

농업부문 공익광고의 경제성 분석

-낙농자조금 공익광고의 우유소비확대 효과를 중심으로-

On the Economic Evaluation of Generic Advertisement in Agriculture: The Case of Dairy Checkoff Program

유 도 일* (Do-il Yoo)

김 관 수** (Kwansoo Kim)

ABSTRACT

The purpose of this study is to evaluate the economic impacts of generic advertisement in an agricultural sector. In particular, we pay attention to the effects of dairy checkoff program on dairy markets in Korea. In 2003, 87.7% of dairy checkoff fund was used for generic fluid milk advertising. This paper examines the impacts of generic milk advertising expenditures on fluid milk sales by estimating advertising response elasticities of both generic and brand advertisement. The results indicated that generic milk advertising had a positive impact on milk sales. In addition, the model was simulated to estimate the impact of generic milk advertising on milk consumption from 2002~2003. An estimated benefit-cost ratio in 2003 was 23.7 indicating that every won invested into dairy checkoff returned ₩23.7 back in terms of revenue to dairy farmers.

Key words : dairy checkoff, generic milk advertising, advertising response elasticities, PDL

* University of Wisconsin-Madison, Department of Agricultural and Applied Economics 박사과정

** 교신저자: 서울대학교 농경제사회학부 조교수(kimk@snu.ac.kr). 심사과정에서 세심한 지적과 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사를 표합니다.

I. 서 론

미국 광고대행사 협회의 정의에 따르면 광고는 “소비자에게 자기 제품의 판매나 서비스의 이용을 궁극적인 목표로 삼고, 이에 필요한 정보를 미디어를 통해 유료(有料)로 전달하는 일체의 행위”를 말하며, 그 주된 기능은 정보제공과 설득이다. 미국의 경우 농업부문에서 광고가 차지하는 비중은 지속적으로 증가하고 있으며, 특히 자조금(check-off fund)을 이용한 공익광고는 1970년대 이후 많은 주목을 받아왔다(Schmit and Kaiser, 2004). 우리나라의 경우에도 최근 농업부문에 있어서 공익광고가 주목을 받기 시작하였다. 농업부문의 공익광고는 품목별 수요촉진을 통하여 생산자 이익을 증대시키고, 나아가 소비자에게도 정확한 정보를 제공하는 편익이 있는 것으로 알려져 있다(Kaiser, 2000; United States Department of Agriculture, 2004).

우리나라 농업부문 공익광고 중 대표적인 것은 낙농부문의 공익광고이다. 낙농부문의 광고는 판매내용과 광고주에 따라 유업체가 각 제조업체명과 개별 브랜드에 바탕을 두어 실시하는 상표광고(Brand Advertisement)와 1999년부터 낙농자조금 및 정부보조금을 이용하여 한국낙농육우협회와 농림부에서 공동으로 실시하고 있는 우유 소비촉진 공익광고(Generic Advertisement)의 두 가지로 구분된다. 한국광고데이터(KADD: Korea Advanced Digital Data Inc.)의 자료에 따르면 유업체의 TV, 라디오, 신문, 잡지 상표광고비 총액은 2003년 기준으로 약 458억 원에 달한다. 반면 공익광고 총액은 약 19억 원에 불과한 것으로 나타나(한국낙농육우협회, 2004), 유업체들에 의한 상표광고가 우유 광고의 대부분을 차지하고 있는 실정이다.

낙농자조금에 의한 공익광고는 우유 소비촉진을 통하여 1990년대 말부터 장기간 지속되고 있는 우유 수급불균형 문제를 해소하고, 궁극적으로 국내 낙농산업의 활성화와 낙농가의 수익 증대를 목표로 하고 있다. 반면에 상표광고는 자사 제품의 시장점유율 제고를 목적으로 주어진 전체시장 수요에서 경쟁사 대비 자사제품의 판매촉진을 목표로 한다는 점에서 공익광고와 구분된다. 그러나 이러한 과정에서 이들 상표광고 또한 전체 낙농시장의 수요촉진에 기여하고 있다는 주장도 무시할 수 없다. 따라서 상표광고 역시 낙농부문 공익광고효과 분석의 틀에 직접적으로 도입되어야 할 것으로 판단된다. 이러한 관점에서 낙농자조금에 의한 공익광고와 유업체에 의한 상표광고의 효과를 동시에 고려한, 우유 시장에서 공익광고의 소비촉진효과에 대한 실증적 분석은

공익광고의 경제적 효과에 대한 보다 정확한 평가를 가능하게 할 것으로 생각된다.

1984년부터 낙농자조금사업을 시행해오고 있는 미국의 경우¹⁾, 그 규모와 역사를 바탕으로 자조금사업의 경제적 효과에 대한 많은 연구가 이루어져 있다. 특히 자조금사업의 핵심인 우유 및 치즈 공익광고(Generic fluid milk and cheese advertising)가 낙농시장에 미치는 경제성에 대한 연구가 활발하게 이루어졌다. Kaiser and Chung(1999, 2002)은 공익광고가 우유 및 유제품 판매에 어떠한 영향을 끼치는가를 분석하기 위하여 우유판매량을 종속변수로 하고, 우유가격, 우유 공익광고 지출액, 소득 등을 독립변수로 하는 double log(자연대수-자연대수) 모형을 설정, 탄성치를 추정하여 그 반응정도를 분석하였다. Schmit and Kaiser(2004)는 우유 및 치즈 광고탄성치의 시간에 따른 변화에 주목하였다. 특히 연령, 인종, 외식을 주요 독립변수로 설정하였는데, 이에 따르면 우유의 경우는 6세 이하 어린이들을, 치즈의 경우는 아시아/히스패닉(Asian/Hispanic) 계열의 사람들을 광고의 주된 타겟층으로 설정하는 것이 효과적이란 결론을 도출하였다. 그러나 우리의 경우는 아직 자조금사업의 역사가 길지 않으며 미국과의 사회적 배경 차이에 따라 이들이 이용한 모형을 직접 적용하기에는 무리가 따른다.

국내에서도 낙농자조금사업이 시작된 1999년부터 해마다 그 경제적 평가에 관한 연구가 이루어져 왔다. 이에 따르면 낙농자조금 1원 대비 1999년 57원, 2000년 24원, 2001년 25원, 2002년에는 9원의 경제적 효과²⁾가 각각 발생하였다고 추정되었다(박종수, 권용대, 2000, 2001a, 2001b, 2002, 2003). 그러나 이 연구에서는 우유 수요에 영향을 미치는 변수들로 단순히 계절성, 우유가격, 소득의 세 가지³⁾만이 고려되고, 우유의 상표광고 지출액은 물론 낙농자조금사업의 핵심인 공익광고 지출액이 분석모형에 포함되지 않았기 때문에 직접적인 광고효과의 측에는 한계가 있는 것으로 판단된다. 현재까지 우리나라 낙농부문의 광고에서 대부분을 차지하고 있는 상표광

1) 국가 프로그램(national program)에는 100파운드(약44리터)의 우유에 5센트(약 60원), 지역 프로그램(authorized regional, state, or local program)에는 100파운드의 우유에 10센트(약 120원)의 광고/홍보/연구/영양교육비가 할당되어있다. 2001년에는 약 2억5천3백만 달러(약 3,043억 원)의 낙농자조금이 낙농 진흥 및 광고와 관련 연구에 사용되었다(USDA, 2004).

2) 낙농자조금 중 정부보조금을 제외할 경우는 1원 대비 2001년 45원, 2002년 18원으로 추정되었다.

