

가계의 식료품비 지출패턴

김영숙* · 모수원¹

성화대학 식품계열 조교수, ¹목포대학교 경영대학 교수

Household's Food and Beverage Expenditure Patterns

Youngsuk Kim* and Soowon Mo¹

Department of Food, Sunghwa College

¹College of Business Administration, Mokpo University

Abstract

We examined household's food expenditures in this study. The empirical work outlined here used quarterly data from 2003 Q1 to 2010 Q3. All variables are in log form and were obtained from the Korea National Statistical Office. The food items included cereals, dairy products, fruits, meat, vegetables, and alcoholic beverages. We applied the ordinary least squares method to a model consisting of household income and seasonal dummies. This is because household expenditures are ordinarily a function of income and have seasonal characteristics. The household's food consumption patterns also reflect the prevailing social and environmental circumstances. This study showed that the income coefficients of cereals, meat, dairy products, and alcoholic beverages tend to increase in the long-run, whereas those of vegetables and fruits decreased. The results also revealed that consumption of alcoholic beverages and meat was greatly affected by household income fluctuations, whereas those of vegetables and dairy products were not sensitive to income. The impulse response functions indicated that expenditures not only increased slowly before peaking one to eight quarters after the income shock but declined very slowly to pre-shock levels. The response of dairy products at the twelfth step was three times as large as that of the first step.

Key Words: food, household income, seasonality, rolling regression, impulse response

1. 서 론

식생활은 인간의 여러 생활 중 가장 중요한 비중을 차지하고 있을 뿐만 아니라 가장 기본적인 활동이기 때문에 사회의 전반적 현상이 압축되고 체화되어 있다. 식품소비는 소비가구의 소득은 물론 학력, 성별, 연령, 가격, 건강에 대한 인식 등을 포괄하고 궁극적으로 소비자의 욕구를 반영한다(Huang & Bouis 2001; Kim & Choe 2002). 또한 가계의 식료품에 대한 지출패턴은 영양적인 측면에서 국민의 복지 수준에 영향을 미치기 때문에 식품산업의 발전은 물론 사회의 지속적 발전과 깊은 관련을 갖는다(Rho & Kim 2009).

가계의 식료품에 대한 소비패턴은 소비가 이루어지는 그 당시의 시대적 상황을 알려주는 것으로 알려져 있다(Thiele & Weiss 2003). 우리나라 식품 소비자의 소비 트렌드가 건강지향, 편의함, 간편화 등으로 표출되고 있고 이것은 소비자의 식품 구매행태의 변화가 식품 소비의 구조적 변화를 초래한다(Kim 2008). 이것을 단적으로 보여주는 것으로 외식

비를 들 수 있다(You & Park 2004). 외식비가 식료품비에서 차지하는 비중은 1990년 20.3%에서 2009년 47.3%로 두 배로 증가하였으며, 외식비를 제외한 식료품비가 가계지출에서 차지하는 비중은 2009년 현재 11%로서 1975년의 46%, 1990년의 23%와 크게 비교되는 수치이다. 주5일제 근무, 핵가족화, 자동차 문화의 확산, 소득 증가 등으로 외식이 빠르게 확산된 것이다. 외식비를 뺀 식료품비에서 낙농품에 대한 지출이 차지하는 비중은 1980년 5.1%에서 2008년 7.5%로 증가하였고 과일류에 대한 지출은 5.6%에서 11.8%로 큰 폭으로 상승하였으나, 유지 및 조미료에 대한 지출은 9.2%에서 5.3%로 하락하였다. 끼니를 때우기도 힘들었던 시절과 웰빙 음식을 선호하는 시대의 식생활을 분명하게 보여준 것이다(Kang & Jeong 2008). 우리의 식생활이 경제성장과 여건의 변화로 바뀌고 있는 것이다. 가계비지출 중 식료품비의 비중을 나타내는 앙겔계수는 1974년 0.49에서 89년 0.29까지 하락하였으며 1990년 들어서도 꾸준히 감소하여 2009년 0.21까지 떨어졌다.

*Corresponding author: Youngsuk Kim, Department of Food, Sunghwa College, Sungjeon-Myun, Kangjin-Gun, Jeonnam 527-810, Korea
Tel: 82-61-430-5311 E-mail: ys5311@hanmail.net

소득과 경제사회적 여건의 변화가 가계지출비목에 미치는 연구는 비교적 활발히 이루어지고 있다(Douthitt & Fedyk 1988; Ryu & Shin 1996; Ju & Yang 1997; Kim & Choe 1999; 2002; Yuh & Yang 2001). 그러나 식료품에 대한 지출을 분석한 연구는 상대적으로 그리 많지 않으며, 시간이 흐름에 따라 소득의 영향력이 어떻게 변화하는가를 보인 논문은 더욱 찾아보기 어려우며, 소득충격이 시간의 흐름에 따라 지출에 미치는 영향이 어느 정도로 그리고 어떤 방향으로 미치는가를 분석한 연구는 찾아볼 수 없다. 본고는 이러한 연구목적에 달성하기 위하여 제II장에서 모형을 구성하여 모형과 변수의 안정성을 조사한 후, 제III장에서 모형을 추정한 후 제IV장에서 결론을 내린다.

