

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

# This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

## Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<a href="http://ageconsearch.umn.edu">http://ageconsearch.umn.edu</a>
<a href="mailto:aesearch@umn.edu">aesearch@umn.edu</a>

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

# 소비의 구조적 변화와 수요함수 추정\* 한국의 곡류와 육류 소비를 중심으로

### 사 공 용" 김 태 균"

- 1. 서론
- 2. 소비의 구조적 변화를 탐지하는 비모수적 접근방법
- 3. 준이상 수요체계
- 4. 소비의 구조적 변화
- 5. 수요함수 추정
- 6. 결론

#### 1. 서론

수요함수를 추정하여 수요분석을 할 경우 관찰된 소비 패턴이 가격과 소득(지출)에 의 해 설명될 수 없는 경우를 흔히 볼 수 있다. 그 이유는 많은 경우 소비가 구조적으로 변 하는지에 대한 검정을 거치지 않고 소비자 선호가 안정적이라는 가정하에서 소비자 행 위를 분석하든가 수요함수를 추정한다고 할 때, 적어도 10여년 내지 20여년의 시계열 자료 를 이용하게 된다. 과연 이 기간중에 관찰된 소비 패턴이 가격과 소득(지출)에 의해서 모 두 설명될 수 있는가라는 의문이 제기된다. 소비에서 구조적 변화(structural change) 가 있었음에도 불구하고 구조적 변화가 없었 다는 가정하에서 수요함수를 추정하였다고 하자. 이 경우 소비의 구조적 변화 자체 때 문에 발생하는 오류뿐 아니라 모형 설정자가 부과하는 동차성(homogenueity)과 대칭성 (symmetricity) 때문에 발생되는 오류로 잘못된 결론을 이끌어 낼 수 있다. 즉, 소비 의 구조적 변화가 있다면 동차성이나 대칭성 을 부과할 수 없는데도 불구하고 이들을 부 과함으로써 발생되는 오류가 있을 수 있다는 것이다.

소비의 구조적 변화를 검정하고 수요함수를 추정하기 위해서 일부 경제학자들은 동 대적 준이상 수요체계(Dynamic Almost Ideal Demand System; DAIDS)를 발전 시켰다.1 그러나 동대적 모형을 설정하더라

<sup>\*</sup> 이 논문은 1993년 12월 한국국제경제학회 학술발표대회에서 발표한 "Taste Changes in Korean Food-Grain Demand"를 수 정, 보완한 것임.

<sup>\*\*</sup> 한국농촌경제연구원 책임연구원.

<sup>\*\*\*</sup> 경북대학교 농업경제학과 조교수.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> 브란시포티, 그린과 킹(Blanciforti, Green, and King), 일즈와 어너버(Eales and Unnervehr), 그리고 모스키니와 밀케(Moschini

도 모형 설정(model specification)으로부터 야기되는 오류는 그대로 남아 있게 된다. DAIDS로부터 모수(parameter)가 변하였다는 증거는 소비의 구조적 변화를 나타낼수도 있지만 잘못된 모형설정으로부터 야기된 것일 수도 있기 때문이다.

이 논문의 목적은 소비의 구조적 변화가 있을 때 수요함수를 추정하는 하나의 방법론 을 제시하는 데에 있다. 이를 위해 먼저 사 공과 헤이즈(Sakong and Hayes)에 의해 최근 개발된 비모수적 접근방법(nonparametric approach)을 이용하여 소비의 구 조적 변화를 추정한다. 그리고 관찰된 소비 테이타로부터 구조적 변화를 제외시킨 새로 운 소비 데이타와 관찰된 소비 데이타를 이 용하여 준이상 수요체계(Almost Ideal Demand System; AIDS)를 적용하여 수요함 수를 추정하고 탄력성들을 비교하고자 한다. 또한 소비의 구조적 변화가 있을 때, 관찰된 데이타를 그대로 이용할 경우, 오차가 클 수 있다는 것을 한국의 곡류 소비와 미국의 육 류 소비의 예를 들어 보이고자 한다.

# 2. 소비의 구조적 변화를 탐지하는 비모수적 접근방법

최근에 사공과 헤이즈는 사전적으로 이용 가능한 정보를 이용하여 지금까지 이용되어 온 비모수적 접근방법<sup>2</sup>의 검정력을 강화시키 는 새로운 방법을 제시하였다.<sup>3</sup> 이들은 무차 별 곡선의 볼록성(Convexity), 지출의 가 산성(Adding-up), 그리고 비열등재의 가정 을 이용하여 미국, 캐나다, 일본 및 한국의 육류 소비에서의 구조적 변화를 탐지하고자 하였다.

