

# 품목·분위별 식생활 관련 가계 소비지출 결정요인 분석\*

곽대영\*\*, 김종진\*\*\*

## Contents

1. 서론	25
2. 식생활 관련 소비자물가 및 가계 소비지출 추이	27
3. 분석모형 및 자료	30
4. 분석 결과	35
5. 결론	41

## Keywords

농식품(Agricultural and Food products), 가계 소비지출(Household Consumption Expenditure), ARDL-ECM(Autoregressive Distributed Lag Error Correction Model)

## Abstract

본고는 가구의 식생활 관련 소비 행태에 대한 이해를 제고하고 농식품 소비 관련 정책 설계에 필요한 정보를 제공하는 것을 목적으로, ARDL-ECM 모형을 적용하여 '식료품' 및 '음식서비스'의 기간별·세부 품목별·소득 분위별 가격 및 소득탄성치와 코로나19의 영향을 추정하였다. 분석 결과, '식료품' 소비는 가격과 소득 모두에 유의하게 반응하는 반면, '음식서비스'는 주로 소득 변화에 의해 결정되는 것으로 나타났다. 대부분의 가격 및 소득 효과는 동 분기 내에 반영되었으며, 균형으로의 조정 속도 또한 빠른 것으로 추정되었다. 최근으로 올수록 일부 탄성치의 신뢰구간이 확대되어 가격 및 소득 영향의 불확실성이 증가하는 경향도 확인되었다. 소득 1분위 가구는 여타 분위와 상이한 탄성치를 보였으며, 특히 외식 소비의 소득탄성치가 상대적으로 크게 추정되었다. 세부 품목별로는 '생수·청량음료·주스', '어류·수산' 등이 가격 변화에 민감하게 반응한 반면, '육류', '과일', '음식서비스' 등은 소득 변화에 보다 탄력적으로 반응하였다. 본 연구는 AIDS류의 이론적으로 정교한 수요체계 모형의 대안으로서, 추정과 해석이 용이하고 직관적인 ARDL-ECM 모형의 활용 가능성을 제시하였다는 점에서 의의를 가진다.

\* 본 연구는 2023년 한국농촌경제연구원 기본 연구과제로 수행한 「농식품 공급망에서의 물가 결정 요인 분석 연구」의 일부 내용을 수정·보완한 것임.

\*\* 한국농촌경제연구원 FTA이행지원센터, 연구원. e-mail: paulv3@krei.re.kr

\*\*\* 한국농촌경제연구원 FTA이행지원센터, 선임연구위원, 교신저자. e-mail: jkim@krei.re.kr

# Analysis of Household Food Consumption Behavior by Product and Quintile\*

Kwak Dae-young\*\*, Kim Jong-jin\*\*\*

## Keywords

Agricultural and Food products, Household Consumption Expenditure, ARDL–ECM(Autoregressive Distributed Lag Error Correction Model)

## Abstract

This study aims to enhance understanding of household food-related consumption behavior and to provide policy-relevant evidence for the design of agricultural and food consumption policies. Using an ARDL–ECM framework, it estimates price and income elasticities, as well as the impact of COVID–19, for food at home and food services across time periods, detailed product categories, and income quintiles. The results show that food-at-home consumption responds significantly to both price and income changes, whereas food services are primarily determined by income fluctuations. Most price and income effects are reflected within the same quarter, and the speed of adjustment toward long-run equilibrium is found to be relatively rapid. In recent periods, the confidence intervals of certain elasticity estimates have widened, indicating increasing uncertainty in the effects of price and income. First-quintile households exhibit responsiveness distinct from other income groups, particularly showing relatively higher income elasticity for food services. At the detailed item level, non-alcoholic beverages and fish/seafood are more sensitive to price changes, while meat, fruits, and food services are more responsive to income changes. This study contributes by demonstrating the applicability of the ARDL–ECM model as an intuitive and empirically tractable alternative to theoretically rigorous AIDS-type demand system models, highlighting its usefulness for policy-oriented elasticity estimation.

---

\* This study is based on part of the 'Price Determination Structure and Impact in the Food Supply Chain' project conducted at Korea Rural Economic Institute in 2023.

\*\* Researcher, Korea Rural Economic Institute. e-mail: paulv3@krei.re.kr

\*\*\* Senior Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Corresponding author. e-mail: jkim@krei.re.kr

## 1. 서론

글로벌 공급망 불안, 농식품 국제가격 급변동, 환율 변동성 확대, 코로나19 팬데믹, 러시아-우크라이나 전쟁 등 일련의 대외 충격은 우리나라 농식품 가격과 가계의 식생활 관련 소비지출 구조에 중대한 변화를 초래하였다. 특히 2020년 이후 식료품 및 외식 물가 상승률은 전체 소비자물가 상승률을 상회하며 가계의 실질 구매력과 소비 선택에 직접적인 영향을 미쳤다. 농식품은 생산 단계에서 기상·국제정세 등 외생 변수의 영향을 크게 받으며, 수요 또한 필수재적 성격을 지녀 이러한 가격 및 소득 충격의 파급 효과가 일반 공산품과 상이하다는 특성을 갖는다. 이러한 특성 때문에 물가 충격이 단순한 가격 변동에 그치지 않고 가계 후생, 특히 저소득 가구 등 취약계층의 식량안보 문제로 연결될 가능성을 내포한다.

정책적 측면에서 가격 및 소득 변화가 품목별·계층별 농식품 소비 행태에 미치는 영향에 관한 정보는 매우 중요한 의미를 가진다. 정부는 농식품 바우처, 식료품 지원, 긴급재난지원금, 민생회복 소비쿠폰 등 다양한 형태의 소득·가격 지원 정책을 시행해 왔으며, 이러한 정책 효과는 계층별·품목별 가격 및 소비 탄력성에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 예를 들어 특정 소득 분위에서 가격 탄성치가 작다면 가격 할인 정책의 효과는 제한적일 수 있으며, 반대로 소득 탄성치가 큰 품목은 소득 이전 정책에 보다 민감하게 반응할 가능성이 크다. 따라서 최근의 경제·사회적 충격을 반영한 농식품 소비 행태의 계층별·품목별 이질성 분석 결과는 정책 설계의 정밀성을 제고하기 위한 필수적인 기초 정보라 할 수 있다.

식품 소비 행태 연구는 방법론적으로 Deaton & Muellbauer(1980)의 AIDS(Almost Ideal Demand System)를 기점으로 발전해 왔으며, 소득 구간별 비선형성을 반영한 Banks et al.(1997)의 QUAIDS(Quadratic AIDS) 등이 표준적인 수요체계 모형으로 자리 잡아왔다. 최근에는 평균 탄성치 추정을 넘어 국가, 소득수준, 도시화, 인구구조 등에 따른 이질성을 체계적으로 정리하는 대규모 메타 분석 연구도 빠르게 확장되고 있다. 예컨대 IFPRI/CGIAR의 Food Demand Meta-Elasticities (FDME) 데이터베이스는 1974~2022년의 문헌을 체계적으로 수집하여 13,000건 이상의 가격·소득 탄성치 추정치를 정리하고, 지역별·식품군별 예측 탄성치까지 제시하고 있다(Roche et al., 2025). 한편, 코로나19 이후 소비 행태 변화와 외식·가정식의 구조적 전환을 실증적으로 분석한 연구(Acton et al., 2022; Renard et al., 2026 등)도 증가하고 있으며, 외식 부문의 가격 및 수요 환경 변화(예: 코로나19 기간의 외식 가격 구조 변화, 즉석·배달 중심 소비로의 이동)를 분석한 연구(Solórzano, 2024; Shi & Xu, 2024; Li & Wang, 2025 등)도 축적되고 있다. 더 나아가 가구 구성(가구원 수 등)과 규모의 경제를 QUAIDS로 추정하여 탄성치가 가구 특성에 따라 달라질 수 있음을 보인 연구(Casado et al., 2025; Labeaga & Molina, 2025)도 가구 이질성을 보다 명시적으로 모형에 반영하는 방향으로 발전하고 있다.

국내에서도 농식품 소비 결정요인을 규명하려는 연구가 꾸준히 이루어져 왔다. 본 연구와 동일하게 「가계동향조사」 자료를 사용하여 식료품 및 외식 수요의 소득·가격 탄력성을 추정한 연구로는, 8개 식

품류의 지출 및 가격 탄력성을 추정한 이계임 외(2007), 외식 수요의 소득 탄력성을 분석한 박진석(2010), 소득수준별 외식비 지출구조를 엔겔곡선으로 분석한 김원년·박진석(2011), 1인 가구와 다인 가구의 식품 소비 탄력성을 추정·비교한 진현정·오현석(2016) 등이 있다. 또한 김태우(2009), 박재홍·장재봉(2012), 이계임 외(2007, 2013, 2016), 허덕 외(2014), 권오상·심지민(2022)은 축산물, 외식, 취약계층 등 특정 품목 또는 계층에 초점을 맞추어 수요 결정요인을 실증적으로 제시하였다. 이들 연구는 대체로 AIDS류의 모형을 이용하여 식료품은 소득 탄성치 1 미만의 필수재, 외식은 1 이상으로 사치재적 성격을 보인다는 결과를 제시하면서도, 가구 특성(가구 형태, 가구원 수, 연령 등)과 소득계층에 따라 탄력성이 달라질 수 있음을 공통적으로 보고하고 있다.

그러나 이러한 국내외 선행 연구는 다음과 같은 한계를 가진다. 첫째, 다수의 연구가 정태적(static) 수요모형에 기반하여 특정 시점 또는 제한된 기간의 평균적 탄성치를 제시하는 데 그쳐, 가격·소득 충격이 시간에 따라 어떻게 조정되고 수렴하는지에 대한 동태적(dynamic) 분석은 상대적으로 부족하다. 둘째, 코로나19와 같은 구조적 충격 이후 소비 행태가 변화했을 가능성에도 불구하고 이를 명시적으로 반영하여 장기 효과와 단기효과를 구분한 연구는 많지 않다. 셋째, 세부 품목 수준과 소득 분위별 분석을 동시에 수행하여 계층 간 이질성과 품목 간 차이를 종합적으로 비교한 연구는 제한적이다. 넷째, 최근 자료(코로나19 이후 및 고물가 시기 포함)를 포괄하여 탄성치의 안정성 변화를 점검한 연구는 거의 이루어지지 않았다.

이에 본 연구는 2006년 1분기부터 2025년 1분기까지의 「가계동향조사」 및 「소비자물가지수」 자료를 활용하여 식생활 관련 13개 품목(식료품 9개, 비주류 음료 2개, 주류 1개, 음식서비스 1개)에 대한 수요함수를 ARDL-ECM(Autoregressive Distributed Lag-Error Correction Model) 모형으로 추정하였다. ARDL-ECM 모형은 비정상 시계열 자료에서도 공적분 관계가 존재할 경우 장기 균형관계를 추정할 수 있으며, 단기 조정 과정도 동시에 식별할 수 있다는 장점을 가진다. 이를 통해 가격 및 소득 변화의 단기 효과와 장기 효과를 구분하고, 충격이 균형 수준으로 수렴하는 속도를 계량적으로 제시하고자 한다. 또한 본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 연구와 차별화된다. 첫째, 코로나19 기간을 명시적으로 통제하고 최근 고물가 시기를 포함한 최신 자료를 이용하여 탄성치의 변화를 분석함으로써 구조적 충격 이후 농식품 소비 행태 변화를 반영하였다. 둘째, 전체 가구뿐 아니라 소득 5분위별 수요함수를 각각 추정하여 계층 간 가격·소득탄성치 차이를 비교하였다. 셋째, 중분류(식료품, 음식서비스)뿐 아니라 세부 품목 단위까지 분석 범위를 확장하여 품목별 소비 결정요인의 이질성을 규명하였다. 넷째, 이동 표본(window) 추정을 통해 기간별 탄성치의 안정성 변화를 점검함으로써 기존 연구에서 암묵적으로 가정되었던 ‘계수의 안정성’ 가정을 완화하였다.

