

농식품 수요체계에 있어 가구원 수 변화가 소비지출에 미친 영향*

권오상**, 심지민***

차례

1. 서론	3
2. 분석 모형과 추정 방법	5
3. 분석 자료와 추정 결과	11
4. 요약 및 결론	24

Keywords

농식품 수요체계(Food Demand System), 가구원 수(Household Size), EASI 수요체계(EASI demand system)

Abstract

본고는 2006~2021년 분기별 '가계동향조사' 자료를 이용해 소비자들의 농식품 소비지출 비중이 어떤 요인에 의해 영향을 받아 결정되는지를 분석하였고, 가구원 수 감소로 대표되는 가족구조 변화가 미치는 영향을 계량분석하였다. 분석을 위해 신축적인 소비행위를 허용하는 EASI(Exact Affine Stone Index) 수요체계를 추정하였다. 1인과 2인 가구의 구성비 증가는 곡물, 육류, 낙농의 지출 비중을 줄이고 수산물, 과일의 비중을 늘리는 등의 변화를 유발했지만, 두 가구 유형은 일부 품목에서는 서로 반대 방향의 선호도를 보이기도 하였다. 또한 가구 소득, 가구주 연령, 임금 소득자로의 전환, 식품 선호도 변화 등이 식품 소비에 미치는 영향의 방향과 크기도 가족 수에 따라 다르다는 것이 확인되었다. 지난 15년 동안 가족 수, 연령, 소득원 등 여러 특성의 동시적 변화에 의해 발생한 가족구조 변화는 유의한 소비행태변화를 품목별로 초래하였는데, 지속적으로 지출비중이 증가하는 가공식품류 보다는 조리과정을 필요로 하는 곡물, 육류, 수산물, 낙농, 과일, 채소에 미치는 영향이 더 컸다. 그리고 가족구조의 동시적 변화는 육류와 가공식품 소비 비중이 커지는 경향성을 어느 정도 낮추는 역할을 한 것으로 분석되었다.

* 본 논문은 농촌진흥청 공동연구사업(과제번호: PJ016964)의 지원에 의해 이루어진 것임.

** 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학전공 및 글로벌 스마트팜 융합전공 교수, 농업생명과학연구원 겸연구원, 훗카이도대학교 초빙교수, 교신저자, e-mail: kohsang@snu.ac.kr

*** 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학전공 및 글로벌 스마트팜 융합전공 석사과정.

Household Size and Consumption Behavior in the Korean Food Demand System*

Oh-Sang Kwon**, Jimin Shim***

Keywords

Food Demand System, Household Size, EASI demand system

Abstract

We estimated an EASI (Exact Affine Stone Index) food demand system in Korea using the quarterly data of the period 2006–2021 to investigate the impacts of the family structure on food expenditures. Family structure variables of the model include family size, household head age, and income sources (wage vs. non-wage). The marginal impacts of these household characteristics as well as those of family income and food preference changes over time were estimated. We identified food preference differences among families with a single member, two members, three members, four members, and five and more members. It is shown that both single-member families and two-member families prefer more fishery products and fruits but less grain, meat, and dairy products than large-sized families. However, those two types of small-sized families revealed preferences on processed foods different from each other. Based on the estimation results, we simulated the changes in food expenditures caused by the simultaneous changes in family size, age, and the proportion of wage earners for the last 15 years. It is shown that the family structure change affected fresh food expenditures more than processed food expenditures. We found that the observed trend of increasing shares of meat and processed foods would have been even strengthened if there had been no changes in the family structure.

* This work was carried out with the support of the "Cooperative Research Program for Agriculture Science & Technology Development (Project No. PJ016964)," Rural Development Administration, Republic of Korea.

** Professor, Department of Agricultural Economics and Rural Development and Integrated Major in Global Smart Farm, Seoul National University, Invited Faculty Member of the Research Faculty of Agriculture at Hokkaido University, Corresponding author. e-mail: kohsang@snu.ac.kr

*** Graduate Student, Department of Agricultural Economics and Rural Development and Integrated Major in Global Smart Farm, Seoul National University

1. 서론

한국의 식품 소비자들에게 발생하고 있는 가장 중요한 구조적 변화는 아마도 노령화와 함께 가족구성의 변화, 즉 평균 가구원 수 감소일 것이다. 통계청의 '장래가구추계'에 따르면 1인 가구까지 소비행위를 별도 집계하기 시작했던 2006년에 1인 가구 비중은 21%, 2인 가구 비중은 22%였다. 동 자료에 의하면 이 비율이 2021년이 되면 각각 33%와 28%가 되며, 2050년에는 각각 40%와 36%가 될 것으로 전망된다. 반면 5인 이상 가구는 그 비중이 2006년, 2021년, 2050년에 각각 10%, 4%, 1%로, 거의 소멸되는 과정에 있다고 할 정도이다.

평균 가구원 수 감소는 단순히 가게 내 식품 소비자 수와 소비량이 줄어드는 변화만은 아니며, 식품 소비성향 전반을 바꾸는 주원인이 될 수 있다. 다른 소비재처럼 식자재도 구매와 요리에 규모 효과와 가족 간 외부효과가 존재할 가능성이 크기 때문에(Browning et al., 2014), 가구원 수가 줄면 조리용 식자재 구매는 줄이고 간편식 섭취 비중을 늘릴 수 있다. 반면 필요 식료품비가 적어지면서 건강을 고려하는 음식 소비의 고급화가 발생할 수도 있다. 또한 가구원 수가 줄어들면 가족 내 경제활동 구성원의 비중이 커지고, 그로 인한 시간 기회비용의 변화 역시 농식품 소비행위에 영향을 미칠 수 있다(Hamrick & Okrent, 2014).

이러한 가족 구성원 수 변화가 농식품 소비에 미치는 영향은 몇 가지 지표를 이용해 분석할 수 있을 것이다. 예를 들면 칼로리 섭취량이나 영양소별 수요가 달라지는 것, 혹은 간편식과 같은 비전통적 방식의 식품 소비량과 가족 구성원 수 변화의 관계를 분석할 수 있다. 하지만 경제적 의미와 시사점을 도출하기에는 정부가 집계하는 소비통계자료에 있어 품목별 지출액 비중이 가족구조 변화에 의해 어떤 영향을 받는지를 분석하는 것이 여전히 중요할 것이다. 따라서 본고는 정부 통계에서의 농식품 품목별 지출액 비중이 가족 구성원 수를 포함하는 가구 특성에 의해 어떤 영향을 받는지를 계량적으로 확인하고자 한다.

이러한 분석을 시행하기 위해서는 품목별 지출액 비중이 가구특성을 포함하는 설명변수에 의해 영향 받는 정도를 시계열이나 패널(panel)자료를 이용해 추정하는 일종의 축약 모형(reduced form model) 분석법을 사용할 수 있으며, 관련된 다수의 국내 연구가 있다(예: 이계임 외, 2021a, 2021b). 이 방법은 상대적으로 간편하고 직접적인 분석법이라 할 수 있으며, 통계자료가 가족구조 변화의 영향을 직접 보여주도록 한다. 하지만 이론적, 계량경제학적 측면에서 볼 때 각 유형의 가구가 선택하는 최적의 식품 소비행위를 반영하는 구조모형(structural model)을 분석하는 것도 여러 장점을 가진다. 구조모형은 식품 소비행위의 이론적 근거를 반영하면서 그 전체적인 특성을 계량적으로 확인한 후, 가족구성 변화의 영향을 파악하게 한다는 장점을 가진다. 또한 가구원 수를 포함하는 가구특성은 물론, 상품 가격과 같은 추가 요인의 영향도 동시에 분석할 수 있다.

소비행위는 소비자 개인 혹은 가족특성에 의해 영향을 받지만 동시에 상품 가격이나 가구 총소득과 같

은 시장 변수와 거시경제 변수에 의해서도 영향을 받는다. 예를 들어 특정 연도에 있어 특정 상품의 가격이 어떤 이유로 인해 크게 높아지거나 낮아지는 일은 농식품 소비에서는 흔히 발생하는데, 이 경우 소비자의 특성이 변하지 않아도 상품의 소비지출은 상당한 정도로 변할 수 있다. 또한 그러한 변화는 소비자들의 수요가 가격에 대해 탄력적인지 비탄력적인지에 의해서도 영향을 받는다. 구조모형 분석은 소비자들의 선호 구조를 파악함과 동시에, 가격이나 소득의 변화를 통제·분리해낸 상태에서 가구특성이 소비행위에 미치는 영향을 분석할 수 있다는 장점을 가진다.

따라서 본고는 구조모형을 분석하며, 가구단위 농식품의 수요체계(demand system)를 관측되는 가구특성 변수의 영향을 반영해 추정한다. 다년간의 '가계동향조사' 자료를 사용하고 가족 수를 중심으로 분류되는 각 유형의 가계들이 행하는 최적 소비행위를 분석하여, 가구원 수 변화가 초래하는 식품 소비구조 변화를 분석한다. 아울러 동 자료에서는 가구의 총소득과 가구주 연령, 그리고 가구가 임금 소득에 의존하는지 아니면 비임금 소득에 의존하는지도 함께 조사되기 때문에 가구원 수 변화와 함께 발생하는 노령화 및 소득 변화, 소득원 변화, 연도/식품 선호도 변화 효과도 분리하여 분석한다. 그리고 이러한 추가 요인들이 미치는 영향이 가구원 수별로 어떻게 다른지도 분석하며, 이들 특성 변수들이 동시에 모두 작용하여서는 식품 소비구조를 어떻게 바꾸었는지도 설명한다.

연구목적 달성을 위해 본고는 Lewbel & Pendakur(2009)가 개발한 EASI(Exact Affine Stone Index) 수요체계를 확장하여 적용한다. 이 수요체계 분석 모형은 비교적 최근에 개발되었으며, 소득 등이 소비 선택에 미치는 영향을 신축적으로 반영하면서도, 가구원 수를 포함하는 소비자 특성을 다양하게 반영할 수 있다. 그리고 높은 수준의 일반성과 복잡성을 가짐에도 불구하고 비교적 쉽게 추정할 수 있다. 본고는 이러한 장점을 가지는 EASI 모형을 확장하여 가구원 수를 포함하는 가구특성의 영향을 신축적으로 분석하고자 하며, 또한 농식품 수요체계 내의 여러 탄력성 추정치들도 함께 제시한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2장은 선행연구와 분석 모형, 그리고 그 추정 방법을 검토한다. 제3장은 분석 자료의 선정 및 정리 결과와, 주요 추정 결과를 설명한다. 마지막 제4장은 분석 결과를 요약하고 결론을 내린다.

2. 분석 모형과 추정 방법

2.1. 선행연구 검토

가족구성 변화, 노령화, 건강에 대한 관심 증대, 생활패턴과 식품 선호도 변화, 유통구조 변화 등으로 인해 농식품 소비행태가 달라지는 것에 관한 많은 연구들이 국내에 있다. 이계임 외(2021a, 2021b)와 같은 심층 분석 결과가 거의 정기적으로 발간되고 있으며, 특히 최근에는 통계청자료에 추가하여 농촌진흥청(예: 2022. 8. 30 보도자료)과 한국농촌경제연구원이 조사하는 농식품 소비 관련 자료가 활용되면서 소비구조에 영향을 미치는 가구특성에 대한 보다 심층적인 연구가 행해지고 있다.

하지만 서론에서 밝힌 바와 같이 소비자의 식품 소비는 가구특성은 물론이고 가격과 같은 시장 여건에도 반응하므로, 이들 시장 변수들을 통제된 상태에서 가구특성의 한계적 영향을 분석해야 한다. 또한 가구원 수를 포함하는 여러 특성들 간의 상호작용이 존재할 수 있어, 특성을 나타내는 각 변수의 순수한 한계적 요인은 전체 농식품 수요체계 내에서 변수들의 상호작용을 감안한 분석일 때 더 신뢰할 수 있다.

그런 점에서 수요체계의 계량적 분석은 장점을 가질 수 있는데, 농식품의 수요체계 추정은 최근까지도 여러 연구자에 의해 시도되었다. 비교적 초기 연구로 사공용·김태균(1994), 이계임·최지현(1999), 이정희(1999), 김혜영·김태균(2003) 등의 연구가 있다. 이들 연구는 대부분 LA-AIDS 모형을 추정하였고, 주로 탄력성 추정치를 얻는 것이 목적이었으며, 가족구조 변화 효과를 명시적으로 분석하지는 않았다.