3) 변수의 지표로 월별 더미변수(monthly dummy variable), 백색시유의 월별 시판가격지수, 동행종합지수 순환변동치(cycle of coincident composite index)가 각각 활용되었다.

고의 효과와 공익광고의 효과를 상호 연결하여 동시에 분석한 연구는 거의 없는 실정이다.

본 연구는 농업부문 공익광고의 경제적 효과에 대한 계량경제학적인 분석의 틀을 개발하고, 이를 이용하여 낙농자조금사업의 핵심인 우유 소비촉진 공익광고의 경제적 효과를 실증적으로 분석하는 것을 주된 목적으로 한다. 우리나라 낙농부문에서의 공익광고의 소비촉진효과에 대한 실증적 분석을 위해 거시 자료에 기초한 계량경제학적인 분석을 실시하고자 한다. 더욱이 우유 소비촉진 공익광고에 의한 소비촉진 효과, 그리고 유업체가 실시하는 상표광고의 전체시장 수요촉진 효과를 함께 모형에 포함하여 추정함으로써 우리나라 낙농부문에서 상표광고와 공익광고가 가지는 차별성에 대한 실증적 분석을 시도한다.

위에서 제시된 연구목적을 달성하기 위하여 다음의 연구방법이 사용되었다. 우선 우유 소비량에 영향을 미칠 것으로 예상되는 독립변수들(우유 가격, 1인당 가처분 소득, 5~9세 인구비율, 계절 더미변수, 검은콩 우유 시판 더미변수, 상표광고 및 공익광고 지출액 등)과 함께 우유 소비량을 종속변수로 하는 자연대수-자연대수 형태의 소비 함수를 추정하여 각 독립변수들의 탄성치를 추정하였다. 다음으로 광고가 지나는 동태적 효과(dynamic effects)를— t 기의 광고는 $t+j$ 기($j=1, 2, 3, \dots$)의 소비에 영향을 미친다는 점에서—고려하기 위해 전기의 광고 지출액을 분석 모형에 도입하여 이월효과(carryover effects)를 추정함으로써 보다 실질적인 광고효과 추정을 시도하였다. 아울러 이러한 추정결과를 바탕으로 2003년도 공익광고의 수익률을 계측하였다. 분석에는 1999년부터 2003년까지의 월별 자료를 이용하였으며, 이상의 분석을 위해 본 연구에서는 PDL(Polynomial Distributed Lag) 모형이 시도되었다(Kaiser, 2000; Kaiser and Chung, 1999, 2002). PDL 모형을 이용한 이유는 이 모형이 상대적으로 짧은 시계열 자료의 분석에 용이하다는 장점이 있기 때문이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제 II 장에서는 우유소비에 영향을 미치는 여러 시계열 변수들이 우유 소비량과 어떠한 관계를 맺는가를 살펴보기 위하여 PDL 모형에 바탕을 둔 우유 소비함수를 설정하고 이를 추정한다. 아울러 추정된 공익광고의 탄성치들을 이용, 우유 매출액 대비 공익광고의 수익률을 도출하여 공익광고의 경제적 효과를 분석한다. 마지막으로 제 III 장에서는 앞의 내용을 요약·정리하고 결론을 도출할 것이다.

II. 분석모형과 추정결과

1. 분석모형

우유 소비에 영향을 미칠 것으로 판단되는 경제변수들로써는 우유 공익광고(Generic Advertisement)비용 및 상표광고(Brand Advertisement)비용과 함께 우유 가격, 1인당 가처분 소득, 5~9세 인구비율, 계절 더미변수, 검은콩 우유 시판 더미변수 등이 고려된다. 상기 제시된 변수들을 모두 독립변수로, 그리고 우유 소비량을 종속변수로 하는 우유 소비함수의 일반형(general form)은 다음과 같이 나타난다.

$$(1) \quad QM = f(PD, I, GAD, BAD, NAGEP, BLACK, Q1, Q2, Q3)$$

식 (1)에서 변수들이 의미하는 바는 다음과 같다. QM은 우유 소비량, PD는 우유 시판가격, I는 1인당 국민 가처분 소득(NDI: National Disposable Income), GAD는 낙농자조금사업으로 시행되는 우유 소비촉진 공익광고비용, BAD는 유업체의 우유 상표광고비용, NAGEP는 5~9세 인구 구성 비율, BLACK은 검은콩 더미변수, Q1, Q2, Q3는 계절 더미변수들을 각각 의미한다.

서론에서 밝혔듯이 본 연구의 목적은 낙농자조금사업 하의 우유 소비촉진 공익광고를 중심으로 농업부문 공익광고의 경제적 효과를 분석하는 것이다. 따라서 식 (1)의 모형 분석은 공익광고에 초점을 맞추어 이루어진다. 단, 상표광고 역시 우유 소비에 영향을 미치므로 이 둘을 동시에 고려하되, 공익광고와 상표광고의 효과가 어떠한 차이점을 보이는가에 주목한다. 이상의 광고 효과들을 분석하는 데에는 일반적으로 효과 감퇴이론(Wearout Theory)⁴⁾이 적용된다(Schmit and Kaiser, 2004). 이에 따르면 특정 주제의 공익광고나 상표광고가 방송되는 기간 동안 소비자들의 반응 정도는 일정하지 않고 시간 경과에 따라 다르게 나타나므로(Kinnucan, Chang, and Venkateswaran, 1993), 분석모형 내에서 공익광고비용 및 상표광고비용은 이월효과(carryover effects)⁵⁾를 고려하여 시차변수(lagged variables)로 설정된다.

4) 광고의 과잉노출 및 시간 경과에 따라 광고물을 보고 반응하는 효과가 감소되는 현상을 말한다.

5) 한 시점에서 접한 광고 메시지, 즉 t 기의 광고는 그 시점을 넘어 $t+i$ 기($i=1,2,3, \dots$)에도 영향력이 남아 있다는 것을 의미한다.

이러한 이월효과를 반영, 수요에 대한 광고의 동태적인 특성을 다루어 분석하는 모형으로는 분배시차모형(distributed lag models)이 유용하게 활용된다(Schmit and Kaiser, 2004). 분배시차모형은 시차길이(lag length)에 따라 유한분배시차모형(finite distributed lag models)과 무한분배시차모형(infinite distributed lag models)으로 구분된다(Greene, 2000). 우유 공익광고의 경우 낙농자조금사업이 1년 단위로 시행되고 있고, 비용 규모도 크지 않아 보통 단일 광고주체가 1년 이내의 기간 동안 활용되므로 소비자들은 하나의 광고 주제를 최대 12개월 동안 접하게 된다. 상표광고의 경우는 유업체들의 프로모션 비용이 낙농자조금사업의 광고비용과는 비교할 수 없을 정도로 규모가 커서⁶⁾ 소비자들은 동시에 다양한 주제의 광고를 접할 수 있고, 그 교체주기도 훨씬 짧다. 이상에서 본 논문은 우유 공익광고의 이월효과가 있는 시차를 최대 12개월 이내로 설정하고, 상표광고의 경우는 그보다 짧다고 가정하여, 시차길이가 유한한 경우에 해당되는 유한분배시차모형을 분석모형으로 다룬다.

