

NARDL 모형을 이용한 환율의 육류 소비자가격 비대칭 전가효과 분석

심춘수*, 지인배**, 안미란***

Contents

1. 서론	31
2. 이론적 배경과 육류 시장구조	32
3. 분석 모형 및 자료	35
4. 분석 결과	39
5. 결론 및 시사점	44

Keywords

환율(Exchange rate), 육류 소비자가격(meat consumer prices), 가격전가(price pass-through), 비대칭성(asymmetry), 비선형 자기회귀시차분포(NARDL)모형(Non-linear Autoregressive Distributed Lag)

Abstract

본 연구는 환율 변동이 국내 육류 소비자가격에 어떻게 전가되는지 분석하기 위해 가격전가의 비대칭성을 추정할 수 있는 비선형 자기회귀시차분포(NARDL) 모형을 사용하였다. 분석 대상은 주요 육류 품목인 수입소고기, 한우, 돼지고기이며, 2010년 1월부터 2025년 12월까지의 월별 자료를 이용하였다. 분석 결과, 환율은 품목에 따라 서로 다른 양상으로 육류 소비자가격에 전가되는 것으로 나타났다. 수입소고기는 환율 상승이 소비자가격에 신속하게 반영되는 반면 하락은 그만큼 반영되지 않는 비대칭성이 뚜렷하였다(장기 전가율 약 0.58). 돼지고기는 환율의 직접적 영향이 미미한 대신, 달러로 표시되는 국제 돼지고기 가격을 매개로 한 간접적 전가가 두드러졌다. 한우는 환율과의 안정적인 장기 균형관계가 확인되지 않았다. 이는 환율 변동이 품목마다 서로 다른 경로로 전달되며, 국내 생산 비중이 높은 품목이라도 그 가격이 국제시장 가격과 연동되면 환율의 변동에 영향을 받을 수 있음을 보여준다. 따라서 시장 참여 주체가 환율 변동에 대한 대응 전략을 수립할 경우, 환율에 직접 반응하는 수입소고기는 신속한 단기적 대응이, 국제시장 가격을 매개로 영향을 받는 돼지고기는 국제 돈육가격 변동에 대해 중장기적 관점의 대응이 요구됨을 시사한다.

* 동국대학교 식품산업관리학과 조교수, 제1저자.

** 동국대학교 식품산업관리학과 부교수.

*** 한국농어촌공사 농어촌연구원 선임연구원, 교신저자. e-mail: meran2@ekr.or.kr

Asymmetric Exchange Rate Pass-Through to Retail Meat Prices: A NARDL Approach

Shim, Chun-soo^{*}, Ji, In-bae^{**}, Ahn, Mi-ran^{***}

Keywords

Exchange rate, meat consumer prices, price pass-through, asymmetry, NARDL(Non-linear Autoregressive Distributed Lag)

Abstract

This study analyzed how exchange rate movements pass through to domestic retail meat prices in Korea using a nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model that distinguishes between won depreciation and appreciation to capture asymmetric effects. The analysis covered three major meat products—imported beef, Hanwoo (domestic beef), and pork—using monthly data from January 2010 to December 2025. The results showed that the exchange rate passes through to prices differently across products. For imported beef, the pass-through is strongly asymmetric; a rise in the exchange rate is quickly reflected in consumer prices, whereas a fall is not reflected to the same degree (long-run pass-through of approximately 0.58). For pork, the exchange rate's direct effect is negligible; instead, the pass-through occurs indirectly through dollar-denominated international pork prices. For Hanwoo beef, no stable long-run relationship with the exchange rate was found. These findings indicate that exchange rate risk reaches each product through a different channel, and that even a product with a high domestic production share can be exposed to the exchange rate when its price is linked to international market prices. Accordingly, responses to exchange rate movements should differ by product: prompt short-term measures are warranted for products that respond directly to the exchange rate, whereas a medium- to long-term approach that prepares for international price fluctuations is more appropriate for products affected indirectly through international market prices.

^{*} Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, DongGuk University.

^{**} Associate Professor, Department of Agricultural Economics, DongGuk University.

^{***} Researcher, Rural Research Institute, Korea, Corresponding author, e-mail: meran2@ekr.or.kr

1. 서론

최근 우리나라 소비자물가지수는 글로벌 공급망 불안, 국제 분쟁의 장기화, 원/달러 환율 상승 등의 영향으로 지속적인 상승 압력을 받고 있다. 특히 식료품 소비자물가지수의 상승률이 전체 소비자물가지수의 상승률을 상회하면서 먹거리에 대한 체감물가가 높아지고 있다. 그중에서도 육류는 가계 식료품 지출에서 높은 비중을 차지하여, 육류가격 안정은 생활물가 안정의 중요한 과제로 등장하고 있다. 정부는 할당관세 확대와 유통구조 개선 등 물가안정 정책을 추진하고 있으나(유사라·안병일, 2024; 농림축산식품부, 2026. 6. 2.), 육류가격은 환율 변동의 영향으로 여전히 불안정한 모습을 보인다.

이는 우리나라의 육류 공급 구조와도 연관된다. 농림축산식품부(2025)에 따르면 소고기는 국내 소비의 약 60%를 수입에 의존하며(2023년 자급률 40.0%), 돼지고기 역시 약 30%가 수입산이다. 이러한 수입의존 구조는 2010년 이후 뚜렷한 추세 변화 없이 대체로 유지되었다. 나아가 전량 국내에서 생산되는 한우조차 배합사료 원료의 대부분을 수입에 의존하고 있어, 국내 육류가격은 수입 원육의 직접 경로뿐만 아니라 사료 등 생산요소의 수입 경로를 통해서도 환율에 노출되어 있다. 그런데 이러한 환율의 영향은 상승기와 하락기에 대칭적으로 나타나지 않는 경우가 많다. 즉 환율이 소비자가격에 비대칭적으로 전가되는 것이다.

환율의 비대칭적 가격전가는 국내 여러 선행연구에서 확인된다. 이상호(2004)는 VAR 모형으로 환율 상승기의 물가 상승효과가 하락기의 하락효과보다 뚜렷하다고 제시하였다. 이근영(2009)은 환율 1% 충격이 장기적으로 수입물가, 생산자물가, 소비자물가를 각각 약 1.139%, 0.292%, 0.115% 상승시켜 유통단계를 따라 전가가 작아짐을 보였다. 석준호 외(2023)는 NARDL 모형으로 코로나19 이후 환율과 식품물가 간의 장기 비대칭을, 석준호(2025)는 환율의 영향이 직접 경로보다 생산자물가를 경유하는 간접 경로에서 더 크게 나타남을 제시하였다.

농축산물 개별 품목이나 중간재를 대상으로 한 연구도 다수 진행되어 왔다. 이동훈·이수태(2019)는 배 수출물가에 대한 환율의 불완전 전가를 분석했고, 김창범·이제홍(2021)는 실질실효환율이 수입물가에 미치는 장·단기 비대칭 효과를 분석했다. 장봉규(2021)는 산업별 수입물가에 대한 환율 전가의 비대칭성을 확인하였다. 특히 김종진·최선우(2015)는 배합사료 시장에서 환율효과의 비대칭성이 축종별로 상이함을 보였고, 김종진 외(2020)는 세계 곡물가격이 10% 상승할 때 국내 소비자물가가 약 0.39% 상승하나 하락 시에는 유의한 반응이 없는 장기 비대칭을 확인하였다.

이처럼 환율 전가의 비대칭성에 관한 연구는 방법론과 대상면에서 상당히 축적되어 왔다. 그러나 대부분의 연구는 총물가지수, 수입물가 또는 사료·곡물과 같은 중간재 단계에 집중되어 있다. 개별 육류의 최종 소비자가격 단계에서 환율의 비대칭 전가를 측정하고, 나아가 수입 구조가 상이한 품목들을 하나의 틀에서 비교하여 전가의 크기와 경로가 어떻게 달라지는지를 고찰한 연구는 아직 드물어 실증적 규명이 요구된다.

