

## 다중 이산-연속선택모형(MDCEV)을 이용한 소비자의 돈육 부위별 수요함수 분석\*

권오상\*\* 강혜정\*\*\*

### Keywords

이산-연속선택모형(discrete-continuous model), MDCEV, 돈육 수요(pork demand), 소비자패널자료(scanner data)

### Abstract

This study estimates household demand for fresh pork cuts using a Korean scanner data set and a multiple-discrete-continuous extreme value econometric model. The choices for purchasing cuts and purchasing amounts are derived from an MDCEV utility function consistently. We estimate the own and cross price elasticities of demand, income elasticities, and the impacts of household characteristics on demands using a simulation approach. The study finds that the estimates for own price elasticities are larger than those found by a comparable reduced-form study, while those for cross price and income elasticities obtained from the two different approaches are quite similar. It is shown that the belly, the ribs, the shoulder, and the special cuts are normal while the others are inferior. The impacts of household size, age, family composition, housing type, and purchasing season on the choice of pork cuts are also estimated.

### 차례

- |         |               |
|---------|---------------|
| 1. 서론   | 3. 자료 및 추정 결과 |
| 2. 분석모형 | 4. 요약 및 결론    |

\* 본 성과물은 농촌진흥청 연구사업(세부과제명: 주요 농식품(육류, 과일) 수요시스템 및 인력전망 모형개발, 세부과제번호: PJ009857022014)의 지원에 의해 이루어진 것임.

\*\* 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학전공 교수겸 농업생명과학연구원 겸무연구원.

\*\*\* 전남대학교 농업경제학과 부교수, 교신저자. email: hjkang@jnu.ac.kr

## 1. 서론

농식품의 소비자 수요에 대한 분석은 그동안 대체로 쌀이나 육류와 같은 특정 품목 전체의 수요함수를 준이상 수요함수체계(AIDS)와 같은 방정식체계를 이용해 분석하는 방식을 취해왔다. 농산물 가격에 대한 소비자의 반응이나 정부정책의 효과 등을 분석함에 있어 품목별 수요함수의 탄력성 정보 등은 매우 중요하기 때문에 이런 종류의 분석은 여전히 유용한 분석법이다. 본고가 분석하고자 하는 돈육을 포함하는 육류의 경우에도 국내에서 이루어진 이계임 외(1999), 박홍순·허승욱(2002), 박환재(2008), 안병일·조영득(2009), 송헌재·정재호(2013), 이상영 외(1998) 등의 선행연구가 이런 종류의 연구에 해당된다.

그러나 최근에는 특정 품목 전체에 대한 수요함수보다는 품목 내 개별 브랜드나 세부 품목별 수요함수를 추정하고자 하는 연구가 외국에서 많이 나타나고 있다. 식품의 경우 개별 브랜드나 세부 품목별 품질차별화가 이루어지면서 각각에 대한 수요가 얼마나 탄력적이며 교차가격 탄력성은 어느 정도인지가 중요한 분석대상이 된지가 오래이며, 이는 농업경제학 분야보다는 오히려 Chiang(1991, 무카페인 커피)이나 Chintagunta(1993, 요구르트)와 같은 마케팅 분야 연구자들에 의해 많이 분석이 되었다.

신선농산물의 경우에도 품목군 전체보다는 세부 품목이나, 육류의 경우 부위별 수요함수의 분석이 많은 새로운 정보를 제공할 수가 있다. 특정 세부 품목의 가격이 작황변화나 수입환경변화 등으로 인해 바뀔 경우 해당 세부 품목은 물론이고 동일 품목군 내의 다른 세부 품목이나 부위의 소비량이 어떻게 바뀔지를 파악하는 것은 정부정책이나 생산자의 마케팅 관련 전략수립에 유용한 정보로 활용될 수가 있다.

세부 품목이나 브랜드별 수요함수 분석을 위해서는 미시단위의 소비 관련 자료가 필요하고, 해외에서는 소비패널의 스캐너(scanner)자료가 많이 활용된다. 세부 품목이나 부위, 혹은 브랜드별 소비행위를 미시자료를 이용해 분석할 때 반드시 등장하는 문제는 소비자들이 1회의 장보기에서 모든 세부 품목이나 브랜드를 다 구입하는 것은 아니고, 따라서 많은 세부 품목이나 브랜드의 구입량이 0이라는 점이다. 즉 소비자들은 이용가능한 세부 품목 중 일부를 선택하고, 아울러 선택한 세부 품목은 어느 정도나 구입할지도 동시에 결정한다. 이러한 결정은 따라서 이산적(discrete)이면서 동시에 연속적(continuous)이고, 또한 이산적인 선택은 반드시 한 가지 세부 품목만을 선택하지는 않기 때문에 다중 이산-연속선택행위라 할 수가 있다.

이렇게 세부 품목이나 부위의 선택행위가 다중 이산-연속선택행위의 특성을 지니기

때문에 분석모형도 그러한 특성을 반영할 수 있도록 설계되어야 한다. 이를 위해서는 크게 축약형모형(reduced-form model)과 구조모형(structural model)을 사용할 수 있다. 축약형모형에서는 이산선택행위와 연속선택행위가 각각 독립적으로, 그러나 연계되어 일종의 2단계(two stage)로 분석이 이루어진다. 이 방법은 분석절차가 비교적 간편하면서도 수요함수 형태 등을 설정함에 있어 유연성을 발휘할 수 있는 장점까지도 가진다. 그러나 이 방법은 1단계의 이산선택 분석모형에서 추정하는 효용함수와 2단계의 연속선택 분석모형에서 추정하는 수요함수가 함수적 일관성을 가지지 못하는 한계가 있다. 구조모형은 반면 이산선택행위와 연속선택행위가 하나의 효용함수형태로부터 동시에 도출되어 일관되게 추정되는 장점을 가진다. 그러나 이 방법은 대신 분석과정이 까다롭고 많은 계산 작업을 필요로 하며, 또한 분석이 가능하기 위해서는 사용되는 효용함수나 수요함수 형태에 비교적 강한 제약을 가해야 하는 단점도 가진다.

한국의 경우 축약형모형은 권오상 외(2014)와 권오상·강혜정(2014)이 돈육과 미곡 수요분석에 자신들의 모형을 개발하여 적용한 바가 있다. 이들은 Dubin and McFadden(1984), West(2004) 등이 내구재 소비 및 이용행위 분석을 위해 사용했던 2단계 이산-연속선택모형을 3단계모형으로 더 확장하여, 소비자들이 1회의 장보기에서 어떤 돈육을 선택했는지의 여부(what)와 선택한 부위를 얼마나 구입했는지(how much), 그리고 특정 기간 동안 돈육 전체를 얼마나 자주 구입했는지(how often)를 연계하여 분석하였다. 모형의 추정 결과로부터 돈육 구입횟수가 달라질 정도의 시간이 소요되지 않는 단기의 자기가격 및 교차가격 탄력성과 소득탄력성, 그리고 가구 특성변수의 영향을 추정하였고, 돈육 구입횟수가 달라질 정도의 장기에 있어서의 탄력성도 도출하였다. 이들의 연구는 돈육 수요에 관한 세 가지의 의사결정을 연계하여 효과적으로 분석하는 방법을 제시하였으나, 각 단계의 의사결정이 일관된 효용함수로부터 도출되지 않는다는 한계가 있었다.

반면 본고가 사용하는 구조모형은 일종의 구석 해(corner solution)를 허용하는 쿤-터커(Kuhn-Tucker)조건을 하나의 효용극대화행위에 반영하는 모형이다. 이 모형은 Wales and Woodland(1983)의 초기 연구, 특히 Hanemann(1984)의 연구에 뿌리를 두고 있으며, 구석 해를 허용하되 간접효용함수(indirect utility function)를 설정하는 방식과 직접효용함수(utility function)를 설정하는 방식으로 대별된다. 전자는 Mehta et al.(2010), Chiang(1991), Chintagunta(1993), Arora et al.(1998), Nair et al.(2005), Song and Chintagunta(2007), Richards(2000) 등 주로 마케팅 관련 연구들에서 선호되어 왔고, 후자의 방법은 Kim et al.(2002)과 같은 마케팅 관련 연구도 있지만 오히려 Phaneuf et al.(2000)과 같은 환경경제학분야 연구에서 발전되어 왔다. 간접효용함수를 설정하는 방식에 비해 후자의 방법은 효용함수에 대한 제약의 정도가 더 높지 않으면서도 모형

추정을 위한 우도함수(likelihood function)를 명시적으로 도출할 수 있고, 따라서 추정 작업이 상대적으로 더 간편한 장점이 있다.

