

백색시유 가공업자의 시장지배력 추정

안 병 일*

Key words: 시장지배력(market power), 공급관계(supply relation), 추측적 변이(conjectural variation)

ABSTRACT

This paper estimates the market power of fluid milk bottlers in Korea using NEIO (New Empirical Industrial Organization) supply relation that includes conjectural variation. The estimated coefficient of the market power parameter is significantly different from zero, and the corresponding average Lerner index over the period of 1975 to 2004 is 0.15.

- | | |
|------------|---------------|
| 1. 서론 | 4. 시장지배력 추정결과 |
| 2. 이론적 모형 | 5. 요약 및 결론 |
| 3. 실증분석 모형 | |

1. 서 론

2004년 9월 백색시유 가공업체는 서울우유와 낙농진흥회를 필두로 원유가격의 13% 인상을 단행하였다. 이와 시기를 같이 하여 백색시유 제품별 소비자 가격은 최고 37%까지 올랐다고 연합뉴스의 2004년 10월의 보도가 있었다.¹ 이러한 가격 인상에

대해 시유업체들은 원유가격이 1998년 이후 동결되어 왔고 그 이유 때문에 시유가격이 줄곧 일정하게 유지되어 왔으나 납유가격의 인상이라는 원가 상승이 발생하였으므로 시유가격 역시 인상되는 것이 당연하다는 주장을 하였다. 통계청의 소비자 물가 조사를 보면 <그림 1>에서와 같이 시유업체의 주장처럼 시유의 가격은 원유의 납입가격과 추세를 같이 한다. 즉, 1998년

* 한국농촌경제연구원 전문연구원.

¹ 연합뉴스의 보도 내용은 다음과 같다. “농림부가 20일 국회 농림해양수산위 홍문표(洪文杓, 한나라당) 의원에게 제출한 국정감사 자료에 따르면 12일 현재 매일, 남양, 해태유업 등 8개 대형 업체 우유제품의 평균 소비자 가격이 16~25% 올랐고, 이 가운데 모 업체의 200ml 우

유는 350원에서 480원으로 37%가 인상됐다. 홍 의원은 “최근 사료값 인상에 따른 생산비 상승으로 낙농가의 원유 납품가격이 일률적으로 13% 올랐다”면서 “그러나 최종 소비자 가격이 최고 37%나 상승한 것은 우유 유통 과정에 문제가 있는 것”이라고 지적했다.” 연합뉴스 2004년 10월 20일자.

원유의 납입가격이 동결되어 온 이후 2004년 상반기 중에 약간의 상승이 있기는 하였으나 전반적으로 2004년 3/4분기까지 시유의 가격은 큰 변동 없이 유지되어 왔으며 2004년 4/4분기 이후에는 원유의 납입가격의 인상으로 큰 폭의 시유가격 상승이 있었다.

시유업체의 주장에 대해 소비자 단체들은 원유가격의 상승률인 13%를 넘어서는 우유가격의 인상은 시유의 유통과정상에 문제가 있음을 보여 주는 것이라는 지적을 하였는데, 실제 <그림 1>에서 보는 바와 같이 시유의 평균 소비자 가격은 원유가격의 인상 전후인 2004년 3/4분기 대비 2004년 4/4분기 가격이 배달우유를 기준으로 할 경우 19%, 시판우유를 기준으로 할 경우 16%가 올랐다. 원유가격 인상으로 말미암은 이러한 소비자 가격의 인상이 실제 납유 가격인상이라는 원가상승이라는 요인에서만 비롯된 것일까?

본 논문에서는 시유의 소비자 가격 인상률이 납유 가격의 인상률을 넘어섰던 2004년 9월의 원유가격 인상률에 대한 결과는 시유시장의 시장구조를 보여 주는 단초가 된다는 문제의식하에 우리나라 시유시장의 불완전 경쟁 여부를 검증하려 한다. 원유가격의 13% 인상이 시유가격의 16% 또는 19% 인상이라는 결과로 나타난 것은 우리나라 시유시장이 불완전 경쟁 구조라는 것을 강하게 암시하는 대목이라고 할 수 있다.² 왜냐하면 원유가격이 시유 가공에 드

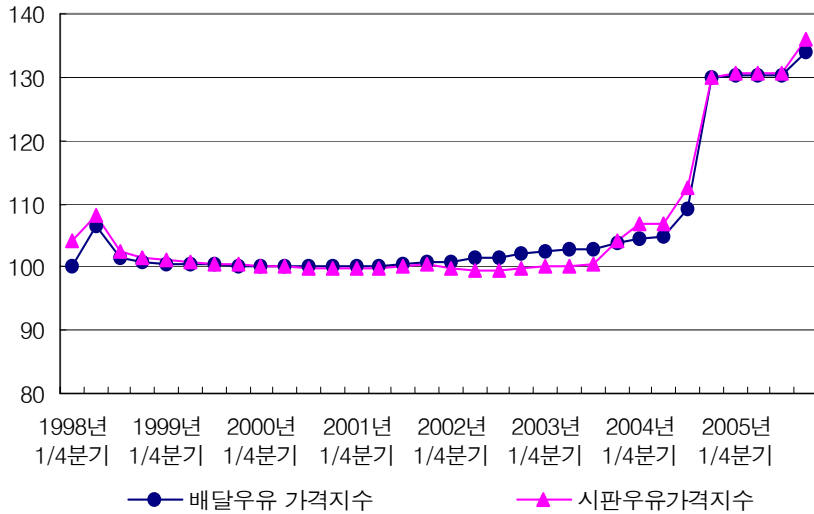
는 모든 한계비용이라는 극단적인 가정을 하여도 시유시장이 완전경쟁시장이라면 13%의 한계비용 인상은 13%의 시유가격 인상으로 귀결되어야 하기 때문이다. 러너 인덱스(Lerner-index)를 이용하여 이를 좀 더 자세하게 표현할 수 있다. 즉, 시장구조 파라미터를 ξ 로 정의하면(완전경쟁에서는 $\xi=0$, 독점에서는 $\xi=1$), 시유 가공업체들이 얻는 초과이익의 비율은 $L = \frac{P - mc}{P} = -\frac{\xi}{\eta}$ 로 표현할 수 있다(Lerner 1934; Genesove and Mullin 1998). 여기서 P는 시유의 가격이며, mc는 원유가격을 포함해서 시유를 가공하기 위해 드는 한계비용이며, η 는 시유 수요의 가격탄성치이다. 이를 다시 정리하면 $P(1 + \frac{\xi}{\eta}) = mc$ 의 관계가 성립한다. 따라서 완전경쟁시장이라면 ξ 가 0이 되기 때문에 한계비용이 일정액만큼 상승하면 그와 같은 수준으로 가격이 상승하는 반면, ξ 가 0이 아닌 불완전 경쟁 구조라면 일정액만큼의 한계비용 상승은 $\frac{\xi}{\eta}$ 가 일정할 경우 그 이상만큼의 가격 상승을 초래하게 된다. 이는 러너 인덱스의 정의상 $-1 \leq \frac{\xi}{\eta} \leq 0$ 이기 때문이다.³

40%의 시장 점유율을 보이고 있으며, 매일유업, 빙그레, 남양유업은 그 뒤를 이어 각각 14.5%, 12.9%, 11.9%의 시장 점유율을 보이고 있어, 상위 4대 업체의 시장점유율이 78%를 넘고 있다.