유한분배시차모형을 추정함에 있어서 관건은 시차길이를 적합하게 설정하는 것이지만, 실제 분석에서 최적의 시차길이를 도출해낸다는 것은 쉬운 문제가 아니다. 특히 시계열자료가 단기일 경우에는 오차항에 상관관계가 존재하거나, 시차변수들 간에 다중공선성(multicollinearity)이 발생할 가능성이 크다. 이 경우 주로 시차계수들을 파라미터들로 이루어진 함수 형태로 매개변수화(parameterize)하는 방식으로 제약을 두어 해결하는데, 가장 대표적인 예가 바로 다항시차분배(PDL: Polynomial Distributed Lag)⁷⁾ 모형이다(Greene, 2000). 우선 본 연구에서 시차변수는 우유 공익광고와 상표광고 두 가지이므로, 두 개의 시차변수가 포함된 유한분배시차모형을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(2) \quad y_t = \alpha + \sum_{i=0}^p \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^r \gamma_i z_{t-i} + \delta' V_t + \epsilon_t \quad .$$

식 (2)의 경우는 제약식 없는 유한분배시차모형(unrestricted finite distributed lag model)으로 y_t 는 종속변수, α 는 상수항, x_t , z_t 는 분배시차 효과가 있는 회귀변

6) 2000년 기준 실질금액으로 1999년부터 2003년까지 평균 월별 광고비용을 비교하면, 상표광고는 약 24억 3천 여 만원으로 공익광고의 1억9천 여 만원에 비해 그 규모가 약 12.5배에 달한다.

7) S. Almon(1965)이 처음으로 제안하여, Almon lag polynomials라고도 불린다(Greene, 2000).

수(regressor)들이다. 아울러 β_i , γ_i 는 시차계수, p , r 은 시차길이, V_t 는 공변량(covariate)들의 벡터, δ 는 공변량 벡터의 파라미터 벡터, ϵ_t 는 평균이 0, 분산이 σ_ϵ^2 인 분포를 따르는 오차항을 각각 의미한다.

다음으로 PDL 모형을 설정하기 위하여 식 (2)의 시차계수들 β_i , γ_i 에 적용되어야 할 제약식들은 각각 다음과 같이 나타난다.

$$(3) \quad \beta_i = \eta_0 + \sum_{j=1}^q \eta_j f_j(i) \quad (\text{단, } q \leq p)$$

$$(4) \quad \gamma_i = \theta_0 + \sum_{j=1}^s \theta_j g_j(i) \quad (\text{단, } s \leq r)$$

원칙적으로 시차계수 β_i , γ_i 는 다항식곡선(polynomial curve) 상에 있다고 가정되는데, PDL 모형의 경우 파라미터들을 효율적으로 추정하기 위해 직교다항식(orthogonal polynomials)을 적용(Emerson, 1968), 식 (3), (4)와 같이 제시된다. q , s 는 다항식의 차수(degree)들로 모두 시차길이 p , r 보다 작거나 같게 설정되어 있다. 시차길이보다 작은 차수는 보다 정확한 시차분포(lag distribution)를 포착해내기 때문에 다중공선성이 발생할 경우 이를 해결하는 역할을 한다. $f_j(i)$, $g_j(i)$ 는 i 시차에서 j 차 다항식을, η_j , θ_j 는 자료로부터 추정되는 계수들을 각각 의미한다. 이 상에서 제약식 (3), (4)를 식 (2)의 시차계수들 위치에 대입하여 PDL 모형을 얻어내고 파라미터들을 추정한다.

2. 분석자료

본 연구에는 낙농자조금사업이 처음 시행된 1999년 1월부터 2003년 12월까지를 분석기간으로 설정하였다. 먼저 QM은 농림부와 낙농진흥회에서 해마다 발간하는 낙농편람에 제시된 월별 우유 소비량⁸⁾에 근거한다. 이는 시판되는 원우유와 가공유 등

8) 국내에서 생산된 원유 중 수출물량을 제외한 소매시장의 소비량을 자료로 활용하였으며, 백색시유(원우유)와 가공우유만을 합한 양이다. 분유(전지, 탈지, 조제), 발효유(액상, 호상), 조제우유, 탈지유, 유산균음료, 기타 유제품(치즈, 버터, 크림) 등은 제외된다.

을 모두 합한 양이다. 1인당 국민 가처분 소득 I는 통계청에서 해마다 발표하는 국민 가처분 소득(NDI: National Disposable Income)을 각 연도별 인구수⁹⁾로 나누어 구했다. 우유의 시판가격을 반영하는 PD는 통계청에서 제공하는 배달우유 소비자 물가지수(CPI: Consumer Price Index)¹⁰⁾를 사용하였다. I와 PD는 모두 우유 대체재에 해당하는 차, 음료의 소비자 물가지수(2000=100)로 디플레이트 하여 실질 값으로 전환하였는데, 이는 우유 대체재 가격과 우유 가격 및 소득 간에 나타나는 상관관계를 모형에 반영하기 위함이다(Kaiser, 2000).

〈표 1〉 변수들의 기초통계량

변수	내용	단위	평균
QM	우유 소비량(소매)	톤	136,435.02 (19,722.64)
I	1인당 국민 가처분 소득	원	11,147,497.92 (1,247,049.90)
PD	배달우유 소비자 물가지수 / 차, 음료 소비자 물가지수		99.31 (1.64)
GAD	우유 소비촉진 공익광고 지출비용	원	195,564,955 (136,190,810)
BAD	유업체의 우유 상표광고 지출비용	원	2,435,818,075 (1,170,644,530)
NAGEP	5~9세 인구 구성 비율	%	7.37 (0.13)

주: ()안의 숫자는 표준편차(Standard Deviation)를 의미

- 9) 2000년도 인구총조사를 토대로 한 추계인구를 사용하였다. 이는 인구총조사가 5년에 한 번 실시되므로 연도별 인구동향을 반영하기 위한 것이다.
- 10) 배달우유 소비자물가지수의 기준년도는 2000년이며, 시판우유 소비자물가지수 대신 배달우유 소비자물가지수를 사용한 이유는 다음과 같다. 소비자가 소매시장에서 직접 구매하는 시판우유의 경우 유통기한이 배달우유보다 상대적으로 긴 멸균유 등이 포함되고, 흰우유 소비의 정체 및 가공유 시장의 확대라는 최근의 시장추세에 따라 가공유가 차지하는 비중이 상대적으로 클 것으로 예상된다. 그러나 배달우유는 주로 자녀가 있는 가구단위로 구매되고, 그 종류도 가족구성원 건강에 대한 관심으로 인해 대개 유통기한이 짧은, 즉 신선도가 높은 흰우유가 주종을 이룬다. 이러한 관점에서 배달우유 소비자물가지수가 시판우유 소비자물가지수보다 흰우유 가격을 반영하는 데에 더 적합한 디플레이터(deflator)로 여겨져 본 연구의 분석목적인 낙농자조금사업의 흰우유 소비촉진효과 분석에 사용되었다.

