

마늘과 양파에 대한 가격전이의 비대칭성 검증

안 병 일*

Keywords

가격전이의 비대칭성(asymmetric price transmission), 시장지배력(market power)

Abstract

This paper investigates asymmetric price transmissions between the producer and consumer prices for fresh vegetables. In this paper, the existing asymmetric price transmission model is extended by incorporating the impacts of rise and fall in the producer price at past periods. Tests for the asymmetric price transmissions for garlic and onion indicate that when the producer prices rise, the increases in the consumer prices are larger than the decreases in the consumer prices that are incurred by the falls in the producer prices. These positive asymmetric price transmissions may suggest the existence of market power in the markets of these fresh vegetables.

차례

- | | |
|----------|----------|
| 1. 서론 | 3. 실증 분석 |
| 2. 분석 모형 | 4. 결론 |

* 경상대학교 농업경제학과 전임강사 및 동 대학 농업생명과학대학원 책임연구원

1. 서론

신문과 방송 등 매스컴에 자주 보도되는 농산물 관련 뉴스 중의 하나가 ‘공급과잉 등으로 인해 산지가격은 폭락했는데 소비지 가격은 별로 떨어지지 않았다.’ 혹은 ‘산지가격은 크게 오르지 않았는데도 소비지 가격은 폭등했다.’ 라는 것이다. 이처럼 매스컴에 보도되는 산지가격과 소비지 가격움직임의 비대칭성은 그동안 주로 중간 상인 또는 소비지 상인이 폭리를 취하는 것이 주요원인이라고 일반적으로 지적되어 왔다. 매스컴의 이러한 보도내용 대로 과연 지속적으로 산지와 소비지 가격이 비대칭적으로 움직이고 있을까? 아니면 매스컴에서 보도가 된 몇몇 시기에만 국한되는 일회성 사건이었을까? 본 논문에서는 우리나라 채소시장에서 몇몇 채소의 예를 들어 생산자 가격의 소비지 가격으로의 전이가 비대칭적인가를 계량적인 방법을 이용하여 검증하고자 한다.

산지 가격과 소비자 가격의 등락 폭이 다르게 움직인다는 것은 그간 언론의 많은 주목을 받아 온 것이 사실이지만 언론에서 주목한 것은 가격의 비대칭적 전이 현상이 두드러지게 나타나는 일회성 사건 위주였다. 만일 특정한 시기 혹은 일회성으로만 가격전이의 비대칭성 현상이 나타났다고 한다면 이러한 사건들 만에 근거해서 농산물 유통구조가 불완전 경쟁적이라고 주장하는 것은 설득력이 떨어진다고 할 수 있을 것이다.¹ 따라서 실제 가격전이가 비대칭적으로 나타나는지에 대해서 실증적 분석의 필요성이 제기됨에도 불구하고 아직까지 우리나라에서는 산지 가격과 소비지 가격 간의 비대칭성 존재 여부와 비대칭성의 구조에 대한 실증적 검정이 이루어지지 못하였다.

¹ 비대칭적 가격전이에 대해서는 외국의 선행연구에서 흔히 소매업자 또는 농산물 구입업자가 행사하는 시장지배력을 그 주요 원인으로 지적하고 있다 (예를 들어 Kinnucan and Forker (1987), Miller and Hayenga (2001) 와 McCorriston (2002)의 연구를 참조할 수 있다). 우리나라의 농산물 시장이 불완전 경쟁구조라는 것은 시유의 예를 통해 안병일 (2006)에 의해 증명된 바 있으며, 농산물 유통구조가 불완전 경쟁이라면 완전 경쟁을 가정한 경우와는 매우 다른 정책효과가 나타난다는 것이 선행 연구를 통해 제시되고 있다 (안병일, 2007)). 시장지배력이 가격전이의 비대칭성을 초래할 경우 많은 실증 연구에서 이는 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 폭이 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 폭보다 더 작은 “음의 비대칭적 가격전이” 보다는 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 폭이 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 폭보다 더 큰 “양(+)의 비대칭적 가격전이”로 귀결됨을 보여주고 있다 (Meyer and Cramon-Taubadel (2004)). 이러한 외국의 선행연구를 바탕으로 할 때, 우리나라 채소시장에서도 “양의 비대칭적 가격전이”가 나타난다면, 이는 소매상인 또는 중간상인이 시장지배력을 행사하고 있다는 것이 가장 설득력 있는 설명중의 하나가 될 수 있을 것이다.

본 논문은 우리나라 채소 시장에서 생산자 가격의 소비자 가격으로의 전이에서 비대칭성이 존재하는지, 존재한다면 어떤 형태의 비대칭적 가격전이 존재하는지를 검토하는 것을 목표로 하고 있다. 이제까지의 가격 전이의 비대칭성을 분석한 연구들에서는 시차문제를 소홀히 다루어 왔는데, 본 논문에서는 소비자 가격이 생산자 가격에 반응하는 시차 모형에 중점을 두어 기존의 비대칭적 가격전이 분석모형을 확장하고자 한다.

2. 분석 모형

소비자 가격의 등락이 생산자 가격의 등락과 일정한 선형 관계를 가진다면, 다시 말하면, 만일 t 기의 소비자 가격이 t 기의 생산자 가격에 대칭적으로 반응할 경우 다음과 같은 관계를 설정할 수 있을 것이다.

$$(1) P_t^r = a + bP_t^f$$

여기서 P_t^r 는 t 기의 소비자 가격을 나타내며, P_t^f 는 t 기의 생산자 가격을 나타낸다. 만일 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 쪽과 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 쪽이 다르다면, 다시 말하면 생산자 가격의 등락에 대해 소비자 가격의 등락이 비대칭적으로 반응한다면 이는 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 반응하는 관계와 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 반응하는 관계가 서로 다른 방정식으로 나타내어져야 한다는 점을 의미하며, 각각의 경우에 대해서 반응하는 관계를 나타내는 방정식이 어떠한 형태를 띠고 있는냐에 따라 다음과 같은 여러 가지 경우로 나눌 수 있다.