II. 연구 내용 및 방법

1. 모형 설정과 자료

식료품비 지출행태의 변화를 살펴보기 위하여 식료품에 대한 지출을 소득과 계절더미변수의 함수로 정의한다(Lino 1990; Fan and Stafford 1994; Abdel-Ghany and Silver 1998; Park & Yeo 2000; Woo 등 2003; Kim & Mo 2004; Rho & Kim 2009).

$$food=f(income, dummy) \tag{1}$$

여기서 food와 income은 식료품비목에 대한 지출과 가계 소득이다. 분석 대상 식료품은 곡물, 과일 및 과일가공품(이하 과일류), 채소 및 채소 가공품(이하 채소류), 육류, 유제품, 주류이며, 여기에 투입되는 변수는 자연대수(log)를 취하기 때문에 추정 계수는 소득탄력성을 의미하게 된다. 통계청은 식료품·비주류음료와 주류·담배에 대한 가계의 소비 지출 자료를 제공하고 있다. 본고는 식료품·비주류음료에서 비중이 큰 품목과 주류·담배에서 주류를 분석대상으로 하였는데, 주류가 식료품이라고 할 수 없으나 우리의 식생활과 밀접한 관련을 맺고 있다는 점에서 분석에 포함한다. 모든 자료는 통계청 웹사이트에서 구하며 분석은 2003년 1분기부터 2010년 3분기까지이다.

2. 단위근 검정

투입되는 변수가 안정적이지 못할 경우 차분을 통해 안정성을 확보하여야 한다. 안정성 여부는 식 (2)와 같은 통상최소자승을 이용하여 추정하는 Engle and Granger(1987)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정법을 이용한다.

$$\Delta X_t = b_0 + b_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2}$$

여기서 Δ 는 차분연산자로서 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ 를 나타내며, p 는 ε_t 가 실증적으로 백색오차(white noise)이도록 선택한다. 귀무가설은 X_t 가 $I(1)$ 이라는 것이며 t 통계량을 이용하여 계수 b_1

이 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다. ADF 검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 최대 12개의 시차를 부여한 후 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차를 갖는 것으로 나타나면 시차수를 감소시킨 후 다시 모형을 확인한다.

3. 공적분 검정

안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 으로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. 분석을 하는데 있어서 모형이 안정적이지 못할 경우 추정결과가 허구적일 가능성이 있으므로 Engle and Granger(1987)의 공적분 검정을 이용하여 모형의 안정성을 조사한다. Engle and Granger(1987)의 공적분 검정의 ADF 검정은 X_t 와 Y_t 에 대해 공적분 회귀분석(cointegrating regression)을 하여 추정된 잔차가 단위근을 갖는가에 대해 식 (3)를 검정하는 것이다.

$$\hat{D}u_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \hat{D}u_{t-i} + \varepsilon_t \tag{3}$$

여기서 \hat{u}_{t-i} 의 계수가 유의하게 0보다 작을 경우 공적분 관계가 이루어진다. 적정시차결정은 “아카이케 정보기준(Akaike information criteria: AIC)”과 “슈워츠 베이즈 정보기준(Schwarz Bayesian Information criteria: SIC)”를 이용하여 선정한다.

4. 오차수정모형과 전향적 이동회귀

모형이 안정적인 것으로 나타나면 오차수정방정식을 도출하여 단기적 불균형이 수렴하는 속도를 도출한다.

$$\Delta food_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta income_{t-1} + \alpha_2 \Delta food_{t-1} + \alpha_3 r_{t-1}$$

여기에서 오차수정항의 계수(α_3)가 중요한 역할을 한다. 전향적 이동회귀는 시간이 흐름에 따라 계수의 크기가 어떻게 변화하는가를 보여주기 때문에 소득변수가 식료품의 소비에 미치는 영향력의 변화를 알 수 있다.

5. 충격반응함수

충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 1단위 표준편차(one standard deviation)의 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호 연관관계를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다. 충격반응은 다음과 같은 벡터오차수정모형(vector error-correction model)을 이용한다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^n A_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^r \xi_i \Theta_{t-1} + v_t \tag{4}$$

여기서 X_t 는 식료품과 가계소득의 벡터이다. Θ 에는 오차

수정항이 포함되며, v_t 는 X_t 의 예상하지 못한 변동을 보여주는 충격(impulse) 벡터이다.

