

가계의 과일류 수요함수 추정에 있어 품질변경과 가격조정 문제*

용희원**, 권오상***

Contents

1. 서론	81
2. 분석 모형	83
3. 분석과정 및 결과	89
4. 요약 및 결론	102

Keywords

수요함수(demand function), 단위가치(unit value), 품질변경(quality shading), 품질조정가격(quality-adjusted price)

Abstract

농식품분야의 가계 지출 자료를 이용하여 소비행위를 분석할 때에는 자료가 가지는 특성 때문에 몇 가지 고려할 사항이 있는데, 본 연구는 특히 가계 외부적인 가격지수와 구매액을 수량으로 나누어준 단위가치(unit value) 중 무엇을 가격변수로 사용할 것인지의 문제와, 소비의 품질변경(quality shading) 행위를 반영하고 품질선택을 감안해 가격을 조정하는 문제를 검토한다. 또한 단위가치 사용 시 구입액, 수량/중량 관련 정보 중 일부를 누락하여 발생하는 다수의 결측치 문제는 다중치환법(multiple imputation)을 적용해 해결한다. 다중치환된 가구별 과일소비 자료에 1) Deaton의 품질변경 모형, 2) 품질조정가격 사용법, 3) 국가 전체 가격지수 사용법을 적용한 결과 세 가지 접근법 모두 음(-)이면서 대부분의 품목에서 통계적으로 유의한 수요의 자기가격 탄력성을 제시하였다. 그러나 품질변경 모형과 품질조정가격 사용법의 분석 결과가 서로 가까운 반면, 품질 관련 행위를 감안하지 않는 가격지수 사용법은 다소 이질적인 추정 결과를 제시하였다. 따라서 미시 자료 이용 시 가구의 품질 관련 행위를 수요탄력성 추정에 반영할 필요가 있음이 간접적으로 확인되며, 품질변경과 품질선택 행위를 무시할 경우 어느 정도 왜곡된 탄력성 추정치를 얻게 된다는 결론을 내린다.

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

** 서울대학교 농경제사회학부 농업자원경제학전공 석사과정

*** 서울대학교 농경제사회학부 농업자원경제학전공 및 글로벌 스마트팜 융합전공 교수, 농업생명과학연구원 겸무연구원, 교신저자.

e-mail: kohsang@snu.ac.kr

Quality Shading and Price Adjustment Issues in Estimating Korean Household Fruit Demand Functions*

Huiwon Yong**, Oh-Sang Kwon***

Keywords

demand function, unit value, quality shading, quality-adjusted price

Abstract

We estimate 13 fruit demand functions using a Korean micro consumption panel data set taking into account consumers' quality choice behavior, and investigate whether individual household's unit values are more appropriate than aggregate price indices as the price variables of the demand functions. Three types of demand models are estimated: 1) the one that employs unit values as price variables, dealing with the quality shading issue of Deaton (1988), 2) the one that employs the quality-adjusted prices and requires using both unit values and price indices, and 3) the one that employs price indices without considering the quality choice issues. We filled many missing unit values using a multiple imputation method. Models 1 and 2, taking into account the quality choice behavior of consumers, showed quite similar own price elasticity estimates. Also, Model 1 identified small but statistically significant quality shading phenomena. On the other hand, Model 3, which applies the usual price indices only, showed relatively unstable and possibly biased elasticity estimates.

* 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.

** Graduate Student, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University

*** Professor, Department of Agricultural Economics and Rural Development, and Integrated Major in Global Smart Farm, Seoul National University, corresponding author. e-mail: kohsang@snu.ac.kr

1. 서론

한국농촌경제연구원의 식품소비행태조사, 농촌진흥청의 농식품 소비자 패널자료 등과 같은 미시 소비 자료의 이용 가능성이 높아지면서 이를 활용한 수요함수 분석이 활발히 이루어지고 있다. 미시 소비 자료는 국가 전체 자료와 달리 개별 가구특성이 소비행위에 미치는 영향도 분석할 수 있도록 한다.

미시 소비 자료는 원칙적으로 구매량과 구입액 정보를 모두 가지고 있기 때문에 구입액을 구매량으로 나눈 값인 단위가치(unit value)를 소비행위 분석 시 가격변수로 적용할 수 있다. 하지만 물가지수를 가격변수로 사용하는 것 또한 가능한데, 특히 시계열자료가 존재할 경우에는 국가 전체의 해당 상품 물가지수를 해당 시기의 가격으로 모든 소비자에게 동일하게 적용해 줄 수도 있다. 이렇게 소비자별로 서로 다른 단위가치와, 모든 소비자에 있어 동일하지만 시점별로 달라지는 물가지수 중 무엇을 적합한 가격으로 수요분석에 반영할지는 경제 이론적, 통계적 측면에서 관건이 될 수 있다.

상품군 중 과일류의 경우 국내 연구자들에 의해 미시 자료를 이용하는 소비행위 실증분석이 수차례 이루어진 바 있고, 이들의 연구도 가격변수 선정과 관련된 고민을 하였다. 다중 이산연속 선택 모형(Multiple Discrete-Continuous Extreme Value Model: MDCEV)을 이용하여 과일류 수요체계를 추정한 박윤선, 권오상(2020)의 경우 국가법령정보센터에서 제공하는 농산물 표준규격상 과일 개당 중량을 참고하여 구매 중량의 결측치를 보완한 후, 단위가치를 도구변수(instrumental variable)로 추정한 회귀식의 잔차를 MDCEV 모형에 반영하는 2SRI(2-stage residual inclusion) 분석을 실시하였다. 즉 이 연구는 단위가치를 가격으로 선택하되, 이 자료가 가진 내생성과 측정오차 문제를 감안하는 분석을 실시하였다. 반면 준이상수요체계(Almost Ideal Demand System: AIDS)를 이용하여 과일 수요를 계절별로 분석한 남호진, 김성용(2018)은 단위가치의 측정오차 문제가 심각하기 때문에 가격을 대표하기 힘들다고 판단하여 단위가치 대신 농수산식품유통공사 KAMIS에서 제공하는 품목별 소매 가격자료를 수요분석에 사용하였다.

이처럼 단위가치와 물가지수/시장가격 자료 중 무엇을 수요분석의 가격변수로 사용할 것인지에 대한 선택은 다양할 수 있는데, 두 가지 자료는 각기 장단점을 가지고 있다. 먼저 물가지수나 시장가격은 전문기관이 조사·가공하는 자료로서 통계적 신뢰도가 높고 대체로 안정적인 수치를 보여준다. 하지만 이 가격자료는 개별 소비자 입장에서는 상당한 정도로 통합된(aggregated) 자료이고, 소비행위에서 실제로 지불한 가격이 아니다. 소비자들은 구매품의 품질, 구매처, 구매량이나 여타 구매방식을 모두 달리하며, 따라서 실제 지불하는 가격은 서로 다를 수 있다. 또한 한국은 지역별 물가지수를 별도로 발표하지 않지만 사실 지역별 물가 차이도 존재한다. 실제로는 서로 다를 수밖에 없는 개인별 가격을 통합하는 것은 소비자행위나 생산자행위를 상당한 정도로 제약하는 가정하에서만 정당화될 수 있다(Pope & Chambers, 1989; Deaton & Muellbauer, 1980, pp.148-159; 권오상, 2023, pp.257-258).

반면 단위가치는 조사에 응한 소비자가 실제로 지불한 가격이라는 점에서 미시 소비행위 분석을 위

한 가격자료로 활용하기에 더 적합한 점이 있다. 하지만 단위가치 역시 여러 문제를 가지는데, 무엇보다도 많은 결측치를 가지고 있다. 가구가 구매하지 않은 품목의 단위가치가 기록되지 않는 것은 당연하지만, 구매하는 경우에도 구매액만 기입하고 수량이나 중량은 기입하지 않아 결측치가 발생한다. 이는 자연스럽게 자료의 측정오차 문제를 야기한다. 그리고 단위가치는 소비자의 품질이나 구매방식 선택에 따라 달라지는 일종의 내생변수일 수 있기 때문에 이를 수요함수의 외생변수로 그대로 반영하는 것이 적절한지의 문제도 제기된다.

이상의 특성을 감안할 때, 수요의 가격탄력성 추정에 있어 가격변수로 가격지수를 사용하든 단위가치를 사용하든 품질 관련 선택행위를 적절히 반영할 필요가 있다. 품질 관련 소비자 선택행위를 반영하여 왜곡되지 않은 탄력성을 추정하기 위해서는 품질변경(quality shading)의 문제를 고려하거나(Deaton, 1988, 2018), 아니면 품질선택 행위를 반영해 조정해준 가격, 즉 품질조정가격(quality-adjusted price)을 도출해 사용해야 한다(Cox & Wohlgenant, 1986; Cowling & Raynor, 1970).

품질변경은 단위가치를 가격지수로 사용할 때 대두되는 문제인데, 실제 상품가격 변화 시 소비자들이 그에 반응하여 구매량을 바꾸는 동시에 구입하는 상품의 품질도 함께 바꿀 때 발생한다. 즉 관측되는 단위가치 변화분에는 실제 상품가격이 바뀐 영향은 물론이고, 소비자들이 가격변화에 반응해 품질을 변경해서 발생한 효과도 포함되어 있다. 따라서 단위가치를 수요함수의 가격변수로 적용하면 이 후자의 영향까지도 외생적으로 발생한 가격변화로 인정하기 때문에 왜곡된 가격탄력성을 추정하게 된다.

품질을 반영해 가격을 조정할 필요성은 가격지수/시장가격을 가격변수로 적용할 때에 대두된다. 품질선택 때문에 소비자별로 서로 다른 지불가격을 (가중)평균한 것이 가격지수나 시장가격이므로, 이를 그대로 개별 소비자 수요함수에 적용하면 일종의 집계편의(aggregation bias)를 가진 탄력성 추정치를 얻게 된다. 이러한 왜곡을 피하기 위해서는 각 소비자가 품질을 선택하는 행위를 먼저 분석하고, 그로 인한 소비자별 지불가격 차이를 반영해 순수한 외생적인 가격변화만을 도출한 후, 이 조정된 가격을 이용해 수요함수를 추정해야 한다.

품질변경 문제를 해결하거나 품질조정가격을 이용하기 위해서는 다단계의 분석 절차를 거쳐야 한다. 본 연구는 이러한 다단계 분석법을 다년간의 농촌진흥청 농식품 소비자 패널자료에 적용하여 과일의 품목별 수요탄력성을 추정한다. 이를 위해 세 가지 방법을 사용하는데, 각각 단위가치만 가격자료로 사용하는 방법, 단위가치와 물가지수를 병행하여 사용하는 방법, 그리고 물가지수만 가격자료로 사용하는 방법이다. 첫 번째 방법은 Deaton(1988, 2018)이 제안한 품질변경 모형에 기반을 둔 분석법이고, 두 번째 방법은 Cox & Wohlgenant(1986), Cowling & Raynor(1970) 등이 사용한 적이 있는 가격조정 절차를 활용하는 분석법이다. 그리고 마지막 세 번째 방법은 많은 연구에서 적용하고 있는 바와 같이 해당 상품의 월별 물가지수를 가격으로 적용하는 방법으로, 품질 관련 선택행위를 명시적으로 고려하지 않는 방법이다.¹⁾

¹⁾ Jorgenson et al.(1980)의 저명한 연구 외 여러 사례들이 개별 가구 소비행위를 분석하면서도 가격의 변이는 집계가격의 시계열

이렇게 세 가지 분석법을 적용하되, 방법별로 사용할 수 있는 자료의 양이 크게 차이가 나는 문제를 고려할 필요가 있다. 마지막 세 번째 가격지수를 사용하는 방법은 조사된 모든 가구에 대해 적용할 수 있고, 심지어 특정 과일을 구매하지 않은 가구에 대해서도 적용할 수 있다. 하지만 단위가치를 설명변수로 활용하는 첫 번째와 두 번째의 추정 모형은 구매하지 않은 가구에 대해서는 단위가치 자료가 없기 때문에 적용할 수가 없다. 뿐만 아니라 신선농산물의 특성상 구매 중량이나 수량을 정확히 측정할 수 없어 누락되고, 구매를 한 다수의 가구에서도 단위가치 자료를 활용할 수 없는 문제가 발생한다. 따라서 단위가치 자료를 활용하는 처음 두 방법은 가격지수를 사용하는 세 번째 방법에 비해 이용할 수 있는 관측치 수가 매우 제한된다는 문제가 발생하며, 이는 추정치의 통계적 유의성을 확보하는 데에도 장애로 작용한다. 많은 수의 단위가치 결측치가 초래하는 이 문제를 본고는 다중치환법(multiple imputation: MI)을 이용해 결측치를 보완하는 방식으로 해결하고자 한다. 즉 구매를 했지만 구매 중량이나 수량을 보고하지 않은 가구들의 단위가치는 다중치환법을 이용해 보완하여 분석에 사용한다. 그리고 비교를 위해 단위가치 정보를 제공한 제한된 수의 가구 소비자자료만을 이용한 추정 결과도 함께 제시하도록 한다.

