

# 소비자가 체감하는 밥상 물가는 공식 물가와 어떻게 다른가?

조남욱\*, 김성용\*\*

## Contents

1. 서론	51
2. 체감물가 지수 산정의 선행 연구 검토	53
3. 분석 방법 및 자료	55
4. 분석 결과	60
5. 요약 및 시사점	72

## Keywords

밥상 물가지수(Perceived food price index), 손실 회피(Loss aversion), 구매빈도(Purchase frequency)

## Abstract

통상적인 지출액 가중 방식의 공식 물가지수가 소비자가 체감하는 밥상 인플레이션을 충분히 설명하지 못한다는 논의가 많다. 이 연구에서는 이러한 점에 착안하여 공식 물가의 보조지표로서 라스파이레스 물가 산정 방식에 구매빈도 가중치와 손실 회피 개념을 반영하여 식품 구매자가 체감하는 밥상 물가지수를 구축하였다. 실증 분석 결과, 구매빈도 가중치와 지출액 가중치 간에는 뚜렷한 이질성이 확인되었으며, 특히 자주 구매하는 필수 식료품에서 큰 가격변동이 관찰되었다. 밥상 인플레이션은 품목별 가중치의 이질성만 고려해도 공식 인플레이션보다 변동성이 더 큰 것으로 나타났다. 두 지수 간의 괴리는 물가 국면에 따라 다르게 나타났는데 특히 상승기에 두 지수 차이가 크게 확대되는 경향을 보였다. 밥상 물가에 대한 민감도는 선행 연구와 마찬가지로 저소득층과 고령층 즉, 상대적 취약계층에서 더 크게 나타났다. ARDL-ECM 분석 결과, 밥상 물가 변동은 공식 물가보다 2배 이상 민감하게 반응하는 것으로 추정되었고, 균형 이탈 시 조정되는 평균 기간도 약 3개월로 확인되었다. 이러한 결과는 소비자의 체감이 반영된 밥상 물가지수를 구축하여 공식 물가지수를 보완하는 데 활용할 필요가 있음을 시사한다. 이는 물가 당국의 정책 대응 정확도와 신뢰성을 높이는 데에도 기여할 것으로 보인다.

\* 경상국립대학교 대학원 농업경제학과 박사과정. e-mail: ukjo@krei.re.kr

\*\* 경상국립대학교 식품자원경제학과 교수, 농업생명과학연구원 책임연구원, 교신저자. e-mail: sungyong@gnu.ac.kr

# How do consumers' perceptions of food prices differ from official inflation figures?

Jo Nam-Uk\*, Kim Sung-Yong\*\*

## Keywords

Perceived food price index, Loss aversion, Purchase frequency

## Abstract

There is broad consensus that the official consumer price index, which uses conventional expenditure weights, does not accurately reflect the inflation experienced by consumers when purchasing food. Based on this premise, we developed a food price index that reflects the actual inflation perceived by food shoppers. This index was constructed by incorporating purchase frequency weights and the concept of loss aversion into the Laspeyres price index. Perceived food inflation was more volatile than official inflation, even when considering only the heterogeneity of item-specific weights. The empirical analysis revealed significant heterogeneity between purchase-frequency weights and expenditure weights, with substantial price fluctuations observed, particularly for frequently purchased essential food items. The divergence between the two indices varied across price cycles, with the gap tending to widen significantly during periods of rising prices. The analysis further indicated that low-income groups and older adults were particularly sensitive to fluctuations in perceived food prices. The Autoregressive Distributed Lag-Error Correction Model analysis estimated that perceived food price inflation was approximately 2.12 times more sensitive to official price inflation, with an average adjustment period following deviations from equilibrium estimated at approximately three months. These findings highlight the need to construct a perceived food price index to supplement the official price index, thereby enhancing the accuracy and reliability of policy responses by policymakers and price authorities.

---

\* Ph.D. Student, Department of Agricultural Economics, Gyeongsang National University, e-mail:ukjo@krei.re.kr

\*\* Professor, Department of Food and Resource Economic, Gyeongsang National University(Inst. of Agri & Life Sci),  
Corresponding author. e-mail:sungyong@gnu.ac.kr

## 1. 서론

최근 몇 년 동안 우리나라 경제 전반에서 반복적으로 나타나는 문제가 하나 있는데, 그건 바로 ‘식(食)’에 해당하는 밥상 물가의 상승이다.<sup>1)</sup> 밥상 물가의 특징은 다양하다. 우선, 이를 구성하는 품목은 소파나 자동차와 같은 내구재와 달리 일상적으로 구매빈도가 잦고, 가격 탄력성이 상대적으로 작은 식료품이 주를 이룬다. 이러한 품목은 필수재 성격이 강하여 소비자는 가격 변화에 민감하게 반응하게 되고, 개별 식품의 가격 변화를 전체 물가 변동으로 곡해하게 된다. 또한, 가계 지출에서 식료품이 차지하는 비중이 여타 항목보다 커, 밥상 물가의 상승은 가계의 실질 가처분소득 감소를 초래한다. 특히 소득 1분위 계층의 식품 지출 비중이 약 20%에 달한다는 점은(국가데이터처, 2025a), 취약계층일수록 밥상 물가 상승에 따른 식품 구매력 저하의 영향을 크게 받아 건강하고 균형 잡힌 식생활 유지에 제약을 받을 가능성이 높음을 의미한다(Lock et al., 2009). 아울러 식품 가격 변화가 여타품목의 가격 변화보다 소비자가 체감하는 물가에 미치는 영향이 크며(Abildgren & Kuchler, 2021), 그 가격 변화가 급격하고 예측 불가능할 때 시장·정치·사회적 안정성을 심각하게 교란하여 국민 불안을 초래할 수 있다는 점도 밥상 물가의 중요성을 시사하는 대목이라 할 수 있다(Bellemare, 2015). 따라서 밥상 물가에 대해 정확히 이해하고 파악한다는 것은 효과적인 물가정책을 수립하기 위한 선행 조건이라고 볼 수 있다.

우리나라는 소비자물가라는 공식 지표를 통해 물가정책을 수립하고 있으며, 그로부터 파생되는 많은 정책 결정 과정에서 해당 물가를 핵심 지표로 활용하고 있다. 그렇다면 이러한 공식 지표는 소비자가 인지하는 밥상 물가, 소위 체감물가를 충분히 포착할 수 있을까? 다수의 연구와 언론매체에 따르면, 두 지표의 구조와 영향 요인이 서로 달라, 공식 지표만으로 체감물가를 설명하기에는 한계가 있다(Bruine de Bruin et al., 2011; Hałka & Łyziak, 2015; Ranyard et al., 2008; 조남욱·김성용, 2025a).<sup>2)</sup>

통상적으로 공식 물가는 가구의 평균 지출액만을 반영하여 산정된다. 이와 달리 체감물가에는 가격 상승과 하락을 비대칭적으로 인지하는 손실 회피(Loss aversion)가 반영되어 가격상승에 민감한 소비자일수록 가격상승을 더 자주, 더 강하게 경험할 가능성이 크다(Jungermann et al., 2007). 또한, 구매빈도가 높은 품목일수록 가격 변화에 대한 소비자의 민감도가 높아진다는 심리학적 근거(Ranyard et al., 2008)와 소비자마다 장바구니 구성이 불일치한다는 점도 체감물가에 영향을 주는 요인으로 알려져 있다(Bentancor & Pincheira, 2014). 두 지표 간 차이는 개인의 왜곡된 인식으로 끝나지 않고 기대 인플레이션에 악영향을 미쳐, 경제 전반의 불안정과 사회 불평등으로까지 이어질 가능성이 높다(Ranyard et al., 2008). 따라서 많은 국가에서는 공식 물가와 체감물가의 차이를 중요한 과제로 인식하고, 이를 규명하고 해소하기 위한 다양한 연구를 수행하고 있다(Bruine de Bruin et al., 2011;

1) 밥상 물가는 사전적으로 명확히 정의된 표준어는 아니지만 대략 밥상에 오르는 음식 재료나 식료품의 전반적인 가격 수준으로 식생활과 관련된 물품의 값으로 통용된다.

2) 공식 물가는 객관성을 가지고 작성되지만, 체감물가는 개인의 주관적 입장이 주를 이루고, 산정에 고려되는 가중치 역시 다르다(조지성 외, 2015; 허태호 외, 2020).

Abildgren & Kuchler, 2021).

국내에서도 이러한 문제의식을 바탕으로 관련 연구가 이루어졌으나, 여전히 일부 한계점이 존재한다. 우선, 장인성(2011)과 박성욱·장민(2021)은 파셰지수와 피셔지수를 이용하여 체감지수를 산정하였으나 체감물가를 형성하는 주요 구성 요인을 고려하지 않고, CPI 산정에 이용된 지출액 가중치를 그대로 적용하였다. 한국은행(2025)은 설문조사를 통해 매월 소비자물가 인식을 공표하고 있으나 지수(Index) 형태가 아니며,<sup>3)</sup> 무엇보다 밥상 물가만을 반영한 지표라고 보기 어렵다.<sup>4)</sup> 조남욱·김성용(2025b)은 설문조사의 정성적 자료를 이용하여 식품 구매자가 직면한 밥상 물가지수를 산정하였으나 방식에 따라 결과가 달라지며(Brachinger, 2008), 매월 설문조사가 이루어져야 지수 산정이 가능하다는 문제가 있다.

이 연구는 밥상 물가에 대한 소비자의 주관적 인식을 라스파이레스 방식으로 지수화하여 체감물가를 산출하는 것을 목적으로 하며, 다음과 같은 측면에서 선행 연구와 차별화된다.

첫째, 소비자의 체감물가 형성에 영향을 미치는 이론적 근거(구매빈도, 손실 회피)에 기반하여 식품의 체감물가 지수인 밥상 물가를 월 단위로 산출한 후 이를 공식 물가와 비교하였다. 특히, 공식 물가와 밥상 물가의 형성 메커니즘이 다르다는 점에 착안하여 품목별 가중치 구조 차이, 지수별 변동성의 크기와 방향 차이, 그리고 물가 국면별 차이 여부 등을 중점적으로 살펴보았다.

둘째, 구매빈도 가중치와 손실 회피 개념을 이용하여 독일 소비자가 체감하는 물가지수를 산정한 Brachinger(2008)의 가중치 산출 방식과 차별화하였다. Brachinger(2008)는 품목별 구매빈도 가중치를 산출할 때 가용한 자료의 제약으로 CPI의 총지출액을 품목별 기준시점 평균 가격으로 나눈 후 지출 비중을 곱하는 방식으로 근삿값을 도출하였다. 이는 구매빈도보다는 수량에 가까운 값으로, 실제 구매빈도를 과대 또는 과소평가할 가능성이 있다. 반면, 이 연구는 농촌진흥청의 ‘농식품 소비 정보 DB’로부터 품목별 개별 가구의 실제 구매빈도를 계산하였다. 해당 자료는 소비자 패널 가구의 일별 가계부 및 영수증 정보를 기반으로 구축되어 있어, 품목별 연간 구매빈도를 파악할 수 있다는 장점이 있다. 이를 위해 3개년(2017년, 2020년, 2022년) 동안 총 3,063호 표본 가구가 제공한 약 225만 건의 거래 내역을 분석·집계하여 품목별 구매빈도를 산출하였다.

셋째, 소비자의 인구사회경제 특성에 따라 물가 인식이 다르고, 취약계층에서 물가 상승으로 인한 경제적 불평등이 커진다는 선행 연구 결과(Germán et al., 2018)를 고려하여, 밥상 물가가 연령과 소득 계층별로 어떤 차이를 보이는지도 검토하였다.

넷째, 식품 장바구니 구성에 따른 체감물가의 차이를 분석하였다. 이를 위해 장바구니 구성을 신선식품과 신선 외 식품으로 구분하여 체감물가를 산정한 후에 지수 수준과 인플레이션을 측면에서 공식 물가와 비교하였다.

3) 소비자동향 지수는 소비자의 경제 상황에 대한 인식과 향후 소비지출전망 등을 설문조사 하여 그 결과를 지수화한 통계자료이며, 균형 통계 방식과 유사하다.

4) 이 연구에서 계측한 밥상 물가지수와 소비자동향 지수 추이를 비교한 결과, 큰 괴리가 있는 것으로 확인되었다.

