

# COVID-19 전후 환율이 식품 물가에 미치는 비대칭성에 대한 연구

석준호\*, 정대희\*\*, 문한필\*\*\*

## Contents

|             |     |
|-------------|-----|
| 1. 서론       | 131 |
| 2. 선행연구     | 134 |
| 3. 분석 방법    | 136 |
| 4. 분석 자료    | 138 |
| 5. 분석 결과    | 140 |
| 6. 결론 및 시사점 | 144 |

## Keywords

환율, 식품물가, 비대칭적 자기회귀시차분포모형(ARDL), 하방경직성

## Abstract

본 연구는 환율이 지속적으로 상승한 COVID-19 이후 기간과 환율이 안정적으로 유지된 COVID-19 이전 기간으로 나누어 환율이 우리나라 식품물가에 미치는 영향을 분석하였다. 비대칭적 자기회귀시차분포모형(Autoregressive Distributed Lag Model: ARDL)을 활용하여 환율이 식품물가에 미치는 비대칭성도 동시에 고려하였다. 분석 결과, COVID-19 이전에는 환율과 식품물가 간의 장기적인 균형 관계나 비대칭성이 유의하지 않았다. 이에 반해, COVID-19 이후에는 환율과 식품물가 간의 장기적인 균형 관계뿐만 아니라 장기에 환율과 식품물가 간의 비대칭성도 존재하는 것으로 나타났다. 식품 가격의 하방경직성을 고려할 때 본 연구는 환율이 지속적으로 상승하는 시기에는 환율이 안정되기 전까지 수입 원료 구입 비용 지원과 같은 방식으로 식품기업들에 대한 선제적인 지원 조치를 통해 식품물가를 안정적으로 관리할 필요성이 있다는 정책적인 시사점을 도출할 수 있었다.

\* 전북대학교 무역학과 조교수.

\*\* 한국농촌경제연구원 전문연구원.

\*\*\* 전남대학교 농업경제학과 부교수, 교신저자, e-mail: hanpil@jnu.ac.kr

# Asymmetric Transmission of Exchange Rates on Food Prices: Focusing on the Comparison before and after COVID-19

Jun Ho Seok<sup>\*</sup>, Dae Hee Chung<sup>\*\*</sup>, Hanpil Moon<sup>\*\*\*</sup>

## Keywords

Exchange Rate, Food Price Index, Asymmetric Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL), Downward Rigidity

## Abstract

This study analyzes the impact of exchange rates on food prices in Korea, comparing the period after COVID-19 when the exchange rate continued to rise and the period before COVID-19 when the exchange rate remained stable. The asymmetry of exchange rates on food prices is also considered using the asymmetric Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL). As a result of the analysis, before COVID-19, the long-term balance relationship or asymmetry between the exchange rate and food prices is not significant. On the other hand, after COVID-19, it was found that there was not only a long-term equilibrium relationship between exchange rates and food prices, but also an asymmetry between exchange rates and food prices in the long term. Considering the downward rigidity of food prices, this study could derive policy implications for the need to manage food prices stably through preemptive support for food companies, in the form of supporting the cost of purchasing imported raw materials, until the exchange rate stabilizes during a period when the exchange rate continues to rise.

---

<sup>\*</sup> Assistant Professor, Jeonbuk National University, Department of International Trade.

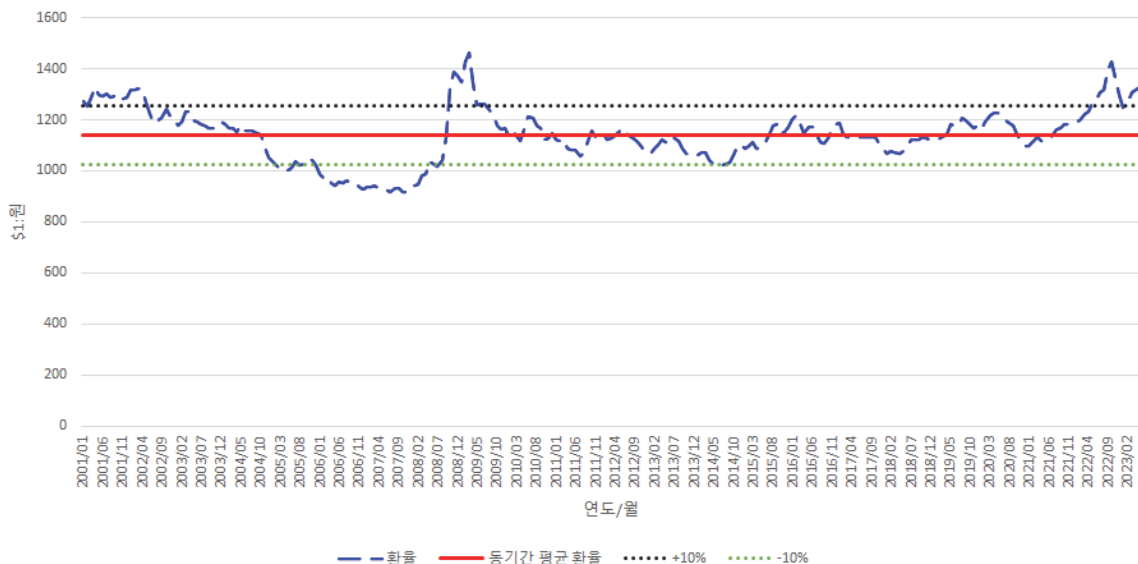
<sup>\*\*</sup> Research Associate, Korea Rural Economic Institute.

<sup>\*\*\*</sup> Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Chonnam National University. Corresponding Author.  
e-mail: hanpil@jnu.ac.kr

## 1. 서론

2022년 농림축산식품부의 보도자료<sup>1)</sup>에서도 잘 나타났듯이 식품물가의 안정적인 관리는 정부 정책의 관점에서 중요하다. 왜냐하면 식품은 가격이 상승한다고 해도 소비를 줄일 수 없는 필수재의 속성이 있기 때문이다. 이는 2022년 물가 상승기의 경기도 가계 설문조사 결과, 절반 이상의 가구에서 식료품비 소비 지출액 증가를 경험하였다는 점에서 잘 확인된다(김용준, 2022). 또한, 식품물가 상승으로 인한 실질 가처분 소득의 감소는 노동자들의 임금인상 요구와 연결될 가능성이 높다. 이는 Jorda & Nechio(2023)의 연구에서 인플레이션이 임금 상승을 유발한다는 결과와도 일맥상통한다.

그림 1. 원 달러 환율 추이(2001년 1월~2023년 5월)



주 1) 매미기준율, 평균자료.

2) 동 기간 평균 환율은 2001년 1월부터 2023년 4월까지의 평균 환율을 의미한다. +10%와 -10%는 각각 동 기간 평균 환율 대비 +10% 그리고 -10%를 나타낸다.

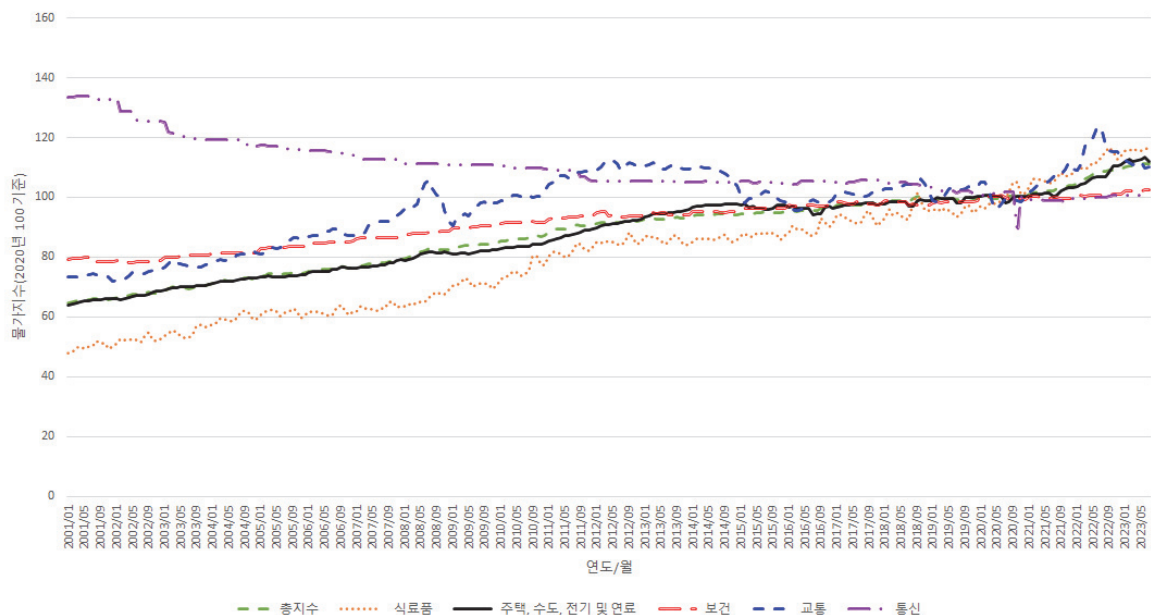
자료: 한국은행 경제통계시스템, 대미달러 환율.