GAD는 월별로 라디오와 TV에서 방송된 우유 공익광고비용을 모두 합한 액수로, 출처는 한국낙농육우협회에 소속된 낙농자조활동자금관리위원회 주관으로 매년 보고되는 낙농자조활동자금사업 실적 및 수입·지출 결산서이다. 물가 변동을 고려하기 위해 광고 부문 생산자 물가지수(통계청 제공, 기준년도 2000=100)로 디플레이트 하였다. BAD는 유업체들의 월별 우유 상표광고 지출비용으로, 데이터들은 KADD에서 제공하는 매체전략 종합시스템(M. POPS: Media Planning, Optimizing and Purchasing System)을 통하여 도출되었다. 이들은 TV, 라디오, 신문, 잡지 등 모든 미디어에 실린 우유 광고들의 월별 지출액을 유업체¹¹⁾별로 총합하여 산출한 것이다. BAD 역시 광고 부문 생산자 물가지수(기준년도 2000=100)로 디플레이트 하였다. NAGEP는 통계청의 연령별 추계인구에서 전체 인구 대비 5~9세 아동의 인구비율¹²⁾을 계산한 것이다. 이는 아동기에 해당하는 5~9세 아동들이 우유 소비 증가와 가장 밀접하게 관련되는 소비계층이라는 데에서 근거한다. Q1, Q2, Q3는 계절더미 변수로 겨울에 소비량이 줄고, 여름에는 늘어나는 우유의 계절성을 반영하기 위한 것이다. 본 연구에서는 1~3월인 경우 Q1=1, 4~6월은 Q2=1, 7~9월은 Q3=1로 설정하고 그 외의 경우는 모두 값을 0으로 취하였다. BLACK은 검은콩우유의 시판과 관련된 더미변수이다. 우유의 소비량은 정체, 혹은 하향세를 보이는 반면 최근 건강에 대한 관심으로 기능성우유 및 가공유는 소비량이 증가하는 추세를 보임에 따라, 2003년 3월부터 시판에 들어간 검은콩 우유가 가공유를 포함하여 전체 우유 소비량을 늘리는데 일정 부분 역할을 하였다는 가정 하에 1999년부터 2003년 2월까지의 BLACK=0, 2003년 3월부터 2003년 12월까지의 BLACK=1로 설정하였다.

3. 분석모형의 추정

1절에서 제시된 식 (1)의 변수들을 식 (2)~(4)와 연결하면 종속변수 y_t 는 QM을, 시차변수인 x_t , z_t 는 각각 BAD, GAD를 의미하고, 나머지 변수들은 모두 공변량 벡터 V_t 에 포함된다. 이를 바탕으로 자연대수-자연대수(double log) 형태의 우유 소

11) 광고주인 유업체는 건국대학교, 남양유업, 롯데햄우유, 매일유업, 부산우유, 비락, 서울우유, 연세우유, 한국네슬레, 빙그레, 엠디푸드코리아, 파스퇴르유업, 한국 야쿠르트, 해태유업, 삼양식품, 축협중앙회, 효자원, 등이다.

12) 연도별 인구자료를 반영하기 위하여 추계인구를 사용하였다.

비함수를 구체화하면 다음과 같다.

$$(5) \quad \ln QM_t = \alpha + \sum_{i=0}^p \beta_i \ln BAD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \gamma_i \ln GAD_{t-i} + \delta_1 \ln I_t + \delta_2 \ln PD_t \\ + \delta_3 \ln NAGEP_t + \delta_4 BLACK_t + \sum_{k=1}^3 \zeta_k Q_{t,k} + \epsilon_t$$

자연대수-자연대수 모형에서는 파라미터의 추정치들(estimates)이 곧 탄성치들을 의미하므로, 각 독립변수들이 1% 변화할 때 종속변수가 어느 정도의 영향을 받게 되는지를 % 변화를 통해 수량적으로 파악하기가 용이하다는 장점이 있어 광고효과를 계측하는 데에 널리 활용된다(Kaiser and Chung, 1999, 2002). 예를 들어 식 (5)에서 GAD의 파라미터 γ_i 는 $t-i$ 시차의 우유 공익광고 탄성치를 의미한다. 즉 γ_i 는 $t-i$ 기 공익광고비용이 1% 증가(감소)하면 우유 소비량이 $\gamma_i\%$ 증가(감소)한다는 것을 나타낸다. 이러한 식으로 β_i 는 $t-i$ 시차의 우유 상표광고 탄성치를, 그리고 δ_1 , δ_2 , δ_3 은 각각 소득 탄성치, 우유 가격 탄성치, 5~9세 인구비율 탄성치를 의미한다. ϵ_t 는 평균이 0, 분산이 σ_ϵ^2 인 분포를 따르는 오차항이다. 한편 GAD가 0인 경우(1999년 1~6월, 2000년 2, 3, 5월, 2001년 3월)는 자연대수가 정의되지 못하므로 1원의 광고비용이 사용되었다고 임의로 가정하였다.

위 소비함수 파라미터의 추정치, 즉 탄성치들을 통하여 각 독립변수들이 우유 소비량에 어느 정도의 영향을 미치는가를 알 수 있다. 특히 본 연구의 목적에 부합하여 GAD 및 BAD의 시차별 탄성치들에 주목할 필요가 있는데, 이들은 곧 이월효과가 시차별로 어떻게 분포하는가를 파악할 수 있기 때문이다. 따라서 광고효과는 광고가 실시된 시점에만 유효한 것이 아니고, 여러 시점동안 분배될 것이라는 보편적인 가정(Liu and Forker, 1990; Kaiser and Reberte, 1996) 하에 GAD 및 BAD의 시차계수들에 대한 직교다항식 형태의 제약식 (2), (3)을 식 (5)에 적용하여 PDL 방식으로 각 탄성치들을 추정한다. 모형의 추정에는 SAS 8.2의 PDLREG(Polynomial Distributed Lag Regression) procedure를 사용하였다.

식 (2), (3)에서 다항식의 차수를 결정하는 q , s 의 최적 값은 PDLREG procedure를 실행하여 직교다항계수(orthogonal polynomial coefficients)들인 η_0 , η_1, \dots, η_q 및 θ_0 , $\theta_1, \dots, \theta_s$ 의 추정치¹³⁾들의 t-통계량 및 유의확률로 유의성을 검정하

여 결정하였다. 본 연구에서 설정한 모형의 경우 BAD는 $\hat{\eta}_1$ 과, 그리고 GAD는 $\hat{\theta}_2$ 과 관련된 유의성 검정이 다른 어떤 경우보다도 양호한 것으로 나타났다. 이는 상표광고(BAD)의 경우 $q=1$, 공익광고(GAD)의 경우 $s=2$ 가 최적의 시차임을 의미한다. 따라서 시차계수 β_i , γ_i 의 제약식 (2), (3)에서 상표광고의 경우는 $f_j(i)$ 를 1차 PDL 다항식으로, 공익광고의 경우는 $g_j(i)$ 를 2차 PDL 다항식으로 설정하여 식 (5)에 적용하였다. 식 (5)의 p , r 은 시차길이를 의미하는데, 앞 절에서 밝혔듯이 공익광고의 경우는 단일 광고주제가 최대 1년을 넘지 않으므로 12개월 미만으로, 상표광고의 경우는 광고주제 자체가 다양하고 그 교체주기도 훨씬 짧으므로 p 를 r 보다 작게 설정한다. 본 연구에서는 BAD와 관련된 시차길이인 p 는 5, GAD와 관련된 r 은 11로 설정하여 모형을 추정하였다.¹⁴⁾ 한편, 식 (5)의 시차길이와 식 (2), (3)의 다항식 차수는 각각 $q=1 < p=5$ 와 $r=2 < s=11$ 로 나타나 PDL procedure를 실행하는 데에 있어 보다 정확한 시차분포를 포착해내어 다중공선성의 문제를 해소할 수 있었던 것으로 추정되었다(Greene, 2000).

4. 추정 결과

식 (5)를 PDLREG procedure로 추정한 결과 R^2 값이 0.7246으로 본 연구에서 설정된 우유 소비모형은 72.46% 정도의 설명력을 갖는 것으로 나타났다. Durbin-Watson(DW) 통계량은 2.2825로 2에 근사적으로 가까운 것으로 나타나 오차항 ϵ_t 의 자기상관(autocorrelation)은 없는 것으로 파악되었다. 주요 경제변수들의 탄성치 추정결과는 다음 <표 2>에, 상표광고비용 및 공익광고비용의 시차별 탄성치는 각각 <표 3> 및 <표 4>에 요약되어 있다.