그러나 일부 품목의 소비는 소득(지출)이 증대됨에 따라 소비량이 감소하는 경향을 나타내고 이는 그 품목이 열등재일 가능성이 있다는 것을 나타낸다. 따라서 본논문에서는 비열등재의 가정 대신에 매년 변할 수 있는 지출탄력성의 범위를 제한하는 모형을 이용하고 있다. 구조적 변화를 탐지하기 위해 이용하는 모형은 다음과 같다.

(1)  $\underset{TC, \ \phi}{\text{Min b'}} TC$ 

s.t.  
(i) 
$$\sum_{i=1}^{n} p_{it}x_{it} - \sum_{i=1}^{n} p_{it}x_{is}$$

$$\leq \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=2}^{t} a_{j} \left(\frac{p_{it}x_{ij}}{y_{j}}\right) \varepsilon_{iy}^{j}$$

$$- \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=2}^{s} a_{j} \left(\frac{p_{it}x_{ij}}{y_{j}}\right) \varepsilon_{iy}^{j}$$

$$+ \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=2}^{t} p_{it} t c_{ij}$$

$$- \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=2}^{s} p_{it} t c_{ij}$$

for all t and s

and Meilke)의 논문들이 그 예이다.

<sup>2</sup> 소비의 구조적 변화를 찾아내는 방법으로는 크게 모수적 접근방법(parametric approach)과 비모수적 접근방법으로 나눌 수 있다. 모수적 접근방법은 모형을 설정하고, 모수를 추정하고, 모수의 안정성을 테스트함 으로써 구조적 변화의 여부를 검정하는 것이 다. 그러나 모수적 접근방법은 모형설정으로 야기 되는 오류가 클 수 있기 때문에 이 방법 으로 얻은 결과는 서로 다르게 나올 수 있다. 반면에 비모수적 접근방법은 모형설정을 하지 않고 선호에 대한 기본 가정만을 이용하여 소 비의 구조적 변화를 탐지하는 방법이다.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> 사공용과 이재옥에서도 기존의 비모수적 접근 방법과 사공과 헤이즈의 방법의 차이점을 설 명하고 있다.

(ii) 
$$\sum_{i=1}^{n} w_i^t \varepsilon_{iy}^t = 1$$
 for all  $t$ 

(iii) 
$$|\varepsilon_{iy}^t - \varepsilon_{iy}^{t-1}| \le \delta$$
 for all  $i$  and  $t > 1$ 

여기서 첨자 t와 i는 각각 시점(time)과 재화를 나타내고, p와 x는 가격과 소비량, y는 지출,  $\varepsilon$ 는 지출탄력성, tc는 소비에서 의 구조적 변화,  $w_i$ 는 i재화의 지출이 그 그룹의 총지출에서 차지하는 비중(expenditure share)이며,  $\delta$ 는 매년 변할 수 있는 지출탄력성의 범위를 규정하고.

$$a_t = \Delta y_t - \sum_{i=1}^n x_{it} \Delta p_{jt}$$

TC와 ♠는 각각 구조적 변화양의 벡터와 지출탄력성의 벡터, b는 (1)이 해를 갖도록하는 임의의 숫자들의 벡터를 나타낸다.⁴

첫번째와 두번째 제약조건은 선호의 볼록성(convexity)과 지출의 가산성(adding-up 또는 aggregation)을 나타내고 세번째제약조건은 매년 변할 수 있는 지출탄력성의범위를 한정시켜 준다.

#### 3. 준이상 수요체계

소비의 구조적 변화량을 측정할 수 있다면 이 부분은 가격과 지출에 의해 설명이 되지 않는 변화를 의미한다. 따라서 관찰된 소비 데이타로부터 구조적 변화를 제외시킨 새로운 소비 데이타를 만들어서 수요함수를 추정하는데 이용한다면 관찰된 데이타보다는 가격과 지출에 의한 설명력을 높일 수 있을 것

이다. 관찰된 데이타와 조정된(adjusted) 데이타를 이용하였을 경우의 차이를 보기 위해 디톤과 뮬바우어(Deaton and Muellbauer)에 의해 소개된 준이상 수요체계(AIDS)를 이용한다. AIDS 모형은 신축성(flexibility)을 갖고 있을 뿐만 아니라 쉽게 추정하고 설명될 수 있기 때문에 널리 이용되고 있다. AIDS 모형은 다음과 같이 규정되고 있다.

(2) 
$$w_{i}^{t} = \alpha_{i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log (p_{jt}) + \beta_{i} \log \left(\frac{y_{t}}{P_{t}^{*}}\right) + \theta_{it}$$

여기서  $w_i$ 는 i 재화의 지출비중,  $y_t$ 는 그룹 내의 총지출이고,  $P_t$ \*는 다음과 같이 정의된 스톤(Stone)의 가격지수이다.