한국농수산식품유통공사(2022)의 ‘식품산업 원료소비 실태조사’에 따르면, 우리나라 식품제조업체가 사용하고 있는 원료 중 국산 원료의 사용비중은 31.7%(물량 기준)에 불과해 원료의 수입의존도가 높다는 것을 알 수 있다. 따라서 수입 원료의 가격 변동이 국내 식품물가 변동에 영향을 줄 수 있는 구조가 존재한다. 이에 일부 연구에서 수입 원재료 가격과 식품물가와와의 관계에 대한 분석을 시도하였다. 이용선 외(2011)는 물가 상승에 따라 식음료 및 외식의 소비 지출액의 증감률을 명목과 실질로 나누어 계측하였을 뿐만 아니라, 소비자 조사를 통해 물가 상승에 대한 심리적 고통 수준이 타 부문에 비해 식료품과 비주류 음료 부문에서 가장 높다는 점을 입증한 바 있다. 김종진 외(2020)는 비선형 자기회귀시차분

<sup>1)</sup> 농림축산식품부 보도자료(2022.7.5.) “농식품부, 하반기 국내 밀가루 가격 안정에 나선다.”

포모형(Autoregressive Distributed Lag Model: ARDL)을 활용하여 수입곡물 가격이 상승할 때는 전체 소비자 물가가 상승하고, 수입곡물 가격이 하락할 때는 전체 소비자 물가에 영향이 없다는 것을 실증하였다. 이와 같은 연구 결과들은 수입 식품 원료 가격의 상승 요인이 발생하면 소비자 물가의 상승을 야기할 수 있다는 것을 의미한다.

그림 2. 소비자 물가 지수



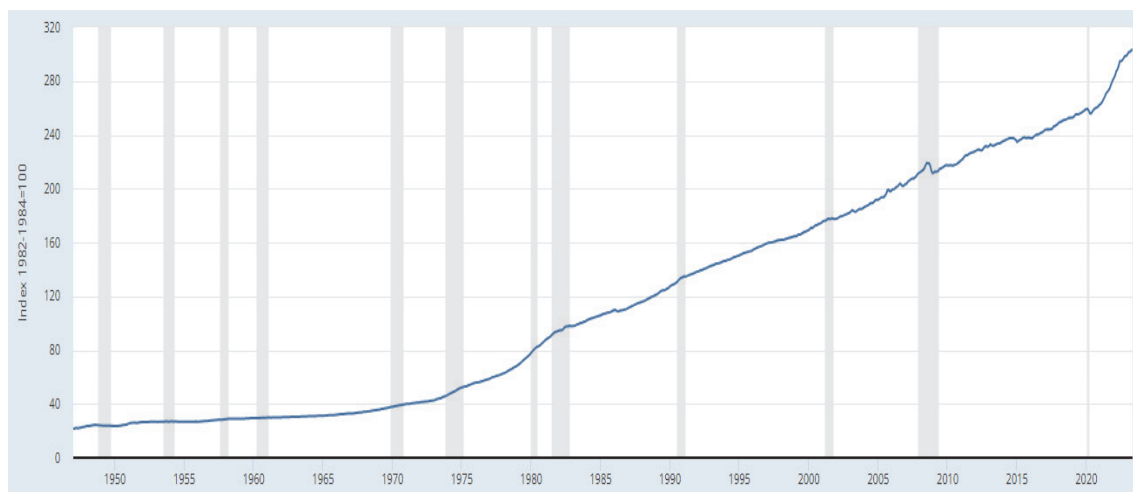
자료: 통계청 국가통계포털(KOSIS), 소비자 물가지수.

식품산업의 수입 원료 가격은 환율에 의해서도 변동될 수 있다. 예를 들어, 환율이 상승(하락)하면 국내 식품산업의 수입 원료 투입에 따른 비용이 증가(감소)할 수 있다. 그러나 김종진 외(2020)를 제외하고는 환율이 식품물가에 미치는 영향에 관련된 연구는 거의 이루어지지 않았다. 김종진 외(2020)의 연구 결과에 따르면, 장기에 환율이 가공식품 물가에는 비대칭적인 영향을 유발하나, 외식 물가에서는 비대칭적인 영향을 유발하지 못하는 것으로 나타났다. 김종진 외(2020)는 2000년 1월부터 2019년 3월까지의 자료를 활용하여 분석했는데, 분석 기간의 환율 흐름을 살펴보면, <그림 1>에서 보는 바와 같이 2001년부터 2007년까지는 환율이 지속적으로 하락하는 구간이었고, 2008년부터 2009년까지는 환율이 지속적으로 상승하는 구간이었다. 그리고 2010년부터 2019년까지는 1,100원 부근에서 단기 변동성을 가지고 안정적인 흐름을 보였다. 즉, 김종진 외(2020)의 연구에서는 환율이 지속적으로 상승하는 구간, 환율이 지속적으로 하락하는 구간, 안정적인 구간이 혼합되어 있는 자료를 활용하였음을 알 수 있다. 환율의 상승과 하락의 효과가 물가에 미치는 영향이 구간별로 다를 수 있는데, 이 부분이 충분히 고려되어 분석이 진행되지 않은 한계점이 존재한다.

하지만 식품 가격은 타 부문에 비해 하방경직성이 높다. 이는 <그림 2>에서 보는 바와 같이 식품물가

의 상승률 추이를 총지수 및 타 부문과 비교해보면 쉽게 확인된다. 그러므로 환율이 지속적으로 상승하거나 고환율이 유지되는 시기에는 환율이 식품물가에 미치는 영향에 비대칭성이 존재할 가능성이 있다. 예를 들어, 환율의 장기 상승으로 인한 수입 원료 가격 상승의 요인으로 라면 가격이 인상되더라도 이후 환율의 단기 하락으로 인해 라면 가격이 하락할 가능성은 높지 않다. 따라서 COVID-19 이후 미국과 우리나라의 금리차 확대에 의한 환율 상승 기간에 환율이 식품물가에 비대칭적인 영향을 미쳤을 가능성이 존재한다.

그림 3. 미국 도시 소비자 물가 지수



자료: 미국 연방준비은행(<https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>), Consumer Price Index for All Urban Consumers(1947~2023)

COVID-19 이후 발생한 침체에 대응하기 위해 미국 정부는 확장적인 재정 및 통화정책을 시행하였다. 2019년 미국은 COVID-19에 대응하여 GDP 대비 10.4%의 재정지출을 단행한 결과, 늘어난 유동성으로 인하여 미국의 물가 지수는 급등하였다(윤은기, 박소연, 2023). <그림 3>에서 보는 바와 같이, 2019년 이후 미국 도시 소비자 물가 지수는 역사상 가장 빠르게 증가한 것을 알 수 있다. 이에 대응하여 미국의 기준금리는 꾸준히 상승해 2023년 5월 기준 5~5.25%에 도달하였다. 이에 따라 우리나라 역시 상승한 물가에 대응하기 위해 기준금리를 상승시켰지만, 미국에 비해 기준금리 상승 속도가 빠르지 않아 2023년 5월 기준 미국과 한국의 기준금리 차는 역사상 가장 높은 1.75%p를 기록하였다. 즉, COVID-19로 인해 물가 문제를 해결하기 위한 미국의 금리정책으로 인하여 미국과 한국의 기준금리 차가 계속 확대되면서 대미환율이 상승해왔다는 것이다.