이후에 진행된 수요체계 연구는¹⁾ QU-AIDS 모형(김동석, 2006; 오승환·제상영, 2021)이나 확장 초월 대수 모형(권오상, 2015)을 사용하도록 모형을 일반화하거나, 과채류나 계란 등으로 지출 품목을 보다 세분화하는 분석(임청룡 외, 2014; 남호진·김성용, 2018; 조현경 외, 2019)을 시도하였다. 많은 수의 세부 품목 수요 추정은 박윤선(2021)과 김종진 외(2021)가 계층(nested) 수요체계를 추정하는 방식으로 추진하기도 하였는데, 박윤선(2021)은 생애 주기 수요체계까지도 추정하였다. 육류나 과채류의 세부 품목을 매일 혹은 매월 구매하는 고빈도 소비행위에 대한 분석은 0의 소비행위, 즉 구석 해까지 감안할 수 있는 다중 이산-연속선택(multiple discrete-continuous extreme value: MDCEV) 모형을 적용하는 권오상·강혜정(2014)과 박윤선·권오상(2020)에 의해 이루어졌다. 아울러 자연적 요건에 따른 생산변동이 심한 수산물이나 과채류의 역(inverse) 수요체계를 추정하는 것도 김주희(2012)와 김성용 외(2015)에 의해 시도된 바 있다.

이들 최근의 연구 중 일부는 수요 탄력성 추정은 물론 가구원 수를 포함하는 가구특성이 소비에 미치는 영향도 분석하였다. 예를 들면 김동석(2006)의 연구는 가족구조 변화가 우리나라 소비행위 전반에 미치는 영향을 분석하는 것이었고, 박윤선·권오상(2020), 임청룡 외(2014), 권오상·강혜정(2014)의 연

¹⁾ 이들 선행연구 중 일부를 발굴하는 데에는 건국대학교 장재봉 교수의 도움이 있었다.

구 역시 통계청 혹은 농촌진흥청 패널 자료상의 가구특성을 분석 모형에 반영하였다. 하지만 이들 연구는 각기 다른 주안점을 가졌기 때문에 가족구조가 소비행위에 미치는 영향을 엄밀히 논의하지는 않았거나, 농식품 소비에 초점을 맞추지 않은 연구들이다.

가족구조 변화 영향을 정면으로 다룬 식품 수요분석은 김성용·이계임(2008), 권오상(2016), 진현정·오현석다라(2016)에 의해 이루어졌다. 김성용·이계임(2008)은 도시가계조사 원자료를 이용하는 유사 코호트(synthetic cohort) 분석으로서, 연령 변화, 코호트효과, 시간 변화 효과가 식품 소비에 미치는 영향을 심층적으로 분석하였지만 가격자료를 반영하는 수요체계 연구는 아니었다. 권오상(2016)은 가족 전체가 아닌 구성원 개인의 의사결정을 식별하도록 발전하고 있는 Browning et al.(2013, 2014)류의 가계 공동체 모형을 적용해, 결혼을 통한 가족구성이 유발하는 농식품 소비의 규모 경제성, 1인 가구와 2인 이상 가구의 소비행태 차이, 그리고 남성과 여성 등 가족 구성원별 선호 구조가 다른 점을 식별하였다. 진현정·오현석다라(2016)는 AIDS 모형을 적용해 1인 가구와 여타 가구의 식품 소비 탄력성 차이를 추정하였다.

본고의 연구는 크게 두 가지 점에서 기존 연구들과 차별화된다. 우선 가구원 수 변화의 효과를 분석하지만 권오상(2016), 진현정·오현석다라(2016)처럼 1인 가구 증가에만 초점을 맞추지는 않는다. 사실 1인 가구 증가와 거의 비슷한 수준의 2인 가구 비중 증대가 발생하고 있으며, 소규모 가구의 증가는 중·대규모 가구의 감소와 동시에 발생하기 때문에 1인, 2인, 3인, 4인, 그리고 5인 이상 가구 모두의 수요 특성 분석이 필요하다. 본고는 나아가 가구주 연령, 소득원 구성, 총소득, 그리고 식품 선호도의 변화가 식품 소비에 미치는 영향도 함께 분석한다. 그리고 이러한 변화들이 유발하는 효과가 가구원 수에 따라 어떻게 다른지도 분석하여 제시하며, 현재까지 발생한 식품 소비구조 변화에 이 요인들과 가족 수 변화가 어떻게 상호작용하여 함께 영향을 미쳤는지를 설명하려 한다.

둘째는 방법론적 차별성인데, 그동안 수요체계 분석은 Piggott & Marsh(2011), Pollak & Wales(1992), Edgerton et al.(1996) 등이 개관한 바와 같이 Deaton & Muellbauer(1980)의 LA-AIDS 모형, 그 2차 함수 형태인 QU-AIDS 모형(Banks et al., 1997), 그리고 이들의 경쟁모형이라 할 수 있는 초월 대수 모형(Jorgenson et al., 1982)이나 그 확장형(Lewbel, 2000; Jorgenson et al., 2014)을 주로 사용하였다. 본고는 이 모든 모형보다 더 신축적이면서도 가구특성을 반영하는 것이 수월하고, 추정도 간편한 Lewbel & Pendakur(2009)의 EASI 모형을 가구특성을 보다 신축적으로 반영할 수 있도록 수정하여 사용한다. EASI 모형은 Bakhtavoryan & Hovhannisyanyan(2022), Dogbe & Revoredo-Giha(2021), Ramirez-Hassan(2021)과 같은 다수의 적용 사례를 해외에서 찾을 수 있을 정도로 활용도가 높아진 모형이다.

2.2. EASI 수요체계

J 가지 농식품을 소비하는 소비자가 있고, 각 상품의 가격은 벡터 $p \in R_+^J$ 로 표시되며, 소비자 특성은 벡터 $z \in R^T$ 로 관측된다. 단 z 의 첫 번째 요소는 그 값이 1이다. 아울러 소비자의 관측되지 않는 특성을 상품 수와 차원이 같은 벡터 $\epsilon \in R^J$ 으로 나타내자. 소비자가 얻는 관측할 수 없는 효용 값을 u 라 하면, 이를 최소 비용으로 얻는 지출액(의 로그) $\ln C(p, u, z, \epsilon)$ 를 다음과 같이 설정한다.

$$\ln C(p, u, z, \epsilon) = u + \sum_{j=1}^J m^j(u, z) \ln p^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^j \ln p^k + \sum_{j=1}^J \epsilon^j \ln p^j \quad (1)$$

$$\text{단, } a^{jk}(z) = a^{kj}(z) \quad \forall j, k, \quad \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) = 0 \quad \forall j$$

가격 외의 효용과 가구특성이 지출액에 미치는 영향은 함수 $m^j(u, z)$ 가 나타내며, 이 함수의 형태를 아래에서 구체적으로 설정할 것이다. Shephard 보조정리에 의해 $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln p^j} = \omega^j(p, u, z, \epsilon)$ 는 j 번째 상품의 비용 최소화 지출액 비중, 즉 Hicks 지출액 비중이고, 식 (1)에서는 다음과 같다.

$$\omega^j(p, u, z, \epsilon) = m^j(u, z) + \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^k + \epsilon^j \quad (2)$$

한편, $\ln C(\cdot) = x$ 로 두면 x 는 관측되는 농식품 총 지출액의 로그 값이다. 이를 적용해 식 (1)을 효용 u 에 대해 풀면 다음이 도출된다.

$$\begin{aligned} u &= x - \sum_{j=1}^J m^j(u, z) \ln p^j - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^j \ln p^k - \sum_{j=1}^J \epsilon^j \ln p^j \\ &= x - \sum_{j=1}^J \left[m^j(u, z) + \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^k + \epsilon^j \right] \ln p^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^j \ln p^k \end{aligned} \quad (3)$$

s^j 를 관측이 된 효용 극대화 지출액 비중, 즉 Marshall 지출액 비중이라 하면, 균형에서는 $\omega^j(\cdot) = s^j$ 이어야 하고, 이를 식 (2)를 반영해 대입하면 식 (3)은 다음으로 변경된다.

$$u = y = x - \sum_{j=1}^J s^j \ln p^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^j \ln p^k \quad (4)$$

따라서 농식품의 실질(로그)지출액 y 로 변경 표기된 효용 값 u 는 이제 관측되는 변수들인 (s, p, z) 에 의해 계측될 수 있고, 이러한 변환이 EASI 수요체계에서 중요한 역할을 한다. y 로 식 (2)의 u 를 대신하게 하면 추정이 가능한 지출 비중 방정식이 다음처럼 도출된다.

$$s^j(p, x, z, \epsilon) = m^j(y, z) + \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^k + \epsilon^j, \quad j = 1, \dots, J \quad (5)$$

$$y = x - \sum_{j=1}^J s^j \ln p^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^j \ln p^k,$$

$$a^{jk}(z) = a^{kj}(z) \quad \forall j, k, \quad \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) = 0 \quad \forall j$$

2.3. 수요체계의 추정

본고는 식 (5)의 $m^j(\cdot)$ 는 y 의 R 차 함수이자 z 의 2차 함수로서, 그리고 $a^{jk}(z)$ 는 z 의 영향을 받지 않는 파라미터로서 각각 다음처럼 설정한다.²⁾ R 의 값은 3 이상일 수 있으므로 QU-AIDS 등의 기존 모형에 비해 보다 신축적인 지출액 영향을 허용한다.

$$m^j(y, z) = \sum_{r=1}^R b_r^j y^r + \sum_{t=1}^T g_t^j z_t + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T h^{jts} z_t z_s, \quad h^{jts} = h^{jst},$$

이를 반영하면 최종 추정식은 다음과 같다.

$$s^j = \sum_{r=1}^R b_r^j y^r + \sum_{t=1}^T g_t^j z_t + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T h^{jts} z_t z_s + \sum_{k=1}^J a^{jk} \ln p^k + \epsilon^j, \quad (6)$$

$$y = x - \sum_{j=1}^J s^j \ln p^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk} \ln p^j \ln p^k,$$

$$a^{jk} = a^{kj}, \quad h^{jts} = h^{jst}, \quad j, k = 1, \dots, J, \quad \sum_{k=1}^J a^{jk} = 0 \quad \forall j,$$

$$\sum_{j=1}^J b_r^j = 0 \quad \forall r, \quad \sum_{j=1}^J g_1^j = 1, \quad \sum_{j=1}^J g_t^j = 0 \quad (t \geq 2), \quad \sum_{j=1}^J h^{jts} = 0 \quad \forall s, t, \quad \sum_{j=1}^J \epsilon^j = 0$$

본고의 주 관심 사항은 가족 구성원 수를 포함하는 특성 변수 z_t 들이 각 지출비중 s^j 에 미치는 영향을 분석하는 것이기 때문에, 본고는 Lewbel & Pendakur(2009)와 달리 z_t 들의 2차항 혹은 교차항 $\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T h^{jts} z_t z_s$ 을 포함하는 보다 일반화된 모형을 도입한다. z_t 중 상당수가 더미 변수라서 그 제곱항까지 포함하기는 부적절하므로, 총 $T(T+1)/2$ 개의 2차 항 중 가족 수를 중심으로 교차항의 일부를 모형에 반영한다.

식 (6)의 수요체계 모형 추정은 내생성 문제와 비선형성 문제를 가지고 있다. 내생성(endogeneity) 문제는 s^j 가 식 (6)의 좌변은 물론 우변에도 y^r 을 통해 등장해서 발생하며, 파라미터에 대한 비선형성은 $b_r^j a^{jk}$ 등을 추정해야 하므로 발생한다. 내생성 문제는 관례대로 도구 변수(instruments)를 사용해 처리

²⁾ Lewbel & Pendakur(2009)가 보여준 바와 같이 z 와 y , 그리고 벡터 $\ln p$ 의 모든 요소 간의 교차항을 설명변수로 추가하는 방식으로 모형을 일반화할 수 있다. 본고의 경우 특성 변수 z 의 가짓수가 많아 그렇게 하기에는 설명변수 간의 상관관계가 강하다는 것이 확인되었다.

하기로 하고, Lewbel & Pendakur(2009)가 권장하는 다음 도구변수를 사용한다.

$$\bar{y} = x - \sum_{j=1}^J \bar{s}^j \ln p^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J \bar{a}^{jk} \ln p^j \ln p^k \quad (7)$$

\bar{s}^j 는 지출비중의 표본평균이고, \bar{a}^{jk} 는 모형을 선형 근사한 후 회귀분석 등을 적용해 얻은 임시 추정치이다. 이렇게 구축된 \bar{y} 를 활용해, 각 $y^r (r=1, \dots, R)$ 의 도구변수로서 $(\bar{y}, \dots, \bar{y}^R)$ 을 모두 적용한다.

Lewbel & Pendakur(2009)는 EASI 수요체계를 추정하는 3가지 방법을 제안하는데, 첫 번째 방법은 제약 하의 비선형 3SLS(three stage least squares) 모형이나 비선형 GMM(generalized method of moment) 모형을 추정하는 방법이다. 이때 y 의 도구변수 \bar{y} 가 활용된다.