(3) 
$$\log(P_t^*) = \sum_{i=1}^n w_i^t \log(p_{it})$$

이러한 수요함수는 지출의 가산성(adding-up), 동차성(homogeneity), 그리고 대칭성(symmetricity)을 만족하도록 제약조건을 부여하게 된다.6

추정된 AIDS 모형으로부터 자체 가격탄 력성과 교차 가격탄력성 그리고 지출탄력성 을 구할 수 있다. 구조적 변화를 조정시킨 데이타와 관찰된 데이타로부터 추정한 탄력 성들을 비교함으로써 두 데이타를 이용하였 을 경우의 차이점을 비교할 것이다.

<sup>4</sup> 소비의 구조적 변화를 찾는데 이용할 때 b의 요소들은 모두 같은 숫자를 이용하였다.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> 이차 테일러 확장(Taylor expansion)을 이 용한다는 의미에서 신축성이 있다는 뜻이다.

<sup>6</sup> 물론 소비의 구조적 변화가 있었다면 동차성이나 대칭성을 부여해서는 안될 것이다. 그러나 구조적 변화가 없다는 가정하에서 관찰된데이타를 수요함수를 추정하는데 그대로 이용한다면 모형 설정자는 동차성이나 대칭성을 부여할 것이다.

#### 4. 소비의 구조적 변화

본연구에서는 GAMS 2.20을 이용하여 한국의 곡류와 미국의 육류 소비에 대한 구. 조적 변화를 탐지한다.7

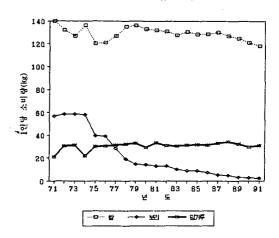
#### 4.1 한국 곡류 소비의 구조적 변화

한국의 곡류 소비 및 가격(1971-91) 테이타는 한국농촌경제연구원의 「식품수급표」와 경제기획원(통계청)의 「물가연보」를 이용하였다. 소비 데이타는 1인당 연간 소비량으로 곡류 소비의 단위는 kg이고 가격은 kg당 원으로 표시된다.

〈그림 1〉에 나타난 바와 같이 한국의 곡류 소비 패턴은 지난 20여년 동안 급격히 변하 였다. 쌀과 밀가루의 1인당 소비량은 비교적 안정적인 반면에 보리의 1인당 소비량은 70 년대 후반기에 급속히 감소한 것으로 나타나 고 있다.

1975년 보리의 1인당 소비는 39.65kg에서 1980년에는 14.06kg으로 급속히 감소된 것으로 나타났다. 이러한 현상은 가격과 곡류 지출의 변화에 의해 부분적으로 설명될수도 있을 것이다. 그러나 또 다른 설명이

그림 1 한국의 곡류 소비 패턴



있을 수 있다. 그것은 한국 농업정책의 변화가 곡류에 대한 소비구조를 변화시켰다는 가능성을 배제할 수 없는 것이다.

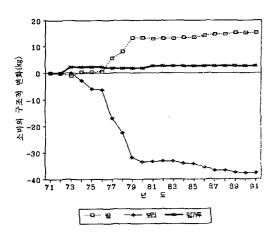
1970년대초에 가장 중요했던 한국의 농업정책은 주곡, 특히 쌀의 자급자족을 달성하는 것이었다. 한편으로는 다수확 품종이개발되고 생산성을 높이고자 하는 노력을 기울였던 반면에, 다른 한편으로는 쌀의 소비를 억제하기 위해 밀가루와 보리의 소비를적극적으로 장려하였다. 이러한 일련의 정책으로 한국은 1977년도에 쌀의 자급자족을 달성할 수 있었으며 쌀에 대한 소비억제 정책이 많이 완화되기에 이르렀다. 따라서 우리는 보리 소비의 급격한 감소가 부분적으로는 이러한 정책의 변화에 의한 것이라고 가정할 수도 있다.8

소비의 구조적 변화를 탐지하는 프로그램 (1)의 제약조건 (iii)에서 δ를 얼마로 하느 나는 주관적일 수 있다. 작은 숫자의 δ를 설정하면 구조적 변화의 양은 크게 되지만 매

<sup>7</sup> 사공과 헤이즈는 LINDO를 이용하여 소비의 구조적 변화를 찾고자 하였고 이 프로그램에 서는 약 15년의 데이타만이 가능하였다. 그 후 알스톤과 살펀트(Alston and Chalfant) 는 GAMS 2.05를 이용하여 보다 많은 데이 타를 이용할 수 있었으나 이것 역시 20여년 밖에는 가능하지 않았다. 그러나 최근 GAMS 2.20과 GAMS 2.25의 개발로 소비 의 구조적 변화를 찾는데 40년 이상의 데이 타를 이용할 수 있게 되었다.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> 정책의 변화뿐만 아니라 다음에 설명할 특성 수요(characeristic demand)와 사회구조적 요인일 수도 있다.