마지막으로, 공식 물가의 정책적 보조지표로서 밥상 물가의 활용 가능성을 검토하기 위해 두 지표의 직접적인 비교 외에도 공식 인플레이션율과 밥상 인플레이션율의 장기균형 관계와 단기 동행성 여부를 분석하였다. 후술하겠으나 공식 인플레이션율이 1%p 변화할 때, 체감 인플레이션율은 2배 이상(2.12%p)의 과민 반응을 보이는 것으로 추정되었다.

2025년 12월 소비자물가지수는 117.6(전년 동월 대비 2.3% 상승)으로 금융 위기 이후 최고치를 기록하였고, 현 정부도 민생과 물가 안정을 최우선 과제로 삼고 있다. 이러한 현실을 미루어 볼 때, 밥상 물가지수의 계측 연구는 현시점에서 매우 높은 시의성을 가진다고 판단된다. 아울러 체감지수로서의 밥상 물가는 공식 물가의 보조지표로 향후 밥상 물가동향과 예측, 그리고 관련 연구에 기초자료로 이용될 수 있을 것으로 기대된다.

이 논문의 구성과 주요 내용은 다음과 같다. 제2장에서는 체감물가 지수 산정 방식에 대한 국내외 선행 연구 결과를 정리하였다. 제3장은 분석 방법과 자료로 밥상 물가지수 산정 방식과 두 지수 간 관계를 나타내는 장기균형 모형, 그리고 밥상 물가 산정에 사용된 자료를 설명하였다. 제4장은 분석 결과로, 밥상 물가지수의 산정 결과와 공식 물가와와의 차이점, 두 지수 간의 관계 등을 제시하였다. 제5장은 결론과 정책 시사점이다.

## 2. 체감물가 지수 산정의 선행 연구 검토

체감물가에 대한 정책적 관심과 중요성이 확대되면서, 학계에서는 이를 파악하기 위한 다양한 산정 방식이 논의되었고, <표 1>은 이 연구와 직접적으로 관련되는 산정 방식의 일부를 정리한 것이다.

먼저, Rosenblatt-Wisch & Scheufele(2015)는 물가에 대한 주관적 인식을 확률 분포로 표현할 수 있다는 가정에 근거하여, 체감물가 분포의 평균, 표준편차, 무차별 구간의 크기를 미지수로 하는 연립방정식을 구축하여 지수를 산출하였다. Łyziak(2010)은 소비자가 현재 느끼고 있는 물가 수준에 대한 설문조사의 정성적 척도 응답을 활용하여, ‘가격이 높다’고 응답한 소비자의 평균 가격상승 폭과 ‘가격이 낮다’고 응답한 평균 가격 하락 폭이 동일하다는 가정하에 가중치를 부여하는 균형 통계 접근법을 제안하였다. 조남욱·김성용(2025b)은 설문조사 시 발생하는 응답자의 불성실한 대답의 영향을 최소화하기 위해 물가 구간별로 소비자가 균등하게 분포한다는 중위수 접근법을 고려하여, 구간 값을 추정하는 방식을 제안하였다. Zulkifli et al.(2023)은 소비자의 인식과 선호가 재화와 서비스 가격에 영향을 미친다는 가정하에 가격 인식과 태도를 CPI에 반영하는 문항반응이론(Item Response Theory: IRT)<sup>5)</sup>을 이용한 접근법을 제시하였다. 황성윤·정태훈(2023)은 스캐너 데이터를 이용하여 동일한 구성의 장바구니를 실제 지불 가격과 평균 지불 가격으로 각각 구매하였을 때의 비율을 이용한 상대 물가지수

5) 응답자의 잠재적 인식 수준과 문항 특성을 확률 모형화하여 설문 응답으로부터 잠재 변수를 추정하는 계량적 접근법이다.

를 제안하였다. 상대 물가지수는 두 지불 가격이 일치할 경우, 1의 값을 가지고, 지출 금액이 평균 지불 가격보다 크다면, 1보다 큰 값을 가지게 된다. 장인성(2011)은 라스파이레스와 파쉐의 기하 평균값에 해당하는 피셔 방식을 이용하여 고정형과 연쇄형 물가지수를 산출하였다. 조지성 외(2015)는 AHP 분석을 통해 산출된 다섯 가지 요인을 가중치로 설정하여 가공식품의 체감지수를 계산하였다.

전술한 바와 같이 이들 지표는 장바구니 구성에 식품 외 품목이 포함되어 있거나, 구매빈도나 손실 회피와 같이 체감물가를 형성하는 주요 구성 요인을 충분히 고려하지 않거나, 설문조사 기반의 물가 인식 지표라는 점에서 이 연구에서 다루고자 하는 밥상 물가와 차이를 가진다.

표 1. 국내외 체감물가 지수 산정 방식

자료	특징	저자	지수 산정 방식
설문 조사	확률 분포를 가정하여 지수 계측	Rosenblatt-Wisch & Scheufele (2015)	$\mu = \eta \frac{a+b}{a+b-2c}, \sigma = \frac{-2\lambda}{a+b-2c}, \xi = \eta \frac{a-b}{a+b-2c}$ <p><math>a, b, c</math>: 체감물가 응답 범주별 비율에 대응하는 <math>X</math>축의 값  <math>\eta</math>: 적정 인플레이션, <math>\mu</math>: 평균, <math>\sigma</math>: 표준편차, <math>\xi</math>: 무차별 구간 크기</p>
	가격 상승폭과 하락폭을 동일하게 반영	Łyziak (2010)	$per = 1 \times x_1 + 0.5 \times x_2 + 0 \times x_3 + (-0.5) \times x_4 + (-1) \times x_5$ <p><math>x_1 \sim x_5</math>: 설문조사 전체 응답에서 각 범주에 해당하는 응답 비중  <math>\pm 1, \pm 0.5</math>: 각 범주에 해당하는 가중치</p>
	체감물가 구간별로 소비자가 균등하게 분포한다고 가정	조남욱·김성용 (2025b)	$per = l + \left( \frac{0.5 \times n - ml}{m} \right) \times r_m$ <p><math>M</math>: 중위수(체감물가), <math>l</math>: 중위수 포함된 응답 구간 하한값, <math>n</math>: 전체 응답자 수  <math>ml</math>: 중위수 응답 구간 하한값 이전까지 누적 응답자 수(<math>-\infty \sim low</math>)  <math>m</math>: 중위수 해당하는 응답 구간 응답자 수, <math>r_m</math>: 중위수 해당하는 구간 폭</p>
	IRT를 기존 CPI에 적용	Zulkifli et al. (2023)	설문조사를 통해 수집한 소비자 가격 인식과 태도에 문항반응이론(IRT)을 적용하여, 품목별 잠재가격을 추정된 뒤, 기존 CPI와 결합하여 계측
스캐너 데이터	실제 고객 거래 정보를 이용하여, 상대 물가 수준 산출	황성윤·정태훈 (2023)	$\tilde{p}_m^j = \frac{X_m^j}{Q_m^j}$ <p><math>X_m^j</math>: 소비자 <math>j</math>가 <math>m</math>월 동안 실제로 지출한 총금액  <math>Q_m^j</math>: 동일한 장바구니를 월평균 구매 가격으로 지출한 총금액</p>
CPI 지출액	다양한 물가 산정 방식 적용	장인성 (2011)	피셔 방식으로 고정 및 연쇄 체감물가 지수 산출
AHP 조사	AHP 결과 가중치 적용	조지성 외 (2015)	AHP 조사를 통해 소비측면(평균 지출액 비중, 구매빈도, 소득 2분위 지출액 비중)과 시장측면(물가 파급효과, 가격변동성) 요인을 연도별로 측정한 후 가중치 산출하여 라스파이레스 방식으로 체감물가 산출

자료: 저자 작성.

### 3. 분석 방법 및 자료

#### 3.1. 밥상 물가지수 산정

우리나라는 식 (1)과 같이 라스파이레스 방식을 적용하여 공식 물가를 산출한다.<sup>6)</sup>

$$\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_i^t}{p_i^b} \right) \times w_i^b = \sum_{i=1}^n \left( \frac{p_i^t - p_i^b}{p_i^b} + 1 \right) \times w_i^b \quad (1)$$

식 (1)에서  $p_i^b$ 와  $p_i^t$ 는 각각 품목  $i$ 의 기준 시점  $b$ 와 비교 시점  $t$ 의 가격을 의미한다.  $w_i^b$ 는 기준 시점  $b$ 에서 측정된 품목  $i$ 의 지출액 가중치로 공식 물가에서 해당 품목의 상대적 중요성을 나타낸다. 이러한 라스파이레스 방식은 품목의 가격 변화를 물가 변동으로 해석한다는 것이 특징이다. 이 연구에서는 전체 품목의 가중치 합이 100이 되도록 개별 품목의 가중치를 정규화하는 과정을 거쳤다.<sup>7)</sup>

밥상 물가, 즉 체감물가<sup>8)</sup> 또한 품목 가격 변화에 대해 소비자가 어떻게 인지하고 반응하는가를 파악한다는 측면에서, 라스파이레스 방식 적용이 가능하나 두 가지 점을 고려할 필요가 있다. 먼저, 공식 물가와 밥상 물가를 비교하는 것이 목적이므로, 두 지수의 기준 시점이 동일해야 한다. 따라서 기준 시점에서 밥상 물가  $p_i^{per}$ 는 공식 물가  $p_i^b$ 와 같아야 한다.<sup>9)</sup> 둘째, 소비자는 자주 구매하는 품목의 가격 변화에 영향을 크게 받는다는 체감물가의 특징을 고려하여, 품목별 지출액 가중치  $w_i^b$  대신 구매빈도 가중치  $m_i^{per}$ 로 대체할 필요가 있다.<sup>10)</sup>

$$\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_i^t - p_i^b}{p_i^b} + 1 \right) \times w_i^b \Rightarrow \sum_{i=1}^n \left( \frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}} + 1 \right) \times m_i^{per} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2)$$

$$\therefore p_i^b = p_i^{per}, \quad \sum_{i=1}^N m_i^{per} = 1$$

6) 매년 기준시점이 갱신되는 연쇄지수도 고려될 수 있다. 하지만 이는 가격과 가중치 변화가 누적 적용되는 구조이므로 특정 시점의 체감물가 변화가 해당 시점의 영향만으로 결정된다고 해석하기 어렵다. 또한 국가데이터처에서도 월별 연쇄형 지수를 공식적으로 공표하고 있지 않다. 이러한 이유로 이 연구에서는 현 공식 물가와 비교가 쉽고, 해석의 일관성을 확보할 수 있는 고정형 라스파이레스 방식을 적용하였다.

7) 소비자물가지수의 대표 품목에 부여되는 가중치 총합은 1,000이다. 이 연구는 전체 소비자물가지수의 대표 품목 중 식료품에 해당하는 품목만을 분석 대상으로 선택하되, 국가데이터처가 공표한 원 가중치를 기준으로 식료품 품목별 가중치의 상대적 비중이 유지되도록 정규화하여 가중치 총합이 100이 되도록 조정하였다.

8) 이 연구에서 밥상 물가는 소비자가 체감하는 식품의 물가라는 의미로 체감물가와 혼용하여 사용한다.

9) 만약 공식 물가가 2020년=100을 기준으로 한다면, 밥상 물가지수도 2020=100을 기준으로 비교해야 한다.

10) 체감물가에 적용하는 가중치는 연구 목적에 따라 다양하게 구성할 수 있다. 예를 들어 기존 소비지출 비중에 구매빈도를 반영하거나, 특정 품목의 미디어 노출 빈도를 고려하는 방식도 가능하다. 하지만, 이 연구는 구매빈도가 체감물가 형성에 미치는 영향에 주안점을 두어 구매빈도를 가중치로 설정하였다.