³ 시유가격이 원유가격의 인상률인 3%보다 높게 나타날 수 있는 다른 한 가지 원인으로서는 2004년 9월 이후 원유가격 인상에 더하여 기타 시유 가공비용이 큰 폭으로 올랐을 가능성을 들 수 있다. 그러나 이러한 가능성은 <그림 1>에서 확인되는 바와 같이 매우 희박하다. 즉, 시유가격의 움직임은 주로 원유가격과 추세를 같이 한다는 점이며, 2004년 9월을 전후해서 시유 가공비용이 큰 폭으로 변화할 만큼의 시유

² 송주호 등(2005)의 연구를 보면 2003년 기준으로 우리나라 시유시장에서 서울우유는 약

그림 1. 1998년 이후 분기별 백색시유의 소비자 가격 변화 추이



자료: 통계청 소비자 물가지수

이와 같은 간단한 방법으로도 시유시장에 대한 불완전 경쟁 여부를 검증할 수 있으나 이는 제한 적인 방법이라고 할 수밖에 없는데, 그 이유는 한계비용의 상승을 전후해서 $\frac{\xi}{\eta}$ 가 일정한지에 대한 정보가 없기 때문이다. 따라서 본 논문에서는 계량경제학적인 방법을 동원하여 우리나라 시유시장에 대한 시장구조의 불완전성 검증을 실시하고자 한다. 우리나라의 경우 시장구조를 검증하거나 시장지배력을 추정한 연구는 미미한 실정인데, 특히 농산물 시장에 대해서는 시장에 대한 정부의 개입의 이유가 생산자는 완전 경쟁적인데 반해 농산물을 수요 하는 쪽은 독과점적 형태를 띠고 있기 때문이라는 것을 주요 근거중의 하나로 제시하면서도 실제로 국내 농산물 시장에 대한 불완전 경쟁 여부를 검증하고 시

장지배력을 추정한 연구는 드물다. 국내에서 불완전 경쟁을 이슈로 다룬 연구는 우리나라 시장에서 수출국들의 시장지배력을 다룬 양승룡 등(2001)의 연구를 들 수 있으나 이 연구에서는 러너 인덱스로 정의되는 시장지배력을 계측하지 않았기 때문에, 본 논문에서의 접근방법과는 다르다. 그 외 시장구조 파라미터를 모형 내에 명시적으로 고려한 선행 연구로 안병일(2002) 및 허무열 등(2000) 그리고 Ahn(2005)의 연구를 들 수 있으며, 농산물 시장 이외의 일반 산업분야에 적용한 예는 김남일(2003)의 연구를 들 수 있다. 이들 연구는 그러나 시장지배력을 나타내는 불완전경쟁 여부를 검증하거나 시장지배력을 나타내는 파라미터를 실증적으로 추정하지 않고 꾸르노 경쟁등을 가정하고 불완전 경쟁이 균형물량이나 가격 그리고 사회후생에 미치는 효과를 계측하였다. 이 연구에서는 선행 연구에서

시장 외적인 충격 또한 있었다고 보기 힘들기 때문이다.

시도되지 않은 시장지배력을 실증적으로 추정하고자 한다. 이를 위해 본 논문에서는 시장지배력을 추정할 수 있는 이론적인 근거도 실증분석과 함께 제시하고자 한다.

2. 이론적 모형

과점적 시유 가공업자 i 가 1kg의 시유를 생산하기 위해서 원유가 m kg이 든다고 할 경우, 1 kg의 원유로 생산할 수 있는 시유는 $1/m$ kg 이라고 할 수 있다. 따라서 원유 Q_f 와 시유 Q 간에는 $Q/m=Q_f$ 의 관계가 있다고 할 수 있다. 이러한 가정을 따를 경우 과점적 시유 가공업자 i 의 이윤 극대화 문제는 다음 식(1)과 같이 정의할 수 있다.⁴

$$(1) \text{Max} \prod_i = P_r(Q)q_i - [P_f(Q_f) + w_i]q_{fi} - FC_i$$

여기서 $P_r(Q)$ 는 시유 가공업자들이 직면하는 시유에 대한 시장의 역 수요곡선이며, $P_f(Q_f)$ 는 원유의 역 공급곡선이며, w_i 는 원유 단위당 시유로 가공하기 위하여 드는 가공비용이다. q_i 는 시유 가공업자 I가 판매하는 시유의 물량이며 q_{fi} 는 시유 가공업자 I가 q_i 만큼의 시유를 가공하기 위해 구

매하는 원유의 물량이다. FC_i 는 시유 가공업자 I가 시유를 가공하는 데에 드는 고정비용을 나타낸다. 과점적 시유 가공업자 i 가 1kg의 시유를 생산하기 위해서 원유가 m kg이 든다고 할 경우, 1 kg의 원유로 생산할 수 있는 시유는 $1/m$ kg 이라고 할 수 있다. 따라서 원유 q_{fi} 와 시유 q_i 간에는 $q_i/m=q_{fi}$ 의 관계가 있다고 할 수 있다. 이를 이용하여 위 이윤 극대화 문제를 시유단위로 통일하여 다시 정리하면, 식 (2)로 나타낼 수 있다.

$$(2) \text{Max} \prod_i = P_r(Q)q_i - [P_f(Q_f) + w_i] \frac{1}{m}q_i + FC_i$$

한국 낙농산업의 특성상 원유구매가격인 $P_f(Q_f)$ 는 \bar{P}_g 로 쓸 수 있는데, 이는 낙농진흥회가 (낙농진흥회 이전에는 정부가) 고시한 원유가격에 농가로부터 원유를 구매하여 시유 가공업자들에게 판매하기 때문이며, 서울우유등의 낙농조합들 역시 원유의 고시가격에 준하는 가격으로 소속 농가들과 원유 구매 계약을 체결하기 때문에, 원유가격은 원유의 생산량에 의존하지 않는 고정된 값으로 볼 수 있기 때문이다. 따라서 시유 가공업자들의 이윤 극대화를 위한 1계 조건은 다음 식(3)과 같이 표현할 수 있다.

$$(3) \frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial q_i} \frac{q_i}{Q} + P_r(Q) - (\bar{P}_g + w_i) \frac{1}{m} = 0$$

이 관계는 $PMR_i=MC_i$ 로 나타낼 수 있는데, 이는 $\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial q_i} q_i + P_r(Q)$ 이 시유가공업자의 인식된 한계수입 곡선이며 $(\bar{P}_g + w_i) \frac{1}{m}$ 은 시유 가공업자의 한계비용(MC $_i$) 이기 때문이다. 식(3)에서

⁴ 시유시장에서 가장 큰 시장점유율을 차지하고 있는 서울우유의 경우 협동조합이기 때문에, 이와 같이 이윤 극대화 문제를 정의하는 것이 타당한지에 대해 논란의 소지가 있다. 그러나 협동조합의 경우에는 목적함수가 과연 어떤 것인지에 대해서 많은 논란이 있으므로 다양한 대안의 목적함수 중의 하나로 이윤 극대화 문제를 설정하는 것이 큰 무리는 없다고 할 수 있다(Bateman et al. 1979; LeVay 1983). Enke(1945)의 경우 이윤 극대화가 가장 현실적인 협동조합의 목적함수가 될 수 있다는 설명을 하고 있다.