두 번째는 내생성과 비선형성을 모두 무시하는 간단한 선형 근사 추정법이다. 이 방법은 식 (7)을 Stone(1954)이 제안한 실질 지출액 지수 $\tilde{y} = x - \sum_{j=1}^J s^j \ln p^j$ 로 대체한 후, 이를 식 (6)에 \bar{y} 대신 반영해 SUR(seemingly unrelated regression) 모형으로 추정한다. 이는 LA-AIDS 모형 추정법과 별 차이가 없는 방법이지만, 2 이상의 R 을 선택할 수 있다는 차별성을 가진다.

세 번째는 역시 선형 근사 추정법이지만 선형 3SLS 모형을 반복 추정하며, 내생성을 고려하는 방법이다. 먼저 a_0^{jk} 들의 초깃값을 가정한 후 y_0 를 계산하고, 이어서 다음의 선형 3SLS 추정법을 제약과 함께 반복 적용해 새로운 a^{jk} , g_t^j , h^{jts} , b_r^j 추정치를 계속해서 얻는다.

$$s^j = \sum_{r=1}^R b_r^j (y_{n-1})^r + \sum_{t=1}^T g_t^j z_t + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T h^{jts} z_t z_s + \sum_{k=1}^J a^{jk} \ln p^k + \epsilon^j$$

위 3SLS 추정식에서 y_{n-1} 은 $n-1$ 번째 반복 추정과정에서 얻어진 y 의 값인데, 실제 추정 시에는 식 (7)의 도구변수를 반영하여 내생성을 해결한다. 새로이 추정된 파라미터 a^{jk} 들을 이용해 그다음 회의 y_n 을 구하고, 이에 도구변수를 반영하는 3SLS 모형을 또다시 추정한다. 추정 결과의 변화가 없을 때까지 이 같은 추정이 반복해서 이루어진다. Lewbel & Pendakur(2009)는 이러한 선형 근사 추정 결과가 비선형 GMM의 추정 결과와 사실상 차이가 없어, 신축성에도 불구하고 선형 근사법을 사용할 수 있다는 것을 EASI의 장점으로 강조하였다. 본고는 첫 번째 비선형 GMM 추정법이 수렴 결과를 얻는데 어려움을 보였기 때문에 이 마지막 세 번째 추정법을 사용한다.³⁾

모형 추정 후, 각 설명변수가 각 지출비중에 미치는 한계적 영향을 Hicks개념의 준 탄력성(semi-elasticities) 형식으로 다음처럼 도출한다.

³⁾ 추정에는 STATA/MP 17.0이 사용되었으며, y 값 변화의 최댓값이 1.0E-06 이하일 때 수렴이 달성된 것으로 본다. 반복 3SLS 추정을 위한 STATA 코드는 Pendakur(2008)의 것을 변형해 사용하였으나, 추정 후 이루어지는 모든 가설검정 작업과 탄력성 계산, 시물레이션에는 저자들이 작성한 코드가 이용되었다.

$$\frac{\partial \omega^j(p, u, z, \epsilon)}{\partial \ln p^k} = a^{jk} \quad (8a)$$

$$\frac{\partial \omega^j(p, u, z, \epsilon)}{\partial u} = \frac{\partial \omega^j(p, y, z, \epsilon)}{\partial y} = \sum_{r=1}^R b_r^j r y^{r-1} \quad (8b)$$

$$\frac{\partial \omega^j(p, u, z, \epsilon)}{\partial z_t} = g_t^j + \sum_{s=1}^T h^{jts} z_s, \quad j = 1, \dots, J \quad (8c)$$

Marshall 지출비중 준 탄력성은 $s^j(p, x, z, \epsilon) = \omega^j(p, y, z, \epsilon)$ 의 관계를 이용해 Hicks 지출비중 방정식으로부터 다음처럼 도출할 수 있다.⁴⁾

$$\begin{aligned} \frac{\partial s^j(p, x, z, \epsilon)}{\partial \ln p^k} &= \frac{\partial \omega^j(p, y, z, \epsilon)}{\partial \ln p^k} + \frac{\partial \omega^j(p, y, z, \epsilon)}{\partial y} \frac{\partial y}{\partial \ln p^k} \\ &= a^{jk} - \sum_{r=1}^R b_r^j r y^{r-1} \times s^k \end{aligned} \quad (9a)$$

$$\frac{\partial s^j(p, x, z, \epsilon)}{\partial x} = \frac{\partial \omega^j(p, y, z, \epsilon)}{\partial y} = \sum_{r=1}^R b_r^j r y^{r-1} \quad (9b)$$

$$\frac{\partial s^j(p, x, z, \epsilon)}{\partial z_t} = \frac{\partial \omega^j(p, y, z, \epsilon)}{\partial z_t} = g_t^j + \sum_{s=1}^T h^{jts} z_s, \quad j = 1, \dots, J \quad (9c)$$

마지막으로, 지출비중이 아닌 소비수량의 탄력성도 구한다. Marshall 수요에서 e^{jk} 를 가격 탄력성, η^j 을 지출액 탄력성이라 하고, Hicks 수요에서 θ^{jk} 를 가격 탄력성이라 하면, 이들은 다음 관계와 식 (8) 및 (9)를 활용해 구할 수 있다.

$$e^{jj} = \frac{\partial s^j(p, x, z, \epsilon)}{\partial \ln p^j} \frac{1}{s^j} - 1, \quad \theta^{jj} = \frac{\partial \omega^j(p, y, z, \epsilon)}{\partial \ln p^j} \frac{1}{\omega^j} + \omega^j - 1 \quad (10a)$$

$$e^{jk} = \frac{\partial s^j(p, x, z, \epsilon)}{\partial \ln p^k} \frac{1}{s^j}, \quad \theta^{jk} = \frac{\partial \omega^j(p, y, z, \epsilon)}{\partial \ln p^k} \frac{1}{\omega^j} + \omega^k, \quad j \neq k \quad (10b)$$

$$\eta^j = \frac{\partial s^j(p, x, z, \epsilon)}{\partial x} \frac{1}{s^j} + 1 \quad (10c)$$

⁴⁾ 식 (9a)에서 $\partial y / \partial \ln p^k$ 실행 시 y 의 설명변수인 s 들도 미분해 주어야 한다. 식 (9a)는 지출비중으로 표현된 Slutsky 방정식 $\frac{\partial s^j(\cdot)}{\partial \ln p^k} = \frac{\partial \omega^j(\cdot)}{\partial \ln p^k} - \frac{\partial s^j(\cdot)}{\partial x} s^k$ 에 의해 더 쉽게 도출된다. s^k 가 포함되므로 원칙적으로는 탄력성 계산에 확률변수 ϵ^j 의 영향도 반영해 줄 필요가 있지만, 본고에서는 그 평균인 0의 값을 가정한다.

3. 분석 자료와 추정 결과

3.1. 분석 자료

본고의 주 관심이 가구원 수와 같은 특성이 농식품 소비구조에 미치는 영향을 파악하는 것이므로 분석에 사용할 가장 바람직한 자료는 개별 가구별 소비자자료이다. 하지만 우리나라에서는 가구가 속한 지역별 가격지수가 발표되지 않는 문제가 있다. 개별 가구 소비자 자료를 이용함에도 불구하고 가구별로 동일한 전국 가격을 부여하면 대단히 많은 횡단면 관측치에서 가격 변이가 없기 때문에 가격에 대한 소비 반응을 유의하게 도출하기가 어려울 수 있다.

이 문제를 피할 수 있는 대안이 가격변동이 기록되는 집계된(aggregate) 시계열자료나 시계열-횡단면 통합(pooled)자료를 사용하는 것이므로, 본고는 통계청의 2006~2021년 분기별 집계 '가계동향조사' 자료를 사용한다. 이 자료를 사용하되, 가계의 식료품비 지출액은 정부 통계의 분류 방식을 반영해 곡물, 육류, 수산, 낙농, 과일, 채소, 기타 식품, 비알콜 음료, 주류(酒類)의 9가지로 구분하였다. 곡물은 작물은 물론 그 가공품과 빵, 떡을 포함한다. 육류는 신선육과 육가공품을 포함한다. 수산물도 신선 수산물과 그 가공품으로 구성된다. 낙농은 우유, 치즈, 계란을 포함하며, 과일에도 신선과일과 과일가공품이 포함된다. 채소에는 채소류와 해조, 그 가공품이, 기타 식품에는 당·과자류, 조미식품, 유지류, 기타(가공) 식품이 포함된다. (비알콜)음료에는 커피, 차, 주스류 등이 포함되며, 마지막으로 모든 종류의 주류이다.⁵⁾ 이들 품목의 가격지수는 모두 '소비자물가지수'(기준연도=2020)에서 구하였다.

집계된 '가계동향조사' 자료의 가구원 수 정보는 2006년부터 시작하여 1인 가구, 2인 가구, 3인 가구, 4인 가구, 5인 이상 가구별로 각 소비재에 대한 월간 지출액 자료를 분기별로 제공한다. 그리고 임금 소득자인지 자영업자인지를 구분하기 때문에 총 $5 \times 2 = 10$ 가지 형태의 가구별/분기별 자료를 얻을 수 있으므로, 이용할 수 있는 관측치 수는 $16 \times 4 \times 10 = 640$ 이다. 하지만 통계청은 2017, 2018년 두 해의 지출은 분기별로 설계·조사하지 않고 월간 지출액의 연평균 자료만 제공한다. 2019년 이후에는 다시 분기별로 지출액이 집계되지만, 여전히 2016년 이전 자료와는 차이를 가지는데, 그것은 2016년 이전 자료는 비농림어가를 대상으로 하고, 2017년 이후에는 농림어가도 포함하여 지출 자료를 집계하였다는 것이다. 따라서 2016년까지 자료, 2017~2018년 자료, 2019~2021년 자료, 세 가지 성격이 다른 자료를 사용할 수밖에 없는데, 본고는 더미 변수를 아래에서 설명하는 바와 같이 사용하여 이러한 자료 간 이질

⁵⁾ 아울러 외식, 즉 음식 서비스를 추가하여 총 10가지 품목을 소비하는 경우도 함께 분석하였다. 그러나 외식은 그 수요함수가 우하향하지 않는 추정 결과를 보여, 본고는 이상 9가지 농식품만 포함한 분석 결과를 보여준다. 외식을 포함할 경우 그 지출비중이 평균 가구원 수 감소에 따라 앞으로는 증가할 것으로 분석되었다. 권오상(2015)은 외식의 수요함수도 우하향하는 추정 결과를 보여주었지만, 2021년 자료까지 포함하는 본고의 분석에서는 외식은 단일 품목으로 처리하기에는 지출액 비중이 너무 커진 문제가 있다. 아울러 외식은 식자재 구매와는 소비행태에서도 이질적일 수 있기 때문에 외식을 포함할 경우에는 효용함수의 분리성(separability)을 가정할 상태에서 계층적인 소비행위 모형을 추정하는 것이 적절해 보인다.

성을 분석에 반영해주었다.

본고의 자료에서 가구특성 변수로 적용할 수 있는 것은 연도, 5가지의 가구원 수, 4가지의 분기, 2가지의 소득 유형(임금 vs. 비임금), 월간 가구 소득, 그리고 가구주 연령이다. 이 가운데 가구원 수와 소득 유형, 그리고 분기는 모두 더미 변수이고, 연도 변수, 가구 소득, 가구주 연령은 정수 혹은 연속변수이다. 가구원 수의 경우 3인 가구를 기본형으로 하여 4개의 더미 변수를 설정하였고, 소득 유형은 임금 소득자 일 경우 1의 값을 가지는 더미 변수를 설정하였다. 분기의 경우 분기별로 1의 값을 가지는 4개의 더미를 도입하고, 연평균 자료인 2017~2018년의 자료에서는 모든 분기 더미들은 0의 값을 가지도록 하였다. 2019~2021년 자료의 경우 분기별 자료로 환원되지만 2016년 이전과는 달리 농림어가도 포함한다는 차이가 있으므로, 이 세 해에 대해서는 분기 더미와 함께 별도의 연도 더미 변수도 적용하였다.

이들 가구 특성 변수 외에도 4개의 가구원 수 더미와 연도, 가구 소득, 직업유형, 가구주 연령이 각각 곱해진 총 16개의 z_t 의 교차항이 식 (6)의 각 비중 방정식에 설명변수로 추가된다. 분기 더미의 경우 2017~2018년에서 분기별 특성이 식별되지 않고, 이 두 해에서는 어떤 분기 더미도 모두 0의 값을 가진다. 따라서 분기 더미는 이들 두 해와 다른 해 사이의 연도별 차이도 반영하고 있으므로 소비의 순수한 계절효과로 해석하기가 어렵다. 이런 이유로 분석 모형에서 분기 더미는 제한된 역할만 하도록 하고, 가구원 수와의 교차효과까지 고려하지는 않는다.