이에 본 연구는 그동안 총량·중간 단계에 집중되어 온 환율 전가 분석을 최종 육류 소비자가격 단계로 확장하여 원/달러 환율이 국내 육류 소비자가격에 미치는 비대칭적 전가효과를 분석하고자 한다. 아울러, 전가율·비대칭성·조정속도를 정량적으로 측정하고 이를 하나의 분석틀에서 비교함으로써 환율로 인한 육류가격의 하방경직성이 존재하는지를 검증하고자 한다. 이를 위해 NARDL 모형을 활용하였으며 분석 대상은 수입소고기, 한우, 돼지고기로 정하였다. 이들은 각각 전량 수입, 전량 국내 생산, 약 30% 수입으로 수입의존도가 서로 달라 공급 구조에 따른 환율 전가의 차이를 살필 수 있다. 한우는 국내 생산 품목임에도 사료 수입을 매개로 환율 전가가 나타나는지 확인하기 위해 포함시켰다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이론적 배경과 NARDL 모형 및 추정방법을 설명하였고, 제3장에서는 품목별 모형과 분석 자료를 설명하였다. 제4장에서는 실증분석 결과를 제시하였고, 제5장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하였다.

2. 이론적 배경과 육류 시장구조

2.1. 환율 전가와 비대칭 전가 이론

환율 전가(Exchange Rate Pass-Through: ERPT)는 환율 변동이 수입가격이나 국내 소비자가격에 반영되는 정도를 뜻하며 환율 1% 변동에 대한 가격의 반응 탄력성으로 측정된다(그 값이 1이면 완전 전가, 0이면 비전가). 현실에서는 기업의 가격설정 행태와 시장구조로 인해 전가가 불완전한 경우가 많다. 특히 수출입 기업이 목적지 시장의 수요조건에 맞추어 가격을 설정하는 시장가격설정(pricing-to-market)하에서는 환율 변동의 일부만 전가되고 나머지는 마진 조정으로 흡수된다(Goldberg & Knetter, 1997; Dornbusch, 1987; Krugman, 1987).

환율은 두 가지 경로로 국내 가격에 전가된다. 직접 경로는 수입 재화의 원화표시 가격이 환율에 직접 반응하는 경우이다. 간접 경로는 국내에서 생산되는 재화가 국제시장과 연결되어 환율의 영향을 받는 경우인데 이 경로는 다시 두 가지 형태로 나뉜다. 하나는 원료나 중간재를 수입에 의존하여 달러로 표시되는 국제가격의 원화 환산이 생산비에 반영되는 경우로, 배합사료를 통해 환율에 노출되는 국내 축산물에 이에 해당한다. 다른 하나는 국내 가격이 국제적으로 거래되는 동종 재화의 가격에 연동되어 그 국제가격의 원화 환산을 통해 환율의 영향을 받는 경우로, 국제 돼지고기 가격에 연동되는 국내 돼지고기 가격이 대표적인 예이다.

한편 환율의 전가는 유통단계를 따라 점차 감소하는 경향이 있다. 수입물가에서 생산자물가, 소비자물가로 이어지는 과정에서 각 단계의 가격설정 형태에 의해 전가의 일부가 흡수되기 때문이다. 따라서 최종 소비자가격 단계에서 관측되는 전가는 일반적으로 상류 단계보다 작게 나타난다.

환율의 가격전가는 상승기와 하락기에 그 크기가 다른 비대칭성을 보이는 경우가 많다. 환율 상승(원화 가치 하락) 시 수입비용 증가는 신속히 가격에 반영되는 반면, 환율 하락(원화 가치 상승) 시 비용 감소는 가격 인하로 충분히 이어지지 않는 이른바 ‘로켓-깃털(rockets and feathers)’ 현상이 대표적이다(Bacon, 1991; Peltzman, 2000). 이는 주로 유통 단계의 시장지배력에 따른 마진 조정과 소비자의 불완전한 탐색에 기인한 가격 인하 지연으로 설명된다(Tappata, 2009). 이 경우 환율이 상승 후 하락하여 원래 수준으로 돌아오더라도 소비자가격은 완전히 회복되지 않아 환율 변동이 소비자 후생에 지속적인 영향을 남긴다. 농식품 부문에서도 이러한 비대칭 전가가 국내외 여러 연구에서 NARDL 등을 통해 확인되어 왔다(Delatte & López-Villavicencio, 2012; 김종진 외, 2020). 이러한 연구 결과들은 환율 전가의 크기·경로·비대칭성이 품목의 시장구조에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

2.2. NARDL 방법론

환율의 비대칭 전가를 식별하려면 환율 변동의 양(상승)과 음(하락)의 효과를 구분하여 분석할 필요가 있다. 일반적인 선형 ARDL 모형은 환율 상승과 하락의 영향이 대칭적이라고 전제하므로 이러한 비대칭성을 포착하기 어렵다. 이에 본 연구는 Shin et al.(2014)이 제안한 비선형 ARDL(Nonlinear ARDL: NARDL) 모형을 활용한다. NARDL은 Pesaran et al.(2001)의 ARDL 경계검정(bounds testing)을 비선형으로 확장한 것으로, 설명변수의 양(+), 음(-) 변동을 분리하여 종속변수에 미치는 장·단기 효과를 개별적으로 추정하는 모형이다.

NARDL의 장점은 환율의 변동을 양과 음의 부분합(partial sum)으로 분해하는 데 있다. 즉, 환율자료의 로그 차분으로 상승분 누적합(ER^+)과 하락분 누적합(ER^-)을 구분하여 모형에 투입함으로써 환율 상승과 하락의 장기 전가계수를 별도로 도출한다. 귀무가설은 두 계수가 동일하다는 것이고, Wald 검정으로 검증한다. 귀무가설이 기각되면 환율의 상승·하락 효과가 통계적으로 다르다는 비대칭 전가의 증거가 된다. 이 검정을 장·단기에 각각 수행하여 비대칭의 층위를 구분할 수 있다.

또한 NARDL은 단기 동학과 장기 균형관계를 하나의 오차수정 모형(error correction model)으로 결합하여 추정한다. 이에 따라 환율 충격 이후 소비자가격이 장기 균형으로 수렴하는 조정 속도를 오차수정계수로 확인할 수 있어 전가의 크기뿐 아니라 전가가 실현되는 시간적 경로까지 파악된다. 오차수정계수의 절댓값이 클수록 균형 이탈이 빠르게 해소된다.

NARDL 모형은 변수가 $I(0)$ 과 $I(1)$ 로 혼재되어도 적용할 수 있다. 이에 이 모형은 거시변수(환율·유가), 산업변수(국제 원료가격·사료비), 정책변수(관세)와 더미변수가 혼합된 본 연구에 특히 유용하다. 모든 변수가 동일한 적분차수일 것을 요구하는 Engle-Granger 공적분 검정이나 Johansen VECM과 달리, 적분차수를 사전에 분류하지 않고도 장기균형 관계를 검정할 수 있다. 부분합 분해와 오차수정 형태의 구체적 명세와 추정 절차는 3장에서 다룬다.

2.3. 한국 육류 시장의 구조

본 연구가 수입소고기, 돼지고기, 한우 세 부문을 분석 대상으로 택한 것은 이들이 한국 가계 육류 소비의 대부분을 차지하며 동시에 환율에 노출되는 경로가 서로 뚜렷이 구분되기 때문이다. 환율의 영향이 전달되는 경로가 부문마다 다르므로 동일한 방법론으로 세 부문을 나란히 비교하면 전가의 크기와 양상이 경로에 따라 어떻게 달라지는지를 식별할 수 있다. 아래에서는 가격결정 메커니즘과 환율 노출 경로를 중심으로 세 부문의 시장구조를 요약한다.