2. 분석 모형

2.1. 품질변경(quality shading) 모형(Deaton, 1988, 2018)²⁾

Deaton(1988)의 품질변경³⁾ 분석은 클러스터(cluster)라 불리는 동일한 가격조건이 적용되는 가구들의 집합이 존재함을 가정한다. 클러스터는 동일 가격이 적용되는 특정 시기 특정 판매점(예: 할인 매장, 슈퍼마켓, 재래식 시장, 인터넷 판매)에서 구매한 소비자들의 집합이라 할 수 있으며, 클러스터의 가격에 대한 소비자들의 반응이 참된 수요탄력성이라 할 수 있다. 그러나 이 가격은 일반적으로 소비자자료에서 관측되지 않는다.

어떤 클러스터 c 에 포함된 가구 h 가 있다고 하고, 우리가 관심을 가지는 특정 상품에 대한 이 가구의 구매수량(혹은 구매 중량)은 q_{hc} , 그리고 구매액으로부터 역산된 단위가치는 v_{hc} 라 하자. 개별가구의 구매수량과 단위가치는 모두 그 가구가 속한 클러스터에서의 (관측되지 않는) 실제 가격 π_c 의 영향을 받을 것이고, 또한 가구 소득 혹은 총지출액 x_{hc} 와 여타 특성 z_{hc} 에 의해서도 영향 받을 것이다. 따라서 다

자료가 나타내도록 하였다.

2) 본 절에서 설명하는 품질변경 모형에 대한 설명 및 그 분석절차는 Deaton(2018, pp.294-306)을 참조하여 작성하였다. 이하 모든 관계식의 구체적인 도출과정은 본고의 저자들에게 요청하여 얻을 수 있다.

3) 여기에서의 품질은 당도나 식감과 같은 상품 자체의 품질은 물론이고, 구매 편의성이나 시간 절약, 신뢰도와 같은 소비 만족도에 영향을 미치는 모든 요소를 포함하는 것으로 해석하여야 한다.

음과 같은 구매수량함수와 단위가치함수를 설정할 수 있다.

$$\ln q_{hc} = \alpha^0 + \epsilon_x \ln x_{hc} + \epsilon_p \ln \pi_c + \gamma^0 \cdot z_{hc} + f_c + u_{hc}^0 \quad (1)$$

$$\ln v_{hc} = \alpha^1 + \beta^1 \ln x_{hc} + \psi \ln \pi_c + \gamma^1 \cdot z_{hc} + u_{hc}^1 \quad (2)$$

단, h =가계, c =클러스터(cluster),

q_{hc} = 구매수량, v_{hc} = 단위가치, π_c = 관측되지 않는 클러스터 가격,

x_{hc} = 클러스터 c 내의 가계 h 의 총지출액, z_{hc} = 가구특성 벡터,

f_c = 클러스터 고유 임의효과(random effect) 또는 고정효과(fixed effect),

u_{hc}^0, u_{hc}^1 =교란항

식 (1)에서 소비량은 총지출액 x_{hc} 와 가격 π_c , 그리고 여타 가구특성 z_{hc} 에 의해 결정된다. 상수항 α^0 는 다른 상품의 가격 등이 특정 상품 수요에 미치는 영향을 반영하지만, 본고에서는 자기가격 탄력성 추정 주 관심이므로 타 상품의 가격은 고정된 것으로 가정한다. 식 (1)에는 두 개의 교란항이 있는데, f_c 는 클러스터별 고유효과를 반영하며, u_{hc}^0 은 통상적인 교란항이다. 식 (2)에도 교란항 u_{hc}^1 이 포함된다. π_c 는 관측되지 않는 값이기 때문에 식 (1), (2)를 바로 추정하는 것은 불가능하나, 대신 두 식을 결합하여 $\ln \pi_c$ 를 소거한 식 (3)을 도출할 수 있다.

$$\ln q_{hc} = \alpha^0 - \frac{\epsilon_p}{\psi} \alpha^1 + \left(\epsilon_x - \frac{\epsilon_p}{\psi} \beta^1 \right) \ln x_{hc} + \left(\frac{\epsilon_p}{\psi} \right) \ln v_{hc} + \left(\gamma^0 - \frac{\epsilon_p}{\psi} \gamma^1 \right) \cdot z_{hc} + f_c + u_{hc}^0 - \frac{\epsilon_p}{\psi} u_{hc}^1 \quad (3)$$

식 (3)은 클러스터 고유효과 f_c 와 복합 교란항 $u_{hc}^0 - \frac{\epsilon_p}{\psi} u_{hc}^1$ 을 포함하고, 이를 추정할 경우 소비량에 대한 단위가치의 효과 $\frac{\epsilon_p}{\psi}$ 를 얻게 되며, 단위가치를 가격변수로 활용하는 통상적인 분석들은 이를 수요의 가격탄력성으로 인정한다. 그런데 가격 π_c 가 변할 때 소비자들이 품질까지 바꾸는 행위를 한다면 식 (2)의 $\psi (= \frac{\partial \ln v_{hc}}{\partial \ln \pi_c})$ 가 1이 아니며, 따라서 이 경우 식 (3)의 추정치 $\frac{\epsilon_p}{\psi}$ 는 왜곡된 가격탄력성을 제시하게 된다. ψ 의 값이 1보다 클지 작을지를 선형적으로 알 수는 없지만 만약 그 값이 1보다 작아 가격 상승 시 소비자들이 품질을 낮추는 선택을 한다면, π_c 가 상승할 때 개별 소비자의 단위가치는 그보다 작은 정도로 상승하기 때문에 식 (3)이 제시하는 탄력성 추정치 $\frac{\epsilon_p}{\psi}$ 는 실제 탄력성 ϵ_p 를 과대평가하게 된다.

따라서 단위가치를 사용하는 분석은 ϵ_p 와 ψ 를 모두 식별해야 하지만, 가격 π_c 가 관측되지 않으므로 식

(1)의 ϵ_x 와 식 (2)의 β^1 의 추정치만을 이용할 수 있다. Deaton(1988, 2018, pp.293-306)은 분석하고자 하는 상품에 대한 지출액을 [지출액 = 수량 × 시장가격 × 품질지수]로 분해하고, 다음 관계를 도출하였다.

$$\epsilon_p = \frac{\phi}{1 - \phi\beta^1/\epsilon_x}, \text{ 단 } \phi = \frac{\epsilon_p}{\psi} \quad (4)$$

따라서 ϵ_x , β^1 를 추정하고, 이어서 (식 (3)을 직접 추정하지 않고도) ϕ 까지 도출할 수 있으면 참된 가격탄력성 ϵ_p 를 복원할 수 있다.

한편, 미시 자료를 이용해 품목별 수요분석을 실행할 때 많은 가구들이 해당 품목을 선택하지 않는 0의 소비가 나타나 $\ln q_{hc}$ 의 값이 정의되지 않는 경우가 있다. 따라서 식 (1) 대신 해당 상품에 대한 지출액 비중 w_{hc} 를 사용하는 다음 모형을 대신 설정할 수 있다.

$$w_{hc} = \alpha^0 + \beta^0 \ln x_{hc} + \theta \ln \pi_c + \gamma^0 \cdot z_{hc} + f_c + u_{hc}^0 \quad (5)$$

단, w_{hc} = 클러스터 c , 가계 h 의 특정 과일의 지출액 비중

식 (5)의 파라미터 θ 는 수요의 가격탄력성이 아니고 지출비중의 가격탄력성이므로 이를 식 (2)를 활용해 ϵ_p 로 전환하는 작업을 진행하며, 다음을 얻는다.⁴⁾

$$\theta = \frac{\phi_w}{1 + (w_{hc} - \phi)\zeta} \quad (6)$$

$$\psi + \epsilon_p = \frac{\theta}{w_{hc}} \quad (7)$$

$$\text{단, } \zeta = \frac{\beta^1}{\beta^0 + w_{hc}(1 - \beta^1)}, \phi_w = \frac{\theta}{\psi}$$

이 경우에도 먼저 β^0 와 β^1 을 추정하고, 이어서 ϕ_w 를 도출할 수 있으면, 참된 지출비중탄력성 θ 와 수요탄력성 ϵ_p 를 식별할 수 있다. 이를 위해 Deaton(1988, 2018)이 제안하는 두 단계 추정법은 먼저, 1) 제1단계에서 식 (5)와 식 (2)를 각각 추정한다. 이때 $\ln \pi_c$ 와 f_c 는 클러스터 내 모든 가구에 동일한 영향을 미치므로 일종의 Frisch-Waugh 정리(Frisch & Waugh, 1933)를 적용해 모든 가구별 변수들을 클러스터 평균치로부터의 편차로 전환해(=de-meaning) 이 두 변수 없이 추정하는 방법을 사용한다. 이어서 2) 제2단계에서는 클러스터별 평균치 자료를 모두 모아 ϕ_w 의 추정치 $\hat{\phi}_w$ 를 제1단계 추정 결과를 반영해 도출한다.

⁴⁾ 지출비중 가격탄력성과 수요량 가격탄력성 간의 일반적인 관계는 Pollak & Wales(1992, p.58)에서 얻을 수 있다.

제2단계 추정에 핵심적인 파라미터 ϕ_w 의 추정치를 계산하기 위해 먼저 두 추정식 (5)와 (2)의 잔차 e^0 , e^1 으로부터 교란항의 분산과 공분산 추정치를 각각 아래와 같이 계산한다.

$$\hat{\sigma}^{11} = e^{1'}e^1/(n-k-C-1), \hat{\sigma}^{01} = e^{0'}e^0/(n-k-C-1) \quad (8)$$

단, n = 총관측치 수, k = 가구별 고유 설명변수 수, C = 총 클러스터 수

또한 식 (5)와 (2)의 추정 결과로부터 지출비중과 단위가치 각각에서 가구별 지출액 및 특성변수가 차지하는 비중을 제거한 다음 효과를 얻는다. 즉, \hat{y}_{hc}^0 과 \hat{y}_{hc}^1 은 클러스터 가격 π_c 가 지출비중과 단위가치에 미치는 영향만을 담고 있다.

$$\hat{y}_{hc}^0 = w_{hc} - \hat{\beta}^0 \ln x_{hc} - \hat{\gamma}^0 \cdot z_{hc} \quad (9)$$

$$\hat{y}_{hc}^1 = \ln v_{hc} - \hat{\beta}^1 \ln x_{hc} - \hat{\gamma}^1 \cdot z_{hc} \quad (10)$$

이 편차들의 클러스터별 평균값을 y_c^0 , y_c^1 로 구한 후, 다음의 두 회귀식을 설정한다.

$$y_c^0 = \alpha^0 + \theta \ln \pi_c + f_c + u_c^0 \quad (11)$$

$$y_c^1 = \alpha^1 + \psi \ln \pi_c + u_c^1 \quad (12)$$

위 두 회귀식을 감안하면 y_c^0 , y_c^1 의 공분산과 y_c^1 의 분산은 각각 다음처럼 정의된다.

$$\text{cov}(y_c^0, y_c^1) = \theta \psi m + \sigma^{01}/n_c \quad (13)$$

$$\text{var}(y_c^1) = \psi^2 m + \sigma^{11}/n_c \quad (14)$$

단, $m = \ln \pi_c$ 의 클러스터 간 분산, $n_c =$ 클러스터 c 내의 가구 수

이 둘의 추정치를 결합하면 ϕ_w 를 다음처럼 $\ln \pi_c$ 에 대한 정보 없이도 도출할 수 있으며, 이를 식 (6), (7)에 반영하여 최종적으로 원하는 θ , ψ , ϵ_p 의 추정치를 얻을 수 있다.

$$\hat{\phi}_w = \frac{\text{cov}(\hat{y}_c^0, \hat{y}_c^1) - \hat{\sigma}^{01}/n_c}{\text{var}(\hat{y}_c^1) - \hat{\sigma}^{11}/n_c} \quad (15)$$

θ , ψ , ϵ_p 의 추정치의 통계적 유의성은 2단계 추정절차를 밟기 때문에 부트스트래핑 (bootstrapping) 기법을 적용하여 확인할 수 있다. 아울러 최종 분석에서는 구매 기록이 없는 가구의

경우 단위가치 자체가 존재하지 않기 때문에 식 (11)과 식 (12)의 클러스터 평균을 구할 때 적용되는 관측치 수가 서로 다르며, 따라서 이를 n_c 계산에 반영해 주어야 한다.