본고는 구조모형 중에서도 농식품을 대상으로 하지는 않았지만 Bhat(2005, 2008)이 개발한 극한치 확률변수분포를 가정하는 다중 이산-연속선택모형(multiple discrete-continuous extreme value model: MDCEV)을 활용한다. 이 모형은 구석 해를 허용하는 직접효용함수 설정법을 사용하되, Kim et al.(2002)이나 Phaneuf et al.(2000)의 함수설정을 모두 반영하는 보다 일반적인 함수형태를 사용하면서, 동시에 확률변수의 분포형태로 극한치분포를 가정함으로써 계량경제학적 추정과정이 비교적 간편하다는 장점을 가지고 있다. 본고는 이들 구조모형들이 가지는 효용함수적 일관성의 장점을 활용하는 추정 결과를 제시하지만, 이들 모형이 연구목적상 수요함수의 가격탄력성 등에는 초점을 맞추지 않았음에 반해 세부 품목별 수요의 탄력성을 명시적으로 도출하고, 아울러 이들 모형이 세부 품목 간 대체성에 있어 비교적 강한 제약을 가하는 한계를 가지고 있다는 점도 발견하여 제시한다.

축약모형이든 구조모형이든 이산-연속선택모형을 이용해 농식품의 세부 품목이나 브랜드별 수요를 분석하는 연구는 주로 마케팅 분야 연구자들에 의해 수행되었기 때문에 신선 농산물보다는 가공식품에 대해 적용되어 왔다. 농업경제학자인 Richards and Mancino(2014)나 Richards(2000) 등이 외식이나 신선과일에 대해 구조모형을 적용한 것이 예외적인 경우라 하겠다. 이 중 전자의 연구는 본고가 사용하는 Bhat(2005, 2008)의 MDCEV모형을 사용하였다. 본고는 한국에서의 소비패널자료를 이용해 신선 농산물 중 하나인 신선 돈육에 대해 구조모형을 적용하는 사례를 제시하며, 부위별 수요의 자기가격 및 교차가격 탄력성, 소득탄력성, 그리고 소비자의 사회경제적 특성의 영향 등을 추정하되, 미국에서 행해진 앞의 두 연구들과는 달리 Pinjari and Bhat(2011)에 의해 최근에 개발된 시물레이션 기법을 적용하여 확률변수의 영향을 반영하면서도 가격변화의 효과 등을 엄밀히 도출하는 방법을 시도한다.

본고의 제2장은 분석모형에 대해 설명한다. 제3장에서는 분석에 사용된 스캐너자료를 설명하고 분석결과를 정리하고 해석한다. 마지막 제4장은 논문전체를 요약하고 결론을 내린다.

## 2. 분석모형

본고의 목적은 서론에서 밝힌 바와 같이 돈육 전체의 수요함수가 아니라 개별 부위별 수요함수를 분석하는 데 있고, 따라서 소비자의 효용함수가 일종의 분리성(separability)을 가져 소비자는 이미 정해진 특정 금액을 전체 돈육에 대해 지출하는데, 이 금액을 개별 부위별로 어떻게 배정하는지를 결정한다고 가정한다.<sup>1</sup> 아울러 본고는 소비자들이 다양한 돈육 부위 중 어느 것을 얼마나 구입하는지를 동시에 분석하고자 하는데, 전자는 이산선택(discrete choice)이고 후자는 연속선택(continuous choice)이다. Bhat(2005, 2008)의 모형설정방식을 따르면 어떤 소비자가 선택할 수 있는 돈육 부위가  $K$ 개 있다고 하고, 그 소비량의 벡터를  $x \in R_+^K$ 라 할 때, 소비자의 효용함수 중 돈육 소비로부터 얻는 만족도를 나타내는 부분은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(1) \quad U(x) = \sum_{k=1}^K \frac{\gamma_k}{\alpha_k} \psi_k \left\{ \left( \frac{x_k}{\gamma_k} + 1 \right)^{\alpha_k} - 1 \right\}, \quad \psi_k(z_k, \epsilon_k) = \exp(\beta' z_k + \epsilon_k)$$

- 단,  $z_k$  = 부위  $k$ 를 선택할 때의 상품 및 소비자의 특성을 나타내는 벡터,  
 $\epsilon_k$  = 확률변수,  
 $\alpha_k$  = 포만성(satiation) 파라미터,  
 $\gamma_k$  = 변환(translation) 파라미터,  $k = 1, \dots, K$ .

위의 효용함수에서  $\psi_k(z_k, \epsilon_k)$ 는 부위  $k$ 를 선택할 때 부위가 가지는 특성과 이를 소비하는 소비자의 특성을 나타내는 변수들인  $z_k$ 의 함수로서, 소비량의 영향을 직접 받지 않고 만족도에 영향을 주므로 기본효용(baseline utility)이라 부를 수 있다. 이 기본효용은 아울러 연구자가 직접 관측할 수 없지만 소비자의 만족도에 영향을 미치는 확률변수  $\epsilon_k$ 의 함수이기도 하다.<sup>2</sup>

Bhat(2005)은 수식 (1)의 변환 파라미터  $\gamma_k$ 의 값들이 0보다 크면, 특정 두 상품 혹은

---

1 아래에서 설명할 모형은 자료가 이용가능할 경우 돈육뿐 아니라 여러 가지 품목군을 선택하는 소비자의 행동분석에도 확대 적용될 수 있다.  
 2 식 (1)의 효용함수는 Mälör(1974), Bockstael and McConnell(1983) 등이 제안한 약보완성(weak complementarity)을 충족하는데, 이는 특정 부위  $k$ 가 소비되지 않아 소비량  $x_k$ 가 0이면 그 특성이 바뀌어 기본효용  $\psi_k$ 가 변해도 소비자의 만족도는 달라지지 않는다는 가정이다. 이 가정은 상품 특성변화의 후생효과를 수요함수 분석을 통해 시도하는 데 있어 결정적으로 중요한 가정이기도 하다.

두 돈육 부위에 대해 그려진 무차별곡선이 두 상품의 축과 만나고, 또 두 축과 접하지도 않아 구석 해(corner solution)가 발생할 수 있다는 것을 보여준다. 따라서 0보다 큰  $\gamma_k$  값들을 추정해냄으로써 소비자들이 특정 구매기간 동안 모든 돈육 부위를 다 구매하지는 않는다는 점을 분석에 반영할 수가 있다. 실제 분석에서는  $\gamma_k = \exp(\phi_k' w_k)$ 와 같이 설정하여  $\gamma_k$ 의 값들이 0보다 크도록 제약하고, 여기서  $w_k$ 는 부위  $k$ 를 선택할 때의 소비자의 특성변수들의 값이거나 그냥 1일 수도 있다.

포만성 파라미터  $\alpha_k$ 는 1보다 작다고 가정되며, 이로 인해 부위  $k$  소비의 한계효용이 소비량에 대해 감소하게 된다. 만약 그렇지 않고 모든  $\alpha_k$ 가 1이라면, 효용함수는

$$U(x) = \sum_{k=1}^K \psi_k x_k \text{와 같은 선형형태가 되고, 모든 돈육 부위는 서로 완전대체재가 된다.}$$

이 경우 가격대비  $\psi_k$ 의 값이 제일 큰 하나의 부위만 선택될 것이고, 이 때 선택되는 부위의 소비량은 돈육에 대한 지출액을 가격  $p_k$ 로 단순히 나누어준 것이 되어, 연속선택은 분석할 필요가 없어지고, 이산선택은  $K$ 개의 대안 중 하나를 선택하는 조건부 로짓모형(conditional logit) 혹은 다항 로짓모형(multinomial logit)의 하나가 되어 버린다. 이런 특성을 감안하여  $\alpha_k$ 는 1보다 작도록  $\alpha_k = [1 - \exp(-\theta_k' y_k)]$ 처럼 설정할 수 있는데, 여기서  $y_k$ 는 부위  $k$ 를 선택할 때의 소비자의 특성변수들이다.