수입소고기는 전량을 수입에 의존하며 주요 산지는 미국과 호주이다. 도매 단계에서 대형 유통업체와 정육점 체인이 가격결정력을 보유하는 과점적 구조를 띠고 있다. 한·미 FTA에 따라 수입소고기 관세는 2012년 40%에서 지속적으로 인하되어 현재 철폐되었고 이러한 단계적 인하가 수입원가에 하락 압력으로 작용하였다. 전량 수입이라는 특성상 환율 변동이 도매원가에 곧바로 반영되는 직접 경로가 지배하는 부문이다.

돼지고기는 자급률이 약 70%로, 나머지 약 30%를 미국·EU·캐나다 등에서 수입하는 부분적 수입의 존형 시장이다. 국내 양돈산업은 모돈에서 출하까지 약 10~12개월의 생산주기를 가지며, 도매시장 경매와 농가·가공업체 간 직거래가 혼재한다. 2014년 이후 주요 계열사의 시장 점유 확대로 직거래 비중이 증가하였다. 부분적 수입의존으로 인해 달러로 표시되는 국제 돼지고기 가격의 변동이 국내 가격에 전달되는 경로가 존재한다. 이에 더해 생산비의 절반을 웃도는 배합사료가 원료의 약 95%를 수입에 의존하여 환율과 국제 곡물가격에 노출된다. 즉 돼지고기는 국제가격과 수입사료라는 두 간접 경로를 통해 환율의 영향을 받을 수 있다.

한우는 사실상 자급 부문으로 도매가격이 전국 농협 축산물 도매시장의 경매를 통해 결정된다. 송아지 입식부터 도축까지 약 30개월이 소요되어 현재 도축되는 한우의 사육 비용은 약 2~3년 동안의 사료 가격에 크게 좌우된다. 또한 정부는 2010년대 이후 한우 수급조절매뉴얼을 운영해 왔다. 이에 따라 도매가격이 일정 범위를 벗어나면 암소 감축, 송아지 입식 조절, 자조금 사업 등으로 개입한다. 한우는 수입 원육에 대한 직접 노출은 미미하나 생산비에서 큰 비중을 차지하는 배합사료가 원료의 대부분을 수입에 의존하여 사료(옥수수·대두박)를 매개로 한 간접 노출 가능성이 있다. 다만 도매와 경매를 통한 가격결정과 정부의 수급조절, 그리고 긴 출하주기가 환율 신호를 완충할 수 있다. 이 경로가 실제로 작동하는지가 본 연구의 검토 대상 중 하나이다.

세 부문은 환율 노출 경로(직접 전가·간접 전가·제도적 흡수), 가격결정 방식(유통업체 과점·도매와 직거래 혼재·도매시장 경매), 정책 개입의 성격(관세·방역·수급조절)에서 구분된다. 한편 서로 다른 구조를 지니면서도 크게 보면 하나의 육류 시장 내에서 수요 대체와 가격 연동을 통해 맞물려 있다. 이처럼 이질성과 공통성이 공존하는 만큼, 환율 전가가 부문별로 어떻게 다르게 나타나는지를 최종 소비자 가격 단계에서 하나의 틀로 비교함으로써 부문별 차이를 보다 세밀하게 분석할 수 있다.

3. 분석 모형 및 자료

3.1. NARDL 모형

본 연구는 환율 변동의 비대칭적 효과를 식별하기 위해 Shin et al.(2014)의 비선형 ARDL(NARDL) 모형을 이용한다. 부문별 소비자물가지수를 종속변수로 하는 기본 가격결정 관계는 식 (1)과 같다.

$$\ln P_t = f(\ln ER_t, \ln X_t) \quad (1)$$

식 (1)을 Pesaran et al.(2001)의 선형 ARDL 형태로 나타내면 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \alpha_{2j} \Delta \ln ER_{t-j} + \sum_{k=0}^{q_2} \alpha_{3k} \Delta \ln X_{t-k} \\ & + \lambda_1 \ln P_{t-1} + \lambda_2 \ln ER_{t-1} + \lambda_3 \ln X_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 $\ln P_t$ 는 t 기의 소비자물가지수(수입소고기, 한우, 돼지고기), $\ln ER_t$ 는 원·달러 환율, $\ln X_t$ 는 통제변수를 나타내며 모두 자연로그로 변환한 값이다. i, j, k 는 각 변수의 시차이고, p, q_1, q_2 는 소비자물가지수, 환율, 통제변수의 시차 차수이며, ξ_t 는 오차항이다. α 로 표시된 항은 단기 동학을 나타내고, λ 로 표시된 수준 시차항은 장기 균형관계를 나타낸다.

환율의 비대칭적인 전가효과를 분석하기 위해 환율의 상승과 하락 시의 누적 변동을 식 (3)~(4)와 같이 양과 음의 부분합으로 정의한다.

$$\ln ER_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta \ln ER_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta \ln ER_j, 0) \quad (3)$$

$$\ln ER_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta \ln ER_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta \ln ER_j, 0) \quad (4)$$

여기서 $\ln ER_t^+, \ln ER_t^-$ 는 각각 환율 상승과 하락의 누적이며 이하 표에서는 각각 ER^+, ER^- 로 약칭한다. 식 (3)~(4)를 식 (2)에 대입하여 환율 항을 양·음으로 분리하면 NARDL 형태의 식 (5)를 얻는다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1^+} \alpha_{2j}^+ \Delta \ln ER_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_1^-} \alpha_{2j}^- \Delta \ln ER_{t-j}^- \\ & + \sum_{k=0}^{q_2} \alpha_{3k} \Delta \ln X_{t-k} + \lambda_1 \ln P_{t-1} + \lambda_2^+ \ln ER_{t-1}^+ + \lambda_2^- \ln ER_{t-1}^- + \lambda_3 \ln X_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (5)$$

장기적인 균형 관계가 존재할 경우 식 (5)는 오차수정모형(ECM) 형태로 표현되며 여기서 오차수정항(Error Correction Term: ECT)이 장기균형으로의 조정 과정을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1^+} \alpha_{2j}^+ \Delta \ln ER_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_1^-} \alpha_{2j}^- \Delta \ln ER_{t-j}^- \\ & + \sum_{k=1}^{q_2} \alpha_{3k} \Delta \ln X_{t-k} + \theta ECT_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (6)$$

식 (6)에서 오차수정항(ECT)은 장기균형으로부터의 이탈을 의미하고, 계수 θ (식 (5)의 λ_1 에 해당)는 오차수정 속도를 나타낸다. θ 가 음(-)의 값을 가지며 동시에 통계적으로 유의하다면 변수들 사이에 안정적인 장기균형 관계가 존재하고, 그 절댓값이 클수록 균형으로의 조정이 빠르다. 환율 상승·하락의 장기 전가율은 각각 $\beta^+ = -\lambda_2^+/\lambda_1$, $\beta^- = -\lambda_2^-/\lambda_1$ 로 도출된다. 이때 음(-)의 부호는 오차수정 형태에서 장기계수를 복원하는 과정에서 비롯된 것으로 전가의 방향과는 무관하다. 두 값이 유의하게 다르면 장기 비대칭 전가가 존재한다.

3.2. 품목별 모형 사양

세 부문은 가격결정 메커니즘과 환율이 도달하는 비용 채널이 다르므로 식 (5)~(6)의 NARDL 설정을 공유하되 통제변수 $\ln X$ 의 구성을 부문별로 달리하였다. 각 부문의 모형은 식 (7)~(9)와 같으며, $f(\cdot)$ 는 식 (5)~(6)의 NARDL 설정을 의미한다.

$$\ln P_t^{IB} = f(\ln ER^+, \ln ER^-, \ln WTI_t, \ln WBEEF_t, \text{TARIFE}_t, \ln P_t^{HW}, \text{FMD}_t) \quad (7)$$

$$\ln P_t^{HW} = f(\ln ER^+, \ln ER^-, \ln WTI_t, \ln FEED_t, \ln WBEEF_t, \ln P_t^{IB}, \text{FMD}_t) \quad (8)$$

$$\ln P_t^{PK} = f(\ln ER^+, \ln ER^-, \ln WTI_t, \ln FEED_t, \ln PPORK_t, \ln P_t^{HW}, \text{FMD}_t, \text{ASF}_t) \quad (9)$$

여기서 $\ln P^{IB}$, $\ln P^{HW}$, $\ln P^{PK}$ 는 각각 수입소고기, 한우, 돼지고기의 소비자물가지수이며, $\ln WTI$

는 국제유가, $\ln FEED$ 는 배합사료가격, $\ln WBEEF$ 는 미국 소고기 도매가격, $\ln PPORK$ 는 국제 돼지고기 가격, $TARIFF$ 는 미국산 소고기 관세율이다.

