

연관시장에 대한 정부 간섭의 후생효과 측정*

李 龍 者 **

〈 目 次 〉

- I. 서론
- II. 후생효과 측정의 일반균형론적 분석
- III. 실증적 측정 방법
- IV. 결론

I. 序 言

경쟁 시장에 정책적 간섭과 같은 외생적 충격(exogenous shock)이 가해지면 당해 시장은 물론 이 시장과 수평적 또는 수직적으로 관련된 다른 시장에도 영향을 미치게 된다. 직접 간섭을 받은 시장의 가격 변화는 여타 관련 시장의 가격에 영향을 주게 되고 이는 다시 최초의 시장으로 환류(feedback)되어 결국 전체의 관련 시장 집합은 상호작용과 조정과정을 거쳐 새로운 균형을 형성하게 된다.

이 때 연관시장 참여자의 경제적 후생 변화도 이같은 포괄적 변화 과정을 고려하여 측정되어야 한다. 그러나 대부분의 전통적인 분석방법은 관련 시장에 대한 상호작용과 조정과정을 고려하지 않고 외부적 충격의 효과를 측정하는 부분균형 접근법이 일반적 관행이었다. 이같은 접근이 타당성을 가질 수 있는 경우는 연관시장간의 밀접도가 약하여 타 시장의 영향을 무시해도 좋을 만큼

* 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원들께 감사를 드린다.

** 嶺南大學校 助教授.

그 파급 효과가 아주 적을 경우에 한정될 수 있다. 그렇지 않은 경우에는 부분 균형 접근법에 의한 분석 결과가 오차를 발생할 가능성이 크다. 그럼에도 불구하고 직접 외생적 변화가 가해진 당해 시장에만 관심을 두고 분석을 해 오고 있는 전통은 연관 시장간의 조정과정이 복잡하여 모든 조정이 고려된 후의 일반균형점을 찾아내기가 매우 난해하기 때문이라고 할 수 있다.

응용 후생경제 분야에 관한 일반균형(general equilibrium) 분석은 Harberger(1971)에 의하여 체계적으로 시작되었다. Harberger는 Marshall(1930) 이래 끊임없이 제기되어 온 소비자 잉여의 유용성에 관한 회의론에 대하여 세 가지의 기본 公準(postulates)을 제시함으로써 그와 같은 비판의 논거를 반박하고 있다. 그 중의 하나는 소비자 잉여 분석이 본질적으로 부분균형론적 특성을 지닌다는 주장이다. 그는 제시된 기본 공준을 근거로 다수 시장에 대한 정부의 시장개입의 일반균형론적 효과를 근사적으로 측정할 수 있음을 논증함으로써 이같은 비판을 반박하였다. 그러나 그는 연관된 타 시장이 왜곡되지 않고 자유 경쟁 상태를 유지하고 있을 때는 정부의 개입이 있는 시장의 가격이 변하여 타 시장의 수요와 공급 함수가 이동(shifts)한다고 해도 후생 변화에는 변함이 없다고 하였다.

Harberger의 논문이 나온 이후 이 분야에 관한 많은 후속 연구에 의하여 보다 더 정교한 이론적 발전을 위한 노력이 이어져 왔으며 또한 실제 시장에 대한 응용연구를 통하여 경험적 검증이 시도되었다(예 : Anderson, 1976; Schmalensee, 1976; Just and Hueth, 1979; Calton, 1979; Just, Hueth and Schmitz, 1982; Kling, 1989; Hoehn, 1991; Thurman, 1991).

특히, Just and Hueth(1979)와 Just, Hueth and Schmitz(1982)는 근사적 측정이 아닌 방법으로 후생분석의 일반균형론적 접근을 일반화시키는 데 크게 기여했다고 볼 수 있다. 일반균형 수요함수와 공급함수에 의하여 측정되는 소비자 잉여나 생산자 잉여는 해당 시장의 소비자 후생 또는 생산자 후생 뿐 아니라 시장 간접에 의하여 영향을 받은 모든 시장 참여자의 후생을 측정해 준다. 이같은 사실은 데이터 수집이 가능하지 않은 경우에 특히 유용하다. 그러나 이것은 동일 분야 내에서 의사결정 주체가 동일한 경우에만 타당성을 갖는 한계점을 갖고 있다. Just and Hueth는 최종 소비재의 완전탄력적 수요함수와 최초 생산요소 공급의 완전탄력성 가정하에 수직적으로 관련된 중간재시장을 전제로 생산물 · 생산요소의 연쇄관계라는 제한적 상황하에서 위 이론이 적

용된다는 것을 밝히고 있고, Thurman(1991)은 다수의 생산요소와 단일 생산물 시장의 경우를 분석하였으며, 또한 두 개의 생산물 시장의 경우를 분석하면 서도 생산요소 시장에 대한 고려는 모형 내에 포함시키지 않고 있다. 그러나 현실의 시장 상황은 위와 같은 매우 제한적인 경우는 드물고 오히려 어느 시장에 대한 간섭은 다른 생산물 시장과 생산 요소 시장에 동시에 영향을 미치는 것이 일반적이다.

따라서 본 논문에서는 수직적 연관 산업만을 상정(Just and Schmitz)하거나 단일 생산물을 가정(Thurman)하지 않고 보다 일반적인 다수 생산물과 다수 생산요소시장의 경우에 어떻게 일반균형적 후생분석방법이 적용되고 해석될 수 있는가를 이론적으로 검토하고, 특히 이 경우에 다수 시장의 추정된 수요 및 공급함수를 전제로 하여 복잡한 일반균형 후생변화를 경험적으로 측정할 수 있는 방법을 모색해 본다.

II. 후생효과 측정의 일반균형론적 분석

상호 관련된 다수의 생산물 및 요소시장 집합에서 어느 한 시장에만 정부가 개입하는 경우를 상정해 보자. 예컨대, 생산자를 위한 소득 재분배를 위해서는 생산물 시장에 목표가격을 설정하거나, 생산물시장 또는 요소시장에서 조세의 감면이나 보조금의 지급 등을 통하여 달성할 수 있다. 이같은 특정의 생산물 시장과 요소 시장에 대한 외생적 정책적 개입에 대한 후생 변화 효과를 일반균형의 틀 내에서 분석해 본다.