한편, 식 (1)의 효용함수에 두 파라미터 혹은 함수 값  $\alpha_k$ 와  $\gamma_k$ 의 비율이 나타나기 때문에 이들 두 값을 자료를 이용해 모두 식별하기는 어렵다. 따라서 둘 중 하나만 식별하되, 통상적으로  $\alpha_k$ 를 식별할 경우에는  $\gamma_k$ 는 모두 1로 고정시키고, 반대로  $\gamma_k$ 를 식별하여 추정할 때에는  $\alpha_k$ 는 모두 0으로 둔다. Bhat(2008)은 둘 중 어느 하나의 값만 추정하여 식별할 경우에도 두 값이 모두 식별되는 경우의 효용함수형태를 대단히 잘 근사할 수 있음을 보여주는데, 본고는  $\gamma_k$ 를 식별하고 대신  $\alpha_k$ 는 모두 0이라 가정한다.<sup>3</sup> 이 경우 로피탈(L'Hôpital's) 정리에 의해 효용함수는 다음과 같이 단순화된다.

$$(2) \quad U(x) = \sum_{k=1}^K \gamma_k \psi_k \ln \left( \frac{x_k}{\gamma_k} + 1 \right)$$

이제  $e_k = p_k x_k$ 를 부위  $k$ 를 선택한 소비자의 돈육 구매액이고,  $E$ 를 돈육에 대한 (고정된) 총지출액이라 하면, 소비자는 다음 문제를 푼다.<sup>4</sup>

<sup>3</sup>  $\gamma_k$ 는 구석 해를 도출할 뿐 아니라 효용함수 내 소비량의 값을 변환하여  $\alpha_k$ 처럼 일종의 포만성 파라미터의 역할도 한다는 점에 있어  $\gamma_k$ 를 식별하도록 선택하는 것이 더 자연스럽다.

<sup>4</sup> 수식 (3)으로부터 최종 선택확률 (6)을 도출하는 과정은 Bhat(2005, 2008)의 도출과정을 본고와

$$(3) \quad \max L = \sum_{k=1}^K \gamma_k [\exp(\beta' z_k + \epsilon_k)] \ln \left( \frac{x_k}{\gamma_k} + 1 \right) - \lambda \left[ \sum_{k=1}^K e_k - E \right]$$

위 최적화문제의 쿤-터커(Kuhn-Tucker: KT)조건은 다음과 같다.

$$(4) \quad \begin{cases} \left[ \frac{\exp(\beta' z_k + \epsilon_k)}{p_k} \right] \left( \frac{e_k^*}{\gamma_k p_k} + 1 \right)^{-1} - \lambda = 0 & \text{if } e_k^* > 0, k = 1, \dots, K \\ \left[ \frac{\exp(\beta' z_k + \epsilon_k)}{p_k} \right] \left( \frac{e_k^*}{\gamma_k p_k} + 1 \right)^{-1} - \lambda < 0 & \text{if } e_k^* = 0, k = 1, \dots, K. \end{cases}$$

$e_1^* > 0$ , 즉 첫 번째 부위가 선택되어 0보다 큰 소비량을 나타내었다면,  $\lambda = \left[ \frac{\exp(\beta' z_1 + \epsilon_1)}{p_1} \right] \left( \frac{e_1^*}{\gamma_1 p_1} + 1 \right)^{-1}$  이고, 이를  $k = 2, \dots, K$ 의 나머지 부위별 KT조건에 대입하되, 로그변환을 하면 KT조건이 다음과 같이 변형된다.

$$(5) \quad \begin{aligned} V_k + \epsilon_k &= V_1 + \epsilon_1 & \text{if } e_k^* > 0, k = 2, \dots, K \\ V_k + \epsilon_k &< V_1 + \epsilon_1 & \text{if } e_k^* = 0, k = 2, \dots, K \end{aligned}$$

단,  $V_k = \beta' z_k - \ln \left( \frac{e_k^*}{\gamma_k p_k} + 1 \right) - \ln p_k, k = 1, \dots, K.$

이제 확률변수  $(\epsilon_1, \dots, \epsilon_K)$ 에 대해 통계적 분포를 부여해야 하는데, 각각 분산이  $\sigma^2$ 인 제1형태 극한치분포(type I extreme value distribution)를 따른다고 하고,  $f$ 와  $F$ 를 각각 극한치분포의 확률밀도함수 및 누적분포함수라 하자. 이 경우 예를 들어  $k = 1, \dots, M$ 인 처음  $M$ 가지의 부위만 선택되고 나머지  $K - M$ 가지의 부위는 소비량이 0이라면, 그러한 결과가 발생할 확률은 최종적으로 다음과 같이 도출된다(Bhat 2005, 2008).

$$(6) \quad \Pr(e_1^*, \dots, e_M^*, 0, \dots, 0) = \frac{1}{\sigma^{M-1}} \left( \prod_{i=1}^M c_i \right) \left( \sum_{i=1}^M \frac{1}{c_i} \right) \left[ \frac{\prod_{i=1}^M e^{V_i/\sigma}}{\left( \sum_{k=1}^K e^{V_k/\sigma} \right)^M} \right] (M-1)!$$

(단,  $c_i = \frac{1}{e_i^* + \gamma_i p_i}$ )

---

선택한 함수설정에 맞게 재구성한 것이다.

수식 (6)이 최종적으로 우도함수에 반영되는데, 만약 소비자들이 항상 한 가지 부위만 선택한다면  $M=1$ 이 되고, 수식 (6)의 선택확률은  $\Pr(e_1^*, 0, \dots, 0) = \frac{e^{V_1/\sigma}}{\left(\sum_{k=1}^K e^{V_k/\sigma}\right)}$ 이

되어 통상적인 조건부 로짓이나 다항 로짓모형으로 모형이 변해 버린다. 즉  $M \geq 2$ 일 경우도 적용될 수 있는 수식 (6)은 소비자들이 특정 구입기간 동안 여러 가지의 부위를 선택할 각각의 확률과 그 때의 선택부위별 소비량이 결정되는 메커니즘을 동시에 반영하여 도출되며, 이런 이유로 이 모형을 다중 이산-연속선택모형(MDCEV)이라 부른다.

한편, 식 (6)으로부터 우도함수를 도출하여 파라미터 벡터  $\beta, \gamma, \sigma$ 의 최우추정치를 구해낸다고 하여도, 가격이나 여타 품목 및 소비자 개인특성 변화가 유발할 소비량 변화를 예측하는 것 역시 상당한 고려와 분석절차를 필요로 한다. 본고가 분석하는 바와 같은 이산-연속선택모형 추정 결과로부터 가격변화 등의 효과를 도출하는 것이 까다로운 것은 von Haefen and Phaneuf(2005)이 지적한 바와 같이 첫째, 가격 등이 변할 때 소비자의 반응이 연속적이지 않다는 점이다. 예를 들어 삼겹살 가격이 오르면 어느 정도 수준까지의 변화가 발생하는 동안에는 삼겹살을 선택했던 소비자가 여전히 삼겹살을 선택하되 소비량을 줄이는 반응만을 하겠지만, 가격 상승폭이 더 커지면 선택 부위 자체가 달라지거나, 아니면 돈육 소비 자체를 하지 않는 반응이 나타나는데, 이러한 불연속적 반응을 어떻게 반영하여 가격변화 효과를 구하느냐 하는 문제가 발생한다. 둘째, 각 소비자의 소비량에는 품목의 특성이나 소비자 개인의 특성, 즉  $z$ (경우에 따라서는  $w$ 까지)뿐 아니라 확률변수  $\epsilon$ 도 영향을 미치기 때문에 이 확률적 요인을 어떻게 반영하느냐 하는 점도 고려해야 한다. von Haefen and Phaneuf(2005)이나 Pinjari and Bhat(2011) 등이 제안하는 바와 같이 이상 두 가지 문제는 일종의 시뮬레이션을 통해 해결할 수 있다. 특히 후자의 방법을 본고가 설정한 모형에 대해 적용하고자 하면 MDCEV모형이 다음 두 가지 특성을 가짐에 주목해야 한다.

- 선택되는 대안  $i$ 의 가격대비 기본효용이 선택되지 않는 대안  $j$ 의 가격대비 기본효용보다 항상 크다:  $\left(\frac{\psi_i}{p_i}\right) > \left(\frac{\psi_j}{p_j}\right)$
- 만약 어떤 부위가 선택되고 어떤 부위가 소비되지 않는지를 안다면 KT조건 의 라그랑지 승수  $\lambda$ 의 값과, 선택된 부위의 소비량  $x_i (> 0)$ 을 정확히 알 수 있다.