위 식들에서 통제변수는 각 부문의 환율 노출 경로를 반영하여 선택하였다. 국제유가는 국제 운송비와 국내 유통비, 그리고 사료 곡물가격을 통해 축산물 가격에 영향을 주므로 세 모형에 공통으로 넣었다. 또한 육류 품목 간 수요 대체가 가격에 미치는 영향을 통제하기 위해 각 모형에 대체 품목의 소비자 가격을 포함하였다.

수입소고기 모형(식 (7))은 전량 수입이라는 특성상 환율이 도매원가에 직접 작용하는 부문이다. 원산지 가격 지표인 미국 도매 소고기 가격과 한·미 FTA에 따른 관세율을 핵심 비용 채널로 삼고, 국내 대체재인 한우 가격과 구제역 더미(FMD)를 통제변수로 두었다.

한우 모형(식 (8))은 자급 부문으로 환율의 직접 노출이 미미한 대신, 수입 배합사료비를 매개로 한 간접 노출을 핵심 가설로 설정하였다. 글로벌 시장 정보를 반영하는 국제 도매 소고기 가격과 대체재인 수입소고기 가격을 포함하되 한우와 직접 관련성이 낮은 관세는 제외하였다.

돼지고기 모형(식 (9))은 부분적 수입의존 시장으로 배합사료비와 달러로 표시되는 국제 돼지고기 가격을 핵심 비용 채널로 삼았다. 가축질병 더미로 구제역(FMD)과 아프리카돼지열병(ASF)을 함께 통제하고, 대체재로 한우 가격을 포함하였다.

3.3. 자료의 출처와 특성

본 연구의 분석 기간은 2010년 1월부터 2025년 12월까지 총 192개월이며, 모든 변수는 월별 시계열로 구성되었다. 종속변수는 통계청 국가통계포털(KOSIS)의 품목별 소비자물가지수(2020=100)로 수입소고기·한우·돼지고기 각각에 자연로그를 취하였다. 주요 설명변수인 원/달러 환율은 한국은행 ECOS의 월평균 매매기준율을 사용하였으며, 부분합 변수(ER^+ , ER^-)는 2010년 1월 초기값을 0으로 두고 식 (3)~(4)에 따라 산출하였다. 배합사료 가격($\ln FEED$)은 환율의 사료비 전가가 국제 곡물시장을 통해 이루어지는 특성을 고려하여, 옥수수과 대두박의 국제가격(World Bank Pink Sheet)을 사료비 내 비용 비중에 따라 6 대 4로 가중한 지수를 사용하였다. 변수의 정의와 자료 출처는 <표 1>과 같다.

분석 기간에는 구제역, 한·미 FTA 관세 인하, 2015년 메르스, 코로나19 공급망 교란, 러시아·우크라이나 전쟁에 따른 국제 원자재가격 급등 등 다양한 외생적 충격이 있었다. 이에 따라 환율과 국제가격의 변동성이 확보되어 비대칭 전가효과를 식별하기에 적합한 자료 여건을 갖추었다.

자료의 변동 특성을 보면 환율 상승·하락 구간의 부분합은 각각 평균 0.122와 -0.118로 표본기간 중 환율의 상승과 하락이 모두 충분히 누적되어 비대칭 전가를 식별하기에 적합하다. 국제유가와 국제 돼지고기 가격은 변동 폭이 상대적으로 커(표준편차 각각 0.349, 0.279) 환율과 함께 육류가격 변동의 주요 요인이 될 수 있다.

표 1. 변수 정의 및 자료 출처

변수	정의	자료 출처
$\ln P^{IB}$	수입소고기 소비자물가지수(로그)	통계청 KOSIS
$\ln P^{HW}$	한우 소비자물가지수(로그)	통계청 KOSIS
$\ln P^{PK}$	돼지고기 소비자물가지수(로그)	통계청 KOSIS
$\ln ER$	원/달러 명목환율(월평균, 로그)	한국은행 ECOS
ER^+	$\ln ER$ 의 양의 부분합(상승 누적)	연구자 산출
ER^-	$\ln ER$ 의 음의 부분합(하락 누적)	연구자 산출
$\ln WTI$	WTI 원유 가격(로그)	U.S. EIA (via FRED)
$\ln WBEEF$	미국 소고기 도매가격(로그)	USDA ERS, Meat Price Spreads
$\ln PPORK$	국제 돼지고기 가격(로그)	IMF Primary Commodity Prices
$\ln FEED$	국제 사료원료 가격지수(로그)	연구자 산출
$TARIFF$	수입소고기 관세율	관세청, 한미 FTA 협정
FMD	구제역 더미(2010. 11.~2011. 4.)	농림축산검역본부
ASF	아프리카돼지열병 더미(2019. 9.~2020. 12.)	농림축산검역본부

주: FEED는 World Bank Pink Sheet의 옥수수·대두박 국제가격을 사료비 비중에 따라 6:4로 가중하여 산출하였다.

3.4. 추정 절차

본 연구의 추정은 다음과 같은 절차를 따랐다. 먼저 단위근 검정으로 모든 변수가 $I(2)$ 가 아님을 확인하고, 다음으로 각 부문 모형의 시차구조를 결정하였다. 최대 시차를 4로 설정하고 변수별로 가능한 시차 조합을 탐색하여 정보기준(AIC)이 최소가 되는 차수를 품목별로 선택하였다.¹⁾ 결정성분은 상수항을 포함하고 추세는 제외하였다(Case III).

그리고 선택된 차수로 NARDL-오차수정모형을 추정하고 잔차의 자기상관과 이분산에 강건한 Newey-West(HAC) 표준오차로 추론하였다. 장기 전가계수는 추정계수의 비율로 정의되는 비선형 함수이므로 그 표준오차는 델타법으로 산출하였다. 이렇게 구한 표준오차로 장기 전가계수의 유의성과 신뢰구간을 평가하여 전가의 크기를 통계적으로 판정하였다. 이어 경계검정으로 장기 균형관계의 존재를 확인하였는데, 김종진 외(2020)와 같이 Banerjee et al.(1998)의 t-검정과 Pesaran et al.(2001)의 F-검정을 함께 적용하고 임계값은 Kripfganz & Schneider(2020)의 유한표본 보정값을 사용하였다. 장기 균형관계를 확인한 뒤에는 장기 비대칭에 대한 Wald 검정을 수행하고 끝으로 잔차진단(자기상관·정규성)과 CUSUM 검정으로 모형의 적합성과 안정성을 확인하였다.

¹⁾ 선택된 차수는 수입소고기 ARDL(1,4,3,4,3,2,0,3), 한우 ARDL(2,1,0,0,0,4,2,3), 돼지고기 ARDL(3,0,0,0,0,4,2,2,4)이다. 괄호 안의 숫자는 종속변수와 각 설명변수의 시차 차수를 순서대로 나타낸 것으로, 종속변수와 설명변수의 시차를 개별적으로 탐색하여 AIC 기준으로 선택하였다.

4. 분석 결과

본 장은 환율의 한국 육류 소비자가격에 대한 비대칭 전가효과를 NARDL 모형으로 분석한 결과를 제시한다. 우선 모형의 통계적 적합성을 진단하고, 다음으로 부문별 장기 추정 결과를 제시하며, 마지막으로 환율의 비대칭 전가를 부문 간 비교로 종합한다.