2.1. 모형 1

첫 번째로, 만일 0기에 비해서 1기에 생산자가격이 올랐다고 하면 (즉, $P_1^f > P_0^f$), 생산자 가격 상승과 소비자 가격 상승이 선형의 관계를 가질 경우 1기와 0기의 소비자 가격 차이는 다음과 같이 나타낼 수 있을 것이다.

$$(2) P_1^r - P_0^r = a + b_1^+(P_1^f - P_0^f), P_1^f > P_0^f$$

반면, 2기의 생산자 가격이 1기에 비해 내려갔다고 하면 (즉, $P_2^f < P_1^f$), 2기와 1기사이의 소비자 가격 차이는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(3) P_2^r - P_1^r = a + b_1^-(P_2^f - P_1^f), P_2^f < P_1^f$$

이와 같이 소비자 가격과 생산자 가격의 등락을 두 가지 경우로 분리하면, 가격 움직임의 비대칭성에 관한 여러 가지 정보를 이끌어 낼 수 있다. 식(2)와 식(3)에서 계수 b_1^+ 과 b_1^- 는 비대칭성을 나타내는 것으로 만일 소비자 가격이 생산자 가격에 대칭적으로 반응한다면 b^+ 와 b^- 는 동일한 값을 보일 것이며, 생산자 가격의 변동에 대해 소비자 가격이 비대칭적으로 움직인다면 b_1^+ 와 b_1^- 는 서로 다른 값을 보일 것이다. 만일 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 폭이 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 폭 보다 작다면, b_1^+ 이 b_1^- 보다 큰 값을 가질 것이며 (즉, 양의 비대칭적 가격전이), 그 반대의 경우는 b_1^- 이 b_1^+ 보다 큰 값을 가질 것이다 (즉, 음의 비대칭적 가격전이).² 실증 분석에서 추정계수 b_1^+ 와 b_1^- 는 모두 양의 값을 보일 것임을 짐작할 수 있다. 왜냐하면, 소비자 가격의 증감은 생산자 가격의 증감과 방향을 같이 할 것이기 때문이다.

식(2)와 식(3)을 t기 까지 확장하고 각각의 식을 더하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(4) P_t^r - P_0^r = a + b^+ \sum_{i=1}^t D_i^+ + b^- \sum_{i=1}^t D_i^-,$$

$$D_i^+ = \begin{cases} P_i^f - P_{i-1}^f, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f \\ 0, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f \end{cases}, \quad D_i^- = \begin{cases} P_i^f - P_{i-1}^f, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f \\ 0, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f \end{cases}$$

² 또한 생산자 가격이 상승하는 것에 비해 소비자 가격이 더 큰 폭으로 상승한다면 b_1^+ 은 1보다 큰 값을 가질 것이며, 그 반대의 경우에는 b_1^+ 이 1보다 작은 값을 가질 것이다. 만일 생산자 가격이 하락하는 것에 비해 소비자 가격이 더 작은 폭으로 하락한다면 b_1^- 는 1보다 작은 값을 가질 것이다. 이러한 가설은 실증분석에서 추정계수의 크기를 1과 비교하여 검정할 수 있으나, 본 논문에서는 이러한 검정을 실시하지 않았다. 그 이유는 자료의 제약 때문에 본 논문에서는 소비자 및 생산자 가격 지수를 이용하였기 때문이다. 소비자와 생산자 가격지수를 이용하여 실증 분석을 실시할 경우 추정계수의 절대적인 크기에는 경제적인 의미를 부여하기 힘들지만, 본문에서 논의한대로 b_1^+ 과 b_1^- 의 상대적인 크기를 비교하는 것은 여전히 경제적으로 유의하다.

본 논문에서는 소비자 가격의 생산자 가격에의 비대칭성을 검증하기 위하여 최종적인 식 (4)를 실증분석에 이용하였다. 식 (4)로 나타내어지는 가격의 비대칭성을 규명하는 모형은 외국의 선행연구 (Houck (1977), Kinnucan and Forker (1987), Carman (1998), Carman and Sexton (2005))에서 사용한 모형과 궤를 같이한다.³ 그러나 이들 모형에는 소비자 가격이 생산자 가격에 반응하는 시차는 고려되지 않았다. 따라서 본 논문에서는 가격이 반응하는 시차를 고려하여 가격반응의 비대칭성을 규명하는 모형을 확장하고자 한다.

2.2. 모형 2

만일 2기와 1기의 소비자 가격 차이는 1기와 2기의 생산자 가격차이 뿐만 아니라 0기에 비해서 1기에 생산자 가격이 상승하였을 경우 이의 영향까지 반영되는 구조라고 한다면, 이는 소비자 가격이 1기에 비해 2기에 상승하였을 경우 다음과 같이 표시할 수 있을 것이다.

$$(5) \quad P_2^r - P_1^r = a + b_1^+(P_2^f - P_1^f) + b_2^+(P_1^f - P_0^f), \quad P_2^f > P_1^f > P_0^f$$

$$P_2^r - P_1^r = a + b_1^+(P_2^f - P_1^f), \quad P_2^f > P_1^f, \quad P_1^f \leq P_0^f$$

$$P_2^r - P_1^r = a + b_2^+(P_1^f - P_2^f), \quad P_2^f \leq P_1^f, \quad P_1^f > P_0^f$$

반대로 소비자 가격이 1기에 비해서 2기에 하락하였을 경우 0기에 비해서 1기에도 생산자 가격이 하락한 경우 이의 영향까지도 1기와 2기의 소비자 가격에 영향을 미친다면 이는 다음과 같이 표시할 수 있을 것이다.

$$(6) \quad P_2^r - P_1^r = a + b_1^-(P_2^f - P_1^f) + b_2^-(P_1^f - P_0^f), \quad P_2^f < P_1^f < P_0^f$$

$$P_2^r - P_1^r = a + b_1^-(P_2^f - P_1^f), \quad P_2^f < P_1^f, \quad P_1^f \geq P_0^f$$

$$P_2^r - P_1^r = a + b_2^-(P_1^f - P_2^f), \quad P_2^f \geq P_1^f, \quad P_1^f < P_0^f$$

³ Houck (1977)의 경우 실증분석에서는 상수항 외에 추세를 타나내는 변수까지 삽입하였다. 그러나 본 논문에서는 실증 분석에는 추세를 삽입하지 않았는데, 그 이유는 실증분석에 사용된 자료가 실제 가격이 아니라 가격지수이기 때문에 가격의 절대적인 수준이 드러나지 않기 때문이다. 실제 추세를 삽입하여 추정할 경우 추세에 대한 추정계수는 유의하지 않게 나타난다.