1. 생산물 가격의 변화

n 개의 생산요소(중간재 및 기초 원료) x_j ($j = 1, \dots, n$)를 투입하여 m 개의 최종 생산물을 생산하는 대표적 생산자(representative producer)를 상정해 보자. 생산물과 생산요소의 가격벡터를 (p, w) , 즉 $p = (p_1, p_2, \dots, p_m)$, $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)$ 라 하자. 모든 시장은 완전경쟁 하에 놓여 있고 요소시장의 공급은 완전 탄력적이라고 가정하자. 이때 생산자의 이윤함수는 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\pi(p, w) = \sum_{i=1}^m p_i f_i(x(p, w)) - \sum_{j=1}^n w_j x_j(p, w). \quad (1)$$

x 는 주어진 가격벡터 (p, w) 하에서 이윤극대화 조건을 만족시키는 최적의 생산요소벡터, 즉 $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ 이며 따라서 $f_i(p, w) = f_i(x(p, w))$ 는 i 재의 공급함수이고 이 때의 이윤 $\pi(p, w)$ 는 극대이윤이다.

이제 (p^0, w^0) 상태에서 균형을 유지하고 있던 관련 시장들이 외생적 정책변화에 의하여 생산물 시장 1의 가격(p^0)이 p_1^0 에서 p_1^1 로 변했다 하자.¹⁾ 모든 시장이 서로 수평적 또는 수직적으로 관련되어 있다고 할 때 p_1 의 변화는 다른 연관 시장의 수요 및 공급 함수의 이동(shifts)을 통하여 각 시장의 균형가격에 영향을 미치게 된다. 즉, 다른 생산물 및 요소시장에서는 외생적 요인에 의하여 (p^0, w^0) 에서 $(p_1^1, p_2^0, \dots, p_m^0, w^0)$ 로 최초의 일반시장균형이 깨짐에 따라 공급과 수요곡선의 이동을 일으키고 새로운 균형점을 향한 조정이 진행되게 된다. 각 시장의 새로운 균형가격은 $p_i(p_1^1)$, $i \neq 1$, $w(p_1^1)$ 로 표시될 수 있다. 즉, 조정이 이루어지고 난 후 관련시장은 다시 $(p_1^1, p_2(p_1^1), \dots, p_m(p_1^1), w(p_1^1))$ 에서 새로운 일반균형이 성립될 것이다.

이제 p_1 의 변화에 의하여 전체 관련시장의 변화에 따른 총이윤의 변화를 알아보기 위하여 $\pi = \pi(p_1, p_2(p_1), \dots, p_m(p_1), w(p_1))$ 를 전미분해 보면,

$$d\pi(p, w) = \frac{\partial \pi}{\partial p_1} dp_1 + \sum_{i=2}^m \frac{\partial \pi}{\partial p_i} \frac{\partial p_i}{\partial p_1} dp_1 + \sum_{j=1}^n \frac{\partial \pi}{\partial w_j} \frac{\partial w_j}{\partial p_1} dp_1. \quad (2)$$

이 때 1 시장의 가격 변화($p_1^0 \rightarrow p_1^1$)로 인한 이윤의 변화, 즉 準地代(quasi-rent)의 변화($\Delta\pi$)는 식 (2)로부터 다음과 같이 표시된다.²⁾

1) 위 첨자로 표시된 0과 1은 시장의 상태(state)를 나타내는 것으로 0은 외생적 변화 전의 상태이고 1은 변화 후의 상태를 나타낸다.

2) 준지대는 단기적인 고정요소에 대하여 지불되는 사용대가로 Marshall의 생산자 잉여(producer surplus)와 같은 개념이다. 즉, 준지대(R)는 이윤(π)과 고정비용(F)을 합한 것으로 $R(p, w) = \pi(p, w) + F$ 으로 $\Delta R = \Delta\pi$ 이다.

$$\Delta\pi = \int_{p_i^0}^{p_i^1} \frac{\partial\pi}{\partial p_i} dp_i + \sum_{i=2}^m \int_{p_i^0}^{p_i^1} \frac{\partial\pi}{\partial p_i} \frac{\partial p_i}{\partial p_1} dp_i + \sum_{i=1}^n \int_{p_i^0}^{p_i^1} \frac{\partial\pi}{\partial w_i} \frac{\partial w_i}{\partial p_1} dp_i.$$

包絡定理(envelope theorem)에 의하여 $\partial\pi/\partial p_i = f_i(p, w)$, $\partial\pi/\partial w_i = -x_i(p, w)$ 이므로 ($i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n$) 이를 치환하고 1 시장의 변화로 영향을 받은 다른 연관개별시장에 대한 적분을 위하여 당해 시장의 가격변수로 변수전환을 하면,

$$\begin{aligned} &= \int_{p_i^0}^{p_i^1} f_i(p_1, p_2(p_1), \dots, p_m(p_1), w(p_1)) dp_1 \\ &+ \sum_{i=2}^m \int_{p_i^0}^{p_i^1} \int_{p_i^0}^{p_i^1} f_i(p_1(p_i), p_i, p_{-i}(p_i), w(p_i)) dp_i \\ &- \sum_{j=1}^n \int_{w_i^0(p_1)}^{w_i^1(p_1)} x_j(p(w_i), w_i, w_{-i}(w_i)) dw_i. \end{aligned} \quad (3)$$

