

우리나라 수산물 수입가격의 환율전가효과 분석[†]

An Analysis of Exchange Rate Pass-through of Imported Seafood in Korea

김은경*·이헌동**

Kim, Eun Kyeong · Lee, Heon Dong

목 차

- I. 서 론
- II. 수산물 수입 현황
- III. 환율전가효과 추정 모형 및 분석 자료
- IV. 실증분석 결과
- V. 결 론

Abstract: This study includes an analysis of the exchange rate pass-through to the import price of seafood, encompassing the comprehensive evaluation of whole seafood, fish, and crustaceans. To estimate the exchange rate pass-through over both short and long terms, the Error Correction Mechanism and Autoregressive Distributed Lags models were both utilized in this study. The asymmetric effect was estimated by decomposing the exchange rate changes into the rising and falling periods. The findings indicated a high degree of sensitivity in import prices concerning fluctuations in the exchange rate. Specifically, the exchange rate pass-through effect was more pronounced for fish during periods of exchange rate decline, whereas in the case of crustaceans, the effect was amplified when the exchange rate experienced an upward trend. Given the escalating share of imported seafood and the substantial volatility in the exchange rate, this study is meaningful by providing a thorough analysis of the influence exerted by the exchange rate on the import price of seafood.

[†] 이 논문은 김은경의 부경대학교 대학원 석사학위논문(2023) 일부를 수정·보완하여 작성하였음

* 제1저자, 국립부경대학교 자원환경경제학과 박사과정, kimek302@gmail.com

** 교신저자, 국립부경대학교 해양수산경영경제학부 조교수, hdlee@pknu.ac.kr

Key words: Seafood Import Price, Exchange Rate Pass-Through, Error Correction Mechanism, ARDL Model, Incomplete Pass-Through

I. 서 론

우리나라는 1960년대에 수출주도형 성장전략을 취하면서 2000년대 후반의 무역의존도¹⁾가 80%를 넘어서기도 하였다. 미국이나 일본의 무역의존도가 10~30% 수준인 것과 비교하면, 우리나라는 대외무역에 대한 의존성이 높기 때문에 환율변동 등 글로벌 충격에 따른 경제적 영향이 훨씬 큰 것이 현실이다. 1997년과 2008년에는 외환위기, 글로벌 금융위기로 인해 환율이 각각 1,700원대, 1,400원대까지 폭등하며 우리 경제는 큰 충격을 경험한 바 있다. 지난 2022년에는 환율이 코로나19 이전 시기보다 약 200원 높은 1,300원대로 상승하여 높은 물가를 자극하는 등 우리 경제에 다시 긴장감이 높아지고 있다.²⁾

환율의 변동이 수입가격에 미치는 영향을 ‘환율전가’라고 하며, 수입가격 환율전가도(Exchange rate pass-through)는 환율의 1% 변동이 수입가격의 몇 %를 변화시키는지를 나타내는 지표라고 할 수 있다(장봉규, 2021). 환율의 상승은 곧 원화의 평가절하를 의미하므로, 수입품의 원화표시 가격을 상승시키게 된다. 수입가격에 나타난 환율변동의 영향은 다시 다양한 물가와 소비시장에 전달되면서 수입국의 경제에 영향을 미치게 된다. 환율의 변동은 다양한 경로를 통해 직·간접적으로 수입국의 인플레이션에 영향을 미치게 되는데, 이에 대한 원인을 규명하기 위하여 1980년대 후반부터 환율전가 현상에 대한 연구가 활발하게 수행되어 왔다(온기온, 2015).

국외 연구로서 Knetter(1993)는 실질환율이 영국, 일본, 독일 등 국가별 수출가격에 미치는 영향을 분석하였으며, Campa and Goldberg(2005)는 OECD 자료를 이용하여 국가별 수입가격 전가율을 분석하였다. 국내 연구로는 이근영(2009)과 조정구(2012)가 우

1) 무역의존도란 한 나라의 경제가 무역(수출입)에 의존하는 정도를 나타내는 지표로 1년간 무역액(수출액+수입액)을 한 나라의 국민소득(또는 국내총생산)으로 나눈 비율로 계산한다(KDI 경제정보센터, 시사용어사전).

2) 2014년 대미 달러 평균환율은 1,053원이었으나, 2018년 1,100원, 2022년에는 1,291원으로 상승 기조가 이어지고 있다(한국은행 경제통계시스템, 연평균 환율기준).

리나라 산업 전반을 대상으로 환율전가도를 분석하였으며, 서종석(1999), 채상현·김민경(2007)은 농·축산물을 대상으로 환율전가도를 분석하였다. 수산물과 관련해서는 김우경·김기수(2009)가 중국에서 수입되는 낙지, 아귀, 꽃게, 갈치, 조개에 대한 환율전가도를 분석하였으며, 임은선(2022)은 FTA 이후 수산물 수입가격의 환율전가도에 대해 국가별로 분석하였다.

선행연구에서는 환율변동에 따른 수입가격의 가격설정 행태를 규명하기 위해 두 가지 방식의 가격결정 이론을 소개하고 있다. 먼저 수출기업이 수출국의 통화를 기준으로 가격을 결정하는 방식(Producer-Currency Pricing: PCP)을 택한다면, 환율의 변동은 생산비용에 영향을 미치지 않으므로 수입국 통화표시 수입가격으로 모두 전가될 것이다. 반대로 생산업자가 수입국 통화를 기준으로 가격을 결정한다면(Local-Currency Pricing: LCP), 수입국에서의 경쟁력을 유지·확보하기 위해 생산자의 마진을 조정하여 환율 변동분의 일부를 흡수하고 수입국 통화표시 수입가격을 안정적으로 유지하는 전략을 택할 수 있다. 현실에서의 수출업자는 생산조건과 수입국에서의 경쟁력 확보 등의 조건을 모두 고려하여 이윤을 극대화하고자 할 것이므로 어느 한쪽으로의 완전한 환율전가가 아닌 불완전한 환율전가 현상이 나타날 것이다(장봉규, 2021).

지난 20년 동안 국내 수산물 총공급(생산+수입+재고)에서 수입의 비중은 계속 확대되어 왔다.³⁾ 국민 식생활에서 수산물에 대한 수입 의존도가 갈수록 심화되는 상황에서 최근 몇 년 동안 이어져 온 환율의 상승 기조는 안정적인 수산물 수입에도 큰 제약요인으로 작용할 수 있다. 따라서 환율 상승의 문제는 단순히 수입업계의 어려움만으로 치부될 수 없고, 실제 수입가격에 얼마나 전가되는지 그 영향을 보다 심층적으로 진단하는 연구가 필요하다. 또한 중장기적 관점에서는 환율 상승으로 인한 수산물 수입의 감소, 이로 인한 수산물 수급 불균형, 국내 수산물 가격으로의 전이 등에 대한 논의도 학술적으로나 정책적으로 중요하게 다루어질 필요가 있다.

이에 따라 본 연구는 우리나라 수산물 수입가격의 환율전가도를 분석하고, 수입수산물의 가격설정 행태를 규명하고자 하였다. 수산분야의 관련 선행연구에서는 분석대상을 국가별로 특정하고 있어 수산물의 유형별로 환율전가의 특성을 파악하기에는 어려움이

3) 국내 수산물 총공급량에서 수입량의 비중 변화를 살펴보면, 어류는 2000년 40.7%, 2010년 46.1%, 2021년 60.0%, 패류(갑각류, 연체동물 포함)는 2000년 19.4%, 2010년 37.6%, 2021년 48.9%로 급격하게 상승해 왔다(한국농촌경제연구원, 2021년 식품수급표).