식(5)와 식(6)은 과거의 생산자 가격이 현재의 소비자 가격에 반영되는 시차가 1기인 경우만을 나타낸 것이나, 시차를 더욱 확장하여 보다 일반적인 모형을 수립할 수 있다. 만일 소비자 가격이 상승한 경우 과거의 영향이 반영되는 시차가 N기까지이고, 소비자 가격이 하락한 경우 과거의 영향이 반영되는 시차가 M기까지라면, 식(5)와 식(6)을 t기까지 확장하고 각각을 더하면 다음과 같이 과거의 생산자 가격변화를 감안하는 가격반응구조 방정식을 나타낼 수 있다.

$$(7) \quad P_t^r - P_0^r = a + \sum_{k=1}^N b_k^+ \sum_{i=1}^t D_{i-k+1}^+ + \sum_{k=1}^M b_k^- \sum_{i=1}^t D_{i-k+1}^-$$

$$D_{i-k+1}^+ = \begin{cases} P_{i-k+1}^f - P_{i-k}^f, & \text{if } P_{i-k+1}^f > P_{i-k}^f \\ 0, & \text{if } P_{i-k+1}^f < P_{i-k}^f \end{cases}$$

$$D_{i-k+1}^- = \begin{cases} P_{i-k+1}^f - P_{i-k}^f, & \text{if } P_{i-k+1}^f < P_{i-k}^f \\ 0, & \text{if } P_{i-k+1}^f > P_{i-k}^f \end{cases}$$

이 경우, 당기 생산자 가격의 변동에 소비자 가격이 변동하는 것이 대칭적인지 아닌지는 추정된 계수 b_1^+ 와 b_1^- 가 서로 같은 값을 보이는지 아니면 다른 값을 보이는 지로 검정을 할 수 있으며, 전반적으로 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 폭과 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 폭이 서로 같은지는 각각의 추정된 계수의 합 즉, $\sum_{k=1}^N b_k^+$ 와 $\sum_{k=1}^M b_k^-$ 의 크기가 같은지를 비교하여 검정할 수 있다. 실증 분석모형 식 (7)에서 과거의 생산자 가격변동이 현재의 소비자 가격 변동에 주는 영향은 현재의 생산자 가격변동이 현재의 소비자 가격 변동에 주는 영향보다는 일반적으로 작을 것으로 예상되므로 추정계수 b^+ 및 b^- 의 값은 금기에 가까울수록 커질 것으로 기대할 수 있다 (즉, $b_1^+ > b_2^+ > \dots$ 및 $b_1^- > b_2^- > \dots$).

2.3. 모형 3

다음으로는 소비자 가격이 생산자 가격의 등락에 즉각적으로 반응하지 않고 시차를 두고 반응하는 경우를 생각해 볼 수 있다. 시차를 두고 반응하는 모형의 가장 단순한 형태는 전기 생산자 가격이 하락했을 경우 금기의 소비자 가격이 하락하고 전기의 생산자 가격이 상승했을 경우 금기의 소비자 가격이 상승하는 형태인데, 이 경우는 실제

현실에서 나타나는 가격움직임과는 거리가 멀 가능성이 크다. 그 이유는 만일 전기의 생산자 가격이 하락하고 금기에는 생산자 가격이 상승한 경우, 이러한 단순한 형태의 시차 모형을 따를 경우 금기에는 생산자 가격이 상승했음에도 소비자 가격이 하락하는 결과를 가져오기 때문이다.

따라서 본 논문에서는 연속적으로 두 기간 동안 생산자 가격이 하락한 경우에만 소비자 가격은 1기의 시차를 두고 하락하며, 연속적으로 두 기간 동안 생산자 가격이 상승한 경우에만 소비자 가격은 1기의 시차를 두고 상승하는 시차 모형을 상정해 보았다. 즉, 만일 0기에 비해서 1기에 생산자 가격이 상승하고 1기에 비해서 2기의 생산자 가격이 상승하였다면 (즉, $P_2^f > P_1^f > P_0^f$), 1기와 2기의 소비자 가격 차이는 다음과 같이 나타낼 수 있을 것이며,

$$(8) P_2^r - P_1^r = a + b_2^+(P_1^f - P_0^f), P_2^f > P_1^f > P_0^f$$

반대로, 0기에 비해서 1기에 생산자 가격이 하락하고 1기에 비해서 2기의 생산자 가격 역시 하락한 경우, 1기와 2기의 소비자 가격 차이는 다음과 같이 나타낼 수 있으며,

$$(9) P_2^r - P_1^r = a + b_2^-(P_1^f - P_0^f), P_2^f < P_1^f < P_0^f$$

그 외의 경우는 소비자 가격이 생산자 가격의 변동에 반응하지 않는 경우이다. 따라서 이 경우 식 (8)과 식(9)를 t기 까지 확장하고 각각의 식을 더하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(10) P_t^r - P_0^r = a + b_2^+ \sum_{i=1}^t D_i^+ + b_2^- \sum_{i=1}^t D_i^- ,$$

$$D_i^+ = \begin{cases} P_{i-1}^f - P_{i-2}^f, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f > P_{i-2}^f, \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$D_i^- = \begin{cases} P_{i-1}^f - P_{i-2}^f, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f < P_{i-2}^f \\ 0, & \text{other wise} \end{cases}$$

이 경우 만일 소비자 가격이 생산자 가격에 대칭적으로 반응한다면 b_2^+ 와 b_2^- 는 동일한 값을 보일 것이며, 생산자 가격의 변동에 대해 소비자 가격이 비대칭적으로 움직인다면 서로 다른 값을 보일 것이다.