2.2. 품질조정가격 사용법

객관적인 가격 π_c 가 아예 존재하지 않는 Deaton(1988, 2018)의 분석법과 달리 본 연구가 분석하는 과일류 소비행위에는 월별·품목별 가격지수라는 일종의 시장가격 자료가 존재한다. 하지만 동시에 개별 소비자들은 서로 다른 상품특성을 선택하며, 따라서 단위가치가 서로 다른 것도 사실이다. 이를 감안하여 식 (2)를 변형한 다음과 같은 회귀식을 설정한다.

$$\ln v_{hc} - \ln \pi_c = \alpha^1 + \beta^1 \ln x_{hc} + \gamma^1 \cdot z_{hc} + e_{hc} \quad (16)$$

즉 가구 h 의 단위가치와 클러스터 내 평균 가격의 비율 v_{hc}/π_c 의 로그 값이 가구의 지출액 및 여타 특성에 의해 결정되는 정도를 분석한다. π_c 는 품질변경 모형에서는 클러스터 내 모든 소비자에게 있어 동일하지만 관측되지 않는 참된 가격으로 해석되었으나, 식 (16)에서는 소비자별 단위가치의 평균 가격 지수로만 해석된다. 이후 식 (16)의 추정 파라미터를 이용하여 다음의 품질조정가격을 도출한다.

$$\ln v_{hc}^* = \ln \pi_c + \hat{e}_{hc} \quad (17)$$

$\ln v_{hc}^* = \ln v_{hc} - \hat{\alpha}^1 - \hat{\beta}^1 \ln x_{hc} - \hat{\gamma}^1 \cdot z_{hc}$ 로, 이는 가구별 단위가치에서 가구가 품질선택을 하는 행위의 영향을 빼 줌으로써 품질조정이 된 가격이다. 이 가격에 대한 반응이 소비의 순수한 가격효과라 할 수 있다. 품질조정가격을 분석에 사용하는 선행연구들인 Cox & Wohlgenant(1986), Cowling & Raynor(1970) 등은 단위가치와 평균 가격의 차이, 즉 $v_{hc} - \pi_c$ 를 회귀식 (16)의 종속변수로 사용했지만 본고는 로그변환된 변수를 사용하는 모형의 특성을 감안하여 단위가치와 평균 가격의 차이가 아닌 비율 v_{hc}/π_c 의 로그 값을 식 (16)에 적용하였다.

이어서 아래의 비중방정식을 추정하되, 구매하지 않은 가구는 품질조정가격이 존재하지 않기 때문에 구매를 한 가구만을 대상으로 하는 절단회귀분석(truncated regression)을 실시한다.⁵⁾

$$w_{hc} = \alpha^0 + \beta^0 \ln x_{hc} + \theta \ln v_{hc}^* + \gamma^0 \cdot z_{hc} + u_{hc} \quad (18)$$

5) 사실 Cox & Wohlgenant(1986)와 Cowling & Raynor(1970)은 명확한 이론적 근거 없이 본고와 유사한 형태의 품질조정가격을 도출하여 사용하였다. 하지만 Bockstael & McConnell(2007, p.70)이 순수 재포장(pure repackaging) 모형이라 부른 효용함수로부터 이러한 수요함수식의 근거를 찾을 수 있다. 이때의 효용함수는 $u(x_i, \psi_i(q_i), \mathbf{x}_{-i})$ 와 같은 형태를 가진다. 여기에서 x_i 는 상품 i 의 소비량, q_i 는 이 상품의 품질 혹은 품질선택을 결정하는 변수, 그리고 \mathbf{x}_{-i} 는 여타 상품의 소비벡터이다. $\{p_i, \mathbf{p}_{-i}\}$ 를 가격 벡터, y 를 소득이라 할 때 이 효용함수에 상응하는 수요함수는 $x_i = f_i(p_i/\psi_i(q_i), \mathbf{p}_{-i}, y)/\psi_i(q_i)$ 와 같다. 따라서 본고의 품질조정가격 $v_{hc}^* = v_{hc}/\exp(\hat{\alpha}^1 + \hat{\beta}^1 \ln x_{hc} + \hat{\gamma}^1 \cdot z_{hc})$ 는 $p_i/\psi_i(q_i)$ 와 같이 품질선택변수의 함수로 가격을 나누어준 형태를 취한다.

식 (18)의 추정 결과로부터 다음 식 (19)와 (20)의 탄력성을 구한다(Pollak & Wales, 1992, p.58).

$$\epsilon_p = -1 + \frac{\partial w_{hc}}{\partial \ln v_{hc}^*} \frac{1}{E(w_{hc})} \quad (19)$$

$$\epsilon_x = 1 + \frac{\partial w_{hc}}{\partial \ln x_{hc}} \frac{1}{E(w_{hc})} \quad (20)$$

탄력성을 도출할 때는 가구별 구매확률이 영향을 미치는 절단회귀분석의 특성상 한계효과 $\frac{\partial w_{hc}}{\partial \ln v_{hc}^*}$ 가 $\hat{\theta}$ 와 일치하지 않는다는 점을 반영해 주어야 하고, 지출비중의 기댓값 $E(w_{hc})$ 역시 그에 맞게 계산해야 한다(Cameron & Trivedi, 2005, pp.535-542). 탄력성은 식 (16)의 제 1단계 추정 결과에 의존하며 파라미터의 비선형함수이기 때문에 그 표준오차는 역시 부트스트래핑기법으로 구하였다.

2.3. 가격지수 사용법

가구별 단위가치를 무시하고 국가 전체의 품목별 가격지수를 사용하려면 다음 식을 추정하되, 구매하지 않은 가구에 대해서도 가격지수를 적용할 수 있기 때문에 tobit 모형으로 추정하면 된다.

$$w_{hc} = \alpha^0 + \beta^0 \ln x_{hc} + \theta \ln \pi_c + \gamma^0 \cdot z_{hc} + u_{hc} \quad (21)$$

이후 식 (19) 및 (20)과 같은 유형의 탄력성 추정치를 이제는 tobit 모형의 특성을 반영하여 도출하면 된다(Cameron & Trivedi, 2005, pp.535-542). 이 경우에도 탄력성 추정치의 표준오차는 부트스트래핑기법으로 도출하는데, 본 연구에서 사용되는 세 가지 추정법에 적용되는 부트스트래핑의 시드(seed)를 일치시켜 서로 같은 표본으로부터 표준오차가 계산되도록 하였다.

2.4. 다중치환법(multiple imputation: MI)

앞서 설명한 모형들을 추정하기 위해서는 모든 구매 기록에 대해 단위가치가 존재해야 한다. 단위가치는 두 가지 이유로 인해 일부 가구에는 존재하지 않는다. 첫 번째로 해당 품목을 구매하지 않은 가구의 경우 당연히 단위가치가 존재하지 않는다. 두 번째는 해당 품목을 구매했지만 구입액만 기재하고 구매 중량을 기입하지 않아 단위수량(따라서 단위가치)을 확인할 수 없는 경우이다. 이 두 번째 원인으로 인한 결측치는 분석 시 장애요인으로 작용하는데, 실제 자료에서는 금액자료만 기입하고 구매 중량은 기입하지 않아 발생하는 개별 소비기록의 구매 중량 결측 비율이 평균 77.76%에 달한다.

구매를 했지만 중량/수량을 기입하지 않아 발생하는 구매자의 단위가치 결측치 문제를 해결하기 위

해 본 연구는 다중치환법이라는 기법을 적용한다. 이는 단일치환법(single imputation)의 발전된 형태로 단일치환법이 결측치를 대체할 하나의 값을 구하는 것과 달리 결측치를 대체할 여러 값을 구해내어 표준적으로 채택되는 자료 치환법이며, 또한 관측되는 변수들로 결측치를 가진 변수를 회귀분석하여 그 단순 예측치를 반영할 때 적용되는 무리한 가정의 문제를 완화하는 결측치 복원법이다.⁶⁾

다중치환법을 적용하면 결측치가 모두 보완된 M 개의 완비된 자료집합이 생성되며, 각 자료에 개별적으로 통계분석을 적용하여 M 개의 분석 결과를 얻을 수 있고, 마지막으로 이 분석 결과를 통합하여 원하는 정보(예: 파라미터 추정치)뿐만 아니라 그 분포를 도출할 수 있다. 다중치환법은 크게 1) I-단계와 2) P-단계를 반복 실행하는데, I-단계에서는 평균과 분산의 특정 추정치로부터 추출된 확률자료를 이용한 회귀분석을 실시하고 그 결과를 반영해 결측치를 배정한다. P-단계에서는 일종의 베이지안(Bayesian) 시뮬레이션 기법을 적용해 새로운 평균과 분산 추정치를 도출하여 I-단계로 넘겨주고, I-단계에서는 이 새로운 평균과 분산으로부터 추출된 자료를 이용하여 새로운 결측치를 다시 찾아낸다. 본 연구는 이상의 절차를 통해 얻은 단위가치 결측치를 위의 세 가지 수요함수 추정법에 적용한다.

3. 분석과정 및 결과

과일류 수요체계 추정에 사용한 데이터는 농촌진흥청에서 구축한 농식품 소비자 패널조사의 2010년도 1월부터 2018년도 11월까지의 과일류 및 일부 (과일처럼 소비되는) 과채류의 소비기록이다. 농식품 소비자 패널조사는 수도권 가구를 대상으로 실시되었으나 현재는 전국 단위로 패널이 확대되었고 약 650 가구를 조사 대상으로 한다. 소비자패널조사에 기입되는 내용은 상품명, 상품의 분류, 구매처, 구매 날짜, 구매 시간, 구매액, 구매 중량(단위: kg, g 등), 구매수량(단위: 개, 송이, 박스 등)처럼 상품 구매와 관련된 정보 및 각종 가구특성변수이다.

본 연구는 클러스터를 Deaton(1988)의 경우와 달리 공간이 아닌 1개월이라는 시간범위로 설정한다. 본 연구는 우선 횡단면-시계열 통합자료를 분석에 사용하는데, 조사가구의 거주지 정보가 광역자치단체 정도만 알려지고, 지역별 가격차이도 지수로 제공되지 않는다. 따라서 동일 가격조건에서 구매하는 소비자그룹을 공간적으로는 식별하기 어렵다. 반면 과일의 생산과 소비는 계절성을 가지기 때문에 소비자들은 상당한 유사성을 가지는 시계열적 가격변동 영향을 동시에 받을 것이다. 또한 1개월은 물가지수가 발표되는 가장 짧은 기간이고, 따라서 분기나 연도에 비해서는 시계열 자료로서의 가격지수가 동질성을 유지할 가능성이 높다.⁷⁾

⁶⁾ 다중치환법 분석절차에 대한 설명은 Enders(2010), Honaker et al.(2011), King et al.(2001), Takahashi(2017), 권오상 외(2016)를 참고하여 작성하였다. 본 연구의 모든 분석은 통계 소프트웨어 R을 코딩하여 실행하였으며, 다중치환법 분석을 위해서는 R 패키지 Amelia II를 이용하였다.

⁷⁾ Deaton(1988)의 분석은 전국적인 유통망이 발달해 있지 않고 가격자료를 주기적으로 측정하지도 못하는 개발도상국의 여건을

클러스터를 이렇게 정의하되, 클러스터 내 가격지수와 개별 소비자의 단위가치를 모두 활용할 때를 대비해 소비자 패널조사의 과일류 분류와 통계청의 품목별 소비자물가지수에서 사용하는 분류를 일치시킬 필요가 있다. 따라서 통계청 과일 분류와 일치하도록 소비자 패널조사의 과일 분류를 수정하였다. 또한 전체 분석 기간에 대응하는 물가지수가 기록되지 않은 과일은 분석 대상에서 제외하였는데, 이는 대부분의 수입과일 또는 열대과일이다. 이러한 기준 하에 수정된 분류를 정리한 표는 아래와 같다. 즉, 본 연구는 귤, 감, 배, 바나나, 복숭아, 사과, 오렌지, 키위, 포도, 딸기, 수박, 참외, 토마토 총 13종의 과일 수요함수를 분석한다.⁸⁾

표 1. 과일의 원 분류와 수정 이후 분류

원 분류		수정 이후 품목 분류	원 분류		수정 이후 품목 분류
대분류	중분류		대분류	중분류	
과일류	감귤	귤	과채류	방울토마토	토마토
	단감	감		완숙토마토	
	뽕은 감		과일류	멜론	분석에서 제외
	배			베리	
	바나나	체리			
	복숭아	기타과일			
	사과	묵음과일			
	오렌지	레몬			
	참다래	매실			
	포도	열대과일			
과채류	딸기	딸기	파인애플		
	수박	수박	자두		
	참외	참외			

주: 과일의 원 분류는 농식품 소비자 패널조사의 분류이며, 수정 이후 품목 분류는 통계청 물가지수의 과일류 분류임.

한편 농산물 생산의 높은 계절성으로 인해 일정 기간에는 통계청에서 조사 가능한 농산물 구매 기록이 존재하지 않아 직접적으로 계산되는 가격지수가 없다. 통계청은 이러한 미출회기간의 가격지수를 출회기간의 마지막 달의 지수와 동일하게 처리하거나 (2016년 12월까지 적용) 품목군별로 미출회 품목을 제외한 실제 거래되는 품목 전체의 지수 변동률을 미출회 품목에 적용하였는데 (2017년 1월부터 적용), 이는 2017년을 전후로 적용되는 지수 계산 방식이 달라 비일관적일 뿐만 아니라 2017년부터 사용된 지수 변동률을 계산하는 방식 또한 자의적이기 때문에 본 연구는 미출회기간의 가격변수를 사용하지 않았다.

따라서 본 연구는 과일별로 통계청 물가지수가 직접적으로 계산되지 않는 기간을 비수기로 정의하며 이 시기의 구매 기록을 분석에서 제외한다. 아래 표는 분석 대상 과일 중 ‘계절과일’로 명명한 미출회기

반영하고 있다. 한국의 경우 전국적인 과일 유통망이 형성되어 있고 시계열 가격자료가 계절성에 따른 변동성을 가지기 때문에 본 고가 적용하는 클러스터 구분법이 더 유효할 수 있다.