있었다. 따라서 본 연구에서는 수산물 수입에 대한 최신 자료를 반영하여, 수산물 수입 가격에 대한 평균적인 환율전가 현상을 확인하고자 한다. 또한 선행연구에서는 수입여건 및 환경에 따라 환율전가의 비대칭성이 나타날 수 있다는 점을 고려하지 않았는데, 본 연구에서는 환율의 상승과 하락 시에 나타나는 비대칭성을 고려하여 환율전가도를 분석했다는 점에서 선행연구와 차별성이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 국내·외의 환율전가효과 관련 선행연구와 수산물 수입 현황을 살펴본다. III 장에서는 환율전가효과를 추정하는 이론적 모형을 검토하고, IV 장에서는 실증적으로 환율전가효과를 분석한 결과를 제시하였다. 마지막으로 V 장 결론에서는 본 연구의 한계 및 향후 과제에 대해 제시하였다.

II. 수산물 수입 현황

우리나라의 수산물 수입물량은 2010년 124만 톤에서 2021년 165만 톤으로 32.5% 증가하였으며, 수입금액은 2010년 32억 3천만 달러에서 2021년 59억 7천만 달러로 84.5% 증가하였다. 최근 10년(2012~2021년)의 수산물 수입금액 연평균 증가율은 57.5%로 지속적인 증가세를 보였다. 2021년 기준의 수입금액은 국내 수산물 생산금액⁴⁾ 9.3조 원(약 68.0억 달러)의 87.8% 수준으로 우리나라 수산물 시장에서 수입수산물의 비중이 매우 커졌음을 확인할 수 있다.

2021년 부류별 수입금액을 살펴보면 어류, 갑각류, 연체동물이 전체의 92.2%로, 수입되는 수산물의 대부분을 차지하고 있다. 그중에서도 어류가 46.7%로 수입 수산물 중 가장 큰 비중을 차지하였는데, 품목별로 살펴보면 명태, 연어, 기타어류, 참치, 고등어 등의 수입이 많았다. 특히 명태는 러시아산(냉동)을 중심으로 꾸준히 수입이 많이 되는 품목이다. 명태 수입은 2021년 약 5억 달러로 사상 최대치를 기록했으며, 이중 러시아산 수입이 3.9억 달러로 전체의 77%를 차지하고 있다.

갑각류의 경우 새우 및 새우살 등의 수입이 증가하면서 2021년 수입금액이 2010년

4) KOSIS 국가통계포털(<https://kosis.kr/>), 어업생산동향조사.

대비 191.8% 증가하였다. 새우는 2018년 이후 4억 달러 이상의 수입을 기록하고 있으며, FTA 체결국인 베트남, 태국, 그리고 비체결국인 에콰도르에서의 수입이 꾸준히 증가하고 있다. 한-베트남, 한-ASEAN FTA를 살펴보면 새우에 대해 저율관세할당물량 (Tariff Rate Quota: TRQ) 제도를 운영하고 있어, 매년 일정 수준을 유지하며 수입되고 있는 것을 확인할 수 있다.

연체동물의 경우에는 오징어와 낙지가 주요 품목이며, 그중 오징어는 국내 생산의 저조에 따라 2018년부터 수입량이 큰 폭으로 증가하였다. 오징어 수입은 등락폭이 크게 나타나기는 하지만 중국산물을 중심으로 수입되고 있으며 물량이 많을 때는 전체 오징어 수입의 80~90%까지 차지하기도 하였다. 중국과의 교역은 2020년에 코로나19로 인해 잠시 정체되었으나 다음 해인 2021년에는 예년 수준을 회복한 것으로 나타났다.

표-1. 수산물 부류별 수입금액 현황

(단위: 백만 달러, %)

구분	2010(A)	2015	2019	2020	2021(B)	증감율 ((B-A)/A)
합 계	3,233.7	4,405.9	5,627.1	5,456.1	5,966.7	84.5
어류	1,891.0	2,250.0	2,566.8	2,492.9	2,788.6	47.5
갑각류	503.6	927.1	1,371.4	1,300.6	1,469.1	191.8
연체동물	560.8	887.9	1,298.2	1,306.7	1,262.5	125.1
기타수산물	309.7	266.6	263.1	263.7	349.4	12.8
수산부산물	87.3	95.5	133.6	115.8	154.3	76.8
수생무척추동물	45.4	44.9	54.6	47.0	59.8	31.6
비식용수산물	37.0	24.6	54.7	29.7	32.9	-11.3
해조류	18.1	22.3	29.8	30.5	26.9	48.6
기타수산동물	0.1	0.0	0.0	12.5	14.2	16,447.0
환형동물	2.5	6.1	7.4	8.8	8.9	253.4

주: 수산물 수입금액 합계는 소금을 제외한 수치로 작성함.

자료: 해양수산부 수산정보포털(<https://www.fips.go.kr>), 품목별 수출입 현황 재가공.

표-2. 수산물 수입 상위 국가 현황

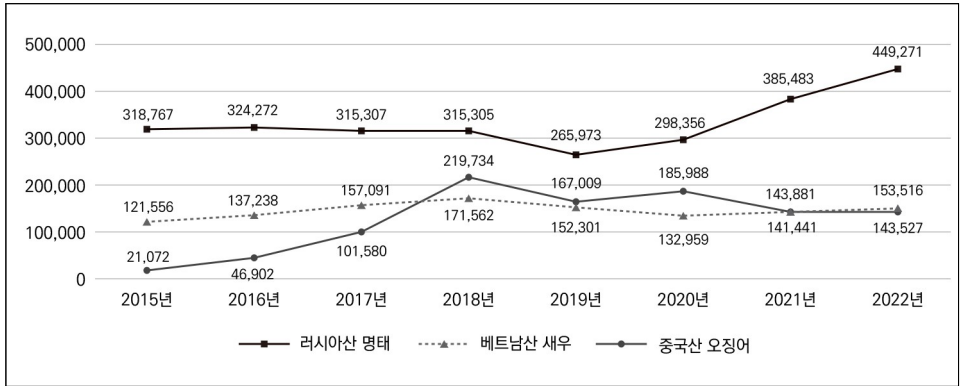
(단위: %)

분류	순위	국가	비중 (수입금액 기준)	분류	순위	국가	비중 (수입금액 기준)
수산물 전체	1	중국	25.4	어류	1	중국	28.1
	2	러시아	16.6		2	러시아	20.3
	3	베트남	13.6		3	노르웨이	12.5
	4	노르웨이	6.0		4	미국	5.2
	5	미국	4.7		5	일본	5.2
갑각류	1	러시아	27.9	연체 동물류	1	중국	46.8
	2	베트남	21.2		2	베트남	25.0
	3	중국	14.9		3	태국	5.5
	4	캐나다	7.5		4	칠레	4.1
	5	에콰도르	5.2		5	페루	3.8

주: 2010~2021년 자료로 작성함.
자료: 한국무역협회 K-stat(<https://stat.kita.net/>).

그림-1. 주요 수산물의 수입금액 추이

(단위: 천 달러)



자료: 수산물수출정보포털(<https://kfishinfo.co.kr>)

III. 환율전가효과 추정 모형 및 분석 자료

1. 환율전가효과 추정 모형

Campa and Goldberg(2005)는 환율전가도를 추정하기 위하여 다음과 같은 수입가격 결정 모형을 설정하였다. 수입국 통화로 표시된 수입가격 P^{im} 는 수출국 통화표시 수출가격 P^{ex} 에 환율 E 를 곱하여 다음의 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다. 이때, E 는 수출국 통화 한 단위당 수입국 통화로 표시된 환율을 의미한다(임은선, 2022).

$$P^{im} = E \cdot P^{ex} \quad (1)$$

환율전가도는 환율이 1% 변화할 때, 원화표시 수입가격 P^{im} 가 몇 % 변화하는지를 나타내는 개념이다(장봉규, 2021). 식 (1)에서 E 에 변동이 발생할 때, 수출기업이 변동분을 수입가격에만 반영한다면 환율전가율은 100%에 이르게 되며, 이를 완전환율전가⁵⁾라 한다(차혜경, 2020). 하지만 현실에서는 관세와 같은 무역장벽, 거래비용 등의 요인으로 인해 시장이 불완전 경쟁구조를 보이는 것이 일반적이다. 따라서 수출기업은 환율변동의 일부만을 수입가격에 반영하고, 자신의 마진(margin)을 조정하여 나머지 변동분을 흡수하는 불완전 환율전가 전략을 택하게 된다.

