

確率效用接近法을 통한 消費者들의 健康 危險情報에 대한 反應分析: 간장波動을 事例로 *

嚴 英 淑**

소비자들이 제품에 대해 불완전한 정보를 가지고 구매결정을 해야 하는 경우, 새로운 건강위험정보(health risk information)에 대한 반응을 기대효용가설의 틀 안에서 이산적 소비자선택모형으로 전개하였다. 기존의 위험회피행위(averting behavior) 분석과는 달리 건강위험을 줄이기 위하여 안전제품을 구매하려는 의도가 이산선택으로 설명되어 하나의 확률효용접근법을 사용할 수 있었다. 실증분석은 최근에 논란이 되었던 화학간장의 발암물질 잔류 가능성에 따른 건강위험을 중심 사례로 삼았다.

전라북도 전주시에 거주하는 주부들을 대상으로 하여 이루어진 연구조사 결과는 우리나라 소비자들이 새로운 건강위험정보를 받고 난 뒤 합리적인 자기보호행위를 취할 수 있음을 시사하였다. 소비자들의 안전제품에 대한 구매의도가 소비자선택 이론이 제시하는 바와 같이 주로 가격차이와 각 제품에 관련된 건강위험의 차이에 의하여 설명되었다. 뿐만 아니라 뉴스보도를 통하여 형성된 주관적 위험인식 또한 영향을 미쳤다.

이러한 가상이산선택에 함축된 위험-가격 상호교환(risk-price tradeoffs)의 추정치는 소비자들이 매우 작은 위험감소에 대해 매우 높은 가격프리미엄을 지불할 의사가 있음을 반영하였다. 또한 소비자들이 감수하고자 하는 가격증가분은 안전제품을 선택함으로써 실현될 위험감소의 정도가 커질수록 커졌다.

I. 서 론

최근에 각종 유해물질에 노출되어 건강이 손상될 위험이 커짐에 따라 이에 대한 소비자들의 관심이 고조되고 있다. Schelling(1968)과 Mishan(1971) 이후 경제학자들은 개인들이 일상생활에서 직면하는 건강위험에 대한 반응을 분

* 본 논문의 자료수집을 위해 애쓴 전북대학교 상과대학 지역경제학과 2학년 학생들과 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원께 감사드린다.

** 전북대학교 상과대학 경제학부 조교수.

석하는 데 ‘지불용의접근법(willingness-to-pay approach)’을 사용할 것을 주창해 왔다. 한편 불확실성하에서 개인의 선택을 설명하는 경제모형으로서 기대효용이론이 주류를 이루었다. 그리하여 기존의 실증분석은 기대효용이론을 이론적 근거로 하여, 위험에 대처한 개인의 경제행위와 그로부터 유추되는 위험과 금전적 상호교환(risk-dollar tradeoffs)의 추정에 주력하였으나, 개인들이 건강위험을 어떻게 인지하고 대응하는가에 대하여 명쾌한 결론을 제시하지 못하고 있다.

일련의 경제학자들은 작업중 치명적 사고의 위험이 큰 직종일수록 보상적 임금프리미엄(compensating wage differentials)이 지불되는 것을 노동시장 데이터를 이용하여 관찰하였다(Fisher et al.(1989)에 수록된 예를 참조). 그러나 일군의 심리학자들과 몇몇 경제학자들은 개인들이 환경위험(enviornmental risks)과 같이 타율적으로 야기되는 매우 낮은 확률의 건강위험을 인지하는 데 큰 어려움을 겪고 있어서, 기대효용가설이 ‘합리적’ 보호행위를 예측하고 환경위험 감소의 가치를 측정하는 데 효과적이지 못할 수 있다는 실증결과를 제시하였다(Arrow(1982), Slovic et al.(1985), Lichtenstein et al.(1990)). 즉 매우 낮은 확률적 사건에 대해 개인들은 가격이나 임금과 같은 금전적 요인은 무시하고 오로지 건강위험만을 부각하여 극단적인 회피행위를 하거나, 아니면 익숙하지 않은 건강위험요소는 무시하기로 하고 가격과 같은 낮은 이익은 요소에만 치중하여 선택을 하는 듯했다. 일례로 Smith and Desvousges(1987)의 연구에 따르면 미국 보스턴지역 주민들이 유독산업폐기물(hazardous wastes)에 의한 건강위험의 감소에 부착하는 한계편익가치는 건강위험의 정도가 증가할수록 오히려 감소하였다. 또한 Eom(1994b)이 미국 노스캐롤라이나의 Raleigh시민들을 대상으로 행한 연구에 따르면 농약잔여물(pesticide residues)의 건강위험에 관하여 제시된 객관적인 정보는 자기보호행위(self-protective behavior)에 독자적으로 영향을 미치지 못하고 주관적인 위험인지와 결합되었을 때만 영향을 미쳤다. 또한 이러한 보호행위로부터 추정된 편익가치는 매우 적은 건강위험 감소에 대하여 매우 높은 가격프리미엄을 의미하였으며 이 가격프리미엄은 위험감소량의 변화에 상관없이 매우 높았다.

특히, Eom(1994b)의 연구는 기존의 ‘위험-금전 상호교환’ 분석과는 달리 소비자들의 위험회피행위를 이산선택(discrete choices)의 결과로 취급하였다. 이제까지 개인들이 건강위험에 어떻게 대처하는가를 분석하려는 노력은 주로

개인들이 위험을 피하거나 줄이기 위하여 취하는 경제행동에 대해 한계조정(marginal adjustment)을 할 수 있거나 위험이 차별화된 각 제품에 대해 연속선택(continuous choices)을 할 수 있는 상황에 중점을 두어, 건강위험을 나타내는 대리변수를 포함한 수요함수나 특성임금함수(hedonic wage functions)의 추정이 분석의 관건이었다(Foster and Just(1989), Ippolito and Mathios(1990), Marin and Psacharopoulos(1982)). 그러나 연속적인 대안들 대신에 개인들이 직면하는 상황은 건강위험에 있어서 차별화된 몇 개의 대안들 중에서만 선택해야 하거나, 근무중 경험을 통해 얻은 위험인식이 상당히 클 경우 그 직업을 그만 두고 다른 직종으로 이직하는 경우 등과 같이 코너해(corner solution)를 포함하는 이산선택이 좀더 현실적인 설명일 수도 있다.

연이은 식품파동에 대한 소비자들의 민감한 반응은 우리나라 소비자들의 건강위험에 대한 관심이 높음을 시사하지만 아직 체계적인 실증분석이 이루어지지 않았다. 본 논문은 기대효용이론 내에서 이산선택모형이 제시하는 ‘위험-가격 상호교환(risk-price tradeoffs)’ 가설을 최근에 논란이 되었던 간장파동의 사례를 중심으로 검증하고, 소비자들이 건강위험을 줄이고자 지불하려는 편익 가치를 추정하고자 한다. 본문의 구성은 먼저 제Ⅱ절에서 이산선택모형의 하나인 확률효용모형(random utility model)을 제시한다. 제Ⅲ절에서는 본 연구에서 사용된 자료의 수집과정을 설명한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과를 설명하고, 제Ⅴ절에서는 분석모형으로부터 도출된 위험감소에 대한 가격증가분을 추정하며, 끝으로 제Ⅵ절에서는 본 연구에서 얻은 결론을 요약한다.

Ⅱ. 분석모형

1. 기대효용이론

소비자가 건강위험의 가능성이 있는 제품을 구입해야 하는 상황을 고려하자. 한 전형적인 소비자가 주어진 소득을 소비재 X 와 Hicksian 종합재 Y 에 배분한다고 가정한다. 제품 X 의 몇 가지 특성들(색깔, 크기 등)은 구매시에 관찰이 가능하나, 제품에 남아 있을지도 모르는 유해물질은 관찰할 수가 없다. 만약 소비자가 X 제품에 잔류된 유해물질을 평생 동안 섭취한다면, 암과 같은 난치병에 걸려서 조기사망(premature death)을 할 가능성이 있고 그 확률이 π

라고 가정한다. 건강위험과 같이 원상복귀가 불가능한 효과(irreplaceable effects)에 관한 분석을 할 때, 경제학자들은 효용함수의 모양이 소비자의 건강상태에 따라 다르다고 보는 상태의존적 선호관계(state-dependent preferences)에 기초하여 왔다(Cook and Graham(1977), Viscusi and Evans (1990)).