2.4. 모형 4

다음으로는 <모형 1>과 <모형 3>에서 설정한 상황이 복합적으로 작용하는 상황을 설정해 볼 수 있다. 이 경우는 <모형 2>에서 제시한 상황과 비슷하게 현재의 소비자 가격의 움직임에 과거 생산자 가격 변동의 영향이 반영되는 모형이나, <모형 2>와 달리 과거부터 현재까지 연속적으로 생산자 가격이 하락하거나 혹은 상승하였을 경우에만 과거의 생산자 가격의 변동이 현재의 소비자 가격에 영향을 미치는 경우이다. 이 경우는 다음과 같이 묘사될 수 있다. 만일 0기에 비해서 1기의 가격이 상승하고, 또다시 1기에 비해서 2기에 생산자가 가격이 올랐다고 할 경우 (즉, $P_2^r > P_1^r > P_0^r$), 2기와 1기의 소비자 가격 차이는 1기와 0기의 생산자 가격 차이와 2기와 1기의 생산자 가격 차이들의 선형관계로 표시되는 다음과 같은 식(11)로 나타낼 수 있다.

$$(11) P_2^r - P_1^r = a_0 + b_1^+(P_2^f - P_1^f) + c^+(P_1^f - P_0^f)$$

반면, 0기에서부터 2기까지 가격이 연속적으로 상승한 것이 아니라 1기에 비해 2기에만 가격이 상승한 경우 (즉, $P_2^r > P_1^r$)는 2기와 1기의 소비자 가격 차이는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(12) P_2^r - P_1^r = a_0 + b_1^+(P_2^f - P_1^f)$$

같은 원리를 적용하여, 0기부터 2기까지 생산자 가격이 하락했다고 하면 (즉, $P_2^f < P_1^f < P_0^f$), 2기와 1기사이의 소비자 가격은 식 (13)과 같이 나타낼 수 있으며, 1기에 비해 2기에만 생산자 가격이 하락했다고 하면 1기와 2기의 소비자 가격 차이는 식 (14)와 같이 나타낼 수 있다.

$$(13) P_2^r - P_1^r = a_0 + b^-(P_2^f - P_1^f) + c^-(P_1^f - P_0^f)$$

$$(14) P_2^r - P_1^r = a_0 + b^-(P_2^f - P_1^f)$$

위 식 (11)~(14)를 t기 까지 확장하고 각각을 더하면 다음과 같이 최종적인 방정식을 도출할 수 있다.

$$(15) \quad P_t^r - P_0^r = a_0 + b_1^+ \sum_{i=1}^t D_i^+ + c^+ \sum_{i=1}^t G_i^+ + b_1^- \sum_{i=1}^t D_i^- + c^- \sum_{i=1}^t G_i^-,$$

$$D_i^+ = \begin{cases} P_i^f - P_{i-1}^f, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f \\ 0, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f \end{cases}, \quad D_i^- = \begin{cases} P_i^f - P_{i-1}^f, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f \\ 0, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f \end{cases}$$

$$G_i^+ = \begin{cases} P_{i-1}^f - P_{i-2}^f, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f > P_{i-2}^f \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases},$$

$$G_i^- = \begin{cases} P_{i-1}^f - P_{i-2}^f, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f < P_{i-2}^f \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

이 경우 만일 금기의 소비자 가격이 금기의 생산자 가격에 대칭적으로 반응한다면 b_1^+ 와 b_1^- 는 동일한 값을 보일 것이며, 금기의 생산자 가격의 변동에 대해 금기의 소비자 가격이 비대칭적으로 움직인다면 b_1^+ 와 b_1^- 는 서로 다른 값을 보일 것이다. 또한 전반적으로 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 폭과 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 폭이 서로 대칭적인지는 각각의 추정계수의 합 $b_1^+ + c^+$ 및 $b_1^- + c^-$ 의 크기가 서로 같은지를 비교하여 검증할 수 있다.

식 (15)는 과거의 생산자 가격이 연속적으로 상승한 경우 과거 N기까지, 연속적으로 하락한 경우 과거 M기까지의 생산자 가격의 변동이 현재의 소비자 가격에 영향을 미치는 구조로 확장할 경우 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$(15) \quad P_t^r - P_0^r = a_0 + b_1^+ \sum_{i=1}^t D_i^+ + \sum_{k=1}^N c_k^+ \sum_{i=1}^t G_{i-k+1}^+ + b_1^- \sum_{i=1}^t D_i^- + \sum_{k=1}^M c_k^- \sum_{i=1}^t G_{i-k+1}^- ,$$

$$D_i^+ = \begin{cases} P_i^f - P_{i-1}^f, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f \\ 0, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f \end{cases}, \quad D_i^- = \begin{cases} P_i^f - P_{i-1}^f, & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f \\ 0, & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f \end{cases}$$

$$G_{i-k+1}^+ = \begin{cases} P_{i-1}^f - P_{i-2}^f & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f > P_{i-2}^f, & k=1 \\ P_{i-2}^f - P_{i-3}^f & \text{if } P_i^f > P_{i-1}^f > P_{i-2}^f > P_{i-3}^f, & k=2 \\ \dots & \dots \\ P_{i-N}^f - P_{i-N-1}^f & \text{if } P_i^f > \dots > P_{i-N}^f > P_{i-N-1}^f, & k=N \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$G_{i-k+1}^- = \begin{cases} P_{i-1}^f - P_{i-2}^f & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f < P_{i-2}^f, & k=1 \\ P_{i-2}^f - P_{i-3}^f & \text{if } P_i^f < P_{i-1}^f < P_{i-2}^f < P_{i-3}^f, & k=2 \\ \dots & \dots \\ P_{i-N}^f - P_{i-N-1}^f & \text{if } P_i^f < \dots < P_{i-N}^f < P_{i-N-1}^f, & k=N \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