Goldberg and Knetter(1997), Campa and Goldberg(2005)는 수입가격에 대한 환율전가도를 파악하기 위하여 수출업자의 가격결정 매커니즘을 다음과 같이 가정하였다. 수출기업은 자국 내 시장과 해외 수출시장에 상품을 판매하여 이윤을 창출할 수 있으므로, 수출기업의 총판매량(Q)은 내수시장 판매량(domestic demand, Q^{dd})과 수출량(Q^{ex})의 합으로 나타낼 수 있다. 수출업자는 내수시장에서의 수입($P^{dd} \cdot Q^{dd}$)과 수출을 통한 수입($P^{ex} \cdot Q^{ex}$)에서 비용($C(Q)$)을 제외한 이윤을 극대화하고자 할 것이며, 이는 다음의 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다(차혜경, 2020).

5) 반대로 P^{im} 가 일정하다면 환율의 변동은 P^{ex} 에만 영향을 미치고 전혀 전가되지 않는다.

$$\max \pi = P^{dd} \cdot Q^{dd} + P^{ex} \cdot Q^{ex} - C(Q) \quad (2)$$

수출기업은 수출을 통한 한계수입과 한계비용이 일치하는 이윤극대화 조건에서 수출량을 결정하게 된다. 이윤극대화 1계 조건을 도출하기 위해 수출량에 대해 편미분하면 다음의 식 (3)과 같다. 수출업자는 한계비용(MC)과 한계비용에 대한 마크업($1+m$)⁶⁾을 고려하여 수출가격을 결정하는 것이다. 이러한 가격결정 매커니즘을 마크업 가격설정이라고 부르고 다음의 식 (4)와 같이 제시할 수 있다.

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q^{ex}} = \frac{\partial P^{ex}}{\partial Q^{ex}} Q^{ex} + P^{ex} - \frac{\partial C}{\partial Q} = 0$$

$$P^{ex} \left(1 + \frac{\partial P^{ex}}{\partial Q^{ex}} \frac{Q^{ex}}{P^{ex}} \right) = \frac{\partial C}{\partial Q} \quad (3)$$

$$P^{ex} = (1+m)MC \quad (4)$$

식 (4)를 식 (1)에 대입하고, 자연로그를 취하면 다음의 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다. 본 논문에서는 편의상 자연로그를 취한 변수를 소문자로 표기하였다.

$$p^{im} = e + mc + \lambda^7) \quad (5)$$

수출업자는 다양한 거시경제 변동과 생산 관련 변동을 가격에 반영한다. 수출기업의 마크업 결정에는 거시경제변수인 환율이 가장 큰 영향을 미치게 되는데, 마크업(λ)을 환율(e)의 영향을 이용하여 나타내면 다음의 식 (6)과 같이 표현할 수 있다.

$$\lambda = \alpha e + u, u \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (6)$$

마지막으로 식 (6)을 식(5)에 대입하면, 아래 식(7)과 같이 정리할 수 있다. 식 (7)⁸⁾

6) 마크업(Mark-up)이란 가격과 한계비용의 차이를 의미한다(편주현장석환, 2016).

7) $\lambda = \ln(1+m)$

에서 환율전가도는 β 로 나타난다. 이때 수출업자가 수출품의 가격을 수출국 통화 기준으로 생산비용에 따라 설정한다면(PCP), 환율의 변화는 p^{ex} 에 영향을 미치지 않고 p^{im} 으로 완전히 전가된다. 반면 수입국의 각종 수요조건을 고려하여 수입국 통화를 기준으로 수출품의 가격을 설정하면(LCP), 환율의 변화는 p^{im} 에 전혀 영향을 미치지 않는다. 일반적으로 수출업자는 생산비용과 수입국의 수요조건을 모두 감안하여 이윤극대화를 실현하고자 하므로, 환율의 전가는 두 극단이 아닌 불완전 전가의 형태로 나타나는 것이 일반적이다(장봉규, 2021).

$$p^{im} = \beta e + mc + \epsilon \quad (7)$$

수입가격은 환율 외에도 다양한 요인에 의해 영향을 받을 수 있다. Campa and Goldberg(2005)는 생산조건 및 수요조건 등이 수입가격에 영향을 미칠 수 있다고 가정하고, 해당 변수를 환율전가도 분석에서 배제할 경우 추정에 편의가 발생할 수 있다고 밝혔다. 환율(e_t) 이외에도 수출업자의 생산조건(mc_t)과 수입국의 수요조건(y_t)이 수입 가격(p_t^{im})에 미치는 영향을 함께 분석하기 위해, 시간(t)의 변화를 고려한 최종 모형은 다음의 식(8)과 같이 정리하였다.

$$p_t^{im} = \beta_0 + \beta_1 e_t + \beta_2 mc_t + \beta_3 y_t + u_t \quad (8)$$

만약 환율전가효과 추정에 사용되는 변수 간에 공적분 관계가 존재한다면, 위의 식(8)은 변수 간의 장기관계를 나타내는 장기균형모형이라고 할 수 있다. 오차항은 균형에서 이탈하는 충격이 발생했을 때 다시 균형값으로 조정되게 하는 교정역할을 한다. 이때, 공적분 관계를 바탕으로 잔차와 차분된 변수를 이용하여 단기적 측면의 환율전가효과도 추정할 수 있다. 단기적 환율전가효과 추정모형에서 잔차항의 계수값(λ)은 장기균형으로 회복되는 조정의 속도(speed of adjustment)를 보여준다.

8) 식 (7)에서 ϵ 은 오차항으로 평균이 0, 분산이 σ^2 을 갖는다고 가정함. 만약 변수 간의 공적분 관계가 존재한다면, ϵ 은 안정적 시계열임.

$$\Delta p_t^{im} = \beta_0 + \lambda \widehat{u_{t-1}} + \beta_1 \sum_{i=0}^n \Delta e_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=0}^n \Delta mc_{t-i} + \beta_3 \sum_{i=0}^n \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (9)$$

한편, 수입국 통화의 평가절상과 평가절하 시의 환율전가도가 서로 다른 양상으로 나타날 수 있는데, 이를 비대칭적 환율전가라고 말한다. 이는 물량제약과 수출업자의 시장점유율 증시 전략 등의 요인으로 인해 나타날 수 있다. 수입가격의 하락 요인이 발생하여도 수출량을 자유롭게 증대할 수 없거나, 수입가격 상승 요인이 발생하여도 경쟁력 확보를 위해 수입가격에 상승분의 일부만 반영하는 경우 비대칭 환율전가현상이 나타난다(조정구, 2012). 본 연구에서는 장봉규(2021)의 연구를 참고하여, 원화 평가절상(e_t^-)과 평가절하(e_t^+)의 효과를 분리하여 추정하기 위해, 각 경우의 환율변화 누적합으로 환율을 분해하고, 환율전가의 비대칭성을 분석하였다.

$$e_t = e_0 + e_t^+ + e_t^- \quad (10)$$

$$e_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta e_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta e_i^+, 0), \quad e_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta e_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta e_i^-, 0) \quad (11)$$

분해된 환율변수를 식 (8)에 대입하면 비대칭적 환율전가효과를 추정할 수 있다. 환율변화의 방향에 따른 비대칭 환율전가효과를 추정하는 모형은 다음의 식 (12)로 정리할 수 있으며, 단기모형은 식(13)과 같이 나타낼 수 있다. 이때 비대칭성은 $\beta_1 = \beta_2$ 를 귀무가설로 하는 Wald test를 통해 검정할 수 있다.

$$p_t^{im} = \beta_0 + \beta_1 e_t^+ + \beta_2 e_t^- + \beta_3 mc_t + \beta_4 y_t + u_t \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \Delta p_t^{im} = & \beta_0 + \lambda \widehat{u_{t-1}} + \beta_1 \sum_{i=0}^n \Delta e_{t-i}^+ + \beta_2 \sum_{i=0}^n \Delta e_{t-i}^- + \beta_3 \sum_{i=0}^n \Delta mc_{t-i} \\ & + \beta_4 \sum_{i=0}^n \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

2. 분석자료 및 기초통계량

본 연구에서는 수산물 수입가격에 대한 환율전가도를 분석하기 위하여 주요 수산물 부류에 대한 수입가격, 환율, 시장의 수요 변수, 그리고 수출업자의 생산조건 변수를 포함한 Campa and Goldberg(2005)의 환율전가도 분석모형을 설정하였다. 실증분석은 우리나라로 수입되는 전체 수산물과 더불어 어류, 갑각류와 같이 3개 유형으로 구분하여 수행하였다.⁹⁾

먼저 수입가격은 한국무역협회 K-stat을 이용하여 2001년 1월부터 2022년 3월까지의 월별자료를 추출하였다¹⁰⁾. 수입가격 자료는 전체 수입금액을 수입물량으로 나누어 원/kg 단위로 변환하고, 대미달러 증가환율 평균자료를 이용하여 원화가치로 환산하였다. 또한 물가의 영향을 제거하기 위하여, 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 소비자물가지수(2020=100)를 이용하여 수입가격 자료를 실질화한 후 분석을 수행하였다.