표 1. 주요 변수의 평균

지출비중	1인 가구		2인 가구		3인 가구		4인 가구		5인 이상 가구	
	전기	후기	전기	후기	전기	후기	전기	후기	전기	후기
곡물	0.177	0.167	0.167	0.155	0.170	0.158	0.174	0.158	0.181	0.158
육류	0.130	0.140	0.156	0.174	0.164	0.186	0.172	0.199	0.170	0.204
수산	0.115	0.100	0.131	0.120	0.111	0.097	0.099	0.082	0.101	0.084
낙농	0.066	0.066	0.061	0.061	0.087	0.078	0.096	0.084	0.099	0.090
과일	0.120	0.112	0.123	0.122	0.120	0.116	0.114	0.107	0.108	0.104
채소	0.145	0.124	0.152	0.141	0.130	0.115	0.116	0.096	0.118	0.097
기타	0.141	0.167	0.129	0.143	0.136	0.159	0.147	0.177	0.149	0.177
음료	0.065	0.072	0.048	0.049	0.055	0.057	0.056	0.060	0.053	0.054
주류	0.041	0.052	0.031	0.036	0.027	0.034	0.025	0.036	0.022	0.032
지출	13.6	18.2	26.2	34.9	31.5	42.6	35.2	49.1	40.2	55.7
소득	145.7	195.3	253.9	341.4	356	489.9	40.6	560.9	43.4	583.2
나이	54.4	55.4	55.0	59.3	48.4	50.9	44.9	46.8	45.7	47.2

주 1) 전기와 후기는 각각 2006~2013년, 2014~2021년을 의미함. 지출과 소득의 단위는 만 원임.

2) 각 가구 유형은 전후기 각각 64개의 관측치 가짐.

이상 도입된 변수들의 평균 수치는 <표 1>이 보여준다. 2006~2021년의 기간을 2013년과 2014년을 경계로 두 기로 나누었을 때, 품목별 지출비중은 가구원 수에 따라 다를 뿐 아니라 기간별로도 다르며, 또한 그 다른 양상도 품목별, 가구 유형별로 차이가 있음을 알 수 있다. 예를 들면, 기타 식품, 음료, 주류

등 가공식품류의 지출비중은 1인 가구에서 높지만, 신선 농산물 비중이 큰 육류는 1인 가구에서 지출비중이 상대적으로 낮다. 하지만 기타 식품은 1인 가구뿐 아니라 5인 이상 가구에서도 지출비중이 높다. 그리고 곡물류는 시간이 지나면서 지출비중이 낮아지지만 육류는 반대로 높아진다.

농식품에 대한 총지출은 1인 가구에서 2인 가구로 가구원이 늘어날 때 큰 폭으로 증가하지만 가구 규모가 2인에서 3인 이상으로 커질 때에는 상대적으로 적게 늘어나는 것도 확인된다. 아울러 가구주 나이는 3~5인 이상 가구의 경우보다 1, 2인 가구의 경우가 더 많아 젊은 층뿐 아니라 고령층도 상당한 정도로 1인 혹은 2인 가구를 형성함을 알 수 있다. 또한 가구주 연령은 시간이 지나면서 전 가구유형에서 높아져, 자료가 노령화 현상을 반영하고 있음도 확인할 수 있다.

3.2. 추정 결과

실질 로그 지출액 y 가 지출 비중에 미치는 영향의 다항식 차수는 자료가 허용하는 범위 내에서 여러 수치를 적용하여 추정을 시도하였고, 그 결과 $R=3$ 까지 적용했을 때 설명변수 간의 다중공선성(multicollinearity) 문제를 유발하지 않는 것으로 나타났다. 추정 파라미터가 매우 많기 때문에 아래에서 파라미터 추정치를 모두 제시하기보다는 그 결과의 특성을 정리하여 설명하도록 한다.⁶⁾

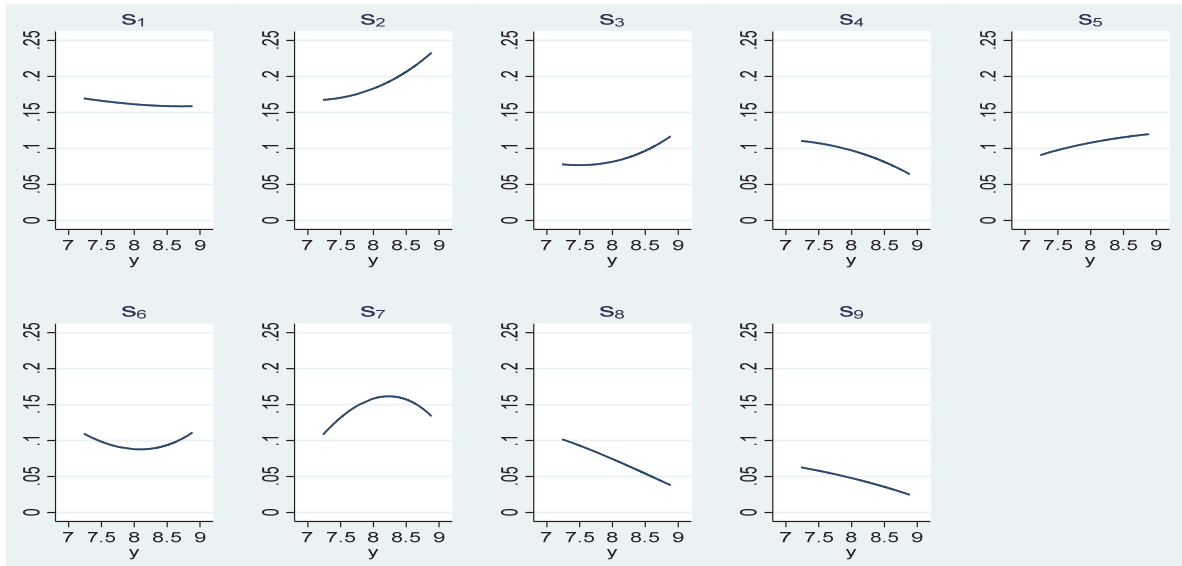
먼저 <그림 1>은 실질 로그 지출액 y 와 각 지출비중 예측치의 관계를 관측되는 지출액 구간에서 보여 준다.⁷⁾ 대표 가구의 특성으로는 2020년 1분기, 가구원 수 3, 임금 소득자, 그리고 이 시기의 평균 수준 가구주 연령과 가구 소득을 가정한다. $R=3$ 으로 적용되었기 때문에 실질 지출액과 품목 지출비중의 관계는 품목별로 상당히 다양하며 신축적인 모습을 보인다.

y 가 커질수록 감소하는 것은 곡물(s_1), 낙농(s_4), 비알콜 음료(s_8), 주류(s_9)의 지출비중이다. 하지만 그 감소추세는 선형이 아니며, 곡물을 가지고 있다. 곡물의 경우 비중이 감소하기는 하지만 어느 정도 수준의 실질 지출액에 도달하면 감소가 멈추고 일정한 값을 보인다. 반면 육류(s_2)와 수산물(s_3), 과일(s_5)의 지출비중은 y 에 대해 증가하는데, 역시 선형관계는 아니며, 수산물의 경우 낮은 지출 수준에서 잠시 비중이 감소하기도 한다. 채소(s_6)의 지출비중은 U자 형, 기타 식품의 지출비중은 반대로 역 U자형을 보인다. 이렇게 U자형 혹은 역 U자형의 관계에서도 R 가 2가 아닌 3이기 때문에 저점이나 정점을 중심으로 완전 대칭인 형태를 가지는 것은 아니다.

6) 9개 품목 지출비중의 합은 항상 1이므로 주류의 비중 방정식을 제외한 8개 방정식을 추정하였다. 추정된 8개 방정식은 모두 1% 미만에서 통계적으로 유의하며, 각 추정 방정식의 R^2 값이 0.767~0.938의 분포를 보였다.

7) 이들 그래프는 지출비중 중 y 가 설명하는 부분의 예측치를 분수 다항회귀분석(fractional polynomial regression) 기법을 이용하여 재추정해 작성하였다.

그림 1. 실질 로그 지출액과 지출액 비중



주: 곡물(s_1), 육류(s_2), 수산물(s_3), 낙농(s_4), 과일(s_5), 채소(s_6), 기타 식품(s_7), 비알콜 음료(s_8), 주류(s_9)의 순서임.

본고의 주 관심사는 z_t 로 표현되는 가구 특성 변수들이 지출액 비중 ω^j 혹은 s^j 에 미치는 영향을 분석하는 것이지만, 수요체계가 추정되었기 때문에 소비량 자체의 탄력성들을 먼저 확인할 필요가 있다. <표 2>는 Hicks 수요의 가격 탄력성 θ^{jk} 를, 그리고 <표 3>은 Marshall 수요의 가격 탄력성 e^{jk} 와 지출액 탄력성 η^j 의 추정치와, 델타법(delta method)(Hansen, 2022, pp.161-162)을 이용해 구한 표준편차 추정치를 보여준다. 가격, 소득, 그리고 지출 비중은 표본평균을 반영했을 때의 탄력성 추정치들이다.

Hicks 보상 수요의 자기 가격 탄력성은 9가지 모든 품목에 있어 음(-)이다. 그 추정치가 0이라는 가설은 주류를 제외하고는 모두 기각된다. 주류는 탄력성 추정치(의 절댓값) 자체가 작으며, 통계적으로 0과 다르지 않은데, 아무래도 소비 습관성이 강한 품목이기 때문에 그럴 것이다. 보상 수요가 자기 가격에 대해 상대적으로 탄력적인 품목은 수산물, 과일, 기타 식품, 육류 등이고, 그 외 품목은 상대적으로 비탄력적이다.

많은 수의 보상 수요 교차 가격 탄력성 추정치도 통계적으로 유의하며, 각 품목은 여타 품목과 다양한 형태의 대체 및 보완관계를 형성한다. 예를 들어 곡물의 경우 낙농, 채소, 기타 식품, 음료와는 통계적으로 유의한 대체관계를, 육류와는 보완관계를 형성한다. 육류는 곡물, 낙농과는 보완관계를, 수산물, 과일, 기타 식품, 주류와는 대체관계를 형성한다. 주로 가공식품인 기타 식품은 또 다른 가공식품인 음료와는 보완관계를, 그러나 곡물, 육류, 수산, 과일, 채소 등 조리가 필요한 대부분 식품과는 대체관계를 형성한다.

<표 3>에 정리된 Marshall 통상 수요의 경우 지출 탄력성은 모두 통계적으로 유의하고, 수산물과 육류의 지출 탄력성이 가장 높다. 과일과 채소의 탄력성이 이어서 1보다 큰 높은 값을 보여준다. 음료, 주류, 낙농품은 지출 탄력성이 낮은 품목들이다.

Marshall 통상 수요의 자기 가격 탄력성 e^{jj} 도 모두 음(-)의 값을 가진다. 그리고 Slutsky 방정식 $e^{jk} = \theta^{jk} - \eta^j s^k$ 에 의해 보상 수요의 경우보다 좀 더 탄력적이다. 그러나 주류의 경우 여전히 탄력성 추정치의 절댓값이 작은 편이며, 0과 같다는 가설이 기각되지 않는다. Marshall 통상 수요의 교차 가격 탄력성에서는 Slutsky 방정식의 소득효과로 인해 Hicks 보상 수요에 비하면 좀 더 많은 수의 품목 간에 보완관계가 형성된다.

표 2. Hicks 보상 수요 가격 탄력성 추정치

수량 가격	곡물	육류	수산물	낙농	과일	채소	기타 식품	음료	주류
곡물	-0.361 (0.07)#	-0.150 (0.04)#	-0.020 (0.08)	0.294 (0.07)#	0.056 (0.04)	0.060 (0.03)%	0.200 (0.07)#	0.341 (0.12)#	0.023 (0.21)
육류	-0.153 (0.04)#	-0.478 (0.04)#	0.448 (0.05)#	-0.112 (0.05)\$	0.108 (0.03)#	0.009 (0.03)	0.187 (0.04)#	0.007 (0.07)	0.783 (0.13)#
수산	-0.013 (0.05)	0.274 (0.03)#	-1.026 (0.11)#	0.251 (0.07)#	0.062 (0.03)\$	0.087 (0.03)#	0.167 (0.07)#	0.231 (0.14)%	-0.412 (0.20)\$
낙농	0.139 (0.03)#	-0.050 (0.02)\$	0.190 (0.05)#	-0.218 (0.07)#	0.004 (0.02)	0.108 (0.02)#	-0.019 (0.04)	-0.177 (0.09)\$	-0.525 (0.13)#
과일	0.039 (0.03)	0.073# (0.02)	0.069 (0.03)\$	0.006 (0.03)	-0.710 (0.03)#	-0.005 (0.02)	0.177 (0.03)#	0.290 (0.04)#	0.357 (0.08)#
채소	0.044 (0.02)\$	0.006 (0.02)	0.103 (0.03)#	0.168 (0.03)#	-0.005 (0.02)	-0.354 (0.03)#	0.108 (0.03)#	-0.029 (0.04)	-0.087 (0.07)
기타	0.183 (0.06)#	0.168 (0.04)#	0.244 (0.10)#	-0.036 (0.08)	0.235 (0.04)#	0.133 (0.03)#	-0.622 (0.10)#	-0.398 (0.18)\$	-0.218 (0.23)
음료	0.117 (0.04)#	0.002 (0.03)	0.126 (0.08)%	-0.128 (0.06)\$	0.144 (0.02)#	-0.014 (0.02)	-0.148 (0.07)\$	-0.392 (0.23)%	0.215 (0.19)
주류	0.004 (0.04)	0.156 (0.02)#	-0.134 (0.06)\$	-0.225 (0.05)#	0.105 (0.02)#	-0.024 (0.02)	-0.048 (0.05)	0.128 (0.11)	-0.137 (0.22)

주 1) ()안은 소수점 셋째 자리에서 반올림한 표준오차 추정치임.