소비자는 가격 변화를 관찰된 객관적 수치 그대로 받아들이지 않고, 주관적으로 이해하는 경향이 있다. Weber-Fechner의 심리 법칙에 따르면 소비자가 인지하는 가격 변화는 절대 수준 차이가 아닌 상대 가격 변화율에 의해 결정된다(Brachinger, 2008). 이에 따라 식 (2)에서 절대적인 가격 변화는 다음의 식 (3)과 같이 상대 가격 변화율과 가격 변화에 대한 반응을 나타내는 인지 함수 형태로 변경할 필요가 있다.

$$\left(\frac{p_i^t}{p_i^{per}}\right) = \left(\frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}} + 1\right) \Rightarrow F\left(\frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}}\right) + 1 \quad (3)$$

식 (3)에서 함수  $F(\cdot)$ 는 소비자가 가격 변화에 대해 어떻게 반응하는가를 의미하는 일종의 인지 함수이다.<sup>11)</sup> Weber-Fechner 법칙에 따르면 자극의 상대적 변화가 동일할 경우, 이를 인지하는 소비자 강도 역시 동일하게 나타난다. 예를 들어, A 품목 가격이 1,000원에서 1,100원이 될 때와 B 품목 가격이 100원에서 110원이 될 때, 두 품목의 절대 가격 변화 수준에는 차이가 있다. 하지만 가격 변화율 측면에서 보면 동일한 10%이므로 이때 소비자는 각 품목의 가격 변화를 동일한 민감도로 해석하게 된다. 이러한 특징을 밥상 물가지수 계측에 반영하기 위해 식 (3)의 인지 함수  $F(\cdot)$ 를 파라미터  $\theta$ 로 대체하면, 식 (4)와 같은 가격 변화에 대한 소비자의 민감도를 표현할 수 있는 선형함수 구조가 된다.

$$\left(\frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}} + 1\right) \Rightarrow F\left(\frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}}\right) + 1 = \theta \times \left(\frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}}\right) + 1 \quad (4)$$

식 (4)에서 파라미터  $\theta$ 는 체감물가 형성에 영향을 미치는 요인인 손실 회피 개념으로 이해할 수 있다. 전술한 바와 같이 손실 회피는 가격상승을 손실로 받아들이고, 가격 하락을 이득으로 인지하는 소비자의 비대칭적 심리 경향을 의미한다. 만약 품목  $i$ 에서  $p_i^t > p_i^{per}$  일 경우, 소비자는 이를 손실로 판단하게 되어 해당 품목이 체감물가에 미치는 기여도는 커지게 되고, 반대로  $p_i^t \leq p_i^{per}$  라면 이를 이익으로 간주하여 기여도는 상대적으로 작아지게 된다.<sup>12)</sup> 따라서  $p_i^t > p_i^{per}$  인 경우  $\theta$ 는 1보다 큰 양의 실숫값을 가지고,  $p_i^t \leq p_i^{per}$  는 1 또는 그보다 작은 값을 가지는 것이 합리적이다. 이러한 손실 회피 개념을 반영하면, 가격 변화에 대한 소비자의 민감도를 나타내는 함수 (4)는 식 (5)와 같은 구간별 함수(piecewise function)로 표현할 수 있다.

11)  $F(\cdot)$ 는 가격 변화율에 대한 소비자 민감도를 계측하기 위한 것으로  $F(\cdot)$ 만으로는 지수 형태를 표현할 수 없다. 이에 인지 함수로 변경하는 과정에서 제외된 상수 1을 민감도 계산 결과에 다시 적용하면 지수 형태로 나타낼 수 있다.

12) 각 품목 물가 기여도는 가격 변화에 일차적으로 영향을 받지만, 최종 크기는 가중치까지 적용되어 결정된다. 따라서 가격 변화가 큰 양(+의 부호)을 보인 품목이라도 가중치가 크지 않다면, 전체 기여도에서 차지하는 비중은 예상보다 작을 수도 있다.

$$F(\cdot) + 1 = \begin{cases} \theta \times \left( \frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}} \right) + 1, & \text{if } p_i^t \leq p_i^{per}, \theta \leq 1 \\ \theta \times \left( \frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}} \right) + 1, & \text{if } p_i^t > p_i^{per}, \theta > 1 \end{cases} \quad (5)$$

품목별 가중치( $m_i^{per}$ )는 식 (6)과 같이 개별 품목의 전체 구매빈도를 전체 품목의 총 구매빈도 합으로 나누어 산출하였다.<sup>13)</sup>

$$m_i^{per} = \frac{\sum_{w=1}^W m_{wi}}{\sum_{w=1}^W \sum_{j=1}^J m_{wj}} \quad (i = 1, \dots, J) \quad \begin{array}{l} i: \text{가중치를 산출하고자 하는 품목} \\ m_{wj}: \text{개별가구 } w \text{의 품목 } j \text{ 구매빈도} \\ j = 1, \dots, J; w = 1, \dots, W \end{array} \quad (6)$$

마지막으로 식 (5)의 가격 변화에 대한 소비자의 인지 함수에 식 (6)의 품목별 가중치를 각각 적용하면, 식 (7)과 같이  $t$ 기의 밥상 물가지수( $IPI_t$ )를 산출할 수 있는 최종식이 구성된다.

$$IPI_t = \sum_{p_i^t > p_i^{per}} \left[ \theta \times \left( \frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}} \right) + 1 \right] \times m_i^{per} + \sum_{p_i^t \leq p_i^{per}} \left[ \theta \times \left( \frac{p_i^t - p_i^{per}}{p_i^{per}} \right) + 1 \right] \times m_i^{per} \quad (7)$$

### 3.2. ARDL-ECM 모형

공식 물가와 밥상 물가 간의 관계를 분석하기 위해 식 (8)과 같은 함수식을 설정하였다. 함수에 제시된  $ipi_t$ 는  $t$ 기의 밥상 인플레이션율이며,  $cpi_t$ 는  $t$ 기의 공식 인플레이션율이다. 인플레이션율은 일반적으로 전년 동월 대비 물가상승률을 의미한다.

$$ipi_t = \alpha + \eta cpi_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

일반적인 시계열 모형에서 종속변수는 설명변수의 과거 시차뿐만 아니라 자신의 과거 값에도 영향을 받으므로, 단순히 동 시차의 회귀만으로는 변수 간의 동태적 구조를 설명하는 데 한계가 있다. 이에 식 (9)처럼 종속변수와 독립변수에 시차 항을 고려한 ARDL(Autoregressive Distributed Lag) 형태로 함수를 변경하였다.<sup>14)</sup>  $p, q$ 는 각각 AIC 기준에 따라 선택된 최적 시차를 의미한다.

13) 다양한 방식으로 가중치를 산출하여 물가지수를 계측하였으나, 식 (6)의 가중치를 이용한 결과와 큰 차이가 없어, 이에 직관적인 방식을 이 연구에 고려하였다.

14) 공식 물가와 체감물가 간에는 즉각적으로 충격을 주고받는 동시적 구조(contemporaneous feedback)가 아니므로, VECM 대신 ARDL 방식을 적용하였다(Kripfganz & Schneider, 2023).

$$ipi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i ipi_{t-i} + \sum_{i=0}^q \eta_i cpi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

두 변수 간에 공적분 관계가 존재하고 일시적으로 균형 관계를 이탈한 경우, 이를 회복하기 위한 조정 활동을 거친다. 따라서 식 (9)에 단기 조정 과정을 나타내는 오차수정항(error correction)을 반영할 필요가 있다. 식 (10)은 식 (9)의 ARDL 모형을 오차수정 모형 형태로 변형한 것으로, 두 변수 간의 관계를 단기와 장기 변동, 그리고 장기균형 복원 과정으로 분리하여 분석하는 데 적합하다.

$$\Delta ipi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta ipi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \eta_i \Delta cpi_{t-i} + \delta ect_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

식 (10)에서 차분( $\Delta$ )한 변수는 단기적인 충격과 반응을 나타내며,  $ect_{t-1}$ 는 오차수정항이다. 오차수정항에 대응하는 모수  $\delta$ 가 -1의 값을 가지면, 장기균형으로부터 이탈은 다음 시차에서 완전히 교정됨을 의미한다. 반대로  $\delta=0$ 이라면, 균형 경로로 회복하지 못함을 뜻한다.

### 3.3. 분석 자료

#### 3.3.1. 가중치

체감물가 지수 산정에 필요한 구매빈도 가중치를 구하기 위해 공식 물가 가중치 개편 시점과 동일한 2017년, 2020년, 2022년의 농식품 소비 정보 DB를 활용하였다. 구체적으로 2017년은 886가구의 686,978건, 2020년은 694가구의 596,485건, 2022년은 1,482가구의 1,270,914건 등 총 2,554,377건의 거래자료를 분석하여 품목별로 구매빈도 가중치를 산출하였다.

품목 분류는 DB 내에서 품목을 구분한 대·중·소분류 체계를 우선 고려하였고, 해당 분류로 품목을 명확하게 확인할 수 없는 경우에는 브랜드명을 통해 식별하였다. 동일한 날짜에 동일한 품목을 색깔이나 규격만 달리하여 구매가 이루어진 경우는 이를 중복 구매로 간주하고 1회 구매 건수로 처리하였다.<sup>15)</sup>

#### 3.3.2. 장바구니 구성

공식 물가와 밥상 물가를 비교하기 위해서는 동일한 품목과 이에 해당하는 가격 장바구니가 구성되어야 한다. 다만, 농식품 소비 정보 DB를 통해 품목별 구매빈도를 산출하는 과정에서 공식 물가 항목과

<sup>15)</sup> 예를 들어, 소비자가 같은 날 적색 파프리카, 노랑 파프리카, 녹색 파프리카를 각각 구매한 경우, 총 3건의 구매빈도가 집계되지만, 동일한 파프리카이기 때문에 본 연구는 이를 1회 구매 건수로 통합 처리하였다.

매칭이 어려운 품목이 존재하는 경우는 <표 2>와 같은 품목 통합 방식을 적용하였다. 예를 들어, 공식 물가 항목에는 김·맛김·스낵 과자·비스킷·파이로 구분되어 있으나, 농식품 소비 정보 DB는 김과 과자류로만 구성되어 있다. 이에 김과 맛김은 김으로, 스낵 과자·비스킷·파이는 과자류 항목으로 통합하였다. 통합된 품목 가격은 식 (11)과 같이 품목별 가중치의 가중 평균을 통해 재산출하였다.

표 2. 품목별 통합 전후 예시

농식품 소비 정보 DB	공식 물가 조사 품목	
	통합 전	통합 후
김	김	김
	맛김	
과자류	스낵 과자	과자류
	비스킷	
	파이	

$$CPI_{\text{과자류}} = (CPI_{\text{스낵과자}} \times \frac{\alpha}{\alpha + \beta + \gamma}) + (CPI_{\text{비스킷}} \times \frac{\beta}{\alpha + \beta + \gamma}) + (CPI_{\text{파이}} \times \frac{\gamma}{\alpha + \beta + \gamma}) \tag{11}$$

α: 스낵과자가중치  
 β: 비스킷가중치  
 γ: 파이가중치

### 3.3.3. 식품의 범위와 가격 자료

이 연구에서 식품 범위는 식료품 및 비주류 음료뿐만 아니라 주류인 소주, 맥주, 막걸리까지 포함한다. 다만, 삼각김밥, 편의점 도시락, 밀반찬, 양념 소스 등 농식품 소비 정보 DB에서 파악할 수 없거나 식별이 어려운 품목은 장바구니에서 제외하였다. 이를 고려한 밥상 물가 장바구니의 가중치 합은 130.4(94개 품목)로 실제 공식 물가 가중치(147.6)의 88.3% 수준이다(2022년 기준).

한편, 품목별 가격 자료는 국가데이터처에서 제공하는 월 단위의 품목별 가격지수를 이용하였다.

표 3. 밥상 물가 장바구니 특성(2022년 기준)

구분	특성
품목 수	94개
품목 범위	공식 물가 품목 중, 식료품과 주류 및 비주류 음료 일부를 대상
가중치(전체)	130.4(147.6)
제외 품목	삼각김밥, 편의점 도시락, 밀반찬, 케이크, 드레싱, 이유식, 양념 소스, 기타음료, 과실주, 양주, 약주 등

자료: 농촌진흥청(2025). 농식품소비정보 DB 연도별 자료(2017~2024); 국가데이터처(2025b) 품목별 소비자물가지수.