이에 환율이 지속적으로 상승하거나 고환율을 유지한 COVID-19 이후에 환율이 우리나라 식품물가에 미치는 영향을 분석할 필요가 있다. 식품 가격의 하방경직성으로 인해 환율이 상승하는 기간에 환율이 식품물가에 비대칭적인 영향을 주었을 가능성이 존재함에도 불구하고, COVID-19 이후의 기간에 초점을 맞추어 진행된 연구는 없는 것으로 판단된다. 본 연구는 환율이 국내 식품물가에 미치는 영향을

Shin et al.(2014)의 비선형 ARDL(Autoregressive Distributed Lag Model)을 활용하여 분석하였다. 왜냐하면, 일반적인 ARDL 모형의 경우에는 장·단기에서 환율이 식품물가에 미치는 영향의 분석은 가능하나, 비대칭적인 영향을 파악할 수 없기 때문이다. 다시 말해, 비선형 ARDL 방법은 장·단기 모두에서 환율이 식품물가에 미치는 비대칭적인 영향을 모두 파악할 수 있는 장점이 있다. 또한, 본 연구는 COVID-19 이후 환율이 지속적으로 상승한 기간과 COVID-19 이전 환율이 안정적인 상태를 유지한 기간에서 환율이 식품물가에 미치는 영향이 다를 수 있다고 가정하고, 이를 검증하였다.

본 연구는 기존 선행연구들과 비교하여 크게 두 부분에서 기여할 수 있다. 첫째, COVID-19 이후 환율이 지속적으로 상승하거나 고환율을 유지하는 구간에서 과연 환율로 인한 식품 가격의 하방경직성이 존재하는지를 분석한 최초의 연구이다. 둘째, 만약 COVID-19 이후의 환율 상승기에 환율과 식품물가간의 하방경직성이 존재한다면, 이 부분에서 정책적 기여가 가능할 것으로 판단된다. 기준금리 차에 의해 장기적인 환율 상승이 예상되더라도, 초장기에는 결국 적정환율로 회귀한다는 점을 고려하였을 때, 환율 상승기에 정부 정책을 통해 식품물가 상승을 억제하는 것이 장기적으로 식품물가의 안정적 관리를 위해 중요하기 때문이다.

## 2. 선행연구

많은 국내 선행연구들이 환율이 국내 수입물가 그리고 소비자 물가 등에 미치는 영향을 다양한 기간, 산업, 그리고 품목 등에 따라 수행되었다. 차혜경(2008)은 우리나라의 환율 변동에 따른 수입 물가로의 영향을 산업별로 나누어 분석을 진행하였다. 장기 및 단기 환율 변동에 따른 수입 물가의 영향을 최소자승회귀법과 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)을 활용하여 도출하였다. 구체적으로 환율 전가의 결정요인으로서 환율 변동성, 무역 개방, 기대환율 변화, 기대하지 못한 환율 변화, 인플레이션율 등을 고려했는데, 분석 결과 환율의 변동성이 클수록 그리고 환율변화가 클수록 수입 물가에 미치는 영향이 큰 것으로 파악되었다. 또한, 패널분석을 시행한 결과 기대 환율변화 및 환율 변동성이 커지고 개방이 진전될수록 환율이 수입 물가에 미치는 영향이 커지는 것으로 나타났다.

이근영(2009)은 해외변수(유가, 미국주가, 엔/달러환율)의 외생성을 가정하고 환율변화에 따른 수입 및 국내 물가의 동태적 변화를 분석하였다. 충격반응함수를 활용하여 원/달러환율의 1% 양(+ )의 충격에 따른 소비자 및 생산자 물가의 통제적인 반응을 파악하였다. 분석 결과 원/달러환율의 1% 양(+ )의 충격은 생산자물가 지수에 부분적인 영향이 있고, 소비자 물가 지수에는 영향이 크지 않았다. 그리고 환율의 비대칭적인 효과를 분석하기 위해 원 달러 환율이 상승하는 기간과 하락하는 기간의 수입 및 국내물가의 영향력을 파악하였다. 분석 결과 환율 상승기에 비해 환율하락기에 환율이 수입 물가에 미치는 영향이 장기적으로 큰 것으로 나타났다.



이성구(2010)는 1990년 3월부터 2010년 2월까지의 월별 데이터를 활용하여 환율이 수입 물가 지수에 미치는 영향을 전체 산업과 자동차산업과의 비교 그리고 구체적인 자동차산업(운송 장비 제품, 중형 승용차, 대형 승용차, 산업용 특수차 등)에 따른 영향을 오차수정모형을 활용하여 분석하였다. 전체 산업 그리고 자동차산업(자동차 부품산업(예. 엔진, 기어박스 등))에서 단기에 비해 장기에 환율의 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 환율 변동이 물가에 미치는 영향이 시차를 두고 일어나고 있다는 점에서 기인한다.

최용재(2013)는 우리나라 29개 산업의 1990년부터 2012년까지의 패널자료를 활용하여 월/달러 환율이 수입 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 환율 상승은 수입 물가를 상승시키는 것으로 나타났으나, 환율 상승보다 수입 물가의 상승 폭이 낮은 것으로 나타났다. 그리고 산업별로 환율로 인한 수입 물가 변화의 차이는 크지 않은 것으로 분석되었다. 환율이 상승하는 구간과 하강하는 구간을 구분하여 비대칭성을 분석한 결과, 환율 상승기와 하강기의 환율이 물가에 미치는 영향의 차이는 미미한 것으로 나타났다.

온기운(2015)은 2000년 1월부터 2015년 2월까지의 월별 시계열 자료를 바탕으로 환율이 수입 물가에 미치는 영향을 공산품 전체와 주요 품목으로 나누어 분석을 시행하였다. 시간의 흐름에 따라 환율이 국내 공산품의 수입 물가에 미치는 영향 수준은 계속해서 낮아지는 경향이 있는 것으로 파악하였다. 그리고 주요 품목별로도 대체적으로는 유사한 결과도 도출되었다.

장봉규(2021)는 1985년부터 2019년까지의 월별자료를 활용하여 환율이 국내 산업별 수입 물가 지수에 미치는 영향을 분석하였다. Shin et al.(2014)의 비대칭 ARDL 모형을 활용하여 환율이 수입 물가 지수에 미치는 영향이 비선형적이라는 점을 밝혀냈다. 제조업 전반을 기준으로 월간 환율 변화가 2% 이상 그리고 이후로 구분할 때, 전자의 경우가 환율이 수입 물가에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 그리고 제조업 13개 부문 중에서 8개 부문에서 통계적으로 유의한 비선형성이 존재한다는 것을 밝혔다.

식품물가에 대한 국내 연구들은 주로 수입 식품원재료의 가격 변동에 초점을 맞추고 연구를 진행하였다. 예를 들어, 이용선 외(2011)는 가공식품 원재료의 가격 상승과 가공식품 물가와와의 관계를 가격지수 변동률과 식품가공업체 조사 결과를 활용하여 추정하였을 뿐 아니라, 산업연관표를 이용하여 가공식품 원재료 가격의 가공식품 가격 수준에 미치는 파급효과와 시차에 대한 분석을 시행하였다. 또한, 가공식품 원재료의 가격 상승으로 촉발된 가공식품 가격의 변화에 따른 소비자 부분의 영향을 파악하기 위해, 식품물가 상승과 소비자 심리에 미치는 영향을 소비자 조사를 통해 파악하였다.

황의식 외(2012)는 1991~2011년의 월별 자료와 시계열 분석 방법인 일반화된 조건부 이분산성 자기회귀(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity: GARCH) 모형을 이용하여 가공식품 물가변동을 분석하였다. 또한 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 기반으로 거시경제변수와 식품 물가 지수와의 인과관계를 검정하고, 충격반응함수를 통해

영향력을 추정하였다. 분석 결과, 국제 식품원료 가격의 변동이 가공식품 물가의 변동을 설명하는 비중이 가장 큰 것으로 나타났다. 식품원료 가격이 가공식품 가격에 미치는 비대칭적인 영향을 분석한 결과, 국제 곡물 가격 상승기와 하락기를 비교하였을 때 상승기에 가공식품 가격의 변동성이 큰 것으로 나타났다.