이와 같은 분석을 통해 본 연구는 (1) 최근 경제 환경 변화 속에서 가계 식생활 소비의 동태적 조정 구조를 규명하고, (2) 계층 및 품목별 이질성을 실증적으로 제시하며, (3) 가격 및 소득 지원 정책의 효과를 보다 정밀하게 예측할 수 있는 기초자료를 제공하고자 한다. 이를 통해 기존의 AIDS류 등의 수요체계에 기반한 식품 소비 행태 분석의 대안적 방법으로서 시계열계량경제학에 기반한 ARDL 추정 방법의

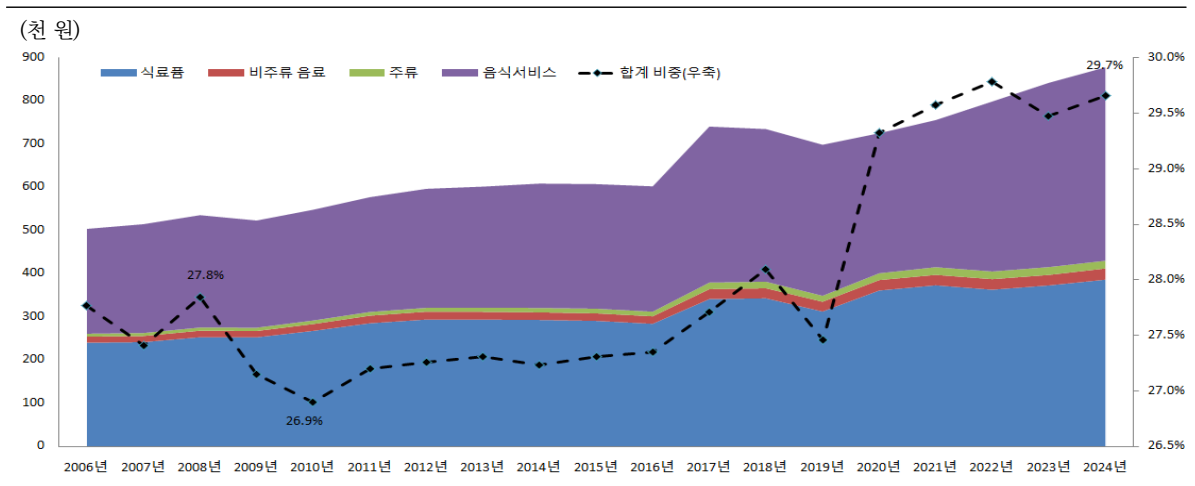
가능성을 검토하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 식료품 및 외식 등 식생활 관련 연도별 소비자물가와 가계 소비지출 추이를 살펴본다. 이를 통해 소비량 및 가격 추이를 분석하고 본격적인 실증 분석에서 고려해야 할 사항들을 검토한다. 제3장에서는 분석모형과 자료를 설명하고, 제4장에서는 중분류와 세부 품목 단위로 나누어 실증 분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 분석 결과를 요약하고 본 연구의 기여와 한계를 논의한다.

## 2. 식생활 관련 소비자물가 및 가계 소비지출 추이

2024년 기준 식생활 관련 품목의 가구 평균 소비지출액은 ‘식료품’ 38만 6천 원, ‘비주류 음료’ 2만 6천 원, ‘주류’ 1만 8천 원, ‘음식서비스’ 44만 8천 원으로 전체 가구 소비지출액 295만 9천 원의 29.7%를 차지한다. 이는 최근 10년(2014년 대비 2024년) 동안 지출액 비중이 2.4%p 증가한 것으로, 특히 코로나19가 발생한 2020년에 큰 폭으로 증가하였다(〈그림 1〉 참고). 코로나19 이전인 2019년과 최근인 2024년을 비교하면 ‘식료품’ 소비지출 비중은 0.8%p, ‘음식서비스’는 1.4%p 증가하였다.

그림 1. 식생활 관련 가구 소비지출액 추이

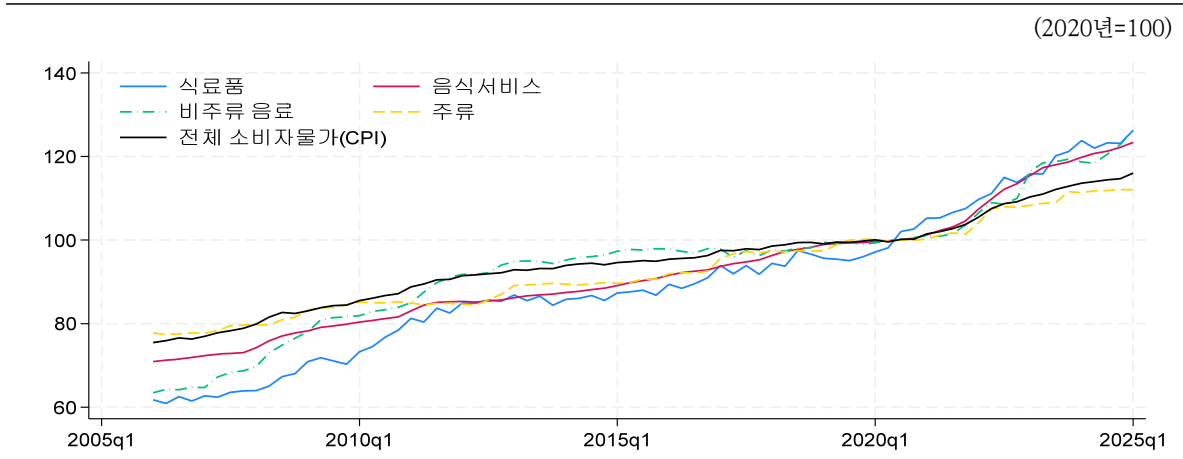


주: 2017~2018년도의 추세를 벗어난 소비지출액 변화는 조사 표본 조정(감소) 등으로 인한 것으로 판단됨.

자료: 통계청 '가계동향조사' 원자료를 사용하여 저자 작성.

식생활 관련 소비자물가지수는 전체 소비자물가지수(CPI)보다 빠른 속도로 상승한 것으로 나타난다(〈그림 2〉 참고). 최근 10년을 기준으로 전체 소비자물가지수는 21.2% 상승하였으나 ‘식료품’ 소비자물가는 43.0%, ‘음식서비스’는 37.6% 상승하였다. 이러한 식생활 관련 소비자물가 상승은 러시아-우크라이나 전쟁 등으로 인한 글로벌 공급망 위기로 농식품 수입 물가 및 환율이 크게 상승한 2022년 이후부터 본격화되는 모습이다.

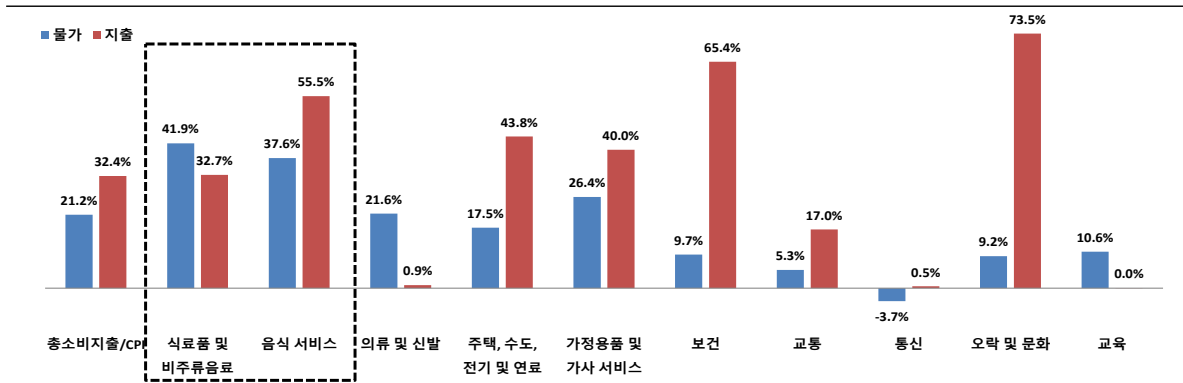
그림 2. 가구 식생활 관련 소비자물가지수 추이



자료: 통계청 '소비자물가지수' 원자료를 사용하여 저자 작성.

이상과 같은 식생활 관련 가계 소비지출 증가와 소비자물가 상승은 여타 부류의 가계 소비지출 및 소비자물가 변동 폭에 비해서 큰 것으로 계산된다(〈그림 3〉 참고). 즉, 2014년 대비 2024년 '식료품 및 비주류음료'와 '음식서비스'의 소비자물가 상승률은 각각 41.9%와 37.6%로 전체 소비자물가 상승률(21.2%)과 비교했을 때 훨씬 큰 것으로 나타났다. 그 외 부류별 소비자물가 상승률을 살펴보면 '가정용품 및 가사 서비스'(26.4%), '의류 및 신발'(21.6%), '주택, 수도, 전기 및 연료'(17.5%), '교육'(10.6%), '보건'(9.7%) 순으로 나타나 '식료품 및 비주류음료'와 '음식서비스'의 물가 상승 폭이 타 품목에 비해 큰 것을 알 수 있다. 동 기간 전체 월평균 가계 소비지출액은 32.4% 증가하였으며 '식료품 및 비주류음료'는 32.7% 증가했다. '음식서비스'의 가계 지출액은 55.5% 증가해 73.5% 증가한 '오락 및 문화', 65.4% 증가한 '보건' 지출액 다음으로 큰 증가율을 보였다. 그 외 부류별 지출액은 '주택, 수도, 전기 및 연료'(43.8%), '가정용품 및 가사 서비스'(40.0%), '교통'(17.0%) 순으로 높은 증가율을 보였다.

그림 3. 부류별 소비자물가 및 가구 소비지출액 증감률

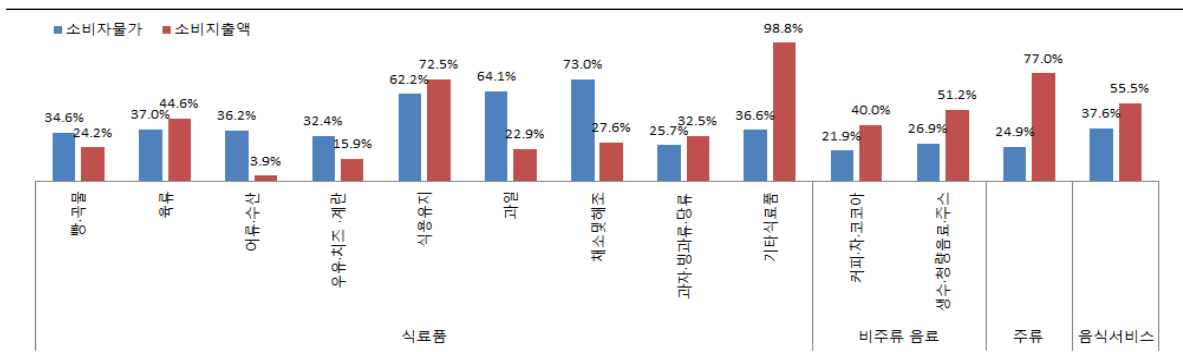


주: 2014년 대비 2024년 물가 및 가구 지출액의 증감률을 나타냄.

자료: 통계청 '가계동향조사'와 '소비자물가지수' 원자료를 사용하여 저자 작성.

‘식료품’ 세부 품목별 최근 10년(2014~2024년)간의 가계 소비지출액 변화를 살펴보면, ‘기타식료품’ 소비지출액 증가율이 98.8%로 가장 높았다. 다음으로 ‘식용유지’(72.5%), ‘생수·청량음료·주스’(51.2%), ‘육류’(44.6%) 순으로 증가율이 높았으며 ‘기타식료품’과 ‘생수·청량음료·주스’ 등의 소비지출액 증가율이 소비자물가 상승률보다 더 커 해당 세부 품목의 소비량이 증가하거나 프리미엄 상품의 소비가 증가한 것으로 분석되었다. ‘주류’의 경우에도 지출액 증가율이 77.0%로 소비자물가 상승률에 비해 크게 상승했는데, 이는 최근 소주, 맥주 위주의 주류 소비에서 고가 주류로의 소비 전환 영향으로 보인다. ‘식용유지’, ‘육류’, ‘과자·빙과류·당류’의 소비지출액 증가는 물가 상승과 비슷한 수준으로 실질적인 소비량 증가는 크지 않았을 것으로 분석된다. ‘빵·곡물’, ‘어류·수산’, ‘과일’, ‘채소·해조’ 등의 품목은 소비자물가 상승에 비해 소비지출액 증가가 작아 타 품목에 비해 실질 소비액이 감소한 것으로 나타났다. 2024년 전체 식음료 및 외식비 소비지출액에서 ‘식료품 및 비주류음료’ 세부 품목 및 주류가 차지하는 비중은 ‘육류’(9.1%), ‘빵·곡물’(7.7%), ‘과일’(5.6%), ‘채소·해조’(5.3%) 순으로 컸다. 2024년 기준 ‘기타식료품’(4.9%), ‘주류’(2.0%), ‘식용유지’(0.5%) 등의 소비지출액 비중이 2014년 대비 증가하였으며, 그 외 세부 품목의 소비지출액 비중은 2014년 대비 감소하거나 비슷한 수준으로 나타났다.