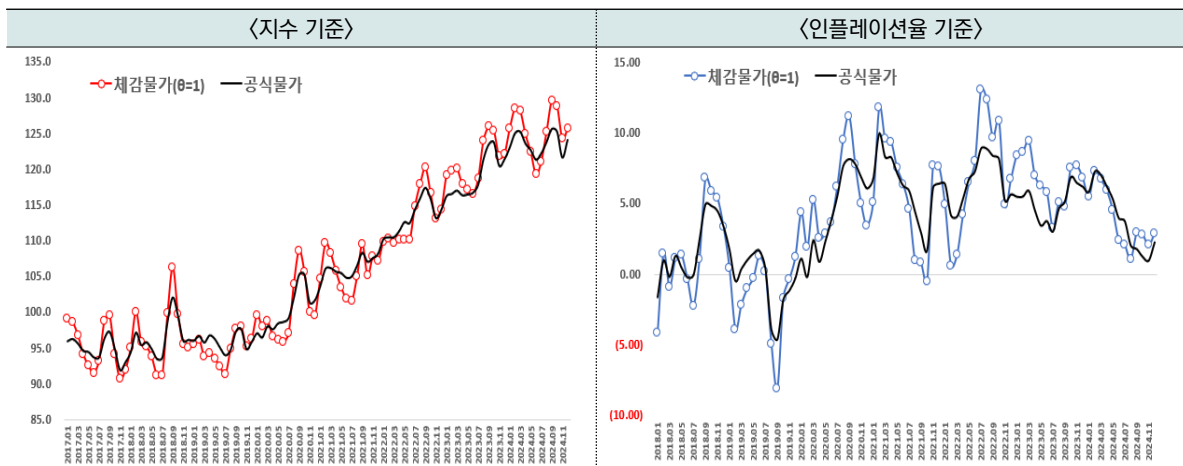
## 4. 분석 결과

### 4.1. 공식 물가와 체감물가 비교

#### 4.1.1. 가중치 차이

먼저, 가중치 차이만 고려하여 공식 물가와 체감(밥상)물가를 지수 크기와 인플레이션을 측면에서 비교한 결과가 <그림 1>이다. 두 지수는 방향성 측면에서 유사하나, 변동성은 체감물가(파란색)가 공식 물가(검은색)에 비해 더 컸다.<sup>16)</sup> 특히, 체감물가는 가격 상승기에 더 큰 폭의 상승을, 하락기에 더 큰 폭의 하락을 보여 공식 물가보다 가격 변화에 더 민감하게 반응하는 경향이 나타났다. 이는 가중치 구조의 차이만으로도 두 물가지수가 크기뿐만 아니라 변동성 수준에서 이질적일 수 있음을 시사한다.<sup>17)</sup>

그림 1. 체감물가와 공식 물가의 비교: 가중치 차이



#### 4.1.2. 손실 회피 계수 수준에 따른 차이

<그림 2>는 구매빈도 가중치와 손실 회피 계수를 고려한 체감물가 지수이다. 손실 회피 계수는 비교 시점과 기준 시점의 가격 변화율이 음(-)이면 1로, 양이면 세 가지 값 1.5, 2, 2.5를 적용하여 그 변화 추이를 살펴보았다. 전반적인 추세와 변동의 방향성은 일관되게 유지되었으나,  $\theta$  값이 증가할수록 지수의 절대 수준과 변동성은 확대되는 경향을 보였다.  $\theta = 1.5$ 일 경우 공식 물가와 체감물가 지수는 최대

16) 이러한 결과는 소비자의 인지 착오뿐만 아니라 가격 조사 과정에서 기업들이 마케팅 일환으로 실행하는 다양한 할인, 끼워팔기 등을 충분히 반영하지 못해 나타날 가능성도 존재한다.

17) 장인성(2011)의 연구는 체감물가를 피셔지수로 간주하였다. 이 연구도 피셔지수를 계측하여 공식 물가와와의 차이를 비교하였으나 지수의 절대 수준이나 인플레이션율 차이는 미미한 것으로 확인되었다. 이는 피셔지수 역시 라스파이레스지수와 마찬가지로 지출액을 기준으로 가중치를 산출한 것에 기인한다고 판단된다.

16.7p, 변동성은 8.6%p까지 차이를 보였다. <표 4>를 보면,  $\theta$ 값이 커질수록 체감물가의 변동성은 공식 물가보다 더 크게 나타났고, 기간별 평균 인플레이션을 역시 확대되는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 손실 회피 계숫값에 따라 가격 변화에 대한 소비자의 반응이 비대칭적으로 나타나는 체감물가의 구조적 특성을 보여준다.

그림 2. 손실 회피 계수 수준에 따른 체감물가의 변화

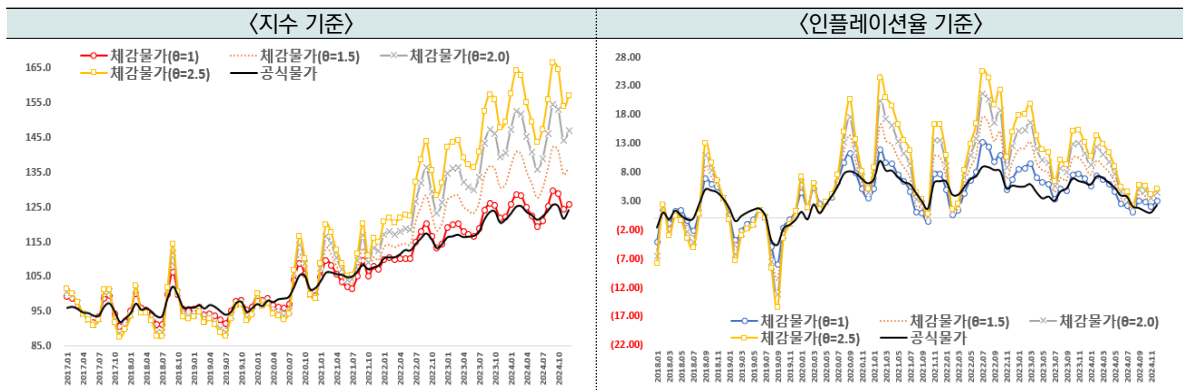


표 4. 손실 회피 계수 수준에 따른 지수 간 시점별 비교

구분	공식 물가 대비 체감물가 변동성 컸던 시기			구분	기간별 평균 인플레이션율		
	$\theta=1.5$	$\theta=2.0$	$\theta=2.5$		$\theta=1.5$	$\theta=2.0$	$\theta=2.5$
전체 기간(2017~2024)	77.4	82.1	85.7	2018~2019	-0.36	-0.69	-1.01
물가 안정기(2017~2019)	70.8	66.7	66.7	2020~2022	8.00	9.85	11.63
물가 상승기(2020~2024)	80.0	88.3	93.3	2023~2024	7.28	9.01	10.55

주 1) 체감물가의 변동성은 공식 물가 변동성보다 더 크게 나타난 빈도를 백분율(%)로 표시한 값임.  
 2) 기간별 평균 인플레이션율은  $\theta$ 에 따른 해당 기간의 전년 동월 대비 변화율의 평균을 의미함.

#### 4.1.3. 손실 회피 계수 선택

체감물가 지수를 산정하려면 손실 회피 계수  $\theta$ 값의 사전적인 선택이 필요하다. 손실 회피 계숫값은 실험이나 설문조사 방식으로 추정할 수도 있으나 특정 시점에 국한된 추정치는 그 해 물가 수준이나 경제적인 불확실성이 반영될 수 있으며, 실험 상황, 보상유형, 효용함수 형태 등에 따라라도 달라질 수 있다. 일례로, 식품은 그 특성상 구매빈도가 잦아 기준가격을 초과하는 가격상승 시에 하락 시보다 더 민감하게 소비자가 반응한다는 연구 결과(Putler, 1992; Hardie et al., 1993; Karle et al., 2015)에 따르면, 손실 회피 계수는 1.5에서 2.5로 측정되고 있다. 하지만, 소비자마다 기준으로 정하는 준거가격의 차이에 따른 가격 반응의 이질성을 통제하면 특히, 식료품 구입과 관련하여 손실 회피 성향이 나타나지 않는다는 상반된 연구(Bell & Lattin, 2000)도 있다. 이처럼 식품을 대상으로 추정한 손실 회피 계수값은 연구자마다 실험 품목과 산출 방식에 따라 큰 차이를 보여 전체 식품을 대상으로 하는 체감물가 지수 산정에 적용하기가 어렵다.<sup>18)</sup> 이러한 경우 하나의 대안은 메타 분석을 통해 손실 회피 계수를 추



특히, 이러한 차이는 품목별 비교에서 뚜렷하게 관찰되었다. <표 5>는 가중치 기준별 주요 품목의 변이계수와 가격등락률을 나타낸 것이다. 구매빈도 가중치가 지출액 가중치보다 더 큰 품목은 우유, 두부, 빵, 라면, 과자류 등 구매빈도가 잦은 가공식품이 주를 이루었고, 반대로 지출액 비중이 큰 품목은 단가가 높은 소고기, 돼지고기, 쌀, 즉석식품, 바다 어류로 확인되었다. 품목별 가격의 변이계수와 연평균 등락률을 비교해 보면, 구매빈도 기준으로 산출한 값이 지출액 기준보다 모두 높은 것으로 나타났다. 특히, 원재료의 대부분을 수입으로 충당하는 빵의 변이계수는 0.11, 연평균 가격 상승률은 6.7%로 여타품목보다 큰 것으로 나타났다. 해당 품목을 자주 구매한 소비자일수록 가격변동을 반복적으로 경험하였을 것으로 판단되며, 이에 따라 물가 부담 또한 상대적으로 더 크게 느꼈을 것으로 보인다.

이러한 가중치의 구조적 이질성은 공식 물가와 밥상 물가 간의 차이를 초래하는 매개로 작용하며, 특히 구매가 잦은 품목의 가격 상승은 밥상 물가 형성에 적지 않은 영향을 주었을 것으로 판단된다.

**표 5. 가중치 기준별 주요 품목의 변이계수와 연평균 가격 등락률**

지출액 가중치 기준			구매빈도 가중치 기준		
품목	변이계수	연평균 가격 등락률(%)	품목	변이계수	연평균 가격 등락률(%)
돼지고기	0.10	4.7	빵	0.11	6.7
즉석동결식품	0.07	4.0	우유	0.09	5.3
소고기	0.05	2.4	라면	0.08	4.1
쌀	0.05	0.2	과자류	0.07	4.1
바다 어류	0.05	2.5	두부	0.06	4.1

주: 2022년 기준, 품목별 가중치 크기별로 순위를 설정하였고, 변이계수는 2020년 1월~2024년 12월까지 월별 가격지수를, 연평균 가격등락률은 2020~2024년 품목별 연평균 가격지수를 이용하여 각각 산출하였음.

### 4.3. 물가 국면별 차이

체감물가와 공식 물가 간 차이는 대체로 이례적인 사건, 즉 가격이 크게 상승하는 시기에 주로 나타나며, 정상적인 시기에는 그 차이가 훨씬 작아지는 경향이 있다(Lebow & Peneva, 2024). 이에 코로나 19 발생 이후 물가 변동이 확대되었다는 사실에 근거하여, 2020년 이전을 물가 안정기(2017~2019), 이후를 상승기(2021~2024)로 구분하여 지수 간 연도별 평균 차이를 살펴보았다.

먼저, 물가 안정 국면에서 두 지수 간 차이는 거의 없으며, 2019년에는 밥상 물가가 오히려 공식 물가보다 낮게 형성되었다. 이는 이 시기에 가격 민감도가 상대적으로 낮아진 영향이 체감물가의 하방 압력으로 이어졌기 때문으로 판단된다. 참고로 2017년과 2018년 두 지수 간 평균 차이는 각각 0.3p, 0.0p 수준이었고, 2019년에는 밥상 물가가 공식 물가보다 2.4p 낮았다.

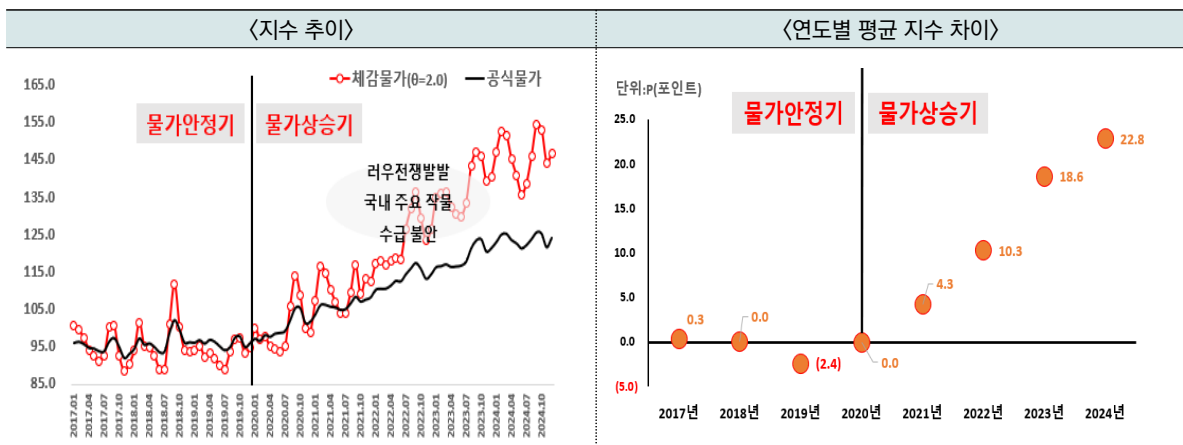
물가 상승 국면에는 두 지수의 차이가 시간의 흐름에 따라 점차 확대되는 경향을 보였다. 2021년에 4.3p 차이로 시작하여, 2022년에는 10.3p, 2023년에는 18.6p까지 확대되었고, 2024년에 이르면 22.8p까지 벌어졌다. 이는 품목별 이질적인 가중치 크기와 가격상승을 손실로 인지하는 손실 회피 성향이 반영되었기 때문으로 풀이된다. 또한, 특정 품목의 가격상승을 전체 물가 상승으로 인식하는 소비

자 특성 역시, 일정 부분 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.