김종진 외(2020)는 수입 곡물 가격의 변동이 우리나라 소비자 물가에 미치는 영향을 비선형 ARDL 모형과 2001년 1월부터 2019년 3월까지의 월별자료를 활용하여 분석을 진행하였다. 분석 결과, 수입 곡물 가격이 상승할 때는 소비자 물가 지수가 상승하는 것으로 분석된 데 반해 수입 곡물 가격이 하락할 때는 소비자 물가 지수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 구체적으로 주요 가공식품 원재료인 수입 곡물 가격이 10% 상승할 때, 전체 소비자 물가가 0.39% 증가하는 것으로 나타났다.

식품산업 수입 원재료의 가격의 변화는 세계 수급의 변화에 따라서도 발생하지만, 환율의 변동에 따라서도 큰 영향을 받을 수 있다. 그리고 이러한 식품 수입 원재료의 경우, 국내 식품 가격 수준에 직접적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 하지만 앞서 언급하였듯이, 제조업 수입 물가 지수와 전체 물가 지수에 환율이 미치는 영향에 대한 연구들은 많이 수행되었으나 식품물가에 미치는 영향에 대해서는 거의 연구되지 않았다. 또한, 환율이 상승하는 구간과 하강하는 구간을 구분해서 식품물가에 미치는 영향을 분석한 선행연구도 찾아볼 수 없었다. 또한 COVID-19 이후 증가한 유동성 증가로 인한 세계적인 물가 상승으로 미국이 기준금리를 급격히 상승시키면서 발생한 우리나라와 미국의 기준금리 차이로 환율이 지속적으로 상승 또는 고환율을 유지하는 구간에서의 연구도 거의 수행되지 않았다. 이에 본 연구는 환율과 물가 간의 선행연구의 범위를 이러한 측면에서 확장할 수 있을 것으로 기대된다.

### 3. 분석 방법

환율의 전가도를 분석하기 위해서 물가에 영향을 미치는 요인의 식별이 중요하다. 소비자 물가의 영향을 추정한 최근의 연구인 김종진 외(2020)의 연구는 공급 요인인 수입 곡물 가격, 이자율, 환율 그리고 수요요인인 임금을 고려하였다. 유사하게 이성구(2010)의 연구는 환율의 전가도에 영향을 미치는 요인으로 공급 요인인 생산자물가 지수 및 환율 그리고 수요요인인 국내 소득수준의 대위변수를 활용하였다. 다시 말해, 가격이 수요와 공급에 의해서 결정된다는 일반경제모형에 기초하여 환율 전가모형의 요인들을 도출하였다. 그리고 연구의 특성 그리고 자료의 가용성을 고려하여 수요 및 공급 요인의 식별이 연구에 따라 상이하였다. 본 연구의 목적은 환율이 식품물가에 미치는 영향이고, 환율이 식품물가에 영향을 미칠 수 있는 한 부분이 환율 변동에 의한 수입 식품원료 가격 변동으로 인한 영향이기 때문에, 환율 요인은 공급 요인을 반영한다고 판단된다. 한편, 수요 요인을 반영하기 위해 본 연구는 경제 심



리 지수를 활용하였다. 많은 선행연구들(Acuña et al., 2020; Juhro & Iyke, 2020)에서 소비자 심리 지수가 소비예측에 유용하다고 제시되어 있다. 또한, 본 연구가 월별 자료를 활용하는데, 소득변화를 월별로 계측하는 어려움이 있기 때문에 소비자 심리 지수 즉 경제 심리 지수를 이용하여 분석을 진행하였다. 앞서 식품의 필수재 속성이 있다고 제시하였음에, 수요 측면의 요소를 고려한 이유는 다음과 같다. 첫째, 식품 가격이 상승한다면, 소비자들이 식품을 좀 더 계획적으로 소비하여 식품 소비가 변동할 수 있기 때문이다. 둘째, 소비자들의 소득에 대한 기대가 식품 물가 지수에 포함되어 있지 않은 고가격 식품(예를 들어 유기농 식품)의 소비 변동을 유발하고 이는 식품 물가 지수에 포함되어 있는 일반적인 식품의 수요에도 변동을 유발할 수 있기 때문이다.

이를 종합하면, 본 연구의 기본적인 모형은 식 (1)과 같다.

$$\text{식품 물가}_t = f(\text{환율}_t, \text{경제 심리 지수}_t) \quad (1)$$

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

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1-1} \alpha_{2i} \Delta \ln EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2-1} \alpha_{3i} \Delta \ln C_{t-i} + \lambda_1 \ln P_{t-1} \\ & + \lambda_2 \ln EX_{t-1} + \lambda_3 \ln C_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 P는 식품 물가 지수, EX는 원 달러환율, 그리고 C는 경제 심리 지수를 의미한다. 또한, t는 시간 그리고  $\epsilon$ 는 오차항을 나타낸다. 환율 그리고 경제 심리 지수가 식품물가에 미치는 비선형 또는 비대칭적인 영향을 추정하기 위해서 Shin et al.(2014)과 Allen & McAleer(2021)처럼 환율과 경제 심리 지수의 상승과 하락 시의 누적 변동을 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln EX_t^+ &= \sum_{j=1}^t \Delta \ln EX_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta \ln EX_j, 0) \\ \ln EX_t^- &= \sum_{j=1}^t \Delta \ln EX_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta \ln EX_j, 0) \\ \ln C_t^+ &= \sum_{j=1}^t \Delta \ln C_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta \ln C_j, 0) \\ \ln C_t^- &= \sum_{j=1}^t \Delta \ln C_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta \ln C_j, 0) \end{aligned} \quad (3)$$

식 (3)을 활용하여 식 (2)의 ARDL 모형을 Shin et al.(2014)이 개발하여 제시한 비선형 ARDL로 전환하면 식 (4)와 같다.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1-1} \alpha_{2i}^+ \Delta \ln EX_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{q_1-1} \alpha_{2i}^- \Delta \ln EX_{t-i}^- \\
& + \sum_{i=1}^{q_2-1} \alpha_{3i}^+ \Delta \ln C_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{q_2-1} \alpha_{3i}^- \Delta \ln C_{t-i}^- + \lambda_1 \ln P_{t-1} + \lambda_2^+ \ln EX_{t-1}^+ \\
& + \lambda_2^- \ln EX_{t-1}^- + \lambda_3^+ \ln C_{t-1}^+ + \lambda_3^- \ln C_{t-1}^- + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{4}$$

만약 장기적인 균형 관계가 존재한다면 식 (4)를 오차수정항(Error Correction Term: ECT)이 포함된 식 (5)로 표현이 가능하다.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1-1} \alpha_{2i}^+ \Delta \ln EX_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{q_1-1} \alpha_{2i}^- \Delta \ln EX_{t-i}^- \\
& + \sum_{i=1}^{q_2-1} \alpha_{3i}^+ \Delta \ln C_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{q_2-1} \alpha_{3i}^- \Delta \ln C_{t-i}^- + \theta ECT_{t-1} + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{5}$$

비선형 ARDL 모델을 추정하기 위해서는 여러 단계가 요구된다(Jiang et al., 2022). 첫째, 단위근 검정(Unit Root Test)을 통해 모든 변수가 I(2) 미만이어야 한다. 둘째, 각 변수의 적절한 시차(Lag Length)를 Bayesian Information Criterion(BIC) 기준을 통해 선정해야 한다. 셋째, 공적분의 존재를 F-검정통계량을 통해 검정하고, 만약 장기적 관계가 존재한다면 비선형 ARDL 모델을 추정하여야 한다. 마지막으로, 모형의 타당성 검정 절차를 거쳐야 한다.