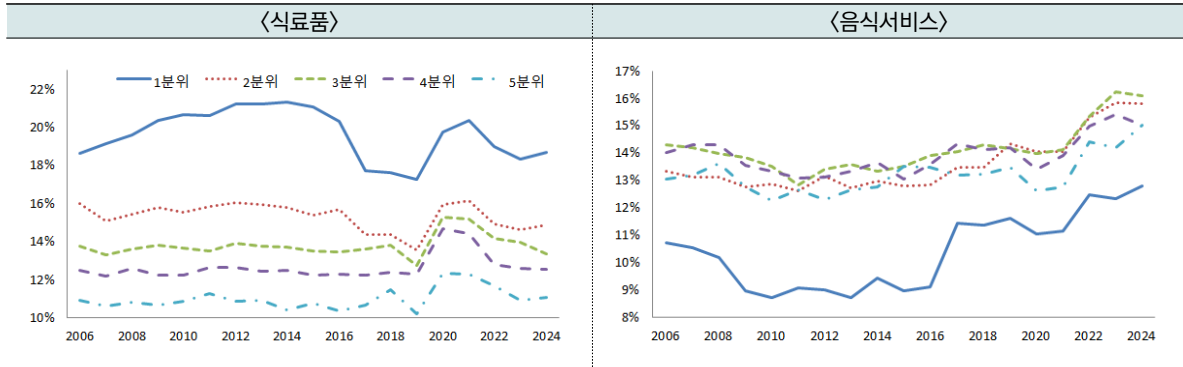
그림 4. 가구 식생활 관련 세부 품목별 소비자물가 및 가계 소비지출액 증감률



주: 2014년 대비 2024년 물가 및 가구 지출액 증감률을 나타냄.  
 자료: 통계청 ‘가계동향조사’와 ‘소비자물가지수’ 원자료를 사용하여 저자 작성.

소득 분위별 가구 식생활 관련 소비지출액 비중을 살펴보면, 1분위 가구의 ‘식료품’과 ‘음식서비스’ 소비지출액 비율은 여타 분위와 매우 큰 차이를 보였다(〈그림 5〉 참고). 우선, 소득 분위가 높아질수록 가구의 ‘식료품’ 소비지출액 비중은 작아지는 모습을 보이는데 1분위와 2분위의 비중 차이는 여타 분위 간의 차이에 비해 훨씬 크게 나타난다. 또한 ‘음식서비스’ 소비지출 비중은 2~5분위는 비슷한 수준을 나타내나 1분위는 여타 분위에 비해 2~4%p 낮은 모습을 보였다. 이러한 1분위 가구의 ‘식료품’ 및 ‘음식서비스’ 소비지출액 비중 차이는 분석 대상 기간인 2006년 이후 계속해서 유지되는 모습을 보인다.

그림 5. 분위별 식품 소비지출액 비중 추이



자료: 통계청 '가계동향조사' 원자료를 사용하여 저자 작성.

### 3. 분석모형 및 자료

#### 3.1. 분석모형

본고는 가구의 식생활 관련 품목의 가격과 가계 소비지출액 시계열 자료를 이용하여 가격, 소득, 가구 특성 변화가 가계 소비지출에 미치는 영향을 분석한다. 통상적으로 이러한 시계열 자료를 이용한 분석은 가구의 식품 수요함수 추정을 통해 이루어져 왔다. 특히, 전홍훈·김진(2015)은 선행 연구(나정기, 1998; 박진석, 2010)를 참고하여 아래와 같은 추정식으로 문화상품 수요를 분석하였다. 식 (1)은 이와 동일한 방법으로 가구의 식품 수요함수를 설정한 것이다.

$$\ln(q_t) = \alpha + \beta_p \ln(p_t) + \beta_m \ln(m_t) + \gamma \ln(q_{t-1}) + \beta X_t + u_t \tag{1}$$

위 식에서  $q_t$ ,  $p_t$ ,  $m_t$ 는 각각  $t$ 기의 가구 식품 소비량, 가격, 소득을 나타내고  $X_t$ 는 여타 가구 특성을 나타내는 통제 변수들의 벡터이며,  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ 는 추정해야 할 파라미터,  $u_t$ 는 오차항을 나타낸다. 시계열 자료의 자기상관 문제로 도입된  $\ln(q_{t-1})$ 는 가격 등의 설명변수 변화가 동기뿐만 아니라 시차를 두고 종속변수에 미치는 영향을 분석할 수 있게 한다. 예를 들어, 가격 1% 변화는 동기(단기효과)에  $\beta_p$ %만큼 소비량을 변화시키며 이러한 동기의 변화는  $t+1$ 기의 소비량을  $\gamma\beta_p$ %,  $t+2$ 기 소비량을  $\gamma^2\beta_p$ %만큼 변화시키며 결국 장기적으로  $\beta_p/(1-\gamma)$ % 변화로 수렴(장기효과)하게 된다. 이러한 설정은 식습관 등으로 가격 변화 등의 영향이 충분히 반영되기 위해서는 일정 시간이 소요될 수 있다는 측면을 고려할 때 정당화될 수 있다.

그러나 시계열 자료를 이용한 식 (1)의 추정은 다음과 같은 추정 상의 이슈를 포함한다. 우선, 비정상

(non-stationary) 시계열 자료를 이용한 식 (1)의 추정은 가성회귀(spurious regression) 문제에 노출될 수 있다. 물론, 비정상 시계열 간의 회귀분석에서도 공적분이 존재하면 장기균형 관계로 해석할 수 있는 만큼 이를 확인하기 위한 추가적인 공적분 검정의 수행을 통해 식 (1)의 유효성을 판단할 수 있다. 둘째, 분석에 사용하는 자료는 관측된 시장균형 소비량과 가격이므로 내생성 문제가 발생할 수 있다. 이러한 내생성 문제는 도구변수를 이용한 추정 등의 추가적인 정보와 내생성을 고려하는 추정 방법을 사용하여 개선할 수 있다. 마지막으로 설명변수에 종속변수의 1기 시차항이 포함되었을지라도 오차항( $u_t$ )의 자기상관 문제는 여전히 발생할 수 있으며 이는 추정의 효율성을 저하시킬 수 있다.

본 연구는 이러한 이슈를 우회할 수 있는 ARDL(Autoregressive Distributed Lag) 모형을 사용하여 분석을 진행한다. Pesaran & Shin(1999)과 Pesaran et al.(2001)의 연구에서 증명된 바와 같이, 공적분 관계가 존재하고 설명변수가 약한 외생성(weak exogeneity)을 만족하는 경우 ARDL 모형은 장기 계수에 대해 일치성 있는 추정치를 제공할 수 있다.<sup>1)</sup> 이는 ARDL의 오차수정 형태(Error Correction Model: ECM)가 내생성과 관련된 오차 구조를 흡수할 수 있기 때문이다. 다만, 비정상 시계열을 사용한 분석에서 공적분이 존재하지 않는 경우 가성회귀 문제가 발생할 수 있으므로 공적분 검정을 통해 이를 확인하여야 한다(Pesaran et al., 2001). 식 (1)의 식품 수요함수를 ARDL(a, b)로 설정하여 오차수정 형태로 표현하면 아래 식 (2)와 같다.

$$\Delta \ln(q_t) = c_0 + \rho(\ln(q_{t-1}) - \theta_p \ln(p_{t-1}) - \theta_m \ln(m_{t-1})) + \sum_{i=1}^{a-1} \psi_i \Delta \ln(q_{t-i}) + \sum_{i=1}^{b-1} [\pi_{p,i} \Delta \ln(p_{t-i}) + \pi_{m,i} \Delta \ln(m_{t-i})] + \beta X_t + u_t \tag{2}$$

위 식에서  $\rho$ 는 시차 조정계수(adjustment coefficient: adj)로 단위 기간(분기)에 균형으로 수렴하는 속도를 나타내는 것으로 음의 값을 갖는다.  $\theta$ 와  $\pi$ 는 각각 장기 및 단기효과를 나타내는 것으로 장기 효과는  $\theta$ , 단기효과는  $\sum_{i=0}^b \pi_i$ 로 계산한다. 공적분 검정은 Banerjee et al.(1998)의 t-검정( $t_{BDM}$ ,  $H_0: \rho = 0$ )과 Pesaran et al.(2001)의 F-검정( $F_{PSS}$ ,  $H: \rho = \theta_p = \theta_m = 0$ )을 이용하였다. 이러한 공적분 검정은 구간 검정(bounds test)으로 Kripfganz & Schneider(2020)에 제시된 임계치 구간과 p-값을 이용하여 가설의 기각 여부를 판단하였다.

식 (2)의 단일 방정식 형태의 수요함수 추정은 시계열 자료의 특성을 충분히 반영할 뿐만 아니라 장·단기 효과를 명시적으로 고려하여 충격이 균형상태로 수렴하는 동태적 과정을 설명할 수 있게 한다는 측면에서 식 (1)에 비해 효과적이다.<sup>2)</sup> 또한 대체 관계에 있는 차별적 상품의 수요함수를 연립 방정식 형

1) 그러나 가격과 소비가 동시에 결정되는 시장균형 자료에서는 구조적 동시성(simultaneity)이 존재할 가능성이 있으며, 이 경우 ARDL 추정치의 일치성은 이론적으로 보장되지 않으며, 구조적 식별 문제는 별도의 도구변수 접근이나 시스템 추정이 요구될 수 있음.

2) 본 연구에서는 식 (1)의 설정으로도 식품 소비함수를 추정하였으며 이의 결과는 본 연구에서 제시한 식 (2)로 추정된 결과와 크게 다르지 않음을 확인함. 식 (1)의 결과는 김중진 외(2023)를 참고 바람.

태(demand system)로 동시에 추정하는 AIDS류 모형과 비교하면, 품목별 ARDL-ECM은 단일 방정식 접근을 통해 장·단기 조정 과정을 비교적 간명하게 추정할 수 있으나 수요체계(demand system) 모형에서는 동태성을 반영하기 위해 추가적인 구조 설정이 필요하다. 반면, 품목별 ARDL-ECM 추정은 동차성, 대칭성 등의 수요이론에 기반한 제약을 부과할 수 없으며 상품 간의 상호 의존성(오차항 간 상관관계)을 고려하여 전체 시스템의 효율성을 추구하는 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 등을 통한 추정치에 비해 효율성이 낮아질 수 있다. 즉, ARDL이 개별 품목 단위 수요함수 내부의 효율성만을 확보하는 반면, SUR는 시스템 전체 효율성을 추구한다.<sup>3)</sup> 본 연구의 주요 관심이 여러 품목 간의 교차 분석이라기보다 개별 품목의 자기 가격 및 소득 탄력성 추정과 이의 동태적 변화 과정의 식별에 있는 만큼 식 (2)와 같은 품목별 ARDL-ECM 모형을 이용한 추정 방법을 사용하여 분석하였다. 더하여 식 (2)의 설정은 대체·보완재를 고려하지 않게 설정되어 누락변수 편의(omitted variable bias)가 발생할 수 있다. 이는 ARDL 추정이 시장균형 자료에서의 구조적 동시성(simultaneity)으로 인한 내생성 문제까지는 해결하지 못하기 때문이다. 본 연구에서는 누락변수 편의를 고려하여 중분류 품목(‘식료품’과 ‘음식서비스’) 분석에서 대체재 가격을 모두 포함하는 설정을 통해 강건성(robustness)을 검증하였다. 다만, 세부 품목에 대한 분석에서는 다수의 대체·보완 관계의 품목을 모두 포함할 경우의 식별 어려움 등으로 식 (2)에 기반한 추정 결과만을 제시하였다.<sup>4)</sup> 또한 식 (2)는 식 (1)에 비해 장기 수렴 속도와 단기효과의 시차를 명시적으로 고려하여 동태적 수렴 과정을 명확하게 할 수 있을 뿐만 아니라 가성회귀, 내생성, 자기상관 문제 등에서 상대적으로 더 자유롭다는 장점이 있다.