4.1. 모형의 적합성 진단

4.1.1 단위근 검정

NARDL은 변수가 I(0)이거나 I(1) 혹은 두 차수가 혼재되어 있어도 적용 가능하나, I(2) 변수가 포함되지 않아야 한다는 조건을 요구한다. I(2) 변수가 포함되면 경계검정의 F-통계량이 따르는 점근분포가 무효화되기 때문이다. 이를 확인하기 위해 모든 변수의 수준값과 1차 차분에 대해 ADF 검정을 Case III,²⁾ 시차 4로 수행하였다. 결과는 <표 2>와 같다.

표 2. 단위근 검정 결과(ADF, Case III, lag=4)

변수	수준		1차 차분		적분 차수
	Z(t)	p	Z(t)	p	
$\ln P^{IB}$	-0.517	0.303	-5.706	0.000	I(1)
$\ln P^{HW}$	-0.469	0.320	-5.695	0.000	I(1)
$\ln P^{PK}$	-1.707	0.045	-7.181	0.000	I(0)/I(1)
ER^{+}	1.461	0.927	-6.421	0.000	I(1)
ER^{-}	-1.440	0.076	-6.378	0.000	I(0)/I(1)
$\ln WTI$	-1.936	0.027	-6.826	0.000	I(0)
$\ln FEED$	-2.206	0.014	-6.872	0.000	I(0)
$\ln WBEEF$	-1.070	0.143	-8.109	0.000	I(1)
$\ln PPORK$	-3.539	0.000	-7.573	0.000	I(0)
$TARIFF$	-0.414	0.340	-8.350	0.000	I(1)

주: H₀는 단위근 존재. 임계값은 1% 수준에서 -2.347, 5% 수준에서 -1.653, 10% 수준에서 -1.286임.

검정 결과 모든 변수가 1차 차분에서 정상성을 만족하여 어떠한 변수도 I(2)가 아님이 확인되었다. 1차 차분 ADF 통계량의 절댓값은 최소 5.695에서 최대 8.350까지로 모두 1% 임계값을 큰 폭으로 초과하므로 경계검정의 점근분포 적용에 필요한 전제조건이 충족된다. 변수들은 I(0)과 I(1)이 혼재된 양상

²⁾ Case III은 검정회귀식에 상수항을 포함하되 결정적 추세는 제외하는 설정을 의미한다. 이는 로그 가격·환율 계열이 확률적 추세는 갖되 결정적 시간추세는 따르지 않는다는 판단에 근거하며, 본 연구의 단위근 검정과 경계검정에 일관되게 적용하였다.

을 보이는데 종속변수 중 $\ln P^{IB}$ 와 $\ln P^{HW}$ 는 명확히 $I(1)$ 이고, $\ln P^{PK}$ 는 5% 수준에서 정상성이 시사되지만 $I(0)$ 과 $I(1)$ 경계에 놓여 있다. 국제유가·배합사료·국제 돈육가격이 $I(0)$ 로 나타난 것은 이들이 표본기간 동안 확률적 추세를 형성하기보다 일정 수준을 중심으로 순환·평균회귀하는 특성을 보였기 때문으로 해석된다. 이러한 혼재는 NARDL 적용의 방법론적 타당성을 보장한다. 모든 변수가 동일한 적분차수일 것을 요구하는 Johansen VECM과 달리 ARDL 경계검정은 종속변수가 $I(1)$ 이고 설명변수가 $I(0)$ · $I(1)$ 혼합인 경우에도 장기관계를 검정할 수 있기 때문이다. 한편 환율 부분합 ER^+ 가 $I(1)$ 로, ER^- 가 경계적으로 추정된 것은 부분합 변환이 원래 변수보다 적분차수를 1만큼 높인다는 Shin et al.(2014)의 이론적 예측과 부합한다.

4.1.2 장기관계 및 잔차·안정성 진단

장기 계수 해석에 앞서 장기 균형관계의 존재(경계검정), 잔차의 통계적 특성(자기상관·정규성), 계수·분산의 안정성(CUSUM)을 함께 진단한다. 경계검정은 김종진 외(2020)와 같이 Banerjee et al.(1998)의 t-검정과 Pesaran et al.(2001)의 F검정을 함께 적용하고, 임계값은 Kripfganz & Schneider(2020)의 유한표본 보정값을 사용하였다. 자기상관은 Breusch- Godfrey LM 검정, 정규성은 D'Agostino et al.(1990)의 왜도-첨도 검정, 안정성은 Brown et al.(1975)의 CUSUM·CUSUM-제곱 검정으로 점검하였다. 결과는 <표 3>과 같다.

표 3. 모형 진단 종합

모형	경계검정(F)	경계검정(t)	BG(4)	정규성	CUSUM	신뢰등급
수입소고기	7.870	-5.578	0.344	정규(0.304)	안정	견고
한우	4.569	-0.899	0.659	경계(0.083)	안정	Degenerate
돼지고기	3.945	-4.922	0.001	위반(0.000)	부분위반	중간

주: $I(1)$ 임계값: 10%(F=3.12, t=-4.21), 5%(F=3.49, t=-4.55), 1%(F=4.26, t=-5.22). BG(4)는 4차 자기상관 검정 p값, 정규성은 sktest p값(괄호).

수입소고기는 F검정과 t검정 모두 1% 수준에서 기각되어(F=7.87, t=-5.58) 장기관계가 강하게 확립되고, 잔차 자기상관이 없으며(BG는 1~4차 모두 유의하지 않음) 정규성과 계수·분산 안정성을 모두 만족하는 가장 견고한 모형이다. 돼지고기는 두 검정이 5% 수준에서 기각되어(F=3.95, t=-4.92) 장기관계가 확인되나 1% 수준에서는 t-통계량이 임계값에 근접하지 기각되지 않는다. 또한 4차 자기상관이 잔존하고(p=0.001) 정규성이 위반되는데 이는 약 10~12개월 주기의 양돈 생산·출하 구조 및 2011년 구제역 극단치와 정합하며 이를 HAC 표준오차로 보정하였다. 계수 안정성(CUSUM)은 세 부문 모두 확보되나 돼지고기의 분산 안정성(CUSUM-제곱)만 2014~2017년 구간에서 일시적으로 신뢰밴드를 벗어났는데 이는 2014년 미국 PEDv 사태 종료와 2015년 메르스 등 실제 시장 충격과 겹친다.

한우는 통계적으로 가장 주목할 만한 결과를 보인다. F검정은 5% 수준에서 유의하나($F=4.57$), t검정은 오차수정항 계수가 0이라는 가설을 기각하지 못한다($t=-0.899$). 이는 장기 균형관계가 식별되지 않는 경우(degenerate case)로, 환율을 포함한 설명변수와 한우 가격 사이에 안정적 장기 균형관계 자체가 성립하지 않음을 의미한다. 이때 종속변수는 외생충격에 대해 장기 균형으로 조정되지 않는다. 이는 통계적 오류나 모형 설계의 실패가 아니라 정부 관여와 출하주기의 영향을 많이 받는 한우 시장의 구조적 특성을 반영하는 결과로 판단된다.

4.2. 품목별 장기계수 추정 결과

세 부분의 NARDL 장기 추정 결과는 <표 4>에서, 오차수정항과 조정속도는 <표 5>에서 제시한다. 전체 분석 기간은 192개월이나 최대 시차와 부분합·차분 변환에 따른 초기 관측치 소실로 실제 추정에 사용된 유효 표본은 187개월이다. 장기 계수는 델타법으로 산출하고 모든 추론은 Newey-West HAC 표준오차에 기반하며 신뢰등급에 따라 해석의 표현 강도를 차등화한다.

