적합하다는 것을 의미한다(Kripfganz and Schneider, 2023).

<Table 7>은 FMOLS, DOLS, CCR모형의 결과를 제시하고 있다. 이 결과는 앞서 제시한 ARDL 분석 결과와 유사하다. FMOLS 분석 결과에 의하면, 국내총생산은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 국내총생산의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격의 1.51%

<Table 6> Results of ARDL-ECM analysis

Variables		Coefficient	t-Statistic
ADJ	$ECM_{t-1}$	-0.4364	-5.01***
	<i>cons</i>	-2.9432	-1.70*
	$\ln GDP_{t-1}$	1.6147	3.55***
LR	$\ln Reex_{t-1}$	0.2308	0.49
	$\ln Dopro_{t-1}$	-0.5360	-3.46***
	$\ln Imp_{t-1}$	-0.6093	-2.60***
	$ASEAN_{t-1}$	-0.3150	-1.94*
	$\Delta \ln GDP_t$	0.7045	3.21***
SR	$\Delta \ln Reex_t$	0.1007	0.49
	$\Delta \ln Dopro_t$	-0.5560	-9.05***
	$\Delta \ln Imp_t$	-0.2658	-2.54**
	$\Delta ASEAN_t$	-0.1374	-1.82*
	N	87	
R-squared		0.6820	
Adj. R-squared		0.6538	

\*:p<0.1, \*\*:p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<Table 7> Results of FMOLS, DOLS, and CCR analysis

Model	FMOLS Model		DOLS Model		CCR Model	
Variables	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
<i>LnGDP</i>	1.5142	5.77***	1.5772	2.39**	1.5319	5.28***
<i>LnRecx</i>	0.0408	0.14	0.7167	1.55	0.0286	0.09
<i>LnDopro</i>	-0.4725	-6.11***	-0.5050	-1.95*	-0.4730	-5.65***
<i>LnImp</i>	-0.5324	-4.04***	-0.9307	-2.83***	-0.5361	-3.59***
<i>ASEAN</i>	-0.3250	-3.34***	-0.1779	-0.97	-0.3334	-3.03***
<i>cons</i>	-5.8950	-2.53**	-5.6376	-1.22	-6.0183	-2.44**
R-squared	0.1138		0.8839		0.1697	

\*:p<0.1, \*\*:p<0.05, \*\*\* p<0.01.

를 상승시키는 것으로 분석되었다. 실질실효환율은 국내산 새우 시장가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었으나, 통계적인 유의성은 확보하지 못하는 것으로 분석되었다. 반대로, 국내 새우생산량과 새우 수입량은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 국내 새우생산량과 새우 수입량의 1% 증가는 각각 국내산 새우 시장가격을 0.47% 그리고 0.53% 감소시키는 것으로 분석되었다. 또한, 한-ASEAN FTA 체결 여부는 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 국내산 새우 시장가격을 0.33% 감소시키는 것으로 분석되었다.

DOLS 분석 결과에 따르면, 국내총생산은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 국내총생산의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 1.58% 상승시키는 것으로 나타났다. 실질실효환율은 국내산 새우 시장가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었으나, 통계적인 유의성은 나타나지 않았다. 반대로, 국내 새우생산량과 새우 수입량은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 국내 새우생산량과 새우 수입량의 1% 증가는 각각 국내산 새우 시장가격을 0.51% 그리고 0.93% 감소시키는 것으로 분석되었다. 마지막으로, 한-ASEAN FTA 체결 여부는 국내산 새우 시장가격을 감소시키나, 통계적으로

유의하지 않은 것으로 추정되었다.

CCR 분석 결과에 따르면, 국내총생산은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 국내총생산의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 1.53% 상승시키는 것으로 나타났다. 실질실효환율은 국내산 새우 시장가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었으나, 통계적인 유의성은 확보하지 못하는 것으로 분석되었다. 반대로, 국내 새우생산량과 새우 수입량은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 국내 새우생산량과 새우 수입량의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 0.47% 그리고 0.54% 각각 감소시키는 것으로 분석되었다. 또한, 한-ASEAN FTA 체결 여부는 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 국내산 새우 시장가격을 0.33% 감소시키는 것으로 분석되었다.