앞 서 기술한 바와 같이 각 독립변수들이 우유 소비량에 어느 정도의 영향력을 미치는지는 <표 2>의 추정된 파라미터들, 즉 탄성치를 통하여 파악할 수 있다. 우선 소득탄성치 δ_1 의 경우 0.6015로 추정되었다. 일단 양(+)의 값을 가지므로 우유는 통상적으로 소득이 늘어나면 소비도 늘어나는 정상재(normal goods)임을 알 수 있다. 그

13) $\hat{\eta}_1$, $\hat{\eta}_2$, $\hat{\eta}_3$ 은 분배다항식에서 각각 linear coefficient, quadratic coefficient, cubic coefficient라고 정의된다.

14) PDL 모형에서 최적의 시차길이를 설정하는 것이 중요하다(Greene, 2000). 본 연구에서는 최적의 통계적 적합도(statistical fit)를 기준으로 삼아 시차의 길이를 결정하였다.

리고 소득이 1% 늘어나면 우유 소비량은 0.6015% 수준 증가하는 데에 그쳐 비탄력적인 것으로 파악되었다. 이는 미국에서 이루어진 선행연구¹⁵⁾ Kaiser(2000)의 0.180, Kaiser and Chung(1999, 2002)¹⁶⁾의 0.232, 0.426 및 Schmit and Kaiser(2004)의 0.418보다는 높은 수치이다.

〈표 2〉 주요 경제변수들의 탄성치 추정 결과

독립변수	의미	계수	계수의 추정치
Intercept	상수항	α	-9.2800 (20.1678)
lnI	1인당 국민 가처분 소득(NDI)	δ_1	0.6015 (0.7347)
lnPD	배달우유 소비자물가지수 /차, 음료 소비자 물가지수	δ_2	-1.6663** (2.2110)
lnNAGEP	5~9세 인구비율	δ_3	8.3235** (4.0949)
BLACK	검은콩우유 더미변수	δ_4	0.2846** (0.1222)
Q1	계절더미변수 1,2,3월	ζ_1	-0.1139** (0.0410)
Q2	계절더미변수 4,5,6월	ζ_2	0.001631 (0.0430)
Q3	계절더미변수 7,8,9월	ζ_3	-0.006802 (0.0340)

R^2 : 0.7246, Durbin-Watson: 2.2825

주: ()안의 숫자는 표준오차(Standard Error)를 의미

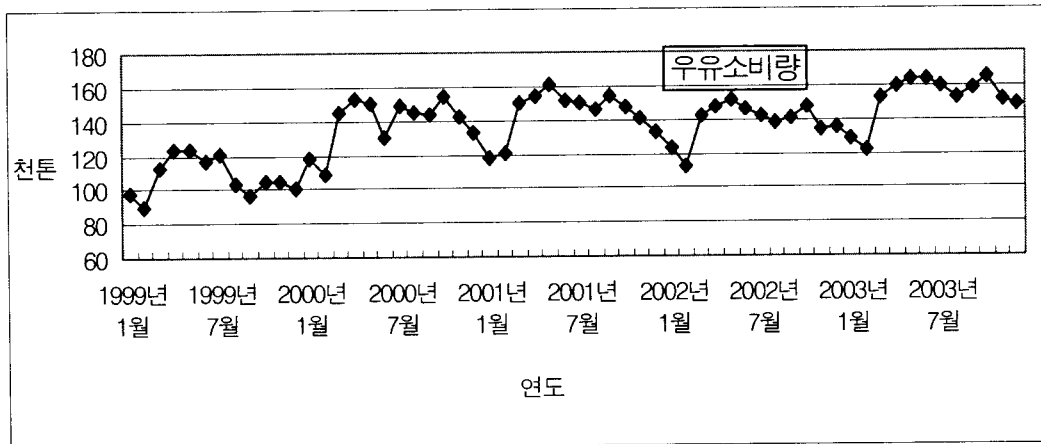
** : 유의수준 5%에서 통계적으로 유의

우유 가격탄성치 δ_2 는 -1.6663으로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 가격이 1% 오르면 우유 소비량은 1.6663% 감소하는 음(-)의 관계를 보였는데 이를 미국의 선행연구와 비교하면 Kaiser(2000)의 -0.170, Kaiser and Chung

15) 분석모형의 설정, 분석자료, 분석방법 등에 있어서 절대적인 비교에는 무리가 있지만, 자조급 사업의 선진국인 미국의 경우와 비교하기 위하여 참조하였다.

16) New York City의 경우에 한정된다.

〈그림 1〉 우유 소비량의 계절성



자료: 농림부, 낙농편람, 각 연도

(1999, 2002)의 -0.375 , -0.228 , 그리고 Schmit and Kaiser(2004)의 -0.039 에 비해 상대적으로 크게 탄력적인 패턴을 보인다. 이는 우리나라의 경우 미국과 같은 서구사회에 비해 상대적으로 우유를 주식으로 삼지 않기 때문인 것으로 생각된다. 계절더미변수(Q1, Q2, Q3)의 추정치들을 살펴보면 Q1(1~3월)의 경우만이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의했다. Q1의 추정치 ζ_1 의 부호는 음(-)으로 나타났는데 이는 우유 소비량이 겨울철에는 감소하는 계절성을 가진다는 사실과 일치한다(〈그림 1〉 참조).

5~9세 인구 비율(NAGEP)의 탄성치 δ_3 는 8.3235로 독립변수들의 파라미터들 중 가장 높게 나타났고, 유의수준 5%에서도 통계적으로 유의했다. 이는 5~9세 인구비율이 1% 증가하면 우유 소비량이 약 8.32%가량 늘어난다는 의미로, 우유 소비를 늘리기 위해서 5~9세 어린이 계층이 있는 가구에 대한 마케팅 전략의 중요성을 엿볼 수 있는 대목이다. 왜냐하면 아동기에 해당하는 5~9세 어린이들이 연령대가 더 높은 인구계층에 비해 훨씬 더 많은 양의 우유를 소비하기 때문이다. 특히 최근 5년간 전체 인구는 증가하는 반면 5~9세 인구는 2001년을 기준으로 오히려 감소하는 경향을 보이고 있다는 점에서 이 연령대 인구의 감소가 우유 소비량의 정체, 감소와 무관하지 않음을 파악할 수 있다.¹⁷⁾ 검은콩우유 더미변수(BLACK)에 대한 파라미터 추정치

17) 통계청의 연령별 추계인구에 따르면 전체인구는 1999년 46,616,677 명, 2000년 47,008,111 명, 2001년 47,342,828 명, 2002년 47,639,618 명, 2003년 47,925,318 명으로 점차 증가해왔으나, 동기간 5~9세의 경우는 각각 3,459,152 명, 3,521,464 명,

δ_4 는 0.2846으로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 부호가 양으로 나타남에 따라, 2003년 3월부터 시판된 검은콩우유는 가공유의 양을 증가시켰을 뿐만 아니라, 결과적으로 우유 소비량 전체의 증가에도 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다.