## 4. 분석 자료

본 연구의 목적은 환율이 식품물가에 미치는 영향이 COVID-19 이전 환율이 안정적인 시기와 COVID-19 이후 우리나라와 미국의 기준금리 차이로 인해 환율이 지속적으로 상승하거나 고환율이 유지되는 시기에 차이가 있었는지를 비교 분석하는 것이다. 이에 본 연구는 COVID-19 이전 환율이 안정적인 시기를 2017년 1월부터 2019년 12월까지의 기간으로 설정하였고, COVID-19 이후 환율이 상승하는 시기를 2020년 1월부터 2023년 4월까지의 기간으로 설정하였다. 이 경우는 코로나 이전과 이후의 기간 모두에서 샘플 수가 적다는 문제점이 발생할 수 있다. 하지만, Al-mulali et al.(2015)의 연구에서도 지적하였듯이 ARDL 모형은 적은 표본(Small Sample)을 활용하여 분석을 진행하는데 적합하다는 특징이 있기 때문에, 추정에는 문제가 없다고 판단된다.

본 연구의 모형은 식 (1)에서 보는 바와 같이 식품물가가 수요 요인인 경제 심리 지수 그리고 공급 요인인 환율에 영향받는 것으로 설정하였기 때문에 총 3개의 시계열 변수를 활용하였다. 식품물가 변수는 통계청에서 제공하는 식료품 소비자 물가 지수를 활용하였고, 환율은 한국은행에서 제공하는 원/미

국달러 자료를 이용하였다. 마지막으로 경제 심리 지수는 한국은행의 자료를 활용하였다. 이 지수는 기업과 소비자를 모두 고려하였다는 특징이 있는데, 구체적으로 기업경기실사지수(BSI)와 소비자동향지수(CSI)를 합성하여 종합적인 민간 경제 상황에 대한 심리를 반영한 것이다.<sup>2)</sup>

표 1. COVID-19 이전과 이후의 기술 통계(Descriptive Statistics)

| COVID-19 이전(2017년 1월~2019년 12월) |     |          |           |          |          |
|---------------------------------|-----|----------|-----------|----------|----------|
| 변수                              | Obs | Mean     | Std. dev. | Min      | Max      |
| 경제 심리 지수                        | 36  | 97.23    | 3.22      | 91.00    | 102.00   |
| 식품물가                            | 36  | 94.67    | 2.25      | 90.54    | 101.58   |
| 환율                              | 36  | 1,132.17 | 37.23     | 1,066.70 | 1,208.98 |
| COVID-19 이후(2020년 1월~2023년 4월)  |     |          |           |          |          |
| 변수                              | Obs | Mean     | Std. dev. | Min      | Max      |
| 경제 심리 지수                        | 40  | 94.02    | 12.70     | 61.40    | 109.40   |
| 식품물가                            | 40  | 107.15   | 6.07      | 96.50    | 116.82   |
| 환율                              | 40  | 1,213.29 | 81.80     | 1,095.13 | 1,426.66 |

〈표 1〉은 경제 심리 지수, 식품물가, 그리고 환율의 기술통계를 COVID-19 이전과 이후로 나누어 제시하였다. COVID-19 이전과 비교했을 때 경제 심리 지수는 COVID-19 이후에 하락하는 것으로 나타났으며, 식품물가는 COVID-19 이후 상승한 것을 알 수 있다. 그리고 본 연구의 주 관심 변수인 환율은 COVID-19 이전에 비해 이후에 상승한 것을 확인할 수 있을 뿐만 아니라, 최댓값과 최솟값의 차이도 상승한 것을 알 수 있다.

〈표 2〉는 경제 심리 지수, 식품물가, 그리고 환율의 상관관계(Correlation)를 COVID-19 이전과 이후로 나누어 제시하였다. COVID-19 이전 기간에 비해 COVID-19 이후 기간에 환율과 식품물가 사이의 양의 상관관계의 크기가 대폭 상승하였다. 이는 COVID-19 이후 환율이 식품물가에 미치는 영향이 커졌을 가능성이 높다는 것을 의미한다. 다시 말해, 코로나 19 이전과 이후에 환율과 식품물가와의 관계의 차이가 존재할 가능성이 높다는 것을 시사한다.

표 2. COVID-19 이전과 이후의 상관관계

| COVID-19 이전(2017년 1월~2019년 12월)  |         |          |      |
|----------------------------------|---------|----------|------|
|                                  | 환율      | 경제 심리 지수 | 식품물가 |
| 환율                               | 1       |          |      |
| 경제 심리 지수                         | -0.6917 | 1        |      |
| 식품물가                             | 0.2086  | -0.4112  | 1    |
| COVID-19 이후(2020년 1월 - 2023년 4월) |         |          |      |
|                                  | 환율      | 경제 심리 지수 | 식품물가 |
| 환율                               | 1       |          |      |
| 경제 심리 지수                         | -0.0794 | 1        |      |
| 식품물가                             | 0.6494  | 0.4979   | 1    |

<sup>2)</sup> 공공데이터 포털. <<https://www.data.go.kr/data/15014295/fileData.do?recommendDataYn=Y>>. 검색일: 2023. 9. 1.

## 5. 분석 결과

비선형 ARDL의 적용이 가능한지 확인하기 위해서는 단위근 검정이 요구된다. 이를 위해 본 연구는 Augmented Dickey-Fuller(Dickey & Fuller, 1979)와 Phillips-Perron(Phillips & Perron, 1988)의 단위근 검정 기법을 활용하였다. <표 3>에서 보는 바와 같이 5% 유의수준에서 모든 변수에서 두 가지 단위근 검정 그리고 COVID-19 이전과 이후의 기간에서 모두 최대 적분차수(Integrated Order)는 1인 것으로 나타났다. 이는 최대 적분차수가 모든 변수에서 2 미만이라는 것을 의미한다.

표 3. COVID-19 이전과 이후의 단위근 검정 결과

| COVID-19 이전(2017년 1월 - 2019년 12월) |      |           |                            |                    |            |                            |  |
|-----------------------------------|------|-----------|----------------------------|--------------------|------------|----------------------------|--|
| Constant                          |      |           |                            | Constant and Trend |            |                            |  |
|                                   |      | Level     | 1 <sup>st</sup> Difference |                    | Level      | 1 <sup>st</sup> Difference |  |
| ADF                               | InP  | -1.708    | -3.789 ***                 |                    | -2.582     | -3.720 **                  |  |
|                                   | InEX | -1.638    | -4.969 ***                 |                    | -2.291     | -5.286 ***                 |  |
|                                   | InC  | -1.638    | -7.677 ***                 |                    | -3.411 **  | -7.730 ***                 |  |
| PP                                | InP  | -2.904 ** | -5.155 ***                 |                    | -3.222 *   | -4.990 ***                 |  |
|                                   | InEX | -1.441    | -4.969 ***                 |                    | -2.118     | -5.286 ***                 |  |
|                                   | InC  | -2.071    | -7.677 ***                 |                    | -3.916 *** | -7.730 ***                 |  |
| COVID-19 이후(2020년 1월 - 2023년 4월)  |      |           |                            |                    |            |                            |  |
| Constant                          |      |           |                            | Constant and Trend |            |                            |  |
|                                   |      | Level     | 1 <sup>st</sup> Difference |                    | Level      | 1 <sup>st</sup> Difference |  |
| ADF                               | InP  | -0.813    | -5.934 ***                 |                    | -2.482     | -5.883 ***                 |  |
|                                   | InEX | -1.080    | -3.959 ***                 |                    | -1.961     | -3.968 ***                 |  |
|                                   | InC  | -1.781    | -4.179 ***                 |                    | -2.225     | -4.121 ***                 |  |
| PP                                | InP  | -1.300    | -5.089 ***                 |                    | -3.080     | -5.061 ***                 |  |
|                                   | InEX | -1.001    | -3.813 ***                 |                    | -1.765     | -3.815 **                  |  |
|                                   | InC  | -1.691    | -4.535 ***                 |                    | -2.006     | -4.477 ***                 |  |

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 유의수준을 의미한다. ADF는 Augmented Dickey Fuller 그리고 PP는 Phillips-Perron의 단위근 검정을 나타낸다. ADF와 PP 단위근 검정의 최적 시차는 SIC 기준에 의해 채택되었다.