첫 번째 성질은 자명하고, 두 번째 성질은 앞에서 설명된 최적화 조건으로부터 바로

도출되는데,  $x_i$ 가 소비되는 품목이라면 이미 도출한 바와 같이  $\lambda = \left[ \frac{\psi_i}{p_i} \right] \left( \frac{e_i^*}{\gamma_i p_i} + 1 \right)^{-1}$

혹은  $\frac{e_i^*}{p_i} = \left( \frac{\psi_i}{p_i} \frac{1}{\lambda} - 1 \right) \gamma_i$ , ( $i = 1, \dots, M$ )과 같다. 따라서 예산제약은

$E = \sum_{k=1}^M p_k \left( \frac{\psi_k}{p_k} \frac{1}{\lambda} - 1 \right) \gamma_k$ 이고 이를  $\lambda$ 에 대해 풀어 선택되는 부위  $i$ 의 최적화조건

$\lambda = \left[ \frac{\psi_i}{p_i} \right] \left( \frac{e_i^*}{\gamma_i p_i} + 1 \right)^{-1}$ 에 다시 대입하면 다음과 같은 수요함수를 얻는다.

$$(7) \quad \frac{e_k^*}{p_k} = x_k^* = \left[ \frac{\left( \frac{\psi_k}{p_k} \right) \left( E + \sum_{i=1}^M p_i \gamma_i \right)}{\sum_{i=1}^M \gamma_i \psi_i} - 1 \right] \gamma_k, \quad k = 1, \dots, M.$$

수식 (7)의 소비량을 파악함에 있어서는 선택이 된 부위들의 파라미터만이 필요하다는 것을 확인할 수 있다. 이상의 특성을 반영하여 Pinjari and Bhat(2011)이 사용한 절차를 본고에 맞게 변형하면 다음과 같은 시뮬레이션을 시행할 수 있다.

- ① 각 부위별 확률변수  $\epsilon_k$ 를 추정된  $\sigma$ 를 반영하여  $R$ 회 추출하고, 모형 추정에 사용된 자료  $(z_k, p_k)$ 와 추정치  $(\beta, \gamma_k)$ , 추출된  $\epsilon_k$ 를 이용해  $K$ 개의 모든 대안별  $\frac{\psi_k}{p_k}$ 를 계산한 후, 계산된  $\frac{\psi_k}{p_k}$ 의 크기 순서로 대안들을 재배치하라.  $M = 1$ 이라 가정하고,  $\frac{\psi_k}{p_k}$ 의 값이 가장 큰 부위만 선택된다고 가정하라.
- ②  $\lambda$ 의 값을 계산하라.
- ③  $\lambda > \frac{\psi_{M+1}}{p_{M+1}}$ 이면 ①에서의 순서를 따를 때 처음  $M$ 개의 부위 소비량을 수식 (7)을 이용해 도출하고, 나머지 부위의 소비량은 0으로 두고 계산을 종료하라.  
 $\lambda \leq \frac{\psi_{M+1}}{p_{M+1}}$ 이면 단계 ④로 가라.
- ④  $M = M + 1$ 로 두라. 만약  $M = K$ 이면 수식 (7)에 따라 소비량을 계산하고 종료하라.  $M < K$ 이면 단계 ②로 가라.

이상의 시뮬레이션은 확률변수들을  $R$ 회 추출하여 사용하기 때문에 확률변수가 기본 효용  $\psi_k$ 에 미치는 영향까지 감안할 수 있으며, 가격  $p_k$ 나 특성변수벡터  $z_k$ 가 달라질 때 각 부위에 대한 이산선택이 달라지는 효과까지 분석할 수 있다. 총  $R$ 가지의 각 부위별 소비량 예측치가 나오므로 그 평균을 취하여 가격 혹은 여타 특성변화의 효과로 간주할 수 있다.

그러나 이상의 시뮬레이션을 시행하기 전에 대수적으로도 가격변수의 변화에 대한 반응이 어떤 방향으로 이루어질지를 미리 예상할 수가 있다. 먼저 수식 (7)로부터 부위  $k$ 를 소비하기로 선택하였고( $x_k^* > 0$ ), 특정 부위  $x_j$ 의 가격  $p_j$ 가 변해도 여전히  $x_k$ 는 소비된다고 하자. 이 경우 수요의 교차가격 탄력성은 다음과 같다.

$$(8) \quad \frac{\partial x_k^*}{\partial p_j} \frac{p_j}{x_k^*} = \frac{\left(\frac{\psi_k}{p_k}\right) p_j \gamma_j}{\left(\frac{\psi_k}{p_k}\right) \left(E + \sum_{i=1}^M p_i \gamma_i\right) - \sum_{i=1}^M \gamma_i \psi_i}, \quad k=1, \dots, M, \quad j=1, \dots, K$$

수식 (7)과 (8)을 비교하면,  $x_k^* > 0$ 라면 수식 (8)의 분모는 0보다 커야 하고, 따라서 소비하기로 선택되는 품목들은 교차탄력성이 모두 0보다 커 서로 간에 모두 대체재이고, 대체의 정도는 가격당 기본효용  $\frac{\psi_k}{p_k}$ 에 의해 결정된다는 것을 확인할 수 있다.

$x_j$ 의 가격  $p_j$ 가 증가하면 물론 어떤 품목을 소비하기로 선택할지의 여부도 달라진다. 그러나 이미 앞에서 지적한 MDCEV의 또 다른 성질에 의해, 선택되는 대안  $i$ 의 가격당 기본효용이 선택되지 않는 대안  $j$ 의 가격당 기본효용보다 항상 커  $\left(\frac{\psi_i}{p_i}\right) > \left(\frac{\psi_j}{p_j}\right)$ 의 관계가 성립하는데,  $x_j$ 의 가격  $p_j$ 의 상승은  $x_j$ 를 제외한 모든 품목의  $\left(\frac{\psi_i}{p_i}\right)$  값을 상대적으로 더 크게 할 것이기 때문에 결국  $x_j$ 를 제외한 다른 모든 부위를 선택할 확률도 높이게 된다.

따라서  $p_j$ 의 상승은 다른 부위의 선택확률을 높이는 동시에 선택된 모든 품목의 소비량도 늘리게 되어, 굳이 시뮬레이션을 통하지 않아도 모든 품목 간에는 대체관계가 성립함을 확인할 수 있다. MDCEV모형에서는 소비자 간에 이처럼 항상 대체관계가 성립한다는 사실은 모형의 개발자인 Bhat(2005, 2008)도 주목하지 않는 내용인데,<sup>5</sup> 수식 (1)의 효용함수가 추정이 가능하면서도 약보완성을 가지도록  $\gamma_k$ 가 식별될 경우에는 로

그함수,  $\alpha_k$ 가 식별될 경우에는 지수함수가 되도록 강한 제약을 가하기 때문에 발생하는 성질이다.<sup>6</sup>

한편 소비자 개인특성이 미치는 영향에 대해서는 대개 정량적인 영향보다는 정성적인 영향에 관심이 있으므로 시뮬레이션 없이도 추정 결과를 이용해 바로 의미 해석이 가능하다. 예를 들어 가족 수의 경우 돈육부위 중 하나인 사태에 해당되는  $\beta$ 추정치가 0보다 크면 대가족일수록 사태의  $\psi$ 값이 커진다는 것을 의미한다. 따라서 이는 사태의  $\left(\frac{\psi}{p}\right)$  값을 다른 부위의 값에 비해 증가시키기 때문에 가족 수가 많을 경우 사태가 소비 품목으로 선택될 확률이 높아지는 것이다. 아울러 수식 (7)을 보면 선택된 부위의 소비량은 그 부위의  $\left(\frac{\psi}{p}\right)$  값의 증가함수이기 때문에 결국 가족 수가 많아지면 사태를 선택할 확률도 높아지고 선택 시 사태의 소비량도 늘어나게 된다. 이런 식으로 각 특성별  $\beta$ 추정치의 부호는 해당 변수가 소비량에 미치는 영향의 방향을 예측하게 한다.

### 3. 자료 및 추정 결과

본고가 사용하는 소비패널자료는 농촌진흥청이 구축하였으며, 2009년 12월 1일에서 2012년 11월 30일 사이에 서울·경기지역의 소비자패널로부터 수집된 돼지고기 신선육 구입내역을 담고 있다. 원 자료에는 재래식 시장, 대형 마트, 인터넷 구매 등 다양한 경로의 구매행위가 조사되었지만 시장유형별로 가격차이가 상당히 존재하는 것으로 판명되어 본고의 분석에는 대형마트에서의 구매행위만 반영된다.