p_{-i} 는 p_i 과 p_1 을 제외한 생산물 가격벡터이고 w_{-i} 는 w_i 를 제외한 요소 가격 벡터이다. 위 식 오른쪽 첫째 항의 $f_i(p_1, p_2(p_1), \dots, p_m(p_1), w(p_1))$ 은 다른 시장이 모두 조정과정을 거쳐 균형을 이룬 후의 외생적 정책변화가 있었던 1 시장의 일반균형 공급함수이다. 이것은 p_1 의 변화로 타 시장의 균형가격이 변하고 이로 인하여 1 시장의 공급함수가 이동됨에 따라 변화된 p_1 에 대응되는 이동된 공급함수의 궤적 즉 공급함수가 이동하여 형성된 균형점의 궤적이므로 일반균형 공급함수(general equilibrium supply function)를 의미한다. 따라서 첫째 항은 1 시장의 일반균형 공급곡선에 의하여 측정되는 생산자잉여의 변화이다. 둘째 항의 $f_i(\cdot)$ 는 p_i 의 변화에 따라 i 생산물시장에서 이동된 공급함수이고 마지막 항 $x_j(\cdot)$ 는 요소시장의 이동된 수요함수를 나타낸다. 따라서 둘째 항은 소비대체에 의한 수요함수의 이동이 없다고 할 경우 p_i 의 변화에 의한 $f_i(\cdot)$ 의 이동으로 형성되는 균형점의 궤적에 의하여 생기는 면적이므로 i ($i \neq 1$) 생산물시장에서의 소비자잉여변화의 총합이고, 마지막 항은 동일한 추론에 의하여 개별 생산요소시장에서의 생산자잉여변화의 총합이라 할 수 있다. 만일 생산물시장이 소비 대체관계에 있다면 p_i 의 변화는 i 생산물시장에서 수요곡선의 이동을 초래하므로 이때는 $f_i(\cdot)$ 함수의 성격을 규정할 수 없고 따라서 후생변화의 측정이 어려워진다(Just and Hueth, 1979; Thurman, 1991). 다수

연관시장에서의 외생적 생산물 가격변화에 따른 후생변화를 이와같이 해석할 때 위 식은 결국 아래와 같이 표시할 수 있다.

$$\Delta\pi = \Delta PS_1^* + \sum_{i=2}^m \Delta CS_i - \sum_{j=1}^n \Delta PS_j^*. \quad (4)$$

여기서 PS_i^* 는 생산물시장 1의 일반균형 공급함수가 나타내 주는 일반균형 생산자잉여이고, CS_i 는 생산물시장 i 의 본래의 수요함수로 측정되는 소비자잉여이며, PS_j^* 는 요소시장 j 에서의 생산자잉여(요소공급자의 잉여)를 나타낸다. 생산물시장 1의 가격변화($p_1^0 \rightarrow p_1^1$)에 따른 생산자의 후생변화($\Delta\pi$)는 직접 외생적 가격변화가 있었던 시장의 일반균형 공급곡선으로 측정되는 생산자잉여의 변화에 이로 말미암아 타 생산물시장에서의 가격변화($p_i^0(p_1^0) \rightarrow p_i^1(p_1^1)$)로 인한 소비자잉여 변화를 합하고 타 생산요소시장에서의 가격변화($w_i^0(p_1^0) \rightarrow w_i^1(p_1^1)$)로 인한 생산자잉여 변화의 합을 더한 것과 같다.

만일 타시장에 대한 영향을 고려하지 않는다면 식 (3)의 $\partial p_i / \partial p_1 = \partial w_i / \partial p_1 = 0$ 이므로 식 (4)로부터 $\Delta\pi = \Delta PS_1^*$ 가 된다. 따라서 가격변화로 인한 영향은 곧 그 시장에 나타난 잉여변화로만 측정되므로 식 (4)의 둘째와 셋째 항이 고려되지 않으므로 인하여 실제의 후생 변화를 과대 또는 과소 평가하는 오류를 범하게 될 수 있는 것이다. 의미를 보다 명확히 하기 위하여 위 식을 다시 정리하면,

$$\Delta PS_1^* = \Delta\pi - \sum_{i=2}^m \Delta CS_i + \sum_{j=1}^n \Delta PS_j^*. \quad (4')$$

직접 외생적 변화가 있었던 시장의 일반균형 생산자잉여의 변화는 총이윤 변화에 타 생산물 및 생산요소시장의 개별 소비자잉여와 생산자잉여를 모두 합한 것이다. 이것은 부분균형분석(partial equilibrium analysis) 시 가격변화가 일어난 시장의 생산자잉여는 당해 시장의 생산자잉여를 측정하는 것으로 평가하는 것과 대조를 이룬다. 다시 말하면, 경협적 분석에 있어서 다수의 가격이 설명변수로 포함된 공급곡선으로부터 측정되는 생산자잉여는 당해 시장의 생산자 후생변화를 측정하는 것이 아니라 관련된 전 시장의 후생의 순 변화를 측

정해 주는 것으로 해석하여야 한다(Just and Hueth, 1979). 계량경제적 방법에 의하여 시장수요 및 공급함수를 추정할 경우 나수의 관련시장 변수가 독립변수로 포함되어 당해 시장의 생산자잉여를 측정하는 것이 통상적인 예이나 이것은 위와 같은 이유로 이론적 기초가 약할 뿐 아니라 정확성에 있어서도 떨어진다는 사실을 간과해서는 안될 것이다.

이제 소비자 후생에 미치는 영향을 분석해 보자. p_i 의 외생적 변화는 생산물 시장 1의 소비자 후생에 직접 영향을 미칠 뿐 아니라 시장 1과 관련이 있는 다른 생산물시장에서도 소비자의 후생에 영향을 미친다. 최종 소비자의 후생변화는 다음과 같이 평가될 수 있다.