III. 결과 및 고찰

1. 변수와 모형의 안정성

<Table 1>은 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정 결과를 보여주고 있다. 이와 같은 방법을 통해 시차수를 계속 감소시킴으로써 최소의 시차수를 갖는 모형을 선택하며 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다. 표에서 수준변수는 5% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 성공하고 있다. 이와 같이 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열로 확인되면, 다음 단계로 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다.

<Table 2>는 적정시차 결정을 위한 AIC 검정통계량과 SIC검정통계량을 보여준다. 표에서 대부분 시차 1이 적정시차이나 채소의 경우 AIC는 시차 3, SIC는 시차 2가 적정함

을, 주류의 경우 AIC는 시차 2, SIC는 시차 1이 적정한 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 <Table 3>에서와 같이 시차 1을 투입하여 공적분 검정을 실시하되 채소와 주류는 각각 다른 시차에 대한 공적분 검정을 하여 모두 공적분 관계가 성립하지 않는다는 가설을 5% 유의수준에서 기각하고 있다.

모형이 공적분 관계를 가져 안정적인 것으로 나타나면 6개 식료품에 대해 오차수정방정식을 도출한다. <Table 4>에서 곡물의 오차수정계수가 가장 크고 채소, 과일, 육류 순으로 크다. 곡물의 오차수정계수가 가장 크다는 것은 곡물비지출의 불균형이 가장 빠르게 조정된다는 것이며, 그만큼 곡물에 대한 선호가 낮다는 것을 의미한다. 구체적으로 오차수정계수는 불균형이 발생할 경우 불균형이 조정되어 균형으로 수렴되는 속도를 나타내기 때문에, 곡물의 오차수정계수가 0.8362라는 것은 1/0.8362분기, 즉 곡물의 과다소비가 있을 경우 균형으로 수렴하는데 약 1.2분기의 시간이 소요된다는 것을 의미한다. 채소와 과일보다 육류의 오차수정계수가 더 낮다는 것은 채소와 과일에 대한 지출을 줄이는 것보다 육류에 대한 지출을 줄이는 것이 더 어렵다는 것이기 때문

<Table 1> Tests for unit root

Variables	Level	Differenced	Variables	Level	Differenced
Income	-1.5219(3) [0.7701]	-7.6947(2) [0.7914]	meat	-0.5444(2) [0.1629]	-6.9494(2)* [0.4366]
Cereals	0.1631(0) ^S [0.6120]	-5.1879(0) ^{S*} [0.8225]	milk	-0.4347(1) [0.5612]	-7.4729(0)* [0.4880]
Fruits	1.8824(3) [0.5918]	-7.7567(2)* [0.8017]	alcoholics	0.1284(3) [0.1338]	-9.0470(2)* [0.373]
Vegetables	-3.1815(1) [0.2559]	-7.0877(2)* [0.3133]			

Numbers in parentheses after these statistics indicate the lag length used in the autoregression to ensure residual whiteness. The null hypothesis is that the series in question is $I(1)$.

*: $p < 0.05$. Critical values are found in Fuller (1976).

<Table 2> AIC and SIC: cointegration

Lag	Cereals		Fruits		Vegetables	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
1	-59.2607	-56.9046	-54.0614	-51.7053	-58.1750	-55.8189
2	-57.2859	-53.7517	-52.0614	-48.5272	-62.9593	-59.4251
3	-56.6291	-51.9168	-50.0615	-45.3492	-63.5186	-58.8064
4	-55.1815	-49.2912	-48.2505	-42.3602	-61.5307	-55.6404
5	-55.1442	-48.0759	-46.9811	-39.9127	-60.2151	-53.1468
6	-54.0848	-45.8384	-45.1983	-36.9519	-60.1644	-51.9180
Lag	Meat		Milk		Alcoholics	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
1	-51.8300	-49.4739	-79.8126	-77.4565	-50.4664	-48.1103
2	-50.2036	-46.6694	-78.4569	-74.9228	-50.9798	-47.4457
3	-49.4825	-44.7703	-77.6817	-72.9695	-49.0055	-44.2932
4	-47.4955	-41.6052	-75.7778	-69.8875	-48.4981	-42.6078
5	-45.6652	-38.5969	-74.6124	-67.5440	-46.6569	-39.5886
6	-45.7380	-37.4916	-76.1787	-67.9323	-45.3172	-37.0708

<Table 3> EG cointegration

Cereals	Fruits	Vegetables	Meat	Milk	Alcoholics
-3.4441*(1)	-5.7033*(1)	-4.0441*(2) -4.2103*(3)	-4.3673*(1)	-3.7274*(1)	-4.4670*(1) -4.3283*(2)

*: p<0.05. Critical values are found in Engle and Yoo (1987). Numbers in parentheses after these statistics indicate the lag length.