자료는 각 가구가 구입한 돈육의 종류를 삼겹살, 갈비, 뒷다리, 등심, 목심, 사태, 안심, 앞다리, 특수부위의 9가지로 구분한다. 부위별 구입빈도는 삼겹살 39.3%, 갈비 4.1%, 뒷다리 9.2%, 등심 7.3%, 목심 14.2%, 사태 2.1%, 안심 3.2%, 앞다리 19.4%, 그리고 특수부위 1.2% 순서로 많다.<sup>7</sup>

5 이들은 수요행위에 있어 가격탄력성의 추정보다는 소비자 개인특성이 소비선택에 미치는 영향을 분석하는 데 주로 관심을 가져 수요탄력성에 대해서는 본고처럼 많은 주의를 기울이지 않았다.

6 같은 방법을 통해 자기가격 탄력성 추정치는 항상 음(-)이 됨을 보여줄 수 있다.

7 자료에 대한 보다 자세한 설명은 권오상 외(2014)에서 얻을 수 있다. 삼겹살과 특수부위, 목심은 주로 구입용으로 사용되며, 안심과 등심은 돈가스나 스테이크용으로, 갈비, 앞다리, 뒷다리, 사태 등은 찜, 찻

모형의 이론 부분에서 설명한 바와 같이 본고의 모형은 소비자들이 1회 쇼핑에서 한 가지 부위나 브랜드뿐 아니라 몇 가지 부위나 브랜드를 동시에 선택할 수도 있는 경우의 분석에 유용하다. 소비자들이 돈육을 구입한 1회의 쇼핑자료에서는 거의 대부분 1개 부위의 돈육만을 구입한 것으로 나타나기 때문에 본고의 모형에 사용하기에는 적합하지가 않다. 따라서 본고의 분석을 위해서는 각 소비자들의 소비량을 월별로 합한 월간 돼지고기 부위별 소비량 자료를 도출하였다. 이렇게 하면 소비자별로 대개 1~3개의 부위를 선택하여 구매한 기록을 얻을 수가 있다. 소비자료를 이렇게 월별 소비자료로 전환하면 총 3,335건의 소비행위가 분석에 반영된다. 자료의 기초통계량은 <표 1>과 같다.

월간 구입행위로 전환한 자료에서의 가구당 월평균 구입액을 보면 역시 삼겹살이 11,544원으로 가장 많다. 이어서 목심이 3,738원, 앞다리가 3,556원 등의 순서로 많으며, 사태와 특수부위에 대한 지출액이 가장 적다. 단위당 월평균 구입가격의 경우 그러나 특수부위가 가장 비싸, 특수부위는 가격은 높지만 구입빈도가 적어서 월평균 구입액이 적다는 것을 확인할 수 있다. 목심과 삼겹살도 여타부위에 비해 가격이 높으며, 이어서 등심, 안심, 갈비의 순서로 가격이 높다.

가구 특성으로는 가족 수, 저녁식수인원, 월평균 외식비용, 나이, 월 가구소득, 전업주부인지의 여부, 부모를 모시는지의 여부, 아파트 거주 여부 등과 봄, 여름, 가을에 구입하는지의 여부 등이 변수로 반영되었는데, 이 중 일부는 물론 더미변수이다.

---

개, 불고기, 수육 등의 여러 용도로 사용된다

(축산물품질평가원, [http://www.apgs.co.kr/view/user/information/eat\\_01.part\\_02.pig\\_pig\\_01.asp](http://www.apgs.co.kr/view/user/information/eat_01.part_02.pig_pig_01.asp)).

표 1 기초 통계량

변수	단위	평균	표준편차	최소값	최대값	
가족 수	명	3.84	0.90	1	9	
저녁식수인원	명	3.18	1.14	0	8	
월평균 외식비용	만원	6.48	4.23	0	30.00	
나이	연	45.76	7.16	28	69	
월 가구소득	지수	4.78	2.30	1 (200만 원 미만)	10 (700만 원 이상)	
전업주부 여부	더미	0.63	0.48	0	1	
부모모심 여부	더미	0.10	0.30	0	1	
아파트거주 여부	더미	0.63	0.48	0	1	
봄구입 여부	더미	0.29	0.45	0	1	
여름구입 여부	더미	0.27	0.44	0	1	
가을구입 여부	더미	0.24	0.43	0	1	
월 간 구 입 액	삼겹살	원	11544	18582	0	380703
	갈비	원	1669	8908	0	206971
	뒷다리	원	1341	4899	0	84071
	등심	원	1005	4596	0	95016
	목심	원	3738	9754	0	126857
	사태	원	362	2668	0	49461
	안심	원	401	2198	0	37135
	앞다리	원	3556	9469	0	146380
	특수부위	원	238	1981	0	38797
단 위 가 격	삼겹살	원/100g	1655.7	186.2	1304.6	2032.9
	갈비	원/100g	1269.5	243.3	788.7	1707.0
	뒷다리	원/100g	995.2	168.2	719.8	1644.3
	등심	원/100g	1319.6	236.0	767.0	1783.5
	목심	원/100g	1718.3	283.6	1249.7	2627.0
	사태	원/100g	1157.1	228.0	753.7	1842.0
	안심	원/100g	1287.3	347.1	567.0	2257.1
	앞다리	원/100g	1218.0	196.9	941.1	1691.8
	특수부위	원/100g	2166.9	551.8	1173.0	3333.0

MDCEV모형의 추정결과는 <표 2>와 같다. 먼저 9개의  $\gamma$  파라미터는 모두 통계적으로 유의하게 추정되었고, 확률변수의 표준편차  $\sigma$ 의 경우도 그러하다. 이어서 각 가구의 특성이 부위선택에 미치는 영향을 파악해야 하는데, 이때의  $\beta$  추정치들은 기본효용

$\psi$ 의 값을 결정한다.  $\beta$ 의 경우 가장 선호되는 삼겹살의  $\beta$ 들은 모두 0으로 고정된 상태에서 나머지 부위들의 상대적 값으로 추정되었다.

$\beta$ 추정치들을 보면, 상수의 경우 삼겹살을 제외하고는 모두 음수로 추정되고 통계적으로도 유의하여 다른 조건이 같다면 삼겹살이 가장 선호되는 경향을 잘 반영한다. 소득의 경우 역시 소득이 높을수록 삼겹살이 선호되는데, 뒷다리, 앞다리, 사태, 안심은 특히 삼겹살에 비해 소득이 높을수록 덜 선호되지만, 특수부위, 갈비, 등심, 목심 등은 소득이 높아도 삼겹살과 통계적으로 유의한 정도로는 선호에 있어 차별화되지 않는다. 비교적 고가의 구이용인 목심은 가족 수가 많을수록 덜 선호되지만 찌개나 찜용으로 많이 사용되는 사태는 반대로 더 선호된다. 가구주 나이가 많을수록 갈비, 뒷다리, 목심, 사태, 앞다리 등이 삼겹살보다 더 선호된다. 평소 외식비 지출이 많은 가정일수록 삼겹살에 비해 뒷다리, 등심, 앞다리 등의 부위는 잘 구입하지 않는다. 저녁식수의 경우 부위선택에 유의한 정도로 영향을 잘 미치지 않는데, 이는 가족 수 변수가 포함된 관계로 후자에 의해 설명되는 정도가 더 크기 때문인 것으로 이해된다. 전업주부일 경우 삼겹살보다는 뒷다리나 사태 등 조리에 상대적으로 손이 많이 가거나 국거리용인 부위를 선호하며, 부모님을 모실 경우 뒷다리와 더불어 목심도 선호하는 것으로 나타났다. 분명한 설명을 찾기는 어렵지만 아파트 거주자들은 삼겹살보다는 뒷다리나 안심을 선호하는 것으로 나타났다.돈육을 구입하는 계절도 어느 정도 부위선호에 영향을 미치는데, 겨울에 비할 때 여타 계절에서 삼겹살보다는 안심이나 등심 등이 더 선호된다.