3. 실증 분석

3.1. 분석 대상 품목, 자료 및 추정에서의 이슈

실증분석에 사용한 자료는 통계청의 소비자 및 생산자 물가 자료로, 분석 대상 품목은 채소류 중에서 상대적으로 연중 소비량이 많은 배추와 무, 그리고 양념채소 중에서 고추, 마늘, 양파를 선택하였다. 배추, 무, 양파에 대해서는 1975년부터 2006년까지의 월별자료를 이용하여 분석하였으며, 고추와 마늘에 대해서는 자료의 제약 상 1985년부터 2006년까지의 자료를 이용하여 분석하였다. 배추와 무의 경우는 일반적으로 수확 후 저장의 과정 없이 출하되므로 1975년 1월부터 2006년 6월까지의 자료를 이용하였으나 고추는 8월에 수확하고 수확된 당해연산 고추는 저장 후 다음해 수확기 전인 7월까지 대부분 출하되므로 분석 자료는 8월~익년 7월(즉, 1985.8~2006.7)을 이용하였고 동일한 이유로 마늘은 당해년 5월~익년 4월(1985.5~2006.4), 양파는 당해년 4월~익년 3월(1975.4~2006.3)의 자료로 분석하였다.

<표 1>은 실증분석에 사용된 자료의 통계치이다. <표 1>에서 보는 것처럼 소비자 가격지수 상승률은 배추가 월평균 2.5%로 가장 크며, 고추는 0.4%로 가장 작다. 생산자 가격지수 상승률은 역시 배추가 월평균 3.1%로 가장 크며, 고추가 0.9%로

표 1. 실증분석에 사용한 자료의 통계치

품 목	구 분	소비자 가격 지수	생산자 가격 지수	소비자 가격 지수 상승률	생산자 가격 지수 상승률	기간
고 추	평 균	83.207	73.809	0.004	0.009	1985.8~2006.7
	표준편차	29.888	35.256	0.064	0.128	
마 늘	평 균	91.240	98.645	0.005	0.007	1985.5~2006.4
	표준편차	31.688	43.826	0.077	0.098	
양 파	평 균	66.052	74.210	0.022	0.032	1975.4~2006.3
	표준편차	41.459	48.869	0.192	0.226	
무	평 균	49.0491	41.098	0.020	0.026	1975.1~2006.6
	표준편차	39.238	38.641	0.178	0.210	
배 추	평 균	46.363	49.553	0.025	0.031	1975.1~2006.6
	표준편차	35.862	32.691	0.202	0.238	

주: 소비자 및 생산자 가격지수는 2000년 기준 100임.

상승률은 $(p_t - p_{t-1})/p_{t-1}$ 로 계산한 것임.

가장 작다. 표준편차의 평균에 대한 비율인 변이계수는 소비자 가격지수의 경우 무가 0.80으로 가장 높으며 배추는 0.77, 양파는 0.63, 고추는 0.36, 마늘은 0.35로 계산되어 배추의 소비자 가격이 가장 크게 변동하여 온 것을 알 수 있다. 반면, 생산자가격의 변이계수는 무가 0.94로 가장 높으며, 양파는 0.66, 배추는 0.66, 고추는 0.48, 마늘은 0.44로 계산된다.

가격전이 모형을 실증적으로 추정하는 데 제기되는 가장 큰 이슈는 과연 분석대상으로 하는 채소류가 앞 절에서 설정한 모형의 기본 전제 조건을 충족시키고 있는가에 대한 문제다. 다시 말하면 생산자 가격이 소비자 가격에 영향을 미치는 구조를 형성하고 있는가에 대한 문제이다. 이를 알아보기 위해 대상품목에 대해 소비자 가격과 생산자 가격간의 인과성 검정을 실시하였다. 인과성 검정을 위해 먼저 각 품목에 대해 AIC (Akaike Information Criterion), SBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion), HQIC (Hannan-Quinn Information Criterion) 지수를 이용하여 최적 lag를 선택하여 VAR (Vector Autoregressive) 모형을 추정한 다음, 추정한 VAR 모형에서 독립변수로 처리되었던 lag 변수를 제외한 경우와 그렇지 않은 경우를 상호 비교하는 Wald 검정을 실시하였다. <표 2>는 인과성 검정 결과를 제시한 것이다. 먼저 고추의 경우 유의 수준 5%에서 생산자 가격이 소비자 가격에 대해 Granger-인과관계(Granger-causality관계)에 있으며 또한 소비자 가격 역시 생산자 가격에 대해 Granger-인과관계에 있는 것으로 분석되었다. 마늘의 경우 생산자 가격이 소비자 가격에 유의수준 1%에서 Granger-인과관계에 있으나 소비자 가격은 생산자 가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 양파의 경우 생산자 가격이 소비자 가격에 대해 1% 유의 수준에서 Granger-인과관계에 있으나 소비자 가격은 생산자 가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 무의 경우 생산자가격이 소비자 가격에 대해, 그리고 소비자 가격이 생산자 가격에 대해 서로 영향을 주는 관계인 것으로 분석되었으며, 배추의 경우는 소비자 가격이 생산자 가격에 영향을 주나 생산자 가격은 소비자 가격에는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 따라서 <표 2>의 인과성 검정 결과는 앞서 제시한 분석 모형이 마늘과 양파에만 해당되기 때문에 가격전이 모형의 추정은 부득이 마늘과 양파에만 국한하여야 함을 말하고 있다.