이에 본 연구는 비선형 ARDL의 Bound 검정을 실시하였다. Bahmani-Oskooee and Fariditavana(2016)의 연구와 같이 Pesaran et al.(2001)의 3개 외생변수(Exogenous Variables)에 대해 5% 유의수준으로 판단하였을 때, COVID-19 이후 기간에서는 장기적인 균형 관계가 있는 것으로 나타난 반면, COVID-19 이전 기간에서는 장기적인 균형 관계가 없는 것으로 나타났다.

표 4. COVID-19 이전과 이후의 비선형 ARDL Bound Test

|                      | COVID-19 이전 | COVID-19 이후 |
|----------------------|-------------|-------------|
| $F$ -statistics(PSS) | 1.09        | 5.33        |
|                      | 임계값         |             |
| 유의수준                 | I(0)        | I(1)        |
| 10%                  | 3.47        | 4.45        |
| 5%                   | 4.01        | 5.07        |
| 1%                   | 4.52        | 5.62        |

주: Pesaran et al. (2001)의 3개의 외생변수의 1%, 5%, 그리고 10% 유의수준에서의 임계값을 unrestricted trend and unrestricted intercept인 조건에서 제시하였다.

〈표 5〉는 COVID-19 이전과 이후의 환율과 소비자 심리 지수의 장·단기 비선형 관계를 검정한 결과를 나타낸다. Wald 검정이 이를 확인하기 위해 활용되는데, 소비자 심리 지수는 5% 유의수준에서 COVID-19 이후 기간 장·단기 모두에서 비대칭적 관계가 있는 것으로 파악되었다. 그러나 환율의 경우, COVID-19 이후의 시기에 장기에는 비대칭성이 있는 것으로 나타났으나, 단기에서는 비대칭성이 없는 것으로 나타났다. 이에 반해, 5% 유의수준에서 COVID-19 이전의 시기에서는 환율과 소비자 심리 지수 모두에서 장·단기 비대칭적 관계가 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 환율이 안정적으로 유지되는 기간과 환율이 지속적으로 상승하는 기간에서 환율과 소비자 심리 지수의 변동에 따른 영향력이 다르다는 것을 의미한다. 즉, 환율이 안정적인 시기에는 환율과 소비자 심리 지수가 상승 또는 하락하는 것의 영향의 차이가 없으나, 환율이 지속적으로 상승하는 기간에는 환율과 소비자 심리 지수가 상승 또는 하락하는 영향의 차이가 장기에는 모두 존재하는 것으로 나타났다.

표 5. COVID-19 이전과 이후의 장·단기 비선형 검정

| 단기 비대칭성(Short-run Asymmetry) |                 |            |                 |            |
|------------------------------|-----------------|------------|-----------------|------------|
|                              | COVID-19 이전     |            | COVID-19 이후     |            |
|                              | $F$ -statistics | $P$ -value | $F$ -statistics | $P$ -value |
| InEX                         | 0.0070          | 0.9340     | 1.232           | 0.281      |
| InC                          | 0.1190          | 0.7340     | 8.928           | 0.008      |
| 장기 비대칭성(Long-run Asymmetry)  |                 |            |                 |            |
|                              | COVID-19 이전     |            | COVID-19 이후     |            |
|                              | $F$ -statistics | $P$ -value | $F$ -statistics | $P$ -value |
| InEX                         | 0.3545          | 0.5590     | 7.849           | 0.0110     |
| InC                          | 0.1863          | 0.6710     | 30.93           | 0.0000     |

〈표 6〉의 Panel A는 비선형 ARDL 모형의 단기 추정치를 나타낸다. 환율이 지속적으로 상승하는 COVID-19 이후 시기에 경기심리지수에 양(+)의 충격이 있는 경우 경기심리지수는 식품물가를 상승시키나, 음(-)의 충격이 있는 경우 경기심리지수는 식품물가를 하락시키는 것으로 나타났다. 구체적으로 단기에 경기심리지수에 양(+)의 충격이 있는 경우 환율이 1% 상승할 때 식품물가는 약 0.25% 상승

하는 것으로 나타났고, 경기심리지수에 음(-)의 충격이 있는 경우 환율이 1% 하락할 때 식품물가는 약 0.17% 감소하는 것으로 나타났다. COVID-19 이후 환율이 지속적으로 상승하는 시기에 환율에 양(+)의 충격이 있는 경우 단기적으로 식품물가에는 음(-)의 영향이 있는 것으로 나타났으나, 환율에 음(-)의 충격이 있는 경우 환율은 단기적으로 식품물가에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이 결과는 단기적으로는 환율에 의해 식품물가가 상승하지 않는다는 의미이다. ECT의 계수 값이 음의 값을 가지며 1% 유의수준에 유의하기 때문에, 장기균형으로 수렴한다는 가설을 지지하는 추정 결과이다. 물론 Narayan & Smyth(2006)에서 제시하였듯이 본 연구의 ECT 계수 값이 -1과 -2 사이에 존재하기 때문에 진동(Fluctuation)하면서 장기적으로 수렴한다.

표 6. COVID-19 이후 비선형 ARDL 장·단기 추정 결과

| 변수                  | 계수 값    |     | t-value | p-value |
|---------------------|---------|-----|---------|---------|
| Panel A: 단기         |         |     |         |         |
| $ECT_{t-1}$         | -1.0652 | *** | -3.61   | 0.0020  |
| $\Delta P_{t-1}$    | 0.6633  | **  | 2.69    | 0.0150  |
| $\Delta P_{t-2}$    | -0.0987 |     | -0.53   | 0.6000  |
| $\Delta P_{t-3}$    | 0.1045  |     | 0.55    | 0.5870  |
| $\Delta C_t^+$      | 0.2506  | **  | 2.31    | 0.0320  |
| $\Delta C_{t-1}^+$  | 0.0727  |     | 1.05    | 0.3050  |
| $\Delta C_{t-2}^+$  | 0.2322  |     | 3.34    | 0.0030  |
| $\Delta C_t^-$      | -0.0629 |     | -1.17   | 0.2550  |
| $\Delta C_{t-1}^-$  | -0.0748 |     | -1.36   | 0.1890  |
| $\Delta C_{t-2}^-$  | -0.1711 | **  | -2.45   | 0.0240  |
| $\Delta EX_t^+$     | 0.3141  |     | 1.64    | 0.1170  |
| $\Delta EX_{t-1}^+$ | -0.5942 | *** | -2.84   | 0.0100  |
| $\Delta EX_{t-2}^+$ | -0.2769 |     | -1.33   | 0.1990  |
| $\Delta EX_t^-$     | 0.1981  |     | 0.93    | 0.3650  |
| $\Delta EX_{t-1}^-$ | 0.2082  |     | 0.96    | 0.3470  |
| $\Delta EX_{t-2}^-$ | -0.2902 |     | -1.41   | 0.1740  |
| 절편                  | 4.5803  | *** | 3.6     | 0.0020  |
| Panel B: 장기         |         |     |         |         |
| $C^+$               | 0.2066  | *** | 3.8     | 0.0010  |
| $C^-$               | 0.0837  | *   | 1.76    | 0.0950  |
| $EX^+$              | 0.5013  | *** | 4.37    | 0.0000  |
| $EX^-$              | 0.2874  | *** | 3.48    | 0.0030  |



(계속)

| 변수                                    | 계수 값       | t-value | p-value |
|---------------------------------------|------------|---------|---------|
| Panel C: Diagnostic Test              |            |         |         |
| Model diagnostics                     | Statistics |         | p-value |
| Portmanteau test (18)                 | 10.940     |         | 0.8967  |
| Breusch/Pagan heteroskedasticity test | 0.058      |         | 0.8091  |
| Ramsey RESET test                     | 2.220      |         | 0.1253  |
| Jarque-Bera test                      | 0.513      |         | 0.7737  |
| Adj-R2                                |            | 0.58    |         |

주: \*\*\*, \*\*, 그리고 \*는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 유의수준을 나타낸다. 각 변수의 최적 시차는 BIC 기준으로 선정하였다.