### 3.2. 분석 자료

본 연구는 통계청의 ‘가계동향조사’의 전체 혹은 분위별 가계 소비지출 및 소득 자료와 지출 목적별 ‘소비자물가지수’ 자료를 사용하였다. 우선, 두 자료의 식품 품목을 일치시키기 위해 지출 목적별 ‘소비자물가지수’ 기준 품목으로 ‘가계동향조사’의 식품 세부 품목을 통합하였다. 이렇게 통합된 분석 대상 농식품 품목은 ‘식료품’ 9개 품목, ‘비주류 음료’ 2개 품목, ‘주류’ 1개 품목, ‘음식서비스’ 1개로 총 13개 품목이다(〈표 1〉 참고). 분석 대상 기간은 현시점에서 통계청이 자료를 제공하는 기간인 2006년 1분기부터 2025년 1분기까지로 총 19년 1분기(77개 관측치) 기간이다. 다만, 2017~2018년은 통계청이 ‘가계동향조사’의 표본 수 조정 등으로 소득 분위별 소비지출액 자료를 제공하지 않아 분위별 분석에는 해당 기간이 제외되었다. 가구의 특성 변화를 통제하기 위한 변수는 ‘가계동향조사’에서 제공되는 가구원 수, 가구주연령을 사용하였으며 2장에서 살펴본 코로나19의 영향을 통제하기 위해 2020년 1분기부터 2022년 2분기까지를 1로 하는 더미변수를 도입하였다.<sup>5)</sup>

3) 4.1절 〈표 3〉에서 상품 간의 상호 의존성 미고려에 따른 추정치의 효율성 저하 정도를 살펴보기 위해 SUR 추정을 통한 결과를 제시하였음.

4) 대체·보완재를 모두 포함하는 중분류 품목 추정에서 식 (2)의 추정 계수는 강건하게 유지된다는 것을 확인하였음(〈표 3〉).

아래 <표 1>은 본 연구에 사용된 변수들의 기초통계치를 정리한 것이다. 우선, 품목별 소비지출액을 해당 품목의 가격으로 나누어 소비량으로 전환하였으며<sup>6)</sup> 명목 자료인 품목별 가격과 가계소득은 전체 소비자물가지수로 나누는 방식으로 불변화하였다.

표 1. 분석 자료의 기초통계

변수명			평균	표준편차	최솟값	최댓값	단위	
소비량 (월, 전체가구)	식료품 ( $q_f$ )	빵·곡물	$q_1$	61.51	6.39	50.52	82.65	소비량 (=소비액/ 가격, 천 원)
		육류	$q_2$	65.35	6.74	52.57	80.74	
		어류·수산	$q_3$	39.27	8.82	24.78	64.31	
		우유·치즈·계란	$q_4$	28.82	3.35	23.44	35.24	
		식용유지	$q_5$	2.85	0.57	2.02	4.40	
		과일	$q_6$	40.12	5.88	28.05	57.27	
		채소·해조	$q_7$	46.69	9.45	32.13	69.66	
		과자·빙과류·당류	$q_8$	25.32	2.39	18.25	29.70	
		기타 식료품	$q_9$	30.38	7.71	18.04	47.21	
	비주류 음료 ( $q_d$ )	커피·차·코코아	$q_{10}$	7.31	1.09	5.80	10.34	
		생수·청량음료·주스	$q_{11}$	12.96	1.94	9.79	17.90	
	주류		$q_{12}$	12.31	3.05	7.66	19.34	
	음식서비스		$q_{13}$	331.12	22.42	285.41	377.40	
가격	식료품 ( $p_f$ )	빵·곡물	$p_1$	94.50	6.41	84.66	106.08	지수 (2020년= 100)
		육류	$p_2$	94.02	7.67	80.03	109.80	
		어류·수산	$p_3$	88.70	9.42	70.20	101.56	
		우유·치즈·계란	$p_4$	97.74	8.64	80.37	112.54	
		식용유지	$p_5$	106.44	14.23	87.46	147.55	
		과일	$p_6$	102.02	12.39	80.73	140.83	
		채소·해조	$p_7$	90.51	12.70	66.15	116.39	
		과자·빙과류·당류	$p_8$	95.10	9.57	71.56	106.76	
		기타 식료품	$p_9$	91.00	11.73	69.73	105.06	
	비주류 음료 ( $p_d$ )	커피·차·코코아	$p_{10}$	104.88	4.83	96.04	115.05	
		생수·청량음료·주스	$p_{11}$	95.45	7.25	77.87	105.12	
	주류		$p_{12}$	97.92	2.37	92.12	103.04	
	음식서비스		$p_{13}$	97.10	4.27	92.62	106.55	
가계소득 (월)	전체 가구	$m$	4,073.9	344.1	3,499.0	4,764.9	천 원	
	1분위	$m^1$	888.6	120.8	701.1	1,162.9		
	2분위	$m^2$	2,241.7	194.6	1,885.2	2,673.7		
	3분위	$m^3$	3,515.9	238.8	3,095.3	4,007.6		
	4분위	$m^4$	5,024.5	382.1	4,400.6	5,797.1		
	5분위	$m^5$	8,693.1	868.3	7,283.5	10,800.0		

5) 코로나19는 첫 확진자가 발생한 2020년 1월 20일부터 2022년 4월 24일까지 제1급 법정 감염병으로 지정되었음.

6) 통계청의 품목별 소비자물가지수치는 '가계동향조사'의 품목별 소비지출액 자료를 기반으로 작성되므로 가격지수와 소비액 간의 일치성이 매우 높음.

(계속)

변수명			평균	표준편차	최솟값	최댓값	단위
가구원 수	전체 가구	$x_1$	2.63	0.23	2.21	3.04	명
	1분위	$x_1^1$	1.53	0.14	1.33	1.90	
	2분위	$x_1^2$	2.16	0.33	1.61	2.73	
	3분위	$x_1^3$	2.79	0.34	2.17	3.26	
	4분위	$x_1^4$	3.22	0.24	2.72	3.59	
	5분위	$x_1^5$	3.45	0.14	3.11	3.71	
가구주연령	전체 가구	$x_2$	50.84	1.72	47.11	54.17	세
	1분위	$x_2^1$	60.85	3.03	55.41	66.86	
	2분위	$x_2^2$	50.81	2.39	46.24	56.34	
	3분위	$x_2^3$	47.56	1.75	44.24	50.63	
	4분위	$x_2^4$	46.94	1.70	43.74	49.62	
	5분위	$x_2^5$	48.05	1.58	45.21	50.59	
코로나 터미변수		$x_3$	0.13	0.34	0.00	1.00	-

주: 2006년 1분기부터 2025년 1분기까지의 77개 관측치 대상. 분위별 소비량 기초통계치는 지면 제약으로 생략함.  
 자료: 통계청의 '가계동향조사' 및 '소비자물가지수'를 사용하여 저자 작성.

Pesaran et al.(2001)에 기반한 ARDL 모형을 추정하기 위해서는 분석에 사용되는 변수들이 1차 이하로 적분(I(1) 혹은 I(0))되어야 한다. 따라서 본격적인 분석 이전에 이를 확인하여야 한다. <표 2>는 주요 변수들에 대해 ADF 검정(Augmented Dickey-Fuller test)과 KPSS 검정(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test) 방법으로 안정성 검증을 수행한 결과를 정리한 것으로 분석에 사용된 변수들이 모두 1차로 적분(I(1))된 자료임을 확인할 수 있다.<sup>7)</sup>

표 2. 주요 변수들의 안정성 검정 결과

변수명			형태	ADF 검정 통계치	KPSS 검정 통계치
소비량	식료품	$\ln(q_f)$	원자료	-2.10	0.219***
			차분	-4.64(3)***	0.082
	비주류 음료	$\ln(q_d)$	원자료	-2.33	0.272***
			차분	-11.23***	0.053
주류	$\ln(q_{12})$	원자료	-1.57	0.124***	
		차분	-6.30***	0.031	
음식서비스	$\ln(q_{13})$	원자료	-2.15	0.33***	
		차분	-4.38***	0.056	
가격	식료품	$\ln(p_f)$	원자료	-1.99	0.269***
			차분	-4.624***	0.053
	비주류 음료	$\ln(p_d)$	원자료	-2.09	0.408***
			차분	-5.24***	0.107
주류	$\ln(p_{12})$	원자료	-2.12	0.408***	
		차분	-5.67***	0.107	
음식서비스	$\ln(p_{13})$	원자료	-1.84	0.454***	
		차분	-3.83***	0.052	
가계소득	전체 가구	$\ln(m)$	원자료	-2.69	0.254***
			차분	-3.70***	0.060

- 주 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.  
 2) ADF 검정은 원자료 검정에서는 상수항과 추세를 포함하였으나 차분 변수 검정에서는 상수항만을 포함함.  
 3) 표의 결과는 지면 제약으로 주요 변수의 결과만을 제시하였으나 여타 세부 변수들에 대한 분석에서도 2차 이상으로 적분된 변수는 없음을 확인함.

7) ADF 검정의 귀무가설은 '해당 변수가 단위 근을 갖는다(불안정 시계열)'인데 비해 KPSS 검정의 귀무가설은 '해당 변수가 안정적인 시계열이다'로 서로 다르다는 것을 유의할 필요가 있음.

## 4. 분석 결과

### 4.1. 중분류 품목 분석 결과

아래 <표 3>의 ‘ARDL 추정’ 결과는 전체 ‘식료품’과 ‘음식서비스’를 대상으로 가계 수요함수를 식 (2)로 분석한 결과이다. 우선, 각 추정 식의 시차는 BIC(Bayesian Information Criterion) 기준으로 설정하였다. 그리고 공적분 검정 통계치는 식료품 추정에서  $F_{PSS}, t_{BDM}$ 가 각각 35.20, -9.77, 음식서비스 추정에서는 각각 38.48, -10.39로 1% 임계치 구간인 [5.41 6.77]과 [-3.49 -4.21]을 크게 벗어나 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 따라서 <표 3>에서 사용하는 오차수정항(ECM)을 포함하는 ARDL 모형 설정이 유효한 것을 확인할 수 있다.