환율 자료는 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 대미달러 증가환율 평균 월별자료를 이용하였다.¹¹⁾ 그리고 수입가격은 환율 외 다른 요인의 영향을 받기 때문에 이를 분석모형에 포함하기 위해 시장의 수요압력 변수를 고려하였다. 선행연구에서는 수입국에서의 수요를 나타내는 대용변수로서 대체재 가격, GDP와 같은 소득자료를 이용하였다. 본 연구에서는 수입수산물과 경쟁관계에 있는 국내산 수산물의 가격을 대체재의 가격변수로서 고려하였다. 국내산 수산물의 가격은 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 어류 및 수산물 소비자물가지수(2020=100)를 사용하였다(임은선, 2022).

해외 생산자의 생산조건에 대한 대용변수로는 생산자물가지수 또는 노동생산성지수 등이 선행연구에서 이용되었다. 본 연구에서는 IMF(International Monetary Fund)의

9) 전체 수산물, 어류, 갑각류와 더불어 최근 수입이 늘고 있는 연체동물(오징어, 낙지 등)을 분석대상으로 검토하였다. II장의 현황 자료에 따르면, 연체동물은 중국에서의 수입 비중이 절반에 이르며, 주요 수입품목인 오징어, 낙지 등의 경우 약 90%에 이를 정도로 중국의 영향력이 크게 나타났다. 그러나 IFS(International Financial Statistics) 사이트에서 제공하는 중국의 생산자물가지수는 2010년부터 제공됨에 따라, 다른 부류에 비해 시계열이 상대적으로 짧은 것으로 확인되었다. 연체동물류 주요 수입 국가 중 태국의 경우에도 2021년 이후 자료가 아직 공개되지 않아 연체동물에 대한 생산자변수를 구성하기에 어려움이 있다고 판단하여 연체동물은 분석대상에서 제외하였다.

10) 수입가격은 수출입품목 분류체계(Ministry of Trade Industry; MTI)를 기준으로, 수산물 전체는 04, 어류는 041, 갑각류는 042로 조회하여 자료를 추출하였다.

11) 수산물 종류별, 품종별로 우리나라에 수산물을 수출하는 국가들이 많지만 국가별 환율이 아닌 대미달러 자료만을 이용하였다. 수입에서 미달러화로 결제하는 비중이 80.1%로 나타나 수입가격의 결정에 대미달러 환율의 영향력이 절대적일 것으로 판단되어 본 연구에서는 대미달러의 증가환율 평균자료를 활용하여 분석하였다(한국은행 보도자료, “2021년 경제통화별 수출입”, 2022).

IFS(International Financial Statistics) 사이트에서 해외 생산자물가지수¹²⁾자료를 국가별로 추출하여 상대적 수입비중에 따라 가중평균하여 분석에 이용¹³⁾¹⁴⁾하였다. 본 연구에서 이용한 변수의 기초통계량은 다음의 <표 3>과 같다. 종속변수인 kg당 수입가격은 수산물 전체가 3,010원, 어류가 2,309원, 갑각류가 7,594원으로 갑각류의 kg당 가격이 가장 높은 것으로 나타났다. 환율의 평균은 1,133원으로, 최소값은 914.8원, 최대값은 1,453.4원이었다.

■ 표-3. 종속변수 및 설명변수의 기초통계량 ■

변수		평균	표준편차	최소값	최대값
종속변수	$I_{\text{전체}}$ (원)	3,010.2	939.9	1,470.4	5,171.0
	$I_{\text{어류}}$ (원)	2,308.8	653.1	1,035.0	4,079.2
	$I_{\text{갑각류}}$ (원)	7,594.1	2,723.2	4,059.6	15,356.4
설명변수	E (원)	1,132.9	97.5	914.8	1,453.4
	CPI	71.3	18.5	44.5	103.4
	$PPI_{\text{전체}}$	93.5	43.1	14.7	184.8
	$PPI_{\text{어류}}$	112.1	65.1	14.7	287.2
	$PPI_{\text{갑각류}}$	108.8	55.1	32.0	231.4
관측치수		255			

12) IMF의 IFS에서 제공하는 국가별 생산자물가지수의 경우 수산물에 대한 생산자물가지수를 별도로 제공하지 않아 전산업에 적용되는 생산자물가지수를 사용하였다.

13) 어류의 경우 노르웨이가 주요 수입국이지만, 어류의 노르웨이 수입금액이 2010년 후반에는 2~3억 달러 수준인 데 반해 2013년까지의 수입금액은 1억 달러가 되지 않는 것으로 확인된다. 따라서, 노르웨이 자료를 생산조건 대용변수로 사용하기에는 본 연구의 분석기간인 2001~2022년에 대한 설명력이 부족하다고 판단하여 제외하였다.

14) 본 연구의 II장에서 제시한 현황을 바탕으로 국가별 수산물 수입 비중에 따라 가중평균한 생산자물가지수를 사용하였다. 수산물 전체는 러시아와 베트남의 자료를 이용하였으며, 어류는 러시아와 미국, 갑각류는 베트남과 러시아 자료를 이용하였다. 수산물 전체에서 중국에서의 수입이 큰 비중을 차지하고 있으나, 중국의 생산자물가지수 자료가 2010년 이후부터 제공되고 있어, 본 연구에서는 해당 자료를 이용하지 못하였다는 한계가 있음을 밝혀둔다.

IV. 실증분석 결과

1. 단위근 검정 및 공적분 검정 결과

시계열 자료를 이용하여 분석하는 경우, 허구적 회귀(spurious regression)¹⁵⁾를 방지하기 위해 시계열의 안정성 검정을 사전적으로 시행한다. 본 연구에서는 시계열의 안정성을 검정하기 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 이용하였다. 분석에 이용된 자료의 수준(level) 변수와 차분변수에 대한 단위근 검정 결과는 <표 4>에 나타나 있다. 대부분의 수준변수가 10%, 5%, 1% 유의수준을 모두 고려하여도 불안정한 시계열로 확인되었다. 일반적으로 불안정 시계열을 포함한 분석은 신뢰할 수 없지만, 시계열 간의 밀접한 관련성이 확인된다면, 변수 간의 선형 결합을 통해 확률적 추세를 제거하게 되어 그 결과를 신뢰할 수 있다. 따라서 불안정적 시계열로 분석된 ‘수입 수산물 전체’와 ‘갑각류’ 2개 유형에 대해서는 변수 간의 장기균형관계가 존재하는지를 검정하고, 공적분 검정결과에 기반하여 오차수정모형(Error Correction Mechanism: ECM)을 적용하여 분석하였다.

다만, ‘어류’의 경우 PP검정에서는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나 어류의 수입금액이 안정적인 시계열일 가능성이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 어류의 수입가격에 대한 환율전가도 분석에 있어서는 오차수정모형의 적용이 어렵다고 판단하여, I(0) 시계열과 I(1) 시계열이 혼재하는 경우의 공적분 관계를 이용할 수 있는 자기회귀시차분포(Autoregressive Distributed Lags: ARDL)모형을 적용하여 분석을 수행하였다¹⁶⁾.