표 2-1 MDCEV모형 추정결과

추정 파라미터	추정치	t-값	추정 파라미터	추정치	t-값
$\beta$ 상수: 갈비	-3.3876	-5.543***	$\beta$ 외식비용: 사태	-0.0379	-1.730*
$\beta$ 상수: 뒷다리	-2.2328	-5.243***	$\beta$ 외식비용: 안심	-0.0137	-0.886
$\beta$ 상수: 등심	-0.9585	-2.209**	$\beta$ 외식비용: 앞다리	-0.0193	-2.434**
$\beta$ 상수: 목심	-1.0900	-3.128***	$\beta$ 외식비용: 특수부위	-0.0196	-0.756
$\beta$ 상수: 사태	-6.0952	-6.713***	$\beta$ 저녁식수: 갈비	-0.0031	-0.054
$\beta$ 상수:안심	-2.5858	-4.037***	$\beta$ 저녁식수: 뒷다리	0.0488	1.017
$\beta$ 상수:앞 다리	-1.4723	-4.532***	$\beta$ 저녁식수: 등심	0.0510	0.986
$\beta$ 상수: 특수부위	-1.7041	-1.746*	$\beta$ 저녁식수: 목심	0.0802	1.995**
$\beta$ 소득: 갈비	-0.0124	-0.485	$\beta$ 저녁식수: 사태	0.0886	0.903
$\beta$ 소득: 뒷다리	-0.0873	-4.323***	$\beta$ 저녁식수: 안심	-0.0119	-0.171
$\beta$ 소득: 등심	-0.0211	-1.045	$\beta$ 저녁식수: 앞다리	0.0664	1.803*
$\beta$ 소득: 목심	0.0046	0.300	$\beta$ 저녁식수: 특수부위	-0.0923	-0.900
$\beta$ 소득: 사태	-0.0993	-2.499**	$\beta$ 전업주부: 갈비	-0.1612	-1.431
$\beta$ 소득: 안심	-0.0711	-2.448**	$\beta$ 전업주부: 뒷다리	0.3261	3.570***
$\beta$ 소득: 앞다리	-0.0518	-3.459***	$\beta$ 전업주부: 등심	-0.0197	-0.221
$\beta$ 소득: 특수부위	-0.0019	-0.042	$\beta$ 전업주부: 목심	-0.0428	-0.617
$\beta$ 가족 수:갈비	0.0883	1.094	$\beta$ 전업주부: 사태	0.6234	3.215***
$\beta$ 가족 수: 뒷다리	-0.0272	-0.420	$\beta$ 전업주부: 안심	0.0263	0.201
$\beta$ 가족 수: 등심	-0.0290	-0.408	$\beta$ 전업주부: 앞다리	0.0970	1.477
$\beta$ 가족 수: 목심	-0.0970	-1.816***	$\beta$ 전업주부: 특수부위	-0.1246	-0.620
$\beta$ 가족 수: 사태	0.3697	2.842***	$\beta$ 부모 모심: 갈비	0.1202	0.587
$\beta$ 가족 수: 안심	-0.0020	-0.021	$\beta$ 부모 모심: 뒷다리	0.2970	2.004**
$\beta$ 가족 수: 앞다리	0.0306	0.619	$\beta$ 부모 모심: 등심	-0.0399	-0.229
$\beta$ 가족 수: 특수부위	0.1280	0.872	$\beta$ 부모 모심: 목심	0.3016	2.397**
$\beta$ 나이: 갈비	0.0217	2.512***	$\beta$ 부모 모심: 사태	-0.4236	-1.396
$\beta$ 나이: 뒷다리	0.0177	2.888***	$\beta$ 부모 모심: 안심	0.2557	1.142
$\beta$ 나이: 등심	-0.0024	-0.353	$\beta$ 부모 모심: 앞다리	-0.0988	-0.808
$\beta$ 나이: 목심	0.0121	2.314***	$\beta$ 부모 모심: 특수부위	0.2135	0.611
$\beta$ 나이: 사태	0.0482	4.078***	$\beta$ 아파트: 갈비	0.1195	0.983
$\beta$ 나이: 안심	0.0065	0.714	$\beta$ 아파트: 뒷다리	0.2647	2.904***
$\beta$ 나이: 앞다리	0.0123	2.560**	$\beta$ 아파트: 등심	0.0382	0.406
$\beta$ 나이: 특수부위	-0.0165	-1.053	$\beta$ 아파트: 목심	0.0986	1.339
$\beta$ 외식비용: 갈비	0.0220	2.032**	$\beta$ 아파트: 사태	-0.3006	-1.786*
$\beta$ 외식비용: 뒷다리	-0.0361	-3.071***	$\beta$ 아파트: 안심	0.3278	2.383**
$\beta$ 외식비용: 등심	-0.0506	-3.558***	$\beta$ 아파트: 앞다리	-0.0523	-0.783
$\beta$ 외식비용: 목심	-0.0137	-1.617	$\beta$ 아파트: 특수부위	0.1307	0.602

\*\*\*유의수준 1%, \*\* 유의수준 5%, \* 유의수준 10%. 가구특성변수의  $\beta$ 파라미터들은 삼겹살의 경우 0임.

표 2-2 MDCEV모형 추정결과(계속)

추정 파라미터	추정치	t-값	추정 파라미터	추정치	t-값
$\beta$ 봄: 갈비	-0.1903	-1.143	$\beta$ 가을: 사태	0.1826	0.791
$\beta$ 봄: 뒷다리	-0.0333	-0.296	$\beta$ 가을: 안심	0.4914	2.405**
$\beta$ 봄: 등심	-0.1009	-0.843	$\beta$ 가을: 앞다리	0.1799	1.943*
$\beta$ 봄: 목심	-0.0947	-1.033	$\beta$ 가을: 특수부위	0.2383	0.818
$\beta$ 봄: 사태	-0.3215	-1.327	$\gamma$ 삼겹살	72.5761	7.197***
$\beta$ 봄: 안심	0.5898	3.066***	$\gamma$ 갈비	138.5338	3.671***
$\beta$ 봄: 앞다리	-0.0258	-0.289	$\gamma$ 뒷다리	28.2658	7.929***
$\beta$ 봄: 특수부위	-0.4137	-1.344	$\gamma$ 등심	16.1598	7.664***
$\beta$ 여름: 갈비	0.2005	1.240	$\gamma$ 목심	38.4206	8.160***
$\beta$ 여름: 뒷다리	0.1297	1.127	$\gamma$ 사태	32.6772	4.413***
$\beta$ 여름: 등심	-0.0152	-0.121	$\gamma$ 안심	17.6572	5.983***
$\beta$ 여름: 목심	-0.0079	-0.083	$\gamma$ 앞다리	34.2137	8.855***
$\beta$ 여름: 사태	0.2832	1.327	$\gamma$ 특수부위	15.5072	4.015***
$\beta$ 여름: 안심	0.5896	2.910***	$\sigma$	0.7097	15.011***
$\beta$ 여름: 앞다리	0.3115	3.409***			
$\beta$ 여름: 특수부위	0.4823	1.814*	No. Obs	3335	
$\beta$ 가을: 갈비	0.2766	1.688*	mean lnL	-6.159	
$\beta$ 가을: 뒷다리	0.0573	0.486	Prob > chi2	0.0000	
$\beta$ 가을: 등심	0.2262	1.830*			
$\beta$ 가을: 목심	0.0846	0.880			

\*\*\*유의수준 1%, \*\* 유의수준 5%, \* 유의수준 10%. 가구특성변수의  $\beta$ 파라미터들은 삼겹살의 경우 0임.

이제 본고의 가장 큰 관심사인 돈육 부위별 수요의 자체가격 및 교차가격 탄력성, 그리고 소득 탄력성을 추정한다. 추정을 위해서는 앞에서 설명한 Pinjari and Bhat(2011)이 제안한 알고리즘을 이용한 시뮬레이션을 행해야 한다. 이를 위해서는 먼저 확률변수  $\epsilon_k$ 를 추출해야 하는데, 모든 관측치 별로 부위별 9개에 해당되는 난수를 총 100회 추출하였고, 따라서  $3335 \times 9 \times 100$ 개의 난수가 만들어졌다.<sup>8</sup> Halton수열은 특정 소수(prime)로부터 난수를 생성하는데, 0과 1사이의 값을 가지는 일종의 일양(uniform)분포를 따르는 난수를 만들어낸다(Train 2009: pp.224-231). 따라서 이들 수를 확률변수  $\epsilon_k$ 의 제1형태 극한치 누적확률분포 값으로 간주하고 그에 해당되는  $\epsilon_k$ 를 도출하여 시뮬레이션에 사용한다. 시뮬레이션을 행할 때 추정된 파라미터와 처음으로 추

<sup>8</sup> 본고의 추정과 시뮬레이션은 Gauss 10.0 소프트웨어를 이용해 이루어졌다. 추정과 시뮬레이션을 위해 Bhat(2008)과 Pinjari and Bhat(2011)이 각자의 논문을 위해 작성한 Gauss프로그램을 본고의 자료와 목적에 맞게 변형하여 사용하였다. 모형의 최우추정에는 Gauss의 maxlik(ver. 5.0)기능이 활용되었다. 다만 시뮬레이션에 필요한 Halton수열의 경우 Stata(ver. 12.1)의 Mata 기능 중 Halton수열을 생성하는 기능을 활용해 추출하였다.