소비자가 주어진 가격 하에서 일정 수준의 효용 u^* 을 달성하기 위한 최소의 비용함수, 즉 지출함수를 $e = e(p; u^*)$ 이라 하자. 지출함수의 양변을 전미분하면 아래와 같이 표시될 수 있다.

$$de(p, u^*) = \sum_{i=1}^m \frac{\partial e(p, u^*)}{\partial p_i} dp_i + \frac{\partial e(p, u^*)}{\partial u^*} du^*. \quad (5)$$

p_i 의 외생적 변화는 최종소비자의 후생을 변화시킨다. 효용수준이 u^* 에 고정되어 있다고 하고($\partial u^* / \partial p_i = 0$) p_i 의 변화($p_i^* \rightarrow p_i^1$)로 인한 동일 효용수준 달성을 위한 소비자의 실질소득의 변화는 식 (5)로부터 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\int_{p_i^0}^{p_i^1} de(p; u^*) = \int_{p_i^0}^{p_i^1} \frac{\partial e(p; u^*)}{\partial p_i} dp_i + \sum_{i=2}^m \int_{p_i^0}^{p_i^1} \frac{\partial e(p; u^*)}{\partial p_i} \frac{\partial p_i(p_1)}{\partial p_1} dp_1. \quad (6)$$

위 식의 의미를 보다 명확히 하기 위하여 가격변화로 인한 Hicks의 補償變化 (compensating variation: CV) 개념을 고려해 보자. 정의에 의하여 가격이 p^* 에서 p^1 로 변했을 경우 CV는 아래와 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} CV &= e(p^1, u^*) - e(p^1, u^0) \\ &= \{e(p^1, u^1) - e(p^0, u^0)\} - \{e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0)\} \\ &= \Delta e - \int_L de(p; u^0). \end{aligned} \quad (7)$$

L 은 p 의 변화에 따른 임의의 적분경로이다. 직접적인 소득 변화가 없다면(즉, $\Delta e = 0$) $CV = \int_L de(p; u^0)$ (절대치)가 되므로 식 (6)의 왼쪽 항은 결국 가격 변화로 인한 소비자의 보상변화라 할 수 있다. 1시장의 가격변화는 서로 관련된 타 시장의 가격에 영향을 주므로 i 시장의 가격은 $p_i(p_1)$ 로 표시할 수 있고 새로운 시장 균형은 $(p_1^*, p_2(p_1^*), \dots, p_m(p_1^*); u^0)$ 이 된다. 지출함수 $e(p, u^0)$ 를 가격에 대하여 편미분하면 당해 재화의 補償需要(compensated demand)가 되므로(즉, $\partial e(p; u^0) / \partial p_i = D_i$) 이를 치환한 후 1 시장 이외의 연관시장의 후생변화 측정을 위하여 개별시장의 변수로 변수전환을 하면 식 (6)은 다시 아래와 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} CV &= \int_{p_1^0}^{p_1^*} de(p; u^0) \\ &= \int_{p_1^0}^{p_1^*} D_i^*(p_1, p_2(p_1^*), \dots, p_m(p_1^*); u^0) dp_1 \\ &\quad + \sum_{i=2}^m \int_{p_1^0(p_1^*)}^{p_1^*(p_1^*)} D_i(p_1(p_1^*), p_i, p_{-i}(p_1^*); u^0) dp_i. \end{aligned} \quad (8)$$

$D_i(i=1, \dots, m)$ 는 보상수요이고 D_i^* 는 p_1 의 변화로 다른 시장에서 새로운 균형이 이루어졌을 때 1시장의 가격변화에 대응되는 수요량의 조합, 즉 일반균형(보상)수요함수(general equilibrium compensated demand)이다. 따라서 오른쪽 첫째 항은 외생적 가격변화가 있었던 생산물시장 1의 일반균형 수요곡선으로부터 측정되는 소비자잉여 변화(ΔCS_i^*)이다. 다시 말하면, 당해 시장가격의 변화로 다른 모든 시장가격이 영향을 받아 새로운 균형이 성립되고 난 후 최종적으로 결정된 당해 시장의 수요함수에 의하여 측정된 소비자잉여이다. 둘째 항은 당해 시장의 가격변화로 i 시장($i \neq 1$)의 수요함수가 변화됨에 따라 이동된 균형가격의 궤적에 의하여 측정된 잉여부분(PS_i)으로서 이 균형가격은 i 시장의 공급곡선을 따라 이동하므로 곧 i 시장의 생산자잉여 변화분(공급곡선의 이동이 없다고 할 때)이라고 할 수 있다(Thurman, 1991). CV 는 그로 인한 전 관련시장의 가격변화로 초래된 소비자의 보상변화이다. 따라서 위식을 다시 정리하면,

$$CV = \Delta CS_i^* + \sum_{i=2}^m \Delta PS_i. \quad (9)$$

$$\Delta CS_i^* = CV - \sum_{i=2}^m \Delta PS_i. \quad (9')$$

즉, 생산물 가격변화에 따른 일반균형 수요함수에서 평가되는 소비자잉여 (ΔCS_i^*)는 소비자의 보상변화(순 소비자 후생변화)에 타시장의 개별 공급곡선에 의하여 평가되는 후생변화의 총합으로 이루어진다. 앞서의 생산자잉여의 경우와 마찬가지로 경험적 분석에서 부분균형방식에 의한 후생변화를 측정할 경우 흔히 범하는 과오를 여기서도 발견할 수 있다. 다수의 독립변수가 포함된 수요함수로부터 당해 시장의 가격변화로 측정되는 소비자잉여를 진정한 소비자의 후생변화로 해석 평가하는 것은 이론적으로 타당하지 않다는 것이다.

2. 생산요소 가격의 변화

생산물시장을 통하여 달성하고자 하는 정책목표는 요소시장에 대한 개입을 통해서도 달성될 수 있다. 요소가격의 변화는 생산물시장 가격의 변화와 다른 경로를 통하여 후생변화를 일으킨다. 생산자는 요소가격 변화에 따른 한계비용곡선 즉 공급곡선의 이동으로 직접적인 후생변화를 일으키지만 소비자는 요소가격이 생산물시장 가격에 영향을 줌으로써 간접적인 후생 변화를 일으키게 된다. 요소시장의 공급은 완전탄력적이라고 가정한다. 따라서 생산자는 주어진 요소가격 w 에서 완전 수평적인 공급함수에 직면하고 있다.