한편, 이러한 현상은 주요 품목의 공급 차질이 발생한 시기에 두드러지는 것으로 확인되었다. 2022년 발생한 러·우 전쟁은 주요 곡물의 생산과 유통 차질로 이어졌고, 라니냐로 미국 내 파종 지연 우려도 겹치면서 국제 곡물 선물가격은 폭등하였다(이체빈·김인성, 2022). 이는 빵, 과자류, 밀가루 등 수입의존도와 구매빈도가 높은 국내 가공식품 가격 인상으로 이어졌다.<sup>19)</sup> 또한 폭염·한파·장마와 같은 기상악화와 수요가 일시적으로 급증하는 시기(7~9월, 12~2월)에 주기적으로 폭등하는 채소와 과일 가격 상승도 밥상 물가에 큰 영향을 미쳤을 것으로 추측된다.<sup>20)</sup>

이러한 분석 결과는 물가 안정 국면에서는 가격에 대한 소비자 민감도가 크지 않아 밥상 물가와 공식 물가 지수 간 차이가 제한적으로 나타나지만, 상승기에는 주요 품목의 가격 급등과 이에 대한 손실 회피 경향이 강화되면서 지수 간 차이가 점차 확대될 수 있음을 보여준다.

그림 4. 지수 추이 및 지수 간 연도별 평균 차이



주: '연도별 평균 지수 차이' 그래프의 연도별 수치는 해당 연도의 평균 밥상 물가지수와 공식 물가지수를 산출한 후, 밥상 물가에서 공식 물가를 차감하여 도출함.

#### 4.4. 변동성의 크기와 방향 차이

동일한 가격 변화에 대해 소비자가 인지하는 밥상 물가가 공식 물가보다 얼마나 자주, 그리고 민감하게 반응하는가를 파악하기 위해 지수 간 변동성 차이를 비교하였다. <표 6>은 각 지수의 전월 대비 등락률과 인플레이션율(전년 동월 대비 등락률)을 각각 산출한 후, 전체 기간에서 밥상 물가의 변동성이 공식 물가보다 더 컸던 시기의 빈도와 비중을 나타낸 결과이다.<sup>21)</sup> 먼저 전월 대비 등락률을 보면, 전체 기

19) 수입 곡물 가격이 10% 상승하면 소비자물가는 0.39% 인상으로 이어지며(김종진 외, 2020), 가공식품 물가의 2~22% 인상을 유발한다는 김상효 외(2022) 연구가 이를 뒷받침한다.

20) 2022년 기준, 배추와 무 가격의 전년 동월 대비 변화 추이(5~9월)를 살펴보면, 4월 배추가격은 전년 동월 대비 24.1% 상승하였고, 5월은 35.6%, 6월은 72.7%, 8월은 77.8%, 9월은 94.8% 전년 동월보다 높았다. 무도 전년 동월보다 31.6~66.9% 높게 가격이 형성되었다.

21) 전월 대비 등락률 차이는 단기 변동에 대한 반응 차이를 파악하는 것이고, 인플레이션 차이는 시간이 누적되며 형성된 전체 가격

간 중 89.5%에 해당하는 기간에서 밥상 물가의 변동 폭이 공식 물가보다 더 큰 것으로 나타났으며, 특히 물가 상승기에는 거의 모든 기간(90.0%)에서 밥상 물가가 과대 반응한 것으로 확인되었다.

인플레이션을 역시 이와 유사한 양상을 보였다. <표 6>의 우측에서 보듯이 전체 기간 중 82.1%에 해당하는 기간에서 밥상 물가의 변동이 더 컸고, 물가 상승기(88.3%)와 안정기(66.7%)로 구분하더라도 같은 경향을 보였다. 이러한 결과는 단순히 특정 시기에 한정된 현상이라기보다 기간 전반에 걸쳐 밥상 물가의 변동성이 공식 물가보다 구조적으로 크게 나타나는 경향이 존재함을 시사한다.

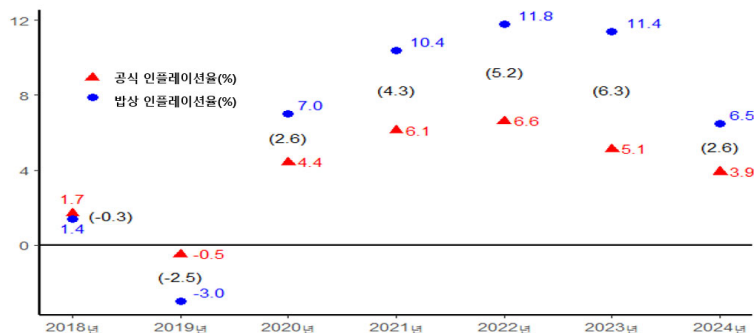
표 6. 물가 국면별 밥상 물가의 상대적 과대 반응 빈도

구분	전월 대비 등락률			인플레이션율(전년 동월 대비 등락률)		
	전체 기간 (a, 회)	밥상 물가 과대 반응 빈도(b, 회)	비중 (b/a, %)	전체 기간 (c, 회)	밥상 물가 과대 반응 빈도(d, 회)	비중 (d/c, %)
전체 기간	95	85	89.5	84	69	82.1
물가 안정기	35	31	88.6	24	16	66.7
물가 상승기	60	54	90.0	60	53	88.3

주: 밥상 물가 과대 반응 빈도는 밥상 물가 변동성이 공식 물가의 변동성보다 더 큰 경우 해당하는 값임.

<그림 5>는 연도별 밥상 인플레이션율과 공식 인플레이션율의 차이를 나타낸 결과다. 물가 안정 국면에는 두 인플레이션율 차이가 -2.5%p와 -0.3%p 수준에 그쳤으나, 물가 상승이 본격화된 2021년부터 밥상 인플레이션율이 크게 증가하면서 두 지수 간 차이도 크게 벌어졌다. 실제 2021년 4.3%p 수준이었던 차이는 2023년에 이르러 6.3%p까지 확대되었다. 이는 동일한 가격 변화에 대해 지출액보다 구매빈도 가중치의 영향이 더 크고, 가격상승을 실제보다 더 큰 손실로 인지하는 경향이 강해졌기 때문으로 볼 수 있다. 소비자물가지수의 계측 오차가 총지수의 1%에 불과하더라도 정부 지출 예산에 10억 달러 이상의 재정 차이가 나타날 수 있다는 점을 고려할 때(조지성 외, 2015), 이러한 차이는 소비자의 기대 인플레이션에 부정적인 영향을 주었을 것으로 보이며, 나아가 물가 당국의 정책 운영에도 상당한 부담이 발생하였을 것으로 추측된다.

그림 5. 연도별 밥상 물가와 공식 물가 간 인플레이션율 차이



주: ( )의 값은 밥상 인플레이션율(%)에서 공식 인플레이션율(%)을 차감한 값으로 두 지수 변동성의 차이(%p)를 나타냄.

수준의 차이를 파악하는 것으로 서로 다른 특징을 가지고 있다.

아울러 물가지수의 비교에서 변동의 방향성도 크기 못지않게 중요하다. 이는 두 지수 간 변동 폭 차이가 크지 않더라도 변동 방향이 다르다면, 동일한 물가 상황에 대하여 가계와 물가 당국이 서로 다르게 인지할 수 있기 때문이다. <표 7>은 두 지수의 변동성을 각각 계측한 후, 동일 시점에 방향이 서로 일치하지 않았던 시기의 연평균 빈도를 계산한 것이다. 분석 결과, 평균적으로 두 지수의 변동 방향성은 매년 0.9~2.1회 달랐다. 이러한 불일치는 식품별 가격 변동이 연속적이고 일률적으로 발생하지 않아, 지수마다 이에 대한 반응이 각기 다른 시점에 반영되기 때문이라고 판단된다.<sup>22)</sup>

표 7. 변동의 방향성 차이 비교

구분	전월 대비	인플레이션을
연평균 횟수	2.1	0.9

주: 연평균 횟수는 밥상 물가와 공식 물가의 전월 또는 전년 대비 등락률이 서로 상이한 시점을 연도별로 계수하여 평균한 결과임.

이처럼 변동성의 크기와 방향 측면에서 나타난 두 지수의 이질성은 정부 정책에 대한 가계의 신뢰 저하와 기대 인플레이션의 비합리적 조정으로 이어져 물가 흐름이 정부의 재정정책 의도와 다른 방향으로 전개될 가능성이 클 수 있음을 의미한다.

#### 4.5. 가구 특성별 차이

연령과 소득수준에 따라 계층을 구분한 후, 계층별 밥상 물가지수를 산출하였다. 연령은 40대 이하, 50대, 60대 이상 세 계층으로, 소득은 1분위에서 4분위로 총 네 계층으로 구분하였다.<sup>23)</sup> 다만, 계층 간 가중치 비교와 그래프는 가독성을 위해 이질성이 뚜렷하게 나타난 40대 이하와 60대 이상, 소득 1분위와 4분위만을 고려하였다.<sup>24)</sup>

<그림 6>은 두 연령층에 대해 품목별 가중치를 연도별로 비교한 것으로 그래프 세로축과 가로축은 각각 60대 이상과 40대 미만 계층에 대한 품목별 가중치를 의미한다. 연령별 장바구니 구성을 살펴보면, 40대 미만 계층의 장바구니는 빵·과자류·라면·기타 음료·맥주 등 가공식품에 대한 구매가 주를 이루었고(즉, 가중치가 상대적으로 높은 반면), 60대 이상은 두부·돼지고기·소고기·버섯·콩나물·호박·파 등 신선 채소와 고기류에 대한 구매가 빈번하였던 것으로 확인되었다. 다만, 신선 채소의 가격 변동성<sup>25)</sup>이 여타 식품보다 크다는 점을 고려하면, 해당 품목의 구매가 잦은 60대 이상 계층에서 밥상 물가에 대한

22) 신선 채소는 공급충격(작황 부진)과 정부개입(방출, 수입)이 빠르게 반영되는 품목으로, 대부분 가격이 크게 상승 후 하락하는 '단방향 충격'의 특징을 보이지만 가공식품은 할인 행사, 소매점 판촉 등 잦은 가격 조정이 반복되는 특징이 있다.

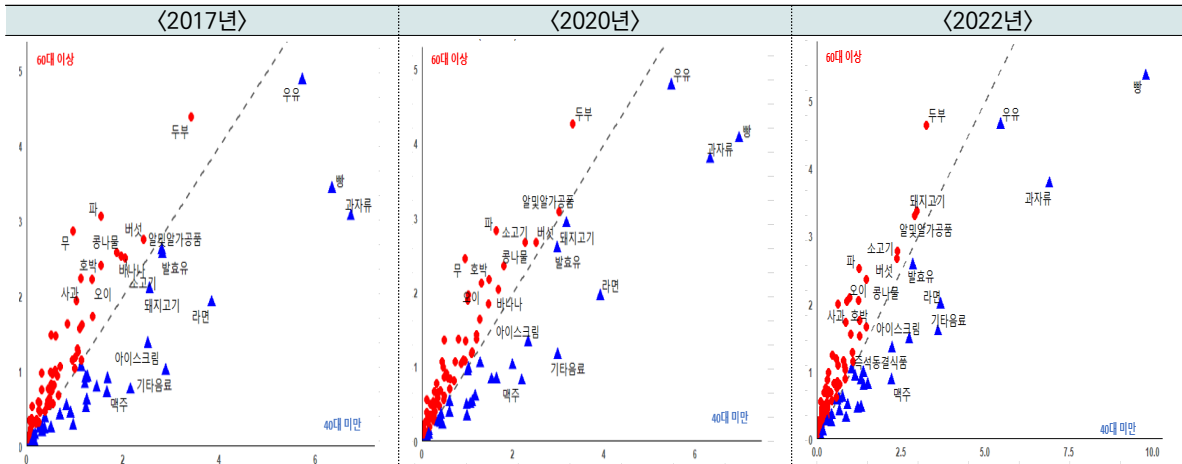
23) 소득분위 구간은 국가데이터처에서 공표하는 소득 1~5분위 자료를 참고하였다(국가데이터처, 2025a). 다만, 본 연구에서 4분위와 5분위가 유사하게 나타나 해당 소득분위를 합쳐서 하나의 가중치를 산출하여 지수를 도출하였다.