<표 3>의 ‘ARDL 추정(대체재 포함)’과 ‘SUR 추정’ 결과는 식 (2)의 결과인 ‘ARDL 추정’의 강건성 검정을 위한 것으로 대체·보완재 등의 누락변수 편이 가능성과 시장균형 자료에서의 동시성(simultaneity)을 고려한 추정 결과를 제시한 것이다. 두 추정 결과 모두에서 ‘ARDL 추정’에서의 도출된 계수값의 크기와 유의성이 대체로 유지되는 것을 확인할 수 있다. 즉, ‘ARDL 추정’에서 계수의 유의성은 강건성 검정을 위한 두 추정 결과에서 매우 유사하게 유지되었고 크기도 95% 신뢰구간 내에 존재하였다. 따라서 이하에서는 식 (2)의 설정에 기반한 추정 결과를 중심으로 결과를 해석하였다.<sup>8)</sup>

표 3. ARDL-ECM 모형 추정 결과

구분		종속변수: $\Delta \ln(q_{i,t})$					
		ARDL 추정		ARDL 추정(대체재 포함)		SUR 추정	
		식료품	음식서비스	식료품	음식서비스	식료품	음식서비스
ADJ ( $\rho$ )	$\ln(q_{i,t-1})$	-0.948*** (0.097)	-0.880*** (0.085)	-0.948*** (0.097)	-0.939*** (0.084)	-0.849*** (0.091)	-0.870*** (0.113)
	$\ln(p_{f,t-1})$	-0.425*** (0.127)		-0.443*** (0.131)	-0.292*** (0.106)	-0.394*** (0.119)	
장기효과 ( $\theta$ )	$\ln(p_{o,t-1})$		0.023 (0.390)	0.285 (0.431)	0.257 (0.358)		-0.003 (0.437)
	$\ln(m_{t-1})$	0.541*** (0.146)	0.884*** (0.128)	0.575*** (0.156)	1.012*** (0.125)	0.458*** (0.141)	0.878*** (0.109)
단기효과 ( $\pi$ )	$\Delta \ln(p_{f,t})$	-0.403*** (0.118)		-0.420*** (0.121)	-0.274*** (0.103)	-0.381 (0.245)	
	$\Delta \ln(p_{o,t})$		0.020 (0.344)	0.270 (0.407)	0.242 (0.339)		0.257 (0.745)
	$\Delta \ln(m_t)$	0.514*** (0.133)	0.778*** (0.122)	0.545*** (0.142)	0.950*** (0.133)	0.673*** (0.201)	0.785*** (0.142)

<sup>8)</sup> 이하의 분위별 혹은 품목별 분석 결과 제시에도 식 (2)에 기반한 설정으로 도출된 결과만을 제시하였음. 이는 특히 다수의 대체·보완재를 동시에 포함할 경우, 자유도 감소와 함께 다중공선성 문제로 인해 모형 추정 안정성이 저하(장기계수의 유의성이 약화되거나 추정치의 방향성이 불안정)될 수 있기 때문임.

(계속)

구분		종속변수: $\Delta \ln(q_{i,t})$					
		ARDL 추정		ARDL 추정(대체재 포함)		SUR 추정	
		식료품	음식서비스	식료품	음식서비스	식료품	음식서비스
통제변수 ( $\beta$ )	$\ln(\text{가구원수}_t)$	0.465*** (0.143)	-0.014 (0.265)	0.648** (0.310)	0.022 (0.254)	0.369*** (0.124)	-0.030 (0.282)
	$\ln(\text{가구주연령}_t)$	-0.782*** (0.214)	-1.058*** (0.243)	-0.627* (0.318)	-0.810*** (0.251)	-0.750*** (0.170)	-1.063*** (0.237)
	$I(\text{코로나19}_t)$	0.077*** (0.014)	-0.085*** (0.012)	0.081*** (0.015)	-0.085*** (0.012)	0.069*** (0.014)	-0.084*** (0.014)
	$I(1\text{분기}_t)$	-0.053*** (0.010)	-0.084*** (0.009)	-0.052*** (0.010)	-0.088*** (0.009)	-0.063*** (0.017)	-0.084*** (0.013)
	$I(2\text{분기}_t)$	-0.073*** (0.011)	0.042*** (0.010)	-0.072*** (0.011)	0.039*** (0.009)	-0.060*** (0.011)	0.043*** (0.013)
	$I(3\text{분기}_t)$	0.025* (0.013)	0.001 (0.008)	0.026* (0.014)	0.000 (0.007)	0.023 (0.018)	0.000 (0.010)
상수항( $c_0$ )		8.733*** (2.870)	3.441 (3.638)	6.303 (4.661)	0.799 (3.618)	9.047*** (2.208)	3.677 (3.591)
공적분 검정	$F_{PSS}$	35.200	38.479	26.286	33.324	20.212	28.062
	$t_{BDM}$	-9.775	-10.391	-9.724	-11.184	-7.738	-9.010
관측치 수		76	76	76	76	76	76
결정계수( $R^2$ )		0.884	0.880	0.885	0.892	0.888	0.880

주 1) Pesaran et al.(2001) bounds test의 1% 유의수준에서의 귀무가설(no level relationship) 기각 임계치 구간은 F는 [5.41 6.77], t는 [-3.49 -4.21]이며 5% 유의수준에서는 각각 [3.82 5.04], t는 [-2.84 -3.51]임. SUR 추정의  $F_{PSS}$  값은 Wald 검정에서의  $F \approx X^2(3(\text{제약수}))/3$  관계를 이용하여 계산함.

2) 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

‘ARDL 추정’ 결과를 살펴보면, ‘식료품’은 장기 가격탄성치가 -0.43, 장기 소득탄성치가 0.54로 유의미하게 추정되었으며 단기 가격 및 소득탄성치도 장기 탄성치와 비슷한 -0.40, 0.51로 유의미하게 추정되었다. ‘음식서비스’ 소득탄성치는 장·단기 각각 0.88, 0.78로 유의미하게 추정되었으나 가격탄성치는 장·단기 모두 유의미하지 않았다.9) 이는 가계의 ‘식료품’ 소비량은 가격과 소득에 의해 결정되나 ‘음식서비스’는 주로 소득 변화가 주요 결정요인이라는 것을 의미한다. 또한 이들 두 부류의 가격 및 소득의 장·단기 탄성치 크기가 크게 다르지 않게 추정되어 가격 및 소득 변화의 소비량 영향이 동 분기 내에 대부분 반영되는 것을 알 수 있다. 또한 균형으로의 수렴 속도를 나타내는 시차 조정계수( $\rho$ )가 각각 -0.95, -0.88로 크게 추정되어 균형 이탈분의 대부분이 다음 기에 반영될 정도로 조정 속도도 빠른 것으로 추정되었다.

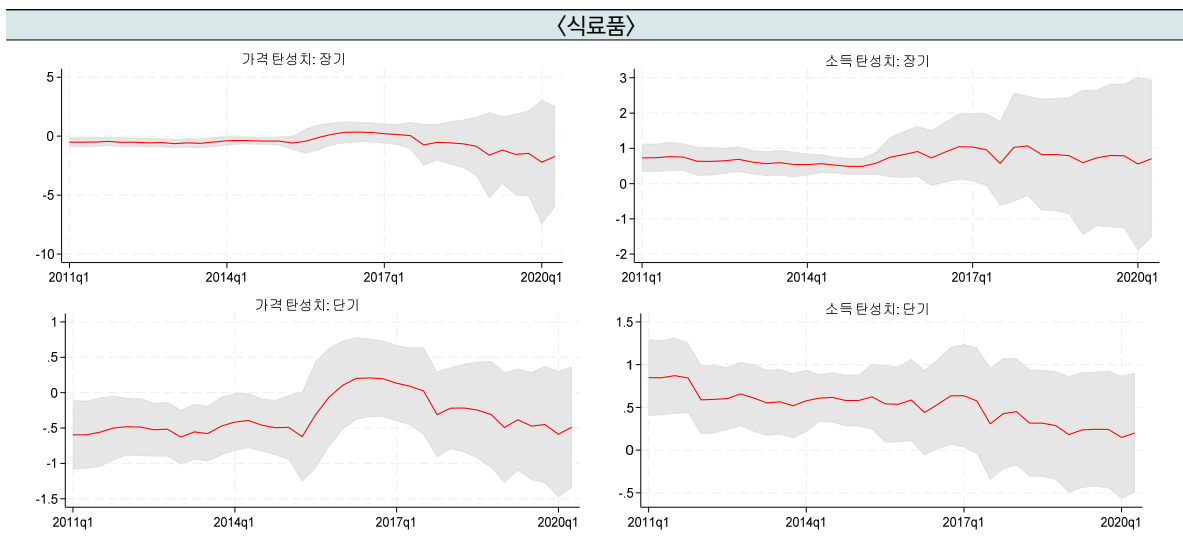
통제 변수의 영향을 살펴보면, 가구원 수는 ‘식료품’에만 양의 영향을 주는 것으로 추정되었으며 가구주 연령이 증가할수록 ‘식료품’과 ‘음식서비스’ 소비량은 유의미하게 감소하는 것으로 추정되었다. 코로나19 기간의 ‘식료품’ 소비량은 여타 기간에 비해 7.7% 증가하였으나 ‘음식서비스’는 8.5% 감소한 것으로 나타나 코로나19 기간의 외부 활동 자제에 따라 외식이 가정식으로 대체되었다는 것을 알 수 있다. 분기별로는 1분기 ‘식료품’과 ‘음식서비스’ 소비 모두가 4분기에 비해 유의미하게 적으나 2분기

9) 이계임 외(2007)는 AIDS 모형 추정을 통해 외식 지출탄력성을 1.49로 추정하였고, 이계임 외(2016)는 2015년 기준 비모수적(nonparametric)인 접근방법으로 식품비 지출의 소득탄력성을 신선식품 0.29, 가공식품 0.53, 외식비 0.95로 추정함.

는 ‘식료품’은 소비는 적으나 ‘음식서비스’ 소비는 많은 것으로 추정되었다. 이는 특히 2분기에 ‘식료품’ 소비가 ‘음식서비스’ 소비로 대체되는 경향이 크다는 것으로 해석할 수 있다.

이상의 추정 결과는 분석 대상 전 기간의 추정 계수가 안정적으로 유지되었다는 가정하에서 수행된 것이다. 그러나 특정 기간을 전후로 구조변화가 발생하였다면 전 기간을 대상으로 계산된 추정치는 현재 상황을 잘 반영한 것이 아니며 이에 근거한 판단 혹은 정책 설계는 왜곡을 초래할 수 있다. 본 연구에서는 구조변화 시점을 식별하는 대신 분석 대상 기간을 옮겨가며 추정을 반복하는 방법으로 추정치의 안정성을 살펴보았다. <그림 6>은 가격 및 소득탄성치의 기간에 따른 변화 가능성을 검증하기 위하여 분석 대상을 10년으로 설정하고 1분기씩 앞으로 이동하면서 식 (2)를 반복 추정하는 방식으로 계산된 가격 및 소득탄성치와 이의 95% 신뢰구간을 나타낸다. 이렇게 계산된 ‘식료품’의 장·단기 소득 및 가격 탄성치는 코로나 기간(2020~2022년)이 포함되기 시작하는 2015년(분석 대상 기간의 중간 시점)부터의 추정치가 기존 추이에서 벗어나거나 신뢰구간이 커지는 것을 확인할 수 있다.<sup>10)</sup> 코로나19 이전부터 변화가 시작된 탄성치는 ‘식료품’의 단기 소득탄성치와 ‘음식서비스’의 장·단기 소득탄성치로 이들은 감소 추세를 지속해 왔고 특히, 2017년부터는<sup>11)</sup> 5% 유의수준에서 0과 다르지 않다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이러한 결과는 서론에서 살펴본 선행 연구가 식료품은 소득탄력성이 1 미만인 필수재로 분석한 것과는 일치하나 외식은 소득탄력성이 1 이상인 사치재로 분석한 것과 상이한 결과이다. 즉, ‘음식서비스’는 2010년 전반까지는 소득 장·단기 탄성치가 1과 유사하거나 이상이었으나 이후 감소 추세를 이어가면서 1보다 작아졌다. 이는 최근으로 오면서 ‘음식서비스’도 필수재로 변화했다는 것을 의미하는 것이다.