2) #, \$, %는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미함.

표 3. Marshall 통상 수요 가격 탄력성과 지출 탄력성 추정치

수량 가격	곡물	육류	수산물	낙농	과일	채소	기타 식품	음료	주류
곡물	-0.520 (0.07)#	-0.362 (0.03)#	-0.232 (0.08)\$	0.186 (0.07)#	-0.132 (0.04)#	-0.117 (0.03)#	0.033 (0.07)	0.294 (0.12)\$	-0.038 (0.22)
육류	-0.315 (0.04)#	-0.694 (0.04)#	0.231 (0.05)#	-0.221 (0.05)#	-0.083 (0.03)\$	-0.171 (0.03)#	0.017 (0.05)	-0.042 (0.08)	0.720 (0.13)#
수산	-0.112 (0.05)#	0.142 (0.03)#	-1.158 (0.11)#	0.184 (0.07)#	-0.055 (0.03)%	-0.023 (0.03)	0.063 (0.07)	0.201 (0.14)	-0.451 (0.20)\$
낙농	0.064 (0.07)%	-0.152 (0.02)#	0.090 (0.07)%	-0.269 (0.07)#	-0.085 (0.02)#	0.024 (0.02)	-0.097 (0.04)\$	-0.200 (0.09)\$	-0.554 (0.13)#
과일	-0.071 (0.03)#	-0.073 (0.02)#	-0.077 (0.03)\$	-0.068 (0.03)\$	-0.840 (0.03)#	-0.127 (0.02)#	0.062 (0.03)\$	0.257 (0.05)#	0.315 (0.08)#
채소	-0.074 (0.02)#	-0.151 (0.02)#	-0.054 (0.03)%	0.089 (0.03)#	-0.145 (0.02)#	-0.485 (0.03)#	-0.015 (0.03)	-0.065 (0.04)#	-0.132 (0.07)%
기타	0.037 (0.06)	-0.026 (0.04)	0.050 (0.10)	-0.134 (0.08)%	0.063 (0.04)%	-0.029 (0.03)	-0.774 (0.10)#	-0.441 (0.18)\$	-0.274 (0.23)
음료	0.062 (0.04)	-0.070 (0.02)#	0.054 (0.08)	-0.165 (0.06)#	0.080 (0.02)#	-0.074 (0.02)#	-0.205 (0.07)#	-0.408 (0.23)%	0.194 (0.19)
주류	-0.028 (0.04)	0.113 (0.03)#	-0.177 (0.06)#	-0.247 (0.05)#	0.067 (0.02)#	-0.060 (0.02)#	-0.082 (0.05)	0.118 (0.11)	-0.149 (0.22)
지출	0.957 (0.05)#	1.273 (0.05)#	1.273 (0.06)#	0.644 (0.05)#	1.131 (0.05)#	1.062 (0.06)#	0.999 (0.05)#	0.285 (0.08)#	0.371 (0.14)#

주 1) ()안은 소수점 셋째 자리에서 반올림한 표준오차 추정치임.

2) #, \$, %는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미함.

이어서 본고의 주 관심인 가구원 수가 지출비중에 미치는 영향을 도출하고 <표 4>에 정리하였다. 기준 가구는 3인 가구, 2020년의 근로소득자, 평균 정도의 가구 소득과 가구주 연령을 가진 가구이다. <표 4>는 다른 특성은 모두 동일한 상태에서 가구원이 3인에서 다른 인원수로 바뀔 경우 발생할 것으로 예상되는 각 품목의 비중 변화를 보여준다.

먼저 1인 가구가 되면 3인 가구에 비해 주로 가공식품인 기타 식품의 소비 비중이 대폭 늘어난다. 주류의 소비 비중도 통계적으로 유의하게 늘어난다. 반면 육류와 낙농의 지출비중은 통계적으로 유의한 정도로 3인 가구보다 낮고, 수산물은 지출비중이 더 높다. 1인 가구의 가공식품 구매비중이 큰 것은 권오상(2016)이 발견한 것처럼 조리를 위한 식재료 구입에 있어 규모의 경제성이 작용하고, 따라서 조리가 필요한 식품의 금전적, 시간적 비용이 2인 이상 가족에 비해 높은 점 때문일 것이다.

2인 가구의 경우 대체로 자녀와 동거하지 않거나 한 부모인 가구일 것이다. 자녀가 1명 이상일 것인 3인 가구에 비해 가공식품류 소비를 특별히 더 많이 하지는 않는다. 기타 식품 지출비중은 오히려 더 낮은 모습을 보인다. 3인 가구 대비 수산물의 비중이 높고 낙농 비중이 낮은 것은 1인 가구의 경우와 동일하다. 3인 가구 대비 곡물류 지출비중이 낮으며, 과일과 특히 채소 비중은 더 높다.

4인 가구는 대개 자녀를 가진다는 점에서 3인 가구와 공통점이 있으므로 3인 가구의 지출구조와 통계적으로 유의한 정도의 차이는 보이지 않는다. 5인 이상 가구는 다수의 자녀를 가지거나 3세대 이상이 동거하고 노년층까지 포함할 가능성이 있다. 3인 가구에 비해 가공식품인 기타 식품과 음료의 지출비중이

다시 커지고 수산물과 채소의 지출비중은 낮아진다. 과일도 10%에 육박하는 유의수준으로 지출비중이 낮아진다. 이는 청소년 가족 구성원의 영향을 반영하는 것일 수도 있고, 가족 수가 커지면서 조리용 식재료 구매에 있어서의 규모 경제성 효과가 5인 이상 가구에서는 소멸되는 현상으로 추측할 수도 있다.

이상의 내용을 각 품목을 기준으로 확인하면, 곡물 지출비중은 3~4인 가구에서 높은 경향이 있고, 2인 가구가 특히 통계적으로 유의한 정도로 3~4인 가구에 비해 낮다. 육류와 낙농제품은 가구원 수가 적을수록 지출비중이 낮다. 수산물은 가구원 수가 적을수록 지출비중이 높아 육류와는 반대 경향을 보인다. 과일과 채소는 2~3인의 중간 정도 규모에서는 지출비중이 높고, 그보다 작거나 큰 가구에서는 지출비중이 낮지만, 과일의 비중 차이는 통계적으로 유의한 정도는 아니다. 반대로 기타 식품과 음료는 양극단인 1인 가구와 5인 이상 가구에서 지출비중이 높다. 주류에 대한 지출 비중은 1인 가구에서만 유의하게 높은 모습을 보인다.

표 4. 가구원 수 변화가 지출비중에 미치는 영향

지출비중 \ 인원	1인	2인	4인	5인 이상
곡물	-5.839 (11.13)	-20.44 (9.84)\$	6.643 (15.235)	-13.389 (13.80)
육류	-30.653 (11.68)#	-4.272 (9.99)	4.728 (15.250)	13.536 (13.85)
수산물	24.576 (7.82)#	27.039 (6.52)#	-7.858 (9.86)	-36.002 (8.97)#
낙농	-61.850 (5.64)#	-20.318 (4.36)#	-2.057 (7.03)	10.277 (6.39)
과일	12.490 (8.33)	9.838 (6.95)	-0.097 (10.52)	-14.263 (9.56)
채소	-8.534 (11.66)	22.634 (10.33)\$	-15.572 (15.99)	-28.821 (14.48)\$
기타 식품	44.597 (10.19)#	-18.206 (9.01)\$	12.473 (13.94)	44.915 (12.64)#
음료	0.516 (5.85)	-1.701 (4.86)	-0.610 (7.33)	23.575 (6.66)#
주류	24.697 (6.17)#	5.431 (5.11)	2.350 (7.71)	0.172 (7.01)

주 1) 3인 가구 임금 소득자와의 비교임.

2) () 안은 표준오차임.

3) 실제효과 크기와 그 표준오차는 10^{-3} 을 곱한 값임(즉 가구유형 이동 시 표에서 제시된 수치에 10^{-3} 을 곱한 것만큼의 지출비중 변화가 발생함).

4) #, \$, %는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미함.

이어서, 가구원 수 외의 특성이 바뀔 때 그 한계적 반응이 가구원 수별로 어떻게 다른지도 확인한다. 이는 본고의 분석 모형이 가구원 수와 여타 특성 변수의 교차항을 포함하기 때문에 가능하다.⁸⁾ 우선 <표 5>는 가구의 (농식품 지출액이 아닌) 총소득이 한계적으로 달라질 때 각 가구가 어떻게 반응하는지를 보여준다. 눈에 띄는 결과는 2인 이상의 가구에서는 가구 소득이 늘어날 때 기타 식품과 음료의 지출비중이 높아진다는 점이다. 대신 조리를 필요로 하는 육류, 수산물 등과 낙농의 지출비중은 대체로 감소한다. 가구 소득이 높을수록 조리시간의 기회비용이 크기 때문에 이런 현상이 발생하는 것으로 해석할 수 있다. 과일과 채소는 소득이 늘 때 주로 5인 이상 가구에서 비중 증대가 발생한다. 곡물류 비중과 가구 소득과의 관계는 통계적 유의성이 확보되지 않는다. 특히 1인 가구는 가구 소득 증대에 대한 반응이 여타 가구와는 다른 모습을 보인다. 다른 가구들은 기타 식품이나 음료, 과일 혹은 채소의 지출비중을 늘리고 육류 비중을 낮추는데 반해, 1인 가구는 가공식품 중에서는 주류의 소비를 유의하게 늘리며, 일반 식품 중에는 수산물과 육류 비중을 (유의하지 않을 정도로) 늘리는 경향이 있다.

표 5. 가구 소득이 지출비중에 미치는 한계적 영향

지출비중 \ 인원	1인	2인	3인	4인	5인 이상
곡물	-2.34 (5.70)	7.69 (5.08)	-1.38 (3.72)	-0.58 (3.04)	-1.38 (2.43)
육류	8.00 (5.76)	-16.94 (5.13)\$	-8.79 (3.74)\$	-7.37 (3.05)\$	-12.91 (2.44)\$
수산물	13.20 (3.76)#	-8.06 (3.33)\$	-4.04 (2.42)%	-3.63 (1.97)%	-1.32 (1.58)
낙농	-19.30 (2.68)#	-4.28 (2.38)%	-2.09 (1.73)	1.61 (1.40)	0.42 (1.12)
과일	0.06 (4.00)	3.68 (3.55)	2.42 (2.59)	-1.49 (2.10)	4.81 (1.68)#
채소	-1.35 (5.97)	1.26 (5.33)	-0.41 (3.90)	-0.41 (3.19)	4.52 (2.55)%
기타 식품	-2.96 (5.22)	14.08 (4.65)\$	6.36 (3.40)%	5.35 (2.78)%	3.34 (2.23)
음료	-3.27 (2.79)	1.04 (2.47)	6.10 (1.96)#	4.24 (1.46)#	0.64 (1.17)
주류	7.95 (2.94)#	1.52 (2.60)	1.82 (1.90)	2.27 (1.54)	1.88 (1.23)

주 1) ()속은 표준오차임.
 2) 실제효과 크기와 그 표준오차는 10^{-9} 을 곱한 값임.
 3) #, \$, %는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미함.

<표 6>은 한 해가 더 지날 때의 지출비중 변화를 보여준다. 이는 시간이 지나며 발생하는 소비자 선호나 생활패턴 변화, 변수로 나타내기 어렵지만 시간에 따라 달라지는 기타 요인의 영향을 나타낸다. 이 영향은 다른 어떤 특성 변수의 경우보다 분명한 경향성을 나타내는데, 우선 곡물, 수산물, 채소의 비중은

⁸⁾ 이들 16×8 개 교차항이 동시에 통계적으로 유의한지를 검정하면 1% 미만 유의수준에서 유의성이 인정된다. 본고의 가설검정은 획득 불가능한 y 의 실제 값 대신 그 예측치를 반영해 추정한 3SLS 모형에 기초하므로, 일종의 조건부 가설검정이다.