ARDL 모형에 근거한 OLS 추정과 FMOLS, DOLS, CCR 모형의 분석 결과를 종합하면 다음과 같다. 실질실효환율은 모든 분석에서 국내산 새우 시장가격에 대한 통계적 유의성을 확보하지 못하는 것으로 분석되었다. 이와 반대로, 국내총생산은 모든 분석에서 통계적으로 유의하며, 국내산 새우 시장가격을 증가시키는 요인으로 분석되었다. 그리고 국내 새우생산량과 새우 수입량 또한 모든 분석에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 장기적으로 국내산 새우 시장가격을

감소시키는 요인으로 분석되었다. 마지막으로 한-ASEAN FTA 체결 여부는 OLS, FMOLS, CCR 추정에서는 유의한 것으로 나타난 반면, DOLS 분석에서는 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

이와 같이, 분석 방법에 따라 분석 결과가 부분적으로 상이한 것으로 나타났다. 본 연구에서는 DOLS 추정치가 OLS, FMOLS, 그리고 CCR 추정량보다 우수하다는 연구 결과에 따라 DOLS 추정량을 기준으로 분석 결과를 다음과 같이 정리하였다(Kao and Chiang, 2001; Montalvo, 1995).

첫째, 국내총소득은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 국내총소득의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 1.58% 증가시키는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 국민 소득 증가 시 수요곡선이 우측으로 이동하여 수요량이 증가하고 최종적으로 가격이 상승함을 의미한다. 또한, 새우는 구매력이 높아지면 수요가 증가하는 고가 품종이라는 연구와 일치한다(Miao and Wang, 2020; Yun et al., 2015).

둘째, 실질실효환율은 국내산 새우 시장가격에 양(+)의 영향을 미치나, 통계적인 유의성을 확보하지 못하는 것으로 추정되었다. 이는 환율변동으로 인한 수입산 새우가격의 변동이 국내 새우 시장가격에 유의미한 영향을 미치지 않음을 나타낸다.

셋째, 국내 새우생산량은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 국내 새우생산량의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 0.51% 감소시키는 것으로 분석되었다.

넷째, 새우 수입량은 국내산 새우 시장가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 새우 수입량의 1% 증가는 국내산 새우 시장가격을 0.93% 감소시키는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 수입산 새우가 대부분 냉동임에도 불구하고, 주로 활·신선으로 유통되는 국내산 새우 시장을 대체하고 있는 것으로 추정된다. 따라서 수입 증가 시 국내 새우 생산업자들이 수입산 새우와의 경쟁에서 가격 및 판매 이익 감소의 압박을

받을 가능성이 높을 것으로 예상된다.

마지막으로 한-ASEAN FTA 발효는 국내 새우 시장가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었으나, 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 이는 한-ASEAN FTA는 저율 관세율 할당 물량(TRQ : Tariff Rate Quota) 제도를 통해 일정 물량에 대해서만 비관세를 양허함에 따라 발효 시점을 전후로 눈에 띄는 수입량 변화가 나타나지 않아 통계적으로 유의하지 않은 결과가 도출된 것으로 추정된다.

#### 4. 민감도 분석

마지막으로 본 연구에서는 새우 수입량 증가에 따른 국내 새우 양식업의 경제적 타당성을 추정하기 위해 새우 수입량이 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향을 분석한 결과를 바탕으로 민감도 분석을 실시하였다. 국내 흰다리새우 양식장들의 경영실태 조사를 살펴보면, 현재 평균 시장가격 18,619원 하에서의  $m^2$ 당 수익성은 평균 24,400원 수준이다(National Institute of Fisheries Science, 2023).

<Table 8> Results of sensitivity analysis

(Unit: KRW)

Rate of change in import volume	Rate of change in domestic shrimp prices	Revenue per $m^2$	NPV
Current	-	16,550	24,400
1%	-0.93%	16,396	23,182
5%	-4.65%	15,780	18,306
10%	-9.31%	15,010	12,212
20%	-18.61%	13,469	23
20.02%	-18.63%	13,466	0

<Table 8>은 DOLS 분석 결과를 바탕으로 수입량에 따른 국내산 새우 시장가격 변화율을 이용하여 민감도 분석을 실시한 결과를 보여준다. 새우 수입량이 1% 및 5% 증가할 경우,  $m^2$ 당 NPV는 23,182원 그리고 18,306원으로 각각 나타났다.