⁸⁾ 딸기, 수박, 참외, 토마토는 분류상 과채류이나 과일과 동일시되어 섭취되기 때문에 분석 대상에 포함하였다. 본 연구에서 ‘과일’ 및 ‘과일류’가 지칭하는 대상은 이러한 품목들 또한 포함한다.

간(비수기)이 존재하는 과일의 종류와 그 시기, 그리고 비수기에 기록된 소비자패널조사의 거래기록 수를 정리한 것이다. 포도를 제외한 모든 과일에서 비수기에 과일 거래 비중은 10%를 넘지 않는다. 포도의 경우 비수기 과일 거래 비중이 40%에 가까운데, 이는 수입 포도의 소비 비중이 높은 상황에서 국내산 포도와 수입산 포도가 구분되지 않기 때문인 것으로 판단된다.

표 2. 계절과일별 비수기와 비수기 구매 기록 비율

계절과일	비수기	비수기 구매 기록 비율
감	4~9월	5.46%
귤	4~9월	9.73%
딸기	6~11월	2.19%
복숭아	10월~(익년) 6월	7.12%
수박	9월~(익년) 4월	4.35%
오렌지	7~12월	3.45%
참외	9월~(익년) 2월	3.48%
포도	11월~(익년) 6월	40.38%

앞에서 설명한 바와 같이, 소비자패널조사의 구매 중량 및 수량은 항상 기입되지는 않으며 결측 비율이 높기 때문에 본 연구는 구매를 했음에도 결측된 단위가치를 다중치환법을 적용해 복구한다. 아울러 일반 물가상승의 영향을 배제하기 위해 단위가치와 구입액, 월별 가격지수는 모두 해당 기간의 전체 소비자물가지수로 디플레이트하였다.

3.1. 다중치환법을 이용한 결측치 보완

3.1.1. 다중치환법 분석과정

다중치환법의 적용목적은 변수 간의 관계를 설명하는 것이 아니라 결측치를 예측하는 것이기 때문에 최대한 다양한 변수를 입력하여 모형의 예측도를 높이는 것이 중요하다. 따라서 본 연구는 본래 분석에 사용되는 변수들뿐만 아니라 사용 가능한 변수를 최대한 많이 활용할 수 있도록 하여, 다중치환법 적용에 <표 3>의 변수들을 사용하였다.⁹⁾

소비자 패널조사는 초기에 수도권 가구만을 대상으로 하여 조사되었기 때문에 수도권과 그렇지 않은 지역의 관측치 비율 차가 크다.¹⁰⁾ 따라서 모든 지역을 더미화하여 나타내는 대신 서울 거주 여부만을 더미변수화하였다.

‘전통시장에서 구입 여부’ 변수의 경우, 소비자 패널조사에서 조사된 구입처가 26종으로 지나치게

⁹⁾ 다중치환법에 단위가치를 반영할 때는 로그 값으로 반영하여, 다중치환법 과정을 통해 단위가치의 로그 값을 예측한 이후 원래 단위로 복원하였다. 이는 단위가치가 항상 양의 값을 가져야 하기 때문이다.

¹⁰⁾ 서울, 경기도, 인천 거주자가 각각 50.8%, 37.0%, 10.4%였고, 비수도권 거주자는 2% 미만이었다.

세분화되어 있을 뿐만 아니라 일관성 있는 기준을 따르는 분류도 아니라는 문제가 있었다. 따라서 본 연구는 모든 구입처를 더미변수화하여 사용하는 대신, 그중 재래시장과 전통시장만을 하나의 구입처로 통합하여 전통시장에서 구입 여부를 나타내는 더미변수를 설정하였다.

표 3. 다중치환법 변수 설명

변수명	변수형(단위)	변수 설명 및 특성
ln(단위가치)	숫자(원/kg)	다중치환법을 통해 복원하고자 하는 변수
패널 코드	문자열	가구 구분을 위한 변수
연도, (연도) ²	정수(년)	연도의 제곱항 또한 분석에 반영함
월 과일류 총지출액	숫자(원)	
월별 물가지수	숫자(원)	
전체 단위가치 월평균	숫자(원)	
전체 단위가치 연평균	숫자(원)	
소득	숫자(만 원)	
가구원 수	숫자(명)	
자녀 여부	더미	자녀 있을 경우 =1, 없을 경우 =0
가구주 나이	정수(세)	
서울 거주 여부	더미	서울에 거주할 경우 =1, 그렇지 않을 경우 =0
전통시장에서 구입 여부	더미	구입처가 전통시장 또는 재래시장일 경우 =1, 그렇지 않을 경우 =0
분기	더미	4분기를 기준으로 하는 더미변수 Q1=1: 1분기(1, 2, 3월) Q2=2: 2분기(4, 5, 6월) Q3=3: 3분기(7, 8, 9월)

한편 <표 4>를 참고하면, 구매를 했지만 증량이나 수량을 기입하지 않아 발생한 단위가치 결측치의 비율이 특정 과일의 경우 90%를 넘을 정도로 높다는 것을 확인할 수 있다.

표 4. 과일별 단위가치 결측 데이터 정리

과일명	총 관측치 수(건)	단위가치 결측치 수(건)	결측치 비율(%)	과일명	총 관측치 수(건)	단위가치 결측치 수(건)	결측치 비율(%)
감	21,640	19,936	92.01	수박	19,748	16,103	81.53
귤	36,024	22,038	61.00	오렌지	14,702	14,456	98.27
딸기	33,723	19,365	57.35	참외	24,411	21,737	88.91
바나나	61,212	58,914	95.95	키위	8,632	8,344	96.62
배	12,682	11,463	90.17	토마토	41,998	21,978	52.09
복숭아	19,357	15,833	81.50	포도	16,946	7,639	45.02
사과	50,725	43,520	85.58				

데이터의 결측치가 높은 상황에서 결측치를 보완하려고 하면 단위가치의 양극단에 있는 관측치들이 파라미터 추정 과정에 미치는 영향이 과장되어 결과를 왜곡할 가능성이 높아진다. 단위가치가 지나치게

높거나 낮게 계산되는 이유는 할인이나 높은 품질에 의한 것일 수도 있으나 그 정도가 지나치면 오기입 문제를 의심할 수 있다. 단위가치의 표본평균의 0.1배 미만이거나 100배를 초과하는 단위가치는 오기입된 값으로 간주하여 결측치로 처리하고 다중치환법을 적용하여 얻은 값을 단위가치로 사용하였다.¹¹⁾

3.1.2. 다중치환법 분석 결과

과일별로 MI 결측치를 대체하는 과정을 Honaker et al.(2011)이 제안한 대로 5회씩 실시하여 얻은 5개의 완비자료를 평균하여 본 분석에 사용하였는데, 다중치환법을 적용하여 결측치가 보완된 과일별 단위가치 분포는 <표 5>와 같다. 다중치환법을 적용하기 이전의 데이터와 비교하였을 때 평균의 차이가 크지 않고 오기입된 것으로 간주한 단위가치의 최솟값의 극단적인 관측치들이 사라졌음을 확인할 수 있다.

표 5. 과일별 MI 이전/이후 단위가치(unit value) 기초통계량

과일명	MI 이전			MI 이후		
	평균 (원/kg)	최솟값 (원/kg)	최댓값 (원/kg)	평균 (원/kg)	최솟값 (원/kg)	최댓값 (원/kg)
감	2,758.5	30.8	34,520.1	2,840.8	290.8	47,728.8
귤	3,448.3	6.7	87,132.3	3,401.8	345.4	87,132.3
딸기	11,348.2	530.7	115,961.9	11,210.0	1,161.0	115,962.0
바나나	3,415.3	4.3	45,201.1	3,652.6	344.2	76,357.5
배	4,901.4	3.3	283,164.2	4,290.2	524.5	283,164.2
복숭아	4,882.4	60.9	69,246.5	4,902.1	488.7	69,246.5
사과	4,410.1	17.1	171,972.7	4,177.5	456.1	188,074.6
수박	2,134.8	10.3	88,483.2	2,074.3	215.7	88,483.2
오렌지	5,423.6	156.2	250,793.6	4,553.2	594.5	250,793.6
참외	5,123.4	80.8	74,099.1	5,014.0	512.8	74,099.1
키위	8,316.2	263.8	350,839.5	7,786.0	1,064.0	350,840.0
토마토	5,378.3	32.5	72,566.4	5,451.3	538.7	72,566.4
포도	5,159.1	211.5	95,587.4	5,234.6	518.8	95,587.4

한편, Honaker et al.(2011)은 예측치들의 신뢰도를 분석하기 위해 사용할 수 있는 방식을 몇 가지 제시하고 있는데, 본 연구는 그중 하나인 과잉치환법(overimputation)을 실행하였다. 과잉치환법은 관측치만 있는 자료에서 각각의 관측치를 결측치 취급하여 다중치환법을 5회보다 훨씬 많은 횟수(본 연구에서는 100회) 진행한다. 이때 각각의 시뮬레이션에서 형성된 완비자료를 이용하여 90% 신뢰구간을 형성할 수 있으며, 결측치 취급한 관측치가 그 신뢰구간 안에 들어오는지 확인함으로써 다중치환법 모형의 신뢰도를 판단할 수 있다.¹²⁾ 과일별로 과잉치환법을 적용했을 때 90% 신뢰구간 안에 들어

11) 그러나 본 연구의 자료에서 이렇게 오기입으로 판정된 기록 건수는 대부분의 품목에서 0.1% 미만으로 매우 적다.

12) 이 외에도 Honaker et al.(2011)은 관측치의 분포와 다중치환법으로 예측한 결측치 평균의 분포 그래프를 비교하는 방식을 제시

오는 관측치 비율은 <표 6>에 정리되어 있는데, 모든 과일에서 약 90%의 관측치가 과잉치환법 신뢰구간 안에 위치하는 것으로 분석되었다.¹³⁾

표 6. 과일별 과잉치환법(overimputation) 실행 결과

과일명	90% 신뢰구간 비율(%)	과일명	90% 신뢰구간 비율(%)
감	90.55	수박	93.11
귤	90.13	오렌지	89.84
딸기	89.1	참외	89.75
바나나	88.73	키위	92.01
배	89.5	토마토	89.74
복숭아	91.06	포도	90.43
사과	90.71		

주: 90% 신뢰구간 비율(%)은 과잉치환법으로 형성된 90% 신뢰구간 안에 들어가는 단위가치 관측치의 비율임.

3.2. 품질변경(quality shading) 모형

3.2.1. 품질변경 모형 분석과정

앞서 설명했듯 품질변경 모형의 제1단계 분석은 월을 기준으로 하는 시간고정효과(time fixed effect)를 상정하기 때문에 과일별로 패널마다 월별 소비데이터가 하나씩만 존재하도록 소비기록을 월별로 합산하였다. 식 (5)의 지출비중(w_{hc})은 가구의 월 과일류 총지출액에 대한 개별 과일 지출액의 비율로 계산되며, 지출액 변수 x_{hc} 는 월 과일류 총지출액을 나타낸다. 한편 특정 월에 과일을 아예 소비하지 않아 과일류 총지출액이 0이 되는 경우 0과 1 사이의 지출비중을 계산하는 것이 불가능하기 때문에 분석에서 제외하였다. 따라서 모든 클러스터(즉, 월)에서 가구 수가 동일하지는 않다. 이렇게 얻은 월별 지출이 기록된 합산 데이터의 수는 총 547,420건이고, 과일당 평균 42,000건에 육박한다.

월별 합으로 전환한 데이터의 기초통계량은 <표 7>, <표 8>과 같다. 한편 ‘전통시장에서 구입 여부’ 더미변수의 경우 해당 월에 전통시장을 방문한 횟수가 1회 이상일 경우 그 값을 1, 그 외의 경우는 0으로 설정하였다.

하는데, 해당 방식에서도 두 분포가 유사하게 나타나 시각적으로도 기존 데이터의 분포가 잘 반영된 예측치들이 계산되었다고 할 수 있다.

13) 신뢰구간 안에 위치하지 않는 관측치의 단위가치 값은 대체로 1,000원/kg 미만 혹은 15,000원/kg 초과인 값들이었다.

표 7. 월별 합 자료 기초통계량(가구특성변수)

변수명	단위	평균	표준편차	최솟값	최댓값
월 소득	만 원	424.7	237.1	50.0	6,500.0
가구원 수	명	3.7	1.0	1.0	9.0
자녀 여부	더미	0.6	0.5	0.0	1.0
가구주 나이	세	50.1	8.8	26.0	119.0
월 과일류 총지출액	원	52,141.6	48,150.4	288.5	1,771,616.0
전통시장에서 구입 여부	더미	0.1	0.3	0.0	1.0
서울 거주 여부	더미	0.4	0.5	0.0	1.0

표 8. 과일별/월별 구매액 합 기초통계량

단위: 원

과일명	평균	표준편차	최솟값	최댓값
감	4,718.0	12,344.0	0.0	831,877.0
귤	11,711.0	19,522.0	0.0	687,198.0
딸기	8,944.0	13,598.8	0.0	312,015.0
바나나	3,363.0	4,864.0	0.0	97,308.0
배	2,315.0	12,224.9	0.0	1,111,229.0
복숭아	14,533.0	22,682.3	0.0	406,457.0
사과	8,596.0	22,495.3	0.0	1,586,411.0
수박	13,061.0	18,204.5	0.0	233,488.0
오렌지	3,364.0	7,903.5	0.0	146,597.0
참외	5,832.0	10,769.1	0.0	501,840.0
키위	941.6	4,204.3	0.0	163,698.6
토마토	4,143.0	8,921.6	0.0	276,750.0
포도	10,749.0	20,315.8	0.0	503,808.0

3.2.2. 품질변경 모형 분석 결과

품질변경의 영향을 받지 않는 정확한 가격변수 $\ln \pi_c$ 가 관측되지 않기 때문에 실시하는 두 단계 분석에서 중요한 역할을 하는 파라미터들인 β_0 과 β_1 의 제1단계 추정치는 모든 과일에서 1% 유의수준 내에서 유의하였다(〈표 9〉).