전 가구유형에서 시간이 지나며 감소한다. 반대로 육류와 주류의 지출비중은 모든 가구유형에서 증가하며, 과일의 비중은 유의하게 변하지 않는다. 나머지 품목의 지출비중은 가구유형별로 서로 다른 모습으로 변한다. 낙농은 1~2인 가구에서는 시간이 지나면서 비중이 증가하지만 3인 이상 가구에서는 오히려 감소한다. 기타 식품 비중은 2인 가구에서는 감소하지만 나머지 가구에서는 대부분 증가한다. 음료의 비중은 1인 가구에서 증가한다. 이러한 연도 효과는 <표 5>의 가구 소득 효과와는 상당한 차이를 가진다. 예를 들면 육류는 가구 소득이 늘 때 비중이 감소하지만 소비자 선호 자체는 시간이 지나면서 육류를 선호하는 것으로 바뀌기 때문에 육류의 비중 증대가 발생한다. 또한 시간에 대해 주류 지출비중이 증가하는 것은 주류시장의 고급화 경향을 반영하는 것일 수 있다.

표 6. 지출비중의 연도 효과

지출비중 \ 인원	1인	2인	3인	4인	5인 이상
곡물	-0.890 (0.50)%	-2.935 (0.96)#	-1.602 (0.82)%	-2.307 (0.68)#	-2.113 (0.58)#
육류	1.860 (0.48)#	6.529 (0.95)#	4.296 (0.82)#	5.363 (0.66)#	7.323 (0.55)#
수산물	-3.553 (0.35)#	-1.206 (0.64)%	-2.043 (0.56)#	-2.904 (0.46)#	-2.418 (0.40)#
낙농	1.182 (0.25)#	1.030 (0.45)\$	-0.357 (0.40)	-1.273 (0.33)#	-0.748 (0.28)#
과일	-0.049 (0.33)	0.086 (0.66)	0.366 (0.57)	0.548 (0.46)	-0.599 (0.39)
채소	-2.681 (0.48)#	-2.649 (0.98)#	-2.578 (0.84)#	-3.543 (0.67)#	-4.556 (0.56)#
기타 식품	1.214 (0.49)\$	-2.301 (0.89)#	0.760 (0.77)	1.920 (0.65)#	1.326 (0.56)\$
음료	1.309 (0.28)#	0.066 (0.48)	-0.522 (0.43)	0.401 (0.35)	0.036 (0.30)
주류	1.608 (0.29)#	1.379 (0.51)#	1.680 (0.45)#	1.795 (0.37)#	1.750 (0.32)#

주 1) ()속은 표준오차임.

2) 실제효과 크기와 그 표준오차는 10^{-3} 을 곱한 값임.

3) #, \$, %는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미함.

<표 7>은 가구 소득원이 자영업 소득과 같은 비임금 소득에서 임금 소득으로 옮겨 감에 따른 지출비중 변화를 보여준다. 임금 소득자는 직장에서 점심이나 저녁을 해결하는 등, 자영업자에 비해서는 다른 형태의 식품 지출행위를 할 가능성이 있다. 임금 소득자로 전환해도 곡류의 비중은 전체적으로 유의한 변화가 없다. 육류 비중은 3인 이상 가구에서 높아지는데, 유의한 변화는 3인 가구에서 나타난다. 수산물과 채소는 조리과정을 거쳐야 하는 특성상 임금 소득자가 되면 거의 모든 가구원 수에서 비교적 크게 비중이 감소한다. 낙농과 과일은 반대로 거의 모든 가구에서 비중이 높아지지만 통계적 유의성은 일부 가구에서만 발견된다. 기타 식품 비중은 5인 이상 가구에서만 유의하게 증가한다. 음료는 1인 가구와 5인 이상 가구에서 임금 소득자의 지출비중이 높다. 주류의 경우 직장생활을 하는 1인 가구 임금 소득자의

지출비중이 비임금 소득자에 비해 유의하게 높다.

가구별로 보면 1인 가구의 경우가 임금 소득자인지의 여부에 따라 지출구조가 많이 달라진다. 1인 가구는 직장생활을 하게 되면 다른 가구원 수에 비할 때 조리를 많이 필요로 하는 수산물과 채소의 지출비중을 크게 줄이고, 대신 유제품 등의 낙농제품, 음료, 주류의 소비 비중을 크게 높인다.

표 7. 임금 소득자로의 전환이 지출비중에 미치는 영향

지출비중 \ 인원	1인	2인	3인	4인	5인 이상
곡물	0.417 (5.79)	4.965 (10.25)	10.391 (10.00)	8.649 (6.73)	-6.233 (5.67)
육류	-4.080 (5.82)	-14.460 (10.26)	21.535 (10.68)\$	2.576 (6.72)	1.897 (5.68)
수산물	-15.537 (3.77)#	-10.620 (6.64)	-11.809 (2.51)%	0.123 (4.37)	-15.305 (3.68)#
낙농	8.783 (2.69)#	-8.716 (4.73)%	7.488 (4.94)	4.295 (3.11)	2.335 (2.62)
과일	3.136 (4.03)	11.680 (7.07)%	1.380 (7.39)	5.387 (4.63)	7.747 (3.92)
채소	-20.581 (6.09)#	-5.061 (10.76)	-16.435 (11.15)	-7.388 (7.04)	-5.629 (5.94)
기타 식품	-0.810 (5.30)	12.121 (9.38)	-7.035 (9.72)	-5.239 (6.16)	11.638 (5.19)\$
음료	13.283 (2.81)#	7.152 (4.94)	-2.379 (5.15)	-7.814 (3.25)\$	6.527 (2.73)\$
주류	15.398 (2.95)#	2.939 (5.19)	-3.138 (5.41)	-0.589 (3.42)	-2.977 (2.87)

주 1) ()속은 표준오차임.

2) 실제효과 크기와 그 표준오차는 10^{-3} 을 곱한 값임.

3) #, \$, %는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미함.

〈표 8〉은 가구주 연령이 높아질 때의 지출비중 변화를 보여준다. 곡물과 주류의 지출비중은 모든 가구 유형에서 가구주 연령과 유의한 관계를 가지지 않는 반면, 낙농 비중은 모든 가구 유형에서 가구주 연령에 대해 유의하게 감소한다. 과일과 채소는 최소한 한 가지 이상의 가구 유형에서 가구주 연령 증가 시 비중이 증가한다. 그 외의 품목은 예를 들어 수산물의 경우 1인 가구와 4인 가구에서는 가구주 연령에 대해 증가하지만 5인 가구에서는 오히려 감소하는 등, 가구 유형별로 반응에 있어 차이를 보인다.

표 8. 가구주 연령의 지출비중에 대한 한계적 영향

지출비중 \ 인원	1인	2인	3인	4인	5인 이상
곡물	-0.231 (0.41)	1.343 (0.91)	1.445 (1.37)	2.250 (1.44)	-1.567 (1.30)
육류	0.148 (0.41)	-3.185 (0.92)#	2.395 (1.38)%	0.570 (1.43)	-0.788 (1.31)
수산물	1.939 (0.27)#	-0.296 (0.60)	0.112 (0.90)	1.600 (0.94)%	-2.115 (0.85)\$
낙농	-0.871 (0.19)#	-1.422 (0.43)#	-1.302 (0.64)\$	-1.120 (0.67)%	-1.527 (0.60)\$
과일	0.142 (0.28)	0.853 (0.64)	-0.003 (0.96)	0.552 (0.99)	2.164 (0.90)\$
채소	1.680 (0.43)#	1.421 (0.96)	0.274 (1.44)	1.15 (1.50)	1.902 (1.30)
기타 식품	-1.715 (0.37)#	1.800 (0.84)\$	-1.543 (1.26)	-2.528 (1.32)%	1.672 (1.19)
음료	-1.030 (0.20)#	-0.066 (0.44)	-0.418 (0.67)	-2.017 (0.70)#	1.080 (0.63)%
주류	-0.063 (0.21)	-0.448 (0.47)	-0.961 (0.70)	-0.458 (0.73)	-0.821 (0.66)

주 1) ()속은 표준오차임.

2) 실제효과 크기와 그 표준오차는 10^{-3} 을 곱한 값임.

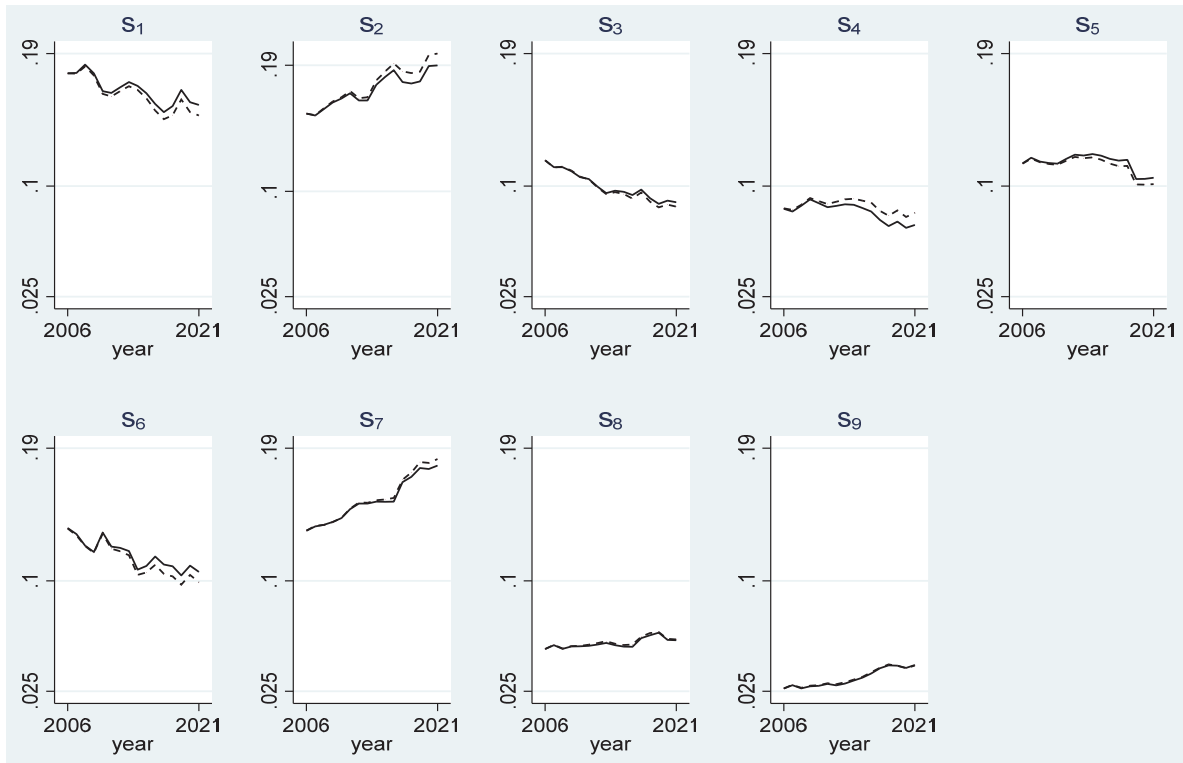
3) #, \$, %는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미함.

이상의 분석 결과는 여타 변수를 통제했을 때 가구원 수의 변화는 각 농식품 지출액 비중에 유의한 영향을 미치고 있으며, 나아가 가구원 수는 가구주 연령, 소득원, 소득 수준과 같은 다른 특성이 변할 때 지출액을 변화시키는 방향에도 영향을 미침을 보여준다. 이러한 결과들을 감안할 때 특정 연도에서 가구원 수와 연령, 소득원 등의 구조 변화가 동시에 발생함으로 인해 어느 정도나 지출비중이 달라지는지를 확인하는 것도 유용할 것이다. 이를 위해 최초 시점인 2006년의 가족구조가 그대로 유지되었다면, 그 이후 연도에는 지출비중이 실제와 얼마나 달랐을 것인지를 확인한다. 이 실험은 가구원 수, 연령, 임금 소득자 비중이 동시에 변하는 효과에 대해 적용되므로 가구유형별 소득, 가격, 농식품 지출액, 연도 효과 등은 모두 실제 수준과 동일하게 유지되도록 한다.