Cook and Graham(1977)을 따라서 상태의존적 효용함수를 다음과 같이 정의하였다: $U(X, Y, z)$, 여기서 z 는 X 재의 소비와 관련된 불확실한 건강상태(health characteristics)를 나타낸다. 분석의 편의를 위하여 두 가지 건강상태만을 가정하여 난치병이 발생할 경우($z=1$)와 발생하지 않을 경우($z=0$)만을 고려하였고 다음과 같이 단순화시켰다:

$$U_o(X, Y) = U(X, Y, z=1); U_{no}(X, Y) = U(X, Y, z=0).$$

이 때 모든 X 와 Y 에 대해 $U_o(X, Y) < U_{no}(X, Y)$ 라고 가정한다. 이러한 가정하에서 소비자의 X 제품 구매결정은 다음과 같이 예산제약하의 기대효용극대화 문제로 구성될 수 있다.

$$\text{Max}_{x, y} \quad EU = \pi U_o(X, Y) + (1 - \pi) U_{no}(X, Y). \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \quad M = pX + Y. \quad (2)$$

여기서 M 은 소득을 그리고 p 는 Y 재에 대한 X 재의 상대가격을 나타낸다. 식 (1)과 (2)를 풀면 상태의존적 간접효용함수의 기대치인 식 (3)이 얻어진다.

$$EV(p, \pi, M) = \pi V_o(M, p) + (1 - \pi) V_{no}(M, p). \quad (3)$$

여기서 $V_o(M, p) = U_o[X^*(M, p), M - X^*(M, p)]$; $V_{no}(M, p) = U_{no}[X^*(M, p), M - X^*(M, p)]$; 그리고 X^* 는 X 재의 최적선택수준을 나타낸다. 식 (3)의 상태의존적 간접효용함수들은 소득 M 에 대해 비감소적이고 가격 p 에 대해서는 볼록성을 유지하는 등 보통의 속성들을 충족시키는 것으로 가정되었다($\partial V_i / \partial Y > 0$; $\partial V_i / \partial p < 0$, $i = o, no$). 소비자는 식품의 잔류유해

물질로 인한 부작용을 깨닫기 전에 구매결정을 한다. 그러므로 식 (3)의 상태 의존적 간접효용함수의 기대치는 사전(*ex ante*)간접함수를 나타낸다(Choi and Johnson(1987), Smith and Desvousges(1990)).

2. 위험인지모형

기대효용이론에 입각한 대부분의 경제분석은 위험(π)을 하나의 '객관적'으로 주어진 확률로 취급하였다. 즉 소비자들이 위험의 기술적 추정치(technical estimates of risks)를 알고 있거나 이해한다고 가정하였다. 그러나 소비자들이 인지하고 있는 위험수준과 전문가들의 기술적 위험추정치가 일치하지 않을 수 있다는 실증분석이 점점 늘어 가고 있다(Slovic et al.(1985), Liechtenstein et al.(1990), Talcott(1992)).

소비자들에게 제시된 새로운 건강위험정보를 기대효용이론에 구체화시키기 위하여 최근에 Viscusi(1989)가 개발한 예기준거모형(prospective reference model)을 사용하였다. 그는 소비자들이 어떻게 새로운 위험정보를 처리하여 위험인지를 교정하는가를 설명하기 위하여 베이지안 수정모형(Bayesian updating model)을 사용하였다. 여기에서 베이지안 수정규칙(update rule)은 한 시점에서의 위험인지수준을 불확실한 사건에 관한 사전적 믿음(prior beliefs)과 새로운 정보로부터 추론된 '표본'위험(sample risk)의 가중치라고 본다. 이러한 관점에서 식 (3)에서 위험항 π 는 다음과 같이 정의되는 위험인지 함수(risk perception function)로 대체될 수 있다.

$$\pi = \alpha_b \pi_b + \alpha_s \pi_s. \quad (4)$$

여기서 π_b 는 새로운 건강위험정보를 얻기 전에 소비자가 인지하고 위험수준을 나타내고, π_s 는 기술적 위험추정치의 형태로 전문가에 의해서 제공된 건강위험정보를 나타낸다. 가중치 α_b 와 α_s 는 위험을 유발하는 기본적 분포의 상대적 정밀성에 대한 소비자들의 평가를 반영한다.¹⁾

1) Viscusi and O'Connor(1984)는 사전위험을 하나의 베타분포로 특징지웠고 표본위험은 연속적인 베르누이 시도로 취급했다. 또한 Smith and Johnson(1988)은 사전 및 사후위험 모두 독립적인 정규분포를 취한다고 가정했다.

3. 이산선택과 확률효용모형

현실적으로 위험이 차별화된 제품을 시장이나 가게에서 쉽게 구입할 수 없다. 그러므로 기대효용이론이 제시하는 바와 같은 한계구매결정을 관찰하는 것은 쉽지 않다. 대안으로서, 잔류유해물질의 위험에 대한 소비자들의 반응을 이산적 선택결정(discrete choice decisions)의 결과로 생각해 볼 수 있다. 다른 모든 속성은 같고 단지 가격과 위험 정도만 차이가 나는 두 종류의 제품(A제품과 B제품)이 소비자에게 제시되었다고 하자. 이 중 A제품은 현재 사용되고 있는 생산공정으로 제조되어 유해물질이 잔류되어 있을 가능성이 있고, B제품은 생산공정의 개선으로 유해물질의 잔류 가능성이 A제품에 비해 현저하게 낮다고 하자. 이 때 소비자가 직면하는 두 제품 중 어느 제품을 선택할 것인가 하는 결정은 코너해(corner solution)를 수반한다. 이러한 경우 소비자의 선택은 마지막 한 단위의 소비에 따른 한계기대효용이 아니고, 각 제품을 소비함으로써 실현되는 총기대효용(total expected utility)에 의존한다(Ben-Akiva and Lerman(1985)). 즉 소비자는 A제품을 구입했을 때 실현되는 조건부 사전간접효용(conditional ex ante indirect utility) EV^A 와 B제품을 구입했을 때 실현되는 조건부 간접효용 EV^B 를 비교한 후 둘 중에 큰 기대효용을 가져다 주는 제품을 선택한다. 그리하여 식 (3)으로 정의된 사전간접효용 EV 는 두 조건부 사전간접효용(EV^A 와 EV^B)의 극대치를 나타낸다.

$$EV(M, p^A, p^B, \pi^A, \pi^B; \theta) \\ = \max [EV^A(M, p^A, \pi^A; \theta), EV^B(M, p^B, \pi^B; \theta)]. \quad (5)$$

$$\pi^A = \alpha_s \pi_b + \alpha_s \pi_s^A. \quad (4)'$$

$$\pi^B = \alpha_s \pi_b + \alpha_s \pi_s^B. \quad (4)''$$

여기서 p^A 와 p^B 는 A제품과 B제품의 단위가격을 나타내고, π^A 와 π^B 는 A제품과 B제품에 잔류되었을 유해물질에 대한 새로운 정보를 받은 후 수정된 위험인지 수준을 나타낸다. 식 (5)는 동일한 소비자가 직면한 위험이 차별화된 제품에 대한 선택을 설명하기 때문에, A제품과 B제품에 대한 건강위험정보(π_s^A, π_s^B)를

받기 전에 형성된 위험인지수준은 제품의 종류에 상관없이 π_0 로 일정한 것으로 취급하였다. 또한 θ 는 소비자의 상태의존적 선호를 반영할 수 있는 일련의 개인적 태도 및 인구통계학적 특성을 나타낸다.

A제품의 건강위험 가능성이 B제품보다 높다고 가정하였기 때문에(즉, $\pi_s^A > \pi_s^B$), 제품의 다른 속성들이 일정하다고 할 때, A제품의 가격은 B제품의 가격보다 낮다(즉, $p^A < p^B$). 식 (5)에서 기술된 이산적 선택과정은 일반적으로 사용되어 온 수요이동분석(demand shift approach)에서와 같이 선택된 제품의 수요량을 관찰할 필요가 없다는 것이 특기할 만하다. 그리고 잔류유해물질에 노출되는 것을 꺼리는 소비자의 회피성향이 B제품을 구매하겠다는 의사결정에 단적으로 반영되어 있다.