15) 불안정한 시계열의 경우 충격이 한 번 가해지면 영원히 충격이 지속되어 평균과 분산에 영향을 미친다(박승록, 2021). 불안정적 시계열의 추세적 경향을 고려하지 않는다면 실제로는 변수 간의 유일한 관계가 없더라도 t -값과 F -값이 유의하게 나타날 수 있다. 따라서 분석에 앞서 시계열의 안정성에 관한 검증이 우선되어야 한다.

16) ARDL-Bounds 모형의 경우 분석에 포함된 모든 변수가 1차 이하로 차분되었을 때 안정적 시계열이어야 한다는 가정을 충족해야 한다. 본 연구에서는 어류의 수입금액 변수가 수준변수 상에서 불안정한 시계열이 아닐 가능성을 확인하였고, 1차 차분된 변수에서는 안정적인 시계열임을 확인하였다. 어류에 대한 분석에 포함될 수입금액 외의 변수는 I(1) 시계열로 확인되므로 ARDL 모형을 적용하기에 무리가 없다고 판단하였다.

■ 표-4. 단위근 검정 결과 ■

변수	수준변수		차분변수	
	ADF 검정	PP 검정	ADF 검정	PP 검정
$I_{\text{전체}}$	-2.2998	-3.4261 *	-13.4609***	-23.1116***
$I_{\text{어류}}$	-2.3888	-4.2862**	-13.9049***	-29.0690***
$I_{\text{갑각류}}$	-3.2576 *	-3.4132*	-20.8810***	-22.4256***
E	-2.3430	-2.4432	-11.0280***	-10.2000***
CPI	-1.1873	-1.2410	-13.3841***	-13.5054***
$PPI_{\text{전체}}$	-1.4265	-1.1003	-8.1410***	-7.6781***
$PPI_{\text{어류}}$	-2.2641	-2.1066	-11.0281***	-10.8251***
$PPI_{\text{갑각류}}$	-1.4269	-1.3641	-9.3285***	-7.9540***

주: 1) 단위근 검정은 상수항과 추세를 포함하여 실시하였으며, 귀무가설이 "단위근이 존재한다"인 ADF 검정과 PP 검정 방법을 이용함.

2) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2. 수산물 전체에 관한 환율전가효과 분석 결과

먼저 수산물 전체에 대한 환율전가효과를 분석하기 위하여 Engle-Granger 공적분 검정을 실시하였다. Engle-Granger 공적분 검정 결과, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 종속변수인 수입가격과 설명변수 간의 밀접한 관련이 있다는 것을 확인할 수 있었다. 공적분을 바탕으로 장기 균형관계를 확인하기 위하여 장기모형을 설정하여 분석하였다.

장기모형으로 분석한 결과, 환율의 1% 상승이 수입가격의 0.92% 상승으로 이어져 두 변수 간에 긴밀한 관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 환율전가의 단기적 효과는 1.02%로 나타나 장기에서보다 단기에서의 환율 변동에 더 민감하게 반영된다는 것을 알 수 있다. 또한 소비자물가지수와 수출국의 생산자물가지수의 변동이 수입가격에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 소비자물가지수의 계수값을 확인하면 장기와 단기 모두에서 1.2%로 나타나 국내 수산물 가격이 상승하면 수입 수산물 가격도 국내 여건이 반영되어 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 한편, 생산자의 생산조건에 대한 계수값은 단기에서는 10% 유의수준에서도 유의하지 않게 나타났으나, 장기에서는 생산자물가지수에 대한 계수값이 0.56으로 유의하게 나타나 장기적 변동만이 수입가

격에 반영되는 것을 확인할 수 있다.

단기모형에서 오차수정계수값을 살펴보면 부호가 음(-)으로 나타나고 통계적으로 1% 유의수준에서도 유의한 것으로 나타나 본 연구에서 설정한 오차수정모형이 적합함을 보여준다. 조정계수로 추정된 -0.5182는 장기적 균형에서 한 번 이탈한 경우 1기에 51.8%씩 조정되어 균형으로 향하는 것으로 해석할 수 있다. 한편, 비대칭 환율전가효과 분석결과에서는, 환율의 상승과 하락에 대한 계수값이 장기와 단기에 모두 유의하게 나타났다으나, ‘두 변수의 계수값이 동일하다’는 귀무가설의 Wald test를 실시한 결과 장기와 단기 모두에서 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 수산물 전체에 대한 분석결과에서는 비대칭적 환율전가효과가 존재하지 않는 것으로 해석할 수 있다.

표-5. 수산물 전체의 수입가격에 대한 공적분 검정 결과

구분		통계량	유의확률(Prob)
Engle-Granger Cointegration test	tau-statistic	-5.52985	0.0006
	z-statistic	-68.1007	0.0000

표-6. 수입수산물 전체에 대한 환율전가효과 추정 결과

구분			대칭모형		비대칭모형		Wald test
장·단기	대칭모형 변수	비대칭모형 변수	추정치	t값	추정치	t값	F값 (유의확률)
장기 모형	$\ln(E_t)$	$\ln(E_t^+)$	0.9215***	17.2731	0.9561***	15.4835	1.2368 (0.2672)
		$\ln(E_t^-)$			0.8775***	13.2125	
	$\ln(CPI_t)$		1.2167***	16.2124	1.0813***	7.5595	
	$\ln(PPI_{전체,t})$		0.5559***	13.2093	0.5300***	11.0300	
	C		-6.5396***	-19.9958	0.6298	1.0945	
	R-squared		0.986865		0.986929		
	Adjusted R-squared		0.986708		0.98672		
	Durbin-Watson stat		0.987087		0.989697		
	F-statistic		6285.948		4719.217		
	Prob(F-statistic)		0.0000		0.000000		

구분			대칭모형		비대칭모형		Wald test
장·단기	대칭모형 변수	비대칭모형 변수	추정치	t값	추정치	t값	F값 (유의확률)
단기 모형	$ECT(-1)$		-0.5182***	-9.4306	-0.5213***	-9.4452	0.0200 (0.8876)
	$D(\ln(E_t))$	$\ln(E_t^+)$	1.0240***	6.0919	1.0009***	4.0330	
		$\ln(E_t^-)$			1.0701***	3.0555	
	$D(\ln(CPI_t))$		1.2132**	2.4902	1.2092**	2.4325	
	$D(\ln(PPI_{\text{전체},t}))$		0.0084	0.0225	-0.0052	-0.0139	
	C		0.0024	0.5520	0.0029	0.5410	
	R-squared		0.3105		0.3120		
	Adjusted R-squared		0.2994		0.2981		
	Durbin-Watson stat		2.1738		2.176904		
	F-statistic		28.0294		22.4920		
	Prob(F-statistic)		0.0000		0.00000		

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

3. 어류에 관한 환율전가효과 분석 결과

어류의 수입가격에 대한 환율전가도 추정은 I(0) 시계열과 I(1) 시계열이 혼재한 경우에도 장기적 관계를 추정할 수 있는 ARDL 모형을 이용하였다. 시계열 간의 공적분을 확인하기 위하여 F-bounds test를 실시한 결과, 1% 유의수준에서 공적분이 있다는 결과를 얻을 수 있었다. 최종적으로 AIC 정보기준을 최소화하는 시차를 선택하여 ARDL(2, 1, 1, 1) 모형을 설정하였다.

표-7. 어류의 수입가격에 대한 F-Bounds test 결과

구분	통계량	유의수준	I(0)	I(1)
F-statistic	7.1687	10%	2.72	3.77
		5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

구분	통계량	유의수준	I(0)	I(1)
t-statistic	-5.0844	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

주: F-Bounds test의 귀무가설은 '변수 간 공적분 관계가 존재하지 않는다'임.