가구원 수의 경우 '장래가구추계'상의 유형별 가구의 경제 내 실제 비율을 반영해야 하며, 실제 비율을 반영할 때와 2006년도 비율을 그대로 유지할 때를 비교하여야 한다. 그런데 통계청의 '중사상지위별 취업자'에 따르면 실제 가구 수는 비임금 소득자보다는 임금 소득자가 훨씬 많으며(비중: 2006=0.673, 2021=0.761), 또 시간이 지나면서 그 비중이 점차 높아진다. 이러한 소득원별 실제 구성비와 그 변화도 반영해주어야 하므로, (임금 vs. 비임금) × (5가지 가구 규모) 총 10가지 가구유형의 매 연도 실제 구성비와 2006년 구성비가 각각 있을 때 경제 전체의 품목별 지출비중을 도출해야 한다. 마지막으로 <표 1>의 기초통계량이 보여주었듯이 가구원 수와 가구주 연령은 완전 독립일 수가 없다. 따라서 가구유형별로 실제 가구주 연령과 2006년 가구주 연령이 계속 적용될 때의 지출 비중 예측치를 추정식으로부터 각각

구하였다. 각 가구유형의 농식품 지출액이 서로 다르기 때문에 이상 예측된 품목별 지출비중을 가구 유형별로 지출액 예측치로 전환한 후, 여기에 10가지 가구 유형의 변화 전 구성비와 변화 후 구성비를 각각 가중치로 반영해 국가 전체 지출비중 예측치를 다시 도출하여 <그림 2>와 같이 나타낸다. 따라서 <그림 2>는 <표 4>, <표 7>, <표 8>의 개별 가구특성 변화의 한계 효과와 더불어 가구유형별 지출액 차이에 따른 일종의 규모 효과(scale effect)까지 포함하여 보여준다.

그림 2. 가족구조 변화에 따른 지출액 비중 변화



- 주 1) 실선은 실제 지출비중이고, 점선은 2006년 가족구조가 모든 연도에 적용될 경우의 비중 예측치임.
- 2) 곡물(s_1), 육류(s_2), 수산물(s_3), 낙농(s_4), 과일(s_5), 채소(s_6), 기타 식품(s_7), 비알콜 음료(s_8), 주류(s_9)의 순서임.

<그림 2>의 실선 그래프들은 모형이 예측하는 매년의 국가 전체 연평균 실제 지출비중이고 점선 그래프들은 2006년의 가족구조가 계속 적용되었을 때의 지출비중 시뮬레이션 결과이다. 이 두 그래프의 높이는 어느 하나가 나머지 하나 보다 항상 높은 것은 아니며, 연도에 따라 위치가 역전되는 경우도 있으나, 일부 품목의 경우 누적되는 구조변화에 따라 양자 간의 격차가 시간이 지나면서 커진다.

우선 확인할 것은 가족구조 변화가 각 품목 지출비중이 변하는 경향을 바꾸지는 않았다는 것이다. 즉 등락은 있지만 시간이 지나며 비중이 증가하는 것은 육류, 기타 식품, 비알콜 음료, 주류이고, 반대로 감소하는 것은 곡물, 수산물, 채소이지만, 낙농과 과일은 증가 혹은 감소 여부를 말하기 어려운 경향성이 있는데, 이러한 경향성은 가족구조 변화가 없다는 제약을 도입해도 그대로 유지된다. 또한 이러한 경향성은 <표 6>에서의 연도변화의 한계 효과 추정치 부호들과 일치한다. 즉 낙농과 과일을 제외하면 거의

모든 가구유형에서 동일한 방향으로 발생하고 있는 농식품에 대한 선호도 변화가 각 품목 지출비중의 변화 추세를 결정한다.

아울러 가구원 수 감소, 노령화, 임금 소득 비중 증대와 같은 가족구조의 변화는 각 품목 지출비중이 가지는 그러한 경향성을 낙농품을 제외하고는 모두 완화하는 역할을 했다. 즉 육류처럼 지출비중이 증가하는 품목의 경우 실제 비중 곡선이 가구구조 변화가 없었을 때의 비중 곡선보다 아래쪽에 있지만, 비중이 감소하는 수산물의 경우 그 위치가 반대로 바뀐다. 다른 품목에서도 같은 사실을 확인할 수 있지만, 낙농의 경우에는 지출비중이 감소할 때 실제 지출 곡선이 오히려 아래쪽에 위치하여 가족구조 변화는 비중감소를 가속화하는 역할을 하였다.

품목별로 볼 때, <표 4>~<표 8>의 추정 결과에서 빵과 떡을 포함하는 곡물류의 경우 1~2인 가구의 증가는 지출비중을 줄이지만 대신 임금 소득자 증대와 가구주 연령 상승의 효과는 지출비중을 늘린다. <그림 2>에 의하면 후자의 효과가 약간 더 크다.

육류는 반대로 가족구조 변화가 지출비중을 낮추었다. 이는 1~2인 가구의 증대와 임금 소득자 비중 증대가 모두 육류 지출비중을 줄이고, 연령 효과는 어느 한쪽 방향으로 나타나지 않기 때문에 발생한 결과이다.

수산물 비중에 가족구조 변화는 초기에는 거의 영향을 미치지 못하다가 후반기에 소폭 비중을 늘리는 역할을 하였다. 수산물 비중은 1~2인 가구에서 높지만 임금근로자일수록 낮다. 그리고 연령 상승효과는 가구원 수에 따라 상이한 현상이 있어 이를 종합적으로 반영한 결과가 <그림 2>에서 보인다.

낙농 제품류는 실제 지출비중이 시간이 지나며 증가하다 감소하는데, 가족구조 변화는 상당한 정도로 비중을 낮추었다. 낙농품은 1~2인 가구가 덜 선호하고 또 연령 상승으로 인해서도 비중이 감소하기 때문이다.

과일 비중은 상당 기간 증가했지만 후반부에 감소하는데, 이는 아마도 <표 2>에서 과일과 대체관계를 형성하는 기타 식품, 주스 등의 음료, 주류의 비중이 상승한 것에 영향을 받았을 것이다. 과일은 1~2인 가구, 높은 연령층, 임금 소득자가 선호하는 품목인데 전체 구간에서 가족구조 변화는 지출비중을 더 높게 하였다.

채소는 추정 결과에 따르면 가구원 수 효과는 불명확하고, 임금 소득자로의 전환은 지출비중을 줄이지만 노령화는 늘리는 서로 상반된 영향을 미친다. <그림 2>에서는 이들 세 가지 효과가 합해져 특히 후반기에 지출비중을 늘리는 모습을 보였다.

<표 4>를 보면 기타 식품의 지출비중은 1인 가구와 2인 가구의 반응이 서로 다른 대표적인 예이다. 이 두 유형의 가구비중 변화는 기타 식품 비중 영향에 관한한 서로를 상쇄하는 경향이 있는데, 전체적으로는 2인 가구는 늘어나고 3인 이상 가구는 줄어들어 발생하는 영향이 1인 가구 증대의 영향보다 더 커 지출비중 증가율을 낮추었다.

비알콜 음료와 주류는 기타 식품과 마찬가지로 지출비중이 늘어나는 품목이지만, 아주 최근에는 성장

이 주춤해졌다. 두 상품 모두 가구주 연령 상승 시 소비를 줄이는 경향이 있어 노령화가 어느 정도 소비 증가 추세를 누그러뜨리는 역할을 하였다.

마지막으로 일종의 민감도 분석으로, 모형의 설정과 자료의 이용 방식이 수요체계 추정 결과에 어떤 영향을 주는지를 확인하고자 하였고, 그 결과는 <부표 1> 및 <부표 2>의 Marshall 통상 수요 탄력성 추정치로 정리된다. <부표 1>은 <표 3>의 경우와 동일한 자료를 사용하되, 기존 연구들이 주로 채택한 LA-AIDS 모형을 추정한 결과이다. <표 3>의 EASI 모형 추정 결과와 비교하면 가격 탄력성은 상당히 서로 가깝다. 하지만 지출액 탄력성의 경우 LA-AIDS 모형은 실질 소득이 지출액에 미치는 영향을 단순화하기 때문에 <부표 1>의 탄력성은 <표 3>의 경우와 꽤 차이가 있다. 낙농과 주류가 특히 그러한 품목이다.

<부표 2>는 다른 해와 달리 연간자료만 이용가능한 2017~2018년의 자료를 제외하고 EASI 모형을 추정한 결과이다. <부표 2>의 결과는 <표 3>의 추정 결과와는 사용된 자료 자체가 다르기 때문에 상당한 차이를 가질 수밖에 없는데, 탄력성이 계산되는 표본평균의 변수 값 자체도 두 표에서 서로 다르다. 하지만 <부표 2>에서는 주류의 탄력성이 좀 더 높아진다는 것을 제외하면 자기 가격 탄력성의 크기나 품목 간 순위가 <표 3>의 경우와 사실 유사하다. 교차 가격 탄력성도 통계적 유의성이 없었던 일부 탄력성 추정치에서만 부호가 바뀔 뿐 대부분 <표 3>의 부호가 그대로 유지된다. 주류의 가격 혹은 지출액 탄력성은 <부표 1>과 <부표 2> 모두에서 <표 3>과는 상당한 차이를 보이는데, 이처럼 모형 설정이나 자료 사용 방식에 따라 민감한 변화가 발생한다는 것이 <표 3>의 주류 탄력성 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 이유일 것이다. 본고는 완전하다고 할 수는 없지만 비중 방정식별로 각각 적용되는 터미 변수들을 이용해 이 두 해의 이질성을 반영했기 때문에 이 두 해의 자료를 포함하는 것이 수요체계 추정 결과의 안정성을 크게 훼손하지는 않았을 것으로 보인다. 이질성에도 불구하고 이 두 해의 자료를 적용함으로써 <그림 2>와 같은 가족구조 변화의 지출비중 영향을 전 구간에 걸쳐 연속적으로 도출하고, 또한 <표 6>의 연도 효과 추정치 역시 일관되게 도출하는 장점을 얻을 수 있었다.

4. 요약 및 결론

본고는 2006~2021년 분기별 '가계동향조사' 자료를 이용해 소비자들의 농식품 소비지출액 비중이 어떤 요인에 의해 영향을 받아 결정되는지를 분석하였고, 특히 가구원 수 변화로 대표되는 가족구조 변화가 미치는 영향을 계량 분석하였다. 분석은 지출액, 가격, 가구특성 변수가 소비수요에 신축적인 영향을 미치게 허용하는 EASI 수요체계를 추정하는 방법으로 이루어졌다. 분석 결과 발견된 내용을 다음 몇 가지로 요약한다.

첫째, 전체 농식품 지출액 증가는 품목별로 각기 다른 지출비중 변화를 가져오지만 그 영향은 단조적 이거나 선형이 아니다. 지출액과 비중 간에는 증가하다가 감소하는 것과 같은 보다 신축적인 관계도 존재하기 때문에 선형관계를 가정하는 LA-AIDS류의 분석은 한계를 가질 수 있다.

둘째, 가구원 수 감소 자체는 식품 소비지출에 유의한 영향을 미치지, 1인 가구와 2인 가구 간에도 상당한 지출행태 차이가 있다. 1인 가구와 2인 가구의 증가는 곡물, 육류, 낙농의 지출비중을 줄이고 수산물, 과일의 비중을 늘린다는 점에서 유사한 변화를 유발하였다. 하지만 가공식품류에서는 서로 다른 지출비중 변화를 유발하였다. 또한 연령이나 소득원 등 가구 특성이 바뀔 때에도 1인 가구와 2인 가구 간에는 반응의 차이가 있었다. 따라서 1인 가구뿐 아니라 2인 가구의 비중 증대가 농식품 소비에 미치는 영향에 대해서도 지속적인 관심이 필요할 것이다.

셋째, 그동안의 지출비중 변화에 가장 큰 영향을 미친 것은 소위 '연도 효과'로, 시간이 지나면서 발생하는 식품 선호도나 생활패턴, 소비여건 변화의 효과이다. 이 효과는 곡물, 수산물, 채소의 비중을 줄이고 육류와 주류의 비중을 늘려왔으며, 거의 전 유형의 가구에서 발생하고 있다. 하지만 이 연도 효과도 낙농이나, 일부 가공식품 소비에 미치는 영향은 가구원 수별로 상이한 모습을 보인다.

넷째, 가구의 총소득이 소비 비중에 미치는 영향은 가구원 수별로 상이하며, 연도 효과에 비하면 그 영향이 분명하지가 않다. 통상적으로 소득이 늘 경우 육류 소비 비중이 높아진다고 보지만, 시간 기회비용 증가 효과도 있어 조리용 육류 비중은 소득보다는 위에서 지적한 연도 효과에 의해 주로 늘어나는 것으로 보인다.

넷째, 소득원이 임금이나 비임금이나의 여부는 특히 1인 가구의 지출행태에 유의한 영향을 미친다. 임금 소득자는 낙농품, 주류·음료 등의 간편 혹은 기호식품 지출을 유의하게 늘린다. 임금 소득 비중이 커지면 수산물이나 채소처럼 조리를 필요로 하는 품목에 대한 지출비중은 가구원 수와 관련 없이 감소한다.

다섯째, 가구주 연령 증가는 역시 모든 유형의 가구에서, 그러나 각기 다른 방식으로 소비행위에 영향을 미친다. 같은 1인 가구라도 연령이 높을수록 수산물이나 채소의 비중은 늘리고 낙농과 가공식품류 소비는 줄이는데, 상당수 1인 가구가 노령 가구이기 때문에 1인 가구에 대한 분석은 그 연령대별로 달리 이루어질 필요도 있다.