상표광고비용 BAD의 경우 소비자가 광고를 접하는 t 기부터 $t-5$ 기까지 탄성치들의 총합은 0.0748로 추정되었다(〈표 3〉 참조). 이는 t 기에 상표광고비용이 10% 늘어나면 우유 소비량이 $t-5$ 기까지의 기간에 걸쳐 평균 0.748%도 증가한다는 의미로 BAD가 우유 소비량을 증가시키는 데에 기여를 하고 있다는 것을 의미한다. 이 수치는 Kaiser(2000)의 0.015보다는 높게 나타났다.

〈표 3〉 상표광고비용의 시차별 탄성치

독립변수	의미	계수	계수의 추정치
$\ln \text{BAD}_t$	t 기 우유 상표광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	β_0	0.013946 (0.0139)
$\ln \text{BAD}_{t-1}$	$t-1$ 기 우유 상표광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	β_1	0.013356 (0.0110)
$\ln \text{BAD}_{t-2}$	$t-2$ 기 우유 상표광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	β_2	0.012766 (0.009520)
$\ln \text{BAD}_{t-3}$	$t-3$ 기 우유 상표광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	β_3	0.012175 (0.0102)
$\ln \text{BAD}_{t-4}$	$t-4$ 기 우유 상표광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	β_4	0.011585 (0.0126)
$\ln \text{BAD}_{t-5}$	$t-5$ 기 우유 상표광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	β_5	0.010994 (0.0160)
$\ln \text{BAD}_{t-i}$ $i=0, 1, \dots, 5$	우유 상표광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	$\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_5$	0.074822 (0.0304)

R^2 : 0.7246, Durbin-Watson: 2.2825

주: ()안의 숫자는 표준오차(Standard Error)를 의미

시차분포별 탄성치는 t 기가 0.013946으로 가장 높았으며, $t-1$ 기, $t-2$ 기, ..., $t-5$ 기가 차례대로 다음 순위를 차지하여 소비자가 광고를 처음 접하는 시점이 광고 효과가 가장 높고 시간이 지날수록 이월효과는 점점 감소하는 것으로 파악되었다. 단,

3,535,918 명, 3,500,255 명, 3,422,250 명으로 2001년을 정점으로 감소해 왔다.

통계적 유의성에 있어 신뢰구간이 가장 높게 나타난 $t-2$ 기 탄성치 β_2 의 경우조차도 81.14%에 그치는 등 β_i 의 추정치들은 90% 이상의 신뢰구간을 만족하는 것이 없었다. 이는 1999년 1월부터 2003년 12월까지 월별 데이터가 60개에 그쳐 시계열이 단기인 데에서 기인하는 것으로 생각된다. 또한 상표광고비용(BAD) 자료의 집계기준이 유업체의 광고주별이므로 분석에서 사용된 상표광고비용이 전적으로 우유 소비를 위한 것은 아니라는 점도 하나의 원인으로 생각된다. 즉 공익광고비용(GAD)의 경우는 광고주제가 우유에만 맞추어져 있으나 BAD의 경우는 유업체에서 생산하는 치즈, 요구르트, 빙과류 등의 기타 유제품에 대한 광고비용도 포함되어 있어 통계적 유의성이 낮게 추정된 것으로 생각된다. 이 점을 고려하여 <표 3>에 나타나 있는 상표광고비용 BAD의 탄성치 추정결과를 해석하는 데 세심한 주의가 필요하다.

공익광고비용 GAD의 $t-11$ 기부터 t 기까지 탄성치들의 총합은 0.0415로 추정되었다(<표 4> 참조). 이는 t 기의 공익광고비용이 10% 증가하면 우유 소비량은 방송된 시점인 t 기부터 $t-11$ 기까지 비교적 장기간에 걸쳐 평균적으로 0.4% 늘어남을 의미한다. 공익광고도 우유 소비량을 증가시키는데 양(+)의 효과가 있지만 그 정도는 BAD의 경우(0.749% 증가)보다 낮은 것으로 파악되었다. 이러한 수치는 Kaiser(2000)의 0.051, Kaiser and Chung(1999)의 0.0578보다는 낮았지만 Kaiser and Chung(2002)의 0.041, Schmit and Kaiser(2004)의 0.040과는 거의 유사한 수준이다. 한편, 시차계수 γ_i 의 탄성치들 중 가장 크게 나타난 것은 γ_6 의 0.005855로 광고효과가 우유 소비 증가에 가장 영향을 크게 주는 시기는 $t-6$ 기인 것으로 파악되었다. 이는 광고의 이월효과 측면에서 BAD의 경우와 다른 양상을 보이는데, 광고를 처음 접한 시기에 탄성치가 가장 높고 이후에 점차 효과가 감소했던 상표광고와는 달리 GAD의 경우에는 소비자들이 광고를 접한 시점보다 5~7개월 정도 후에 이월효과가 극대화되는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 미국의 선행연구와 시기, 크기 면에서 거의 같은 수준을 보였다. Kaiser and Chung(1999)의 경우 공익광고의 이월효과가 가장 크게 나타난 시차는 $t-5$, 6, 7기로 우리나라의 경우와 같았다. 그러나 탄성치는 0.00609, 0.0062, 0.0060로 우리나라보다는 약간 높게 추정되었다. Kaiser and Chung(2002)의 경우도 시차는 $t-5$, 6, 7기로 같았고 탄성치는 0.0043, 0.0044, 0.0043으로 우리나라보다 낮게 추정되었다.

BAD와 GAD의 시차계수에 대한 탄성치들로부터, 상표광고의 경우는 이월효과가 단기간에 걸쳐 나타나고, 공익광고의 경우는 5~7개월 후에 가장 크게 나타나 그

〈표 4〉 공익광고비용의 시차별 탄성치

독립변수	의미	계수	계수의 추정치
lnGADt	t기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_0	-0.000756 (0.009247)
lnGADt-1	t-1기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_1	0.001351 (0.007875)
lnGADt-2	t-2기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_2	0.003056 (0.006748)
lnGADt-3	t-3기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_3	0.004359 (0.005836)
lnGADt-4	t-4기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_4	0.005260 (0.005088)
lnGADt-5	t-5기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_5	0.005758 (0.004445)
lnGADt-6	t-6기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_6	0.005855 (0.003846)
lnGADt-7	t-7기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_7	0.005549* (0.003235)
lnGADt-8	t-8기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_8	0.004841* (0.002583)
lnGADt-9	t-9기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_9	0.003732* (0.001916)
lnGADt-10	t-10기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_{10}	0.002220 (0.001455)
lnGADt-11	t-11기 우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	γ_{11}	0.000306 (0.001745)
lnGADt-i i=0,1,...,11	우유 공익광고 지출액/ 광고 생산자 물가지수	$\gamma_0 + \gamma_1 + \dots + \gamma_{11}$	0.041531 (0.01770663)

R^2 : 0.7246, Durbin-Watson: 2.2825

주: ()안의 숫자는 표준편차(Standard Deviation)를 의미

* : 유의수준 10%에서 통계적으로 유의

효과가 장기간에 걸쳐 나타나는 것으로 파악되었다.

이는 공익광고에 대한 소비자의 반응이 상표광고에 비해 즉각적이지 않다는 것을 의미하는데, 상표광고는 업체별, 주제별로 그 종류가 다양하고 소비자들이 접할 기회가 많은 반면, 공익광고는 매체에서 소비자들에게 노출되는 횟수가 압도적으로 적고,

광고주제 역시 공익성을 우선시하여 소비자들이 광고를 인지하기까지는 상당 기간이 걸리기 때문인 것으로 이해된다. 그러나 공익광고가 우유 소비에 영향을 미치는 정도는 분석방법, 자료, 모형 등에 따라 미국의 선행연구와 절대적으로 비교하기에는 무리가 있기는 해도, 낙농자조금사업의 역사와 규모에 있어 영세한 우리나라가 선진국인 미국보다 다소 적거나 비슷한 수준의 탄성치를 보인다는 것은 주목할 만하다.