<Table 4> Error Correction Models

Item	Coeffs		F
Cereals	-0.8362*(-4.0183)	0.9126	48.050(0.0000)
Fruits	-0.7721*(-3.1455)	0.9037	78.237(0.0000)
Vegetables	-0.7913*(-2.5348)	0.5772	17.749(0.0000)
Meat	-0.7205*(-2.7040)	0.8713	40.636(0.0000)
Milk	-0.3003*(-2.5043)	0.3775	5.0541(0.0071)
Alcoholics	-0.6082*(-2.0106)	0.8374	42.917(0.0000)

*: p<0.05. Numbers in parentheses after coefficients indicate the t-statistics.

에 채소와 과일보다 육류에 대한 소비욕구가 더 강하다는 것을 의미한다. 주류의 조정계수는 육류보다 훨씬 낮아서 주류 소비에 대한 욕구가 상대적으로 주류에 대한 지출을 줄이는데 많은 어려움이 있다는 것을 알 수 있다. 소비를 포기할 수 있는 순서는 곡물-채소-과일-육류-주류이다. 유제품의 오차수정계수는 5개 품목에 비해 크게 낮은 0.3003으로 유제품에 대한 소비는 곡물 등과 비교할 때 소비를 줄이는데 상당한 어려움이 있다는 것을 보여주고 있다.

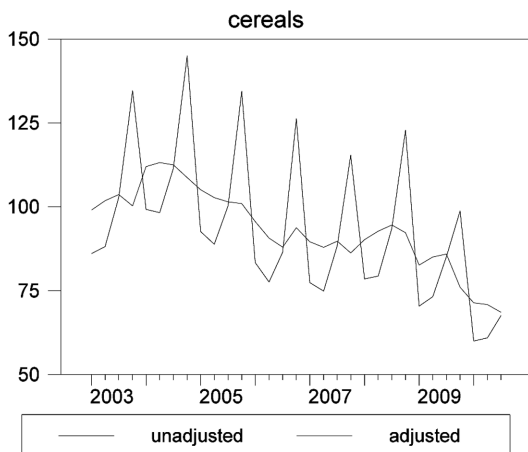
이제 OLS를 이용하여 모형을 추정한다. 그런데 모형에는 계절더미변수의 도입이 필요한데, 그것은 <Figure 1>-<Figure 6>에서 보는 바와 같이 변수들이 계절적 특성을 갖는 것으로 나타나고 있기 때문이다. 그리고 계절지수는 원래의 시계열 자료를 계절적 요인을 제거한 시계열 자료로 나눈 값에 100을 곱해서 구한다. 값이 100보다 클수록 계절적 요인이 크게 작용한다는 것을 의미한다.

그림에서 곡물에 대한 지출이 가장 선명한 규칙성을 보이

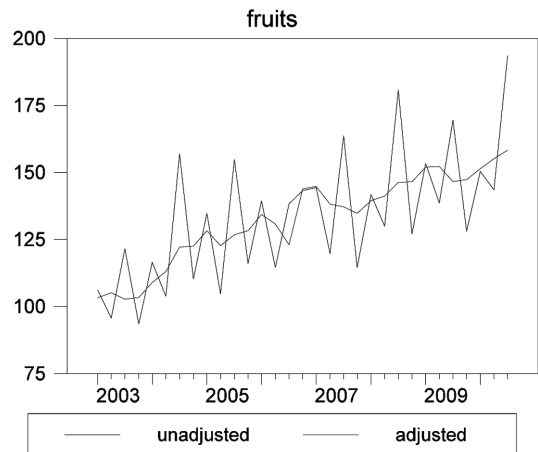
고 있으며 과일과 주류도 일정한 움직임을 보이고 있어 이들 품목에서 계절적 지출이 두드러짐을 알 수 있다. 육류는 계절조정선으로부터 괴리가 크지는 않으나 일정한 변동을 보이고 있어 약한 계절성이 있는 것으로, 채소류 역시 계절조정선과 상당한 괴리를 보여 계절성이 있으나 자체 변수의 기복이 심한 것으로 나타나고 있다. 이에 비해 유제품의 지출은 두 선이 거의 일치하고 같은 방향으로 움직여 계절적 요인이 거의 없다는 것을 알 수 있다.