새우 수입량이 10% 및 20% 증가할 경우에는  $m^2$  당 NPV가 12,212원, 그리고 23원으로 각각 추정되었다. 이후 새우 수입량이 20.02% 증가하면  $m^2$  당 NPV가 0원으로 손익분기점(Break Even Point)에 도달하고, 수입량 20.02% 이상 증가 시 경제적 타당성이 없는 것으로 분석되어 국내 새우 양식업은 지속적으로 유지될 수 없을 것으로 예상된다.

#### IV. 결론

본 연구에서는 지속적으로 증가하는 수입산 새우가 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향을 파악하기 위해 시계열 분석을 실시하였다. 먼저, 단위근 검정 및 ARDL-bound test를 통해 시계열 변수들의 정상성 여부와 변수 간의 장기적 균형 관계를 검정하였다. 발견된 장기적 균형 관계를 근거로 OLS, FMOLS, DOLS, CCR 회귀분석을 실시하여 각 변수가 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향 정도를 측정하였다. DOLS 분석 결과에 따르면 국내총소득은 국내산 새우 시장가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 실질실효환율은 국내산 새우 시장가격에 양(+)의 영향을 미치나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반대로, 국내 새우생산량과 새우 수입량은 국내산 새우 시장가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 한-ASEAN FTA 발효는 국내산 새우 시장가격을 감소시키는 것으로 나타났으나, 통계적인 유의성을 확보하지 못하는 것으로 추정되었다.

마지막으로, DOLS 분석 결과를 바탕으로, 새우 수입량 증가에 따른 국내 새우 양식업의 경제적 타당성에 대한 민감도 분석을 실시하였다. 분석 결과에 따르면, 수입량이 20.02% 이상 증가하면 국내 새우 양식업의 경제적 타당성이 부족할 것으로 추정되었다. 추후 추가적인 무역협정이 체결되어 관세 및 무역장벽이 낮아지면 새우 수

입량이 증가되고, 이는 국내 새우 양식업의 경영 악화를 초래할 것으로 예상된다.

이에 본 연구에서는 새우 수입 증가 시에도 국내 새우 양식업의 안정적인 경영을 위한 방안을 다음과 같이 제시하고자 한다.

첫째, 활·신선 새우의 판로 및 판매 확대이다. 주로 냉동 상태로 유통되는 수입품과 비교했을 때 국내산 활·신선 새우는 소비자들 사이에서 차별화된 가치를 제공할 수 있다. 이는 국내산 활·신선 새우생산량의 최근 3개년 기준 연평균 9.2% 성장률을 통해 알 수 있다(KOSIS, 2023). 따라서, 활·신선 수산품을 선호하는 소비자를 대상으로 하는 판로 확대 및 마케팅은 매출을 상승시킬 수 있을 것으로 예상된다. 구체적인 방법으로는 대형마트와의 계약 양식 및 온라인 플랫폼 활성화 등이 있다. 실제로 이마트와 국내 새우 양식장은 연초 사전계약을 통해 대규모 물량 개런티(guaranty)를 진행하고 평균 판매량 대비 3배 이상을 판매하였다(An, 2019). 대형마트와의 계약 양식은 집중 출하시기에 생산자들의 가격 변동 위험을 감소시킬 수 있는 장점도 존재한다. 다음으로, 최근 온라인 거래가 증가함에 따라 온라인 플랫폼에서 단순 포장한 원형 수산물은 45.2%의 비중을 차지하고, 특히 갑각류는 구매율 2위(54.0%) 상품에 해당한다(Lee, 2019). 따라서 오프라인뿐만 아니라 온라인 플랫폼으로의 판로 확대로 활·신선 새우 판매를 증가시킬 수 있을 것이다.

둘째, 최첨단 기술 개발 및 적용이다. 제5차 양식산업 발전 기본계획에서 연어, 넙치, 새우 등의 품목을 대상으로 스마트 자동화 체계 전환을 가속화하는 계획을 가지고 있지만, 양식장 자동화 설비현황은 약 7% 수준으로 대부분 사람의 노동력과 경험에 따른 판단에 의존하고 있다(Jeong et al., 2021; MOF, 2023). 따라서 세계적으로 기술적 우위를 가지고 있는 국내 ICT 기술을 기반으로 첨단 양식기술을 접목하여 개발한다면 향후 효율적인 생산으로 경쟁력 제고가 가능할 것으로 예

상된다.