5. 비용-편익 분석

본 절에서는 공익광고의 경제성 분석을 위해 추정된 공익광고의 탄성치를 이용하여 모의실험(simulation)을 시도하였다. 먼저 다음과 같은 두 개의 시나리오를 상정하였다(시나리오 I: 1999년 1월에서 2003년 12월까지 공익광고가 실시된 경우, 시나리오 II: 1999년 1월에서 2002년 12월까지 공익광고가 실시되었으나, 2003년 1월에서 2003년 12월까지의 공익광고가 실시되지 않았을 경우). 이에 따르면 시나리오 I은 현재의 상황을 나타내고, 시나리오 II는 2003년에 공익광고가 실시되지 않았을 가상의 경우를 나타낸다. 따라서 이 둘 두 시나리오에서 추정된 우유 소비량의 차이는 낙농자조금을 이용한 공익광고의 소비증진 효과로 인식될 수 있을 것이다. 앞 절에서 추정된 계량경제학적 모형을 이용하여 시나리오 I과 II의 2003년 우유 소비량을 추정해본 결과, 2003년 공익광고는 약 75,914톤의 추가적인 우유 소비를 가져온 것으로 나타났다. 즉 2003년 낙농자조금에 의한 공익광고는 약 75,914톤의 소비증가효과를 달성한 것으로 추정되었다. 톤당 우유가격인 595,000원¹⁸⁾을 적용하면 공익광고가 실현시킨 매출액으로 표시된 총 수익은 약 451.8억 원으로 추정되었다.

2003년 공익광고의 총비용이 약 19.06억 원¹⁹⁾을 감안하여 우유매출액 대비 수익률(benefit-cost ratio: BCR)은 아래와 같이 계산될 수 있다:

$$\text{수익률}(BCR) = \frac{\text{수익}(\text{Benefit})}{\text{비용}(\text{Cost})}$$

18) 선행연구(박중수, 권용대, 2003)와의 연계성을 위하여, 유지방 3.9%(2002년 전국평균치)에 2002년 6월 현재 새관수 기준등급 1급B, 체세포수 기준 2등급 원유의 kg당 가격 595원을 적용함.

19) 공익광고비용은 자조금사업 내 소비홍보비용에 해당한다. 2003년도 낙농자조금 집행내역 2,172,958,626원 중 소비홍보비는 1,905,968,874원을 차지한다.

위 식에 따르면 2003년의 공익광고의 수익률은 약 23.7원으로 추정되었다.²⁰⁾ 이는 2003년 공익광고비용 1원당 약 23.7원의 매출액이 증가하였다는 것을 의미한다. 과거의 수익률과 비교하면 23.7원의 효과는 상당히 큰 것으로 생각된다. 이러한 해석에는 2003년 3월부터 시장에 출시된 검은콩 우유 등의 예측되지 못한 사건이 가져온 상대적인 우유 소비의 추가적 성장을 감안하여야 한다. 물론 본 분석모형에는 이러한 점을 고려하여 검은콩우유의 시장 출시에 따른 더미변수를 도입하였으나, 이러한 정성적인 성격을 가지는 이진변수(binary variable)의 도입으로는 검은콩우유의 시장 도입과 이에 따른 추가적인 우유 소비에 미치는 영향을 정확하게 추정하기에는 어려움이 있다.

한편, 위의 수익률 추정에는 공익광고 탄성치가 이용되었다는 점, 그리고 이러한 탄성치는 0보다 큰 표준오차를 가지고 있는 점을 감안하여 추정된 수익률의 90% 신뢰구간을 계산할 수 있다. 여기에는 추정된 시점별 공익광고 탄성치 사이에 공분산이 존재하지 않는다고 가정한다. 따라서 아래에 제시된 수익률의 신뢰구간은 이의 하부경계점(lower bound)으로 해석될 수 있다는 점에 주의하여야 한다. 다시 말하여 추정된 시점별 광고탄성치 사이에 0보다 큰 공분산이 존재한다면 신뢰구간은 아래에 제시된 구간보다 더 넓은 구간이 될 것이다. 추정된 수익률의 90% 신뢰구간은 [7.0, 40.4]로 다소 넓게 추정되었다. 이는 각 시점별 공익광고 탄성치의 분산이 작지 않았다는 점에 기인하는 것으로, 추정된 수익률이 90%의 통계적 신뢰성 아래, 7.0과 40.4의 범위에 존재할 것이라는 것을 의미한다. 이러한 다소 넓은 신뢰구간의 추정결과는 추정된 수익률의 통계적 신뢰를 감소시키는 역할을 하지만, 점 추정치(point estimate)보다는 더 많은 정보를 제공한다는 측면에서 유익한 시도라고 생각된다. 향후 공익광고의 관측치가 축적되어 보다 풍부한 자료를 이용한 계량분석이 실시되면, 통계적 신뢰도가 높은 수익률을 추정할 수 있을 것으로 생각된다(Schmit and Kaiser, 2004).

추가적으로, 본 연구의 결과를 박종수 외(1999, 2000, 2001a, 2001b, 2002)가 추정하였던 매출액 대비 낙농자조금의 수익률과 비교해보면 다음과 같다. 우선 낙농자조금 1원 대비 매출액 기준 수익률은 1999년 34원, 2000년 13원, 2001년 25원,

20) 이 수익률(23.7원)을 공익광고비용이 아닌 정부보조금을 제외하고 낙농가가 순수하게 조성한 자조금의 1원당 매출액 대비 수익률로 환산하면 39.3원이다. 따라서 순수 낙농가들이 조성한 자조금 1원당 매출액 대비 효과는 39.3원으로 해석될 수 있다.

2002년 9월으로 추정되었다.²¹⁾ 물론 선행연구에서 이용하였던 분석모형에 비교할 때, 본 연구의 분석모형은 공익광고 지출액과 상표광고 지출액이 명시적으로 독립변수로 도입되었다는 점, 그리고 광고의 이월효과가 명시적으로 고려되었다는 점, 낙농자조금 대비 수익률이 아니라 공익광고비용 대비 수익률이라는 점 등의 차이가 있다. 따라서 2003년 이전의 낙농자조금 수익률과 2003년의 공익광고비용 수익률을 그대로 비교하는 것은 무리가 있다. 그러나 두 모형 모두 매출액 대비 수익률이고, 분석기간의 차이도 크지 않기 때문에 과거의 낙농자조금 수익률 추정치는 어느 정도 정보를 제시해줄 수 있다고 생각된다. 비교 결과, 본 분석에서 추정된 23.7원은 2001년의 낙농자조금 수익률 추정치와 근사한 것으로 나타났다.

한편, 1984년부터 실시된 미국 낙농자조금사업의 경우 본 연구에서 분석한 동일기간인 1999~2003년 동안 공익광고의 수익률²²⁾은 약 \$6.58로 추정되었다(USDA, 2004.). 한·미 낙농가의 매출액과 순수입상 차이가 존재하고, 미국의 경우 우리나라와 같이 자조금에 정부보조금이 포함되지 않기 때문에 그대로 비교할 수는 없겠지만, 본 분석에서 추정된 공익광고 1원당 23.7원의 조수입 증가효과는 미국의 경우와 비교해 볼 때, 의미 있는 추정치라고 생각된다.