#### 그림 2 한국 곡류 소비의 구조적 변화



년 변하는 지출탄력성의 범위를 너무 작게 설정함으로 발생할 수 있는 오차(error)가 있을 수 있다. 반면에 δ를 크게 설정하면 오차가 발생할 수 있는 여지는 감소될 수 있지만 실제로 일어난 구조적 변화의 양을 과소평가하게 된다. 따라서 오차를 줄일 수 있고실제로 일어난 구조적 변화를 가능한 대로 포착할 수 있도록 적절한 δ를 설정하여야 할 것이다. 예를 들어 어느 재화의 금년도 지출탄력성이 1이라고 할 때, 내년도의 지출탄력성이 0.7에서 1.3 사이에 있을 것이라고 하는 것은 어느 정도 인정할 수 있을 것이다.

프로그램 (1)에서 δ를 0.3으로 설정하여 한국의 곡류 소비에 적용한 결과는 〈그림 2〉 에 나타나 있다.

쌀 소비의 구조적 변화는 약 15kg 증대된

것으로 나타났고, 보리는 약 37kg 감소된 것으로 나타났으며, 밀가루는 약간 증대(약 2.6kg)된 것으로 나타났다. 쌀과 보리의 구조적 변화의 대부분은 1977년에서 1979년 사이에 일어난 것을 알 수 있다. 이 기간에 쌀의 선호는 약 12.7kg이 증대되었고 보리는 25.6kg이 감소되었다. 따라서 대부분의 구조적 변화가 이 기간에 일어났기 때문에 우리는 보리의 급격한 소비 감소가 가격과 지출의 변화에 의해 일어났을 뿐만 아니라 정부에 의한 쌀 소비 억제정책(보리와 밀가루 소비의 장려정책)이 완화되면서 일어난 현상이라고 볼 수도 있다.

쌀과 보리 소비에 대한 구조적 변화는 곡류에 대한 특성수요(characteristic demand)에서도 찾을 수도 있다. 보이스 (Bouice, 1991a)는

"사람이 배고플 때는 단순히 얼마나 많이 먹을 수 있는가가 중요하지만 배고픔으로부터 벗어났을 때는 맛을 찾게된다. 따라서 처음 소비지출의 한계효용은 상대적으로 에너지 지향적이 되고마지막 단위의 소비지출은 다양성(variety)과 맛(taste) 지향적이 된다."

고 하였다. 우리는 그의 말에서 한국의 곡류 소비에서의 또 다른 구조적 변화의 원인을 찾을 수도 있다. 한국에서 보리는 쌀보다 비 용을 적게 들이고 에너지를 섭취할 수 있는 음식이다. 1970년대초까지만 해도 많은 소 비자들은 배고픔으로부터 벗어나기 위해서 비교적 가격이 싼 보리로 에너지를 섭취하는 경향이 있었다. 그러다가 소득이 증대됨에 따라 1970년대 후반에 들어서서는 다양성

<sup>9</sup> 이에 대한 대안으로 사공과 헤이즈는 관찰된 데이타로부터 수요함수(AIDS 모형)를 추정 하고, 이로부터 지출탄력성의 95% 신뢰구간 을 설정하여 지출탄력성의 범위를 규정하는 방법을 제시하고 있다. 그러나 그들의 예에서 이들 결과간에는 큰 차이가 없다는 것을 보이 고 있다.

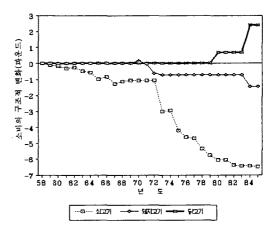
과 맛을 추구하게 되어 보리보다는 쌀의 소 비가 증대된 것으로 볼 수도 있다.