$\frac{\partial Q}{\partial q_i}$ 는 시장구조를 나타내는 척도로서 NEIO(New Empirical Industrial Organization) 연구들이 말하는 추측적 변이(Conjectural Variation)이다. $\frac{\partial Q}{\partial q_i}$ 이 0일 경우 완전경쟁을 나타내며, 1일 경우 독점시장을 나타낸다. 또한 0과 1사이의 값이면 과점시장을 나타낸다. 또는 $\frac{\partial Q}{\partial q_i} \frac{q_i}{Q}$ 를 추측적 탄성치(Conjectural Elasticity)로 정의할 경우 이 값이 0이면 완전경쟁시장, 1이면 독점시장을 나타낸다고 할 수 있다. 따라서 시유가공업자들이 소비자들 상대로 하는 시장 지배력을 추정하는 일은 $\frac{\partial Q}{\partial q_i}$ 또는 $\frac{\partial Q}{\partial q_i} \frac{q_i}{Q}$ 를 추정하는 것으로 대변될 수 있다. 추측적 탄성치 $\frac{\partial Q}{\partial q_i} \frac{q_i}{Q}$ 를 λ_i 로 정의하고 시유가공업자들의 이윤 극대화 1계 조건을 합산하고 이를 가공업자의 수 n 으로 나누면 식(4)와 같이 공급업자가 시장지배력을 행사하는 경우에 시장에 나타나는 공급을 표현하는 공급관계 곡선으로 나타낼 수 있다.

$$(4) P_r(Q) = -\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \xi Q + (\bar{P}_g + \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{n}) \frac{1}{m}$$

여기서 ξ 는 $\sum_{i=1}^n \frac{\lambda_i}{n}$ 로서 시유 가공업자들이 시유시장에서 행사하고 있는 시장지배력의 평균으로 해석할 수 있다. 선행 연구 중 Bresnahan(1988)은 이 파라미터를 과점업자들의 평균적인 담합수준으로도 해석한 바 있다. 이 연구는 기존의 선행 연구들(Bresnahan 1988; Schroetr 1988), 및 Wolfarm(1999) 및 Sexton(2001))과 차별을 가지는데, 이는 공급관계곡선에서 나타나는 시장구조 파라미터 ξ 를 추측적 탄성치

를 이용하여 도출하였다는 점이다. 즉, 선행 연구의 경우 식 (3)에서 추측적 변이 $\frac{\partial Q}{\partial q_i}$ 가 각 공급자에 걸쳐 일정하다고 가정하였기 때문에(예를 들어 $\frac{\partial Q}{\partial q_i} = \theta$), 이러한 가정을 본 논문의 모형에 적용할 경우 공급관계 곡선은 식 (5)로 정의 된다.

$$(5) P_r(Q) = -\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \frac{\theta}{n} Q + (\bar{P}_g + \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{n}) \frac{1}{m}$$

식(5)와 달리 식(4)는 추측적 변이에 대한 어떠한 가정도 하지 않고도 도출 가능한 공급관계 곡선이기 때문에 본 논문은 시장지배력을 추정하는데 보다 일반화된 접근 방법을 택하였다고 할 수 있다.

공급관계 곡선 (4)는 시장지배력을 추정하는 것은 결국 공급관계 곡선을 추정하는 것과 동일하다는 점을 말해 주는데, 경쟁시장에서 나타나는 공급곡선과 크게 다른 점

⁵ 이 식에서 θ 는 $\frac{\partial(q_i + \sum_{j \neq i}^n q_j)}{\partial q_i} = 1 + \frac{\partial(q_i \sum_{j \neq i}^n q_j)}{\partial q_i}$

로 표시할 수 있고, 만일 꾸르노 모형을 가정

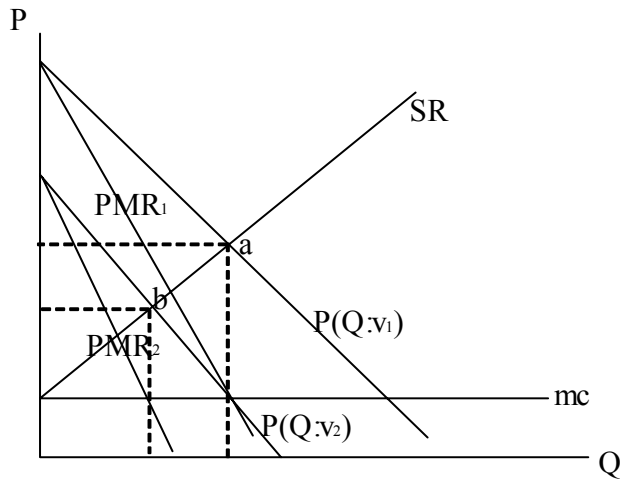
한다면 $\frac{\partial(q_i \sum_{j \neq i}^n q_j)}{\partial q_i}$ 가 0이 된다. 이는 꾸르노

모형의 정의상 한기업의 물량조절은 다른 기업의 물량조절에는 영향을 미치지 않기 때문이다. 따라서 꾸르노 모형을 가정할 경우 본 논문에서 추정하고자 하는 시장구조 파라미터는 $1/n$ 로 계산되기 때문에 공급자(시유 가공업자)의 수 n 만 알면 시장구조 파라미터를 도출할

수 있다. 그러나 본 논문에서는 $\frac{\partial(q_i \sum_{j \neq i}^n q_j)}{\partial q_i}$ 를

0이라고 가정하지 않았고 θ/n (결과적으로 실증 분석모형에서는 ξ 로 표현됨)를 추정한다. 만일 θ/n (즉, ξ)이 1이라면 독점을 나타내는 것이고 θ/n 이 0라면 이는 완전경쟁을 나타내는 것이기 때문에 θ/n 이 0과 1사이의 값이라면 이는 과점시장의 경쟁정도를 나타내는 시장구조 파라미터로 해석할 수 있다(Bresnahan 1989).