<Table 5>는 분석 대상 식료품의 분기별 계절지수를 보여주고 있다. 계절성은 곡물의 경우 4분기에 가장 강하게 나타나고 있으며 과일과 주류는 3분기에 강한 계절성을 보이고 있다. 채소는 2분기, 육류는 1분기와 3분기에 계절적 요인이 있으나 상대적으로 약하다. 계절적 요인이 가장 약한 품목은 유제품으로 나타나고 있다.

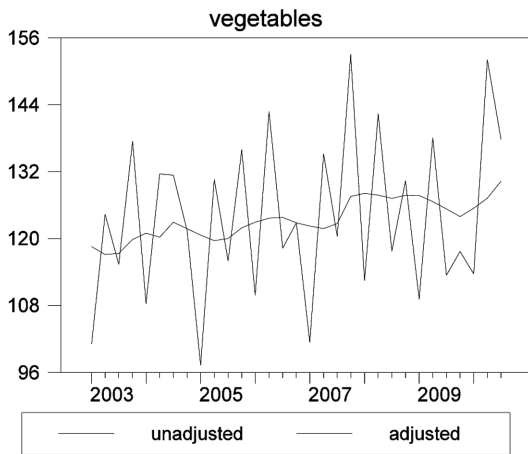
<Table 6>은 OLS를 이용하여 추정한 결과이다. 소득탄력성은 주류가 가장 커서 소득증가에 대해 주류지출이 가장 크