보리와 쌀 소비의 구조적 변화는 농촌으로 부터 도시로의 아주의 영향일 수도 있다. 이또. 피터슨, 그리고 그랜트(Ito, Perterson and Grant)는 아시아에서 쌀은 소득. 이 증대됨에 따라 열등재로 된다는 것을 보 였다. 그러나 보이스(Bouice 1991b)는 쌀 소비가 감소한 것은 소득 증대에 따른 것이 아니라 농촌으로부터 도시로의 이주현상 때 문이라고 설명하고 있다. 농촌 주민들이 도 시 주민들보다 에너지를 많이 소비하기 때문 에 농촌 주민들이 싼 가격으로 에너지 섭취 를 할 수 있는 쌀의 소비가 많다는 것이다. 따라서 농촌의 인구가 줄고 도시의 인구가 증대됨에 따라 평균적인 개념에서 1인당 쌀 소비량은 줄게 된다는 것이다. 즉 보이스는 아시아에서의 쌀 소비의 감소가 가격이나 소 득에 의한 것이 아니라 사회구조의 변화 때 문이라는 것이다. 한국에서는 쌀보다 보리가 더 싸게 에너지 섭취를 할 수 있기 때문에 농촌에서의 보리 소비량이 도시 보다 높았 고, 농촌인구가 도시로 이주함에 따라 보리 의 수요가 감소하였다고도 볼 수도 있다. 따 라서 1970년대 후반의 구조적 변화는 정부 정책의 영향, 곡류에 대한 특성수요의 변화, 그리고 도시로의 이주에 기인한 것으로 볼 수 있고. 비록 많은 양은 아니지만 1980년 대 구조적 변화는 특성수요의 변화와 도시로 의 이주 때문인 것으로 사료된다.

#### 4.2. 미국 육류 소비의 구조적 변화

미국 육류 소비, 특히 쇠고기의 소비량이 1970년대 중반 급격히 감소하는 현상을 보

그림 3 미국 육류 소비의 구조적 변화



여 왔다. 우연히도 이 기간중에 쇠고기 가격이 상승하였고 또한 미국인들의 건강에 대한 관심이 고조되었던 시기이기도 하였다. 따라서 쇠고기 소비의 급격한 감소가 단순히 쇠고기 가격이 상승하였기 때문인지 아니면 가격상승의 영향과 더불어 건강에 대한 관심의고조(소비의 구조적 변화)로 쇠고기 소비량이 급속히 감소하게 되었는지에 대한 논란이지속되고 있다.10

이 논문에서는 1958년부터 1984년까지 미국의 쇠고기, 돼지고기 및 닭고기의 1인당소비량(파운드)과 가격(달러/파운드)을 이용하고 있고, 이는 브랜시포티와 그린 (Blanciforti and Green)으로부터 구하였다. 또한 미국의 육류에 대한 지출탄력성은 한국에서의 곡류에 대한 지출탄력성보다 상대적으로 안정적이기 때문에 매년 변할 수 있는지출탄력성의 범위(\delta)를 0.2로 설정하였다.

프로그램 (1)을 이용하여 얻은 소비의 구 조적 변화는 〈그림 3〉에 나타나 있다.

<sup>10</sup> 미국 육류 소비 패턴의 변화에 대한 자세한 설명은 샬펀트와 알스톤(Chalfant and Alston) 그리고 모스키니와 밀케(Moschini and Meilke)를 참고하기 바람.