Ⅲ. 요약 및 결론

본 연구에서는 농업부문 공익광고의 경제성 평가를 위해 낙농부문에서 실시 중인 우유 공익광고(Generic Advertisement)를 분석대상으로 하여 논의를 전개하였다. 이를 위해 다양한 경제·사회적 시계열 변수들에 바탕을 둔 정량적(quantitative) 분석을 행하였다. 방법론적으로는 낙농자조금사업의 핵심인 우유 공익광고가 소비촉진에 미친 영향을 분석하기 위하여 자연대수-자연대수 형태의 소비함수 모형을 설계하고, PDL(Polynomial Distributed Lag) 방식을 이용하여 각 경제 변수들의 탄성치를 추정하였다. 특히 상표광고와 공익광고를 구분함과 동시에 시차변수로 설정, 이월효과

21) 정부보조금을 제외한 순수 낙농가 조성 자조금 1원 대비 수익률은 1999년 57원, 2000년 24원, 2001년 45원, 2002년 18원에 달하는 것으로 해석될 수도 있다.

22) BCR 역시 본 연구와 마찬가지로 공익광고 프로그램이 있는 경우와 없는 경우의 두 가지 시나리오 하에 순매출액(net revenue)상의 변화를 광고비용으로 나눈 것으로 정의된다.

가 반영되는 보다 구체적이고 현실적인 분석이 이루어지도록 하였다. 추정된 탄성치들의 값과 부호를 통하여 소득, 5~9세 인구비율, 검은콩우유의 시판, 상표광고, 공익광고는 우유의 소비와 정(+)의 관계에 있는 것으로 나타났으며, 우유 가격, 겨울의 계절적 요인은 부(-)의 효과를 보이는 것으로 파악되었다. 5~9세 어린이 인구의 감소 추이는 장기적으로 우유 소비량에 악영향을 미칠 것으로 전망되며, 검은콩우유의 시판을 통한 가공유의 증대는 전체 우유 소비량 증대에 부분적으로 기여하는 것으로 판단되나, 이에 대한 엄밀한 검증에는 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다. 아울러 이월효과는 상표광고의 경우 소비자가 접한 시점이 가장 크고 이후 감소하며, 단기적 패턴을 보이는 반면 공익광고는 접촉시기로부터 장기적으로 5~7개월에 이르러야 우유 소비에 가장 효력이 있는 것으로 나타났다. 공익광고의 경제성을 평가하는 척도인 우유 매출액 대비 공익광고의 수익률(benefit-cost ratio: BCR)은 공익광고가 행해진 경우와 그렇지 않은 경우의 두 가지 시나리오를 설정하여 계산한 결과, 공익광고비용 1원당 23.7원의 효과가 있는 것으로 분석되었다.

본 연구는 이상의 우유 공익광고에 대한 실증분석을 중심으로 농업부문에서 공익광고의 경제성을 분석하는 계량경제학적 틀을 제시하고자 하였다. 그러나 본 연구는 낙농자조금사업이 시행된 지 얼마 되지 않아 시계열 분석을 행하는데 충분한 자료가 축적되지 않았다는 점에서 한계를 지닌다. 이는 곧 일부 변수들의 통계적 신뢰도를 떨어뜨린다는 점에서 문제시 된다. 아울러 모형의 설정 시 우유의 대체음료 가격과 관련, 차, 음료의 소비자물가지수를 이용하여 배달우유 소비자물가지수를 디플레이트 하여 대체음료의 가격이 우유소비에 미치는 영향을 간접적으로 고려하였지만, 대체음료의 가격 및 광고비를 모형에 직접적으로 포함시키지는 못하였다. 후속 연구에서는 이 변수들을 직접적으로 반영하는 보다 발전된 모형을 개발할 필요가 있을 것으로 생각된다. 또한 분석방법에 있어서 본 연구에서는 PDL 모형에 한정지어 분석하였는데 PDL 모형의 경우 제약식의 함수형태를 지나치게 단순화시키는 문제점이 있다. 이에 추후 연구에서는 EDL(Exponential Distributed Lag) 방식 등 다양한 모형을 시도할 여지가 남는다. 그리고 자료가 더 축적되면 광고 탄성치의 시간에 따른 연도별 변화를 계측하는 것도 의미 있는 작업이 될 것이다. 끝으로 본 연구를 토대로 농업부문 내 타분야에서 시행중인 공익광고들(예, 양돈자조금의 돼지고기 소비촉진 공익광고 등)의 경제성 분석이 활발하게 이루어질 필요가 있다는 점을 지적하고자 한다.

참고문헌

- 농림부, 『낙농편람』, 각 연도.
- 한국낙농육우협회, 『2003년도 낙농자조활동자금사업 실적 및 수입·지출 결산서』, 한국낙농육우협회 낙농자조활동자금관리위원회, 2004.
- 박종수, 권용대, 『낙농자조금사업에 대한 성과분석』, 한국낙농육우협회 낙농자조금 추진위원회, 2000, 2001a, 2002, 2003.
- 박종수, 권용대, “낙농자조금사업의 성과분석”, 『농업경영·정책연구』 제28권 제1호 (2001b): 17-34.
- 통계청, 「한국 주요 경제지표」, 2003.
- 통계청, 「한국통계연감」, 2003.
- Emerson, P.L. “Numerical Construction of Orthogonal Polynomials from a General Recurrence Formula,” *Biometrics*, 24(1968): 695-701.
- Greene, W. H. *Econometric Analysis*, 4th ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2000.
- Kaiser, H.M. “Impact of Generic Fluid Milk and Cheese Advertising on Dairy Markets, 1984-99.” *NICPRE Research Bulletin 2000-02*, National Institute for Commodity Promotion Research & Evaluation, Department of Agricultural, Resource, and Managerial Economics, Cornell University, July 2000.
- Kaiser, H.M. and Chanjin Chung “Impact of Generic Milk Advertising on New York State Markets” *NICPRE Research Bulletin 1999-05*, National Institute for Commodity Promotion Research & Evaluation, Department of Agricultural, Resource, and Managerial Economics, Cornell University, June 1999.
- Kaiser, H.M. and Chanjin Chung “Impact of Generic Milk Advertising on New York State Markets, 1986-2000” *NICPRE Research Bulletin 2002-02*, National Institute for Commodity Promotion Research & Evaluation, Department of Agricultural, Resource, and Managerial Economics, Cornell University, February 2002.
- Kaiser, H. M. and J. C. Reberte, “Impact of Generic Fluid Milk

- Advertising on Whole, Lowfat, and Skim Milk Demand." *Journal of Dairy Science* 79(1996): 2284-91
- Kinnucan, H.W., H.S. Chang, and M. Venkateswaran "Generic Advertising Wearout." *Review of Marketing and Agricultural Economics* 61(1993): 401-15.
- Liu, D.J. and O.D. Forker "Optimal Control of Generic Fluid Milk Advertising Expenditures." *American Journal of Agricultural Economics* 72(1990): 1047-55
- Schmit, T.M. and Harry M. Kaiser "Decomposing the Variation in Generic Advertising Response over Time" *American Journal of Agricultural Economics* 86(2004): 139-153.
- United States Department of Agriculture, Agricultural Marketing Service. "Report to Congress on the National Dairy Promotion and Research Program and the National Fluid Milk Processor Promotion Program" Washington, DC: United States Department of Agriculture, July 2004.

(논문접수일: 2005년 8월 23일 심사종료일: 2005년 10월 14일)