다음으로 실증 분석 시에 제기될 수 있는 이슈로는 분석 대상 자료가 월별자료로 인해 발생하는 시계열의 불안정성 문제다. 시계열이 불안정할 경우 실제로는 변수 간에 유의한 상관관계가 없음에도 불구하고 추정계수가 매우 유의하게 나타나는 가성회귀 현상이 초래될 수 있다. 그러나 앞 절에서 제시된 가격반응 모형의 종속변수는 원자료가 아니라 1차 차분한 자료이며 독립변수의 경우 가격이 상승하고 하락하는 각각의 경

표 2. 주요 채소에 대한 생산자 및 소비자 가격 간의 인과성 검정결과

품 목	인과관계 ¹⁾	x^2	Prob. > x^2	VAR 모형의 lag 시차 ²⁾
고 추	생산자 가격 → 소비자 가격	10.4991	0.0148	3
	소비자 가격 → 생산자 가격	12.8946	0.0049	
마 늘	생산자 가격 → 소비자 가격	7.5344	0.0061	1
	소비자 가격 → 생산자 가격	0.0449	0.8322	
양 파	생산자 가격 → 소비자 가격	43.0388	0.0000	2
	소비자 가격 → 생산자 가격	3.4039	0.1823	
부	생산자 가격 → 소비자 가격	17.0821	0.0007	3
	소비자 가격 → 생산자 가격	13.5643	0.0036	
배 추	생산자 가격 → 소비자 가격	1.6369	0.6510	3
	소비자 가격 → 생산자 가격	11.0350	0.0115	

1) 귀무가설은 인과관계로 설정한 가설이 참이 아니라는 설정임. 따라서 예를 들어 Prob > x^2 값이 0.05이하이면 표에 제시된 인과관계가 5% 수준에서 유의하다고 해석할 수 있음.

2) VAR 모형의 lag 시차는 AIC, SBIC, HQIC 지수 중에서 두 가지 지수 이상이 가장 작은 값을 보이는 lag 시차로 선택하였음.

우에 1차 차분한 자료를 금기까지 더한 자료들로 구성되어 있기 때문에 근본적으로 추정모형에서는 가성회기 문제가 발생할 소지가 매우 적다.⁴

가격 반응모형 추정에서의 또 다른 이슈는 시차모형의 경우 과거 시차를 언제까지로 반영하느냐의 문제다. 본 논문에서는 1기의 과거시차만을 포함하는 모형을 추정하였다. 그 이유는 <표 2>에서 제시되어 있는 것과 같이 AIC, SBIC, HQIC 지수를 기준으로 할 경우 마늘과 양파 가격모형의 최대 시차는 2개월 이전으로 나타났고, 원자료의 시차를 2기로 할 경우 차분한 자료를 종속변수로 하고 있는 가격전이모형의 경우는 과거시차가 1기가 되기 때문이다. 실제, 본 논문에서 제시하지는 않았지만, 가격전이모형에서 시차를 2기 이상 포함하여 추정할 경우 2기 또는 그 이상의 과거시차를 나타내는 추정계수는 모두 유의하지 않게 추정되었다.

4 이러한 모형의 특성 때문에 외국의 선행연구에서도 시계열의 불안정성 여부에 대한 논의를 생략하고 실증모형을 추정하고 있다 (Houck (1977), Kinnucan and Forker (1987), Carman (1998), Carman and Sexton (2005)).

3.2. 가격전이모형 추정 결과

<표 3>~<표 4>는 가격전이 모형의 추정결과를 제시한 것인데, 모든 경우에 걸쳐 결정계수가 0.9 (대부분의 경우 0.96)이상의 높은 값을 보이고 있어 위에서 제시한 가격전이 모형이 분석대상 채소인 마늘과 양파의 생산자 가격의 소비자 가격으로의 전이를 잘 설명하고 있다고 할 수 있다.

<표 3>은 마늘에 대한 가격전이 모형 추정 결과이다. 시차를 고려하지 않는 <모형 1>의 추정결과를 보면 b_1^+ 이 b_1^- 보다 높은 값으로 나타나며, F-검정 결과에서는 이들 두 값이 같다는 가설이 통계적으로 유의하지 않음을 제시하고 있어 마늘의 생산자 가격이 소비자 가격으로 전이되는 관계는 양의 비대칭적임을 시사하고 있다. <모형 2>의 추정결과에서는 b_1^+ 이 b_1^- 보다 낮은 값으로 나타나나, F-검정 결과는 이들 두 값이 통계적으로 다른 값을 보이고 있다고 결론지을 수 없다는 점을 제시하고 있다. 그러나 또 다른 검정결과 즉, $H_0: \sum_j b_j^+ = \sum_j b_j^-$ 에 대한 검정 결과는 마늘의 생산자 가격이 소비자 가격으로 전이되는 데는 양의 비대칭적 관계가 있음을 암시하고 있다. 이러한 두 가지 F-검정에 바탕을 둔 비대칭적 가격전이에 대한 결론은 <모형 4>의 추정결과에도 그대로 적용된다. 즉, <모형 4>의 추정결과는 b_1^+ 이 b_1^- 보다 낮은 값을 보여주고 있고 이들 두 값은 통계적으로 유의하게 다르다고는 할 수 없으나, 귀무가설 $H_0: b_1^+ + c_1^+ = b_1^- + c_1^-$ 의 검정 결과에서는 $b_1^+ + c_1^+$ 값이 $b_1^- + c_1^-$ 과는 통계적으로 다르다는 점을 제시하고 있어 마늘의 생산자와 소비자 가격은 양의 비대칭적 가격전이를 보여주고 있다. <모형 3>의 추정결과에서도 마늘의 생산자와 소비자 가격은 양의 비대칭적 가격전이를 보여주고 있다는 점을 유추할 수 있다. 일반적으로 과거시차가 급기와 가까울수록 현재 가격에 미치는 영향이 크다는 점을 고려할 때, <표 3>에서 <모형 2>와 <모형 3>의 추정결과는 이러한 사실과 부합하고 있음을 확인할 수 있다. 즉, <모형 2>의 결과에서 b_1^+ 및 b_1^- 은 각각 b_2^+ 및 b_2^- 보다 크며, <모형 4>에서는 b_1^+ 은 c_1^+ 보다 큰 값으로 추정되고 있으며, b_1^- 역시 c_1^- 보다 큰 값으로 추정되고 있어 일반적인 예상과 합치함을 알 수 있다.