표 1 AIDS 모형의 추정치

·-	/친구이 고르스비\						
	〈한국의 곡류소비〉						
	상수항 	쌀	보리	밀가루	실질지출	$\mathbb{R}^2$	
	(관찰된 데이타)						
쌀	2.5431	0.1250	-0.0530	-0.0072	-0.3520	0.94	
	(8.91)	(3.53)	(-1.92)	(-4.04)	( -6.97)		
보리	-2.1602	-0.0530	0.0484	0.0046	0.4438	0.93	
	(-10.14)	(-1.92)	( 1.81)	( 0.46)	(11.47)		
밀가루	0.6171	-0.0720	0.0046	0.0067	-0.0918	0.58	
	( 3.70)	( -4.04)	( 0.46)	( 4.79)	( -3.16)		
		(-	구조적 변화를 3	조정시킨 데이타	-)		
쌀	0.8951	0.1352	-0.0953	-0.0399	-0.0422	0.92	
	( 3.93)	(6.74)	(-7.35)	(-3.26)	(-1.04)		
보리	-0.2796	-0.0953	0.0984	-0.0032	0.0958	0.88	
	( -1.81)	(-7.35)	(8.01)	(-0.40)	( 3.41)		
밀가루	0.3845	-0.0399	-0.0032	0.0431	-0.0536	0.56	
	( 2.38)	( -3.26)	( -0.40)	(4.22)	( -1.85)		
			(미국의 -	육류소비〉			
	상수항	쌀	보리	밀가루	실질지출	$R^2$	
			<del></del>				
			(관찰된	데이타)			
쌀	-0.6471	0.0270	(관찰된 -0.0239	데이타) -0.0031	0.2328	0.79	
쌀	-0.6471 ( -4.23)	0.0270 ( 1.74)			0.2328 ( 7.53)	0.79	
쌀 보리			-0.0239	-0.0031			
	(-4.23)	(1.74)	-0.0239 ( -2.08)	-0.0031 ( -0.30)	( 7.53)		
	( -4.23) 1.1648	( 1.74) -0.0239	-0.0239 ( -2.08) 0.0007	-0.0031 ( -0.30) 0.0232	( 7.53) -0.1597	0.84	
보리	( -4.23) 1.1648 ( 8.50)	( 1.74) -0.0239 ( -2.08)	-0.0239 ( -2.08) 0.0007 ( 0.05)	-0.0031 ( -0.30) 0.0232 ( 2.07)	( 7.53) -0.1597 ( -5.75)	0.79 0.84 0.08	
보리	( -4.23) 1.1648 ( 8.50) 0.4823	( 1.74) -0.0239 ( -2.08) -0.0031 ( -0.30)	-0.0239 ( -2.08) 0.0007 ( 0.05) 0.0232	-0.0031 ( -0.30) 0.0232 ( 2.07) -0.0201 ( -1.61)	( 7.53) -0.1597 ( -5.75) -0.0731 ( -2.47)	0.84	
보리	( -4.23) 1.1648 ( 8.50) 0.4823	( 1.74) -0.0239 ( -2.08) -0.0031 ( -0.30)	-0.0239 ( -2.08) 0.0007 ( 0.05) 0.0232 ( 2.07)	-0.0031 ( -0.30) 0.0232 ( 2.07) -0.0201 ( -1.61)	( 7.53) -0.1597 ( -5.75) -0.0731 ( -2.47)	0.84	
보리 밀가루	( -4.23) 1.1648 ( 8.50) 0.4823 ( 3.34)	( 1.74) -0.0239 ( -2.08) -0.0031 ( -0.30)	-0.0239 ( -2.08) 0.0007 ( 0.05) 0.0232 ( 2.07) 구조적 변화를 2	-0.0031 ( -0.30) 0.0232 ( 2.07) -0.0201 ( -1.61) 조정시킨 데이티	( 7.53) -0.1597 ( -5.75) -0.0731 ( -2.47)	0.84	
보리 밀가루	( -4.23) 1.1648 ( 8.50) 0.4823 ( 3.34)	( 1.74) -0.0239 ( -2.08) -0.0031 ( -0.30)	-0.0239 ( -2.08) 0.0007 ( 0.05) 0.0232 ( 2.07) 구조적 변화를 3	-0.0031 ( -0.30) 0.0232 ( 2.07) -0.0201 ( -1.61) 조정시킨 데이티	( 7.53) -0.1597 ( -5.75) -0.0731 ( -2.47)	0.84	
보리 밀가루 쌀	( -4.23) 1.1648 ( 8.50) 0.4823 ( 3.34) -0.7277 ( -5.90)	( 1.74) -0.0239 ( -2.08) -0.0031 ( -0.30) (-0.30)	-0.0239 ( -2.08) 0.0007 ( 0.05) 0.0232 ( 2.07) 구조적 변화를 2 -0.0330 ( -2.49)	-0.0031 ( -0.30) 0.0232 ( 2.07) -0.0201 ( -1.61) 조정시킨 데이티 -0.0111 ( -1.29)	( 7.53) -0.1597 ( -5.75) -0.0731 ( -2.47) 	0.84	
보리 밀가루 쌀	( -4.23) 1.1648 ( 8.50) 0.4823 ( 3.34) 	( 1.74) -0.0239 ( -2.08) -0.0031 ( -0.30) (-0.30) (-2.72) -0.0300	-0.0239 ( -2.08) 0.0007 ( 0.05) 0.0232 ( 2.07) 구조적 변화를 2 -0.0330 ( -2.49) 0.0142	-0.0031 ( -0.30) 0.0232 ( 2.07) -0.0201 ( -1.61) 조정시킨 데이티 -0.0111 ( -1.29) 0.0157	( 7.53) -0.1597 ( -5.75) -0.0731 ( -2.47) 	0.84	

관호안의숫자는 t값임.