표 4. 품목별 장기 전가계수

구분	수입소고기	한우	돼지고기
ER^+	0.5755*** (4.08)	-0.6320 (-0.70)	0.2060 (1.11)
ER^-	-0.1922 (-1.09)	-0.7716 (-1.08)	0.0036 (0.01)
$\ln WTI$	0.1475*** (5.75)	-0.5452 (-1.54)	-0.1735** (-2.23)
$\ln FEED$	-	-0.1061 (-0.25)	-0.0311 (-0.28)
$\ln WBEEF$	0.3498*** (5.58)	2.0137 (1.08)	-
$\ln PPORK$	-	-	0.5225*** (4.53)
$TARIFF$	0.0245*** (3.36)	-	-
$\ln P^{IB}$	-	-1.4273 (-0.80)	-
$\ln P^{HW}$	0.8244*** (5.29)	-	0.3515* (1.86)
FMD	0.0249 (1.27)	-0.5208 (-1.13)	0.0391 (0.57)
ASF	-	-	0.0500 (0.57)
Asymmetry ($\beta^+ - \beta^-$)	0.7677*** (3.76)	0.1396 (0.18)	0.2024* (1.78)

주: 괄호 안의 값은 Newey-West HAC 표준오차를 이용하여 산출한 z 통계량을 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 나타냄.

표 5. 오차수정항(ECT) 및 조정속도

모형	오차수정항(θ)	t-값	월간 조정속도	반감기
수입소고기	-0.172***	-6.35	17.2%	약 3.7개월
한우	-0.019	-1.33	degenerate	—
돼지고기	-0.245***	-4.92	24.5%	약 2.5개월

주: ***는 유의수준 1%를 나타낸다. 조정속도는 $|\theta|$, 반감기는 $\ln(0.5)/\ln(1+\theta)$. 한우 ECT는 유의하지 않으므로 조정속도와 반감기를 해석하지 않는다.

4.2.1 수입소고기

수입소고기는 세 모형 중 신뢰성이 가장 견고한 핵심 모형이다. 오차수정항은 -0.172 로 매월 약 17.2% 의 속도로 균형에 복귀하며, 균형 이탈의 절반이 해소되는 데 약 3.7 개월이 소요된다. 장기적으로 환율 상승(원화가치 하락)의 계수는 $0.576(1\% \text{ 유의})$ 으로, 원/달러 환율이 1% 상승하면 수입소고기 소비자가격이 약 0.58% 상승한다. 통제변수도 이론과 부합한다. 원산지 가격 지표인 미국 도매소고기 가격(0.350 , $1\% \text{ 유의}$)이 가장 직접적인 비용 채널로 작용하고 국제 유가(0.148 , $1\% \text{ 유의}$)도 유의한 양의 효과를 보인다. 관세(0.025 , $1\% \text{ 유의}$)는 양의 계수를 갖는 것으로 한·미 FTA에 따른 관세 인하가 장기적으로 수입소고기 가격의 하락 요인으로 작용해 왔음을 의미한다. 대체재인 한우 가격의 강한 양의 계수(0.824 , $1\% \text{ 유의}$)는 국산과 수입소고기 간 가격이 밀접히 동조하고 있음을 보여준다.

4.2.2 한우

한우 모형은 예상과 다른 결과를 보인다. 사전 가설은 한우가 수입사료에 의존하므로 환율 상승이 사료비를 매개로 한우 가격에 전가된다는 것이었으나 실증 결과는 이를 지지하지 않는다. 오차수정항 계수는 $-0.019(t=-1.33)$ 로 0 과 구분되지 않아 한우 가격이 장기 균형으로 조정되는 관계가 관측되지 않는다. <표 4>의 한우 열이 보여주듯 장기 계수 어느 것도 유의하지 않고 표준오차가 계수를 초과할 만큼 커 개별 계수를 신뢰구간 밖에서 해석하기 어렵다. 이는 장기균형관계가 식별되지 않은 경우 형식적으로 산출된 장기계수가 실질적 의미를 갖지 못한다는 degenerate case의 전형적 양상으로, 특정 변수의 효과가 없다기보다 장기관계 자체가 성립하지 않음을 뜻한다.

이 결과를 검정력 부족으로 간주하는 데는 신중할 필요가 있다. 표본 187 개월은 충분하며 동일 방법론이 수입소고기에서는 명확한 결과를 산출했기 때문이다. 따라서 미식별은 한우 시장의 구조적 특성에서 비롯된 것으로 해석하는 것이 보다 바람직하다. 한우 도매가격은 농협 도매시장 경매로 결정되어 사료비 상승 같은 비용 충격이 즉각 반영되지 않으며 약 30 개월의 긴 출하주기로 인해 사료가격 충격이 가격에 반영되기까지 상당한 시차가 존재한다. 또한 정부의 한우 수급조절사업(암소 감축, 입식 조절, 자조금)이 외생 충격을 흡수하는 것으로 볼 수 있으며 모형에 포함된 수입소고기 가격이 환율과 미국 가격 정보를 이미 흡수하여 환율의 직접 효과가 별도로 식별되지 않을 가능성도 있다. 다만 이러한 흡수 메커니즘의 규명은 본 연구의 범위를 넘어서며 후속 과제로 남는다.

한편, 장기 균형관계가 식별되지 않는 것과 달리 단기적으로는 국내 수급과 수입육과의 대체가 한우 가격 형성을 주도하는데 이는 뒤에서 함께 논의한다.

4.2.3 돼지고기

돼지고기는 환율의 직접 효과가 약한 반면 국제 돈육가격을 매개로 한 간접 전가가 가장 강하게 식별되는 부문이다. 오차수정항은 -0.245로 매월 약 24.5%의 조정 속도를 보여 수입소고기보다 빠르다. 본 모형 결과의 핵심은 국제 돈육가격($\ln PPORK$)의 강한 장기 효과(0.523, 1% 유의)이다. IMF 국제 돼지고기 가격이 1% 상승할 때 한국 소비자가격이 약 0.52% 상승하며, 이는 한국 양돈산업이 자급률 약 70%에도 불구하고 국제 돈육시장과 강하게 통합되어 있음을 보여준다. 환율의 직접 효과가 약한 것은 $PPORK$ 자체가 달러로 표시되는 국제가격이어서 환율 정보를 이미 반영하고 있기 때문이며, 환율의 영향은 직접 채널이 아니라 $PPORK$ 를 매개로 한 간접 채널로 흡수된다. 이는 환율만 관찰해서는 돼지고기 가격 변동을 충분히 설명하기 어려우며 국제 돈육가격을 함께 살펴야 함을 의미한다. 대체재인 한우 가격도 양의 계수(0.352, 10% 유의)를 보여 육류 간 수요 대체가 작동함을 확인할 수 있다. 반면 국제 유가는 음의 계수(-0.174, 5% 유의)를 보였는데 이 부호에 대한 해석에는 추가 연구가 필요하다. 사료비와 질병 더미의 장기 효과는 식별되지 않았다.

4.3. 환율의 장기 비대칭 전가 효과 비교

환율의 장기 비대칭 전가란 환율 상승분이 가격에 반영되는 정도와 하락분이 반영되는 정도가 장기적으로 서로 다른 현상을 말한다. 본 연구는 이를 부분합으로 분해한 상승과 하락의 장기 전가계수가 동일하다는 귀무가설을 Wald 검정으로 판정하며, 그 결과를 <표 4>의 마지막 행에 제시하였다. 귀무가설이 기각되어 두 계수가 유의하게 다를 때 장기 비대칭 전가가 존재하는 것으로, 이때 상승과 하락 중 어느 방향의 전가가 더 큰지가 함께 드러난다. 세 부문의 검정 결과를 나란히 비교함으로써, 환율 전가의 비대칭이 품목에 따라 어떻게 다른지 살펴볼 수 있다.

<표 4>로부터 세 부문의 장기 비대칭은 그 강도의 차이가 뚜렷이 나타났다. 수입소고기에서는 비대칭이 0.768로 1% 수준에서 확고하고, 돼지고기에서는 0.202로 10% 수준에서 한계적 유의에 그치며, 한우에서는 장기균형관계 자체가 성립하지 않아 비대칭을 판단할 수 없다. 동일한 방법론을 적용했음에도 환율의 전가는 어느 부문에서는 비대칭적으로 뚜렷하고 어느 부문에서는 미약하거나 아예 관측되지 않는다.