<표 3>의 추정결과로부터 <모형 1>~<모형 4> 중 어떤 모형이 마늘에 대한 가격전이의 비대칭성을 가장 잘 설명하는가에 대한 정보를 이끌어 내는 데는 한계가 있다. 그 까닭은 결정계수의 값이 과거시차를 포함한다고 하더라도 크게 상승하지 않기 때문이다. 즉, 시차를 고려한 경우와 그렇지 않은 경우 b_1^+ 및 b_1^- 에 대한 추정계수 값은 달라지나 시차를 고려하는 것과 그렇지 않은 것이 “양의 비대칭적 가격전이”가 나타난다는

결론에는 영향을 미치지 않는다.⁵ 다만 <모형 2>와 <모형 4>의 추정결과에서도 알 수 있듯이 과거에 발생한 생산자 가격의 변동은 현재에 발생하는 소비자가격에 매우 유의한 영향을 미치고 있다는 점을 확인할 수 있으며, 이는 선행연구에서 사용한 것과 같은 단순한 형태의 비대칭적 가격전이 모형보다는 시차를 고려한 비대칭적 가격전이 모형이 실증 분석에서 고려되어야 한다는 점을 암시한다.⁶

표 3. 마늘의 가격전이 모형 추정 결과

구 분	모형1	모형2	모형3	모형4
상수항	-16.817 (-3.041)**	-15.853 (-2.989)**	-34.556 (-5.334)***	-19.984 (-3.812)***
b_1^+	0.4096 (14.29)***	0.3276 (7.138)***		0.3206 (6.883)***
b_1^-	0.3386 (10.58)***	0.3656 (10.48)***		0.3454 (9.789)***
b_2^+		0.1525 (3.429)***		
b_2^-		0.0501 (1.420)		
c_1^+			0.3358 (7.379)***	0.1803 (2.418)**
c_1^-			0.1833 (3.035)***	0.0411 (0.7343)
R^2	0.9797	0.9806	0.9706	0.9802
D.W.	2.0059	2.0106	1.9667	1.9947
F-test ¹⁾	F(1,248)=19.3264 P-value=0.0000	F(1,246)=0.49 P-value=0.4809	F(1,248)=16.70 P-value=0.0000	F(1,246)=0.1421 P-value=0.7065
F-test ²⁾		F(1,246)=16.06 P-value=0.0000		F(1,252)=7.24 P-value=0.0076

주: <모형 1>~<모형 4>에 걸쳐 2차 자기상관 오차를 수정하였음. 추정계수의 괄호안의 값은 t 값임. ***는 99%에서, **는 95%에서 유의함을 의미함.

1) F-test는 $H_0: b_1^+ = b_1^-$ 혹은 $H_0: c_1^+ = c_1^-$ 의 귀무가설을 검정한 것임.

2) F-test는 $H_0: \sum_j b_j^+ = \sum_j b_j^-$ 혹은 $H_0: b_1^+ + c_1^+ = b_1^- + c_1^-$ 의 귀무가설을 검정한 것임.

5 하지만 이러한 사실은 보다 더 적극적으로 마늘 가격에 나타나는 “양의 비대칭적 가격전이” 현상을 확인하여 주고 있다고 하겠다.

6 즉, 본 논문에서 대상으로 한 마늘이나 양파 이외의 품목을 대상으로 한다면 시차를 고려한 모형과 그렇지 않은 모형에 걸쳐 가격전이의 비대칭성에 대한 결론이 달라질 가능성도 있을 것이다.

<표 4>는 양파의 가격전이 모형 추정 결과를 제시하고 있다. 양파의 경우 <모형 1>, <모형 2>, <모형 4>에 걸쳐 모두 b_1^+ 이 b_1^- 보다 큰 값으로 추정되고 있으며, 이들 두 값이 통계적으로 같다는 귀무가설은 모두 99%이상의 신뢰수준에서 기각되므로 양파의 생산자 가격 및 소비자 가격은 양의 비대칭적 전이관계에 있음을 유추할 수 있다. 또한 <모형 2>와 <모형 4>의 추정결과를 가지고 실시한 각각 $H_0: \sum_j b_j^+ = \sum_j b_j^-$, $H_0: b_1^+ + c_1^+ = b_1^- + c_1^-$ 의 검정결과에서는 이들 귀무가설이 90%이상의 신뢰수준에서 기각되므로 양파에 대한 양의 비대칭적 전이관계를 다시금 확인할 수 있다. <모형 2>와 <모형 4>의 추정에서 확인할 수 있는 것은 마늘의 경우와 마찬가지로 금기에 가까운 생산자

표 4. 양파의 가격전이 모형 추정 결과

구 분	모형1	모형2	모형3	모형4
상수항	4.8978 (2.558)***	2.8018 (1.435)	10.732 (4.389)***	3.0808 (1.885)*
b_1^+	0.5240 (27.19)***	0.4887 (16.60)***		0.4920 (18.51)***
b_1^-	0.4953 (24.24)***	0.4384 (15.68)***		0.4101 (16.85)***
b_2^+		0.1460 (4.437)***		
b_2^-		0.1730 (6.820)***		
c_1^+			0.5449 (15.81)***	0.1383 (3.320)***
c_1^-			0.4070 (12.40)***	0.1941 (7.208)***
R^2	0.9675	0.9723	0.9382	0.9715
D.W.	1.9924	1.9798	1.9895	1.9874
F-test ¹⁾	F(1,370)=143.66 P-value=0.0000	F(1,368)=8.6961 P-value=0.0000	F(1,368)=280.30 P-value=0.0000	F(1,368)=7.51 P-value=0.0064
F-test ²⁾		F(1,368)=75.62 P-value=0.0000		F(1,368)=2.71 P-value=0.0914

주: <모형 1>~<모형 4>에 걸쳐 2차 자기상관 오차를 수정하였음. 추정계수의 괄호안의 값은 t 값임. ***는 99%에서, **는 95%에서 유의함을 의미함.