어류의 수입가격에 대한 환율전가도 추정결과를 살펴보면, 장기와 단기에서 모두 추정치 값이 0.76으로 나타나, 환율과 어류의 수입가격 간에 밀접한 관련성을 확인할 수 있다. 어류의 경우 수산물 전체에 대한 환율전가효과보다는 낮은 수준으로 확인된다. 소비자물가지수 변수의 계수값을 살펴보면, 장기의 계수값은 0.91, 단기의 계수값은 1.68로 장기보다 단기에서 훨씬 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 장기와 단기 모두에서 높은 수준으로 나타나 어류의 수입가격 결정에 국내 어류 가격이 큰 영향을 미치는 것으로 보인다.

해외 생산자물가지수 계수값은 단기와 장기의 계수값이 서로 다른 방향으로 나타나 보다 엄밀한 해석에 있어서는 추후 연구가 필요하다고 판단된다. 오차수정모형의 조정계수는 -0.2642이며 유의한 값이 확인되어, 오차수정모형을 통해 단기적 관계를 추정할 수 있다. 이는 장기적 균형에서 단기적 이탈이 발생할 경우 1기에 26.4%의 조정이 이루어져 다시 균형관계를 회복하는 것으로 해석할 수 있다.

■ 표-8. 어류의 수입가격에 대한 환율전가효과 추정 결과 ■

Selected Model : ARDL(2, 1, 1, 1)				
구분	설명변수	추정치	표준오차	t값
Long form	C	-0.9928*	0.5764	-1.7224
	$\ln(I_{t-1})$	-0.2642***	0.0520	-5.0844
	$\ln(E_{t-1})$	0.1995**	0.1003	1.9881
	$\ln(CPI_{t-1})$	0.2403*	0.1364	1.7613
	$\ln(PPI_{\text{전체}, t-1})$	0.1133**	0.0498	2.2772
	$D(\ln(I_{t-1}))$	-0.2671***	0.0608	-4.3931
	$D(\ln(E_t))$	0.7634***	0.2900	2.6327
	$D(\ln(CPI_t))$	1.6840*	0.9027	1.8656
	$D(\ln(PPI_{\text{어류}, t}))$	-0.6140**	0.3056	-2.0090

Selected Model : ARDL(2, 1, 1, 1)				
구분	설명변수	추정치	표준오차	t값
Level Equation	$\ln(E_t)$	0.7550**	0.3452	2.1869
	$\ln(CPI_t)$	0.9096**	0.4475	2.0327
	$\ln(PPI_{\text{어류},t})$	0.4290**	0.1875	2.2884
ECM	$ECT(-1)$	-0.2642***	0.0490	-5.3874
	C	-0.9928***	0.1862	-5.3316
	$D(\ln(I_{t-1}))$	-0.2671***	0.0594	-4.4995
	$D(\ln(E_t))$	0.7634***	0.2811	2.7163
	$D(\ln(CPI_t))$	1.6840**	0.8439	1.9956
	$D(\ln(PPI_{\text{어류},t}))$	-0.6140**	0.2955	-2.0779
	R-squared	0.2669		
	Adjusted R-squared	0.2522		
	Durbin-Watson stat	2.0501		
	F-statistic	18.1321		
	Prob(F-statistic)	0.0000		

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

어류의 수입가격에 대한 비대칭적 환율전가효과를 추정하기 위하여 AIC 기준을 적용하여 NARDL(2, 0, 0, 0, 1) 모형을 설정하였다. 장기모형에서 수입가격에 대한 영향을 확인하면 상승기에는 0.2290, 하락기에는 0.5210으로 나타났으며, ‘두 계수값이 서로 같다’는 귀무가설의 Wald test를 진행한 결과 5% 수준에서 기각되어 환율의 비대칭적 전가 현상을 확인할 수 있었다.

표-9. 어류의 수입가격에 대한 비대칭 환율전가효과 추정 결과

구분	설명변수	추정치	표준오차	t값	Wald test F값 (유의확률)
Long form	C	-1.3360	1.0002	-1.3357	4.2054** (0.0414)
	$\ln(I_{t-1})$	-0.2884***	0.0541	-5.3313	
	$\ln(E_t^+)$	0.2290**	0.0976	2.3451	
	$\ln(E_t^-)$	0.5210***	0.1565	3.3295	
	$\ln(CPI_t)$	0.5994**	0.2616	2.2912	
	$\ln(PPI_{\text{어류},t-1})$	0.2656***	0.0736	3.6063	

구분	설명변수	추정치	표준오차	t값	Wald test F값 (유의확률)
	$D(\ln(I_{t-1}))$	-0.2479***	0.0614	-4.0361	
	$D(\ln(PPI_{어류,t}))$	-0.6037**	0.3053	-1.9774	
Level Equation	$\ln(E_t^+)$	0.79399**	0.31655	2.5083	
	$\ln(E_t^-)$	1.8066***	0.4653	3.8827	
	$\ln(CPI_t)$	2.0785***	0.7713	2.6947	
	$\ln(PPI_{어류,t})$	0.9210***	0.2430	3.7897	
ECM	$ECT(-1)$	-0.2884***	0.0496	-5.8107	-
	C	-1.3360***	0.2322	-5.7540	
	$D(\ln(I_{t-1}))$	-0.2479***	0.0593	-4.1828	
	$D(\ln(PPI_{어류,t}))$	-0.6037**	0.2912	-2.0729	
	R-squared	0.2625			
	Adjusted R-squared	0.2537			
	Durbin-Watson stat	2.0081			
	F-statistic	29.7852			
	Prob(F-statistic)	0.0000			

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

어류 중 수입이 많이 되는 대표품종으로서 명태의 경우, 매년 러시아로부터의 냉동 명태 수입이 전체 수입의 75~80%로 대부분을 차지하여 러시아에 대한 의존도가 높다. 러시아 수출업자는 국내 원양선사의 조업을 통한 국내 반입물량과의 경쟁조건 하에서 우리나라 명태 시장에서의 점유율을 유지하기 위하여 가격 인상이 필요한 상황에서도 경쟁력 확보 전략의 일환으로 수출가격(우리나라 수입가격)을 안정화하고자 할 수 있다.

환율이 인상될 경우 수출업자는 수입가격 인상 요인이 존재함에도 불구하고 우리나라 명태 시장에서의 높은 시장점유율을 보이는 경우, 우위를 선점하기 위하여 자신의 이윤을 조정하고 수입가격의 변동을 줄이는 전략을 택할 수 있다. 이처럼 수출업자가 시장점유율 중시 전략을 취하는 경우, 환율이 하락하는 경우보다 상승하는 경우의 환율 전가도가 더 낮은 비대칭적 환율전가 현상이 나타날 수 있다.

4. 갑각류에 관한 환율전가효과 분석 결과

갑각류의 수입가격에 대한 환율의 영향¹⁷⁾은 장기와 단기에서 각각 0.72, 1.07로 나타나, 장기보다 단기에서의 환율변동이 수입가격에 더 높게 반영되는 것으로 확인된다. 환율 외 변수의 영향을 살펴보면 소비자물가지수의 영향이 뚜렷하게 나타났다. 장기와 단기의 계수값은 2.15, 1.56로 나타났으며 통계적으로도 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 국내 갑각류의 가격 변화 흐름에 대해 수입가격이 매우 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 수출업자의 생산조건에 관한 분석결과를 살펴보면 수입가격에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 수산물 전체와 어류의 결과와는 다른 양상을 보였다. 다시 말해, 갑각류의 수입가격은 해외 생산자의 생산조건보다 환율과 수입국인 우리나라의 국내 시장 상황을 고려하여 결정되는 것으로 해석할 수 있다.