그림 2. 과점시장에서의 공급관계 곡선 유도



중의 하나는 공급관계곡선이 수요곡선과 독립해서 존재하는 것이 아니라는 점이다. 즉, 식 (4)는 수요곡선의 기울기 $\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q}$ 를 포함하고 있다. 이처럼 공급관계 곡선이 수요곡선과 연계되어 있다는 점은 과점시장에서 공급관계 곡선이 어떻게 도출될 수 있는지를 보여 주는 이론적인 단초가 된다. 과점업자들은 한계비용과 인지된 한계수입 곡선이 만나는 점에서 공급물량을 결정하고 이 물량이 수요곡선과 만나는 점에서 가격을 책정한다. 따라서 시장에서 관찰되는 물량과 가격은 수요곡선상의 점이다. 그림에도 불구하고 시장에서 관찰된 가격과 물량을 가지고 공급관계 곡선을 추정할 수 있는 근거는 수요곡선은 가격외의 다른 외생변수에 의해서 변하기 때문에 공급 쪽(한계비용 등)은 변화가 없는 경우에도 각기 다른 수요곡선의 수준에서는 각기 다른 균형점이 산출되기 때문에 균형점이 움직이는 궤적을 추적하면 공급관계곡선을 추

정할 수 있기 때문이다. 이러한 관계를 설명한 것이 <그림 2>이다. <그림 2>에서는 한계비용이 변화가 없는 경우를 나타내고 있다. 만일 수요곡선에 영향을 주는 외생적인 변수가 v_1 과 같은 높은 수준이라면 수요곡선은 $P(Q;v_1)$ 으로 그려질 수 있을 것이고 이때, 시장의 균형물량은 과점업자들에게 인식된 한계비용곡선인 PMR_1 과 mc 가 만나는 점에서 결정되고 과점업자들은 이 물량에 따라 수요곡선 $P(Q;v_1)$ 상에서 가격을 책정하게 되어 시장의 균형점은 a 로 나타낼 수 있다. 만일 수요곡선에 영향을 주는 외생변수가 v_2 라면 균형물량은 PMR_2 와 mc 가 만나는 점에서 결정되기 때문에 시장의 균형점은 b 로 나타낼 수 있다. 따라서 점 a 와 점 b 를 잇는 곡선을 그리면 가격에 대해 양의 관계를 가지는 SR 을 그릴 수 있으며, 이 SR 곡선을 공급관계 곡선이라고 해석할 수 있는 것이다.⁶

⁶ 물론 시장에서 관찰된 데이터는 <그림 2>의

<그림 2>를 식(4)와 연계지어 해석을 하면 SR 곡선은 식(4) 자체를 나타내는 것인데, SR 곡선의 절편은 식(4)에서 $(\bar{P}_g + \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{n}) \frac{1}{m}$ 로 나타내어지며, SR곡선의 기울기는 $-\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \xi$ 로 표현된다. 수요곡선의 기울기는 음(-)이므로 $-\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \xi$ 로 나타내어지는 공급관계 곡선의 기울기는 양(+)으로 나타난다. 또한 여기서 한 가지 중요한 정보는 공급관계곡선의 기울기는 과점업자들의 시장지배력이 클수록 더 가파르다는 점이다. 이는 시장지배력이 ξ 로 표시되기 때문인데, ξ 가 클수록 PMR곡선의 기울기가 더욱 가파르고 따라서 각 수요곡선의 수준에서 균형물량은 더 적은 수준으로 나타나며 그 결과 시장의 균형점은 a 또는 b 점보다 더 왼쪽에 위치하게 되기 때문이다(물론 그러한 균형점 역시 $P(Q;v_1)$ 과 $P(Q;v_2)$ 곡선에 위치한다). 이러한 논의로부터 공급관계곡선 기울기의 최대치는 $-\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q}$ 가 됨을 알 수 있다. 왜냐하면 독점시장에서 ξ 는 1이기 때문이며, 과점시장에서는 ξ 가 1이하의 값을 갖기 때문이다. 식(4)에 알 수 있는 또 하나의 중요한 정보는 공급관계 곡선의 기울기는 수요곡선 기울기의 역과 정의 관계를 가진다는 점이다. 즉, 수요곡선에서 가격이 물량에 대해 더 민감하게 반응 할수록 공급관계곡선의 기울기는 더 커진다. 이점을 탄성치와 연결지어 생각해 보면, 수요가 비

탄력적일수록 공급관계 곡선의 기울기는 더 커진다는 점을 유추할 수 있다.

<그림 2>의 경우 수요곡선의 기울기가 일정한 경우를 예시한 것이지만 만일 수요의 가격탄성치가 일정한 경우라면 공급관계 곡선의 기울기는 $-\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \xi$ 대신 수요의 가격탄성치 η 를 사용하여 $-\frac{1}{\eta} \frac{P}{Q} \xi$ 로 표시할 수 있으며, 이 경우 수요곡선의 기울기는 각 관찰된 시장균형점에서 동일하다는 보장이 없다. 그러나 공급관계 곡선은 <그림 1>에서 묘사된 것과 같은 방법으로 도출 할 수 있다. 다만 다른 점은 수요곡선을 기울기가 일정한 직선대신 탄성치가 동일한 곡선으로 그려진다는 것과, 이에 따라 과점업자들의 인식된 한계수입 곡선 역시 곡선으로 그려진다는 점뿐이다. 수요곡선이 세미로그(semi-log)나 그 밖의 형태를 띠는 경우 역시 <그림 2>와 같은 방법으로 공급관계 곡선을 도출 할 수 있다. 따라서 식 (4)로 표현된 공급관계 곡선과 이를 이용한 시장지배력 검정은 수요곡선의 형태에 관계없이 일반적으로 적용할 수 있는 방법이다.

3. 실증분석 모형

공급관계 곡선을 추정하는 문제에서의 가장 큰 이슈는 <그림 2>에서처럼 외생적인 충격이 모두 제거된 한계비용곡선이 전제되어야 한다는 점이다. 이를 위해 한계비용곡선의 상하 이동을 가져올 수 있는 요인들은 공급관계곡선의 추정식에 가능한

SR과 같이 직선으로 나타나지는 않으나, 관찰된 데이터들을 가지고 회귀분석을 하여 SR 곡선을 추정할 수 있다.

한 모두 포함되어야 한다. 이를 반영하기 위해 시유 가공업자들의 시유시장에서의 공급관계곡선 추정을 위한 실증적인 회귀방정식은 식 (6)과 같이 설정할 수 있다.

$$(6) P_r = \alpha_0 + \alpha_1 Q + \alpha_2 \bar{P}_g + \sum_j \alpha_{wj} w_j + \sum_i \alpha_{di} d_i + \epsilon.$$

여기서 추정계수 α_1 은 수요곡선의 기울기와 시장구조 파라미터 ξ 가 곱해진 값이다. 따라서 시유 가공업자들이 소비자를 상대로 시장지배력을 행사하고 있는지를 검정하는 것은 추정계수 α_1 가 통계적으로 유의한지를 검정하는 것으로 귀결된다. 추정계수 α_2 는 원유 대 시유의 전환비율 $\frac{1}{m}$ 을 나타내는 것이라 할 수 있다. 회귀방정식에서 w_j 는 시유 가공에 드는 추가적인 한계비용 요소 j 를 나타내는 것으로서 추정계수 α_{wj} 는 한계비용 요소 j 가 시유 가공업에 미치는 평균적인 영향을 나타낸다고 할 수 있다. 회귀방정식에서 d_i 는 정책변화 등 시장외적인 충격의 영향을 나타내는 더미변수를 나타낸다.