McFadden(1974)과 Hanemann(1984)을 따라서, 각 EV^i ($i=A, B$)가 분석자들에게 불완전하게 알려져 있다고 가정하여, 하나의 확률효용모형(a random utility model)을 구축하고자 한다. 분석자들이 관찰할 수 없는 요소들은 개인을 구분하는(individual-specific) 선호에 관련된 요소들이거나 대안을 구별하는(alternative-specific) 제품의 속성들일 수 있다. 이러한 시각에서 볼 때, B제품에 대한 조건부 사전간접효용이 A제품에 대한 것보다 클 경우에만(즉, $EV^B > EV^A$), 소비자는 B제품에 대한 구매의사를 표현할 것이다.

$$\Delta \overline{EV} = \overline{EV^B} - \overline{EV^A} > \epsilon^A - \epsilon^B. \quad (6)$$

여기서 EV^i ($i=A, B$)는 선택 i 에 대한 EV^i 중 분석자에 의하여 관찰될 수 있는 부분이고 ϵ^i 는 EV^i 중 확률적인 부분이다. 특히 ϵ 은 독립적이고 동일하게 분포된 표준정규분포를 따른다고 가정한다.

관례를 따라서, 각 제품에 대한 조건부 간접효용함수(EV^i , $i=A, B$)는 선형함수의 형태를 취하는 것으로 접근하였다²⁾(Hanemann(1984), Smith and Desvousges(1990), Eom(1994b)). 그리하여 식 (6)에서 $\Delta \overline{EV}$ 는 식 (7)과 같이 정리되었다.

2) 확률효용이론을 응용하는 대부분의 경제학자들이 주로 선형효용함수를 취하고 있으며 이는 특정한 비선형효용함수를 Talyor 1차 급수로 확장한 것이다. Eom and Smith(1994)는 비선형 효용이론적 함수(utility theoretic function)를 이용하여 확률효용이론의 전개를 시도하였다.

$$\overline{\Delta EV} = \kappa - \gamma(p^B - p^A) + \nu(\pi^A - \pi^B) + \tau M + \eta \theta. \quad (7)$$

여기서 절편 $\kappa = \kappa^B - \kappa^A$ 를, 그리고 계수 $\tau = \tau^B - \tau^A$, $\eta = \eta^B - \eta^A$ 를 나타낸다. 이 때 각 $EV^i (i=A, B)$ 에 대하여 제품을 구별하는 변수들의 계수(γ 와 ν)는 같은 반면에 개인을 구별하는 변수들의 계수(τ 와 η)는 서로 다르다고 가정하였다(Cramer(1986)). 즉 p 와 π 변수에 관련된 한계효용은 선택된 제품의 종류에 관계없이 동일하나, 인구통계학적 변수들은 선택의 결과에 따라 한계효용에 다르게 영향을 미칠 수 있다는 것이다.

식 (4)'와 (4)''를 식 (7)에 대체시키면, 효용차동함수(utility difference function)는 다음과 같이 변형될 것이다.

$$\overline{\Delta EV} = \kappa - \gamma(p^B - p^A) + \lambda(\pi_s^A - \pi_s^B) + \tau M + \eta \theta. \quad (8)$$

여기서 $\lambda = \nu \times \alpha_s$ 이다. 그리고 식 (4)'와 (4)''에서 사전위험인자 π_s 는 새로운 정보를 얻기 전에 형성되어 있었기 때문에, π_s 는 가상이산선택(contingent discrete choices)에 있어서 A제품과 B제품에 똑같은 영향을 미칠 것이므로 식 (8)에서 생략되었다.³⁾ 식 (6)과 (8)에 따르면, 안전제품(B제품)에 대한 구매 의도(purchase intentions)가 감소된 위험($\pi_s^A - \pi_s^B$)과 인상된 가격($p^B - p^A$) 사이의 상호교환(tradeoffs)으로 설명될 수 있으며, 프로빗(probit)모형을 사용하여 이를 실증적으로 추정할 수 있다.

3) 물론 이러한 생략은 식 (4)로 정의된 베이지안 학습모형에서 사전위험인자와 표본위험에 관련된 가중치 ω 와 α_s 가 A제품과 B제품에 대하여 동일하다고 가정하였기 때문에 가능하였다. 기존의 문헌은 이 가중치를 상수 취급하기도 했고(Viscusi(1989), Viscusi and Evans (1990)), 개인들의 위험정보처리능력에 의해 영향을 받는다고도 보았다(Smith and Johnson(1988), Ippolito and Mathios(1990)). 본 연구의 자료수집이 1회적 설문지조사에 의존하였기 때문에 시차를 둔 위험인자수준을 유도하는 것이 대단히 어렵다고 판단되었다. 그리하여 가중치 ω 를 상수로 취급하였고, 이로써 효용차동함수에서 사전위험인자변수를 제외시킬 수 있어서 이산선택모형을 실험설계변수인 위험정보와 가격차의 함수로만 설정할 수 있었다.

Ⅲ. 간장파동과 연구조사설계

1. 시판간장의 유해논란

예로부터 간장은 거의 모든 반찬요리에 첨가되는 가장 핵심적인 필수식품 중의 하나이다. 대량의 수요 때문에 오래 전부터 콩에 염산을 처리하여 제조하는 화학간장을 생산하였고, 이제는 시중 판매량의 95%를 점하고 있다.⁴⁾ 시판되고 있는 화학간장에서 발암 또는 불임유발물질이 검출됐다는 한 시민단체의 발표에 이어 간장의 유해성 여부에 대한 논란이 계속되었다. 지난 1996년 2월 27일에 경제정의실천시민연합은 시중에 유통중인 13개 사 58개의 간장제품을 수거 한국과학기술연구원(KIST)에 성분분석을 의뢰한 결과 양조간장을 제외한 대다수의 화학간장(산분해간장)과 혼합간장(산분해간장과 양조간장을 혼합한 간장)에서 동물실험 결과 발암물질로 확인된 DCP(Dichloro Panel)와 불임을 유발하고 발암성이 의심되는 MCPD(Monochloropropondid)가 세계보건기구(WHO)가 가능한 한 줄이도록 권고한 한계치를 훨씬 넘는 수준으로 검출됐다고 밝혔다(전북일보, 1996년 2월 28일).

이 발표에 대해 장류조합과 보건복지부는 검출된 물질이 발암 및 불임을 유발하는지에 대한 정설이 없고 WHO나 선진국 등에서도 허용기준치를 아직도 제시하지 않고 있으며 현재의 수준이라면 국민건강을 우려할 정도는 아니라고 대응하였다(전북일보, 1996년 2월 29, 3월 4일, 3월 7일). 이처럼 국민들의 식품위생 및 안전성을 책임지는 정부부처와 사회단체 간의 논란이 계속되자 소비자들은 과연 누구 말을 믿어야 좋을지, 시판간장을 사 먹어도 괜찮은 것인지 혼란이 가중되었다. 최근 들어 1989년의 우지라면파동을 비롯하여 해초무침 색소 유해시비, 중국음식 돼지기름사태 등 연이어 보도된 식품 유해시비에 자신과 가족의 건강을 염려하고 불안해 하는 소비자들은 관련식품의 수요를 줄이는 것으로 대응하였다. 이번의 경우에도 산분해간장의 유해가능성이 보도되

- 4) 화학간장(혹은 산분해간장)은 콩깻묵을 염산으로 분해한 후 알칼리로 중화하여 아미노산의 정미성분과 짭맛을 만들어 낸다. 이 때 콩깻묵에는 약 1% 내외의 지방이 포함되어 있는데, 이 속의 글리세롤이 염산과 결합해 화학작용을 일으키면서 문제의 MCPD나 DCP라는 휘발성 부산물을 만들어 낸다. 실험실에서는 이 부산물의 완전 제거가 가능하지만 공장에서 대량생산할 때는 불가능한 것으로 알려져있다. 현재 우리 나라에서는 양조간장이 5%, 양조·화학 혼합간장이 85%, 그리고 완전 산분해간장이 10% 정도 생산되고 있다(『뉴스메이커』, 1996년 3월 29일).

면서 화학간장을 불신하는 소비자들이 늘어나 화학간장의 판매가 격감하였고,⁵⁾ 대신 양조간장과 메주의 판매량이 급증하였다(『한겨레21』, 3월 21일; 『이코노미스트』, 1996년 4월 23일호).