셋째, 2차 가공식품 개발이다. 첨단양식기술 사용 시 높은 고정비로 인해 대량 생산으로 단위당 가격을 낮춰 마진을 확보하는 전략이 필요하다(Ma, 2015). 그러나 국내산 새우는 대부분 활·신선품으로 유통되기 때문에 출하시기에 맞춰 소비가 확대되기 어려운 실정이다. 또한, 흰다리새우 집중 출하시기인 9월부터 11월까지의 대형마트에서 판매 촉진을 위한 행사를 활발하게 진행하며 업체 간의 출혈 경쟁이 발생하고 있다. 따라서 시기 및 판매 형태의 제약 없이 새우를 판매하고 국내 양식새우 업체 간의 가격 경쟁을 줄이기 위해서는 최근 소비자들이 선호하는 가정간편식(HMR : Home Meal Replacement), 밀키트(Meal+Kit), 진공 포장된 소포장 형태의 가공식품을 개발 및 판매해야 한다. 1인 가구의 증가와 코로나19의 장기화에 따라 성장이 가속화된 HMR 시장과 우리나라의 연간 1인당 수산물 소비량이 세계 1위인 점을 고려하면, HMR 수산물 가공식품 시장은 새로운 블루오션으로 성장할 수 있다(Park and Jo, 2022). 이를 위해, HMR 시장에 적극적인 투자를 진행하고 있는 식품 기업들과 국내 새우 양식장과의 전략적 제휴를 통해 고부가가치 가공 산업화를 추진해야 한다.

넷째, 친환경 국제 인증 취득을 통한 고부가가치 새우 생산이다. 최근, 노르웨이 및 EU를 중심으로 친환경 생산물과 동물 복지에 대한 관심이 높아지고 있으며, 새우 생산 주요국인 인도, 에콰도르, 태국 등에서는 친환경 지속가능한 양식인증(ASC : Aquaculture Stewardship Council)을 취득하고 있다(Davis and Boyd, 2021; MOF, 2023). ASC 인증 취득 상품은 대형마트 및 선진국으로의 수출 시장에서 경쟁력을 가질 수 있으며, 비인증 제품 대비 높은 가격으로 판매될 수 있다는 장점이 있다(Asche et al., 2021). 현재 국내 소비자의 절반 이상이 에코라벨 인증 수산물에 대해 평균 10.45%의 금액을 추가로 지불할 의사가 있다는 점을 고려하면, 친환경 국제 인증 취득은

국내 시장에서도 추가적으로 수익을 창출할 수 있는 수단으로 고려된다(Park, 2018). 따라서 정부 차원에서 친환경 국제 인증 취득을 장려하는 홍보 활동 및 기술적 지원 등이 필요하다.

마지막으로, 본 연구의 한계점 및 향후 연구 내용은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 국내산 새우에서 생산되는 품종 및 가공 형태가 다양함에도 불구하고, 전반적인 새우 현황을 살펴보고자 이를 제대로 고려하지 않았다. 따라서 향후 연구에는 활어, 신선·냉장품, 냉동품 등 가공형태에 따라 분류하여 세부적으로 분석해야 할 것이다. 또한, 주요 양식 품종이자 수입 품종인 흰다리새우만을 대상으로 분석할 수도 있을 것이다. 둘째, 본 연구에서는 수입량이 국내산 시장가격에 미치는 영향만을 고려하여 FTA 체결 시의 관세 인하로 인한 수입단가의 영향을 분석하지 못했다. 향후 연구에서는, 관세 혹은 수입단가 인하가 국내산 새우 시장가격에 미치는 영향을 분석한다면 국내 새우 양식업 발전에 큰 도움이 될 것으로 기대된다.

## References

- Alhassan AL and Fiador V(2014). Insurance-growth nexus in Ghana: An autoregressive distributed lag bounds cointegration approach. *Review of Development Finance*, 4(2), 83-96.  
<https://doi.org/10.1016/j.rdf.2014.05.003>
- An JY(2019). Emart lowers live shrimp prices by 40% through contract aquaculture. *Sisa Today*.  
<https://sisaon.co.kr/news/articleView.html?idxno=102889>
- Anderson JL(2003). *The international seafood trade*. Woodhead Publishing.  
<https://doi.org/10.1016/b978-1-85573-456-2.50010-4>
- Asche F, Bronnmann J and Cojocar AL(2021). The value of responsibly farmed fish: A hedonic price study of ASC-certified whitefish. *Ecological Economics*, 188, 107135.  
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107135>
- Bank of Korea(2023). *Economics statistics system*.