공급관계 곡선 추정에서의 또 다른 이슈는 설명변수의 내생성(endogeneity) 문제이다. 이는 공급관계 곡선에서 오차항인 ϵ 가 설명변수 중의 하나인 물량 Q 에 영향을 미치기 때문에 발생하는 문제이다. 즉, 과점시장의 특성상 공급자 개개인의 의사결정이 시장가격과 물량에 직접 영향을 미치기 때문에, 위에서 제시한 실증적 회귀방정식처럼 물량 Q 를 외생적으로 주어지는 설명변수로 취급할 수가 없다. 따라서 이러한 내생성 문제를 극복하기 위해서는 물량 Q 대신에 도구변수를 사용하여 추정하여야

한다. 이 연구에서는 2단계 추정법을 사용하여 내생성 문제를 극복하였다. 2단계 추정의 방법은 먼저 내생성 문제를 일으키는 설명변수와는 밀접한 상관관계를 가지나 회귀방정식의 종속변수와는 상관관계가 없는 도구변수를 선택하여 대상 설명변수를 선택된 도구변수에 대하여 회귀분석한 다음, 추정된 회귀방정식이 예측하는 값을 내생성문제를 일으키는 변수 대신에 사용하는 것이다. 이 연구에서는 도구변수로 전기 시유 소비량을 선택하였다. 전기의 시유 소비량은 금기의 시유 소비량과는 밀접한 관련을 가진다고 볼 수 있으나, 시유는 저장 이 불가능하기 때문에 금기의 시유가격에는 영향을 미친다고 볼 수 없기 때문이다.

실증적 회귀방정식인 식(6)을 추정하기 위해 시유가격은 통계청에서 발표되는 시유의 소비자가격지수(배달우유 가격지수)를 사용하였으며, 2004년도 시유의 평균가격을 이용해 1kg당 소비자 가격으로 전환하였다.⁷ 시유 소비량 및 원유의 정부고시

⁷ 배달우유 가격지수를 사용한 이유는 시판우유 가격지수의 경우 1980년 이전은 발표되지 않고 있기 때문이다. 2004년 시유의 평균 판매가격으로는 1리터 들이 우유를 기준으로 1500원을 이용하였다. 200ml 우유가 가장 많이 팔리는 우유임에도 불구하고 1리터들이 가격을 실증분석에서 사용한 이유는 다음과 같다. 즉, 실증분석에서 이용 가능한 가격은 소비자 가격뿐만 아니라 시유 가공업자들이 일반소매점에 납품하는 가격은 이보다 낮다고 가정하는 것이 합리적이다. 따라서 단위당 가격으로 사용하기에는 200ml 들이 우유의 소비자 가격은 실제 시유 가공업자들의 납품가격을 과대평가할 가능성이 많기 때문에 200ml들이 우유에 비해 단위당 가격이 더 할인된 가격인 1리터 들이 우유의 소비자가격을 실증분석에 사용하는 것이 적절하다고 판단하였기 때문이다.

가격은 농림부의 『낙농편람』의 자료를 이용하였다. 원유 가격은 정부고시의 기준가격 대신 농가들이 실제로 수취한 평균가격을 이용하였다. 그 외 한계비용요소로 추가할 수 있는 요소들로 임금, 전기요금, 이자율을 사용하였으며, 전기요금에 대한 가격 자료는 통계청에서 발표하는 가격지수(생산자 가격지수)를 이용하였다. 이자율은 통계청에서 발표되는 연평균 시장 금리를 적용하였으며, 임금자료로는 통계청의 제조업체 평균의 월평균 임금을 사용하였다. 추가적인 한계비용요소로 실증분석 모형에서 수도요금 가격지수와 종이팩 및 소포장 병용기 가격지수를 추가하여 회귀분석하였으나 이들에 대한 추정계수는 유의하지 않아 최종적인 모형에서는 제외하였다. 한계비용 요소 이외의 시장외적인 충격을 나타내는 더미로는 1998년의 외환위기 더미와 1993년에 실시한 원유의 위생등급제 실시효과를 나타내는 더미를 추가하였다. 1998년 및 1993년 더미는 원유가격 및 실증모형에서 명시적으로 삽입하였던 한계비용요소 이외의 추가적인 한계비용—실증 분석 모형에서는 상수항으로 추정됨—이 이들 외적인 충격의 영향으로 어떻게 변했는지

를 나타내는 변수라고 할 수 있다. 실증분석에 사용한 자료는 1975~2004년까지 30년간의 년별 자료이다. <표 1>은 실증분석에 사용된 자료를 요약한 것이다.

4. 시장지배력 추정결과

실증분석 회귀방정식 (6)을 이용하여 백색시유 가공업자들의 공급관계를 추정한 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 추정 결과를 보면 상수항을 제외하고는 모든 변수에 대한 추정계수 값이 95%이상에서 유의함을 보이고 있으며 모형의 전반적인 설명도를 나타내는 결정계수 값 역시 99% 이상을 나타내고 있어 추정 결과가 전반적으로 통계적인 유의성이 높음을 나타내고 있다. 추정 결과의 적합성을 세 가지 기준으로 검토하여 보았다. 첫째, 시유 소비량에 대한 추정계수와 원유가격에 대한 추정계수를 보면 모두 양의 값으로 나타나고 있어 공급관계를 유도한 이론적인 모형이 예측하는 바와 합치함을 알 수 있다. 즉, 이론모형을 통해 도출된 식(5)를 보면 물량에 대한 계수 값은 $-\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q}\xi$ 를 나타내고 있으므로 양의 값으로 추정되는 것이 이론과 합

표 1. 실증분석에 사용된 자료의 평균 및 표준편차

변 수	평 균	표준편차
시유가격(원/kg)	812.2	399.9
시유소비량(kg)	1,054,871.5	594,529.6
원유가격(원/kg)	382.9	152.0
제조업평균 월평균임금(천원/월)	656.4	545.5
전력요금지수(2000=100)	80.9	24.5
연평균 이자율 (%)	12.4	5.2

치하는 결과이며, 원유가격 \bar{P}_g 에 대한 추정계수 값 역시 $\frac{1}{m}$ 을 나타내는 것이므로 양의 값으로 추정되는 것이 이론과 합치하는 결과이다. 둘째, <표 1>에서 보면 $\frac{1}{m}$ 의 값으로 추정된 원유가격에 대한 계수 값이 0.9935인 것으로 나타난다. 이 추정 값을 이용하면 m이 1.0065인 것으로 계산되는데, 이는 백색시유 1kg을 얻기 위해서는 원유 1.0065kg이 필요하다는 것을 나타내는 것이므로 매우 현실적인 값이라고 할 수 있다. 즉, 원유를 시유로 가공하는 과정을 거치면 실제로 1kg의 시유를 생산하기 위해서는 이보다는 실제로는 약간 많은 원유가 필요하다고 할 수 있기 때문이다. 셋째, 임금, 전력요금 및 이자율에 대한 추정계수를 보면 모두 양의 값으로 나타나고 있는데, 이 역시 이론과 합치하는 결과이다. 즉, 한계비용의 구성하고 있는 요소들이 임금, 전력요금, 이자율 등의 비용요소가 상승하면 <그림 2>의 예시에서 전반

적으로 mc 곡선이 상향 이동하고 이 결과 SR 곡선 역시 상향 이동을 하여 균형가격 역시 상승하게 되므로 이들 비용요소와 가격 간에는 양의 상관관계가 있기 때문이다. 임금, 전력요금 및 이자율 외 실증분석에서 명시적으로 고려하지 못한 기타 한계비용 요소는 상수항으로 추정되는데, <표 2>에서 보면 이에 대한 추정 값은 유의하지 않는 것으로 나타난다. 외환위기 및 원유위생등급 실시로 말미암은 정책 효과에 대한 더미변수에 대한 계수 값은 <표 2>에서 양의 값으로 추정되어 이들 효과는 백색시유 가공업자들의 한계비용 상승요인으로 작용한 것으로 분석된다.