β_1 은 단위가치의 지출액 탄력성이다. 또한 식 (6)의 $\zeta = \frac{\beta^1}{\beta^0 + w_{hc}(1 - \beta^1)}$ 에서 $\beta^1 = 0$ 일 경우 $\zeta = 0$

이고 따라서 $\theta = \phi_w$ 가 되어 품질변경효과가 존재하지 않게 된다. 즉 β_1 의 값이 0에 가까울수록 품질변경의 정도가 약하다. 모든 과일에서 β_1 이 1% 수준에서 유의하게 추정되었고, 토마토의 경우 예외적으로 음의 값을 가진 것으로 추정되었다.

제1단계에서 추정된 파라미터들만으로 $\epsilon_x + \beta^1 = (\beta^0/w_{hc}) + 1$ 의 관계에 의해 지출액 탄력성 ϵ_x 를

계산하는 것이 가능하다. <표 9>는 과일별 β_0 과 β_1 의 추정치와 지출비중 w_{hc} 의 표본평균 \bar{w} , 그리고 1 단계 파라미터로 계산한 ϵ_x 의 값을 제시하며, 모든 1단계 파라미터들의 추정 결과는 <부표 1>, <부표 2>에 제시하였다.

표 9. 1단계 분석 결과

과일명	\bar{w}	β_0	표준오차	β_1	표준오차	ϵ_x
감	0.2925	-0.0097	0.0015 ***	0.0752	0.0033 ***	0.8916
귤	0.4182	0.0134	0.0019 ***	0.0530	0.0036 ***	0.9789
딸기	0.3654	0.0013	0.0016 **	0.0331	0.0032 ***	0.9706
바나나	0.1937	-0.0690	0.0013 ***	0.0090	0.0019 ***	0.6346
배	0.2224	0.0091	0.0006 ***	0.1250	0.0058 ***	0.9160
복숭아	0.3889	0.0323	0.0023 ***	0.0707	0.0042 ***	1.0125
사과	0.3188	0.0291	0.0010 ***	0.1129	0.0031 ***	0.9783
수박	0.4276	0.0618	0.0017 ***	0.0442	0.0030 ***	1.1003
오렌지	0.2578	-0.0026	0.0011 **	0.0973	0.0045 ***	0.8928
참외	0.2688	-0.0007	0.0013 **	0.0363	0.0034 ***	0.9613
키위	0.1770	-0.0005	0.0005 **	0.0056	0.0049 **	0.9916
토마토	0.2368	-0.0115	0.0009 ***	-0.0063	0.0033 **	0.9578
포도	0.3707	0.0373	0.0016 ***	0.0490	0.0056 ***	1.0518

주: ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

이제 제2단계 분석을 통해 과일의 자기가격 탄력성(ϵ_p)과 파라미터 θ 와 ψ 의 참된 값을 <표 10>처럼 도출한다. 이 값들은 관측치별로 다르기 때문에 표의 추정치는 구입행위가 이루어진 가구들을 대상으로 계산한 과일별 지출비중의 표본평균에서 계산되었다. 제2단계 추정 파라미터의 경우 다중치환법을 적용하여 얻은 완비자료를 월별 층화 표본추출법에 따라 5,000개의 자료로 추출한 뒤, 1,000회의 부트스트래핑을 통해 얻은 추정치들로 계산한 부트스트래핑 표준오차(bootstrap standard error)를 이용하여 통계적 유의성을 검정한다.

모든 과일의 수요가 가격변화에 대해 0.1% 유의수준에서 유의한 음(-)의 반응을 보였다. 이 자기가격 탄력성 추정치의 절댓값은 감, 귤, 복숭아, 수박, 오렌지, 참외, 토마토, 포도의 경우 1보다 크지만 나머지 품목의 경우 1보다 작다. $\partial \ln v_{hc} / \partial \ln \pi_c$ 인 ψ 는 모든 과일에서 양의 유의한 값으로 추정되었고, 토마토를 제외하면 1보다 작은 값을 갖는다.

한편 ψ 의 값이 1과 같다고 할 수 있는지, 즉 품질변경행위를 하지 않는다고 할 수 있는지를 검정하였을 때 ψ 의 값이 1에 근접하거나 1보다 더 큰 것으로 계산된 바나나, 키위, 토마토는 10% 유의수준에서도 가설을 기각할 수 없었으나, 나머지 품목에서는 모두 1% 유의수준에서 기각되었다. 즉 13개 품목 중 10개 품목에서 통계적으로 유의한 품질변경 현상이 있으며, 유의한 품질변경은 (클러스터) 가격 상승 시 품질을 낮추는 쪽으로 나타남을 확인할 수 있다. 따라서 품질변경 문제를 감안하지 않고 식 (3)과 같

이 단위가치를 가격변수로 활용해 수요함수를 추정하면 가격에 대한 수요량 반응이 실제보다 민감하게 추정된다. 특히 노지 품종과 시설 품종의 가격 차이가 큰 꺾 종류, 선물용으로도 많이 구매되고 크기나 품종에 따라 역시 가격 차이가 큰 감, 사과, 배, 복숭아, 포도, 오렌지 등의 품질변경 현상이 상대적으로 더 뚜렷하다는 것은 소비자들이 소비과정에서 실제 경험하는 바와 상당히 유사하다고 볼 수 있다.

표 10. 2단계 분석 결과

과일명	자기가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차	θ	표준오차	ψ	표준오차
감	-1.0261	0.0332 ***	-0.0329	0.0062 ***	0.9135	0.0113 ***
꺾	-1.5471	0.0457 ***	-0.2638	0.0106 ***	0.9162	0.0161 ***
딸기	-0.9666	0.0551 ***	0.0002	0.0116	0.9671	0.0102 ***
바나나	-0.9857	0.0818 ***	0.0001	0.0094	0.9860	0.0194 ***
배	-0.7336	0.0564 ***	0.0370	0.0112 **	0.8999	0.0169 ***
복숭아	-1.3369	0.1123 ***	-0.1673	0.0299 ***	0.9067	0.0164 ***
사과	-0.9334	0.0881 ***	-0.0131	0.0194	0.8923	0.0162 ***
수박	-1.4308	0.1325 ***	-0.2088	0.0409 ***	0.9426	0.0112 ***
오렌지	-1.0419	0.0831 ***	-0.0401	0.0165 *	0.8864	0.0174 ***
참외	-1.1138	0.0451 ***	-0.0419	0.0080 ***	0.9579	0.0118 ***
키위	-0.9807	0.0450 ***	0.0024	0.0057	0.9944	0.0197 ***
토마토	-1.4266	0.0900 ***	-0.0988	0.0123 ***	1.0094	0.0211 ***
포도	-1.4578	0.0936 ***	-0.1949	0.0245 ***	0.9322	0.0172 ***

주 1) 표준오차는 1,000회의 부트스트래핑 결과로부터 도출한 부트스트래핑 표준오차임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3.3. 품질조정가격 사용법

평균 가격과 개별 단위가치의 로그차분을 설명하는 식 (16)의 설명변수로는 가구별 월 소득, 가구원 수, 자녀 여부, 가구주 나이, 전통시장에서 구입 여부, 서울 거주 여부가 사용되었고, 추정 결과는 <부표 3>에 정리되어 있다. 품목별로 차이가 있지만 대체로 월 소득이 많고 서울에 거주할수록 가격지수 대비 단위가치가 높다. 반대로 가구주 나이가 많고 가구원 수가 많거나 자녀가 있을수록, 그리고 전통시장에서 구입할수록 단위가치가 상대적으로 낮아진다.

이어서 식 (16)의 잔차를 반영해 식 (17)처럼 품질조정된 가격을 설명변수로 사용하는 식 (18)의 지출비중 방정식 추정 결과는 <부표 4>에 정리되어 있으며, 그로부터 도출된 탄력성 추정치는 <표 11>에 정리되어 있다. 식 (18)의 설명변수로는 식 (16)의 설명변수 중 전통시장에서 구입 여부와 서울 거주 여부를 제외한 모든 변수들이 사용되었는데 그 영향은 품목별로 상이하다. 예를 들어 가구원 수가 많아지면 꺾, 수박, 오렌지의 지출비중은 유의하게 늘어나지만 나머지 품목의 경우 지출비중이 감소하거나 통계적으로 유의한 영향을 받지 않는다.

표 11. 품질조정가격 사용법 분석 결과

과일명	자기가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차	지출액 탄력성(ϵ_x)	표준오차
감	-1.0555	0.0503 ***	0.5483	0.0248 ***
귤	-1.1184	0.0318 ***	0.6627	0.0159 ***
딸기	-0.7182	0.0298 ***	0.4884	0.0254 ***
바나나	-1.0164	0.0267 ***	0.3058	0.0319 .
배	-0.6846	0.0781 ***	0.6630	0.0406 ***
복숭아	-0.9429	0.0455 ***	0.7216	0.0158 ***
사과	-0.8442	0.0651 ***	0.6305	0.0246 ***
수박	-0.9537	0.0494 ***	0.5587	0.0237 ***
오렌지	-1.0905	0.0601 ***	0.3986	0.0385 ***
참외	-0.8486	0.0378 ***	0.4147	0.0325 ***
키위	-1.0481	0.0951 ***	0.4777	0.0491 ***
토마토	-1.0796	0.0336 ***	0.4837	0.0266 ***
포도	-0.9934	0.0419 ***	0.6497	0.0213 ***

주 1) 표준오차는 1,000회의 부트스트래핑 결과로부터 도출한 부트스트래핑 표준오차임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

〈표 11〉의 추정 결과에서는 모든 품목의 자기가격 탄력성이 음(-)이면서 통계적으로 0.1% 이하의 유의수준에서 유의하다. 가격탄력성은 감, 귤, 바나나, 오렌지, 키위, 토마토의 경우가 탄력적인데, 그 탄력성의 절댓값이 1에서 크게 벗어나지는 않는다. 나머지 품목들의 수요는 가격에 대해 비교적 비탄력적이다. 품목별 수요의 과일 지출액 탄력성 ϵ_x 도 제시되어 있는데, 모든 추정치가 1보다는 작은 값을 가진다.

3.4. 가격지수 사용법

가격지수 $\ln \pi_c$ 를 정확한 가격변수로 인정할 경우에는 식 (21)의 비중방정식을 tobit 모형으로 추정할 파라미터와 tobit 모형의 특성을 반영하여 수요의 가격탄력성 ϵ_p 를 도출하는데, 탄력성 추정 결과는 〈표 12〉와 같다. 역시 모든 자기가격 탄력성이 음(-)의 값을 가지지만, 포도의 탄력성이 유의하지 않고, 딸기, 바나나, 키위의 유의성이 〈표 10〉의 품질변경 모형이나 〈표 11〉의 품질조정가격 사용법에 비하면 약해진다. 아울러 탄력성 절댓값이 매우 큰 경우(오렌지, 토마토, 수박, 귤 등)와 매우 작은 경우(포도, 딸기, 참외, 바나나 등)가 함께 나타나며, 추정치 자체의 품목 간 변이가 상당히 크다는 것이 확인된다. 또한 지출액 탄력성도 바나나를 제외하고는 모두 1보다 큰, 비현실적인 결과를 준다.

표 12. 가격지수 사용법 분석 결과

과일명	자기가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차	지출액 탄력성(ϵ_x)	표준오차
감	-1.6607	0.1436 ***	1.1352	0.0290 ***
귤	-2.1925	0.0852 ***	1.1755	0.0235 ***
딸기	-0.2435	0.0844 **	1.1964	0.0246 ***
바나나	-0.5186	0.1618 **	0.7323	0.0337 ***
배	-0.8844	0.1941 ***	1.5901	0.0487 ***
복숭아	-1.2355	0.1312 ***	1.3129	0.0223 ***
사과	-0.9892	0.1510 ***	1.3948	0.0247 ***
수박	-2.7192	0.1072 ***	1.4825	0.0201 ***
오렌지	-3.3953	0.2141 ***	1.2873	0.0338 ***
참외	-0.3280	0.0729 ***	1.2527	0.0277 ***
키위	-1.1909	0.5502 *	1.4486	0.0608 ***
토마토	-2.4883	0.0934 ***	1.2098	0.0295 ***
포도	-0.1870	0.1218	1.4566	0.0202 ***

주 1) 표준오차는 1,000회의 부트스트래핑 결과로부터 도출한 부트스트래핑 표준오차임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3.5. 추정치 비교

〈표 13〉은 자기가격 탄력성의 추정치를 분석법별로 정리하여 보여준다. 가장 눈에 띄는 점은 거의 모든 품목에서 품질변경 모형과 품질조정가격 사용법의 탄력성 추정치가 가격지수 사용법의 탄력성 추정치와 달리 서로 상당히 유사하다는 점이다. 최종적인 추정식을 도출하는 이론적 전제는 서로 다르지만 품질 관련 의사결정을 명시적으로 고려하는 두 가지 분석법이 상당히 가까운 추정 결과를 보여준다는 점에서 소비자들이 수량은 물론이고 품질에 대한 선택도 적극적으로 한다는 것이 확인된다. 반면 국가 전체 가격지수를 그대로 가격변수로 사용할 경우에는 탄력성 추정치가 품목별로 크게 다르며, 보다 불안정한 모습을 보여준다. 이는 미시 자료를 이용하는 수요분석에서 가격지수만을 사용하기보다는 단위 가치 변수 혹은 두 가지 가격자료 모두를 사용하되, 품질변경과 품질선택 행위를 명시적으로 고려하는 분석을 시행할 필요가 있음을 간접적으로 의미한다.