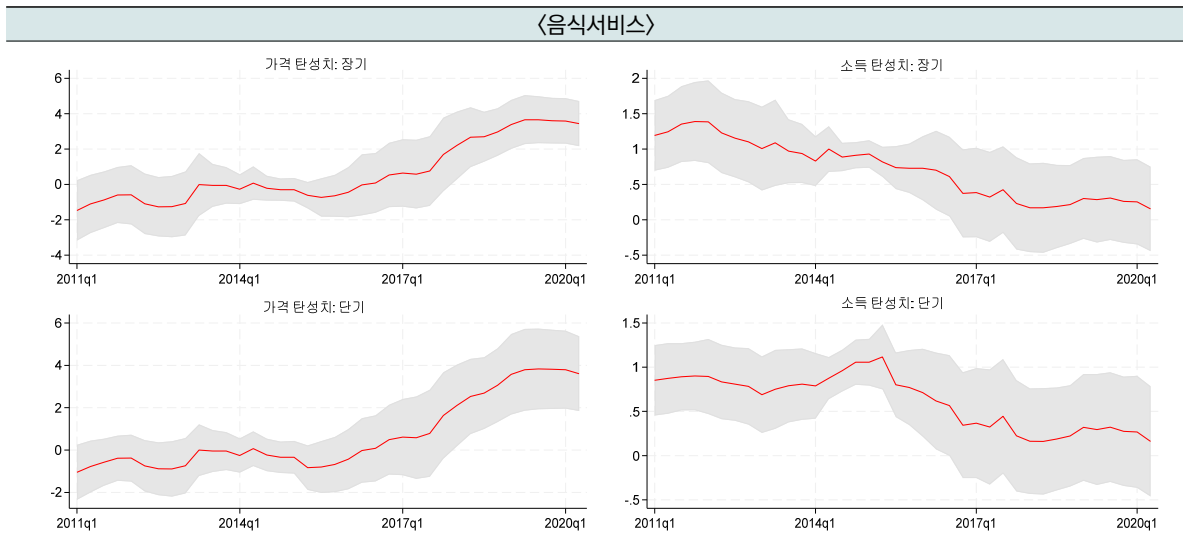
그림 6. 식생활 관련 소비지출의 소득 및 가격 탄성치 변화



10) (코로나19,) 변수는 2020년까지 모두 0으로 변동성이 없어 제외하고 추정하였음.

11) 2017년을 중심으로 10년(2022년을 기준으로 이전 10년) 자료로 추정하였음.

(계속)

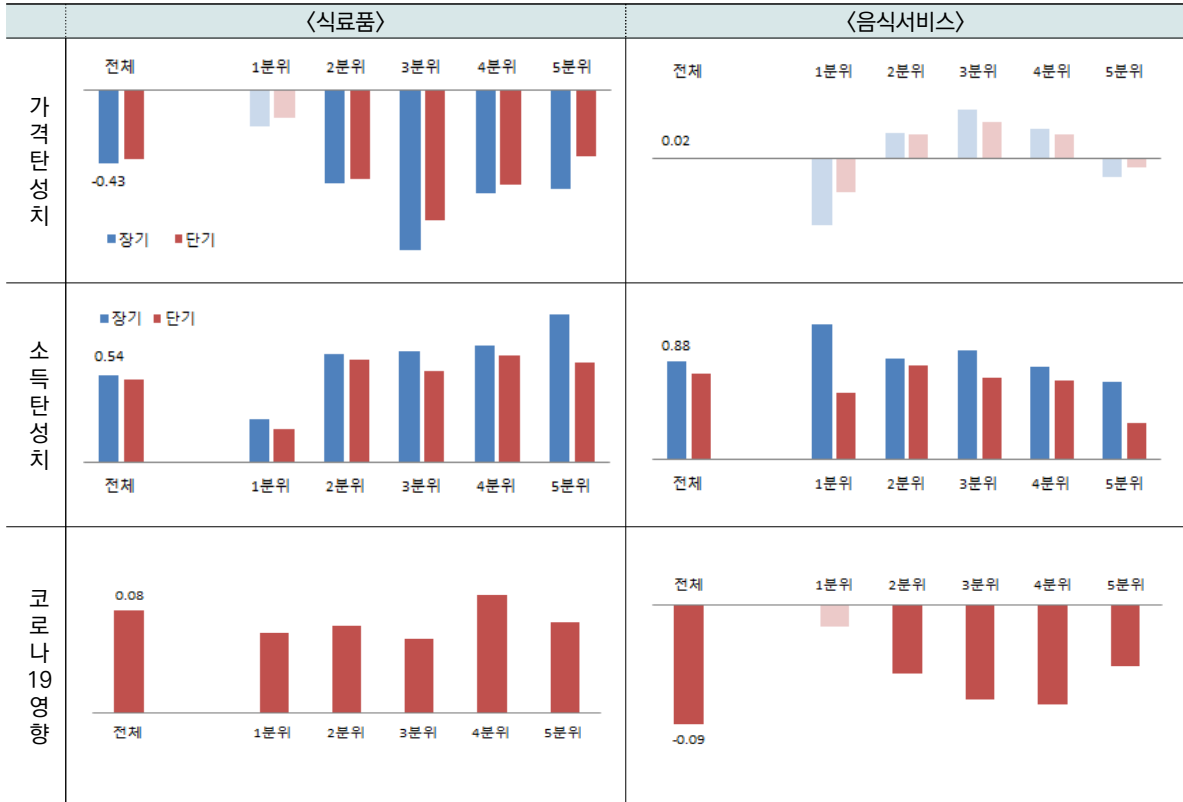


주: 그림의 선과 영역은 <표 3>의 설정(코로나19 변수는 제외)과 해당 분기를 중심으로 전후 5년, 총 10년(window=40) 간의 자료로 추정된 탄성치와 이의 95% 신뢰구간을 표시함.

가계 소비량 영향 요인을 분위별로 살펴보면<sup>12)</sup> 특히, 1분위 식생활 관련 소비량에 영향을 미치는 요인과 크기가 여타 분위와 크게 다르게 추정되었다(부표 1), (부표 2), (그림 7) 참고). 우선, '식료품' 가격탄성치는 1분위가 가장 작고 통계적으로 유의미하지도 않으나 여타 분위에서는 모두 유의미할 뿐만 아니라 크기도 1분위에 비해 훨씬 큰 것으로 추정되었다. 전체적인 분위별 추이는 1분위가 가장 작고 3분위까지 탄성치의 절댓값이 커지다 이후 다시 작아지는 모습을 보였다. 소득탄성치는 1분위도 통계적으로 유의미하나 여타 분위에 비해 훨씬 작게 추정되었으며, 이후 분위의 크기는 1분위 크기의 2배 이상으로 유의미하게 추정되었다. '음식서비스'는 가격탄성치는 모든 분위에서 유의미하지 않게 추정되었으나 소득탄성치는 1분위의 경우 특히, 장기 탄성치가 여타 분위의 장기 탄성치에 비해 유의미하고 크게 추정되었으며 이후 분위는 5분위 단기 탄성치가 조금 작으나 대체로 유사한 크기로 추정되었다. 코로나19 영향은 '식료품' 소비가 코로나19 기간이 여타 기간에 비해 분위별로 5~9%가량 크게 추정되었으며 분위별 차이가 크지 않았으나 '음식서비스'는 1분위 가계에는 유의미한 영향이 없었던 것으로 추정되었으나 여타 분위에서는 4~8%가량 작아진 것으로 추정되어 '식료품' 구매를 통한 가정 내 조리식이 외식·배달식으로 대체된 것으로 분석되었다.

12) 전 기간을 대상으로 하나 통계청에서 분위별 소비지출액 자료를 제공하지 않는 2017년과 2018년은 제외됨.

그림 7. 분위별 가구 농식품 소비량 결정요인



주: 분위별 분석 결과인 <부표 1>, <부표 2>의 결과를 이용하여 작성함. 흐리게 표시된 추정치는 5% 유의수준에서 유의미하지 않음을 의미함.

#### 4.2. 세부 품목 분석 결과

세부 농식품 품목은 식단을 구성하는 요소이나 각각의 소비량은 개별 가구의 선호나 특성을 반영하여 결정될 수 있는 만큼 세부 품목 소비량의 결정요인과 이의 영향을 분석하는 것도 정책적 측면 등에서 의미가 있을 수 있다. <부표 3>은 이를 분석한 것으로 세부 품목에 대해 식 (2)를 추정한 결과를 정리한 것이다.<sup>13)</sup> 아래 <그림 8>은 <부표 3>의 추정 결과를 이용하여 가격 및 소득탄성치와 코로나19 영향을 세부 품목별로 도식화한 것이다.

13) 식 (2)를 이용한 세부 품목 추정에서 시차는 BIC 기준으로 식별하지 않고 모두 ARDL(1, 1, 1)로 추정한 결과를 사용함. 이는 BIC 기준으로 시차를 식별한 경우에 대부분 품목이 ARDL(1, 1, 1)로 식별되었으며 그렇지 않은 품목의 경우에도 추정치의 크기와 유의성이 ARDL(1, 1, 1)과 크게 차이가 나지 않았기 때문임.

그림 8. 세부 품목별 가구 농식품 소비량 결정요인



주: <부표 2>, <부표 3>의 결과를 이용하여 작성함. 흐리게 표시된 추정치는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하지 않음을 의미함.

우선, 세부 품목별 가격탄성치는 ‘생수·청량음료·주스’가 단기 -1.35, 장기 -1.40로 가장 크게 추정되었으며 이후, ‘어류·수산물’ -0.86, -1.13, 과일 -0.56, -0.74, ‘채소·해조’ -0.56, -0.43으로 장·단기 모두 유의미하게 추정되었다. 그리고 ‘우유·치즈·계란’, ‘과자·빙과·당류’, ‘커피·차·코코아’는 단기 탄성치만 유의미하게 추정되었으며 반대로 ‘육류’, ‘기타 식료품’은 장기 가격 탄성치만 유의미하게 추정되었다.<sup>14)</sup> 세부 품목별 소득탄성치도 품목별로 유의성과 크기가 매우 달랐다. 장·단기 모두 유의미하게 추정된 품목은 ‘육류’ 단기 1.12, 장기 1.08, ‘과일’ 각각 1.26, 0.89, ‘생수·청량음료·주스’ 1.45,

14) 권오상·심지민(2022)은 EASI 수요체계를 통한 분석에서 Marshall 자기 가격탄성치를 곡물 -0.52, 육류 -0.69, 수산물 -1.16, 낙농 -0.27, 과일 -0.84, 채소 -0.49, 기타 식품 -0.77, 음료 -0.41(유의수준 10%에서 유의미), 주류 -1.15(유의미하지 않음) 등으로 추정함.

0.87, 주류 1.00, 0.84이었으며 ‘빵·곡물’, ‘커피·차·코코아’는 단기 탄성치, ‘과자·빙과·당류’의 장기 탄성치도 통계적으로 유의미하게 추정되어 가구 소득이 소비량 결정의 유의미한 결정요인으로 분석되었다.<sup>15)</sup> 장기 소득탄력성이 1보다 커 사치재(luxury good)적 특성을 보이는 품목은 ‘육류’와 ‘과자·빙과·당류’로 식별되었으며, 이는 소득 증가에 따라 해당 품목의 소비 비중이 상대적으로 빠르게 확대됨을 의미한다. 반면, ‘빵·곡물’, ‘채소·해조’, ‘우유·치즈·계란’ 등은 장기 소득탄력성이 1 미만으로 추정되어 필수재(necessity)적 성격을 유지하는 것으로 해석된다.

코로나19의 영향도 품목별로 차이가 있는데 ‘식용유지’가 코로나19 기간이 여타 기간에 비해 26% 소비량 증가로 증가 폭이 가장 큰 품목으로 추정되었으며 ‘기타식료품’, ‘육류’, ‘주류’, ‘어류·수산’, ‘빵·곡물’, ‘생수·청량음료·주스’도 소비량이 유의미하게 증가한 것으로 추정되었다.