요소시장 1의 가격 w_1 이 외생적으로 변하는 경우를 고찰해 보자. w_1 이 외생적 정책변화로 w_1^0 에서 w_1^1 으로 변할 경우 타 관련시장의 가격은 $p(w_1^1)$, $w_{-i}(w_1^1)$ 로 표시된다. 요소가격 w_1 의 변화로 인한 생산자의 후생변화 $\Delta\pi^W$ 는 식 (3) 으로부터 다음과 같이 변형된다.

$$\begin{aligned} \Delta\pi^W &= \int_{w_1^0}^{w_1^1} d\pi(p, w) \\ &= \sum_{i=1}^m \int_{p_i(w_1^0)}^{p_i(w_1^1)} f_i(p_i, p_{-i}(p_i), w(p_i)) dp_i - \int_{w_1^0}^{w_1^1} x_i(p(w_1), w_1, w_{-1}(w_1)) dw_1 \\ &\quad - \sum_{j=2}^n \int_{w_j(w_1^0)}^{w_j(w_1^1)} x_j(p(w_j), w_j, w_{-j}(w_j)) dw_j. \end{aligned} \quad (10)$$

오른쪽 첫째 항은 w_i 의 변화에 의하여 m 개의 최종 생산물시장의 공급곡선의 이동으로 인하여 수요함수를 따라 변하는 균형점상의 적분 즉 소비자잉여를 나타내고, 둘째 항은 모든 관련시장이 새로운 균형상태로 조정되고난 후의 요소시장 1의 일반균형 요소수요함수에 의하여 측정되는 소비자잉여(생산자 입장에서 본)이다. 마지막 항은 나머지 $n-1$ 개의 요소시장에서 w_i 의 변화에 의하여 야기된 해당 요소수요함수가 이동함에 따라 공급곡선을 따라 이동된 균형점상에서 측정되는 잉여 즉 생산자(생산 요소 공급자)잉여 부분을 나타낸다(완전 탄력적 공급함수의 가정시 이 부분은 0이 된다). 따라서 위 식은 아래와 같이 표시될 수 있다.

$$\Delta\pi^w = \sum_{i=1}^m \Delta CS_i - \Delta CS_1^* - \sum_{j=2}^n \Delta PS_j^*. \quad (11)$$

$$\Delta CS_1^* = -\Delta\pi^w + \sum_{i=1}^m \Delta CS_i - \sum_{j=2}^n \Delta PS_j^*. \quad (11')$$

CS_1^* 는 요소 시장 1의 일반균형 소비자잉여이다. 생산요소 1의 가격변화에 의한 생산자의 이윤변화는 전 생산물시장에서의 소비자잉여 변화, 요소시장 1에서의 일반균형 소비자잉여 변화 그리고 나머지 요소시장에서의 생산자잉여 변화의 총합으로 계산된다. 다시 말하면 가격변화가 있었던 요소시장 1의 일반균형 소비자잉여는 생산자의 이윤변화에 생산물시장의 소비자잉여 변화와 타 요소시장의 생산자잉여 변화를 모두 합한 결과가 된다. 이 결과는 흔히 다수의 관련변수가 포함된 계량모형을 이용한 경험적 분석에서 요소시장의 소비자잉여 자체가 당해 시장의 후생변화만을 나타내 준다고 해석하는 것은 잘못이라는 점을 증명해 주는 것이다. 요소가격 변화가 소비자후생에 미치는 효과도 같은 방법으로 관찰될 수 있다. 이 때의 소비자의 후생변화(CV^w)는 요소가격 변화가 생산물시장 가격을 변화시키고 그 결과 나타난 보상변화로 측정된다. 최종 소비자의 입장에서는 식 (8)은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} CV^w &= \int_{u^0}^{u^1} de(p; u^0) \\ &= \sum_{i=1}^m \int_{p_i^0(u^0)}^{p_i^1(u^1)} D_i(p_i, p_{-i}(p_i); u^0) dp_i = \sum_{i=1}^m \Delta PS_i. \end{aligned} \quad (12)$$

즉, 요소가격 1의 변화로 받게 될 최종 소비자의 후생변화는 모든 생산물시장에서 수요함수가 공급곡선을 따라 새로운 균형가격($p_i(w_i)$)을 형성하면서 이동함으로써 생기는 생산자잉여의 총합으로 구할 수 있다.

III. 실증적 측정 방법

지금까지 다수 생산물 다수 생산요소시장의 일반균형모형 내에서 시장 간섭의 후생효과가 어떻게 평가되고 또 그 의미는 어떻게 해석되어야 하는지에 대하여 이론적 검토를 하였다. 이제 남은 문제는 이 경우 실제로 시장 데이터를 이용하여 어떻게 후생변화를 측정할 것인지 그 방법을 찾아내는 일이다.

일반균형모형 내에서 후생변화를 실제로 측정하는 일은 관련시장의 가격 및 수량의 변화를 현실적으로 추적하기 어렵기 때문에 매우 난해한 과제이다 (Anderson, 1976; Just and Hueth, 1979). 생산물시장의 공급 및 수요함수 $f_i(p, w)$, $D_i(p)$ 와 요소시장의 수요함수 $x_i(p, w)$ 의 추정식을 전제로 특정시장의 가격변화로 인한 생산자와 소비자의 후생변화를 실제로 측정할 수 있는 방법을 모색해 본다. 다수의 생산물 및 요소시장의 수요 공급함수의 모수를 추정하였을 경우 이것을 기초로 $\Delta\pi$ 와 CV 를 추정된 수요 및 공급함수로부터 계산할 수 있는 변수로 전환하여 보자.