비대칭이 식별되는 두 부문에서 그 방향은 일관되게 로켓-깃털이다. 수입소고기와 돼지고기 모두 비대칭 크기가 양수로, 환율 상승에 따른 가격 상승은 신속하게 전가되는 반면 하락에 따른 가격 하락은 약하거나 식별되지 않는다. 이는 환율이 상승한 뒤 하락하여 원래 수준으로 돌아오더라도 소비자가격은 그만큼 회복되지 않아, 환율 변동이 소비자가격에 하방 경직적으로 작용함을 뜻한다.

다만 같은 로켓-깃털 방향이라도 그 크기는 부문 간에 크게 달라, 수입소고기의 비대칭이 돼지고기의

약 3.8배에 이른다. 이는 두 부문의 시장구조 차이와 부합한다. 수입소고기는 소수의 대형 유통업체가 지배하는 과점적 구조에서 상승기의 마진 유지와 하락기의 인하 지연이 강하게 작동하는 반면, 돼지고기는 짧은 생산주기에 따른 빠른 공급 조정과 계열화·직거래 확대로 시장지배력이 상대적으로 분산되어 있다. 비대칭의 방향은 두 부문에서 같게 나타나되, 그 정도는 각 부문이 놓인 유통·공급 구조를 따라 갈린다.

이러한 비대칭의 부문 간 차이는 환율 노출이 자급률이나 수입의존도만으로 예측되지 않음을 보여준다. 국내 생산 비중이 약 70%인 돼지고기에서 환율의 직접 전가는 확인되지 않고 오히려 국제 돈육가격 연동이 전가를 지배하며, 전량 국내에서 생산되어 사료를 매개로 한 잠재적 노출이 존재하는 한우에서는 환율의 장기 전가 자체가 관측되지 않는다. 환율이 소비자가격에 이르는 통로는 수입 비중이 아니라, 각 부문이 국제시장 및 국내 제도와 맺는 관계에 따라 결정된다.

한편 환율의 단기 효과를 함께 살펴보면, 장기의 비대칭 전가와 는 사뭇 다른 양상이 나타난다. 환율의 단기 직접효과는 세 부문 모두에서 약하거나 존재하지 않는다. 수입소고기에서만 시차 2·3에서 지연적으로 유의할 뿐, 한우는 10% 수준에서 한계적이고 돼지고기는 전 시차에서 유의하지 않다. 단기 가격 변동을 실제로 주도하는 것은 환율이 아니라 관세 인하(수입소고기), 수입육과의 대체 및 국내 수급(한우), 국제 돈육가격의 즉각적 전달(돼지고기) 등 각 시장의 고유 요인이다. 가축질병 역시 한우에서는 공급 감소로 단기 가격 상승을 일으키는 반면 돼지고기에서는 소비 위축으로 단기 가격 하락을 유발하는 상반된 효과를 보인다. 요컨대 환율 전가의 본체는 단기의 즉각적 반응이 아니라 장기적 조정 과정에 자리한다.

요약하자면 한국 육류 시장의 환율 비대칭 전가는 보편적 현상이 아니라 특정 시장 조건에서 식별되는 결과이다. 직접 수입 노출과 강한 시장지배력이 결합된 수입소고기에서 로켓-깃털 비대칭이 뚜렷하고, 부분적 수입의존의 돼지고기에서는 국제 원료가격을 매개로 한 간접 전가가 지배하며, 자급·정책 개입의 한우에서는 환율의 장기 전가 경로 자체가 관측되지 않는다. 이처럼 환율 전가의 양상은 품목이 처한 시장 조건에 따라 달라진다.

5. 결론 및 시사점

본 연구는 원/달러 환율의 변동이 국내 육류 소비자가격에 전가되는 효과를 환율의 상승과 하락을 구분하는 비선형 자기회귀시차분포(NARDL) 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 대상은 주요 육류 품목인 수입소고기, 한우, 돼지고기이며 2010년 1월부터 2025년 12월까지의 월별 자료를 사용하였다. 품목별로 시장구조에 대응하는 통제변수와 대체재 가격을 포함하고, AIC에 의한 최적 시차 선택, 경계검정, 잔차진단, 안정성검정을 거쳐 추정하였다.

분석 결과, 환율이 국내 육류가격에 전가되는 양상은 품목에 따라 뚜렷이 달랐다. 수입소고기에서는 환율의 강한 비대칭 전가가 확인되었다. 환율 상승 시 장기 전가율은 약 0.58로 유의하였으나 하락 시 전가는 유의하지 않아, 환율 상승은 신속히 반영되지만 하락은 반영되지 않는 로켓-깃털형 비대칭(장기 비대칭 계수 약 0.77)을 보였으며, 균형에서 벗어난 부분의 절반가량이 약 3.7개월 내에 조정되었다. 반면 돼지고기에서는 환율의 직접적 전가가 유의하지 않았고 대신 달러로 표시되는 국제 돼지고기 가격을 매개로 한 간접적 전가가 지배적이었다(국제가격의 장기계수 약 0.52). 국내 생산 비중이 약 70%에 이름에도 환율이 달러 표시 국제 돈육가격을 매개로 국내 가격에 반영된 것이다. 한우에서는 환율과의 안정적인 장기 균형관계가 관측되지 않았다. 경제검정에서 F통계량은 유의하였으나 오차수정 계수가 유의하지 않은 degenerate case로, 이는 한우가 전량 국내에서 생산되고 수급조절사업과 도매경매 등 국내 제도에 의해 가격이 결정되는 구조와 부합한다. 다만 한우 역시 사료의 대부분을 수입에 의존하여 비용 측면의 잠재적 노출 경로를 지니는 만큼 장기 전가가 관측되지 않았다는 것은 그러한 노출이 국내 수급·유통 제도에 흡수되어 가격에 드러나지 않았음을 의미한다.

이처럼 환율은 품목의 시장구조에 따라 직접 전가(수입소고기), 국제가격을 경유한 간접 전가(돼지고기), 장기적으로 관측되지 않는 전가(한우)라는 서로 다른 경로로 국내 육류가격에 이르렀다. 특히 돼지고기의 사례는 국내 생산 비중이 높은 품목이라도 국제시장과 연동되면 환율에 노출될 수 있음을 보여주며, 자급률의 높낮이만으로 개별 품목의 환율 노출을 예측하기 어렵다는 점을 시사한다.

이러한 결과는 대체로 경제이론 및 시장 상식과 부합하지만 본 연구의 기여는 그동안 총물가지수나 수입물가·중간재(사료·곡물) 단계에 머물렀던 환율 전가 분석을 최종 육류 소비자가격 단계로 넓혀 전가율과 비대칭성, 조정속도를 구체적 수치로 확인하고 품목 간에 비교하였다는 데 있다. 아울러 추정 결과가 시장구조와 정합적이라는 점은 모형 설정의 타당성을 뒷받침하며 추정의 신뢰성은 경제검정과 잔차진단, 안정성검정으로 확인하였다. 돼지고기 모형의 잔차 자기상관은 국내 양돈의 10~12개월 생산주기에 기인하는 것으로 판단되어, HAC 표준오차로 보정하였다.

정책적으로, 본 연구의 결과는 환율 변동기에 정부의 물가 대응이 모든 육류 품목에 획일적으로 적용되기 어려우며 품목별 위험 경로에 따라 대응의 시간 범위가 달라져야 함을 시사한다. 수입소고기처럼 환율이 소비자가격에 직접·신속하게 전가되는 품목에는 환율 급등 초기의 할당관세 조정이나 비축 물량 방출과 같은 신속한 단기적 대응이 유효한 반면, 돼지고기처럼 국제 돈육가격의 등락에 연동되어 간접적으로 영향을 받는 품목에는 단기적 환율 대응만으로는 효과가 제한적이어서 국제 곡물·원자재 가격의 움직임에 대비하는 중장기적 접근이 더 적합하다. 한우와 같이 국내 제도가 환율의 영향을 흡수하는 품목이라면 환율 대응보다 국내 수급 관리가 물가 안정에 더 효과적일 수 있다. 결국 자급률이나 수입 여부가 아니라 각 품목이 국제시장과 어떻게 연결되어 있는지에 따라 대응의 수단과 시점을 달리할 필요가 있다. 여기에 더해, 수입소고기에서 확인된 하방 경직적 전가는 환율이 하락하더라도 소비자가격이 그만큼 내려가지 않을 수 있음을 뜻하므로 환율 하락기에는 유통단계의 가격 조정 여부를 함께 살필 필요가 있다.