<표 2>의 추정 결과에서 가장 주목할 점은 물량에 대한 계수 값이 99%이상의 신뢰수준에서 양의 값으로 추정되었다는 점이다. 추정된 계수 값이 $-\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q}\xi$ 를 나타낸다고 할 때, 이 값이 0이 아니라는 것은 시유 가공업자들이 행사하는 시장지

표 2. 백색시유 가공업자들의 공급관계 추정결과

변 수	추정계수 값	t 값
시유소비량(추정치) ¹⁾	0.12649E-06	7.025**
원유가격	0.9935	3.069**
임금(제조업평균)	0.97534E-01	2.538*
전력요금지수	0.30714	2.081*
이자율	0.75164	2.389*
1993년 원유위생등급 더미	144.76	5.986**
1998년 외환위기 더미	63.623	2.366*
상수항	-47.829	-1.224

Adjusted $R^2=0.996$, D.W=2.001

1) 시유 소비량 추정치는 $\hat{Q}_t = 92121 + 0.9445 Q_{t-1}$ 의 추정식에서 사용된 추정값을 사용하였음. ** 및 * 는 99% 및 95%에서 수준에서 유의함을 나타냄.

배력 파라미터 ξ 가 0이 아니라는 의미이며, 따라서 백색시유시장은 완전경쟁에서 벗어나 있음을 나타내고 있는 것이다. 이는 왜 2004년의 13% 원유 가격 인상이 16%이상의 소매가격 인상으로 귀결되었는지를 실증적으로 뒷받침 해주는 결과라고 할 수 있다. 즉, 원유가격 인상폭을 넘어서는 시유가격 인상은 시유업체들이 행사하고 있는 시장지배력이 주요 원인이라고 할 수 있는 것이다.

백색시유시장이 완전경쟁에서 어느 정도나 벗어나 있는지는 추정된 계수 값을 이용하여 ξ 를 계산하여 알 수 있으나, 이를 위해서는 백색시유 소비함수의 기울기 $\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q}$ 에 대한 정보가 필요하다. 본 논문에서는 백색시유 소비함수를 직접 추정하지 않았기 때문에 선행 연구에서 추정된 시유 소비 탄성치를 이용하여 시유 소비함수의 기울기에 대한 정보를 도출하기로 한다. 선행 연구에서는 시유 소비의 가격탄성치를 이철현(1997)의 경우 -0.57, 백종희 등(2002)의 경우 -0.33~-0.68, 신승렬 등(2003)의 경우 -1.48로 추정하고 있어 그 범위가 다소 넓다고 할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 비탄력적인 경우로 -0.5와 탄력적인 경우로 -1.5 그리고 그 가운데 값으로서 -1.0의 단위 탄력적인 세 가지 경우를 상정하고 각각에 대해 시장구조 파라미터 ξ 를 계산하였다. 수요함수가 선형이고 위에서 가정한 탄성치가 본 논문의 분석 자료 평균값에서 계산한 값이라고 가정하면 시장구조 파라미터는 탄성치가 -0.5인 경우에는 0.082, -1.0인 경우에는 0.164, 그리

고 -1.5인 경우에는 0.246로 계산되어 완전경쟁을 나타내는 값인 0이 아님을 보여주고 있다.

이에 반해, 수요함수가 로그-로그(log-log)의 탄성치가 일정한 형태라고 가정할 경우 수요함수의 기울기는 매 관찰점에서 다르게 도출되므로 각 정의된 탄성치 값에서는 시장구조 파라미터가 <그림 3>과 같이 계산된다. <그림 3>에서 보면 분석기간 전체에 걸쳐 평균적으로 수요의 가격탄성치가 -0.5인 경우에는 시장구조 파라미터 ξ 가 0.077인 것으로 계산되며, 가격탄성치가 -1.0인 경우에는 0.154로 계산되고, 가격탄성치가 -1.5인 경우에는 0.232인 것으로 계산된다.

<그림 3>은 수요 탄성치에 관계없이 1988년까지는 시장구조 파라미터가 지속적으로 증가하고 있는 것을 보이고 있어 적어도 1988년까지는 시유시장의 불완전 경쟁정도가 더 심화되어 왔음을 알 수 있다. 정경수 등(2003)의 경우 시유 수요의 구조 변화 시점을 1989년도로 검정하고 있으며, 백종희 등(2002)의 연구에서는 시유 수요의 구조 변화 시점을 1988년도로 말하고 있다. 따라서 <그림 3>에서 나타난 시장의 불완전경쟁 정도를 나타내는 추세 변화 시점이 이들의 선행 연구에서 밝히는 시유 수요의 구조 변화 시점과 대체로 일치한다. 실제 시유 수요량의 변화 추세를 보면 1988년을 기점으로 수요의 증가 추세가 완만해지는 것을 역시 확인할 수 있다. 이들의 선행 연구에서는 명시적으로 수요곡선의 기울기가 달라지는 수요함수를 고려하

지는 않았지만, <그림 3>은 탄성치가 일정한 수요함수를 바탕으로 매 시점에서 다른 수요곡선의 기울기가 계산되는 것이므로 <그림 3>이 암시하는 바는 만일 수요곡선이 탄성치가 일정한 함수였다고 하면 1988년까지는 역수요함수의 기울기 $\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q}$ 가 지속적으로 감소하여 왔다는 것이다. 이는 다른 말로 표현하면 1988년 까지는 가격의 증가 폭에 비해 수요량의 변화가 더 큰 폭으로 증가하여 왔다는 것이므로 실제 시유 수요량의 변화추세와 일치한다고 할 수 있다. <그림 3>에서 보면 외환위기 시점에서는 불완전 경쟁정도가 완화되었음을 알 수 있으며 1988년 이후에는 불완전 경쟁정도가 지속적으로 감소 추세에 있음을 알 수 있다.