먼저 식 (4)의 $\Delta\pi$ 값을 구해 보자. $\Delta\pi$ 는 ΔPS , ΔCS , 그리고 ΔPS_i^* 로 구성되어 있다. 첫번째 항은 $\Delta PS_i^* = PS_i^*(p_i) - PS_i^*(p_i^*)$ 이므로 테일러 확장(Taylor series expansion)식을 적용하면 다음과 같이 극사적으로 표시될 수 있다 (3차 이상의 고계 확장항은 생략).

$$\Delta PS_i^* \doteq \frac{\partial PS_i^*}{\partial p_i} \Delta p_i + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 PS_i^*}{\partial p_i^2} (\Delta p_i)^2$$

여기에서 $\partial PS_i^* / \partial p_i = S_i^*(p_i)$ 이므로 치환하면,

$$\begin{aligned} &= S_i^*(p_i) \Delta p_i + \frac{1}{2} \frac{\partial S_i^*}{\partial p_i} (\Delta p_i)^2 = S_i^*(p_i) \Delta p_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \frac{\partial S_i^*}{\partial p_i} \frac{p_i}{S_i^*} - \frac{\Delta p_i}{p_i} \right\} \\ &= S_i^*(p_i) \Delta p_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \varepsilon_i^* \hat{p}_i \right\}. \end{aligned} \quad (13)$$

$S_i^* = f_i(p_1, p_2(p_1), \dots, p_m(p_1), w(p_1))$ 는 생산물시장 1의 일반균형 공급함수이고 $\hat{p}_1 = \Delta p_1 / p_1$ 로서 외생적 정책변수이다. 위 식으로부터 일반균형 생산자 잉여는 가격변화 전의 공급량과 가격변화율 뿐 아니라 일반균형 공급탄력성 (ε_i^*)에 의존한다는 것을 알 수 있다. ε_i^* 는 p_1 의 변화로 인한 여타 관련 시장의 균형가격 변화를 모두 고려한 탄력성이므로 이들 일반균형 효과가 여기에 모두 체화(embodied)되어 있다고 할 수 있다. 만일 공급탄력성이 0이면 일반균형 생산자잉여 변화는 변화 전 공급량에 가격의 변화분을 곱한 것과 일치한다. 즉 이때는 여타 관련 시장의 변화를 고려한다 해도 가격변화율 만큼의 후생 변화 밖에 일어나지 않는다. 공급탄력성이 커질수록 ΔPS_i^* 값은 커진다. 변화 전의 균형점에서는 $S_i^*(p_1^0) = S_i(p_1^0)$ 이다 (S_i 는 1 시장의 본래의 공급함수이다). 그러나 ε_i^* 는 S_i^* 가 실제 경험적으로 추정되는 함수가 아니므로 직접 계산될 수 없고 따라서 추정이 가능한 방법이 모색되어야 한다. 이를 위하여 $S_i^* = f_i(\cdot)$ 를 전미분하면,

$$dS_i^* = \frac{\partial f_i}{\partial p_1} dp_1 + \sum_{i=2}^m \frac{\partial f_i}{\partial p_i} \frac{\partial p_i}{\partial p_1} dp_1 + \sum_{j=1}^n \frac{\partial f_i}{\partial w_j} \frac{\partial w_j}{\partial p_1} dp_1.$$

양변을 $(1/dp_1)(p_1/S_i^*)$ 로 곱해 주면,

$$\begin{aligned} & \frac{dS_i^*}{dp_1} \frac{p_1}{S_i^*} \\ &= \frac{\partial f_i}{\partial p_1} \frac{p_1}{S_i^*} + \sum_{i=2}^m \frac{\partial f_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{S_i^*} \frac{\partial p_i}{\partial p_1} \frac{p_1}{p_i} + \sum_{j=1}^n \frac{\partial f_i}{\partial w_j} \frac{w_j}{S_i^*} \frac{\partial w_j}{\partial p_1} \frac{p_1}{w_j}. \end{aligned}$$

위 식의 왼쪽 항은 곧 1시장의 일반균형 공급탄력성 ε_i^* 이고, 오른쪽 첫째 항은 1시장 본래의 공급함수의 탄력성(변화전 가격에서 평가)이고 다른 모든 항도 경험적으로 추정이 가능한 식으로 표시되어 있다. 따라서 위 식은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\varepsilon_i^* = \varepsilon_{ii} + \sum_{i=2}^m \varepsilon_{ii} r_{ii} + \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}^x r_{ji}. \quad (14)$$

여기에서 ϵ_{ii} 는 타시장가격 불변시(즉, 부분균형 하의) 1시장 본래의 공급탄력 성이고 ϵ_{ij} 와 ϵ_{ji}^* 는 생산물시장 i 의 가격 및 요소시장 j 의 가격에 대한 1시장 공급의 교차탄력성이다. 일반적으로 ϵ_{ij}^* 는 항상 0보다 크고 생산 대체관계에 있을 경우에는 $\epsilon_{ij} < 0$ 이다. 또한 $r_{ii} = (\partial p_i / p_i) / (\partial p_1 / p_1)$ 이고 $r_{ji} = (\partial w_j / w_j) / (\partial p_1 / p_1)$ 이다. 이들은 모두 1시장의 추정된 공급함수로부터 가격변동 이전의 균형 상태 하에서의 값을 바로 구할 수 있고, 따라서 1시장의 일반균형 생산자잉여 변화는 모두 경험적으로 알려진 변수로 표시된다. 결국 식 (14)로부터 ϵ_i^* 는 모든 관련된 생산물시장과 요소시장의 교차탄력성의 총합을 포함하므로서 1시장가격의 변화에 의하여 영향을 받은 모든 관련 시장의 변화를 반영하고 있음을 알 수 있다. 즉, ϵ_i^* 에 관련 시장에 대한 모든 영향이 체화되어 있는 셈이다. 식 (14)의 교차탄력성 항의 부호는 품목간의 관련성의 정도와 성격에 따라 결정될 것이다. 만일 품목간의 생산 대체관계가 매우 깊다면 $\sum_{i=2}^m \epsilon_{ii} r_{ii} < 0$ 이고, 따라서 마지막 항의 효과가 크지 않은 한 $\epsilon_i^* < \epsilon_{ii}$ 일 것이다. 식 (14)를 (13)에 대입함으로서 ΔPS_i^* 는 경험적으로 측정 가능한 식이 된다.