출된 3335×9의 확률변수값에 Pinjari and Bhat(2011)의 알고리즘을 적용해 3,335개 각 관측치에서의 각 부위별 선택여부와 소비량을 구하며, 이어서 이러한 과정을 다음 추출된 값들을 적용하여서도 시행하는 등, 총 100회 시행한다. 이렇게 해서 100번의 BAU에서의 소비량 예측치가 나온다. 이어서 추출된 확률변수들은 BAU시물레이션 때와 동일한 값을 유지하게 하면서 예를 들어 삼겹살 가격을 1% 변하게 한 후 역시 100회의 시물레이션을 해 소비량 예측치를 구한다. 따라서 3,335개의 각 관측치별로 100개의 BAU에서의 부위별 선택여부 및 소비량 예측치가 있고, 삼겹살 가격이 1% 상승했을 때의 100개의 부위별 선택여부 및 소비량 예측치가 있다. 특정 확률변수 조합에서의 3,335개의 관측치별 수요반응의 평균치를 구하여 가격변화로 인한 탄력성 추정치를 구하고, 이렇게 취해진 탄력성 추정치가 100개가 있으므로 이를 다시 평균하여 삼겹살 수요의 가격탄력성을 도출한다. 다른 부위의 가격변화와 소득변화에 대해서도 마찬가지로 방식으로 시물레이션을 행하여 BAU에서의 소비선택과 비교한 후, 그 탄력성 추정치들을 <표 3>과 같이 정리한다.<sup>9</sup>

이미 앞에서 밝힌 바와 같이 모든 자기가격 탄력성은 음(-)의 값을 가지며, 모든 교차가격 탄력성은 양(+의 값을 가진다. 예를 들어 삼겹살 가격이 1% 오를 때 소비자들이 구입하는 부위를 바꾸는 반응을 하지 않는다면 삼겹살 소비량은 정확히 1% 줄어들고 다른 부위의 소비량은 변하지 않을 것이다. 그러나 선택부위 변화가 발생할 것이기 때문에 자기가격 탄력성의 절대값은 1보다도 높게 추정될 것이다. 부위별 수요함수는 전체 돼지고기 수요함수와는 달리 자기가격에 대해 이처럼 대단히 탄력적인데, 이는 예를 들어 삼겹살 가격이 특정 월에 유난히 높으면 다른 부위를 대신 구매할 수 있기 때문이다. 삼겹살은 그러나 소비자에게 의해 가장 선호되는 이유로 인해 자기가격 탄력성(의 절대값)이 가장 낮은 1.7정도이다. 여타 부위들은 탄력도가 2.0에 육박하거나 조금 상회한다.<sup>10</sup>

9 시물레이션을 통해 이렇게 100회의 탄력성 추정치가 도출되기 때문에 <표 3>의 탄력성 추정치들이 통계적으로 유의한지도 확인할 수 있다. 탄력성의 평균치가 0인지의 여부를 t-검정하였는데, 모든 추정치가 1%의 유의수준에서도 의미가 있었기 때문에 검정통계량은 <표 3>에서 별도로 제시하지 않기로 한다.

10 국내의의 분석사례에서도 전체 품목이 아니라 세부 품목이나 브랜드별 수요함수를 추정하면 일반적으로 본고처럼 상대적으로 높은 탄력성이 추정된다.

표 3. 탄력성 추정 결과

변수 (가격)	탄력성								
	삼겹살	갈비	뒷다리	등심	목심	사태	안심	앞다리	특수부위
삼겹살	-1.700	0.560	0.623	0.738	0.539	0.521	0.543	0.525	0.566
갈비	0.057	-2.244	0.085	0.075	0.086	0.080	0.083	0.080	0.084
뒷다리	0.083	0.095	-2.046	0.051	0.076	0.085	0.082	0.079	0.075
등심	0.069	0.052	0.035	-2.072	0.057	0.059	0.058	0.058	0.059
목심	0.179	0.175	0.187	0.170	-1.949	0.143	0.152	0.152	0.152
사태	0.018	0.020	0.023	0.017	0.016	-2.017	0.015	0.020	0.017
안심	0.024	0.026	0.028	0.023	0.021	0.020	-1.916	0.021	0.019
앞다리	0.187	0.185	0.207	0.186	0.163	0.197	0.169	-1.853	0.172
특수부위	0.011	0.012	0.011	0.011	0.009	0.010	0.008	0.010	-2.023
모든 가격	-1.075	-1.133	-0.865	-0.818	-0.993	-0.915	-0.820	-0.919	-0.894
소득	0.138	0.054	-0.468	-0.046	0.156	-0.459	-0.328	-0.201	0.111

주: 모든 추정치가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

삼겹살의 가격이 상승할 경우 다른 부위에 비하면 상대적으로 자체 소비량 감소율이 낮지만 전체 소비에서 차지하는 비중이 워낙 크기 때문에 대신 다른 부위의 소비를 비교적 많이 증가시킨다. 다른 부위의 가격변화는 삼겹살에 비하면 상대적으로 적은 교차가격 효과를 유발한다. 그러나 삼겹살과 더불어 구이용으로 많이 소비되는 목심과, 수육이나 찜 등의 다양한 용도로도 많이 사용되고 최근 소비량이 늘어나는 추세인 앞다리 역시 상대적으로 높은 교차가격 효과를 가지고 있다. 가장 미약한 교차가격 효과를 가지는 부위는 주로 찌개용 등으로 사용되는 사태이다.

한편 돈육 전체의 가격이 모두 상승하여 모든 부위의 가격이 1%씩 상승할 경우의 효과 역시 시뮬레이션을 통해 도출되는데, 이 경우에는 모든 부위의 소비량이 1%에 가까운 비율로 감소하지만, 비교적 소비비중이 높은 부위인 갈비, 삼겹살, 목심, 앞다리 등이 상대적으로 높은 감소율을 보여준다.

가격탄력성과 더불어 유용한 정보를 제공할 수 있는 것이 부위별 소득탄력성이다. 수식 (7)에서는 돈육에 대한 총지출액  $E$ 가 효용극대화 문제에서 일종의 소득의 역할을 하였다. 그러나 수식 (7)을 보면 설정된 효용함수의 특성상 돈육에 대한 지출액  $E$ 가 많아지면 소비하기로 선택한 부위의 소비량은 동시에 모두 늘어난다는 것을 확인할 수 있다. 따라서 여기에서의 소득탄력성은 돈육에 대한 지출액  $E$ 가 아니라 가구의 총소득이 1% 변할 때 돈육 각 부위의 소비량이 얼마나 늘어나는지를 시뮬레이션을 통해 추정 한 결과를 의미한다. 즉, 이 경우 소득은 가구특성변수의 하나이다. (돼지고기에 대한

지출액이 아닌 가구 전체의) 소득이 증가할 때 가장 소비가 많이 늘어나는 것은 일부 소비자에 의해서는 삼겹살보다도 더 고급 구이용으로 인정받는 목심이다. 이어서 삼겹살의 소득탄력성이 높으며, 아울러 단위 가격이 높은 특수부위와 갈비도 소득증가 시 소비가 늘어나는 품목이다. 그러나 나머지 부위들은 소득 증가 시 소비 선호도가 떨어지는데, 뒷다리외 사태의 소비감소율이 특히 높다.

한편, 이상의 분석 결과는 권오상 외(2014)의 축약형 모형 분석 결과와 비교할 수도 있는데, 이들은 구조모형이 아닌 축약형 모형을 사용했다는 차이도 있지만 월간 소비량이 아니라 매번의 장보기 자료를 이용했다는 차이도 있어 본고의 분석 결과와 바로 비교하기는 어렵다. 아울러 본고의 경우와 달리 권오상 외(2014)의 축약형 모형에서는 돈육에 대한 지출액이 일정하도록 고정하는 장치를 포함하지 못해 추정된 자기가격 탄력성이 반드시 1보다 클 이유가 없다. 따라서 본고의 자기가격 탄력성 추정치는 이들의 축약형모형 분석 결과와 비교할 때 좀 더 높아 보다 탄력적인 소비행위를 보여주지만, 부위별 탄력성의 크기나 교차가격 탄력성의 상대적 크기에서는 두 연구에서 서로 대단히 유사한 분석 결과가 제시된다. 또한 소득탄력성의 경우 상대적 크기는 물론이고 절대적 크기에서도 두 연구의 결과가 서로 유사하다.