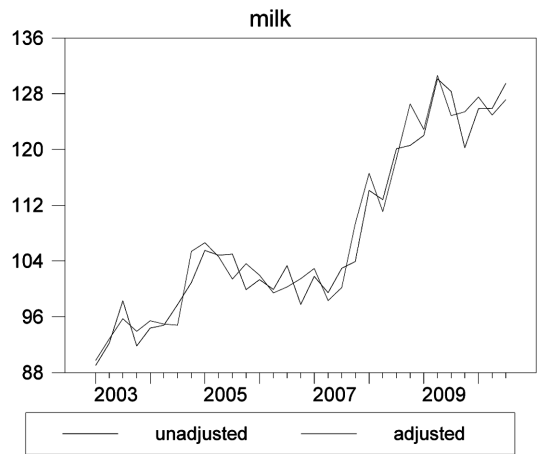
<Figure 1> Seasonality: cereals



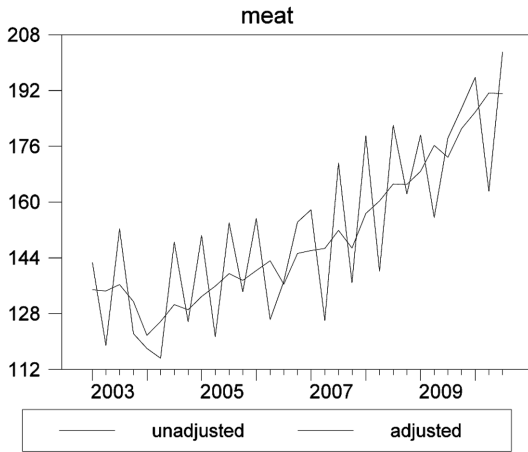
<Figure 2> Seasonality: fruits



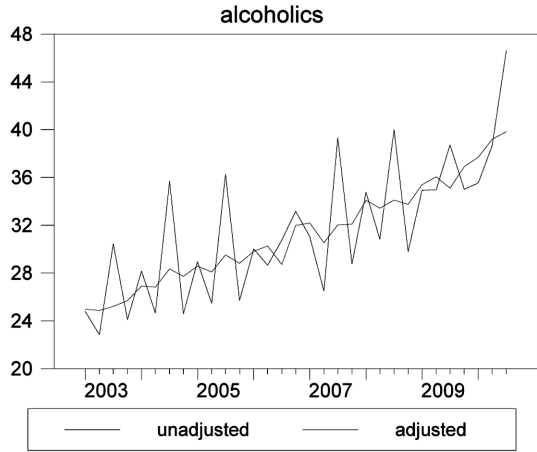
<Figure 3> Seasonality: vegetables



<Figure 5> Seasonality: milk



<Figure 4> Seasonality: meat



<Figure 6> Seasonality: alcoholics

게 증가한다. 이것은 일견 오차수정모형에서 주류에 대한 해석과 상반된 결과인 것으로 보일 수 있다. 그러나 OLS의 추정계수와 오차수정모형의 계수는 장기와 단기의 개념이기 때문에, OLS에 의한 계수는 소득의 증가가 장기적으로 주류에 대해 어느 정도 영향을 미치는가를 보여주는 것인데 비해, 오차수정계수는 단기적인 불균형에 대해 균형으로 조정되는 속도를 의미한다. 과일과 채소의 탄력성은 1보다 큰 것으로 나타나고 있다. 유제품의 소득탄력성은 1보다 작아 소득증가율만큼 지출이 증가하지 않으나 또한 소득이 감소할 경우 소득감소만큼 유제품지출이 감소하지 않는다. 소득변동에 상대적으로 둔감한 품목인 것이다. 채소의 소득계수는 1보다 크게 미치지 못해 소득의 변동에 가장 작은 영향을 받는 것으로 나타나는데 그것은 반찬으로서 기능하는 특성에 원인이 있는 것으로 해석할 수 있다. 주류에 대한 지출은 소득의 변동에 민감한데 비해 채소에 대한 지출은 소득증가나 감소에 별다른 변화가 없다는 것을 의미한다.

<Table 7>은 시간이 흐름에 따라 소득이 식품소비에 미치는 영향력의 변화를 보기 위해 이동회귀계수를 도출한 결과

이다. 회귀계수는 2008년 1분기에는 과일류가 가장 크고 주류가 그 뒤를 따랐으나 2009년 4분기부터 주류의 회귀계수가 과일류보다 더 커졌을 뿐만 아니라 그 격차가 확대되고 있다. 육류의 회귀계수는 2008년 1분기에는 과일류에 크게 미치지 못하였으나 2010년 3분기에는 더 크다. 그리고 유제품의 회귀계수 증가속도는 가장 빨라 2008년 1분기의 85%가 증가하였다. 이에 비해 채소류와 과일류는 계수가 줄어드는 추세이다. 곡물의 계수는 음의 부호로 점차 커지고 있다. 이러한 결과는 2010년 3분기 현재 소득증가가 지출에 가장 큰 영향을 미치는 식료품은 주류, 육류, 과일류 순이나 가장 빠른 지출증가를 보이는 품목은 유제품, 육류이다. 곡물에 대한 지출은 소득증가와 더불어 감소정도가 가속화되고 있으며 소득이 과일류와 채소류의 지출에 미치는 영향력은 낮은 속도로 감소하고 있다. 곡물에 대한 지출이 다른 품목에 대한 지출로 전환되고 있는 형태이며, 특히 유제품으로 전환이 가장 크게 이루어지고 육류와 주류로의 지출전환도 이루어지고 있다.

<Table 8>은 소득충격에 대한 식품비 지출반응을 보여주

<Table 5> Seasonality Index

	1st quarter	2nd quarter	3rd quarter	4th quarter
Cereals	87.06	86.04	98.85	133.21
Fruits	102.97	89.33	120.01	89.86
Vegetables	85.88	110.24	96.93	106.12
Meat	107.86	88.45	108.96	98.42
Milk	98.93	100.31	102.72	96.07
Alcoholics	100.41	92.15	118.14	92.60

<Table 6> Estimation of expenditure function: OLS

Item	Const	Income		F
Cereals	25.038*(11.923)	-1.0034*(-7.2074)	0.8746	45.367(0.0000)
Fruits	-5.1713*(-3.1994)	1.0341*(9.6507)	0.8838	49.426(0.0000)
Vegetables	6.9270*(4.2989)	0.2163*(2.0251)	0.7263	17.250(0.0000)
Meat	-5.0196*(-2.8748)	1.0346*(8.9379)	0.8263	30.911(0.0000)
Milk	-2.9368*(-2.1150)	0.8700*(9.4512)	0.7806	23.137(0.0000)
Alcoholics	-7.9003*(-4.6892)	1.1171*(10.002)	0.8684	42.885(0.0000)

*: p<0.05. Numbers in parentheses below coefficients indicate the t-statistics

<Table 7> Rolling regressions

Date	Cereals	Fruits	Vegetables	Meat	Milk	Alcoholics
2008:1	-0.781	1.046	0.259	0.717	0.475	0.979
2008:2	-0.712	1.037	0.276	0.722	0.517	0.979
2008:3	-0.644	1.051	0.224	0.754	0.570	0.957
2008:4	-0.628	1.026	0.194	0.796	0.631	0.934
2009:1	-0.680	1.023	0.197	0.823	0.680	0.941
2009:2	-0.699	1.058	0.197	0.871	0.752	1.008
2009:3	-0.714	1.048	0.166	0.876	0.795	0.993
2009:4	-0.782	1.025	0.106	0.947	0.815	1.033
2010:1	-0.871	0.986	0.133	0.976	0.833	1.013
2010:2	-0.934	1.008	0.174	1.005	0.851	1.082
2010:3	-1.003	1.034	0.216	1.035	0.870	1.117