다음으로 식 (4)의 둘째 항 ($\sum_{i=2}^m \Delta CS_i$)은 1시장의 가격변화에 따른 i 시장의 가격변화 ($p_i^0(p_i^0) \rightarrow p_i^1(p_i)$)로 인한 소비자잉여 변화의 총합이므로 테일러 확장식에 의하여 다음과 같이 근사적으로 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} \sum_{i=2}^m \Delta CS_i &\doteq \sum_{i=2}^m \left\{ \frac{\partial CS_i}{\partial p_i} \Delta p_1 + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 CS_i}{\partial p_i^2} (\Delta p_1)^2 \right\} \\ &= \sum_{i=2}^m \left\{ D_i(p_i^0) \frac{\partial p_i}{\partial p_1} \Delta p_1 + \frac{1}{2} \left(\frac{\partial D_i}{\partial p_1} \frac{\partial p_i}{\partial p_1} + \frac{\partial^2 p_i}{\partial p_1^2} D_i \right) (\Delta p_1)^2 \right\}. \end{aligned}$$

위의 식 오른쪽 마지막 항은 $(1/2)(\partial^2 p_i / \partial p_1^2)(\Delta p_1)^2 \doteq \Delta p_i - (\partial p_i / \partial p_1)(\Delta p_1) \doteq 0$ 이므로 위 식은 결국 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\sum_{i=2}^m \Delta CS_i \doteq \sum_{i=2}^m D_i(p_i^0) r_{ii} \hat{p}_1 \left\{ 1 + \frac{1}{2} \eta_{ii} \hat{p}_1 \right\}. \quad (15)$$

p_1 의 변화로 인한 i 시장에서의 소비자의 잉여 변화는 r_{ii} 와 $\eta_{ii} = (\partial D_i / D_i) /$

$(\partial p_i / p_i)$ 에 의하여 결정된다. 만일 i 와 1이 대체관계에 있다면 $r_{i1} < 0, \eta_{i1} > 0$ 이고 보완관계에 있다면 $r_{i1} > 0, \eta_{i1} < 0$ 일 것이다. 따라서 타 시장의 품목이 외생적 변화가 있었던 1시장과 어떤 관계에 있으며 그 정도가 크냐 작으냐에 따라 $\sum_{i=2}^n \Delta CS_i$ 의 부호와 크기가 결정될 것이다.

마찬가지로 식 (4)의 세번째 항은 다음과 같이 표시된다.

$$\sum_{j=1}^n \Delta PS_j^* \doteq \sum_{j=1}^n S_j w_j^0 r_{j1}^* \hat{p}_1 \left\{ 1 + \frac{1}{2} \varepsilon_{j1} \hat{p}_1 \right\}. \quad (16)$$

S_j^* 는 요소시장 j 의 공급함수이다. 위 식은 $r_{j1}^* = (\partial w_j / w_j) / (\partial p_1 / p_1)$ 과 $\varepsilon_{j1} = (\partial S_j / S_j^*) / (\partial p_1 / p_1)$ 에 의하여 결정된다. 일반적으로 생산물가격의 상승은 요소수요를 증가시키므로 $\varepsilon_{j1} > 0$ 이다. 그러나 r_{j1}^* 의 부호는 이론적으로 결정하기 어렵다. 이 논문의 가정 즉, 요소공급의 완전탄력성 하에서는 $r_{j1}^* = 0$ 이며 따라서 이때에는 $\sum_{j=1}^n \Delta PS_j^* = 0$ 이다.

결국 $\Delta\pi$ 는 식 (13)-(16)를 (4)에 대입함으로서 아래 식 (17)에서 보는 바와 같이 각 시장의 추정된 수요·공급함수로부터 경험적으로 측정이 가능하게 되는 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta\pi = & S_1^*(p_1^0) \Delta p_1 \left\{ 1 + \frac{1}{2} \left(\varepsilon_{11} + \sum_{i=2}^m \varepsilon_{i1} r_{i1} + \sum_{j=1}^n \varepsilon_{j1}^* r_{j1} \right) \hat{p}_1 \right\} \\ & + \sum_{i=2}^m D_i p_i^0 r_{i1} \hat{p}_1 \left\{ 1 + \frac{1}{2} \eta_{i1} \hat{p}_1 \right\} - \sum_{j=1}^n S_j^* w_j^0 r_{j1}^* \hat{p}_1 \left\{ 1 + \frac{1}{2} \varepsilon_{j1} \hat{p}_1 \right\}. \end{aligned} \quad (17)$$

지금까지는 다수 연관시장에 있어서 특정 생산물시장에 외생적 가격변화가 가해질 경우의 생산자 후생 변화를 실증적으로 측정하는 방법에 대하여 고찰하였다. 동일한 시장환경 하에서 테일러 확장을 이용한 방법이 소비자 후생변화(CV)에도 적용될 수 있으며, 또한 특정의 생산요소가격의 외생적 변화로 인한 다수 연관 시장에서의 생산자 및 소비자 후생의 변화($\Delta\pi^w, CV^w$)도 같은 방법에 의하여 실증적 측정이 가능하다. 따라서 나머지의 후생 변화 식 (9), (11), (12)는 아래와 같이 경험적으로 계산이 가능한 식으로 전환될 수 있다.³⁾

3) 설명의 중복을 피하기 위하여 구체적인 유도 과정은 생략하였다.

$$CV = D_i^*(p_i^0) \Delta p_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \eta_i^* \hat{p}_i \right\} + \sum_{i=2}^m S_i p_i^0 r_{ii} \hat{p}_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \varepsilon_{ii} \hat{p}_i \right\}. \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \Delta\pi^w &= \sum_{i=1}^m D_i p_i^0 r_{ii} \hat{w}_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \eta_i^* \hat{w}_i \right\} - x_i^*(w_i^0) \Delta w_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \eta_i^* \hat{w}_i \right\} \\ &\quad - \sum_{j=2}^n S_j w_j^0 r_{ji} \hat{w}_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \varepsilon_{ji} \hat{w}_i \right\}. \end{aligned} \quad (19)$$

$$CV^w = \sum_{i=1}^m S_i p_i^0 r_{ii} \hat{w}_i \left\{ 1 + \frac{1}{2} \varepsilon_{ii} \hat{w}_i \right\}. \quad (20)$$