표-10. 갑각류의 수입가격에 대한 공적분 검정 결과

구분		통계량	유의확률(Prob)
Engle-Granger Cointegration test	tau-statistic	-4.85605	0.0064
	z-statistic	-37.8342	0.0144

표-11. 갑각류의 수입가격에 대한 환율전가효과 추정 결과

구분			대칭모형		비대칭모형		Wald test
장·단기	대칭모형 변수	비대칭모형 변수	추정치	t값	추정치	t값	F값 (유의확률)
장기 모형	$\ln(E_t)$	$\ln(E_t^+)$	0.7184***	8.8784	0.8790***	10.1468	18.605*** (0.0000)
		$\ln(E_t^-)$			0.3631***	3.1963	
	$\ln(CPI_t)$		2.1510***	15.6282	1.4911***	7.3542	
	$\ln(PPI_{\text{갑각류},t})$		0.0984	1.5072	-0.1538*	-1.7871	
	C		-6.1241	-13.1301	2.3452***	2.8030	
	R-squared		0.975861		0.977533		

17) 갑각류의 수입가격에 대한 환율전가도 추정에 이용되는 모든 시계열이 수준변수 상에서 5% 유의수준에서 불안정적인 것을 확인하였다. 따라서 갑각류의 경우에도 Engle-Granger 공적분 검정을 먼저 실시하여 변수 간의 공적분 관계 유무를 확인하였다. Engle-Granger 공적분 검정결과 1% 유의수준에서 '공적분 관계가 없다'는 귀무가설이 기각되었다. 공적분 검정 결과에 따라 변수 간의 장기 및 단기모형의 분석을 실시하였다.

구분			대칭모형		비대칭모형		Wald test
장·단기	대칭모형 변수	비대칭모형 변수	추정치	t값	추정치	t값	F값 (유의확률)
	Adjusted R-squared		0.975572		0.977174		
	Durbin-Watson stat		0.385131		0.417654		
	F-statistic		3382.365		2719.358		
	Prob(F-statistic)		0.000000		0.000000		
단기 모형	$ECT(-1)$		-0.2249***	-6.1508	-0.2454***	-6.4847	1.2855 (0.2580)
	$D(\ln(E_t))$	$\ln(E_t^+)$	1.0656***	6.4319	0.8959***	3.6567	
		$\ln(E_t^-)$			1.4429***	4.2001	
	$D(\ln(CPI_t))$		1.5635***	3.2604	1.6443***	3.3889	
	$D(\ln(PPI_{갑각류,t}))$		0.0112	0.0369	-0.0319	-0.1053	
	C		0.0014	0.3232	0.0053	0.9793	
	R-squared		0.2545		0.2675		
	Adjusted R-squared		0.2425		0.2527		
	Durbin-Watson stat		2.3990		2.3787		
	F-statistic		21.2529		18.1104		
	Prob(F-statistic)		0.0000		0.0000		

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

마지막으로 갑각류의 수입가격에 대한 비대칭 환율전가를 추정한 결과 장기와 단기의 환율변수에 대한 계수값이 모두 통계적으로 유의하게 확인되었다. 하지만 환율 상승 시와 하락 시의 계수값이 동일하다는 Wald test를 진행한 결과 장기에서만 1% 수준에서 귀무가설을 기각하였다. 장기의 환율전가도는 상승기와 하락기에 각각 0.88, 0.36으로 나타나 환율이 상승할 경우에 환율이 하락하는 경우보다 수입가격에 더 높은 수준의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

갑각류 중 대표적인 수입품종인 새우의 경우, FTA를 체결한 베트남과 태국에서 상당 비중이 수입되고 있는데, 저율관세할당물량(TRQ) 제도를 적용하고 있다. 따라서 일정 수입량에 대해서는 무관세로 통관되며, 초과물량에 대해서는 높은 관세를 부과한다. 이러한 경우 환율이 인하되어 수입국 통화표시 수입가격을 낮출 수 있는 유인이 존재하더라도, 수출업자의 매출 인하분을 물량의 증가로 대체할 수 없어 수출업자는 환율 감소분을 수입가격에 완전히 반영하기 어려워진다. 따라서 환율이 하락할 경우의 환율전가도가

상승하는 경우보다 낮게 나타날 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 수산물 수입가격에 환율의 변동이 미치는 영향을 분석하기 위하여 수입되는 수산물의 유형을 전체, 어류, 갑각류 3개 유형으로 구분하여 분석하였다. 환율전가도 추정 결과, 장기모형을 기준으로 수산물 전체는 0.9, 어류는 0.8, 갑각류는 0.7로 높은 수준을 보이고 있어, 수입가격이 환율변동에 매우 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다. 또한 공통적으로 단기에서의 환율전가도가 장기보다 더 높게 나타났는데, 이는 환율변동을 수입가격에 즉각적으로 반영하였다가, 시장 반응에 따라 향후 가격조정이 이루어져 적정수준을 찾아가는 것으로 해석할 수 있다(이성규, 2010).

한편 비대칭 환율전가 추정결과, 단기에서는 공통적으로 비대칭적 환율전가효과가 없는 것으로 판단된다. 장기모형에서는 어류와 갑각류에 대한 분석결과에서만 비대칭적 환율전가 현상이 존재함을 확인할 수 있었다. 어류의 분석결과를 살펴보면 상승기와 하락기의 환율전가도가 0.2, 0.5로 나타나 하락 국면에서의 환율변동의 영향력이 더 크게 나타났다. 현재 어류의 대표 수입품목이라고 할 수 있는 명태는 대부분이 러시아에서 수입되고 있어, 러시아 수출업자는 환율상승으로 인한 가격인상이 필요하더라도 환율인상분의 일부만을 수입가격에 적용하는 경쟁력 확보 전략을 취할 수 있다. 이처럼 수출업자가 시장점유율 중시 전략을 취하는 경우 어류에서의 분석결과와 같이 환율이 상승하는 경우의 환율전가도가 하락하는 경우보다 낮게 나타날 수 있다.

갑각류는 환율 상승기의 경우 0.9, 하락기의 경우 0.4로 상승기의 환율변동으로 인한 영향력이 더 크게 나타났다. 이는 갑각류 중 대표적인 수입품목인 새우가 베트남에서 수입되는 비중이 높는데 한-베트남 FTA가 TRQ 방식으로 운영되어 물량제약이 발생하기 때문으로 해석된다. 수입량이 제한된 경우, 환율하락 등의 가격 인하 요인이 발생했을 때 판매량을 증가시키는 전략을 택할 수 없기 때문에 적극적으로 가격 인하를 추진하기 어렵다. 따라서 환율이 하락할 때보다 상승할 때의 전가율이 더 높게 나타난다. 지금과

같이 환율이 상승하는 시기에는 환율변동으로 인한 영향력이 국내 시장에 유통될 수입 갑각류의 가격에 상대적으로 크게 나타날 수 있으므로 해당 품목에 대한 면밀한 관측이 필요할 것이다.

반면, 수산물 전체에 대한 비대칭 환율전가효과 분석 결과에서는 부류별 분석 결과와는 달리 비대칭적 환율전가효과가 관측되지 않았다. 수산물 전체에 대한 데이터로 분석하는 경우, 개별 부류에서 나타날 수 있는 특정 효과가 서로 상쇄되어 전체적으로는 특이성이 관측되지 않을 수 있다고 판단된다. 본 연구의 비대칭 환율전가 효과 분석 결과에 따르면, 어류는 환율 하락기에, 갑각류는 환율 상승기에 더 높은 환율전가효과가 나타나는 것으로 분석된다. 이처럼 반대 방향의 효과가 서로 상쇄되어, 전체를 대상으로 통합한 데이터로 분석한 결과에서는 비대칭 효과가 나타나지 않을 수 있다.

본 연구는 우리나라 수산물 시장에서 수입산 비중이 커지고 있고, 큰 폭의 환율변동이 나타나는 시점에서 수산물 수입가격에 대한 환율의 영향력을 확인한 기초연구로서 의의가 있다. 동시에 환율 외의 요인을 분석에 포함하여, 국내 수산물 가격과 해외 생산자의 생산조건이 수입가격에 얼마나 영향을 미치는지를 함께 분석하였다. 이를 통해 수입수산물의 가격결정이 해외 생산자의 생산조건보다는 우리나라 시장 상황에 초점을 맞춰 이루어진다는 수입가격 결정 매커니즘을 파악할 수 있었다.