<Table 8> Impulse responses

Steps	Cereals	Fruits	Vegetables	Meat	Milk	Alcoholics
1	-0.00476	0.01309	0.00261	0.01199	0.00331	0.02125
2	-0.00804	0.01451	0.00330	0.01372	0.00579	0.01384
3	-0.01027	0.01408	0.00339	0.01342	0.00761	0.01492
4	-0.01178	0.01339	0.00329	0.01275	0.00890	0.01357
5	-0.01280	0.01268	0.00313	0.01204	0.00978	0.01299
6	-0.01347	0.01201	0.00297	0.01136	0.01033	0.01224
7	-0.01390	0.01137	0.00280	0.01071	0.01063	0.01159
8	-0.01416	0.01077	0.00265	0.01009	0.01073	0.01095
9	-0.01430	0.01019	0.00250	0.00951	0.01068	0.01036
10	-0.01437	0.00965	0.00237	0.00897	0.01051	0.00979
11	-0.01438	0.00914	0.00223	0.00846	0.01026	0.00926
12	-0.01435	0.00865	0.00211	0.00797	0.00995	0.00876
Sum	-0.14658	0.13953	0.03335	0.13099	0.10848	0.14952

고 있다. 유제품은 충격 초기에는 상대적으로 대단히 낮은 반응을 보이거나 충격 후 2분기(과일, 육류), 3분기(채소), 1분기(주류)에 가장 큰 반응을 보인 후 감소하는데 비해 충격 후 8분기까지 증가하고 있다. 주류는 충격 1분기에 가장 큰 반

응을 보이거나 비교적 빠른 속도로 감소하고 과일과 육류는 충격이 오래 지속되고 있다. 전반적으로 충격이 오래 지속된다. 전체적으로 충격이 오래 지속되고 있다. 12분기 경과 후 가장 큰 반응을 보인 것은 주류이며 그 뒤를 과일과 육류가

있으며 채소가 가장 낮은 반응을 보인다. 소득상승충격이 주어지면 충격 첫 번째 기간에 가장 큰 증가반응을 보이는 것은 주류에 대한 지출이며 다음으로 과일과 육류에 대한 지출이다. 장기적으로도 주류지출이 가장 크게 증가하여 과일과 육류지출이 증가한다.

IV. 요약 및 결론

식료품비에 대한 지출의 변화가 어떻게 이루어지고 있는가를 보기 위해 먼저 변수의 단위근 검정과 모형의 안정성 검정을 실시하여 도입모형이 안정적임을 확인한 후 OLS 기법을 적용하여 모형을 추정하였다. 추정 결과 주류, 육류, 과일의 탄력성은 1보다 크나 채소와 유제품은 1보다 작았다. 주류의 소득탄력성은 1보다 클 뿐만 아니라 가장 커서 소득이 증가하거나 또는 감소할 경우 지출의 변화가 가장 크게 이루어지는 것으로 나타났다. 이에 비해 유제품에 대한 지출은 소득이 감소하여도 크게 감소하지 않았다. 또한 오차수정계수를 통해 채소와 과일의 소비를 줄이는 것보다 육류의 소비를 줄이는 것이 더 어렵고 육류보다 주류의 소비를 줄이는 것이 더 힘들며 유제품의 소비를 줄이는 것이 가장 어렵다는 것을 알 수 있었다. 이동회귀계수의 추정을 통해 소득증가가 육류와 유제품에 미치는 영향력이 점차 강해지고 있어서 육류와 유제품에 대한 소비증가가 더욱 가속화될 것을 예상할 수 있다. 소득 증가충격에 대해 주류는 즉각적인 큰 반응을 보인 후 서서히 감소하는데 비해 유제품은 초기에는 작은 반응을 보이나 오랫동안 반응이 커지는 특성을 보여 소득증가의 경우 단기간에 술 소비가 크게 증가할 것이라는 점과 우유의 소비는 서서히 시간을 두고서 증가할 것이라는 것을 알 수 있었다.

종합해보면 우리가 예상한대로 식료품과 주류에 대한 지출은 크게 늘거나 줄지 않을 것이라는 것을 OLS 추정을 통해 알 수 있다. 품목에 따라 소득탄력성 크기에 차이가 있거나 어떤 의미를 부여할 정도로 차이가 있지는 않기 때문이다. 예를 들어 육류, 주류, 과일류의 소득탄력성이 1보다 커서 소득에 대해 탄력적인 것으로 분류되나, 계수 크기가 1.1 수준에 불과하다. 소득증가를 보다 약간 더 높거나 낮은 크기로 지출증가가 이루어지고 있는 것이다. 따라서 OLS에 의한 추정 결과가 우리에게 보여주는 것은 상식적인 것이라고 할 수 있다. 그러나 동태적 조정과정 분석을 통해 단기적으로 유제품에 대한 소비축소는 대단히 어렵다는 것과, 주류에 대한 소비억제 역시 쉽지 않다는 것을 알 수 있었다. 유제품과 이에 미치지 못하는 주류가 우리 식생활에 깊숙이 들어와 있다는 것을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 시간이 흐름에 따라 식생활에도 변화가 이루어져, 채소와 과일에 대한 선호가 육류, 주류, 유제품에 대한 선호로 바뀌고 있으며, 여기에서도 육류와 유제품에 대한 선호도는 빠르게 증가하는데 비해 주류에 대한 선호도는 느리게 증가하고 있다.