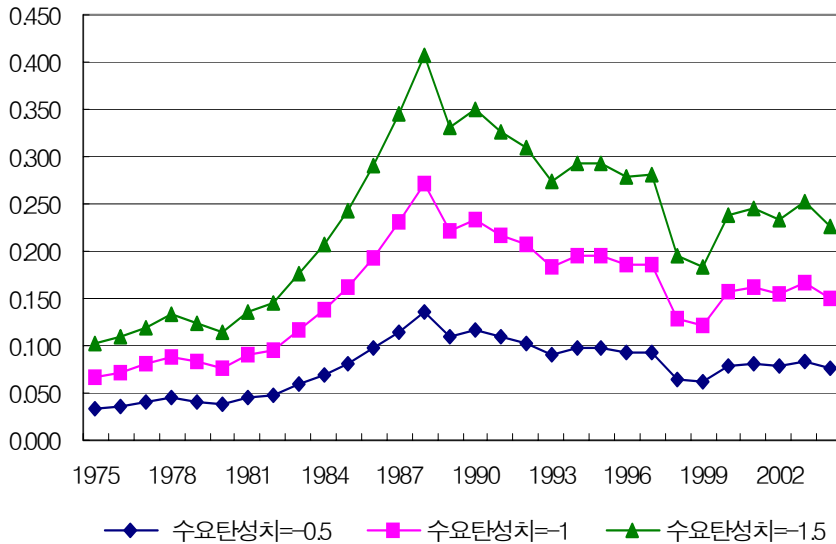
<표 2>의 추정 결과를 이용하여 시유업체들이 얻고 있는 가격대비 마진의 비율

즉 러너 인덱스를 계산할 수 있다. 이의 계산을 위해서 다음 식(7)을 이용할 수 있다.

$$(7) \quad L = \frac{P - mc}{P} = -\frac{\xi}{\eta} = -\frac{\partial P_r(Q)}{\partial Q} \frac{Q}{P_r} \xi = \hat{\alpha}_1 \frac{Q}{P_r}$$

여기서 $\hat{\alpha}_1$ 은 식(6)의 실증분석 회귀식의 시유 소비량 Q에 대한 계수 값으로 <표 2>에서 0.12649E-06로 추정된 값이다. 따라서 식 (7)을 이용하면 시유 소비의 가격탄성치에 대한 정보가 없이도 러너인덱스의 계산이 가능하며, 매 시점마다 균형물량과 균형가격이 다르게 관찰되므로 매 시점의 러너인덱스도 각기 다르게 계산할 수 있다. 시유업체들의 러너인덱스를 1975년~2004년에 걸쳐 계산해 보면 그 궤적은 <그림 3>과 매우 유사한 형태로 나타난다. 즉, 1970년대 중반에는 10% 미만의 매우 낮은 수준이며 1988년까지는 지속적으로 증가하여 1988년에는 27.1%의 최고치를 보

그림 3. 다양한 탄성치 아래서의 시장구조 파라미터(ξ)의 변화 추이



이다가 그 후는 계속 감소세를 보이며 외환위기 전후인 1998년 및 1999년에는 13% 및 12%로 낮은 값을 보인다. <표 3>은 기간별로 러너인덱스의 평균치와 초과이윤의 수준을 제시한 것이다. 초과이윤의 절대적인 수준은 분석 기간 전반적으로 증가하여 왔음을 알 수 있다. 그러나 초과이윤은 그 자체적으로는 시장의 불완전 경쟁정도에 직접적인 정보를 제공하지 않는데, 그 까닭은 불완전경쟁 정도를 나타내는 러너 인덱스는 초과이윤의 가격대비 비율로 표시되기 때문이다. 따라서 본 논문에서는 러너 인덱스에 분석의 초점을 맞추기로 한다. 분석기간 전체에 걸쳐서는 러너인덱스는 15.4%로 계산되고 있어 시유업체들이 시장지배력을 행사하여 얻고 있는 이윤은 1975년~2004년에 걸쳐 가격의 평균 15%를 넘고 있음을 알 수 있다. <표 3>에서 보면 1980년대 후반에는 러너인덱스가 21.5%의 가장 높은 값을 보이며, 2000년 이후에는 15.9%의 다소 적은 값을 보이고 있다. 이러한 러너인덱스의 변화, 즉 초과이윤율의 변화를 초래하는 요인은 두 가지 경우로 설명이 가능하다. 첫 번째로 식(7)에서 보면, 만일 수요탄성치가 분석 기간에 일정했다고 하면 ξ 로 표현되는 불완전 경쟁정도가 가격대비 초과이윤율(즉, 러너인덱스) 변화의 요인이었던 것으로 생각할 수 있다. 즉, <그림 1>에서 볼 수 있는 바와 같이 1987년까지는 불완전 경쟁정도가 증가되어 왔으며 이것이 가격대비 초과이윤 비율의 증가를 초래했고, 그 후는 불완전 경쟁정도가 감소하여 이 비율의 감소로 귀결되었다는 설명을

할 수 있다. 반면, 만일 수요 곡선의 기울기가 분석 기간 일정했다고 하면, $\xi \frac{Q}{P_r}$ 로 표현되는 시장구조 파라미터에 시유가격 대비 시유 소비량의 비율을 곱한 항이 가격대비 초과이윤 비율 변화의 요인인 것으로 설명할 수 있다. 시유가격 대비 시유 소비량의 비율을 그림으로 나타내면 그 궤적이 <그림 3>과 매우 유사하게 나타난다. 따라서 수요의 곡선의 기울기가 일정했다고 하면, 불완전경쟁정도에 더하여 시유 소비량의 가격대비 변화량 즉, 수요 측면의 변화역시 러너인덱스 변화의 직접적인 요인이었다고 설명할 수 있다.⁸

외국의 선행 연구의 경우 Suzuki et al.(1994)은 본 논문과 유사한 방법을 사용하여 미국의 낙농조합들이 시유시장에서 행사하는 시장지배력을 러너인덱스 20.3%로 추정하고 있으며, Cotterill and Samson (2002)의 경우 미국의 아메리칸 치즈 메이커들이 소매시장에서 행사하는 시장지배력을 러너인덱스 48.2%로 추정하고 있고, Chidmi et al.(2005)의 경우 미국 보스톤 지

⁸ 두 가지 경우 중 어떤 것이 분석 기간의 시유 시장에 더 적합한 설명이었던지는 시유 소비의 함수형태 검정 등을 통해 알아볼 수 있지만 함수형태 검정은 면밀한 분석이 요구되기 때문에 그 자체만으로도 하나의 연구 과제가 될 수 있으며, 이것은 불완전 경쟁 정도를 검정하고 초과 이윤의 수준을 계측하는 이 연구의 주된 목적으로부터는 떨어진 주제이기 때문에 이 논문에서는 직접적인 분석을 실시 하지 않기로 한다. 부연 설명을 하자면, 식 (6)으로 표현된 공급관계 곡선은 수요함수의 형태와 관계없이 성립하기 때문에, 오히려 수요함수 형태를 가정하고 공급관계 곡선을 도출하는 것보다 일반적인 결론을 이끌어 낼 수 있어서 본 논문에서 주장하고자 하는 불완전 경쟁정도에 대한 검정에 보다 효과적인 방법이다.

표 3. 시유업체들의 Mark-up 비율

기 간	Mark-up 비율 (러너 인덱스)	Mark-up 수준(원/kg)
1975~1979	7.8 %	21.28
1980~1984	10.4 %	56.17
1985~1989	21.5 %	133.36
1990~1994	20.7 %	178.60
1995~1999	16.4 %	191.77
2000~2004	15.9 %	219.83
1975~2004	15.4 %	133.43

역의 슈퍼마켓들이 소비자들 상대로 행사하는 시장지배력을 러너인덱스 23.09%~26.09%로 추정하고 있다. 따라서 이 연구에서 추정한 시유업체들의 시장지배력은 외국의 낙농산업에서 추정되고 있는 러너 인덱스에 비해서는 다소 작은 값이라고 할 수 있다.