- Retrieved from <https://ecos.bok.or.kr/#/> on March 3.
- Biørn E and Krishnakumar J(2008). Measurement errors and simultaneity. In the econometrics of panel data: fundamentals and recent developments in theory and practice (pp. 323~367). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.  
[https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1\\_10](https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_10)
- BIS Data Portal(2023). BIS effective exchange rates. Retrieved from <https://data.bis.org/topics/EER> on March 3.
- Cho JH(2015). An effect of orange import on domestic fruits and vegetables price in Korea. *Korean Journal of Organic Agriculture*, 23(4), 703~713.  
<https://doi.org/10.11625/kjoa.2015.23.4.703>
- Davis RP and Boyd CE(2021). A comparison of the technical efficiency of aquaculture stewardship council certified shrimp farms to non-certified farms. *Current Research in Environmental Sustainability*, 3, 100069.  
<https://doi.org/10.1016/j.crsust.2021.100069>
- De Abreu MCS, de Mattos P, Lima PES and Padula, AD(2011). Shrimp farming in coastal Brazil: Reasons for market failure and sustainability challenges. *Ocean & Coastal Management*, 54(9), 658~667.  
<https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2011.06.012>
- 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(366a), 427~431.  
<https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- FAO(2022). The state of world fisheries and aquaculture 2022. Towards Blue Transformation. Rome, FAO.  
<https://doi.org/10.4060/cc0461en>
- FAO(2023). Fishery and aquaculture statistics. Retrieved from <https://www.fao.org/fishery/en/fishstat> on March 3.
- FAO(2023). Global aquatic trade statistics. Retrieved from <https://www.fao.org/fishery/en/fishstat> on March 3.
- Findley DF, Monsell BC and Bell WR, Otto MC and Chen BC(1998). New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal-adjustment program. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(2), 127~152.  
<https://doi.org/10.1080/07350015.1998.10524743>
- Granger CW 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)
- Hansen BE(1992). Consistent covariance matrix estimation for dependent heterogeneous processes. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 967~972.  
<https://doi.org/10.2307/2951575>
- Ivanov V and Kilian L(2001). A practitioner's guide to lag-order selection for vector autoregressions (Vol. 2685). London: Centre for Economic Policy Research.
- Jeong GW and Kim BT(2021). The impact of imported fishery products on the price of domestic ones. *Ocean Policy Research*, 36(1), 1~18.
- Jeong H, Heo TW and Lee IW(2021). Domestic smart aqua-farming technology, 36(5), 62~73.
- Kang HA and Park CH(2023). A study on demand system of domestic and imported shrimp using AIDS model. *The Journal of Fisheries Business Administration*, 54(2), 31~44.  
<https://doi.org/10.12939/fba.2023.54.2.031>
- Kang HS, Kim JU and Jang YS(2019). A study of the seafood dining consumer behavior by demographic characteristics. *The Journal of Fisheries Business Administration*, 50(1), 39~54.  
<https://doi.org/10.12939/fba.2019.50.1.039>
- Kang MJ(2023). Recent regulatory trends in mega FTA SPS chapters. *KIEP Policy References*, 22(14).
- Kao C and Chiang MH(2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, 179-222. Emerald Group Publishing Limited.  
[https://doi.org/10.1016/s0731-9053\(00\)15007-8](https://doi.org/10.1016/s0731-9053(00)15007-8)
- Kennedy PL and Lee YJ(2008). Determining the impact of crawfish imports on US domestic prices. *Aquaculture Economics and Management*, 12(3), 176~187.  
<https://doi.org/10.1080/13657300802306095>
- Kim DE and Lim SS(2023, March). Market power analysis on shrimp import from tropical Asia: The