1) F-test는 $H_0: b_1^+ = b_1^-$ 혹은 $H_0: c_1^+ = c_1^-$ 의 귀무가설을 검정한 것임.

2) F-test는 $H_0: \sum_j b_j^+ = \sum_j b_j^-$ 혹은 $H_0: b_1^+ + c_1^+ = b_1^- + c_1^-$ 의 귀무가설을 검정한 것임.

가격의 변동이 현재의 소비자 가격 변동에 미치는 영향이 더 크다는 점이다. 즉, <모형 2>의 결과에서 b_1^+ 및 b_1^- 은 각각 b_2^+ 및 b_2^- 보다 크며, <모형 4>에서는 b_1^+ 은 c_1^+ 보다 큰 값으로 추정되고 있으며, b_1^- 역시 c_1^- 보다 큰 값으로 추정되고 있다.

4. 결 론

기존의 비대칭적 가격전이 모형은 생산자 가격이 소비자 가격으로 전이되는 과정에서 발생하는 시차를 상대적으로 소홀히 다루어 왔다. 본 논문에서는 과거의 생산자 가격의 변동이 현재의 소비자 가격의 변동에 영향을 미치고 있는 경우 이러한 시차구조를 어떻게 실증모형으로 정립할 수 있는가를 보여주었다. 이와 같이 확장된 비대칭적 가격전이 모형을 이용하여 본 논문에서는 소비지 가격의 등락이 생산지 가격 등락에 대해 비대칭적으로 움직인다는 주장을 마늘과 양파에 대해 검증하였다.

비대칭적 가격전이 모형의 추정결과에서는 양념채소인 마늘과 양파 모두 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 폭이 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 폭보다 큰 양의 비대칭적 가격전이를 보여 주고 있다. 따라서 언론에서 보도되는 것과 소비지 가격의 등락과 산지 가격의 등락은 서로 비대칭적인 현상이 지속적으로 나타나는 것임을 확인할 수 있다. 또한 시차를 고려한 확장된 가격전이 모형의 추정결과에서는 금기에 가까운 생산자 가격의 변동이 현재의 소비자 가격의 변동에 미치는 영향이 더 크게 나타남을 보여주고 있다. 이러한 사실은 소비지 가격변동을 완화하기 위해서는 직접적으로 같은 시점의 산지 가격을 안정화 시키는 것이 보다 효과적인 정책임을 암시한다고 하겠다.

비대칭적 가격전이를 일으키는 것에 대해 외국의 선행연구는 시장지배력을 가장 설득력 있는 원인 중의 하나로 지적하고 있다는 점을 감안할 때, 본 논문에서 검정한 생산자 가격의 소비자가격에의 비대칭적 전이관계로부터 우리나라 채소 시장에서도 시장지배력이 존재하고 있을 가능성이 크다고 하겠다. 그러나 구체적으로 시장지배력이 존재하는지, 시장지배력이 존재한다면 그 수준은 어느 정도인지, 시장지배력을 행사하는 주체는 누구인지, 그리고 그러한 주체들의 시장지배력이 가격전이의 비대칭성과는 어떻게 연계되는지는 세부적으로 연구되어야 할 주제들이다. 본 논문은 이러한 향후 과제들에 대한 기초 단계의 연구로서 의미를 가질 수 있을 것이며, 본 논문의 결과를 바탕으로 시장지배력에 대한 보다 구체적인 연구는 향후 과제로 돌리기로 한다.

참고 문헌

- 안병일. 2006. “백색시유 가공업자들의 시장지배력 추정.” 「농촌경제」 29(2): 39-54.
- 안병일. 2007. “불완전 경쟁 유통구조 하에서의 수급 및 유통비용 변화의 효과.” 「농업경제연구」 48(1): 23-46.
- Bailey, D. and Brorsen, B. W. 1989. “Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets.” *Western Journal of Agricultural Economics* 14: 246-252.
- Carman, H. F. November, 1998. “California Milk Marketing Margins.” *Journal of Food Distribution Research* 29: 1-6.
- Carman, H. F., and R. J. Sexton. 2005. “Supermarket Fluid Milk Pricing Practices in the Western United States.” *Agribusiness* 21: 509-530.
- Dutta, S., Bergen, M., Levy, D., and Venable, R. 1999. “Menu Costs, Posted Prices, and Multiproduct Retailers.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 31: 683-703.
- Houck, J. P. 1977. “An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions.” *American Journal of Agricultural Economics* 59: 570-572.
- Kinnucan, H. W. and Forker, O. D. 1987. “Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products,” *American Journal of Agricultural Economics* 69: 285-292.
- Levy, D., Bergen, M., Dutta, S. and Venable, R. 1997. “The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence From Large U.S. Supermarket Chains.” *Quarterly Journal of Economics* 112: 791-825.
- MacCorrison, S. 2002. “Why Should Imperfect Competition Matter to Agricultural Economics?” *European Review of Agricultural Economics* 29: 349-371.
- Meyer, J. and Carmon-Taubadel, S. 2004. “Asymmetric Price Transmission: A Survey.” *Journal of Agricultural Economics* 55: 581-611.
- Miller, D. J. Hayenga, M. L. 2001. “Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market.” *American Journal of Agricultural Economics* 83: 551-562.
- Peltzman, S. 2000. “Prices Rise Faster than They Fall.” *Journal of Political Economy* 108: 466-502.
- Ward, R. W. 1982. “Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables.” *American Journal of Agricultural Economics* 62: 205-212.

원고 접수일: 2007년 1월 12일

원고 심사일: 2007년 3월 7일

심사 완료일: 2007년 6월 11일