#### 4. 요약 및 결론

본고는 소비패널자료상의 가구별 월간 돈육구입자료를 활용하여 각 가구가 신선 돈육의 부위를 어떻게 선택하고 선택한 부위는 어느 정도나 구입하는지를 계량분석하였다. 분석모형은 다중 이산-연속선택모형으로서, 매월 각 가구가 여러 가지의 부위를 선택하면서도 일부 부위는 선택하지 않는 이산선택행위와, 선택한 부위의 소비량을 결정하는 연속선택행위를 하나의 효용함수에 확률변수를 반영하여 일관되게 추정할 수 있는 MDCEV기법을 활용하였다. 또한 시뮬레이션을 통해 선호에 영향을 미치는 확률변수의 효과를 반영하면서도 가격변화가 부위별 수요량 선택에 미치는 영향을 도출하였으며, 소득이나 여타 가구별 특성이 각 부위별 선호도에 미치는 영향도 분석하였다.

본고가 적용한 모형은 돈육과 같은 신선 농식품의 세부 품목별 혹은 부위별 수요분석을 위해서도 성공적으로 사용될 수 있음이 보여졌고, 모형추정 결과로 얻어진 자기가격 및 교차가격 탄력성과 소득탄력성, 그리고 각 가구별 특성이 수요선택에 미치는 영향 등에 관한 정보는 생산자의 마케팅 전략 수립이나 관련 정부정책 수립에 활용될

수가 있을 것이다. 아울러 이 모형은 가공식품의 브랜드별 수요분석에도 활용될 수 있다.

본고는 동시에 본고가 사용한 바와 같은 구조모형이 하나의 효용함수형태로부터 세부 품목의 선택이라는 이산적 의사결정과 선택된 품목의 소비량 결정이라는 연속적 의사결정을 일관되게 분석한다는 장점을 가지긴 하지만, 동시에 분석이 가능토록 세부 품목 간 대체관계 등에 비교적 강한 제약을 가하는 한계도 가짐을 발견하며, 이를 개선하거나 그 한계를 인지한 상태에서의 분석이 이루어져야 함도 강조한다.

### 참고문헌

- 권오상, 강혜정. 2014. “소비자의 농식품 구입품목, 구입빈도, 구입량 선택행위 분석: 미국과 돈육을 중심으로.” 「시장세분화를 통한 유망 시장 및 상품분석: 2014 농식품 소비트렌드 발표회」.
- 권오상, 강혜정, 서종석, 조용빈. 2014. “스캐너자료를 이용한 소비자의 돈육 구입빈도, 구입부위 및 구입량 선택행위 분석.” 「농업경제연구」 제55권 제3호. pp. 47-74.
- 박홍순, 허승욱. 2002. “닭고기의 속성별 상대평가 및 소비 활성화 방향.” 「농업경영·정책연구」 제29권 제4호. pp. 553-576.
- 박환재. 2008. “역수요모형과 한국육류시장의 수요분석.” 「경제학연구」 제56권 제2호. pp. 5-37.
- 송헌재, 정재호. 2013. “돼지고기에 대한 할당관세가 가구소비에 미친 영향.” 「응용경제」 제15권 제1호. pp. 101-123.
- 안병일, 조영득. 2009. “한·미 FTA가 국내산 돼지고기 시장에 미치는 영향분석.” 「농업생명과학연구」 제43권 제2호. pp. 55-64.
- 이계임, 최지현, 이철현, 안병일. 1999. 「육류 소비구조의 변화와 전망」, 한국농촌경제연구원.
- 이상영, 정무남, 주용재. 1998. “단백질 수요전망에 따른 육류 소비량 추정.” 「식품유통연구」 제15권 제2호. pp. 127-140.
- Arora, N., G. M. Allenby, and J. L. Ginter. 1998. “A Hierarchical Bayes Model of Primary and Secondary Demand.” *Marketing Science*. vol. 17, no. 1, pp. 29-44.
- Bhat, C. R. 2005. “A Multiple Discrete-Continuous Extreme Value Model: Formulation and Application to Discretionary Time-Use Decisions.” *Transportation Research, Part B*, vol. 39, pp. 679-707.
- Bhat, C. R. 2008. “The Multiple Discrete-Continuous Extreme Value(MDCEV) Model: Role of Utility Function Parameters, Identification Considerations, and Model Extensions.” *Transportation Research, Part B*. vol. 42, pp. 274-303.
- Bockstael, N. E. and K. E. McConnell. 1983. “Welfare Measurement in the Household Production Framework.” *American Economic Review*. vol. 73, pp. 806-814.
- Chiang, J. 1991. “A Simultaneous Approach to the Whether, What and How Much to Buy Questions.” *Marketing Science*. vol. 10, no. 4, pp. 297-315.
- Chintagunta, P. K. 1993. “Investigating Purchase Incidence, Brand Choice and Purchase Quantity

- Decisions of Households.” *Marketing Science*. vol. 12, no. 2, pp. 184-208.
- Dubin, J. A. and D. L. McFadden. 1984. “An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption.” *Econometrica*. vol. 52, pp. 345-362.
- Hanemann, M. 1984. “The Discrete/Continuous Model of Consumer Demand.” *Econometrica*. vol. 52, pp. 541-561.
- Kim, J., G. M. Allenby, and P. E. Rossi. 2002. “Modeling Consumer Demand for Variety.” *Marketing Science*. vol. 21, pp. 229-250.
- Mälör, K.-G. 1974. *Environmental Economics: A Theoretical Inquiry*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press for Resources for the Future.
- Mehta, N., X. Chen, and O. Narasimhan. 2010. “Examining Demand Elasticities in Hanemann’s Framework: A Theoretical and Empirical Analysis.” *Marketing Science*. vol. 29, no. 3, pp. 422-437.
- Nair, H., J.-P. Dube, and P. K. Chintagunta. 2005. “Accounting for Primary and Secondary Demand Effects with Aggregate Data.” *Marketing Science*. vol. 24, no. 3, pp. 444-460.
- Phaneuf, D. J., Kling C. L., and J. Herriges. 2000. “Estimation and Welfare Calculations in a Generalized Corner Solution Models with an Application to Recreation Demand.” *Review of Economics and Statistics*. vol. 82, pp. 83-92.
- Pinjari, A. R. and C. Bhat. 2011. “Computationally Efficient Forecasting Procedures for Kuhn-Tucker Consumer Demand Model Systems: Application to Residential Energy Consumption Analysis.” University of South Florida and University of Texas at Austin.
- Richards, T. J. 2000. “A Discrete/Continuous Model of Fruit Promotion, Advertising, and Response Segmentation.” *Agribusiness*. vol. 16, no. 2, pp. 179-196.
- Richards, T. J. and L. Mancino. 2014. “Demand for Food-Away-Home: A Multiple-Discrete-Continuous Extreme Value Model.” *European Review of Agricultural Economics*. vol. 41, no. 1, pp. 1-23.
- Song, I., and P. K. Chintagunta. 2007. “A Discrete-Continuous Model for Multicategory Purchase Behavior of Households.” *Journal of Marketing Research*. vol. 44, no. 4, pp. 595-612.
- Train, K. 2009. *Discrete Choice Methods with Simulation*. (2<sup>nd</sup> ed). Cambridge University Press.
- von Haefen, R. H. and D. J. Phaneuf. 2005. “Kuhn-Tucher Demand System Approaches to Nonmarket Valuation.” in Scarpa, R. and A. A. Alberni (eds). *Applications of Simulation Methods in Environmental and Resource Economics*. Springer.
- Wales, T. J. and A. D. Woodland. 1983. “Estimation of Consumer Demand Systems with Binding Non-negative Constraints.” *Journal of Econometrics*. vol. 21, pp. 263-285.
- West, S. E. 2004. “Distributional Effects of Alternative Vehicle Pollution Control Policies.” *Journal of Public Economics*. vol. 88, pp. 735-757.

원고 접수일: 2014년 07월 01일
원고 심사일: 2014년 07월 03일
심사 완료일: 2014년 12월 18일