24) 60대 이상과 40대 미만을 비교한 이유는 계측된 50대 지수가 두 계층 사이에 위치하여 차이를 명확히 나타내기 어렵고, 소득계층도 1분위와 가장 이질적인 계층이 4분위로 확인되었기 때문이다.

25) 2020~2024년까지 품목별로 변이계수를 분석한 결과, 시금치, 배추, 굴, 파, 상추, 부추, 딸기, 배, 오이, 당근, 호박, 무, 토마토, 생강, 사과, 미나리 등의 순서로 변동성이 큰 것으로 나타났다.

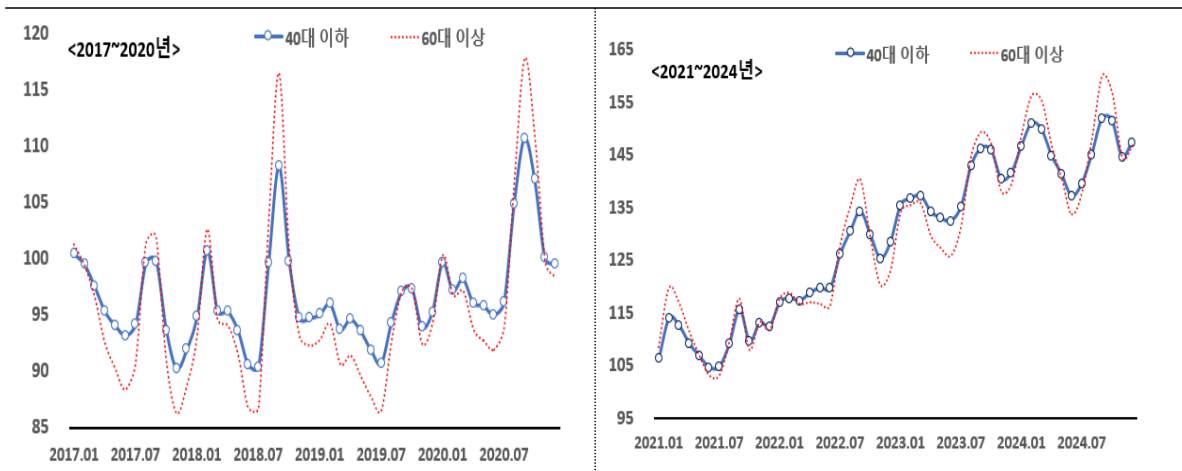
민감도가 클 가능성이 높다. 실제 연령별 밥상 물가지수 추이를 나타낸 <그림 7>을 보면, 60대 이상의 물가 변동 폭이 40대 이하보다 더 크다는 사실을 확인할 수 있다. 이는 다수의 선행 연구에서 언급된 고령층이 상대적으로 가격 변화에 더 민감하게 반응한다는 결과와도 일맥상통한다.

그림 6. 품목별 가중치의 연령별 차이



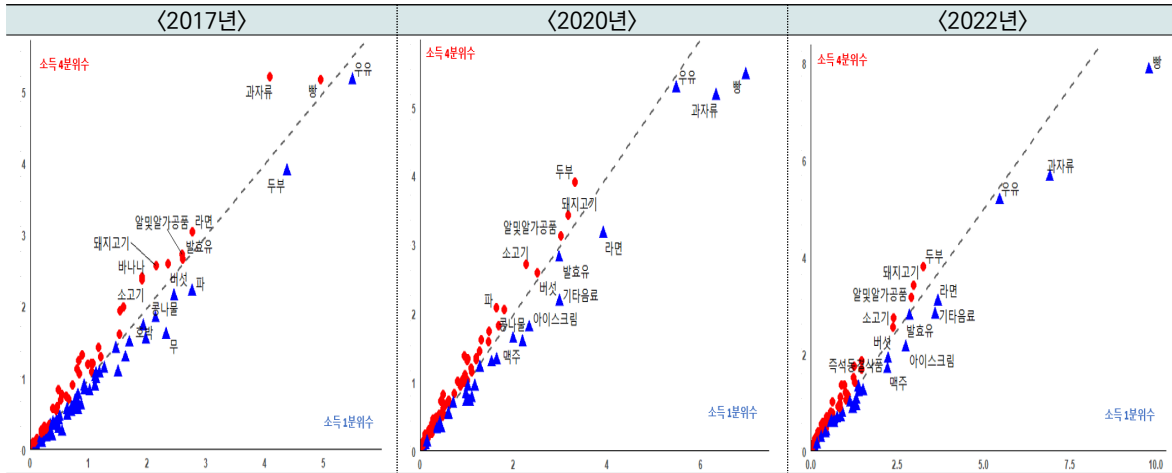
주: 빨간색 동그라미는 품목별 가중치가 X축에 해당하는 계층보다 Y축에 해당하는 계층이 크다는 것을 의미하며, 파란색 세모는 그 반대를 의미함.

그림 7. 연령별 밥상 물가지수 추이



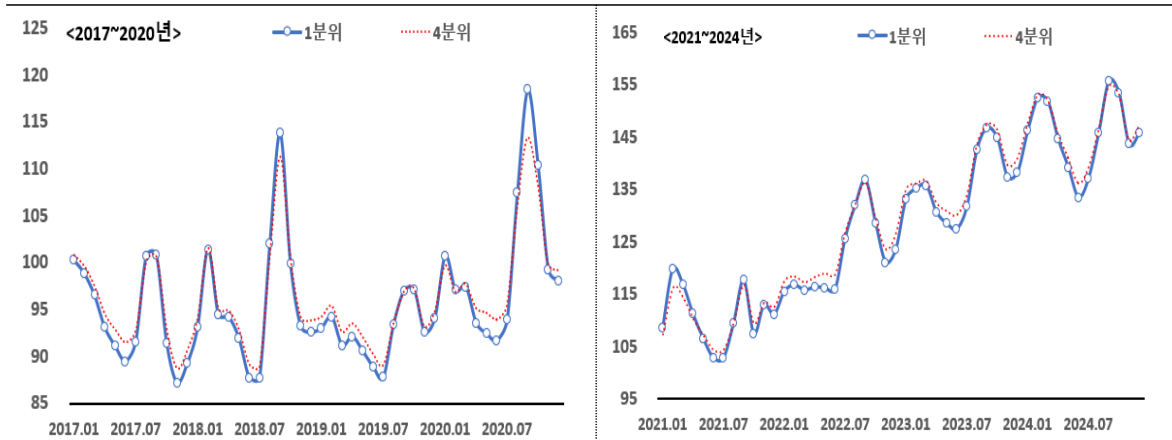
한편, 소득 1분위와 4분위의 연도별 가중치 상관계수는 1에 가까운 0.97로 나타났다. 이는 품목 대부분이 가중치 크기가 유사하여, 가격 변화에도 두 계층 간에 물가 반응의 차이가 크지 않음을 시사한다. 다만, 소득 1분위 계층의 장바구니 구성을 보면, 가격 하락경직성이 강한 빵이나 과자류, 라면의 구매빈도가 상대적으로 높고, 해당 품목의 가격이 점진적으로 인상되었다는 점을 고려할 때 이들 품목의 잦은 구매는 밥상 물가의 상승 압력으로 이어졌을 것으로 판단된다. <그림 9>는 소득 계층별 지수 추이를 나타낸 결과로, 소득 1분위의 물가 변동 폭이 소득 4분위보다 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과 역시 저소득 계층에서 가격 민감도가 상대적으로 크다는 기존의 연구 결과와 유사하다고 볼 수 있다.

그림 8. 품목별 가중치의 소득 계층별 차이



주: 빨간색 동그라미는 품목별 가중치가 X축에 해당하는 계층보다 Y축에 해당하는 계층이 크다는 것을 의미하며, 파란색 세모는 그 반대를 의미함.

그림 9. 소득 계층별 밥상 물가지수 추이



〈표 8〉은 계층 간 인플레이션율 차이를 연도별로 비교한 결과이다. 밥상 인플레이션율은 60대 이상 고령층과 소득 1분의 계층에서 상대적으로 컸고, 특히 물가 상승 국면에서 계층 간 차이는 확대되었다. 60대 이상 계층의 인플레이션율은 2020년과 2021년에 40대 미만보다 각각 2.5%p, 1.0%p 높았고, 2024년에는 3.0%p까지 차이가 확대되었다. 소득 1분위 계층은 4분위 계층보다 인플레이션율이 2020년에 1.1%p, 2021년과 2023년에 각각 0.1%p, 2024년에는 0.7%p 가량 높게 나타났다.<sup>26)</sup>

이처럼 동일한 물가 환경에서도 계층별로 체감하는 밥상 물가 수준에 차이가 발생할 수 있다는 점, 특히 고령층과 저소득층이 물가 측면에서 상대적 취약계층이라는 점은 정부가 식품 물가 대책을 수립할 때, 해당 계층에 대한 모니터링과 맞춤형 정책 대응이 필요함을 시사한다.

<sup>26)</sup> 장인성(2011), 박성욱·장민(2021) 연구에 따르면, 저소득층의 체감물가 상승률은 고소득층보다 0.6~0.12%p 높아, 이 연구 결과와 방향성은 유사하나 수준(level)에서 큰 차이를 보였다. 이는 분석 방법과 시점이 다르고, 장바구니도 전체 CPI 품목을 대상으로 하여, 변동성이 큰 식료품만을 대상으로 한 결과보다 과소 평가되었을 것으로 보인다.

표 8. 연령·소득 계층별 밥상 인플레이션 차이의 연령별 추이

구분	연령			소득		
	40대 이하(a, %)	60대 이상(b, %)	차이(b-a, %p)	1분위(c, %)	4분위(d, %)	차이(c-d, %p)
2018년	0.7	2.4	1.6	1.9	1.3	0.6
2019년	-2.1	-4.2	-2.1	-3.5	-3.0	-0.5
2020년	5.9	8.4	2.5	8.0	6.9	1.1
2021년	9.8	10.8	1.0	10.6	10.4	0.1
2022년	12.6	11.2	-1.4	10.3	11.9	-1.6
2023년	11.9	10.7	-1.1	11.5	11.4	0.1
2024년	5.4	8.4	3.0	7.2	6.5	0.7

주: 연도별 인플레이션율은 월별 지수를 연도별로 평균한 후, 이를 전년 대비 변화율로 산출하여 나타낸 결과임.

#### 4.6. 장바구니 구성 변화에 따른 차이

소비자가 인지하는 체감물가는 장바구니 구성에 따라 달라질 수 있다. 이에 신선식품과 신선 외 식품으로 구분한 두 가지 장바구니를 바탕으로 산출한 체감물가를 공식 물가와 비교하였다.<sup>27)</sup> 흥미로운 점은 공식 물가와 체감물가의 지수 흐름은 전반적으로 유사하지만, 변동성의 크기와 상승세의 확대 정도는 앞선 결과와 동일하게 체감물가 지수가 더 크게 나타났다는 점이다.

먼저, 신선식품은 <그림 10>에서 보듯이 공급 여건과 부패 변질에 영향을 크게 받아 여름철 태풍·장마, 겨울철 혹한기, 명절 전에 크게 상승하는 주기성이 관찰되었다. 체감물가는 가격 변화에 비대칭으로 반응하여 공식 물가보다 가격상승 시 더 크게 상승하고 가격 하락 시 더 크게 하락하는 경향이 뚜렷하게 나타났다. <그림 10>의 우측 그래프를 보면, 체감물가의 인플레이션율은 계절성이 제거되었음에도 여러 시기에 걸쳐 20%를 상회하는 높은 상승률을 보였다. 이는 이를 완화하기 위한 물가 당국의 선제적 정책 대응이 부재할 경우, 소비자가 체감하는 물가 부담은 매우 커질 수 있음을 시사한다는 점에서 주목할 만한 결과이다.