간장의 발암물질 파동은 이제까지의 다른 식품의 유해성 논란에서와 같이 “유해성이 확인되지 않는 한 무해하다”는 방향으로 가닥이 잡히며 수그러들고 있다(『뉴스메이커』, 1996년 3월 21일; 『주간매경』, 1996년 4월 10일). 본고에서는 새로운 건강위험정보에 대한 소비자들의 반응을 좀더 체계적으로 분석하기 위하여, 아직 소비자들의 기억에서 사라지지 않은 이 간장의 유해성 논란을 사례로 택하였다. 논란의 중심이었던 MCPD와 DCP에 의한 암발생 가능성을 확률적 정보(probabilistic information)의 형태로 설문지에 옹한 소비자들에게 제시하였다.

2. 실험설계와 조사설계

제Ⅱ절에서 살펴본 이산선택모형을 실증적으로 분석하기 위한 데이터는 1996년 6월에 전라북도 전주시에 거주하는 주부들을 대상으로 실시된 “식품안전과 건강”이라는 설문조사에 의하여 수집되었다. 조사대상 지역을 다시 14구역으로 나누어 2인이 1조로 된 훈련된 면접원들이 675명의 주부들을 대상으로 2주간에 걸쳐 면접을 실시하였다. <표 1>에서 볼 수 있듯이 표본의 인구통계학적 특성은 모집단과 비교해서 크게 벗어나지 않는 것으로 나타났다. 각 가정의 월평균 소득은 비슷하지만 표본의 가족수가 4.6인으로 모집단의 평균가족 수(3.8인)보다 많아서 표본의 1인당 월평균 소득이 적은 것이 특기할 만하다.

이러한 경제적 그리고 인구통계학적 자료 외에 각 가정에서 간장의 실제 소비상황과 가상적 안전제품의 선택의도, 그리고 간장의 소비로 인한 건강위험에 대한 주관적 태도 등에 관한 자료가 수집되었다. 본고는 이들 수집된 자료 중 주로 가상적 이산선택(contingent discrete choices)에 대한 주부들의 응답을 분석하였다.

5) 보건복지부가 “화학간장·혼합간장은 인체에 무해하다”는 공식입장을 밝혔음에도 불구하고 불안한 소비자들의 항의가 잇따랐으며 화학간장의 판매가 격감하자, 일부 백화점과 수퍼마켓에서는 이들을 진열장에서 수거해 버렸다(『이코노미스트』, 1996년 4월 23일). 본 연구의 설문지를 작성하던 5월 중에도 전북 전주시의 백화점과 일부 수퍼마켓의 진열장에서 순 화학간장을 발견할 수 없었다.

〈표 1〉 표본특성의 비교

구 분		비 교	목표모집단 ^a	표 본
소 득	평 균		180만원	184만원
	1인당 소득		50만원	41만원
나 이		평 균	38.7	40.4
가 족 수			3.6	4.5
거주형태	아 파 트		47.8%	42.3%
	단 독 주 택		45.2%	48.2%
	기 타		7.0%	9.5%

주: a) 목표모집단(target population)은 전라북도 전주시에 거주하는 주부들로 정의되었다.
 목표모집단에 관한 통계치들은 『전주 통계연보』(1995)와 『전북연감』(1995)으로부터 수집되었다.

기존의 문헌은 소비자들의 위험인지 정도를 밝혀 내는 방법이나 건강위험정보를 효과적으로 설명하는 방법들에 대해 일치된 방법론을 제시하지 못하고 있다. 이에 본 필자는 여러 차례에 걸쳐 9 내지 10명으로 구성된 집중토론회(focus groups)를 구성하여 소비자들이 직면하는 선택형식(choice format)과 제품의 선택으로 실현되는 건강위험의 수준(levels)과 변화량(changes) 등을 효과적으로 응답자들에게 전달하는 일련의 방법들을 검토하였고(Eom(1990, 1994a)), 여기서 추천된 방법은 미국 노스캐롤라이나주의 Raleigh시 시민들을 대상으로 한 연구조사에서 성공적으로 적용되었다(Eom(1994b)). 이 연구에 의하면 이원적 선택형식(binary choice format)이 실제 가게에서의 식품선택 과정과 유사한 환경을 제공한다고 판단되었다. 그래서 본 연구도 두 종류의 상표(product labels)를 사용한 이원적 선택형식을 가격과 위험 정도가 다른 두 종류의 제품-A제품과 B제품-을 나타내기 위하여 채택하였다. 각 응답자들은 한 쌍으로 짝지어진 두 제품의 상표를 비교하고 난 뒤, A제품과 B제품 중 어느 제품을 구입할 것인지 그 의사를 표시하도록 요구되었다.⁶⁾ 만약 응답자들이

6) 채택된 ‘이것이냐/저것이냐(either/or)’ 선택형식은 ‘취하든지 아니면 놓고가라(take-it-or-leave-it)’ (Mitchell and Carson(1989)) 방식과 ‘짝지어서 비교하는(paired comparison)’방법(Magat et al.(1988))을 결합한 방식이라고 볼 수 있다. 그러나, 이 형식은 응답자들로 하여금 단 하나의 대안에 대해 ‘예/아니오(yes/no)’의 응답을 하게 하는 대신에 두 가지 다른 대안(A제품과 B제품)을 비교하도록 한다. 또한 ‘짝지어서 비교하는’ 방법이 위험-달러의 거래(risk-dollar tradeoffs)에 있어서 반복적인 상호작용(interactive)을 허용하는 반면, 우리가 취한 형식은 응답자들의 위험-원의 거래가 두 제품 사이의 단 한 번의 선택으로부터 유추된다.

“두 종류 다 사지 않겠다”고 응답했으면 그 이유를 설명하도록 하였다.⁷⁾

두 종류의 상표에 표기될 가격과 위험의 수준(levels) 및 증감분(increments)에 충분한 변화를 주기 위해서 실험설계(experimental design)를 하였다. 건강위험정보는 간장제조시 형성되는 유해물질을 평생 섭취했을 경우 암에 걸릴 확률로 제시되었다. A제품의 선택에 따른 건강위험은 암에 걸릴 확률이 백만 명 중 3명에서 50명에 걸치는 14개의 다른 위험수준으로 설계되었다.⁸⁾ 마찬가지로 B제품에 대해서도 백만 명 중 1명에서 30명에 이르는 14개 다른 위험수준이 설계되었다. A제품 대신 B제품을 선택함으로써 얻어질 위험의 감소는 백만 명 중 2명에서 40명에 걸쳐 있다. 이렇듯 실험설계에서 위험수준에 충분한 변화를 주는 것은 다음 두 가지 이유로 매우 중요하다고 판단되었다: 첫째, 기술적 위험추정치(technical estimates of risks)들이 일반적으로 확실하게 알려져 있지 않다;⁹⁾ 둘째, 위험수준을 특정치에 한정하는 것은 소비자들이 위험에 관한 정보를 처리하는 과정에 영향을 미칠 것이다(Smith and Desvous-

7) ‘두 종류 다 사지 않겠다’는 항목이 가상행위(contingent behavior) 질문항에 포함된 것은 필자가 이전에 행한 집중토론회와 연구조사 결과를 토대로 하여서였다. 또한 본 연구를 위한 설문지 배포에 앞서서 소수를 상대로 행한 사전조사(pretest)에서도 상당수가 가게에서 간장을 사 먹는 대신에 집에서 담귀 먹는다고 진술하였다. 본 조사결과 약 20%(670명 중 135명)의 응답자들이 A나 B제품 중 가상이산선택을 거부하였다. 이들 중의 대부분이 집에서 담귀 먹겠다고 그 이유를 설명하였다.