## 5. 결론

본 연구는 가계의 식생활 관련 소비지출을 품목별 및 소득 분위별로 구분하여 ARDL 모형을 활용해 장·단기 결정요인을 분석하였다. 특히 자기 가격 및 소득탄성치를 추정하여 선행 연구인 AIDS류의 수요체계에 기반한 분석의 대안적 분석 방법으로서의 가능성을 검토하였다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 소득탄력성은 품목별·분위별로 상이한 양상을 보였다. 식료품의 경우 1분위에서 상대적으로 낮은 소득탄성치를 보였으며, 2분위 이상에서는 유사한 수준이 유지되는 경향이 나타났다. 이는 저소득층의 경우 기본적인 식료품 소비가 필수적 수준에서 유지되고 있어 소득 증가가 곧바로 소비 확대로 이어지기 어렵다는 점을 반영하는 것으로 해석된다. 반면, 음식서비스(외식)의 장기 소득탄성치는 저소득층에서 상대적으로 높게 나타났으며, 분위가 높아질수록 점차 낮아지는 추세를 보였다. 이는 외식 소비가 저소득층에서는 소득 증가에 따라 크게 확대되는 선택적 소비의 성격을 가지나, 고소득층에서는 이미 일정 수준 이상 소비가 이루어져 한계 소비성향이 낮아지는 구조를 시사한다. 이러한 결과는 정책적 측면에서 차별화된 접근의 필요성을 보여준다. 저소득층에 대한 소득 지원은 외식 및 식생활 선택의 폭을 확대하는 데 상대적으로 큰 효과를 가질 수 있으며, 이는 단순한 칼로리 충족을 넘어 생활의 질 개선과도 연결될 가능성이 있다. 반면 식료품 소비는 일정 수준 이상에서는 소득 증가에 따른 확대 효과가 제한적이므로, 가격 안정 정책이나 접근성 개선 정책이 병행될 필요가 있다. 즉, 소득 지원 정책은 특히 저소득층의 외식 소비 확대에 보다 직접적인 영향을 미칠 수 있으나 식료품 소비 확대 측면에서는 효과적인 정책이 아닐 수 있음을 시사한다. 둘째, 품목별 가격탄성치도 상당한 이질성을 보였다. 일부 품목은 가격에 비탄력적인 반면, 특정 품목

<sup>15)</sup> 권오상·심지민(2022)은 EASI 수요체계를 통한 분석에서 지출탄성치를 곡물 0.962, 육류 1.27, 수산물 1.27, 낙농 0.64, 과일 1.13, 채소 1.16, 기타 식품 1.00, 음료 0.29, 주류 0.37로 유의미하게 추정함. 다만, 소득의 일정 부분만 소비로 이어짐으로 본 연구의 소득탄성치와 직접적으로 비교하는 데에는 주의를 필요함.

은 상대적으로 높은 가격탄력성을 나타냈다. 이는 해당 품목의 필수성 여부, 대체 가능성, 소비 빈도 및 소비 목적의 차이에서 기인한 것으로 해석된다. 필수재적 성격이 강한 품목(빵·곡물, 식용유지 등)은 가격 상승에도 소비 감소 폭이 제한적이나 선택적 소비재(어류·수산, 과일, 생수·음료·주스 등)는 가격 변화에 민감하게 반응하는 경향이 나타났다. 이러한 결과는 식품 관련 세제 정책이나 가격 안정 정책이 품목별로 상이한 효과를 초래할 수 있음을 시사하며, 일률적인 가격 정책보다는 품목 특성을 고려한 차별화된 접근이 필요함을 보여준다. 셋째, 외식과 가정식 소비 간 관계는 단순한 상대가격 효과뿐 아니라 소득수준 및 구조적 요인의 영향을 복합적으로 받는 것으로 나타났다. 특히 외식 소비는 소득 증가에 따라 상대적으로 더 크게 확대되는 경향을 보였는데, 이는 외식이 단순한 식사 대체 수단을 넘어 생활양식 및 시간 제약과 밀접히 연결된 소비 형태임을 시사한다. 따라서 외식산업 관련 정책은 가격 요인뿐 아니라 소득 구조변화, 1인 가구 증가, 인구 고령화 등 구조적 요인을 함께 고려할 필요가 있다. 넷째, 본 연구의 결과는 AIDS류의 수요체계 분석을 통한 선행 연구 결과와 비교할 때, 제약의 부여, 품목분류, 사용자 등에 의해 다소간의 차이는 존재하나 전반적인 유사성을 보였다.

ARDL 접근의 장점은 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 단기효과와 장기 효과를 구분하여 제시함으로써 정책 충격의 시간적 경로를 설명할 수 있다. 이는 가격 인상이나 소득 충격이 즉시 어느 정도 영향을 미치고, 장기적으로 어느 수준까지 조정되는지를 분석할 수 있다는 점에서 정책 설계 및 효과 예측에 실질적 정보를 제공한다. 둘째, 모형 구조가 비교적 단순하여 데이터에 대한 요구조건이 낮고 추정이 용이하며 해석이 직관적이라는 장점이 있다. 즉, 복잡한 제약·전제 조건을 요구하지 않는다는 점에서 정책 현장에서 추정치를 활용하기에 용이하다. 셋째, 공적분 검정을 통해 장기균형 관계의 존재 여부를 확인할 수 있어, 추정된 관계가 일시적 상관인 아닌 구조적 관계임을 확인할 수 있다는 장점이 있다.

이러한 장점에 비해 단점은 이론적 제약하에 다수 품목의 대체·보완관계를 동시에 추정하는 것이 어려우며 순수 대체효과를 분리하는 Hicks 보상탄력성 추정이 어려운 등 구조적 수요체계 모형에 비해 이론적 정교성은 다소 제한적이라는 것이다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 의의는 복잡한 수요체계 모형을 적용하지 않더라도 비교적 단순한 ARDL 접근을 통해 정책적으로 활용 가능성이 높은 장·단기 탄력치를 도출할 수 있음을 실증적으로 보여주었다는 데 있다. 특히 분위별·품목별 이질성을 고려하면서도 정책 담당자가 직관적으로 해석하고 활용할 수 있는 형태의 결과를 제시하였다는 점에서 정책 활용 가능성이 높다.

즉, 본 연구는 이론적으로 정교한 결과와 정책 현장에서의 적용 가능성이 높은 결과 사이의 간극을 완화하는 하나의 실증적 대안을 제시하였다는 점에서 의의를 가진다. 향후 연구에서는 수요체계 모형과 동태적 시계열 접근을 결합한 확장 분석을 통해, 보다 정교하면서도 정책 친화적인 분석 틀을 발전시킬 필요가 있을 것이다.

참고문헌

권오상, 심지민. (2022). 농식품 수요체계에 있어 가구원 수 변화가 소비지출에 미친 영향. *농촌경제*, 45(4), 1-29.  
<http://doi.org/10.36464/jrd.2022.45.4.001>

김원년, 박진석. (2011). 소득수준별 외식비 엔젤곡선 추정에 관한 연구: 가계조사자료를 활용한 미시계량적 접근. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 13(3), 1589-1597. UCI: G704-000930.2011.13.3.008

김종진, 홍연아, 주준형, 박서윤. (2023). 농식품 공급망에서의 물가 결정요인 분석 연구. 연구보고 R985. 1-223.

김태우. (2009). 소득수준별 농식품 수요함수 추정: 중도절단회귀모형을 이용한 미시적 접근. *농촌경제*, 특집호.

나정기. (1998). 외식산업 성장배경에 관한 소고. *관광경영학연구*, 3, 115-137.

박재홍, 장재봉. (2012). 외식부문별 소비구조 분석. 한국농촌경제연구원.

박진석. (2010). 외식수요의 소득탄력성에 관한 연구. *한국외식경영학회*, 13(1), 59-77.  
 UCI: G704-SER000002017.2010.13.1.004

이계임, 김상효, 허성윤. (2016). 한국인의 식품소비 심층분석. 연구보고 R781. 1-225

이계임, 이동소, 이윤나. (2013). 취약계층의 식품소비행태 분석, 36(4), 31-52. UCI: G704-000576.2013.36.4.005

이계임, 한혜성, 손은영. (2007). 한국인의 식품소비 트렌드 분석. 연구보고 R560. 1-175.

전홍훈, 김진. (2015). 가계 문화소비지출의 탄력성 추정. *문화경제연구*, 18(1), 3-21.  
 UCI: G704-SER000009837.2015.18.1.005

진현정, 오현석. (2016). AIDS모형을 이용한 1인가구와 일반가구의 식품소비 탄력성 분석. *소비자문제연구*, 47(3).  
<http://doi.org/10.15723/jcps.47.3.201612.169>

통계청 KOSIS 국가통계포털. *가계동향조사*, 소득5분위별 가구당 월평균 가계수지(전국, 1인 이상, 실질).  
[https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1L9U122&conn\\_path=I2](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L9U122&conn_path=I2)

통계청 KOSIS 국가통계포털. *소비자물가지수*, 품목별 소비자물가지수(품목성질별: 2020=100).  
[https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1J22112&conn\\_path=I2](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1J22112&conn_path=I2)

허덕, 정민국, 송우진, 김현중, 김진년, 서강철, 이용건. (2014). 물가안정을 위한 축산물과 축산식품 유통체계 구축 연구 (4/4차연도). 연구보고 R728.

Acton, R. B., Vanderlee, L., Cameron, A. J., Goodman, S., Jauregui, A., Sacks, G., White, C. M., White, M. & Hammond, D. (2022). Self-reported impacts of the COVID-19 pandemic on diet-related behaviors and food security in 5 countries: Results from the International Food Policy Study 2020. *The Journal of Nutrition*, 152(Suppl. 1), 35S-46S. <https://doi.org/10.1093/jn/nxac025>

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>

Banks J, Blundell R & Lewbel A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-539. <https://doi.org/10.1162/003465397557015>

Casado, J. M, Giménez-Nadal, J. I, Labeaga, J. M. & Molina, J. A. (2025). Family size and food consumption: Exploring economies of scale with panel data. *Journal of Family and Economic Issues*, 46, 373-382. <https://doi.org/10.1007/s10834-024-09971-x>

Deaton, A. S. & J. Muellbauer. (1980). "An Almost Ideal Demand System". *American Economic Review*, 70, 312-336.

Kripfganz & Schneider D. (2020). Response Surface Regressions for Critical Value Bounds and Approximate p-values in Equilibrium Correction Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, vol. 82(6), 1456-1481.  
<https://doi.org/10.1111/obes.12377>

Labeaga, J. M. & Molina, J. A. (2025). Family size and food consumption: Exploring economies of scale

- with panel data. *Journal of Family and Economic Issues*.  
<https://doi.org/10.1007/s10834-024-09971-x>
- Li, Z. & Wang, G. (2025). On-demand delivery platforms and restaurant sales. *Management Science*, 71(7), 5788-5804. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.01010>
- Pesaran MH, & Shin Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, In *Econometrics and Economic Theory: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge. 371-413.  
<https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- Pesaran MH, Shin Y & Smith RJ. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Renard M, Bell Z, Jamshidvand M, Mai Z, McCloat A, Mooney E, Hollywood L & Lavelle F. (2026). Domestic cooking and food behaviours during the COVID-19 pandemic and the cost-of-living crisis: A scoping review. *Appetite*, 216, 108311. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2025.108311>
- Roche M, Comstock A & Ecker O. (2025). The Future of Food Demand: A Global Meta-Analysis and Projections of Income and Price Elasticities. IFPRI Discussion Paper 02361. Washington, DC: International Food Policy Research Institute. <https://hdl.handle.net/10568/176595>.
- Shi L. & Xu Z. (2024). Dine in or Takeout? Trends on Restaurant Service Demand amid the COVID-19 Pandemic. *Service Science*, 16(4), 241-271. <https://doi.org/10.1287/serv.2023.0103>
- Solórzano D. (2024). Grab a bite? Prices in the food away from home industry during the COVID-19 pandemic. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 225, 435-464.  
<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2024.07.014>



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.