한편, 가공식품과 곡물 등으로 구성된 신선 외 식품은 장기 비축이 가능하여 신선식품보다 공급 측면에서 상대적으로 안정적인 특징을 가진다. 하지만 밀가루나 식용유, 이를 이용하여 제조되는 가공식품 등의 가격은 대부분 하방경직성을 보이기 때문에, 원재료 가격이 하락하더라도 소비자 가격에 즉각 반영되지 않는다.<sup>28)</sup> 이에 따라 <그림 11>에서 보듯이 두 인플레이션율 모두 양(+)의 변동성이 지속되나, 가격 상승에 더 민감하게 반응하는 체감물가가 공식 물가보다 상당히 높은 오름세와 큰 폭의 변동성을 보였다. 이러한 특징(한번 가격이 상승한 이후 하락이 지연) 때문에, 신선 외 식품의 가격 상승은 중장기적으로 밥상 물가에 점진적인 상방 압력을 가하는 요인으로 작용할 가능성이 높다고 판단된다.

27) 신선식품은 국가데이터처에서 제시하는 신선어개, 신선과실, 신선 채소 등과 같은 신선 식품류에 해당하며, 신선 외 식품은 전체 식품 품목에서 신선식품을 제외한 품목을 의미한다. 여기에는 스낵류, 아이스크림, 라면, 곡물류 등이 해당된다.

28) 물론, 원재료 가격이 하락하더라도 인건비, 유통비용, 임대료 등 기타 비용에 의해서도 가격 하방경직이 유지될 수 있다.

그림 10. 신선식품

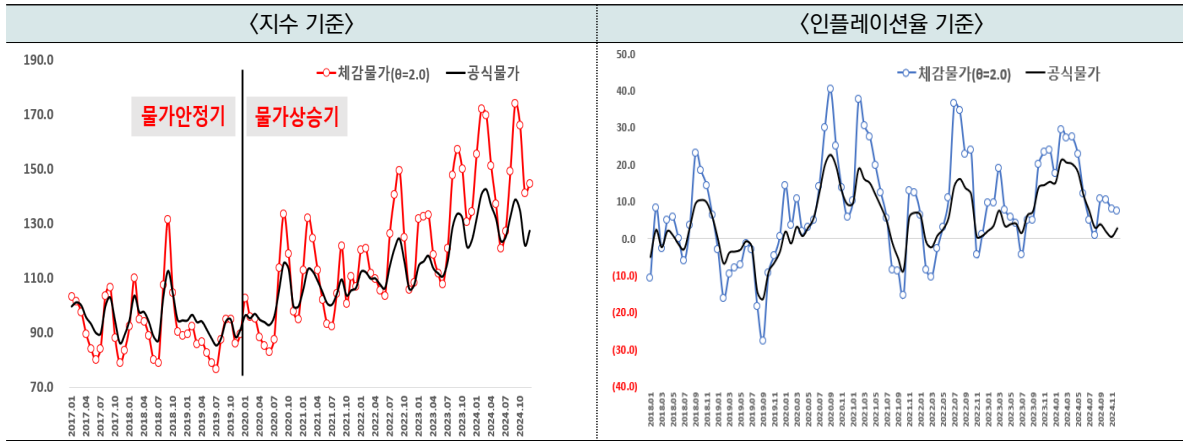
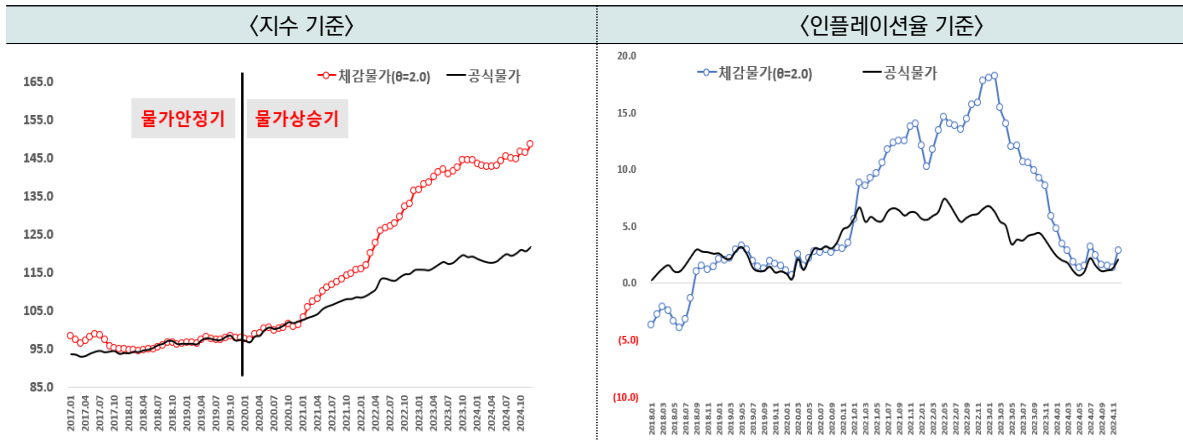


그림 11. 신선 외 식품



#### 4.7. 밥상 물가와 공식 물가의 장기균형 관계

공식 물가의 변화가 채감물가 변화로 이어진다는 이론에 근거하여 종속변수에 밥상 인플레이션을, 설명변수에 공식 인플레이션을 적용하여 두 지수의 관계를 분석하였다.<sup>29)30)</sup> 분석 기간은 2018년 1월부터 2024년 12월까지이다.

〈표 9〉는 공식 인플레이션율이 밥상 인플레이션율에 미치는 장·단기 영향과 오차수정항 결과를 제시한 것이다.  $ECT_{t-1}$ 는 오차수정 계수,  $long_{CPI}$ 는 장기균형 계수,  $short$ 는 단기 계수를 의미한다. 분석 결과, 공식 인플레이션율이 1%p 오르면, 밥상 인플레이션율은 장기적으로 2.12%p 상승하여 공식 인플레이션율보다 과민 반응하는 것으로 추정되었다.<sup>31)</sup> 단기적으로는 공식 물가 변화에 대한 채감물가

29) ADF를 이용하여 변수의 안정성을 검증하였고, 5% 유의 수준에서 모든 변수의 적분 차수가 최대 1로 나타나 정상성이 확보되었다. 검증 결과는 〈부표 1〉을 참조하시오.

30) 두 변수의 공적분 검정(Bound test)을 실시한 결과, 공적분 관계가 없다는 귀무가설은 기각되었다. 밥상 물가 장바구니의 최적 시차는 (2, 3)으로 추정되었다. 이에 대한 결과는 〈부표 2〉를 참조하시오.

31) 손실 회피 계수가 각각 1.0, 1.3, 1.5, 1.8일 때 이에 대응하는 장기균형 계수는 각각 1.09, 1.34, 1.64, 1.93으로 추정되었다. 이

의 변화가 통계적으로 유의미한 양(+)과 음(-)의 값을 가져, 두 지표 간에 단기 동행성이 존재한다고 볼 수 있다. 구체적으로  $t$ 기 공식 인플레이션율의 변화는 밥상 인플레이션율을 2.07%p 상승시키며,  $t-2$ 기의 충격은 밥상 인플레이션율을 일정 부분 조정하는 것으로 추정되었다. 오차수정 계수는 -0.28로 추정되어 밥상 물가가 전기의 충격으로 인해 장기균형 관계에서 벗어날 때 균형으로 완전히 회복하는데 약 3.1개월( $1/0.28$ ) 소요되는 것으로 나타났다. 즉, 공식 물가가 안정되더라도 소비자가 인식하는 체감물가는 약 3개월 동안 시차를 두고 조정될 수 있음을 뜻한다.

표 9. ARDL-ECM의 추정 결과(전체)<sup>32)33)</sup>

구분	계수	표준오차	유의 수준
$ECT_{t-1}$	-0.28	0.081	***
$long_{CPI}$	2.12	0.269	***
<i>short</i>	$\Delta IPI_{t-1}$	0.23	**
	$\Delta CPI_t$	2.07	***
	$\Delta CPI_{t-1}$	-0.46	
	$\Delta CPI_{t-2}$	-0.32	**
상수항	-0.47	0.367	
조정 결정계수	0.829		
관측치 수	80		

주: \*\*, \*\*\*는 각각 유의 수준 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

다음으로 경제적 충격이 발생한 시점을 몇 가지로 구분하여 두 지수의 장기균형 관계를 분석하였다. <표 10>에서 보듯이, 장기 및 오차수정 계수는 시점별로 모두 통계적으로 유의하였다. 최근 기간으로 올수록 오차수정 계수의 절댓값은 작아지나 장기균형 계숫값이 커지고 있는 것은 물가 충격이 지속될수록 균형으로 회복하는 속도는 늦어지며, 공식 인플레이션율보다 밥상 인플레이션율이 더 과민하게 반응하고 있음을 의미한다. 이는 경제적 충격이 누적될수록 공식 물가와 체감물가의 차이가 구조적으로 확대되고 있음을 시사한다.

표 10. ARDL-ECM의 추정 결과(시점별 구분)

구분	시점 구분 ①		시점 구분 ②		
	코로나 발생 이전	코로나 발생 이후	코로나 발생 이전	코로나 발생 이후	러우전쟁 발발
$ECT_{t-1}$	-0.542**	-0.254***	-0.542**	-0.588***	-0.249***
$long_{CPI}$	1.11**	2.47***	1.11**	1.77***	2.55***
조정 결정계수	0.8954	0.8355	0.8594	0.8633	0.7775

주 1) \*\*, \*\*\*는 각각 유의 수준 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

2) 시점별로 동일한  $\theta = 2$ 로 적용한 결과임.

는 장기적인 반응이 손실 회피 강도보다 더 민감하게 나타남을 의미한다.

32) 장바구니별 모형에 대해 ① '동분산이다' ② '자기상관이 존재하지 않는다' ③ '누락 변수가 없다'에 대한 귀무가설을 검증한 결과, 모두 채택되는 것으로 나타났다.

33) 추정된 계수가 관측 기간 전체에서 구조적으로 안정적인가를 진단하기 위해 CUSUM 검정과 CUSUMSQ 검정을 실시하였다. 검정 결과, 두 통계량 모두 5% 유의 수준 내 임계구간 내에서 안정적으로 유지되어, 공식 물가가 체감물가에 미치는 영향 구조가 기간 전반에 걸쳐 일관되게 유지된다고 볼 수 있다. 이에 대해서는 <부도 1>을 참고하시오.

## 5. 요약 및 시사점

본 연구는 소비자가 구매하는 식품의 체감물가 지수라 할 수 있는 밥상 물가를 객관적으로 산정하여 공식 물가와와의 차이를 규명하는 것에 목적을 두었다. 공식 물가지수의 지출액 가중치 대신에 구매빈도 가중치만을 적용하더라도, 밥상 물가는 지수 수준과 변동성 측면에서 공식 물가와 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 품목별 구매빈도와 지출액 가중치 간에는 이질성이 존재하였다. 두 가중치 간의 연도별 상관관계를 보면, 2017년이 0.55, 2022년이 0.61로 확인되어 품목별 가중치 간 괴리가 지속되고 있음을 알 수 있다. 특히 지출액 가중치가 큰 품목과 비교할 때, 구매빈도 가중치가 큰 품목인 우유, 두부, 빵, 라면, 과자류 등에서 가격의 변동성과 연평균 상승률이 상대적으로 더 큰 것으로 확인되어, 해당 품목을 주로 구매하는 소비자일수록 가격 변화로 인한 물가 민감도가 컸을 것으로 판단된다.

둘째, 손실 회피 계수를 고려할 때 밥상 물가지수와 공식 물가지수 간 격차는 물가 국면에 따라 크게 달라지는 것으로 확인되었다. 물가 안정 국면에서는 가격에 대한 낮은 민감도가 밥상 물가 하방 압력으로 이어져 지수 간 차이가 크게 나타나지 않았으나, 상승 국면에서는 구매빈도가 높은 품목의 가격 급등과 손실 회피 성향이 더해지면서, 두 지수 간 차이는 점차 확대되는 경향을 보였다. 이러한 현상은 특히 주요 품목의 공급 차질이 발생하는 시기에 두드러졌다. 이에 물가 상승 국면이 장기화될 경우, 공식 지표만으로 식품 구매자가 인지하는 물가 수준을 충분히 설명하기에는 한계가 있을 것으로 보인다.