8) 보건복지부는 우리나라에는 MCPD와 DCP물질의 인체 유해여부에 대한 연구자료가 없다고 밝혔다. 그러나 미국 보건복지부 화학물질독성효과목록(RTECS: Registry of Toxic Effects of Chemical Substances(1987))에 따르면 동물실험 결과 치사량으로 보았을 때 이 물질들은 세계보건기구(WHO) 권고 농약분류 5단계 중 상위 두 번째 단계인 B급 ‘매우 위험한(highly hazardous)’ 물질로 분류된다(경실련). 발암물질의 암발생률은 각 물질에 대한 평생노출량을 독성으로 곱해서 계산한다(즉, cancer risk = exposure × potency). 여기서 유해물질의 노출량(exposure)은 관련제품 단위당 잔류량에 그 제품의 하루평균 소비량을 곱하여 (mg/kg/body weight)의 단위로 계산한다. 또한 발암물질의 독성력(potency)은 Q-star(Q*)치를 사용하여 계산하였다. Q*는 발암물질에 대한 동물실험 결과를 인체에 외연(extrapolate)시켰을 때의 암발생 가능성을 나타내는 지표이다. 현재 과학수준으로 계산된 Q*치는 상당한 범위의 오차와 상당한 정도의 불확실성을 내포하고 있다(NAS(1987)). 우리나라의 1인 1일 간장소비량은 7.45g에서 32.6g에 달하는 것으로 알려져 있다. 그 중 최소치인 7.45g를 취하고 인구의 평균 몸무게는 65kg 그리고 평균 기대수명은 70년으로 보았다. 경실련의 조사결과 DCP는 0.03~0.84ppm이 그리고 MCPD는 7~40ppm이 검출되었다고 보도되었다. 미국 환경보호국(Environmental Protection Agency)이 계산한 B급 유해물질에 대한 Q*치들이 0.00012에서 0.15에 걸쳐 광범위하게 퍼져 있었다(NAS(1987)). 두 유해물질에 대해 따로따로 위에서 살펴본 각종 수치의 상한선과 하한선 내에서 여러 종류의 암발생률을 계산하고 그 다양성을 인정하여 14가지 다른 위험수준을 설계하였다.

9) MCPD와 DCP는 1978년 유럽에서 최초로 발견됐다. 그후 독일과 일본 등에서 이 물질에 대한 유해성여부를 연구했으나 결론은 나지 않은 상태다. 하지만 우리 나라에서는 이들 물질

ges(1989)).

또 다른 중요한 변수인 제품의 가격에 대해서도 비슷한 처리를 하였다. 먼저 A제품에 대해 780원, 1,000원 그리고 1,300원 등 3가지 가격수준을 정하였다. 이 A제품의 가격범위는 슈퍼마켓에서 실제로 거래되고 있는 1ℓ들이 간장 한 병의 가격수준을 반영하였다. B제품에 대해서는 2,000원에서 7,780원에 이르는 다섯 가지 다른 가격수준을 설정하였다.¹⁰⁾ 그리고 B제품과 A제품의 가격차는 1,000원에서 7,000원에 걸쳐 있었다. 결과적으로 A제품과 B제품 간의 가격과 위험수준의 차이에 대한 총결합은 70여 가지(5×14)로 이루어졌고, 이들 설계점(designing points)들은 여러 차례의 무작위과정을 거쳐서 각 설문지에 배정되었다.

제공된 기술적 위험정보 이외에도, 1에서 10으로 나누어진 선형척도(likert)상에 간장소비에 따른 건강위험 정도에 대한 주관적 심각성을 질문하였다. 이 선형척도(likert)상에서 1은 '위험이 전혀 없음'을 의미하고 10은 '위험이 매우 심각함'을 의미한다. 평균 심각성의 지수가 5.4로 집계되어, 응답자들이 시판간장의 소비가 상당한 건강위험을 가져올 것이라고 느낀 듯하다. 그러나 선형척도상에 유도된 응답은 건강위험에 대한 느낌의 강도를 나타낼지 모르나 결과되는 건강상태에 대한 정확한 확률을 측정하지는 못한다(Viscusi and O'Connor, 1984). <표 2>는 본 논문에서 사용된 변수들을 정의하고 이들 변수들에 대한 개략적인 통계치들을 제시한다.

IV. 실증분석의 결과

설문지에서 제시된 가상행위(contingent behavior) 질문에 대해, 표본을 이루는 675명의 응답자들 중에서 535명이 A제품이나 B제품 중의 하나를 구매하겠다는 의사표시를 하였다. 전체 표본의 약 80%를 이루는 이들 선택자들

에 대해 연구한 학자나 논문이 전혀 없어 경실련이나 보건복지부의 주장에 대해 설부른 결론을 내리기 어렵다. 현재 학계에는 MCPD나 DCP가 불임·발암물질이라고 공식 보고된 적은 없다. WHO에서도 이에 대한 명쾌한 답변을 내놓지 못하고 있다. 그러나 두 물질은 간장뿐 아니라 혼합조미료, 인스턴트스프, 그리고 소스 등 모든 산분해 식품에 들어 있기 때문에 유해성 여부의 판정이 시급하다(『뉴스메이커』, 1996년 3월 21일).

10) 실험설계 초기단계에서는 B제품에 대한 가격수준이 1,280원에서 5,000원에 걸쳐 있었다. 그러나 소수의 주부들과 학생들을 대상으로 행한 사전조사 결과 거의 대부분이 이 정도 범위의 가격수준에서는 위험수준에 관계없이 안전제품인 B제품을 구입하겠다고 응답했다.

〈표 2〉 분석에 사용된 변수들의 정의와 표본의 특성

변 수 명	변수의 정의	평 균	표준편차
PRICE INCREASE	1,000원 단위로 표시된 B제품과 A제품 사이의 가격차.	3.8 (천원)	2.2 (천원)
RISK REDUCTION	A제품과 B제품 소비에 따른 건강위험 정도의 차이. 백만 명 중의 암발생률로 표시.	21 / 1,000,000	15 / 1,000,000
YANGCHO	(0, 1)로 표시된 질적 변수로서 평소에 양조간장을 주로 구입하면 YANGCHO=1.	0.28	0.45
ORGANIC	(0, 1)로 표시된 질적 변수로서 천연무공해식품을 주로 구입하면 ORGANIC=1.	0.63	0.48
SERIOUSNESS	산분해간장 섭취에 따른 건강위험에 대한 주관적 믿음을 나타내는 1부터 10의 선형척도상에 표시된 심각성지수(seriousness inex): 1은 '위험이 전혀 없음'을 나타내고 10은 '위험이 매우 심각함'을 의미한다.	5.4	2.2
INCOME	만원 단위로 표시된 1995년의 세금공제 전 월 평균 소득. 8개로 나누어진 각 범주의 중간점을 취함.	180.3 (만원)	82 (만원)
AGE	응답자의 나이	40.3	9.6
EDUCATION	응답자의 최종학력	12.3	3.2
FAMILY SIZE	응답자와 같이 살고 있는 가족 수	4.5	1.3

(choice makers)만이 식 (8)로 정의된 프로빗모형을 추정하는 데 사용되었다. 소비자들이 시장에서 직면하는 실제 구매상황을 좀더 현실적으로 반영하기 위하여 '두 종류를 다 사지 않겠다'는 응답항목을 첨가하였지만, 이 항목에 응답한 주부들을 실증분석에서 제외하는 것은 샘플선택편이(sample-selection bias)를 야기할 수 있다. 가상행위 항목을 분석하는데 이처럼 A, B 어느 제품도 구입하지 않겠다는 주부들의 잠재적 역할을 고려하기 위하여 이변량 프로빗(bivariate probit)모형을 개발하였다. 추정결과 우리가 사용하고자 하는 데이터를 535명으로 국한해도 통계적으로 유의한 샘플선택편이는 나타나지 않는 것으로 보였다.¹¹⁾ 실증분석에 사용된 535명 중에서, B제품의 가격이 A제품에

11) ε_1 과 ε_2 를 각각 B제품에 대한 이산선택과 가상선택(A제품이건 B제품이건 간에)에 관련된 확률오차를 나타낸다고 가정했다. 또한 비확률적 선택효과를 설명하기 위하여, ε_1 과 ε_2 가 상관계수가 ρ 인 결합표준정규분포를 따른다고 가정하였다. 자세한 내용은 필자에게 문의할 수 있습니다.

비해 단위당 평균 3,690원 비쌌음에도 불구하고 대다수의 소비자들(379명, 70%)이 안전제품(B제품)을 구매하겠다는 의사표시를 하였다.