	한국의	곡류소비	미국의 육류소비		
	관찰된 데이타	조정된 데이타	관찰된 데이타	조정된 데이티	
η11	-0.5043	-0.7890	-1.1849	-1.1756	
$\eta_{12}$	-0.0331	-0.1115	-0.1755	-0.1899	
$\eta_{13}$	-0.0580	-0.0469	-0.0528	-0.0676	
$\eta_{21}$	-6.3911	-1.2001	0.2052	0.2428	
$\eta_{22}$	-0.7395	-0.4085	-0.8381	-0.7678	
$\eta_{23}$	-0.3297	0.0600	0.1287	0.1151	
$\eta_{31}$	0.1280	0.0537	0.3330	0.2094	
$\eta_{32}$	0.1774	0.0797	0.4091	0.3133	
η <sub>33</sub>	0.1917	-0.1837	-1.1026	-0.9814	
$\boldsymbol{\epsilon}_1 \mathbf{y}$	0.5954	0.9473	1.4132	1.4331	
$\epsilon_2 \mathbf{y}$	7.4603	1.6686	0.5042	0.4099	
$\epsilon_3 y$	-0.4071	0.0502	0.3605	0.4587	

표 2 관찰된 데이타와 구조적 변화를 조정시킨 데이타에서의 탄력성

최고기 소비의 구조적 변화는 약 6.5파운드 감소되었고, 돼지고기도 약 1.5파운드 감소되었으며, 닭고기는 약 2.4파운드 증대된 것으로 나타났다. 쇠고기에 대한 구조적변화 중 48%(약 3파운드)가 1975년부터 1980년 사이에 일어났다. 이는 사공과 헤이즈(Sakong and Hayes)에서 언급된 바와같이 미국 쇠고기 소비량의 급격한 감소는 가격과 지출에 의해 설명되지 않는 구조적변화가 있었다는 것을 입증하는 것이다.

#### 5. 수요함수 추정

우리는 한국의 곡류 소비와 미국의 육류 소비 데이타를 이용하여 구조적 변화가 있었 다는 증거를 찾을 수 있었다. 이와 같이 구 조적 변화를 갖는 데이타를 추정하고자 하는 수요함수에 그대로 적용시킨다면 잘못된 결 론을 내릴 수 있다. 본논문에서는 관찰된 데 이타와 구조적 변화를 제외시킨 데이타를 이용하여 AIDS 모형을 이용하여 모수들을 추정하고, 탄력성을 구하여 이들을 비교하고자한다.

한국의 곡류 소비와 미국의 육류 소비에 대한 관찰된 데이타와 구조적 변화를 제외시킨 데이타를 AIDS 모형에 적용한 추정치들은 〈표 1〉에 나타나 있다.

또한 한국의 곡류 소비와 미국의 육류 소비 데이타로부터 얻은 탄력성은 〈표 2〉에 나타나 있다. 첫번째 행의 η<sub>ij</sub>는 i 재화 가격에 대한 j재화 수요의 가격탄력성이고, ε<sub>iy</sub>는 i 재화의 지출탄력성을 의미한다. 아래 첨자 1, 2, 3은 두번째 열과 세번째 열에서는 각각 쌀, 보리, 그리고 밀가루를 나타내고, 네번째 열에서는 쇠고기, 돼지고기, 닭고기를 나타낸다.

두번째 열은 관찰된 한국 곡류 소비로부터 구한 탄력성으로 일부 탄력성이 매우 큰 것 으로 나타나고 있다. 예를 들어 쌀 가격에 대한 보리 수요의 가격탄력성( $\eta_{21}$ )이 -6.39 이고, 보리의 지출탄력성( $\epsilon_{2y}$ )이 7.46인 것으로 나타났다. 세번째 열은 관찰된 소비량으로부터 구조적 변화량을 제외시킨 새로운소비 데이타로부터 얻은 탄력성이다. 관찰된데이타를 그대로 이용하는 것보다는 비교적현실적으로 타당한 탄력성을 얻을 수 있었다. 쌀 가격에 대한 보리 수요의 가격탄력성( $\eta_{21}$ )과 보리의 지출탄력성( $\epsilon_{2y}$ )은 관찰된데이타로부터 얻은 결과 보다 훨씬 작게 나오고 있다.11

미국의 육류 소비에 대한 탄력성은 네번째 열과 다섯번째 열에 나타나 있다. 한국 곡류 소비의 경우에 비해 상대적으로 구조적 변화 량이 작기 때문에 두 데이타로부터 얻은 탄 력성의 차이는 그리 크지 않지만 닭고기의 가격탄력성과 돼지고기와 닭고기의 지출탄 력성은 어느 정도의 차이가 있음을 알 수 있다.

#### 6. 결론

만약 매년 변할 수 있는 지출탄력성의 범위만을 인정한다면(이 논문에서는 0.2와 0.3을 이용), 모형설정에 따른 주관성을 배제하고서도 소비의 구조적 변화가 있었는지를 탐지할 수 있다. 이 모형을 한국의 곡류

와 미국의 육류 소비 데이타에 적용한 결과, 이들 소비 패턴에서는 가격과 지출에 의해 설명될 수 없는 구조적 변화가 있었다는 중 거를 제시할 수 있었다.