셋째, 두 지수는 변동성의 크기뿐만 아니라 방향성에서도 차이를 보였다. 특히 두 지수의 인플레이션율 차이는 물가 상승 국면에 연평균 최대 6.3%p까지 확대되었다. 이는 소비자가 가격상승을 손실로 받아들이기 때문에 물가 상승 국면에서는 같은 가격 변화에도 불구하고, 소비자가 체감하는 물가의 인상률은 공식 물가와 큰 차이를 보인다는 것을 의미한다. 아울러 두 지수는 변동의 방향성에서도 매년 0.9~2.1회 다른 것으로 나타났다. 이러한 이질성은 정부 정책에 대한 가계의 신뢰 저하와 기대 인플레이션의 비합리적 조정으로 이어져, 정부가 시기적절한 물가 대책을 시행하더라도 물가 흐름이 정책 의도와는 다른 방향으로 전개될 가능성이 커질 수 있다.

넷째, 밥상 인플레이션은 저소득층이나 고령층과 같은 취약계층에서 상대적으로 높게 형성되었다. 특히, 밥상 인플레이션은 60대 이상과 40대 이하 계층에서 최대 3.0%p, 저소득과 고소득 계층에서 최대 1.1%p의 차이를 보였다. 이는 동일한 물가 환경에서도 장바구니 구성의 차이로 인해 체감하는 밥상 물가가 계층별로 큰 차이를 보일 수 있음을 시사한다.

다섯째, 밥상 물가는 장바구니 구성을 달리할 때 공식 물가와 유사한 추이를 보이지만, 변동성과 상승 폭은 상대적으로 크게 나타났다. 특히 신선식품의 체감물가는 높은 변동성으로 인하여 밥상 물가에 대한 단기적 부담 요인으로 작용하지만, 신선 외 식품의 체감물가는 가격의 하방경직으로 인해 중장기적으로 밥상 물가의 상승을 압박하는 요인으로 나타났다.

여섯째, 공식 인플레이션율과 밥상 인플레이션율은 장기적으로 균형 관계가 유지되고 있으나, 밥상 인플레이션율이 공식 인플레이션율 변화에 2배 이상 과민 반응하는 것으로 나타났다. 아울러 밥상 물가가 장기균형에서 이탈할 때, 약 3.1개 월 내에 조정되는 것으로 추정되어, 이는 공식 물가가 안정되어도 소비자는 약 3개월 동안 물가에 대한 괴리를 인지할 수 있다고 볼 수 있다.

이러한 분석 결과로부터 얻을 수 있는 정책 시사점은 다음과 같다. 첫째, 정부는 공식 물가 관리에 더해 소비자의 체감이 반영된 생활 밀착형 가격 정책을 병행할 필요가 있다. 즉, 공식 물가의 보조지표로서 밥상 물가를 병행하여 소비자가 실제 느끼는 물가와 정책 목표 간 차이를 완화한다면 기대 인플레이션의 부정적 영향을 사전에 억제하여 물가 당국의 정책 대응 정밀도를 제고할 수 있을 것이다. 둘째, 체감물가를 안정적으로 관리하기 위해서는 소비자가 일상적으로 구매하는 품목에 집중할 필요가 있다. 즉 가격 변동이 크고 구매빈도가 높은 품목을 위주로 선제적 물가 대책을 고려해 볼 수 있다. 이는 소비자의 체감 인플레이션을 빠르게 완화할 뿐만 아니라, 정책 효과에 대한 체감도를 높이는 데에도 기여할 수 있을 것이다. 셋째, 동일한 식품 가격상승에도 취약계층(저소득, 고령층 등)은 상대적으로 더 높은 물가 상승을 체감하기 때문에 해당 계층이 주로 구매하는 품목 위주의 가격 정책이 요구된다. 두부, 파, 우유, 라면 등이 대표적인 대상 품목이라 볼 수 있다. 따라서 현재 진행하고 있는 할인 쿠폰이나 보조금 지원 등의 목표형 지원 정책을 유지하면서, 품목 중심의 맞춤형 물가 관리 정책도 고려해 볼 수 있을 것이다. 넷째, 체감물가의 안정을 위해서는 단기적인 물가 충격에 대한 정부의 즉각적인 대응도 필요하지만, 동시에 지속적이고 안정적인 장기 물가 관리 정책도 함께 겸하는 것이 중요할 것으로 판단된다. 이를 위해 상시적인 물가 모니터링 체계를 구축할 필요가 있다.



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

- 국가데이터처. (2025a). 가계동향조사, 소득 5분위별 가구당 가계수지. KOSIS 국가통계포털. <https://kosis.kr/>
- 국가데이터처. (2025b). 소비자물가, 품목별 소비자물가지수. KOSIS 국가통계포털. <https://kosis.kr/>
- 김상효, 김종진, 주준형. (2022). 원재료 수입가격 상승의 가공식품 물가 영향. *농정포커스*, 209, 1-15.  
<https://repository.krei.re.kr/handle/2018.oak/28741>
- 김종진, 박성진, 박지원. (2020). 수입곡물 가격변동이 국내 소비자물가에 미치는 영향 분석. *농촌경제*, 43(2), 29-58.  
<https://doi.org/10.36464/jrd.2020.43.2.002>
- 농촌진흥청. (2025). 농식품소비정보 DB 연도별 자료(2017~2024).
- 박성욱, 장민. (2021). 코로나19가 소득분위별 체감물가상승률에 미친 영향. *KIF 정책분석보고서*, 2021-1, 1-63.  
UCI: I410-ECN-0102-2022-300-000793489
- 이채빈, 김인성. (2022). 전쟁보다 무서운 기후변화: '식량위기'는 계속되는가. *월간환경*, 263, 14-21.  
<https://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE11894328>
- 장인성. (2011). 소득계층별 물가지수의 차이가 체감물가에 미치는 영향. *경제현안분석*, 66, 1-127.
- 조남욱, 김성용. (2025a). 식품 구매자의 장바구니 체감물가에 미치는 요인 분석. *농업경영·정책연구*, 52(3), 601-625.  
<https://doi.org/10.30805/KJAMP.2025.52.3.601>
- 조남욱, 김성용. (2025b). 장바구니 체감물가의 측정과 식생활 만족도에 대한 영향 분석. *농업경제연구*, 66(2), 1-26.  
<https://doi.org/10.24997/KJAE.2025.66.2.1>
- 조지성, 김관수, 안동환. (2015). 가공식품의 소비자 체감물가지수 개발을 위한 연구. *식품유통연구*, 32(1), 79-95.  
UCI: G704-001503.2015.32.1.007
- 한국은행. (2025). 물가 심리지수. 한국은행 경제통계시스템. <https://ecos.bok.or.kr>
- 허태호, 황혜정, 이상현. (2020). 개인의 특성이 식품물가지수와 소비자 체감물가 간의 차이에 미치는 영향. *농촌경제*, 43(1), 49-69. <https://doi.org/10.36464/jrd.2020.43.1.003>
- 황성운, 정태훈. (2023). 스캐너 데이터를 이용한 연령대별 물가 차이. *경제연구*, 41(4), 59-82.  
<https://doi.org/10.30776/JES.41.4.3>
- Abildgren, K. & Kuchler, A. (2021). Revisiting the inflation perception conundrum. *Journal of Macroeconomics*, 67, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2020.103264>
- Bell, D. R. & Lattin, J. M. (2000). Looking for loss aversion in scanner panel data: The confounding effect of price response heterogeneity. *Marketing Science*, 19(2), 185-200.  
<https://doi.org/10.1287/mksc.19.2.185.11802>
- Bellemare, M. F. (2015). Rising food prices, food price volatility, and social unrest. *American Journal of Agricultural Economics*, 97(1), 1-21. <https://www.jstor.org/stable/24476998>
- Bentancor, A. & Pincheira, P. (2014). The long-term divergence between your CPI and mine: The case of Chile. *Central Bank of Chile Working Paper*, 736, 1-26.  
[https://www.bcentral.cl/documents/33528/133326/DTBC\\_736.pdf](https://www.bcentral.cl/documents/33528/133326/DTBC_736.pdf)
- Brachinger, H. W. (2008). A new index of perceived inflation: Assumptions, method, and application to Germany. *Journal of Economic Psychology*, 29(4), 433-457. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2008.04.004>
- Brown, A. L., Imai, T., Vieider, F. M. & Camerer, C. F. (2024). Meta-analysis of empirical estimates of loss aversion. *Journal of Economic Literature*, 62(2), 485-516. <https://doi.org/10.1257/jel.20221698>
- Bruine de Bruin, W., van der Klaauw, W. & Topa, G. (2011). Expectations of inflation: The biasing effect of thoughts about specific prices. *FRB of New York Staff Report*, 489, 1-34.  
<https://doi.org/10.2139/ssrn.1822288>
- Germán, S. G., Azcárate, I. B. & Colmenero, A. (2018). Do increasing prices affect food deprivation in the European Union? *Spanish Journal of Agricultural Research*, 16(1), 1-14.

- <https://doi.org/10.5424/sjar/2018161-11254>
- Halka, A. & Lyziak, T. (2015). How to define the consumer perceived price index? An application to Polish data. *Eastern European Economics*, 53(1), 39-56. <https://doi.org/10.1080/00128775.2015.1033291>
- Hardie, B. G. S., Johnson, E. J. & Fader, P. S. (1993). Modeling loss aversion and reference dependence effects on brand choice. *Marketing Science*, 12(4), 378-394. <https://doi.org/10.1287/mksc.12.4.378>
- Jungermann, H., Brachinger, H. W., Belting, J., Grinberg, K. & Zacharias, E. (2007). The Euro changeover and the factors influencing perceived inflation. *Journal of Consumer Policy*, 30(4), 405-419. <https://doi.org/10.1007/s10603-007-9051-4>
- Karle, H., Kirchsteiger, G. & Peitz, M. (2015). Loss aversion and consumption choice: Theory and experimental evidence. *American Economic Journal: Microeconomics*, 7(2), 101-120. <https://doi.org/10.1257/mic.20130104>
- Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23(4), 983-1019. <https://doi.org/10.1177/1536867x231212434>
- Lebow, D. & Peneva, E. (2024). Inflation perceptions during the COVID pandemic and recovery. *Working Paper*. <https://doi.org/10.17016/2380-7172.3439>
- Lock, K., Stuckler, D., Charlesworth, K. & McKee, M. (2009). Potential causes and health effects of rising global food prices. *BMJ*, 339. <https://doi.org/10.1136/bmj.b2403>
- Lyziak, T. (2010). Measurement of perceived and expected inflation on the basis of consumer survey data. Bank for International Settlements, *IFC Working Papers*, 5, 1-25. <https://www.bis.org/ifc/publ/ifcwork05.htm>
- Putler, D. S. (1992). Incorporating reference price effects into a theory of consumer choice. *Marketing Science*, 11(3), 1992, 287-309. <https://doi.org/10.1287/mksc.11.3.287>
- Ranyard, R., Del Missier, F., Bonini, N., Duxbury, D. & Summers, B. (2008). Perceptions and expectations of price changes and inflation: A review and conceptual framework. *Journal of Economic Psychology*, 29(4), 378-400. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2008.07.002>
- Rosenblatt-Wisch, R. & Scheufele, R. (2015). Quantification and characteristics of household inflation expectations in Switzerland. *Applied Economics*, 47(26), 2699-2716. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1008773>
- Zulkifli, F., Abidin, R. Z. & Deni, S. M. (2023). A new method for calculating consumer price indices: Incorporating consumer perceptions and attitudes with item response theory. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 12(1), 373-381. <https://doi.org/10.6007/ijarems/v12-i1/16592>

부록: 시계열 검증 결과(단위근, 공적분, 추정값 안정성)

부표 1. 밥상 인플레이션율과 공식 인플레이션율의 단위근 검증

구분	밥상 인플레이션율	공식 인플레이션율
수준 변수	-3.32**	-2.49
1차 차분	-11.17***	-8.15***

주: \*\*, \*\*\*는 각각 유의 수준 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

부표 2. 밥상 인플레이션율과 공식 인플레이션율의 공적분 검정(Bound test) 결과

구분	Lower bound	Upper bound
F-stat.	6.094**	
1%	7.126	8.160
5%	4.992	5.867
10%	4.058	4.847

주 1) \*\*, \*\*\*는 각각 유의 수준 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

2) F값이 Upper bound를 초과하면 공적분이 존재하고, Lower와 Upper 사이라면, 관계 여부가 불투명하여 요한슨 추가 검증이 필요하며, Lower보다 낮으면 공적분 관계가 없음을 의미함.

부도 1. ARDL-ECM의 계수 추정값에 대한 안정성 검증