수산물 수입가격이 환율변동에 매우 민감하게 반응한다는 본 연구결과는 환율 상승 기조 하에서 정부의 수산물 수입관리 필요성에 대한 실증적 근거를 제공한다. 국내 수산물 공급에서 수입의 비중이 갈수록 커지는 상황에서 환율상승 기조가 고착화될 경우, 수입의 감소, 수급 불균형이 심화, 이로 인한 국내 수산물 가격 상승으로 이어질 개연성이 매우 크다. 해양수산부가 수산물 수출 확대를 위해 환차손 수출보험 지원 등 다양한 정책사업을 추진하고 있으나, 수산물 수입관리에 대한 논의는 미흡한 것이 사실이다. 향후 환율변화에 따른 수산물 수입관리 안정화 전략 마련이 중요하게 논의될 필요가 있다고 판단된다.

본 연구에서는 수산물 전체, 어류, 갑각류와 같이 집계된(agggregated) 수준에서 수산물 수입가격에 대한 환율전가도 분석이 이루어짐에 따라, 특정 국가와 세분화된 품목, 수입 조건 등 현실의 다양한 교역 이슈를 포함하는 분석이 이루어지지 못한 한계가 있다. 향후 수산물의 수입량 제한조건, 시장점유율 등을 고려하여 특정 품목으로 세분화된

분석이 추가적으로 수행될 필요가 있다.¹⁸⁾ 동시에 환율전가효과 추정 모형은 일종의 환율변화에 따른 탄력성(elasticity)을 분석하는 모형으로서, 수산물 수입량을 종속변수로 설정한다면 환율변화에 따른 수산물 수입 수요를 진단하는데 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 이러한 본 연구의 한계 및 후속 연구는 향후 과제로 남기고자 한다.

투고일	2023. 04. 25
1차 심사일	2023. 05. 23
게재확정일	2023. 06. 27

18) 본 논문을 심사한 익명의 심사위원들도 특정 품목, 특정 국가를 대상으로 한 환율전가 효과 분석의 필요성을 강조하였으며, 수산물 전체, 어류, 갑각류로 설정된 본 연구의 분석결과가 시사점 도출에 한계가 있음을 지적하였다. 이러한 지적은 타당하며, 향후 과제로 추진될 필요가 있다. 다만, 본 연구는 “우리나라의 수산물 수입에 있어서 평균적인 환율전가 효과가 얼마나 되는가?”라는 질문에 대한 답을 제공하는 연구로서 의미를 찾을 수 있다. 즉, 수산물 품목 또는 어종 단위가 아닌, 보다 집계된(aggregated) 수준에서의 수산물 유형에 대한 환율전가효과도 수산물 수입 관련 정책 수립의 기초자료로서 파악할 필요가 있다고 판단된다.

■ ■ 참고문헌

1. 박태운. 2004. 「환율변동의 수입물가 전가효과: 우리나라제조업의 4단위분류를 중심으로」. 『국제통상연구』, 제9권 제3호, pp. 1-25.
2. 김기수·임은선. 2009. 「우리나라 수산물 수입시장에서 수출국간의 가격경쟁구조 및 환율변화가 수출가격에 미치는 영향」. 『수산경영론집』, 제40권 제1호, pp. 27-49.
3. 김기호. 2012. 「해외물가의 국내물가 전가효과 분석」. 『BOK 경제리뷰』, NO.2014-14.
4. 김봉태. 2018. 「FTA 이후 수입수산물에 대한 소비자 인식 분석」. 『수산해양교육연구』, 제30권 제2호, pp. 633-642.
5. 김우경·김기수. 2009. 「자유변동환율체제하의 수산물 수입에 대한 환율의 장단기 영향분석 -중국으로부터의 주요 수산물 수입품목을 중심으로-」. 『수산경영론집』, 제40권 제3호, pp. 169-187.
6. 박승록. 2021. 「Stata를 이용한 응용계량경제학」. 『(주)박영사』, pp. 272.
7. 서종석. 1999. 「환율변동이 한국농업에 미치는 영향」. 『농업경영·정책연구』, 제26권 제1호, pp. 163-172.
8. 수산물수출정보포털. 주요국 교역 통계. <https://kfishinfo.co.kr> (2022년 11월 1일)
9. 온기운. 2015. 「원화환율 변동에 따른 수입물가 전가율 분석과 시사점」. 『국제통상연구』, 제20권 제3호, pp. 57-83.
10. 이근영. 2009. 「수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과」. 『경제학연구』, 제57권 제4호, pp. 39-71.
11. 이성구. 2010. 「국내 자동차산업 수입물가에 대한 환율전가효과」. 『금융지식연구』, 제 8권 제1호, pp. 59~82.
12. 임은선. 2022. 「FTA 이후, 국내 수입수산물 가격의 환율전가도 변화」. 『수산경영론집』, 제53권 제2호, pp. 21-41.
13. 장봉규. 2015. 「환율전가의 비대칭성과 비선형성」. 『무역통상학회지』, 제15호 제2호, pp. 73-94.
14. 장봉규. 2021. 「우리나라 수입물가의 비대칭적 비선형적 환율전가 연구」. 『경제연구』, 제39권 제3호, pp. 37-59.

15. 조정구. 2012. 「우리나라 수출가격에 대한 환율전가의 비대칭성 및 비선형성 분석」. 『경제분석』, 제18권 제4호, pp. 85-132.
16. 차혜경. 2008. 「수입물가의 환율전가 결정요인 분석」. 『경제학연구』, 제56권 제4호, pp. 119-157.
17. 차혜경·조성일. 2020. 「한국과 일본의 수출가격 환율전가도의 비대칭성 연구」. 『무역연구』, 제16권 제4호, pp. 185-200.
18. 최용재. 2013. 「패널자료를 이용한 수입물가로의 환율전가도 추정」. 『관세학회지』, 제14권 제4호, pp. 213-234.
19. 채상현·김민경. 2007. 「환율전가도를 통한 수입돈육시장의 경쟁구조 분석」. 『농업경영·정책연구』, 제34권 제1호, pp. 1-21.
20. 편주현·장석환. 2016. 「환율변화에 따른 마크업(markup) 및 수출량 변화 분석」. 『지역연구』, 제32권 제4호, pp. 19-38
21. 한국농촌경제연구원, 2022. 『2021년 식품수급표』.
22. Knetter, M. M. 1993. “International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior”, The American Economic Review, Vol. 83, No. 3, pp. 473-486.
23. Goldberg, P. K. and Knetter, M. M. 1997. “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?”, Journal of Economic Literature, Vol. 35, No. 3, pp. 1243-1272.
24. Taylor, J. 2000. “Low Inflation, Pass-Through And The Pricing Power Of Firms”, European Economic Review. Vol. 44, No. 7, pp. 139-1408.
25. Campa, J. M. and Goldberg, L. S. 2005. “Exchange Rate Pass-through into Import Prices”. The Review of Economics and Statistics, Vol. 87, No. 4, pp. 679-690.
26. Otani, A., Shiratsuka, S. and Shirota, T. 2006. “Revisiting the Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Further Evidence from Japan’s Import Prices”, Monetary and Economic Studies. Vol. 24. No. 1. pp. 61-75.
27. 통계청. 무역의존도. <https://kosis.kr> (2022년 11월 1일)
28. 통계청. 어업생산동향조사. <https://kosis.kr> (2022년 11월 1일)
29. 한국무역협회 K-stat. 품목 수출입 통계. <https://stat.kita.net> (2022년 9월 7일)
30. 한국은행. 2021년 결제통화별 수출입. <https://www.bok.or.kr> (2022년 11월 1일)

31. 한국은행 경제통계시스템. 소비자물가지수. <https://ecos.bok.or.kr> (2022년 9월 7일)
32. 한국은행 경제통계시스템. 원화의 대미달러. <https://ecos.bok.or.kr> (2022년 9월 7일)
33. 해양수산부 수산정보포털. 수출입 현황. <https://fips.go.kr> (2022년 9월 7일)
34. KDI 경제정보센터 시사용어사전. 무역의존도. <https://eiec.kdi.re.kr> (2022년 11월 1일)
35. International Monetary Fund International Financial Statistics. Prices, Producer, Index. <https://data.imf.org> (2022년 9월 7일)