이러한 구조적 변화가 있을 때, 단순히 관찰된 소비 데이타를 수요함수에 적용하였을 경우 발생되는 오류는 매우 클 수 있다는 것을 보이고 있다. 특히 현실 문제를 설명하고 자 하는데 탄력성이 많이 이용되고 있다. 만약 잘못된 탄력성을 이용하였을 경우 발생될수 있는 오류는 클 수 있다는 것을 보이고 있다. 따라서 소비의 구조적 변화가 있을 수 있다는 생각이 드는 데이타를 이용하여 수요함수를 추정한다면, 소비의 구조적 변화가 있었는지에 대한 검정과정이 반드시 필요할 것이다. 그리고 구조적 변화를 제외한 데이타를 이용하여 추정하는 것이 관찰된 데이타를 이용하는 것보다 현실적인 결론을 이끌어낼 수가 있다.

이러한 검정과정은 생산함수 또는 요소수요 함수를 추정하는데도 필요한 것이다. 시계열 자료를 이용하여 생산함수나 요소수요함수를 추정할 때 시간이 지남에 따라 기술진보가 없었다는 가정도 현실에 맞지 않는경우가 많다. 이 경우 샤바스와 칵스(Chavas and Cox, 1988, 1990, 1992)그리고 칵스와 사바스(Cox and Chavas)의 비모수적 접근방법 등을 이용하여 기술진보의 여부를 검정한 이후에 기술진보가 없었다는 증거를 먼저 찾아야 할 것이다.

#### 참 고 문 헌

한국농촌경제연구원, 「식품수급표」, 각연도. 경제기획원, 「물가연보」, 각연도.

<sup>11</sup> 한국에서 곡류의 일부분, 특히 보리는 열등재로 인식되고 있다. 그러나 〈표 2〉에 나타난 지출탄력성은 소득탄력성과는 차이가 있다. 수요를 2단계(two stage)로 구분하여 추정한 경우에는 쌀과 보리가 열등재로 나타났다. 또한 관찰된 데이타에 의해서는 밀가루가 기펜재로 나타나며, 조정된 데이타에 의해서는 그렇지 않다.

- 사공용, 이재옥. "쇠고기 수입 확대가 한우 소비에 미치는 영향." 「농촌경제」, 16권 4호(1993): 1-6.
- Alston, J., and J. A. Chalfant. "Consumer Demand Analysis According to GARP." Northeastern

  Journal of Agricultural and Resource Economics(Oct. 1992):
  12-39.
- Blanciforti, L., and R. Green. "The Almost Ideal Demand System: A Comparison and Application to Food Groups." Agricultural Economics Review 35(July 1983): 1-10.
- Blanciforti, L., R. Green, and G. King.
  "United States Consumer Behavior over the Postwar Period:
  An Almost Ideal Demand System Analysis." Giannini Foundation Monograph No. 40. University of California, Davis, Agu. 1986.
- Bouice, H. "A Food Demand System

  Based on Demand for Character

  -istics: If There Is Curvature in
  the Slutsky Matrix, What Do the
  Curves Look Like and Why?"

  Washington D.C.: Inernational
  Food Policy Research Institute
  (Apr. 1991a).
- Chalfant, J., and J. Alston. "Account-

- ing for Changes in Taste."

  Journal of Political Economy 96

  (April 1988): 391-410.
- Chavas, J. P., and T. L. Cox. "A Non-parametric Analysis of the Influence of Research on Agricultural Productivity." American Journal of Agricultural Economics 74(Aug. 1992): 583-91.
- \_\_\_\_\_, "A Nonparametric Analysis of Productivity: The Case of U.S. and Japanese Manufacturing."

  American Economic Review 80
  (Jun. 1990): 450-64.
- \_\_\_\_\_, "A Nonparametric Analysis of Agricultural Technology." American Journal of Agricultural Economics 70(1988): 303-10.
- Cox, T. L., and J. P. Chavas. "A Non-parametric Analysis of Productivity: The Case of U.S. Agriculture." European Review of Agricultural Economics 17(1990): 449-64.
- Deaton, A., and J. Muellbauer. "An Almost Ideal Demand System."

  American Economic Review 70

  (June 1980): 312-26.
- Ito, S., E. W. F. Perterson, and W. R. Grant. "Rice in Asia: Is Becoming an Inferior Good?" American

  Journal of Agricultural Economics 71(1989): 33-42.
- Moschini, G., and K.D. Meilke. "Modeling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand."

  American Journal of Agricul-

tural Economics 71(May 1989): 253-61.

Sakong, Y., and D. J. Hayes. "Testing the Stability of Preferences: A

Nonparametric Approach." American Jouranl of Agricultural Economics 75(May 1993): 269-77.