- Korean case. In Sustainability, Economics, Innovation, Globalisation and Organisational Psychology Conference, 203-214. Singapore: Springer Nature Singapore.  
[https://doi.org/10.1007/978-981-99-2909-2\\_11](https://doi.org/10.1007/978-981-99-2909-2_11)
- Kim J(2020). Analysis of the impact of imported grain prices on consumer prices. *Journal of Rural Development Nongchon-Gyeongje*, 43(2), 29~58.
- Korea Customs Service(2022). Trade statistics Retrieved from  
[https://tradedata.go.kr/cts/index\\_eng.do](https://tradedata.go.kr/cts/index_eng.do) on March 3.
- KOSIS(2023). Fishery production trends. Retrieved from <https://kosis.kr/index/index.do> on March 3.
- Kripfganz S and Schneider DC(2020). Response surface regressions for critical value bounds and approximate p values in equilibrium correction models 1. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(6), 1456~1481.  
<https://doi.org/10.1111/obes.12377>
- Kripfganz S and Schneider DC(2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23(4), 983~1019.  
<https://doi.org/10.1177/1536867x231212434>
- Kuo HH and Chuang CT(2017). Salmon importation and consumption in Taiwan. *Aquaculture Economics & Management*, 21(3), 315~333.  
<https://doi.org/10.1080/13657305.2016.1177860>
- Kwon PO(2018). The responses and impacts by country following the Implementation of the CPTPP. KOTRA Global Market Report, 18~039.
- Lee JE(2019). The policy directions for promoting Korea's online seafood distribution. Korea Maritime Institute.
- Ma CM(2015). Research on the industrialization of advanced aquaculture technologies. Korea Maritime Institute Report.
- Miao WEIMIN and Wang WEIWEI(2020). Trends of aquaculture production and trade: Carp, tilapia, and shrimp. *Asian Fisheries Science*, 33(S1), 1~10.  
<https://doi.org/10.33997/j.afs.2020.33.s1.001>
- Ministry of Economy and Finance(2019). General Guidelines for conducting preliminary feasibility studies(revised).
- MOF(2023). The 5th basic plan for aquaculture industry development('24~'28)
- Montalvo JG(1995). Comparing cointegrating regression estimators: Some additional Monte Carlo results. *Economics letters*, 48(3-4), 229~234.  
[https://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)00632-c](https://doi.org/10.1016/0165-1765(94)00632-c)
- Narayan PK(2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979~1990.  
<https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Narayan S and Narayan PK(2004). Determinants of demand for Fiji's exports: an empirical investigation. *The Developing Economies*, 42(1), 95~112.  
<https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2004.tb01017.x>
- National Institute of Fisheries Science(2023). Analysis of the value chain for major aquaculture species (Whiteleg shrimp, Olive flounder).
- Nurudeen A and Waldemar Staniewski M(2019). Determinants of corruption in Nigeria: Evidence from various estimation techniques. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 32(1), 3052~3076.  
<https://doi.org/10.1080/1331677x.2019.1655467>
- Ogunmola OO, Verter N and Obayelu AE(2023). Factors Influencing the prices of rice, maize and wheat prices in Nigeria. *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics*, 15(1), 113~125.  
<https://doi.org/10.7160/aol.2023.150109>
- Park CY and Jo HJ(2022). The expansion of the home meal replacement(HMR) market should be seized as an opportunity for the advancement of the seafood industry. *Korea Maritime Institute Trend Analysis*, 178.
- Park HJ(2018). Estimating consumers' willingness to pay for the eco-labeled fish products in South Korea. Master disseration, Pukyong National University.
- Park JY(1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119~143.  
<https://doi.org/10.2307/2951679>
- 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>
- Phillips PCB and Hansen BE(1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99~125.  
<https://doi.org/10.2307/2297545>
- Phillips PCB(1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*.

- <https://doi.org/10.2307/2336182>  
Siddig KH(2012). The controversy of exchange rate devaluation in Sudan: an economy wide general equilibrium assessment. *African Development Review*, 24(3), 245~254.  
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.2012.00320.x>  
Stock JH and Watson MW(1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783~820.  
<https://doi.org/10.2307/2951763>  
Woo KW and Shin YM(2022). Comparative analysis of import substitution relations of frozen squid demand. The Fisheries Business Administration Society Of Korea, 53(1), 55~72.  
<https://doi.org/10.12939/fba.2022.53.1.055>  
Young EM(2004). Globalization and food security: novel questions in a novel context?. *Progress in Development Studies*, 4(1), 1~21.  
<https://doi.org/10.1191/1464993404ps073oa>  
Yun H, Taddese F and Bai SC(2015). Korean aquaculture at a glance. *World Aquaculture*, 15.
- 
- Received : 02 September, 2024
  - Revised : 20 September, 2024
  - Accepted : 25 September, 2024