표 13. 자기가격 탄력성 추정치 비교

과일명	품질변경 모형		품질조정가격 사용법		가격지수 사용법	
	자가가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차	자가가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차	자가가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차
감	-1.0261	0.0332 ***	-1.0555	0.0503 ***	-1.6607	0.1436 ***
귤	-1.5471	0.0457 ***	-1.1184	0.0318 ***	-2.1925	0.0852 ***
딸기	-0.9666	0.0551 ***	-0.7182	0.0298 ***	-0.2435	0.0844 **
바나나	-0.9857	0.0818 ***	-1.0164	0.0267 ***	-0.5186	0.1618 **
배	-0.7336	0.0564 ***	-0.6846	0.0781 ***	-0.8844	0.1941 ***
복숭아	-1.3369	0.1123 ***	-0.9429	0.0455 ***	-1.2355	0.1312 ***
사과	-0.9334	0.0881 ***	-0.8442	0.0651 ***	-0.9892	0.1510 ***
수박	-1.4308	0.1325 ***	-0.9537	0.0494 ***	-2.7192	0.1072 ***
오렌지	-1.0419	0.0831 ***	-1.0905	0.0601 ***	-3.3953	0.2141 ***
참외	-1.1138	0.0451 ***	-0.8486	0.0378 ***	-0.3280	0.0729 ***
키위	-0.9807	0.0450 ***	-1.0481	0.0951 ***	-1.1909	0.5502 *
토마토	-1.4266	0.0900 ***	-1.0796	0.0336 ***	-2.4883	0.0934 ***
포도	-1.4578	0.0936 ***	-0.9934	0.0419 ***	-0.1870	0.1218

주 1) 표준오차는 1,000회의 부트스트래핑 결과로부터 도출한 부트스트래핑 표준오차임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

표 14. 다중치환법을 적용하지 않았을 때의 자기가격 탄력성 추정치 비교

과일명	품질변경 모형		품질조정가격 사용법		가격지수 사용법	
	자가가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차	자가가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차	자가가격 탄력성(ϵ_p)	표준오차
감	-0.9609	4.6915	-0.7603	0.0748 ***	-1.6607	0.1436 ***
귤	-1.4482	0.0567 ***	-0.9256	0.0289 ***	-2.1925	0.0852 ***
딸기	-0.9352	0.0568 ***	-0.6169	0.0320 ***	-0.2435	0.0844 **
바나나	-0.9788	16.3952	-0.9574	0.0703 ***	-0.5186	0.1618 **
배	-0.6818	0.1548 ***	-0.5199	0.1571 ***	-0.8844	0.1941 ***
복숭아	-1.2397	0.1520 ***	-0.6749	0.0438 ***	-1.2355	0.1312 ***
사과	-0.8872	4.5534	-0.7147	0.0577 ***	-0.9892	0.1510 ***
수박	-1.2282	0.1322 ***	-0.6680	0.0706 ***	-2.7192	0.1072 ***
오렌지	-0.9504	0.2520 ***	-1.0210	0.2447 ***	-3.3953	0.2141 ***
참외	-1.0302	0.0893 ***	-0.9026	0.0536 ***	-0.3280	0.0729 ***
키위	-0.9958	2.0396	-0.8931	0.5556	-1.1909	0.5502 *
토마토	-1.3781	0.1503 ***	-1.0235	0.0318 ***	-2.4883	0.0934 ***
포도	-1.4170	0.1035 ***	-0.8548	0.0418 ***	-0.1870	0.1218

주 1) 표준오차는 1,000회의 부트스트래핑 결과로부터 도출한 부트스트래핑 표준오차임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

〈표 14〉는 다중치환법을 적용하지 않고 단위가격이 보고된 가구들 자료만을 이용해 품질변경 모형과 품질조정가격 사용법을 추정했을 때의 자기가격 탄력성을 보여준다. 품질변경 모형의 경우 단위가격의 결측률이 높은 감, 바나나, 사과, 키위의 가격탄력성이 통계적으로 유의하지 않다. 이는 일부 품목

에서 클러스터 내 관측치 수가 너무 적어 평균 대비 격차(de-meaning)를 이용하는 추정절차 자체가 어려움을 겪었기 때문에 발생한 현상이다. 반면 품질조정가격 사용법을 적용했을 때에는 역시 자료 결측률이 높은 키워를 제외하면 여전히 모든 품목의 가격탄력성이 통계적으로 유의하다.

〈표 13〉과 〈표 14〉를 비교하면 다중치환법을 적용할 필요가 없는, 즉 단위가치를 스스로 표시한 가구의 수요가 가격에 상대적으로 덜 탄력적인 것으로 추정되었다. 이는 식 (19)의 탄력성 추정치에서, 구매 증량까지 응답하여 단위가치를 드러낸 가구의 평균 지출액 비중($=E(w_{hc})$)이 그렇지 않은 가구보다 모든 품목에 있어서 조금 더 높았고, 가격 상승에 대한 반응($=\partial w_{hc}/\partial \ln v_{hc}^*$)은 약간 덜 민감하다는 특성 때문인 것으로 파악되었다. 역으로 말하면 구매 증량 정보를 제시하지 못하는 소비자들은 과일류 지출액 대비 상대적으로 적은 양을 구매하며, 가격에 대해 좀 더 민감한 반응을 보이는 소비자들이다. 하지만 단위가치 정보를 제시한 소비자들만을 분석한 〈표 14〉에서도 품질변경 모형과 품질조정가격 사용법의 탄력성 추정치가 가격지수를 사용할 때의 탄력성 추정치보다는 서로 간의 유사성이 높다는 것이 다시 확인된다. 특히 두 번째 모형인 품질조정가격 사용법은 다중치환법을 적용하지 않아 상대적으로 적은 수의 관측치만을 가지고도 여전히 안정적인 추정 결과를 제시한다는 장점을 보였다.

한편, 본 연구가 사용한 세 가지 분석법은 모두 단일 품목별 수요함수를 추정하는 방법이었다. 정책 효과 분석 등에 있어 가장 중요하게 사용되는 것이 수요의 자기가격 탄력성이기 때문에¹⁴⁾ 단일 품목별 분석 결과는 그 활용성이 높다고 할 수 있다. 하지만 품목 간의 교차가격 탄력성을 추정하거나, 추정된 지출액 탄력성에 적절한 경제적 의미를 부여하기 위해서는 여러 품목으로 구성된 수요체계(demand system)를 동시에 분석할 필요도 있다. 이러한 다품목의 수요체계를 추정할 때에도 위의 세 가지 분석법은 사용될 수 있지만, 이때에는 수요체계 추정식의 근거가 되는 (분리가능성을 전제한) 효용함수가 존재할 수 있도록 해야 한다.

우선 품질변경 모형의 경우 Deaton(2018, pp.306-315)이 이미 보여준 바와 같이 본 연구의 두 단계 분석법을 다품목의 경우에도 그대로 적용할 수 있다. 하지만 제2단계 추정의 분산-공분산 행렬의 원소를 모두 식별하는 것이 어려운 문제 등을 다루어야 한다. 품질조정가격 사용법과 가격지수 사용법은 다품목으로 확장할 경우 기존의 다변량 회귀식 추정법을 적용할 수 있다는 점에서 품질변경 모형보다 용이한 면이 있으나, 0의 소비를 감안하기 위해 다변량 선별 모형(multivariate selection model)(Dubin & McFadden, 1984; Shonkwiler & Yen, 1999)이나 MDCEV 등의 모형(Bhat, 2005)을 적용할 필요가 있는데, 이 경우 각기 효용함수나 확률분포함수 구조 등에 있어 제약을 가해야 하는 한계를 가지고 있다. 또한 과일류의 비중방정식을 동시에 추정하고자 할 때 계절에 따라 선택 가능한 과일류의 구성이 달라진다는 문제도 해결하여야 한다.

14) 예를 들어 CGE 모형과 같은 일반균형 모형(Löfgren et al., 2002)이나 시장균형을 반영하는 농업부문 모형(Hazell & Norton, 1986)에서 모형 내 수요함수 식별에 교차가격 탄력성이 아닌 자기가격 탄력성만을 이용한다.

4. 요약 및 결론

본 연구는 가계단위 미시 지출액 자료를 이용해 소비행위를 계량분석할 때 발생하는 여러 문제들을 해결하는 방안을 모색하고, 이를 실제 자료에 적용하였다. 특히 미시적 소비행위 분석에 반영할 가격자료로서 가구별 단위가치(unit value)를 사용할지 아니면 국가 전체의 가격지수를 사용할지의 문제와 소비자들이 적극적으로 행하는 품질변경이나 품질선택 행위를 반영하는 문제를 다루었다. 그리고 응답자가 지출액과 중량/수량 정보 중 일부만을 기입해 발생하는 다수의 단위가치 결측치는 다중치환법(MI)을 적용하여 복원하였다.

분석대상은 농촌진흥청 소비자 패널자료의 과일 소비행위이며, 다중치환된 가구별 과일 소비 자료에 1) Deaton의 품질변경 모형, 2) 품질조정가격 사용법, 3) 국가 전체 가격지수 사용법을 적용하였다. 이들 세 방법은 각각 단위가치를 사용하되 품질변경 문제를 고려하는 모형, 단위가치와 가격지수를 모두 사용하되 품질선택 행위를 반영하는 모형, 그리고 가격지수만을 사용하고 품질 관련 행위를 고려하지 않는 모형이다.

분석 결과, 품질변경 모형과 품질선택을 반영해 가격을 조정하는 두 가지 분석법의 탄력성 추정치는 일부 예외 품목을 제외하고 비교적 서로 유사한 반면, 품질 관련 행위를 고려하지 않고 가격지수를 일괄 적용하는 방법은 품목별로 상당히 크거나 작은 가격탄력성을 추정하는 불안정한 모습을 보였다. 그리고 가격지수를 일괄 적용할 경우 품질선택 행위를 고려하는 다른 두 모형에 비해 추정치가 눈에 띄게 구분되었으며 통계적 유의성 또한 낮았다. 또한, 본 연구의 분석에서는 소비자들이 가격 상승 시 적어도 어느 정도는 구매 품목의 품질까지 바꾸는 품질변경 및 품질선택 행위가 실증적으로 나타났다. 따라서 미시 자료를 이용하는 소비행위 분석에서는 이러한 품질 관련 행위를 명시적으로 고려하는 분석이 이루어져야 한다는 결론을 내릴 수 있다.

세 가지 방법 중에서도 품질선택행위를 명시적으로 고려하는 품질조정가격 사용법은 그 적용절차가 비교적 간단하면서도, 다중치환법 적용 없이 제한된 수의 관측치만을 사용해도 안정적인 탄력성 추정 결과를 보여주었다. 따라서 본고가 사용한 자료에서는 이 분석법의 상대적 장점이 부각되었다.

하지만 본 연구가 적용한 품질 관련 행위 분석법들은 본문에서 밝힌 여러 가정 하에서만 적용될 수 있는데, 특히 품질변경 모형에서 소비자들의 그룹인 클러스터를 어떻게 정의하고 그 공간적·시간적 범위를 어느 정도로 설정할 것인지가 실행 시 중요한 문제가 될 것이다. 또한 품질 관련 행위는 전반적으로 제품 간의 동질성이 위반되고 이질적인 제품 간에 가격 차이가 존재한다는 가정 하에서 발생하는데, 분석 대상에 따라 이 가정은 비현실적일 수도 있다. 이를테면 과일을 상/중/하 등의 등급으로 규격화하고 규격별로 가격이 구분되는 과일류 소비에서는 이러한 가정이 성립하는 것이 일반적이다. 하지만 상품 간 동질성이 높은, 예를 들어 공산품의 경우에는 이러한 가정이 성립하기 어려울 것이므로 분석 대상으로 삼는 상품군에 따라 품질변경의 정도가 다를 것이다.

본 연구가 사용하는 분석법들은 다품목 수요체계 분석의 경우로 확장될 수 있다. 또한 등급별 가격 차이가 큰 축산물이나 구매행위별 가격 차이가 큰 외식 등의 소비행위에 적용될 경우 보다 분명한 품질변경 및 선택행위와 그 중요성을 발견할 수 있을 것으로 예상된다. 따라서 다품목, 그리고 좀 더 이질적인 농식품 소비행위에 대해 본 연구와 유사한 분석을 진행해 볼 필요도 있을 것이다.