5. 요약 및 결론

이제까지 우리나라 농산물 시장에서는 농산물을 구매하는 유통업자나 식품가공업자 등이 시장지배력을 행사하고 있다는 것은 일반적으로 받아들여져 온 사실이다. 이처럼 일반적으로 받아들여지는 농산물 시장의 불완전 경쟁 구조를 모형화 하려는 시도는 여러 번 있었으나 실증적으로 농산물 시장에서의 시장지배력을 추정한 연구는 매우 드물었다. 이 연구는 시유시장을 대상으로 불완전 경쟁 구조를 검정하고 시유업체들이 행사하고 있는 시장지배력과 이들의 한계비용을 초과하는 이윤의 비율을 실증적으로 추정하였다. 실증분석 결과가 보여 주는 것은 우리나라의 시유시장은

완전경쟁구조로부터 멀리 떨어져 있으며 그 결과 시유업체는 1975-2004년에 평균적으로 15% 이상의 초과이윤을 얻고 있었다는 사실이다.

이러한 분석 결과는 몇 가지 의미 있는 점을 시사하는데, 첫째로는 실제로 시유시장에서 확인된 바와 같이 다른 농산물 시장 혹은 식품가공업에서도 시장이 완전경쟁구조가 아닐 가능성이 많다는 점이다. 본 논문에서 제시한 실증분석 방법은 다른 농산물 시장이나 식품가공업에도 그대로 적용이 가능하기 때문에 앞으로 시유시장이 외의 다른 시장에서도 본 논문에서와 같은 방법으로 불완전 경쟁 구조에 대한 검증이 가능할 것이다. 이러한 의미에서 본 논문은 한 의의를 가질 수 있을 것이다. 둘째, 정부정책 효과에 대한 함의이다. 정부정책의 효과를 분석할 때는 완전경쟁을 가정하는 경우가 대부분인데, 만일 실제 시장이 불완전경쟁 구조라면 완전경쟁을 가정하고 분석한 정부정책의 효과는 실제 나타날 수 있는 효과와는 매우 다를 가능성이 많다. 예를 들어 시유 소비촉진을 위해 정부에서

시유 소비에 대한 광고에 공공기금을 투자할 경우, 완전 경쟁을 가정한 시유의 수요 공급 모형에서 예측하는 광고의 효과는 본 논문에서 제시한 바와 같이 과점시장의 공급관계 곡선과 수요곡선으로 이루어지는 모형에서 예측하는 효과와는 매우 다르게 나타날 것이다. 이러한 의미에서 시장구조에 대한 검증은 정책 효과를 분석하기에 앞서 매우 필요한 작업이라고 할 수 있을 것이다.

이 논문에서는 우리나라 낙농산업의 특성상 시유업체들이 낙농가를 상대로 시장지배력을 행사할 여지가 상대적으로 매우 적기 때문에, 시유업체들이 소비자를 상대로 행사하고 있는 시장지배력 추정에 초점을 맞추었다. 시유시장 이외의 다른 농산물 시장에서의 시장지배력을 추정할 경우 농산물 구매자가 농민들을 상대로 행사하는 시장지배력에 대해 초점을 맞추는 것이 더욱 많은 정책적 함의를 이끌어 낼 수 있을 것이다. 이에 대한 연구는 앞으로의 연구 과제로 돌리기로 한다.

참고문헌

김남일. 2003. “한국 전력시장에서의 전략적 행동 분석: 쿠르노 모형의 적용” 『경제학 연구』 51(1).
 백종희, 이영주. 2002. “우유의 수요 분석과 소비정보” 『농업 경영·정책 연구』 29(2).
 송주호, 정민국, 김현중, 이현옥, 안병일. 2005. 『우유수급 전망과 조절방안에 관한 연구』. 연구보고 R495. 한국농촌경제연구원.
 신승열, 정민국. 2003. 『POS 데이터를 이용한 우유 수요 분석』. 연구보고 R461. 한국

농촌경제연구원.
 안병일. 2002. “제분용 밀의 시장구조와 수입수요 분석” 『농촌경제』 25(2).
 양승룡, 이원진. 2001. “한국 농산물 수입 시장에서 주요 수출국의 시장지배력 분석” 『농업경제연구』 42(1).
 이철현. 1997. 『원유수급 예측 모형 개발』. 정책 연구보고 P023. 한국농촌경제연구원.
 정경수, 조석진, 박종수. 2002. “시유 수요의 구조 변화와 예측” 『농업 경영·정책 연구』 30(1).
 허무열, 한동근. 2000. “The Impact of Opening Rice Market with a Cournot Competition.” 『농업경제연구』 41(1).
 Ahn, B. I. 2005. “Effects of an increase in the raw milk price on the Korean infant formula industry.” *Korean Journal of Agricultural Economics* 46(3).
 Bateman, D.I., J.R. Edwards, and C. LeVay. 1979. “Agricultural Cooperatives and The Theory of the Firm.” *Oxford Agrarian Studies* 8.
 Bresnahan, T.F. 1989. “Empirical Studies of Industries with Market Power”, in Richard Schmalensee and Robert Willig, eds., *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland, pp. 1011-1057.
 Bresnahan, T.F. 1982. “The Oligopoly Solution Concept is Identified” *Economics Letters* 10.
 Chidmi, B., R.A. Lopez, and R. W. Cotterill. 2005. “Retail Oligopoly Power, Dairy Compact, and Boston Milk Prices” *Agribusiness*, 21(3).
 Cotterill, R. W., and P. O. Samson. 2002. “Estimating Brand-Level Demand System for American Cheese Products to Evaluate Unilateral and Coordinated

Market Power Strategies” *American Journal of Agricultural Economics* 84(2).

Enke, S. 1945. “Consumer Cooperatives and Economic Theory.” *American Economic Review* 35.

Genesove, D. and W. P. Mullin. 1998. “Testing Static Oligopoly Models: Conduct and Cost in the Sugar Industry” *The RAND Journal of Economics* 29(2).

Lerner, A.P. 1934. “The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power”, *The Review of Economic Studies* 1(2).

LeVay, C. 1983. “Agricultural Cooperative Theory: A Review.” *Journal of Agricultural Economics* 34.

Schroeter, J.R. 1988. “Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry”, *The Review of Economics and Statistics* 70(1).

Sexton, R. J. 2000. “Industrialization and Consolidation in the U.S. Food Sector: Implications for Competition and Welfare”, *American Journal of Agricultural Economics*, 82(4).

Suzuki, N., H.M. Kaiser, J.E. Lenz, and O.D. Forker. 1994. “An Analysis of U.S. Dairy Policy Deregulation using an Imperfect Competition Model. *Agricultural and Resource Economics Review* 23(1).

Wolfram, C.D. 1999. “Measuring Duopoly Power in the British Electricity Spot Market” *The American Economic Review* 89(4).

■ 원고 접수일 : 2006년 4월 4일
 원고 심사일 : 2006년 6월 6일
 심사 완료일 : 2006년 6월 14일