여섯째, 평균 가구원 수 감소, 가구주 연령 상승, 임금 소득자 비율 증가가 동시에 발생한 지난 15년 동안의 가족구조 변화가 총체적으로 미친 영향을 분석해보면, 그 영향은 '연도 효과'를 바꿀 정도로 크지는 않았지만 유의한 소비행태 변화를 품목별로 초래하였다. 가족구조 변화는 낙농을 제외하고는 연도 효과에 의한 소비 변화 방향과 반대 방향으로 작용해, 육류와 가공식품의 비중이 커지는 경향을 완화하는 데 어느 정도 기여하였다. 또한 가족구조 변화 영향력의 크기는 지속적으로 지출비중이 증가하는 가공식품류보다는 조리과정을 필요로 하는 곡물, 육류, 수산물, 낙농, 과일, 채소의 경우가 더 컸다는 것도 흥미롭다.

이상과 같은 변화를 초래해온 주요 변수들인 가구원 수 감소, 연령 상승, 임금 소득 비중 증대, 연도 효과, 가구 총소득 변화는 향후에도 진행될 것이므로, 본고가 발견한 바와 같은 영향을 앞으로도 식품 소비 행태에 미칠 것이다. 다만 임금 소득자 비중은 본고를 위해 별도로 진행한 통계적 전망에서 현재에도 거의 상한에 도달한 상태라서, 그 영향이 추가로 늘어나기는 어려울 것이다.

본고가 이상의 결론을 도출하기 위해 사용한 EASI 수요체계는 자료의 특성을 잘 반영할 수 있으며, 소비행위 관련 많은 정보를 제공해주는 것으로 확인되었다. 모형 추정 결과는 가격변화나 정책 혹은 소비 환경 변화의 후생 효과 분석에도 유용하게 사용될 수 있다. 본고의 모형은 미래를 예측하거나 전망하는 목적으로 만들어지지 않았지만 추정 결과는 어느 정도 그러한 용도로 사용될 수 있다. 하지만 본고는 가격변수를 반영하기 위해 가계 단위 원시자료가 아닌 통계청 집계자료를 사용한 한계가 있다. 관측치 수 제한이 있는 집계자료에서는 가격에 대한 반응이 가구유형별로 유의하게 차별화되지 않았다. 그리고 집계자료를 사용했기에 통계청에 의해 이미 분류된 방식으로 가구특성을 반영할 수밖에 없다는 한계도 있었다.

참고문헌

- 권오상. (2015). 가계동향조사 자료를 이용한 농식품 수요 및 생계비지수 분석. *농업경제연구*, 56(4), 1-30.
- 권오상. (2016). 결혼과 농·식품 소비 규모의 경제성: 가계공동체모형 분석. *농업경제연구*, 57(1), 25-51.
- 권오상, 강혜정. (2014). 다중 이산-연속선택모형(MDCEV)을 이용한 소비자의 돈육 부위별 수요함수 분석. *농촌경제*, 37(4), 29-50. <http://doi.org/10.36464/jrd.2014.37.4.002>
- 김동석. (2006). 소비구조 장기전망: 인구구조 변화의 영향을 중심으로. *한국개발연구*, 28(2), 1-49.
- 김성용, 김준업, 이용선. (2015). 과일수요의 계절성과 경합성. *농촌경제*, 38(4), 1-24. <http://doi.org/10.36464/jrd.2015.38.4.001>
- 김성용, 이계임. (2008). 도시가구의 식품비 지출에 대한 연령-세대-연도 효과 분석. *농업경제연구*, 49(2), 49-71.
- 김종진, 서홍석, 정대희, 김충현. (2021). 다단계 지출모형을 이용한 육류 수요시스템 분석. *농촌경제*, 44(4), 1-28. <http://doi.org/10.36464/jrd.2021.44.4.001>
- 김주희. (2012). *역수요 모형을 이용한 수산물시장의 수요함수 추정*. 서울대학교 경제학 석사학위 논문.
- 김혜영, 김태균. (2003). 육류 수요체계의 내생성과 구조변화. *농촌경제*, 26(3), 39-53.
- 남호진, 김성용. (2018). 가계패널자료를 이용한 계절별 과일 수요분석. *농업경영·정책연구*, 45(3), 457-481. <http://doi.org/10.30805/KJAMP.2018.45.3.457>
- 농촌진흥청 보도자료 (2022. 8. 30.). “코로나19 2년간, 우리 식생활은 어떻게 바뀌었나?”
- 박운선. (2021). *생애주기별 가계 수요함수 추정과 온실가스 감축 정책 후생효과 분석*. 서울대학교 경제학 박사학위 논문.
- 박운선, 권오상. (2020). 가계단위 구매 자료를 이용한 개별 과채류의 수요분석. *식품유통연구*, 37(1), 55-79. <http://doi.org/10.47085/KJFME.37.1.3>
- 사공용, 김태균. (1994). 소비의 구조적 변화와 수요함수 추정: 한국의 곡류와 육류 소비를 중심으로. *농촌경제*, 17(3), 13-23.
- 오승환, 제상영. (2021). 2차 준 이상 수요체계(QUAIDS)를 이용한 한국 육류상품시장의 대체 관계 분석. *금융공학연구*, 20(1), 143-158. <http://doi.org/10.35527/kfedoi.2021.20.1.006>
- 이계임, 김상효, 신성용, 심환희, 박인호. (2021a). *2021 식품소비행태조사 기초분석보고서*, 한국농촌경제연구원.
- 이계임, 김상효, 신성용, 심환희, 박인호. (2021b). *2021 식품소비행태조사 통계보고서*, 한국농촌경제연구원.
- 이계임, 최지현. (1999). AIDS모형을 이용한 과일의 계절별 수요 분석. *농촌경제*, 22(3), 19-34.
- 이정희. (1999). 도시가계의 분기별 육류수요분석. *한국축산경영학회지*, 15(2), 291-305.
- 임청룡, 조용빈, 조재환. (2014). 패널자료를 이용한 사과, 배, 감귤, 오렌지 수요체계 분석. *식품유통연구*, 31(3), 68-84.
- 조현경, 박운선, 권오상, 김한호. (2019). 계란 살충제 성분 검출의 소비자 후생효과 분석. *농촌경제*, 42(1), 51-77. <http://doi.org/10.36464/jrd.2019.42.1.003>
- 진현정, 오현석다라. (2016). AIDS모형을 이용한 1인가구와 일반가구의 식품소비 탄력성 분석. *소비자문제연구*, 47(3), 169-189. <http://doi.org/10.15723/jcps.47.3.201612.169>
- 통계청. 가계동향조사. <https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01> 검색일: 2022. 10. 17.
- 통계청. 소비자물가조사. <https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01> 검색일: 2022. 10. 09.
- 통계청. 장래가구추계. <https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01#content-group> 검색일: 2022. 10. 07.
- 통계청. 종사상지위별 취업자. <https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1DA7010S&conn_path=13> 검색일: 2022. 10. 17.
- Bakhtavoryan, R. & V. Hovhannisyanyan. (2022). Quantifying the Structure of Residential Water Demand in the United States: a Generalized Exact Affine Stone Index Demand Framework. *Agricultural and*

- Resource Economics Review*, 51, 68-85. <https://doi.org/10.1017/age.2021.18>
- Banks, J., R. Blundell, R. & A. Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *Review of Economics and Statistics*, 79, 527-539. <https://doi.org/10.1162/003465397557015>
- Browning, M., P.-A. Chiappori & A. Lewbel. (2013). Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power. *Review of Economic Studies*, 80, 1267-1303. <https://doi.org/10.1093/restud/rdt019>
- Browning, M., P.-A. Chiappori & Y. Weiss. (2014). *Economics of the Family*. Cambridge University Press.
- Deaton, A. & J. Muellbauer. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- Dogbe, W. & C. Revoredo-Giha. (2021). Nutritional Implications of Trade-Offs Between Fresh and Processed Potato Products in the United Kingdom (UK). *Frontiers in Nutrition*, 7, 614176. <https://doi.org/10.3389/fnut.2020.614176>
- Edgerton, D. L., B. Assarsson, A. Hummelose, I. P. Laurila, K. Richertsen & P. H. Vale. (1996). *The Econometrics of Demand Systems: with Applications to Food Demand in the Nordic Countries*. Kluwer Academic Publishers.
- Hamrick, K. S. & A. M. Okrent. (2014). *The Role of Time in Fast-Food Purchasing Behavior in the United States*. ERR-178, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, November 2014.
- Hansen, B. E. (2022). *Econometrics*. Princeton University Press.
- Jorgenson, D. W., L. J. Lau & T. M. Stoker. (1982). "The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior" in R. L. Basmann and G. F. Rhodes, Jr (eds.). *Advances in Econometrics: A Research Annual*, Vol. 1, JAI Press.
- Jorgenson, D. W., R. J. Goettle, M. S. Ho & P. J. Wilcoxon. (2014). *Double Dividend: Environmental Taxes and Fiscal Reform in the United States*. MIT Press.
- Lewbel, A. (2000). *The Rank Extended Translog*. Boston College.
- Lewbel, A. & K. Pendakur. (2009). Tricks with Hicks: The EASI Demand System. *American Economic Review*, 99, 827-863. <https://doi.org/10.1257/aer.99.3.827>
- Pendakur, K. (2008). *EASI Made Easier*. Simon Fraser University.
- Piggott, N. F. & T. L. Marsh. (2011). "Constrained Utility Maximization and Demand System Estimation" in J. L. Lusk, J. Roosen and J. F. Shogren (eds.). *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford University Press.
- Pollak, R. A. & T. J. Wales. (1992). *Demand System Specification and Estimation*. Oxford University Press.
- Ramirez-Hassan, A. (2021). Bayesian Estimation of the Exact Affine Stone Index Demand System: Replicating the Lewbel and Pendakur (2009) Results. *Journal of Applied Econometrics*, 36, 484-491. <https://doi.org/10.1002/jae.2814>
- Stone, J. R. N. (1954). *The Measurement of Consumer's Expenditure and Behaviour in the United Kingdom, 1920-1938*. Cambridge University Press (Deaton and Muellbauer, 1980에서 재인용).

부록

부표 1. LA-AIDS 모형의 통상 수요 가격 탄력성과 지출 탄력성 추정치

수량 가격	곡물	육류	수산물	낙농	과일	채소	기타 식품	음료	주류
곡물	-0.536	-0.368	-0.222	0.212	-0.137	-0.133	0.048	0.272	0.020
육류	-0.325	-0.692	0.229	-0.200	-0.087	-0.183	0.024	-0.052	0.764
수산	-0.104	0.145	-1.123	0.171	-0.061	-0.034	0.033	0.238	-0.456
낙농	0.064	-0.153	0.067	-0.258	-0.078	0.016	-0.094	-0.194	-0.526
과일	-0.078	-0.077	-0.089	-0.045	-0.836	-0.140	0.076	0.242	0.355
채소	-0.079	-0.150	-0.061	0.101	-0.148	-0.489	-0.013	-0.063	-0.108
기타	0.038	-0.030	-0.008	-0.117	0.073	-0.047	-0.753	-0.381	-0.291
음료	0.054	-0.074	0.072	-0.153	0.073	-0.078	-0.179	-0.489	0.230
주류	-0.024	0.114	-0.188	-0.238	0.072	-0.063	-0.091	0.132	-0.142
지출	0.991	1.284	1.323	0.528	1.129	1.151	0.948	0.295	0.154

부표 2. 2017~2018년 자료를 제외한 EASI 모형의 통상 수요 가격 탄력성과 지출 탄력성 추정치

수량 가격	곡물	육류	수산물	낙농	과일	채소	기타 식품	음료	주류
곡물	-0.701	-0.363	-0.300	0.292	-0.065	-0.096	-0.005	0.360	0.570
육류	-0.342	-0.629	0.337	-0.197	-0.051	-0.164	-0.067	-0.189	0.688
수산	-0.197	0.186	-1.223	0.131	0.005	-0.037	0.008	0.325	-0.018
낙농	0.102	-0.139	0.072	-0.119	-0.059	0.057	-0.167	-0.307	-0.899
과일	-0.047	-0.052	0.014	-0.036	-0.816	-0.120	-0.014	0.143	0.181
채소	-0.095	-0.161	-0.055	0.122	-0.150	-0.415	-0.045	-0.093	-0.141
기타	0.038	-0.037	0.069	-0.205	0.028	0.016	-0.721	-0.404	-0.475
음료	0.096	-0.095	0.156	-0.216	0.048	-0.056	-0.192	-0.446	-0.001
주류	0.096	0.115	-0.017	-0.370	0.038	-0.046	-0.128	-0.001	-0.495
지출	1.050	1.175	0.947	0.597	1.023	0.861	1.332	0.611	0.589