〈표 6〉의 Panel B는 비선형 ARDL 모형의 장기 추정치를 나타낸다. COVID-19 이후의 시기에 경제 심리 지수의 음(-)과 양(+)의 충격은 식품물가 수준에 10% 유의수준에서 장기적인 영향이 있는 것으로 나타났다. 환율이 지속적으로 상승하는 COVID-19 이후에 경제 심리 지수의 양(+)의 충격은 장기적으로 식품물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 구체적으로 경제 심리 지수가 1% 상승할 때 식품물가는 약 0.21% 상승하는 것으로 나타났다. 경제 심리 지수의 음(-)의 충격도 장기적으로 식품물가를 상승시키는 것으로 분석되었다. 경제 심리 지수가 1% 하락할 때 식품물가는 약 0.084% 상승하는 것으로 나타났다. 즉, 환율이 지속적으로 상승하는 시기에 경제 심리 지수가 개선되거나 악화되는 모든 경우에서 식품물가는 상승하는 것을 알 수 있다. 그러나 경제 심리 지수가 악화될 때가 개선되는 때에 비해 식품물가 상승률이 낮은 것으로 분석되었다.

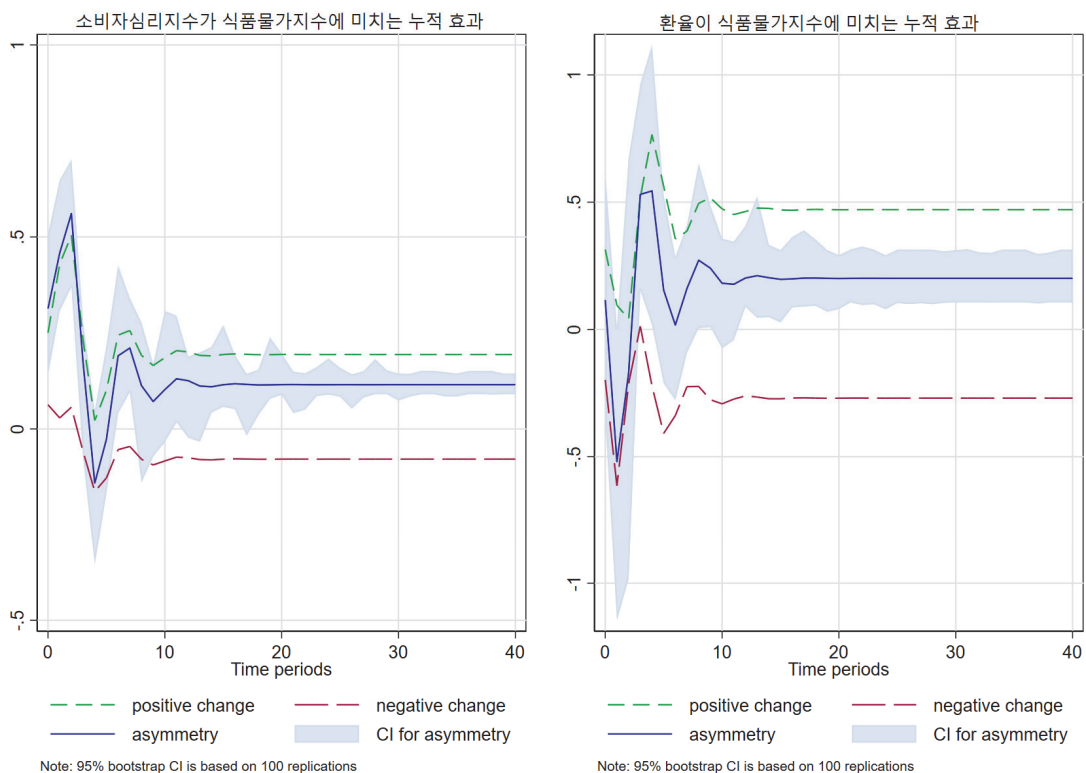
COVID-19 이후에 환율의 긍정적, 그리고 부정적 충격은 1% 유의수준에서 장기적인 영향이 있는 것으로 나타났다. 환율이 지속적으로 상승하는 동 기간 동안 환율의 긍정적 충격은 식품물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 구체적으로 환율이 1% 인상될 때 식품물가는 약 0.5% 상승하는 것으로 분석되었다. COVID-19 이후 기간에 환율의 부정적 충격 또한 식품물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 구체적으로 환율이 1% 인하될 때 식품물가는 약 0.29% 상승하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 환율이 지속적으로 상승할 때 환율의 단기 변동은 식품물가 상승을 억제하지 못한다는 것을 시사한다.

〈표 6〉의 Panel C는 비선형 ARDL의 진단(Diagnostic) 검정 결과를 나타낸다. 계열상관(Serial Correlation)을 검정하기 위해 Portmanteau 검정을 시행하였다. Portmanteau 검정의 귀무가설은 계열상관이 없다인데, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하였기 때문에 계열상관은 없다고 판단된다. Breusch/Pagan 이분산성 검정(heteroskedasticity test)의 귀무가설은 '이분산성이 존재하지 않는다'이다. 검정 결과 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하지 못하였기 때문에 이분산성은 존재하지 않는다고 판단된다. Ramsey RESET 검정은 본 계량모형이 적절하게 설정되었는지를 검정하는 방법으로서, 귀무가설은 '계량모형이 적절하게 설정되었다'이다. 검정 결과, 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하지 못하였기 때문에 모형이 적절하게 설정되었다고 판단된다. Jarque-Bera 정규성 검정의 귀무가설은 '자료가 정규분포를 따른다'이다. 검정 결과, 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하지

못하였기 때문에 정규성은 담보된다고 판단된다. 또한, Variance Inflation Factors(VIF) 검정을 별도로 실시한 결과, 모든 변수에서 5 미만을 나타냈기 때문에 다중공선성(Multicollinearity) 문제에서도 자유롭다고 판단된다.

〈그림 4〉는 소비자 심리 지수와 환율의 누적 효과를 나타낸 것이다. 소비자 심리 지수와 환율 모두에서 누적효과가 긍정적(+)임을 확인할 수 있다. 이는 본 연구의 추정 결과와 같이 환율 전가의 비대칭성이 존재하며, 환율이 상승할 때는 식품 물가 지수가 상승하고 환율이 하락하는 기간에는 식품 물가 지수가 하락하지 않는다는 결과를 지지한다.

그림 4. 소비자 심리 지수와 환율의 식품물가 영향의 누적 효과



주: CI는 95% 신뢰구간을 의미한다.

## 6. 결론 및 시사점

본 연구는 환율이 안정적인 시기와 환율이 지속적으로 상승하는 시기에 환율이 우리나라 식품물가에 미치는 영향이 상이할 것이라고 판단하고 연구를 진행하였다. 왜냐하면, 국내 식품 원재료의 상당 부분이 외국 원재료에 의존하고 있기 때문에 환율의 상승은 원료비용의 상승을 유발하고, 이는 식품물가의 상승으로 연결될 수 있기 때문이다. 이에 본 연구는 환율이 안정적이었던 COIVD-19 이전과 환율이

지속적으로 상승한 COVID-19 이후에 환율이 식품물가에 미치는 영향을 비선형 ARDL을 활용하여 분석하였다.

분석 결과, COVID-19 이전 환율이 안정적인 시기에는 환율은 식품물가와 장기적인 균형 관계도 존재하지 않을 뿐 아니라, 환율과 식품물가 사이의 비대칭성도 존재하지 않았다. 이에 반해, COVID-19 이후 환율이 지속적으로 상승한 시기에는 환율과 식품물가 사이에 장기적인 균형 관계가 존재할 뿐 아니라, 환율과 식품물가 사이의 비대칭성이 장기에 존재하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 식품 가격의 하방경직성으로 인해 환율이 안정적인 시기 즉 수입 원재료 가격의 변동이 환율로 인해 크지 않은 경우에는 장기 균형 관계가 존재하지 않으나, 환율이 지속적으로 상승하거나 고환율이 유지되는 구간에서는 식품 가격의 상승 요인이 원재료 가격 상승으로 억제되지 않아 환율과 식품 가격 사기에 장기 균형 관계가 존재한다고 판단된다.