부록: ARDL-ECM 추정 결과

부표 1. 식료품 분위별 추정 결과

설명변수		종속변수: $\Delta \ln(q_{f,t})$ (식료품)					
		전체	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
ADJ ( $\rho$ )	$\ln(q_{f,t-1})$	-0.948*** (0.097)	-0.761*** (0.115)	-0.947*** (0.104)	-0.814*** (0.124)	-0.914*** (0.115)	-0.672*** (0.110)
장기효과 ( $\theta$ )	$\ln(p_{f,t-1})$ (가격)	-0.425*** (0.127)	-0.212 (0.203)	-0.543*** (0.147)	-0.926*** (0.197)	-0.601*** (0.159)	-0.574** (0.216)
	$\ln(m_{t-1})$ (소득)	0.541*** (0.146)	0.270** (0.114)	0.666*** (0.151)	0.688*** (0.220)	0.721*** (0.201)	0.909*** (0.252)
단기효과 ( $\pi$ )	$\Delta \ln(p_{f,t})$ (가격)	-0.403*** (0.118)	-0.161 (0.152)	-0.514*** (0.150)	-0.754*** (0.151)	-0.550*** (0.151)	-0.386** (0.151)
	$\Delta \ln(m_t)$ (소득)	0.514*** (0.133)	0.205** (0.084)	0.631*** (0.140)	0.560*** (0.178)	0.659*** (0.178)	0.611*** (0.161)
통제변수 ( $\beta$ )	$\ln(\text{가구원수}_t)$	0.465*** (0.143)	0.475*** (0.159)	0.627*** (0.099)	0.246*** (0.087)	0.142 (0.160)	0.575* (0.324)
	$\ln(\text{가구주연령}_t)$	-0.782*** (0.214)	-0.047 (0.191)	0.260 (0.171)	0.137 (0.367)	-0.930** (0.450)	-0.784 (0.493)
	$I(\text{코로나19}_t)$	0.077*** (0.014)	0.060*** (0.017)	0.065*** (0.014)	0.055*** (0.016)	0.088*** (0.017)	0.068*** (0.019)
	$I(1\text{분기}_t)$	-0.053*** (0.010)	-0.099*** (0.014)	-0.041*** (0.011)	-0.034*** (0.012)	-0.050*** (0.013)	-0.050** (0.020)
	$I(2\text{분기}_t)$	-0.073*** (0.011)	-0.129*** (0.018)	-0.099*** (0.013)	-0.064*** (0.015)	-0.059*** (0.013)	-0.028** (0.014)
	$I(3\text{분기}_t)$	0.025* (0.013)	0.033 (0.022)	0.029* (0.015)	0.043** (0.018)	0.017 (0.016)	0.064*** (0.017)
상수항( $c_0$ )		3.535 (2.567)	3.886 (2.345)	3.231 (2.009)	2.074 (2.444)	5.772** (2.857)	3.910 (2.497)
관측치 수		76	67	67	67	67	67
결정계수( $R^2$ )		0.880	0.728	0.920	0.844	0.804	0.779

주 1) Pesaran et al.(2001) bounds test의 1% 유의수준에서의 귀무가설(no level relationship) 기각 임계치 구간은 F는 [5.41 6.77], t는 [-3.49 -4.21]이며 5% 유의수준에서는 각각 [3.82 5.04], t는 [-2.84 -3.51]임.

2) 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

자료: 저자 작성.

부표 2. 음식서비스 분위별 추정 결과

설명변수		종속변수: $\Delta \ln(q_{o,t})$ (음식서비스)					
		전체	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
ADJ ( $\rho$ )	$\ln(q_{o,t-1})$	-0.880*** (0.085)	-0.494*** (0.087)	-0.934*** (0.094)	-0.752*** (0.114)	-0.844*** (0.120)	-0.475*** (0.109)
장기효과 ( $\theta$ )	$\ln(p_{o,t-1})$ (가격)	0.023 (0.390)	-1.010 (1.122)	0.399 (0.288)	0.744 (0.616)	0.455 (0.345)	-0.278 (0.636)
	$\ln(m_{t-1})$ (소득)	0.884*** (0.128)	1.217*** (0.249)	0.910*** (0.111)	0.987*** (0.213)	0.841*** (0.208)	0.706** (0.307)
단기효과 ( $\pi$ )	$\Delta \ln(p_{o,t})$ (가격)	0.020 (0.344)	-0.499 (0.528)	0.373 (0.276)	0.559 (0.460)	0.384 (0.296)	-0.132 (0.295)
	$\Delta \ln(m_t)$ (소득)	0.778*** (0.122)	0.601*** (0.142)	0.850*** (0.119)	0.743*** (0.168)	0.709*** (0.174)	0.335** (0.161)
통제변수 ( $\beta$ )	$\ln(\text{가구원수}_t)$	-0.014 (0.265)	-0.366 (0.232)	0.056 (0.111)	0.153 (0.211)	-0.078 (0.227)	-0.414 (0.368)
	$\ln(\text{가구주연령}_t)$	-1.058*** (0.243)	-1.526*** (0.379)	-1.057*** (0.193)	-0.994*** (0.301)	-1.468*** (0.366)	-0.637* (0.344)
	$I(\text{코로나19}_t)$	-0.084*** (0.009)	-0.085*** (0.019)	-0.063*** (0.009)	-0.049*** (0.011)	-0.079*** (0.012)	-0.078*** (0.018)
	$I(1\text{분기}_t)$	0.042*** (0.010)	0.034 (0.021)	0.027** (0.011)	0.058*** (0.014)	0.035** (0.013)	0.070*** (0.012)
	$I(2\text{분기}_t)$	0.001 (0.008)	-0.007 (0.019)	0.000 (0.009)	0.008 (0.010)	-0.012 (0.012)	0.012 (0.011)
	$I(3\text{분기}_t)$	-0.085*** (0.012)	-0.016 (0.022)	-0.049*** (0.012)	-0.067*** (0.018)	-0.071*** (0.017)	-0.044*** (0.016)
상수항( $c_0$ )		3.535 (2.567)	3.886 (2.345)	3.231 (2.009)	2.074 (2.444)	5.772** (2.857)	3.910 (2.497)
관측치 수		76	67	67	67	67	67
결정계수( $R^2$ )		0.880	0.728	0.920	0.844	0.804	0.779

주 1) Pesaran et al.(2001) bounds test의 1% 유의수준에서의 귀무가설(no level relationship) 기각 임계치 구간은 F는 [5.41 6.77], t는 [-3.49 -4.21]이며 5% 유의수준에서는 각각 [3.82 5.04], t는 [-2.84 -3.51]임.

2) 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

자료: 저자 작성.

부표 3. 세부 품목별 추정 결과(1)

설명변수		종속변수: $\Delta \ln(q_{i,t})$					
		빵·곡물	육류	어류·수산	우유·치즈·계란	식용유지	과일
ADJ ( $\rho$ )	$\ln(q_{i,t-1})$	-0.838*** (0.148)	-1.082*** (0.175)	-0.585*** (0.137)	-0.262** (0.125)	-1.325*** (0.195)	-1.025*** (0.178)
장기효과 ( $\theta$ )	$\ln(p_{i,t-1})$	-0.247 (0.189)	-0.405** (0.154)	-1.134*** (0.219)	-0.467 (0.304)	-0.161 (0.104)	-0.743*** (0.083)
	$\ln(m_{i,t-1})$	0.302 (0.226)	1.084*** (0.232)	-0.132 (0.375)	0.061 (0.515)	-0.257 (0.350)	0.887*** (0.325)
단기효과 ( $\pi$ )	$\Delta \ln(p_{i,t})$	-0.025 (0.340)	-0.458 (0.278)	-0.861** (0.423)	-0.569*** (0.138)	0.113 (0.506)	-0.560*** (0.140)
	$\Delta \ln(m_{i,t})$	0.818*** (0.225)	1.115*** (0.300)	0.474 (0.290)	0.145 (0.153)	0.247 (0.644)	1.255*** (0.368)
통계변수 ( $\beta$ )	$\ln(\text{가구원수}_t)$	0.492** (0.192)	0.494 (0.344)	0.282 (0.208)	0.141 (0.217)	-0.731 (0.527)	1.064*** (0.332)
	$\ln(\text{가구주연령}_t)$	-0.816*** (0.226)	0.569* (0.312)	-0.581 (0.391)	-0.303 (0.183)	-1.426** (0.661)	0.659* (0.357)
	$I(\text{코로나19}_t)$	-0.185*** (0.028)	0.033 (0.031)	-0.076** (0.030)	0.036** (0.015)	0.130** (0.062)	0.086* (0.049)
	$I(1\text{분기}_t)$	-0.145*** (0.021)	-0.055*** (0.020)	-0.244*** (0.032)	0.068*** (0.010)	-0.045 (0.039)	0.058* (0.029)
	$I(2\text{분기}_t)$	-0.140*** (0.019)	0.062* (0.036)	-0.005 (0.045)	0.062*** (0.011)	0.223*** (0.057)	0.237*** (0.037)
	$I(3\text{분기}_t)$	0.058*** (0.016)	0.104*** (0.025)	0.089*** (0.023)	0.013 (0.012)	0.262*** (0.057)	0.019 (0.026)
AR항	$\Delta \ln(q_{i,t-1})$	0.094 (0.103)	-0.050 (0.109)	-0.015 (0.114)	-0.035 (0.121)	0.068 (0.116)	0.003 (0.103)
상수항( $c_0$ )		8.212** (3.720)	-8.612* (5.129)	9.350* (5.472)	3.457 (2.403)	21.897** (9.882)	-6.692 (6.051)
관측치 수		75	75	75	75	75	75
결정계수( $R^2$ )		0.931	0.924	0.951	0.741	0.933	0.947

주 1) Pesaran et al.(2001) bounds test의 1% 유의수준에서의 귀무가설(no level relationship) 기각 임계치 구간은 F는 [5.41 6.77], t는 [-3.49 -4.21]이며 5% 유의수준에서는 각각 [3.82 5.04], t는 [-2.84 -3.51]임.

2) 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

자료: 저자 작성.

부표 4. 세부 품목별 추정 결과(2)

설명변수		종속변수: $\Delta \ln(q_{?,t})$					
		채소·해조	과자·빙과·당류	기타 식료품	커피·차·코코아	생수·청량음료·주스	주류
ADJ ( $\rho$ )	$\ln(q_{?,t-1})$	-0.625*** (0.137)	-0.509*** (0.159)	-1.211*** (0.138)	-0.130* (0.076)	-0.693*** (0.172)	-0.748*** (0.154)
장기효과 ( $\theta$ )	$\ln(p_{?,t-1})$	-0.432*** (0.117)	-0.331 (0.224)	-0.375** (0.180)	-0.023 (0.990)	-1.397*** (0.214)	-0.451 (0.498)
	$\ln(m_{t-1})$	0.503 (0.400)	1.081** (0.444)	0.218 (0.477)	-0.059 (1.974)	0.871*** (0.317)	0.839** (0.400)
단기효과 ( $\pi$ )	$\Delta \ln(p_{?,t})$	-0.564*** (0.091)	-0.914** (0.355)	0.458 (0.467)	-0.927*** (0.270)	-1.348*** (0.484)	-1.266 (0.778)
	$\Delta \ln(m_t)$	0.190 (0.354)	0.337 (0.306)	0.622 (0.587)	1.555*** (0.246)	1.450*** (0.260)	1.003*** (0.342)
통제변수 ( $\beta$ )	$\ln(\text{가구원수}_t)$	0.721** (0.300)	0.354 (0.271)	-2.671*** (0.512)	-0.159 (0.220)	-0.379* (0.213)	-1.015** (0.449)
	$\ln(\text{가구주연령}_t)$	-0.996*** (0.374)	0.422 (0.439)	-5.073*** (0.996)	-0.288 (0.253)	-0.586 (0.364)	0.876** (0.435)
	$I(\text{코로나19}_t)$	-0.198*** (0.038)	0.147*** (0.034)	-0.290*** (0.062)	-0.146*** (0.018)	-0.124*** (0.036)	-0.085** (0.039)
	$I(1\text{분기}_t)$	0.032 (0.022)	0.220*** (0.027)	-0.232*** (0.066)	-0.048*** (0.015)	0.198*** (0.044)	0.042 (0.031)
	$I(2\text{분기}_t)$	-0.164*** (0.045)	0.189*** (0.021)	0.035 (0.055)	-0.092*** (0.018)	0.182*** (0.023)	0.149*** (0.029)
	$I(3\text{분기}_t)$	0.043* (0.023)	0.014 (0.020)	0.184*** (0.034)	0.022 (0.021)	0.046** (0.022)	0.102*** (0.026)
AR항	$\Delta \ln(q_{?,t-1})$	-0.043 (0.108)	-0.023 (0.127)	0.287*** (0.103)	0.032 (0.099)	-0.135 (0.116)	-0.233** (0.111)
상수항( $c_0$ )		5.194 (5.069)	-5.358 (5.255)	30.991** (12.237)	2.625 (4.345)	-0.075 (4.580)	-5.031 (6.189)
관측치 수		75	75	75	75	75	75
결정계수( $R^2$ )		0.957	0.886	0.948	0.694	0.948	0.893

주 1) Pesaran et al.(2001) bounds test의 1% 유의수준에서의 귀무가설(no level relationship) 기각 임계치 구간은 F는 [5.41 6.77], t는 [-3.49 -4.21]이며 5% 유의수준에서는 각각 [3.82 5.04], t는 [-2.84 -3.51]임.

2) 괄호 안은 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

자료: 저자 작성.