참고문헌

- 권오상. (2023). *생산경제학*, 제2판, 박영사.
- 권오상, 박윤선, 이상준. (2016). 산업별 에너지 소비량 자료의 결측치 추정. *에너지경제연구*, 15(2), 121-146.
<http://doi.org/10.22794/keer.2016.15.2.005>
- 남호진, 김성용. (2018). 가계패널자료를 이용한 계절별 과일 수요분석. *농업경영·정책연구*, 45(3), 457-481.
<http://doi.org/10.30805/KJAMP.2018.45.3.457>
- 박윤선, 권오상. (2020). 가계 단위 구매 자료를 이용한 개별 과채류의 수요분석. *식품유통연구*, 37(1), 55-79.
<http://doi.org/10.47085/KJFME.37.1.3>
- Bhat, C. R. (2005). "A Multiple Discrete-Continuous Extreme Value Model: Formulation and Application to Discretionary Time-Use Decisions." *Transportation Research. Part B: Methodological*, 39(8), 679-707. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2004.08.003>
- Bockstael, N. E., & K. E. McConnell (2007). *Environmental and Resource Valuation with Revealed Preferences: A Theoretical Guide to Empirical Methods*. Springer.
- Cameron, C. A., & P. K. Trivedi (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Cowling, K., & A. J. Raynor (1970). "Price, Quality, and Market Share." *Journal of Political Economy*, 78, 1292-1309. <https://doi.org/10.1086/259709>
- Cox, T. L., & M. K. Wohlgenant (1986). "Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis." *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 908-919. <https://doi.org/10.2307/1242137>
- Deaton, A. (1988). "Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price." *The American Economic Review*, 78, 418-430.
- Deaton, A. (2018). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*. Washington, DC: World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1331-3>. License: Creative Commons Attribution CC BY 3.0 IGO.
- Deaton, A., & J. Muellbauer (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- Dubin, J. A., & D. L. McFadden (1984). "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption." *Econometrica*, 52, 345-362. <https://doi.org/10.2307/1911493>
- Enders, C. K. (2010). *Applied Missing Data Analysis*. Guilford Press.
- Frisch, R., & F. V. Waugh (1933). "Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends." *Econometrica*, 1, 387-401. <https://doi.org/10.2307/1907330>
- Hazell, P. B. R., & R. D. Norton (1986). *Mathematical Programming for Economic Analysis in Agriculture*. Macmillan.
- Honaker, J., G. King, G., & M. Blackwell (2011). "Amelia II: A Program for Missing Data." *Journal of Statistical Software*, 45(7), 1-47. <https://doi.org/10.18637/jss.v045.i07>
- Jorgenson, D. W., L. J. Lau, & T. M. Stoker (1980). "Welfare Comparison under Exact Aggregation." *The American Economic Review*, 70, 268-272.
- King, G., J. Honaker, A. Joseph, & K. Scheve (2001). "Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation." *American Political Science Review*, 95, 49-69. <https://doi.org/10.1017/s0003055401000235>
- Löfgren, H., R. L. Harris, & S. Robinson (2002). *A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS*. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute (IFPRI).
- Pollak, R. A., & T. J. Wales (1992). *Demand System Specification and Estimation*. Oxford University Press.

- Pope, R. D., & R. G. Chambers (1989). "Price Aggregation Over Price-Taking Firms." *Review of Economic Studies*, 56, 297-309. <https://doi.org/10.2307/2297463>
- Shonkwiler, J. S., & S. T. Yen (1999). "Two-Step Estimation of a Censored System of Equations." *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4), 972-982. <https://doi.org/10.2307/1244339>
- Takahashi, M. (2017). "Multiple Ratio Imputation by the EMB Algorithm: Theory and Simulation." *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 16(1), 630-656. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1493598840>

부록: 수요추정 모형 분석 결과

부표 1. 품질변경 모형 - 1단계 지출비중 방정식 추정 결과

과일명	변수명	추정치	표준오차	과일명	변수명	추정치	표준오차
감	β_0	-9.7046	1.4705 **	수박	β_0	61.7760	1.6563 **
	γ^0 (월 소득)	-0.0064	0.0047 **		γ^0 (월 소득)	-0.0452	0.0067 **
	γ^0 (가구원 수)	-3.6461	1.2048		γ^0 (가구원 수)	6.5691	1.9358
	γ^0 (자녀 여부)	6.9901	5.9209 **		γ^0 (자녀 여부)	-7.7454	8.4238 **
	γ^0 (가구주 나이)	2.7678	0.1380		γ^0 (가구주 나이)	-1.2456	0.2181
귤	β_0	13.3550	1.8650 **	오렌지	β_0	-2.5594	1.0708 **
	γ^0 (월 소득)	-0.0274	0.0066 **		γ^0 (월 소득)	-0.0102	0.0032 **
	γ^0 (가구원 수)	12.4370	1.6808		γ^0 (가구원 수)	4.7608	0.8788
	γ^0 (자녀 여부)	11.2690	8.4103 **		γ^0 (자녀 여부)	11.2940	3.8595 **
	γ^0 (가구주 나이)	-2.3789	0.1985		γ^0 (가구주 나이)	-0.2130	0.1028
딸기	β_0	1.3422	1.6049 **	참외	β_0	-0.6528	1.3289 **
	γ^0 (월 소득)	-0.0119	0.0057 **		γ^0 (월 소득)	-0.0125	0.0041 **
	γ^0 (가구원 수)	-4.4056	1.4498		γ^0 (가구원 수)	-4.4937	1.0395
	γ^0 (자녀 여부)	0.1788	7.7224 **		γ^0 (자녀 여부)	15.8840	5.4755 **
	γ^0 (가구주 나이)	-1.6139	0.1816		γ^0 (가구주 나이)	1.7891	0.1253
바나나	β_0	-69.0370	1.3245 **	키위	β_0	-0.4868	0.4535 **
	γ^0 (월 소득)	0.0400	0.0034 **		γ^0 (월 소득)	0.0058	0.0013 **
	γ^0 (가구원 수)	2.8786	0.7986		γ^0 (가구원 수)	-0.1869	0.3378
	γ^0 (자녀 여부)	-1.1296	4.1085 **		γ^0 (자녀 여부)	0.3730	1.5351 **
	γ^0 (가구주 나이)	-0.4226	0.0923		γ^0 (가구주 나이)	-0.3821	0.0419
배	β_0	9.1236	0.5709 **	토마토	β_0	-11.4890	0.9193 **
	γ^0 (월 소득)	-0.0139	0.0018 **		γ^0 (월 소득)	0.0194	0.0029 **
	γ^0 (가구원 수)	0.4918	0.5095		γ^0 (가구원 수)	-1.5340	0.6952
	γ^0 (자녀 여부)	-2.3866	2.3714 **		γ^0 (자녀 여부)	-6.7796	3.6726 **
	γ^0 (가구주 나이)	0.5198	0.0581		γ^0 (가구주 나이)	0.4581	0.0841
복숭아	β_0	32.3490	2.2698 **	포도	β_0	37.3270	1.6392 **
	γ^0 (월 소득)	-0.0127	0.0081 **		γ^0 (월 소득)	-0.0180	0.0063 **
	γ^0 (가구원 수)	-3.6916	2.1210		γ^0 (가구원 수)	-0.9621	1.7296
	γ^0 (자녀 여부)	8.6481	10.8673 **		γ^0 (자녀 여부)	12.9790	8.1076 **
	γ^0 (가구주 나이)	-0.0754	0.2561		γ^0 (가구주 나이)	-0.2075	0.2045
사과	β_0	29.0710	1.0053 **				
	γ^0 (월 소득)	0.0042	0.0043 **				
	γ^0 (가구원 수)	-5.2854	0.9159				
	γ^0 (자녀 여부)	-14.0120	4.9349 **				
	γ^0 (가구주 나이)	1.0838	0.1096				

주 1) 실제로 추정된 계수 및 그 표준오차는 표의 값에 10^{-3} 을 곱한 값임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

부표 2. 품질변경 모형 - 1단계 단위가치 방정식 추정 결과

과일명	변수명	추정치	표준오차	과일명	변수명	추정치	표준오차
감	β^1	75.2020	3.2716 **	귤	β^1	44.1600	3.0209 **
	γ^1 (월 소득)	0.1572	0.0125 **		γ^1 (월 소득)	0.0777	0.0111 **
	γ^1 (가구원 수)	-51.6880	2.5892		γ^1 (가구원 수)	-7.6044	1.8977
	γ^1 (자녀 여부)	19.9290	14.6237 *		γ^1 (자녀 여부)	-57.0840	10.4358 *
	γ^1 (가구주 나이)	-5.1081	0.3454		γ^1 (가구주 나이)	-1.9971	0.2436
귤	β^1	53.0020	3.5978 **	바나나	β^1	97.3150	4.4639 **
	γ^1 (월 소득)	0.2198	0.0146 **		γ^1 (월 소득)	0.0992	0.0169 **
	γ^1 (가구원 수)	-26.3960	2.9444		γ^1 (가구원 수)	-21.2070	3.1853
	γ^1 (자녀 여부)	14.4850	16.6552 *		γ^1 (자녀 여부)	246.4500	16.7582 *
	γ^1 (가구주 나이)	-2.2612	0.3670		γ^1 (가구주 나이)	-3.4023	0.3598
딸기	β^1	33.0570	3.2174 **	복숭아	β^1	36.3110	3.4163 **
	γ^1 (월 소득)	0.1761	0.0121 **		γ^1 (월 소득)	0.1118	0.0109 **
	γ^1 (가구원 수)	-14.0340	2.5590		γ^1 (가구원 수)	-0.9005	2.6111
	γ^1 (자녀 여부)	-65.2110	13.4090 *		γ^1 (자녀 여부)	-47.4380	13.2944 *
	γ^1 (가구주 나이)	-3.3150	0.3060		γ^1 (가구주 나이)	-8.3171	0.3170
바나나	β^1	9.0030	1.8518 **	수박	β^1	5.6465	4.9296 **
	γ^1 (월 소득)	0.4620	0.0076 **		γ^1 (월 소득)	0.1988	0.0166 **
	γ^1 (가구원 수)	-19.0980	1.7699		γ^1 (가구원 수)	133.7600	3.9841
	γ^1 (자녀 여부)	-73.7980	9.1697 **		γ^1 (자녀 여부)	122.7500	21.7571 *
	γ^1 (가구주 나이)	-15.2190	0.2155		γ^1 (가구주 나이)	1.4036	0.5007
배	β^1	125.0400	5.8072 **	참외	β^1	-6.3420	3.3283 **
	γ^1 (월 소득)	0.0166	0.0159 **		γ^1 (월 소득)	0.1754	0.0111 **
	γ^1 (가구원 수)	-7.6387	3.6678		γ^1 (가구원 수)	-11.2969	2.8381
	γ^1 (자녀 여부)	26.3570	19.7760 *		γ^1 (자녀 여부)	-30.8641	13.7590 *
	γ^1 (가구주 나이)	-2.3433	0.4527		γ^1 (가구주 나이)	-10.0673	0.3477
복숭아	β^1	70.6690	4.2251 **	토마토	β^1	48.9500	5.5688 **
	γ^1 (월 소득)	0.2505	0.0182 **		γ^1 (월 소득)	0.1433	0.0201 **
	γ^1 (가구원 수)	-15.9000	3.2096		γ^1 (가구원 수)	-16.0110	3.9974
	γ^1 (자녀 여부)	-38.9450	18.7887 *		γ^1 (자녀 여부)	-20.3970	21.7000 *
	γ^1 (가구주 나이)	-2.6549	0.3869		γ^1 (가구주 나이)	-2.7775	0.4781
사과	β^1	112.9200	3.0858 **				
	γ^1 (월 소득)	0.1767	0.0075 **				
	γ^1 (가구원 수)	-24.3180	1.8953				
	γ^1 (자녀 여부)	-23.1590	9.5410 **				
	γ^1 (가구주 나이)	-3.0553	0.2276				

주 1) 실제로 추정된 계수 및 그 표준오차는 표의 값에 10^{-3} 을 곱한 값임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