본 연구의 한계로 한우에서 장기 균형관계가 관측되지 않은 원인, 곧 잠재적 노출 경로가 있음에도 국내 수급·유통 제도가 환율 신호를 흡수하는 메커니즘은 본 연구의 축약형 접근으로는 규명되지 못하여 구조적 분석이 필요한 과제로 남는다. 또한 분석이 소비자가격 단계에 한정되어, 환율 전가가 산지·도매·소매 가운데 어느 단계에서 발생하고 흡수되는지를 유통단계별로 분해하는 후속 연구가 요구된다. 나아가 분석 대상을 신선육 세 부문으로 한정한 만큼 가공육이나 유가공품으로 확장하여 전가의 차이가 있는지 살피는 것도 의미 있는 과제가 될 것이다.



이 저작물은 크리에이티브 커먼즈 저작자표시-비영리-변경금지 4.0 국제 라이선스에 따라 이용하실 수 있습니다.

This work is licensed under CC BY-NC-ND 4.0.

참고문헌

- 김종진, 박성진, 박지원. (2020). 수입곡물 가격변동이 국내 소비자물가에 미치는 영향 분석. *농촌경제*, 43(2), 29-58. [〈https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002607719〉](https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002607719).
- 김종진, 최선우. (2015). 국내 배합사료 시장에서의 비대칭적 가격전이 분석. *농촌경제*, 38(2), 1-30. <https://doi.org/10.36464/jrd.2015.38.2.001>
- 김창범, 이제홍. (2021). 실질실효환율과 실질유가가 한국의 수입물가에 미치는 비대칭적 영향: 선형 ARDL과 비선형 ARDL기법의 적용. *기업과학연구*, 44(4), 169-178. [〈https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002796271〉](https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002796271).
- 석준호. (2025). 우리나라 환율, 농산물 생산자 물가지수, 수입 물가지수 그리고 농산물 소비자 물가지수 간의 인과관계 분석. *통계연구*, 30(3), 1-24. <https://doi.org/10.22886/jkos.2025.30.3.1>
- 석준호, 정대희, 문한필. (2023). COVID-19 전후 환율이 식품 물가에 미치는 비대칭성에 대한 연구. *농촌경제*, 46(3), 129-148. [〈https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART003005436〉](https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART003005436).
- 유사라, 안병일. (2024). 할당관세가 축산물 가격에 미치는 영향: 쇠고기·돼지고기를 중심으로. *농업경영·정책연구*, 51(3), 331-353. [〈https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART003128252〉](https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART003128252).
- 이근영. (2009). 수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과. *경제학연구*, 57(4), 39-71. [〈https://www.krm.or.kr/krmrts/link.html?dbGubun=SD&m201_id=10020274&local_id=10030584〉](https://www.krm.or.kr/krmrts/link.html?dbGubun=SD&m201_id=10020274&local_id=10030584).
- 이동훈, 이수태. (2019). 배(Pear) 수출가격에 미치는 환율의 비대칭적 전이효과분석-자기회귀시차모형 활용. *정책개발연구*, 19(1), 67-94. [〈https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002477334〉](https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002477334).
- 이상호. (2004). 국내물가에 대한 환율전가율 추정. *대외경제연구*, 8(2), 195-221. [〈https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001169751〉](https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001169751).
- 장봉규. (2021). 우리나라 수입물가의 비대칭적 비선형적 환율전가 연구. *경제연구*, 39(3), 37-59. [〈https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002752632〉](https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002752632).
- 관세청 관세법령정보포털. [〈https://unipass.customs.go.kr/clip/index.do〉](https://unipass.customs.go.kr/clip/index.do). 검색일: 2026. 2. 14.
- 농림축산검역본부. [〈https://www.qia.go.kr/animal/prevent/listwebQiaCom.do?type=2_8ktyzl&clear=1〉](https://www.qia.go.kr/animal/prevent/listwebQiaCom.do?type=2_8ktyzl&clear=1). 검색일: 2026. 4. 9.
- 농림축산식품부. (2025). 2025 농림축산식품 주요통계. [〈https://www.mafra.go.kr〉](https://www.mafra.go.kr). 검색일: 2026. 4. 14.
- 농림축산식품부. (2026. 6. 2.). 5월 농축산물 소비자 물가 전년 대비 1.8% 상승, 공급·확대·할인 지원 등 수급안정 전력. [〈https://www.mafra.go.kr/home/5109/subview.do?enc=Zm5jdDF8QEB8JTJG YmJz JTJGaG9tZSUyRjc5MiUyRjU3ODA3MSUyRmFydGNsVmldy5kbyUzRg%3D%3D〉](https://www.mafra.go.kr/home/5109/subview.do?enc=Zm5jdDF8QEB8JTJG YmJz JTJGaG9tZSUyRjc5MiUyRjU3ODA3MSUyRmFydGNsVmldy5kbyUzRg%3D%3D).
- 통계청 국가통계포털 KOSIS. 소비자물가지수, 품목별 소비자물가지수(품목성질별, 2020=100). [〈https://kosis.kr/index/index.do〉](https://kosis.kr/index/index.do). 검색일: 2026. 4. 1.
- 한국은행 경제통계시스템 ECOS. [〈https://ecos.bok.or.kr〉](https://ecos.bok.or.kr). 검색일: 2026. 3. 14.
- Bacon, R. W. (1991). Rockets and feathers: The asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. *Energy Economics*, 13(3), 211-218. [〈https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/014098839190022R〉](https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/014098839190022R).
- Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-283. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091>.
- Brown, R. L., Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression

- relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149-163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>.
- D'Agostino, R. B., Belanger, A. & D'Agostino Jr., R. B. (1990). A suggestion for using powerful and informative tests of normality. *The American Statistician*, 44(4), 316-321. <https://doi.org/10.1080/00031305.1990.10475751>.
- Delatte, A.-L. & López-Villavicencio, A. (2012). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 833-844. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.03.003>.
- Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices. *American Economic Review*, 77(1), 93-106. <https://doi.org/10.3386/w1769>.
- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997). Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272. <https://www.nber.org/system/files/working_papers/w5862/w5862.pdf>.
- Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (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>.
- Krugman, P. R. (1987). Pricing to market when the exchange rate changes. In S. Arndt & J. D. Richardson (Eds.), *Real-financial linkages among open economies*, 49-70. MIT Press. <https://doi.org/10.3386/w1926>.
- Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), 466-502. <https://doi.org/10.1086/262126>.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (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>.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. Sickles & W. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314. Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9.
- Tappata, M. (2009). Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing. *RAND Journal of Economics*, 40(4), 673-687. <<https://www.jstor.org/stable/25593733>>.
- International Monetary Fund. Primary Commodity Prices, Global price of Swine(PPORKUSDM). <<https://www.imf.org>>. 검색일: 2026. 4. 14.
- USDA ERS, Meat Price Spreads. U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service. <<https://www.ers.usda.gov/data-products/meat-price-spreads>>. 검색일: 2026. 4. 14.
- U.S. EIA, Crude Oil Prices: West Texas Intermediate (WTI). <<https://fred.stlouisfed.org/series/MCOILWTICO>>. 검색일: 2026. 4. 1.
- World Bank, Commodity Price Data (The Pink Sheet). <<https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>>. 검색일: 2026. 4. 1.