여기에서 η_i^* 및 η_i^* 은 각각 생산물시장 1의 일반균형 수요함수 D_i^* 의 수요탄력성 ($\eta_i^* = (\partial D_i^* / D_i^*) / (\partial p_i / p_i)$)과 요소시장 1의 일반균형 수요함수 x_i^* 의 수요탄력성 ($\eta_i^* = (\partial x_i^* / x_i^*) / (\partial w_i / w_i)$)을 나타내는데 각각의 함수들이 추정되면 자동적으로 계산될 수 있는 값들이다. $\hat{w}_i = \Delta w_i / w_i$ 는 \hat{p}_i 과 마찬가지로 외생적 정책변수이다. 위 식으로부터 CV 는 η_i^* , r_{ii} 그리고 $\varepsilon_{ii} = (\partial S_i / S_i) / (\partial p_i / p_i)$ 의 부호와 크기에 의존한다는 것을 알 수 있다. 그러나 η_i^* 은 항상 음(−)의 값을 가지나 r_{ii} 과 ε_{ii} 은 관련 시장의 상호관계에 따라 그 부호가 결정될 것이며 이것이 CV 의 크기에 영향을 미치게 된다. 또한 식 (19)로부터 생산요소 가격이 변했을 경우의 생산자 후생변화($\Delta\pi^w$)는 주로 직접 가격변화가 있었던 요소시장의 후생변화(둘째 항)의 크기에 의하여 결정될 것이나 이 외에 m 개의 생산물시장에서의 총후생변화와 여타 요소시장에서의 후생변화의 합으로 결정되는 데 요소가격이 하락할 경우($\hat{w}_i = \Delta w_i / w_i < 0$) 둘째항은 항상 정(+)이나 첫째항과 셋째항은 각 시장간의 상호 관계 즉 r_{ii} 과 r_{ji}^* 의 부호에 의하여 그 부호와 크기가 결정되고 따라서 이것이 전체 $\Delta\pi^w$ 에 영향을 주게 되는 것이다. 마지막으로 CV^w 도 r_{ii} 의 부호에 크게 의존하는데 이는 곧 연관시장 내에 대체관계의 영향이 크면 요소가격의 하락으로 소비자의 후생은 증가한다는 것을 의미하는 것이다.

IV. 결 론

응용 후생경제 분석에서 일반균형적 접근이 체계적으로 시도되기 시작한 것은 Harberger의 논문이 나온 이후라고 할 수 있다. 그 후 여러 학자들에 의하

여 후생 변화를 일반균형모형 내에서 측정하려는 노력이 계속되어 왔다. 그러나 어느 시도도 일반화된 이론 체계를 완성하지는 못하였고 제한적인 가정과 제약조건 내에서 분석이 이루어졌다. 그것은 다수의 변수를 종합적으로 고려하는 데서 오는 복잡성에 기인한다고 할 수 있다. 이 같은 복잡성은 경험적 분석을 통한 실제 측정 문제에 직면해서는 더욱 두드러지게 나타난다.

이 논문은 다수 생산물시장과 다수 요소시장을 전제로 정부간섭에 의한 후생 변화의 이론적 평가방법과 그 의미 그리고 경험적 측정 방법을 제시함으로써 기존의 일반균형 응용 후생경제 분석방법을 좀더 확장 발전시켜 보려는 데 목적을 두고 있다.

특정의 생산물 또는 생산요소 가격이 변할 경우 이와 관련된 모든 생산물 및 생산요소시장 집합에 미치는 후생 변화 효과를 분석하였다. 직접 외생적 변화가 가해진 시장에서 측정되는 일반균형 소비자 및 생산자 후생변화는 타 관련 시장에서의 후생변화가 함께 포함됨으로써 전통적 부분균형분석 틀 내에서 얻어진 후생 분석 결과가 오류를 유발할 가능성은 보여 주었다. 특히, 생산물과 요소시장의 수요·공급함수가 추정되면 가상적인 일반균형 수요 및 공급함수를 직접 추정하지 않고서도 경험적으로 추정이 가능한 함수만 가지고 일반균형적 후생변화 효과를 측정 분석할 수 있는 방법을 제시하였다. 비록 이 접근법이 테일러 확장식을 이용한 근사적 측정이라는 한계를 지니고 있다 할지라도 다수 연관시장에서 직면하게 되는 복잡한 후생 변화를 보다 용이하게 경험적으로 분석 측정하고 현실에 응용할 수 있다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

1. Anderson, J. E. "The Social Cost of Input Distortions: A Comment and a Generalization." *American Economic Review*, Vol. 66, 1976, pp. 235-238.
2. Carlton, D. W. "Valuing Market Benefits and Costs in Related Output and Input Markets." *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 688-696.
3. Harberger, A. C. "Three Basic Postulates for Applied Welfare Econ-

- omics: An Interpretive Essay," *Journal of Economic Literature*, Vol. 9, 1971, pp.785-797.
4. Hicks, J. R. *A Revision of Demand Theory*. London: Oxford University Press, 1956.
 5. Hoehn, J. P. "Valuing the Multidimensional Impacts of Environmental Policy: Theory and Methods." *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, 1991, pp.289-299.
 6. Just, R. E., and D. L. Hueth. "Welfare Measures in a Multimarket Framework." *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp.947-954.
 7. _____, _____, and A. Schmitz. *Applied Welfare Economics and Public Policy* Prentice Hall, Inc., Englewood Cliffs, N. J., 1982.
 8. Kaplan, W. *Advanced Calculus*. 4th ed., Addison-Wesley Publishing Company, 1991.
 9. Kling, C. L. "A Note on the Welfare Effects of Omitting Substitute Prices and Qualities from Travel Cost Models." *Land Economics*, Vol. 65, 1989, pp.290-296.
 10. Marshall, A. *Principles of Economics*. London: Macmillan & Company Ltd., 1930.
 11. Schmalensee, R. "Another Look at the Social Valuation of Input Price Changes." *American Economic Review*, Vol. 66, 1976, pp.239-243.
 12. Thurman, W. N. "Applied General Equilibrium Welfare Analysis." *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, 1991, pp.1508-1516.
 13. Varian, H. R. *Microeconomic Analysis*. 2nd ed., W. W. Norton & Company, New York, 1984.
 14. Willig, R. D. "Consumer's Surplus Without Apology." *American Economic Review*, Vol. 66, 1976, pp.598-597.