환율과 식품물가 사이에 비대칭성과 장기적인 균형 관계가 존재하는 COVID-19 이후 시기의 비선형 ARDL 추정 결과 장기에 환율과 경제 심리 지수는 양(+)의 충격일 때와 음(-)의 충격일 때 모두 식품물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 그리고 환율과 경제 심리 지수 모두에서 긍정적 충격일 때 환율 및 경제 심리 지수로 인한 식품물가 상승 효과가 부정적 충격일 때에 비해 더 큰 것으로 파악되었다. 이와 같은 결과는 환율이 지속적으로 상승하거나 고환율이 유지되는 구간 즉, 식품원재료 가격이 상승하는 구간에서는 환율 및 수요 변동으로 인한 효과가 식품물가를 지속적으로 상승시킨다는 것을 의미한다.

본 연구의 결과는 크게 두 가지 정책적인 시사점이 있다. 첫째, 환율이 안정적인 시기에는 환율과 식품물가 사이의 장기적인 균형 관계가 존재하지 않기 때문에, 이러한 시기에는 단기적인 정책접근이 필요하다고 판단된다. 둘째, 환율이 지속적으로 상승하거나 고환율이 유지되는 기간에는 환율과 식품물가 사이의 장기적인 균형 관계가 존재할 뿐 아니라 환율이 단기적으로 상승하거나 하강하는 부분 모두에서 식품물가를 상승시키는 것을 고려했을 때, 식품물가를 안정적으로 유지하기 위해서 식품기업에 대한 수입 원재료 구입 비용 지원과 같은 정책적 개입이 요구된다고 판단된다. 예를 들어, 2022년 6월부터 올해 2월까지 시행된 농림축산식품부의 밀가루 가격 안정 지원 사업은 밀가루를 원료로 사용하는 식품기업의 비용 증가 부담을 완화할 수 있었으며, 나아가 식품물가의 안정, 그리고 가계지출의 절감에도 기여할 수 있다. 왜냐하면, 식품 가격의 하방경직성을 고려할 때, 환율이 지속적으로 상승하는 구간에 올라간 식품물가는 환율이 하락하고 안정적인 상태로 복귀하더라도 예전 수준으로 단기간 내에 회복될 수 없기 때문이다. 우리나라와 같이 곡물이나 식품 원재료의 해외의존도가 높은 농식품 순수입국의 경우, 환율이나 국제 통상환경의 급격한 변화에 정부 차원에서 원재료 가격안정을 도모하는 선제적인 대응은 국내 식품물가를 안정적으로 유지하는데 효과적일 것으로 판단된다.

그러나 본 연구의 결과를 일반화하기에는 다음과 같은 한계점이 존재한다. 환율이 안정적인 시기와 환율의 상승시기에 환율의 식품물가 전가효과가 다를 수 있다는 점을 일반화하기 위해서는 코로나 이전의 구간을 좀 더 세분화하여 비교분석할 필요가 있다. 다만 <그림 1>에서 보는 바와 같이 2007년과

2008년의 글로벌 금융위기 시기 이외에는 환율이 지속적으로 상승하고 오버슈팅되는 구간이 거의 존재하지 않는다는 점에서 본 연구는 이 부분에 대해서는 추가적인 분석을 시행하지 않았다. 그러나, 향후 환율이 지속적으로 상승하는 시점이 도래한다면 2007년과 2008년 구간, 코로나19 이후의 구간, 그리고 미래 환율 상승 구간을 비교 분석하는 연구가 필요할 것이다. 또한, 식품물가의 변동성에 직접적인 영향을 미치는 수입 원료 가격 변동 자체가 통제되지 않았다는 점도 본 연구의 한계점이다. Afzal et al.(2010)에서 제시된 바와 같이 ARDL 모형은 Omitted Variable 문제에서 상대적으로 자유롭기 때문에, 본 연구 결과의 타당성 및 객관성은 담보된다고 판단되나, 향후 좀 더 정확한 결과 도출을 위해서는 수입 원료 가격을 통제할 수 있는 방법을 강구해 실증분석에 반영할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 김종진, 박성진, 박지원. (2020). 수입곡물 가격 변동이 국내 소비자 물가에 미치는 영향 분석. *농촌경제*, 43(2), 29-58.  
<http://doi.org/10.36464/jrd.2020.43.2.002>
- 김용준. (2022). 농식품 물가상승으로 인한 장바구니 경제의 딜레마. *이슈 & 진단*, 1-25.
- 농림축산식품부 보도자료. (2022). “농식품부, 하반기 국내 밀가루 가격 안정에 나선다.” (2022. 7. 5.)
- 온기운. (2015). 원화환율 변동에 따른 수입 물가 전가율 분석과 시사점. *국제통상연구*, 20(3), 57-83.
- 윤은기, 박소연. (2023). 코로나 19 대응 재정정책 및 통화정책에 대한 해외 사례 연구. *한국의회학회보*, 6(1), 5-30.
- 이근영. (2009). 수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과. *경제학연구*, 57(4), 39-71.
- 이성구. (2010). 국내 자동차산업 수입 물가에 대한 환율전가효과. *금융지식연구*, 8(1), 59-82.
- 이용선, 성명환, 정학균, 전해미, 오세익. (2011). 수입 원재료 가격 상승의 식품물가 파급영향과 대응방향. 한국농촌경제연구원 정책연구보고서, 1-91.
- 장봉규. (2021). 우리나라 수입물가의 비대칭적 비선형적 환율전가 연구. *경제연구*, 39(3), 37-59.
- 차혜경. (2008). 수입물가의 환율전가 결정요인 분석. *경제학연구*, 56(4), 119-157.
- 최용재. (2013). 패널자료를 이용한 수입물가로의 환율전가도 추정. *관세학회지*, 14(4), 213-234.
- 한국농수산물유통공사. (2022). 식품산업 원료소비 실태조사
- 황의식, 황윤재, 김태이. (2012). 가공식품물가의 장단기 변동요인과 대응방안. 한국농촌경제연구원 기본연구보고서, 1-136.
- 공공데이터포털. <<https://www.data.go.kr/data/15014295/fileData.do?recommendDataYn=Y>>. 검색일: 2023. 9. 1.
- 미국 연방준비은행. Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items in U.S. City Average. (CPIAUCSL), <<https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>>, 검색일: 2023. 9. 1.
- 통계청 국가통계포털(KOSIS). 소비자 물가지수. <<https://kosis.kr/index/index.do>>. 검색일: 2023. 9. 1.
- 한국은행 경제통계시스템. 대미달러 환율, 경제심리지수. <<https://ecos.bok.or.kr/#/SearchStat>>. 검색일: 2023. 9. 1.
- Acuña, G., Echeverría, C., & Pinto-Gutiérrez, C. (2020). Consumer confidence and consumption: Empirical evidence from Chile. *International Review of Applied Economics*, 34(1), 75-93.  
<https://doi.org/10.1080/02692171.2019.1645816>
- Afzal, M., Farooq, M. S., Ahmad, H. K., Begum, I., & Quddus, M. A. (2010). Relationship between school education and economic growth in Pakistan: ARDL bounds testing approach to cointegration. *Pakistan Economic and Social Review*, 39-60.
- Allen, D. E., & McAleer, M. (2021). A Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (nardl) Analysis of the ftse and s&p500 Indexes. *Risks*, 9(11), 195. <https://doi.org/10.3390/risks9110195>
- Al-Mulali, U., Saboori, B., & Ozturk, I. (2015). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam. *Energy Policy*, 76, 123-131. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.11.019>
- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open Economies Review*, 27(1), 51-70. <https://doi.org/10.1007/s11079-015-9369-5>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Jiang, Y., Batool, Z., Raza, S. M. F., Haseeb, M., Ali, S., & Zain Ul Abidin, S. (2022). Analyzing the asymmetric effect of renewable energy consumption on environment in STIRPAT-Kaya-EKC framework: a NARDL approach for China. *International Journal of Environmental Research and*

- Public Health*, 19(12), 7100. <https://doi.org/10.3390/ijerph19127100>
- Jorda, O., & Nechio, F. (2023). Inflation and wage growth since the pandemic. *European Economic Review*, 156, 104474. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2023.104474>
- Juhro, S. M., & Iyke, B. N. (2020). Consumer confidence and consumption expenditure in Indonesia. *Economic Modelling*, 89, 367-377. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.11.001>
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji-U.S. migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342. <https://doi.org/10.1093/cep/byj019>
- 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>
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314. [https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3\\_9](https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9)