〈표 3〉은 소비자들의 안전제품을 구입할 의도에 영향을 미치는 요인들을 설명하는 프로빗모형의 추정치를 요약한다. 〈표 3〉에 나타난 네 가지 모델형태는 식 (8)을 근간으로 하되 포함된 변수들에 의하여 구분된다. 먼저 모형 (1)은 가상거래에 관한 실험설계의 핵심변수인 가격과 건강위험정보가 안전제품 수요에 미치는 영향을 알아보았다. 두 변수 모두 경제이론적으로 예측된 부호를 가졌고 통계적으로 유의하였다. 기술적 확률형태로 제시된 위험정보의 차($\pi_s^B - \pi_s^A$)가 클수록, 소비자들이 시판되고 있는 제품과 유사한 A제품 대신에 안전제품인 B제품을 선택할 가능성은 더욱 커졌다. 마찬가지로 일단 건강위험 정도가 주어지면, A제품과 B제품의 가격차($p^A - p^B$)가 커질수록, 소비자들은 안전제품인 B제품에 대한 수요를 주저하였다. 즉 소비자들이 제품선택을 할 때 가격이나 건강위험 중 어느 한 변수에 치중하는 것이 아니라, 실험설계변수인 가격차와 건강위험의 차를 둘 다 고려한 뒤 선택을 하는 듯했다. 이는 매우 낮은 확률적 사건에 대한 소비자들의 반응을 연구한 기존의 문헌보다 기대효용이론의 타당성을 뒷받침하는 고무적인 결과이다. 이러한 가격과 위험정보의 효과는 모형 (1)에서부터 (4)까지 모델형태에 관계없이 일관적으로 작용하였다.

모형 (2)는 설문지에서 응답한 가상행위(contingent behavior)와 시장에서 이루어지는 실제행위(actual behavior)의 일치성 여부를 보기 위하여 화학간장이나 혼합간장 대신에 양조간장을 주로 구입하는지의 여부를 나타내는 YANGCHO변수와 일상의 식생활에서 무공해식품을 주로 구입하는지의 여부를 나타내는 ORGANIC변수를 첨가하였다. 실생활에서 가격은 비싸지만 유해물질의 잔류 가능성이 적은 양조간장을 사용하고 있는 소비자들일수록 안전제품인 B제품을 구매할 가능성이 컸으나, 그 효과가 통계적으로 유의한 정도는 아니었다. 한편 갈수록 심각해지고 있는 농약잔여물의 위험을 피하기 위하여 무공해식품을 구입하는 주부들도 안전제품을 선호하였다. 모형 (2)의 결과는 주부들이 설문지를 작성할 때 가상거래에 대해 생각나는 대로 응답한 것이 아니고, 실제 간장구매행위나 위험회피행위와 대체로 일관성이 있는 답변을 하였음을 말해 준다.

모형 (3)은 가격과 위험정보 이외에 주관적 태도를 나타내는 변수와 소득변

〈표 3〉 안전식품의 구매의도에 대한 Probit 추정치

	Models				
	(1)	(2)	(3)	(4)	M.E. ^a
Intercept	0.795 (5.532)	0.045 (0.182)	-0.079 (-0.306)	-0.435 (-0.739)	
Price Increase	-0.157 (-5.633)	-0.165 (-5.784)	-0.165 (-5.769)	-0.162 (-5.646)	-0.049
Risk Reduction	0.018 (4.635)	0.018 (4.445)	0.018 (4.415)	0.018 (4.461)	0.0054
Yangcho		0.179 (1.320)	0.166 (1.205)	0.062 (2.132)	0.019
Organic		0.201 (1.630)	0.170 (1.359)	0.0021 (2.448)	0.0006
Seriousness			0.065 (2.239)	0.169 (1.344)	
Income			0.0024 (2.933)	0.160 (1.160)	
Age				0.0001 (0.010)	
Education				0.016 (0.690)	
Family Size				0.047 (0.976)	
Log(L)	-295.7	-293.5	-286.4	-285.7	
Chi-square	54.5	58.8	73.0	74.3	
Pseudo R2	0.08	0.09	0.11	0.12	
Proportion of Correct Prediction	0.73	0.73	0.73	0.74	
N	535	535	535	535	

주: 괄호 안의 수치들은 각 변수들의 계수와 추정된 점근표준오차와의 비율을 나타낸다. N은 표본의 크기를 나타내고, Log(L)은 계산된 로그우도함수(log-likelihood function)의 극대치이며, Chi-square는 상수항 이외에는 어떤 설명변수도 이산선택결정에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설에 대한 통계치이다.

a) M.E.는 관련된 변수가 B제품을 선택할 확률에 미치는 한계효과와 평균치를 나타낸다.

수를 첨가하였다. 간장소비로 인한 건강위험에 대한 주관적 믿음을 나타내는 SERIOUSNESS변수 역시 가상이산선택에 통계적으로 유의한 양의 효과를 가졌다. 산분해간장 제조시 형성된 유해물질로 인하여 건강이 해를 입게 될 위험이 심각하다고 생각하는 사람일수록 안전제품인 B제품을 구매할 의사가 더 컸다. 또한 월평균 소득이 높은 가정일수록 식품에 관련된 바람직한 속성(건강 위험 감소)을 얻기 위하여 높은 가격을 지불할 능력이 있어서인지, B제품에 대한 선호의 의사표시를 좀더 쉽게 하였다. 식 (8)에 비추어 이 결과를 해석하면, 소비자가 똑같은 10,000원을 지출하고 얻는 한계효용이 A제품보다 B제품을 선택했을 때 더 큼을 의미한다.

모형 (4)는 위에서 살펴본 경제적 변수들 이외에도 인구통계학적 변수들을 포함한 완전모형(a full model)이다. 개인적 특성을 나타내는 변수들인 나이 (AGE), 교육수준(EDUCATION), 그리고 가족수(FAMILY SIZE)는 안전 제품의 구매결정에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이처럼 인구통계학적 변수들이 안전제품 선택에 영향을 미치지 못한 이유 중의 하나로 논의된 선택결정의 성격-양적 조정이 이루어지지 않은 제품의 종류에 대한 일회적 선택-을 들 수 있을 것이다. 모형 (4)의 옆칸은 주요 변수들이 B제품을 선택할 확률에 미치는 한계효과의 평균을 나타낸다. 선정된 주요 변수들-가격증가, 위험감소, 주관적 심각성, 소득-모두 안전제품 선택에 영향을 미치는 변수들이었지만, 그 중 소비자들의 일상 구매행위에 있어서 가장 익숙한 변수인 가격의 변화가 안전제품을 선택할 확률에 미치는 한계효과가 가장 큰 것으로 나타났다.

V. 위험감소에 대한 편익가치 추정

식 (8)에 표기된 선형확률효용모형의 추정치를 이용하여 안전제품(B제품)의 구매의도에 함축된 위험감소에 대한 소비자들의 지불의사(willingness to pay)를 측정할 수 있다. 그 중 하나가 소비자들 A, B 중 어느 제품을 구입하든지 똑같은 효용수준을 얻게 되어 두 종류의 제품구입에 있어 무차별하게 되는, A제품의 가격에 추가해서 B제품에 대해 더 지불하고자 하는 제품단위당 가격증가분(price increment) ω 이다. 식 (6)에 기초해서 다시 설명하면, 감소된 위험에 대한 가격증가분 ω 는 두 조건부 효용함수를 같게 만드는 p^A 에 대한

추가분으로 정의되고 식 (9)로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} EV^A(\cdot) &= \overline{EV^A}(M, p^A, \pi^A, \theta) + \epsilon^A \\ &= \overline{EV^B}(M, p^A + \omega, \pi^B, \theta) + \epsilon^B = EV^B(\cdot) \end{aligned} \tag{9}$$

식 (9)에서 각 소비자는 자신이 지불하고자 하는 가격증가분 ω 를 잘 알고 있겠지만, 앞에서 논의한 이유로 분석자들에게는 하나의 확률변수로 간주될 수 있다. 편익가치 추정치의 무작위성을 제거하기 위하여, Hanemann(1984)이 행한 것처럼 분석자의 입장에서 사전 간접효용함수의 기대치를 구하였다(즉, $E[EV^A(\cdot)] = E[EV^B(\cdot)]$).

가격증가분을 계산하기 위하여, 식 (8)에 p^B 대신에 $(p^A + \omega)$ 를 대체시킨 후 ΔEV 를 0으로 만드는 ω 의 값을 각 응답자에 대해 구했다.

$$\omega = \frac{\kappa + \lambda(\pi_s^A - \pi_s^B) + \tau M + \eta \theta}{\gamma} \tag{10}$$

식 (10)에 따르면, 위험감소량($\pi_s^A - \pi_s^B$)이 커질수록 가격증가분 ω 역시 증가해야 할 것이다.