부표 3. 품질조정가격 사용법 - 1단계 단위가치 방정식 추정 결과

변수명	과일명	추정치	표준오차	과일명	추정치	표준오차	과일명	추정치	표준오차
α^1	감	7.657.4144	47.6320 ***	복숭아	7,563.6066	51.5755 ***	키위	7,944.0525	69.6983 ***
β^1		88.2134	3.8181 ***		84.3060	4.3182 ***		23.4285	5.8253 ***
γ^1 (월 소득)		0.0327	0.0146 *		0.1462	0.0144 ***		0.1179	0.0184 ***
γ^1 (가구원 수)		-42.1008	3.3462 ***		-8.1981	3.5162 *		141.5861	4.6271 ***
γ^1 (자녀 여부)		-69.4523	6.9014 ***		-102.6296	7.0965 ***		7.7918	9.9145
γ^1 (가구주 나이)		-8.9517	0.4198 ***		-4.5640	0.4170 ***		0.2582	0.5644
γ^1 (전통시장)		-20.1950	7.2074 **		-80.6006	7.6870 ***		-336.4190	14.3735 ***
γ^1 (서울 거주)		95.7596	6.6634 ***		68.6826	6.8500 ***		84.8641	9.2572 ***
α^1	귤	7,435.9560	46.3357 ***	사과	7,096.1758	29.1860 ***	토마토	9,240.5461	40.3813 ***
β^1		97.1438	3.7950 ***		128.5005	2.4109 ***		-7.0401	3.3763 *
γ^1 (월 소득)		0.0966	0.0143 ***		0.1314	0.0073 ***		0.1817	0.0109 ***
γ^1 (가구원 수)		-22.6196	3.2943 ***		-20.9591	1.9274 ***		-11.0359	2.7956 ***
γ^1 (자녀 여부)		-31.7277	6.7776 ***		-39.6115	3.9022 ***		-34.5408	5.6542 ***
γ^1 (가구주 나이)		-5.0891	0.4015 ***		-4.5234	0.2268 ***		-9.6784	0.3326 ***
γ^1 (전통시장)		-110.9784	7.2649 ***		-19.9441	4.2987 ***		-77.3258	6.6064 ***
γ^1 (서울 거주)		60.0193	6.4720 ***		41.2170	3.7741 ***		44.2107	5.4601 ***
α^1	딸기	8,913.5722	42.3586 ***	수박	7,256.2794	33.9947 ***	포도	8,053.9647	65.1633 ***
β^1		32.9028	3.5459 ***		37.2355	2.9809 ***		43.8526	5.4721 ***
γ^1 (월 소득)		0.1588	0.0118 ***		0.0595	0.0086 ***		0.1760	0.0187 ***
γ^1 (가구원 수)		-9.4471	2.8109 ***		-6.7435	1.9224 ***		-12.8911	4.3297 **
γ^1 (자녀 여부)		-117.3218	5.7598 ***		-54.8033	4.0863 ***		-69.0895	8.8384 ***
γ^1 (가구주 나이)		-3.4854	0.3301 ***		-2.1772	0.2423 ***		-1.8119	0.5219 ***
γ^1 (전통시장)		-163.7853	6.1560 ***		-35.3282	4.4820 ***		-146.8130	9.8820 ***
γ^1 (서울 거주)		46.9431	5.5881 ***		38.2502	3.9103 ***		10.9010	8.4504
α^1	바나나	8,901.4152	27.8981 ***	오렌지	7,130.2027	58.4154 ***			
β^1		15.7632	2.2772 ***		96.0256	4.8051 ***			
γ^1 (월 소득)		0.3388	0.0083 ***		0.1291	0.0152 ***			
γ^1 (가구원 수)		-21.2970	2.1149 ***		-17.3503	3.8710 ***			
γ^1 (자녀 여부)		29.0204	4.3760 ***		222.8884	7.7956 ***			
γ^1 (가구주 나이)		-19.4191	0.2520 ***		-2.4625	0.4488 ***			
γ^1 (전통시장)		-43.4372	5.9709 ***		20.5119	8.8184 *			
γ^1 (서울 거주)		65.0778	4.2424 ***		48.1778	7.2949 ***			
α^1	배	6,790.9244	62.7290 ***	참외	7,932.0238	46.7911 ***			
β^1		153.7899	5.0736 ***		56.6634	3.9487 ***			
γ^1 (월 소득)		-0.0218	0.0175		0.1352	0.0122 ***			
γ^1 (가구원 수)		-9.7547	3.8470 *		6.4625	2.9591 *			
γ^1 (자녀 여부)		1.1122	8.3952		-146.0539	6.0688 ***			
γ^1 (가구주 나이)		-4.8556	0.4846 ***		-5.4482	0.3544 ***			
γ^1 (전통시장)		339.6164	9.0178 ***		-198.1849	6.3021 ***			
γ^1 (서울 거주)		23.1564	7.9405 **		-66.8468	5.7955 ***			

주 1) 실제로 추정된 계수 및 그 표준오차는 표의 값에 10^{-3} 을 곱한 값임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

부표 4. 품질조정가격 사용법 - 2단계 지출비중 방정식 추정 결과

변수명	과일명	추정치	표준오차	과일명	추정치	표준오차	과일명	추정치	표준오차
α^0	감	3,504.1970	84.9641 ***	복숭아	2,155.7810	59.5479 ***	키위	4,311.6350	135.6614 ***
β^0		-363.5003	8.4133 ***		-167.2375	5.1083 ***		-388.9241	12.8929 ***
θ		-44.6538	15.6431 **		34.2678	12.0472 **		-35.8349	16.8996 *
γ^0 (월 소득)		0.0278	0.0240		0.0782	0.0160 ***		0.2054	0.0227 ***
γ^0 (가구원 수)		-13.9509	5.3522 **		-1.8881	4.0113		-28.9666	6.5999 ***
γ^0 (자녀 여부)		55.3798	11.5852 ***		-53.6269	8.3235 ***		-31.7223	13.8423 *
γ^0 (가구주 나이)		6.5705	0.6783 ***		-0.6304	0.4795		-5.1994	0.8208 ***
σ		342.1732	5.4065 ***		293.9354	3.6227 ***		268.9351	6.6461 ***
α^0	귤	2,702.8370	46.2443 ***	사과	2,635.8070	39.7166 ***	토마토	3,462.7880	51.1035 ***
β^0		-223.1161	3.9864 ***		-225.5415	3.5109 ***		-333.3060	5.0122 ***
θ		-78.3581	6.9324 ***		95.0975	7.4791 ***		-51.3976	6.2330 ***
γ^0 (월 소득)		0.0573	0.0140 ***		0.0627	0.0088 ***		0.0470	0.0119 ***
γ^0 (가구원 수)		14.2705	3.1685 ***		-13.5258	2.4917 ***		-3.2090	3.0137
γ^0 (자녀 여부)		28.1113	6.7113 ***		-42.9452	5.1031 ***		0.1014	6.2240
γ^0 (가구주 나이)		-2.6636	0.3944 ***		0.6351	0.2943 *		1.8224	0.3636 ***
σ		322.7019	2.8835 ***		290.9199	2.3978 ***		274.0294	2.9832 ***
α^0	딸기	3,102.0840	39.4531 ***	수박	2,735.0180	42.5713 ***	포도	2,520.1600	59.7023 ***
β^0		-256.5279	3.4656 ***		-210.3140	3.7725 ***		-202.0557	5.2214 ***
θ		141.2957	6.2675 ***		22.0500	10.1246 *		3.7851	9.2437
γ^0 (월 소득)		0.0426	0.0104 ***		-0.0346	0.0107 **		-0.0501	0.0173 **
γ^0 (가구원 수)		-3.2330	2.4279		8.0782	2.3056 ***		-4.6811	3.8256
γ^0 (자녀 여부)		-19.6975	5.0499 ***		29.4408	5.2877 ***		9.2782	8.3287
γ^0 (가구주 나이)		-1.5595	0.2880 ***		-1.3274	0.2937 ***		0.0837	0.4601
σ		245.4156	2.0799 ***		220.6185	1.8743 ***		281.9583	3.4295 ***
α^0	바나나	3,970.7860	32.0144 ***	오렌지	3,224.8190	63.4895 ***			
β^0		-386.2041	3.1444 ***		-294.2261	5.8084 ***			
θ		-9.1306	5.3651 .		-44.2504	11.3808 ***			
γ^0 (월 소득)		0.0923	0.0072 ***		0.0181	0.0151			
γ^0 (가구원 수)		2.5207	1.9251		12.4895	3.7003 ***			
γ^0 (자녀 여부)		-27.8441	4.1688 ***		-3.4680	7.6288			
γ^0 (가구주 나이)		0.5367	0.2381 *		0.6358	0.4378			
σ		210.8523	1.5963 ***		228.9544	3.2512 ***			
α^0	배	3,974.7770	162.4457 ***	참외	2,977.0270	45.9005 ***			
β^0		-362.1931	15.4970 ***		-269.6305	4.1863 ***			
θ		339.0141	22.2209 ***		69.7482	7.1654 ***			
γ^0 (월 소득)		-0.0820	0.0403 *		0.0315	0.0111 **			
γ^0 (가구원 수)		-16.0591	7.9324 *		-5.0214	2.6486 .			
γ^0 (자녀 여부)		-96.0948	18.1068 ***		-2.7231	5.6300			
γ^0 (가구주 나이)		-4.0181	1.0177 ***		1.9626	0.3214 ***			
σ		386.8036	10.2095 ***		220.7735	2.3694 ***			

주 1) 실제로 추정된 계수 및 그 표준오차는 표의 값에 10^{-3} 을 곱한 값임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.

부표 5. 가격지수 사용법 - 지출비중 방정식 추정 결과

변수명	과일명	추정치	표준오차	과일명	추정치	표준오차	과일명	추정치	표준오차
α^0	감	-854.7500	41.4180 ***	복숭아	-1,175.8000	49.7400 ***	키위	-1,305.5000	40.9530 ***
β^0		41.7490	3.2380 ***		124.0900	4.0102 ***		87.9490	3.2481 ***
θ		-203.9600	21.9490 ***		-93.4160	31.9530 **		-37.4290	31.8140
γ^0 (월 소득)		-0.1048	0.0135 ***		-0.0342	0.0153 *		0.0209	0.0110
γ^0 (가구원 수)		-4.0778	3.0441		-3.5591	3.6178		4.3530	2.6768
γ^0 (자녀 여부)		50.1800	7.5102 ***		-27.1500	8.8206 **		19.9440	5.6636 ***
γ^0 (가구주 나이)		5.2758	0.3714 ***		0.2218	0.4478		-3.2843	0.3374 ***
σ		441.0487	7.4642 ***		413.6852	7.9982 ***		393.3640	10.4490 ***
α^0	귤	-732.2700	37.7330 ***	사과	-1,498.3000	27.2080 ***	토마토	-788.2100	24.3900 ***
β^0		73.2860	2.9899 ***		132.8200	2.2113 ***		53.4680	1.9618 ***
θ		-497.9700	14.2510 ***		3.6403	16.5970		-379.3200	8.0026 ***
γ^0 (월 소득)		0.0066	0.0123		-0.0244	0.0079 **		0.0263	0.0072 ***
γ^0 (가구원 수)		15.5250	2.8046 ***		-8.7202	1.9056 ***		-6.1701	1.7637 ***
γ^0 (자녀 여부)		87.9420	6.2207 ***		-22.4660	4.0484 ***		29.1330	3.7781 ***
γ^0 (가구주 나이)		-2.0651	0.3482 ***		2.0058	0.2319 ***		0.2665	0.2145
σ		446.1233	5.7057 ***		409.2210	4.6701 ***		361.2085	5.2790 ***
α^0	딸기	-635.4100	38.0740 ***	수박	-1,832.7000	51.3690 ***	포도	-1,809.8000	51.6340 ***
β^0		72.4410	3.0813 ***		199.1000	4.3658 ***		176.8400	4.2558 ***
θ		279.0400	13.9910 ***		-709.4600	22.9880 ***		314.8800	27.9850 ***
γ^0 (월 소득)		-0.0031	0.0116		-0.1697	0.0151 ***		-0.0801	0.0159 ***
γ^0 (가구원 수)		-6.8658	2.7343 *		6.6690	3.3873 *		10.4520	3.6653 **
γ^0 (자녀 여부)		-37.8470	5.7667 ***		113.7500	8.3588 ***		-96.2640	10.7030 ***
γ^0 (가구주 나이)		-2.1937	0.3322 ***		-3.9817	0.4181 ***		-1.5244	0.4504 ***
σ		431.1410	6.1798 ***		440.0883	7.3982 ***		451.5361	8.0746 ***
α^0	바나나	592.9000	16.5720 ***	오렌지	-996.2900	45.0370 ***			
β^0		-57.5540	1.3173 ***		76.5700	3.6155 ***			
θ		103.5000	10.0770 ***		-638.3700	30.9900 ***			
γ^0 (월 소득)		0.0670	0.0053 ***		-0.0646	0.0131 ***			
γ^0 (가구원 수)		6.8468	1.2624 ***		17.1410	3.0878 ***			
γ^0 (자녀 여부)		10.0390	2.8902 ***		73.0410	6.5620 ***			
γ^0 (가구주 나이)		-0.9202	0.1571 ***		-1.5699	0.3754 ***			
σ		284.9049	4.2406 ***		418.5830	8.8359 ***			
α^0	배	-2,154.2000	43.0870 ***	참외	-1,077.9780	35.1835 ***			
β^0		144.6100	3.3795 ***		70.9646	2.8560 ***			
θ		28.3420	16.1900		188.7085	9.0694 ***			
γ^0 (월 소득)		-0.1308	0.0122 ***		-0.0340	0.0102 ***			
γ^0 (가구원 수)		9.4542	2.6506 ***		-6.6299	2.3994 **			
γ^0 (자녀 여부)		0.3686	5.6823		-8.1884	5.2953			
γ^0 (가구주 나이)		3.7214	0.3260 ***		4.9103	0.2957 ***			
σ		435.5438	8.4597 ***		365.2231	6.8456 ***			

주 1) 실제로 추정된 계수 및 그 표준오차는 표의 값에 10^{-3} 을 곱한 값임.

2) ***/**/*/.는 각각 0.1%, 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미함.