결론적으로 소득증가가 있게 되면 가장 먼저 지출을 늘리는 것이 주류이며 그 다음으로 과일과 육류라는 것과 지출을 줄이고자 할 때 애로를 크게 겪는 품목이 유제품과 주류라는 것, 그리고 시간이 흐름에 따라 육류에 대한 선호도가 가장 빠르게 높아지고 있다는 것을 본 논문이 발견한 주요 포인트라고 할 수 있다. 그러나 이러한 결과는 가계 구성의 특징, 소득계층, 학력, 직업에 따라 다를 수 있기 때문에 이에 대한 연구도 같이 이루어져야 할 것이다.

■ 참고문헌

- Abdel-Ghany M, Silver JL. 1998. Economic and demographic determinants of canadian households use of and spending on alcohol. *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 27(1):62-90
- Douthitt RA, Fedyk JM. 1988. The influence of children on family life cycle spending behavior: theory and application. *J of Consumer Affairs*, 22:220-247
- Engle RF, Granger CWJ. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-276
- Engle RF, Yoo BS. 1987. Forecasting and testing in co-integrated systems. *J of Econometrics*, 35:143-159
- Fan J, Stafford K. 1994. Determinants of consumer expenditure patterns. *Consumer Interest Annual*, 40:239-246
- Huang J, Bouis H. 2001. Structural changes in the demand for food in Asia: empirical evidence from Taiwan. *Agricultural Economics*, 26:57-69
- Jho KH. 1999. Econometric analysis on factors of food demand in the household: comparative study between Korea and Japan. *Korean J. Food Culture*, 14(4):371-383
- Ju IS, Yang SJ. 1997. Household expenditure patterns and its characteristics. *J. of the Korea Home Economics Association*, 35(1):277-290
- Kang JH, Jeong HJ. 2008. Measuring the causal relationship among factors influencing attitude toward meat and consumption behavior. *Korean J. Food Culture*, 23(3):328-335
- Kim SY. 2008. Decomposition analysis of changes in consumers' food consumption expenditure. *The Korean J. of Agricultural Economics*, 49(4):65-82
- Kim YS, Mo SW. 2004. Salary and wage earner households' perceptions on the eating-out. *Korean J. Food Culture*, 19(6):630-639
- Kim JH, Choe HC. 2002. A study on the consumption expenditure styles of urban households based on the income elasticity. *J. of Consumer Studies*, 13(4):269-292
- Kim HR, Choe HC. 1999. The influences of household income and asset in the consumption expenditures according to housing tenure. *J. of the Korea Home Economics Association*, 37(10):91-106

- Lino M. 1990. Expenditures on a child by husband-wife families. *Family Economics Review*, 3(3):2-18
- Park MH, Yeo JS. 2000. Analysis of private educational expenditures of Korean Households. *J. of the Korea Home Economics Association*, 38(12):189-206
- Rho HY, Kim SY. 2009. Observing changes in demand for food diversity over time based on household data. *The Korean J. of Agricultural Economics*, 50(2):27-44
- Ryu BS, Shin SS. 1996. An analysis of food consumption qway from home for urban household in Korea. *Korean J. of Agricultural Management and Policy*, 23(1):1-24
- Thiele S, Weiss C. 2003. Consumer demand for food diversity: evidence from Germany. *Food Policy*, 28(2):99-115
- Woo MH, Lee JH, Jeong IJ. 2003. The influence of macro economic environmental change on the food service industries. *J. of Leisure and Tourism*, 15(2):79-98
- You SY, Park HJ. 2004. A study of consumption behavior considering adult equivalent scales for urban household-food expenditure and eating-out expenditure. *Korean J. of Agricultural Management and Policy*, 31(3):427-443
- Yuh YK, Yang SJ. 2001. Differences in consumption patterns of various household types. *J. of Consumer Studies*, 12(4):65-81

2011년 2월 14일 신규논문접수, 4월 6일 수정논문접수, 4월 19일 수정논문접수, 4월 19일 채택