가격증가분의 계산에 앞서, 평가대상인 ‘위험’의 양과 관련해서 한 가지 점을 명백히 해야 할 것이다. 14가지 다른 결합의 위험량 중의 하나가 설문조사 응답자들에게 무작위하게 배정되었기 때문에 응답자들이 서로 다른 수준의 위험감소량을 평가하였다고 볼 수 있다. 이 문제를 해결하기 위해 총표본에 망라하는 다섯 가지 ‘대표적’ 위험감소 시나리오를 작성하였다. B제품 소비에 따르는 건강위험은 백만 명 중의 1명이 추가적으로 암에 걸릴 것이라고 일괄하여 고정시켰다. 이 숫자를 택한 이유는 ‘백만 명 중의 한 명에 대한 추가적 암발생률’이 미국 환경보호국(Environmental Protection Agency: EPA)이 지정한 환경오염물질로부터의 ‘수용 가능한 위험(acceptable risk)’수준이기 때문이다(NAS(1987)). 그러나 A제품의 소비에 따른 건강위험을 다섯 가지로 달리 함으로써 <표 4>의 처음 두 칸에 나타난 바와 같은 다섯 가지 다른 위험감소수준을 상정하였다.

<표 4>의 가운데 두 칸은 <표 3>에서 완전모형(full model)으로 간주될 수 있는 모형 (4)의 추정치를 이용하여 계산한 평균가격의 증가분과 그 표준편차

〈표 4〉 위험감소에 따라 소비자들이 지불하고자 하는 평균가격 증가분(원)

위험감소(%)	위험감소	A제품으로 부터 위험	B제품으로 부터 위험	가격 증가	
				평균 ^a	표준편차 ^b
(1) 33%	0.5 / 1,000,000	1.5 / 1,000,000	1 / 1,000,000	5,243	647
(2) 50%	1 / 1,000,000	2 / 1,000,000	1 / 1,000,000	5,298	638
(3) 75%	3 / 1,000,000	4 / 1,000,000	1 / 1,000,000	5,520	602
(4) 83%	5 / 1,000,000	6 / 1,000,000	1 / 1,000,000	5,742	569
(5) 91%	10 / 1,000,000	11 / 1,000,000	1 / 1,000,000	6,296	499

주: a) 가격증가분은 각 응답자에 대해 계산한 다음 전 표본에 대한 평균을 구하였다.

b) 표준편차는 $\sqrt{\text{Var}(\hat{w})}$ 로 정의된다. 평균가격 증가분 w 가 probit모형으로부터 추계된 계수들의 함수, 즉 식 (10)에서 정의된 바와 같이 $\hat{w} = f(\hat{\phi}) = f(\hat{\lambda}, \hat{\gamma}, \hat{\lambda}, \hat{\gamma}; M, \theta)$ 이기 때문에 \hat{w} 의 분산은 제 1차 Taylor series에 의하여 개략되었다:

$$\text{Var}(\hat{w}) = \sum_i (\partial f / \partial \hat{\phi}_i)^2 \text{Var}(\hat{\phi}_i) + 2 \sum_{i \neq j} (\partial f / \partial \hat{\phi}_i) (\partial f / \partial \hat{\phi}_j) \text{Cov}(\hat{\phi}_i, \hat{\phi}_j)$$

를 나타낸다. 이 때 가격의 증가분은 각 개인에 대해 계산한 다음 표본 전체에 대한 평균을 계산하였다. 전체적으로 전주시내에 거주하는 주부들은 안전제품에 대해 매우 높은 가격프리미엄을 지불할 의사가 있었다. 사실, A제품의 평균 가격인 986원에 비해 매우 작은 위험변화량을 나타내는 다섯 가지 시나리오에 대한 가격증가분은 540%로부터 650%에 이르는 가격인상을 의미했다. 또 하나 주시해야 할 점은 가치측정의 결과가 식 (10)이 예측한 바와 같이, B제품을 선택함으로써 실현되는 위험감소의 양이 커져 감에 따라 가격의 증가분도 따라서 커져 감을 볼 수 있다.¹²⁾

VI. 요약과 결론

본고는 확률적 정보의 형태로 제시된 건강위험에 대한 소비자들의 반응을 기대효용가설의 틀 안에서 이산적 소비자선택모형으로 전개하였다. 전북 전주시 주부들을 대상으로 한 연구조사의 결과는 기대효용가설이 예측하는 바를 고무적으로 지지하였다. 즉 소비자들은 건강위험정보를 받고난 뒤 ‘합리적인’

12) 각 위험감소 시나리오에 대하여 계산된 평균가격의 증가분은 시나리오 (1)과 (2)를 비교할 때를 제외하고는 5% 유의수준에서 통계적으로 서로 다른 것으로 나타났다. 즉 시나리오 (1)과 (2)의 가격증가분의 표본평균을 비교할 때(5,243원과 5,298원), Z통계치는 1.40으로 계산되었다. 반면에 시나리오 (2)와 (3)을 비교할 때(5,298원과 5,520원) Z통계치는 5.85, 시나리오 (3)과 (4)를 비교할 때(5,520원과 5,742원) Z통계치는 6.19, 그리고 시나리오 (4)와 (5)를 비교할 때(5,742원과 6,296원) Z통계치는 16.92로 계산되었다.

자기보호행위(self-protective behavior)를 취하였다. 과반수 이상의 응답자들이 건강위험에 대한 새로운 정보를 받은 후에 좀더 안전한 제품으로 교체할 의사를 표시하였다. 또한 소비자들의 안전제품에 대한 선호는 그들이 평소에 자주 비교하는 두 제품 간의 가격차이뿐만 아니라 암발생률의 형태로 제시된 건강위험의 차이도 동시에 고려하였다. 그리고 이러한 가상적 안전제품에 대한 구매의도는 소비자들의 실제 위험회피행위와도 대체로 일관성이 있었다. 설문지에서 제시한 건강위험정보 외에도, 뉴스보도를 통하여 형성된 제품에 대한 주관적 위험인식의 정도도 또한 영향을 미쳤다. 뿐만 아니라 소득이 높은 사람일수록 안전제품에 대한 수요가 더 높은 것으로 나타나 '건강위험 감소(혹은 안전성)'라는 상품이 하나의 정상재로 취급될 수 있음을 확인하였다.

가상시장에서 표현된 자기보호행위로부터 소비자들이 건강위험 감소에 부착하는 가치를 추정하였다. 이 결과는 위험정보와 회피행위 간 관계만큼 뚜렷하지 못했다. 안전제품의 선택으로 실현될 건강위험의 정도가 커질수록 소비자들이 감수하고자 하는 가격증가분이 컸다. 그러나 소비자들은 매우 작은 위험감소($1/100,000$)를 보장하는 안전제품에 대해 매우 높은 가격프리미엄(6,296원)을 지불하고자 했다. 이렇게 매우 작은 확률의 위험정보에 대한 과대반응은 여러 매체로부터의 집중된 보도로 널리 주지된 사건들에 대한 이전의 연구결과와 맥을 같이하고 있다고 볼 수 있다(Viscusi(1991), Eom(1994b)).

이런 결과에 대한 가능한 해석으로, 소비자들이 가상행위 질문항목에서 비교평가한 것은 두 제품에 부착된 숫자로 표시된 '건강위험' 자체의 변화량이라기보다는 좀더 포괄적으로 해석된 식품의 안전성(food safety)이었을 수도 있다. 즉 소비자들은 자신과 가족이 매일 먹는 식품의 안전성을 보장하기 위하여 상당히 높은 가격프리미엄을 지불할 의사가 있음을 의미한다. 이런 관점에서 보면, <표 4>에 계산된 가격증가분 ω 는 사실상 위험감소로 표시된 안전성(safety)에 대한 소비자들의 지불의사라고 해석할 수 있고, 이로부터 '통계적 생명의 가치(value of statistical life)'를 계산할 수 있을 것이다. 예시적으로 <표 4>의 두 번째 시나리오에서 주어진 위험감소량 $1/1,000,000$ 에 대하여 계산된 가격프리미엄이 함축하는 통계적 생명의 가치는 약 53억원(680만 달러) 정도로 현재까지 검토된 가장 그럴듯한 생명에 대한 평가치인 220만 달러에서 1,180만 달러(1995년 가격으로 환산)의 중간 정도에 있다.¹²⁾

12) 최근에 Fisher et al.(1989)이 임금차이, 운전시 안전벨트 사용, 화재경보기 구입, 그리고

물론 본고의 실증분석의 결과를 해석하고 적용하는 데 상당한 주의를 요한다. 첫째, 본고에서 사용한 데이터는 소비자들이 가상시장에서 표시한 구매의도를 기록하였으므로 실제 시장거래에서 소비자들의 구매행위와 일치하지 않을 수도 있다. 둘째, 자원의 부족으로 분석에 사용된 표본이 전북 전주시내에 거주하는 주부들로 국한되었으므로 우리 나라 평균 소비자들의 건강위험정보에 대한 반응을 알아보기 위해서는 여러 지역과 도시를 포함한 전국 규모의 연구조사가 이루어져야 할 것이다. 마지막으로 베이지안 학습모형을 이용하여 새로운 위험정보를 받은 후의 소비자들의 위험인지 수정과정을 묘사하였으나, 이산선택모형의 설정으로 가격과 위험정보 간의 관계로만 단순화시킬 수 있었다. 앞으로 새로운 건강위험정보를 받기 전과 받은 후의 위험인지수준을 유도하여 소비자들의 학습과정을 구체화시킬 수 있다면, 건강위험에 대한 소비자들의 반응을 연구하는 데 필수요소인 위험인지과정, 회피행위, 편익가치 측정의 세 가지 측면을 좀더 통합적으로 고찰할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

1. 경제정의실천시민연합(경실련), 『시민의 신문』, 1996년 3월 21일, 3월 25일.
2. 경향신문사, 『뉴스메이커』, 1996년 3월 21일, 3월 29일.
3. 매일경제신문사, 『이코노미스트』, No. 334, 1996년 4월 23일.
4. 매일경제신문사, 『주간매경』, No. 850, 1996년 4월 10일.
5. 전북일보사, 『전북연감』, 1995.
6. 전북일보사, 『전북일보』, 1996년 2월 28일, 29일, 3월 4일, 3월 7일.
7. 전라북도, 『전주 통계연보』, 1995.

담배구매행위 등에 기초하여 생명의 가치를 추정한 연구들을 검토한 결과 밝혀 낸 가장 그럴듯한 '통계적 생명의 가치(VOL)'에 대한 추정치의 범위이다. '통계적 생명의 가치'는 후생수준을 변화시키지 않으면서 소비자가 조기사망(premature death)의 위험을 줄이기 위하여 지불하고자 하는 금액으로부터 계산되고 다음과 같이 정의된다.

$$VOL = WTP / \text{Risk Reduction} = \omega / (\pi_s^A - \pi_s^B)$$

그러나 본문에서 계산한 수치를 확대해석해서는 안 될 것이다. 먼저 응답자들이 설문지에서 응답한 제품선택의 성격은 양적 조정(quantity adjustment)이 이루어지지 않은 일회적인 의사결정이었다. 그러므로 평생동안 섭취한 간장의 양을 기준으로 할 때와 비교해서, 본 연구에서 추정된 VOL은 하나의 하한선적인 의미를 가질 뿐이다.

8. 한겨레신문사, 『한겨레 21』, 1996년 3월 21일.
9. Arrow, K. J., "Risk Perceptions in Psychology and Economics", *Economic Inquiry*, Vol. 20, 1982, pp. 1-9.
10. Ben-Akiva, M. and S. R. Lerman, *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press, 1985.
11. Choi, E. K., and S. R. Johnson, "Consumers' Surplus and Price Uncertainty", *International Economic Review*, Vol. 28, 1987, pp. 407-422.
12. Cook, P. J. and D. A. Graham, "The Demand for Insurance and Protection: The Case of Irreplaceable Commodities", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 91, 1977, pp. 143-156.
13. Cramer, J. S., *Economic Application of Maximum Likelihood Methods*, Cambridge University Press, 1986.
14. Eom, Y. S., "Pesticide Residues on Fresh Fruits and Vegetables: Focus Group Findings", unpublished paper, Raleigh, North Carolina State University, August 1990.
15. _____, "Cosmetic Impacts, Pesticide Risks, and Produce Quality: Raleigh, San Francisco, Wichita Focus Group Findings", A Report Submitted to Economics Research Service, U.S. Department of Agriculture, 1994a.
16. _____, "Pesticide Residue Risk and Food Safety Valuation: A Random Utility Approach", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 4, 1994b, pp. 760-771.
17. Eom, Y. S. and V. K. Smith, "Calibrated Non-Market Valuation", Discussion Paper for Resources for the Future, Washington, D. C., 1994.
18. Fisher, A., L. G. Chestnut, and D. M. Violtette, "The Value of Reducing Risks of Death: A Note on New Evidence", *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 8, No. 1, 1989, pp. 88-100.
19. Foster, W. and R. E. Just, "Measuring Welfare Effects of Product Contamination with Consumer Uncertainty", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 17, 1989, pp. 266-283.
20. Hanemann, W. M., "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Ex-

- periment with Discrete Response”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 66, 1984, pp. 332-341.
21. Ippolito, P. M. and A. D. Mathios, “Information, Advertising and Health Choices: A Study of the Cereal Market”, *Rand Journal of Economics*, Vol. 21, 1990, pp. 459-480.
22. Lichtenstein, S. R., P. Slovic, and W. A. Wagenaar, “When Lives Are in Your Hands: Dilemmas of the Societal Decision Maker”, in R. M. Hogarth, ed., *Insights in Decision Making: A Tribute to H. J. Einhorn*, Chicago University Press, 1990.
23. Magat, W. A., W. K. Viscusi, and J. Huber, “Paired Comparison and Contingent Valuation Approach to Morbidity Risk Valuation”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 15, 1988, pp. 395-411.
24. Marin, A. and G. Psacharopoulos, “The Reward for Risk in the Labor Market: Evidence from the United Kingdom and a Reconciliation with Other Studies”, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 4, 1982, pp. 827-853.
25. McFadden, D., “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior”, *Frontiers of Econometrics*, ed., P. Zarembka, New York, Academic Press, 1974.
26. Mishan, E. J., “Evaluation of Life and Limb: A Theoretical Approach”, *Journal of Political Economy*, Vol. 79, 1971, pp. 687-705.
27. Mitchell, R. and R. Carson, *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*, Washington, D. C., Resources for the Future, 1989.
28. National Academy of Science, *Regulating Pesticide Residues in Food: The Delaney Paradox*, Washington, D. C., National Academy Press, 1987.
29. Schelling, T. C., “The Life You Save May be Your Own”, in *Chase*, 1968, pp. 127-176.
30. Slovic, P., B. Fischhoff, and S. Lichtenstein, “Regulation of Risk: A

- Psychological Perspective”, in *Regulator Policy and the Social Science*, ed., R. Noll. Berkeley, University of California Press, 1985.
31. Smith, V. K. and W. H. Desvousges, “An Empirical Analysis of the Economic Value of Risk Changes”, *Journal of Political Economy*, Vol. 95, 1987, pp. 89-114.
 32. _____, “Subjective versus Technical Risk Estimates: Do Risk Communication Policies Increase Consistency?”, *Economic Letters*, Vol. 31, 1989, pp. 287-291.
 33. _____, “Risk Communication and the Value of Risk Information: Radon as a Case Study”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, 1990, pp. 137-142.
 34. Smith, V. K. and R. Johnson, “How Do Risk Perceptions Respond to Information: The Case of Radon”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 1, 1988, pp. 1-8.
 35. Talcott, F. W., “How Certain Is that Environmental Risk Estimate?” *Resources*, 1992.
 36. Viscusi, W. K., “Prospective Reference Theory: Toward an Explanation of the Paradoxes”, *Journal of Risk Uncertainty*, Vol. 2, 1989, pp. 235-264.
 37. _____, “Age Variations in Risk Perceptions and Smoking Decisions”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 4, 1991, pp. 577-588.
 38. Viscusi, W. K. and C. O'Connor, “Adaptive Response to Chemical Labeling: Are Workers Bayesian Decision Makers”, *American Economic Review*, Vol. 74, 1984, pp. 942-956.
 39. Viscusi, W. K. and W. N. Evans, “Utility Functions That Depend on Health Status: Estimates and Economic Implications”, *American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, 1990, pp. 353-374.