농산물 가격전달의 비대칭성에 관한 실증 분석*

강 태 훈**

Keywords
비대칭가격전달(asymmetric price transmission(APT)), 오류교정모델(error correction model(ECM)), 공적분(cointegration), 농산물가격(agricultural prices)

Abstract
This article determines if the agricultural prices follow the asymmetric transmission mechanism. Most of the earlier studies on asymmetric price transmissions (APT) are based on models not consistent with cointegration, but this study is based on asymmetric error correction model. If the price of later stage in the marketing channel reacts more fully or rapidly to an increase(or decrease) in the price of earlier stage, it is called a positive(or a negative) APT. APT is tested for the prices of three marketing stages such as from farm to wholesale, from wholesale to retail, and from farm to retail for 21 largest agricultural products in Korea. The results show that, of 57 cases, 30 cases show evidences of negative APT, 10 cases of positive APT, 17 cases of no direction. Therefore, contrary to common senses, the negative APT is more common than the positive APT in Korean agricultural market, which is similar to the experience in European agricultural markets.

차례

1. 서론
2. 분석 모형
3. 분석 대상
4. 분석 결과
5. 요약 및 결론

* 이 논문은 2007년 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임(KRF-2007-327-B00174)
** 계명대학교 사회과학대학 경제통상학부 경제학과 교수

1. 서론

산지가격이 하락해도 소비지가격은 쉽게 내려가지 않는 현상이 언론을 통해 자주 보도되고 있다. 이처럼 산지가격이 하락했을 때의 소비지가격 반응이 산지가격이 상승했을 때의 소비지가격 반응에 비해 느리거나 작은 것과 같이 유통과정에서 가격전달이 비대칭적인 현상을 비대칭가격전달(APT; asymmetric price transmission)이라 부른다. 비대칭가격전달과 관련해서 수직적 가격전달[1]의 문제와 수평적 가격전달문제가 있는데, 본고에서는 주로 유통채널 내에서 서로 다른 유통단계에 있는 시장간의 가격전달에 관한 것을 분석한다.

시장에서 수요와 공급에 의해 형성되는 가격은 자원과 소득을 배분시킨다. 특히 농산물의 경우 생산물이 산지에서 소비지까지 전달되는 여러 유통단계에서 중간상인의 손을 거치며 이동되는데, 이 과정에서 앞 단계에서의 수급상황에 의한 가격변화가 다음 단계의 가격에 효율적으로 전달되는지에 대해 의문이 제기되어 왔다.

경제학에서는 시장에서의 수요공급에 의해 결정되는 가격이 자원을 배분시키고 시장을 수직적, 수평적으로 통합시킬 뿐 아니라 생산자와 소비자의 효용에도 영향을 준다고 본다. 그러나 만약 이러한 기능이 제대로 작동하지 않는다면 그 시장은 효율적이라 할 수 없을 것이다. 따라서 APT가 농산물가격의 일반화될 수 있는 특성인지 아니면 간헐적으로 나타나는 현상에 불과한 것인지에 대한 종합적인 검토가 필요하다. 경제학적으로 가격전달의 비대칭성에 대해서는 이론이 명확히 정립되어 있지 않으며, 실증적 검정에 의해 그러한 현상이 있는지 여부를 검토하는 것이 대부분이다. 실증적 검정에서도 검정 방법, 검정 대상 품목에 따라 검정결과도 다를 수 있다. 그러므로 이 문제는 일부 품목만 부분적으로 검토하기 보다는 가능한 모든 품목을 종합적으로 검토해야 보다 일반화된 결론을 얻을 수 있을 것이다.

Peltzman(2000)은 282개 상품군을 광범위하게 분석한 결과 APT가 지배적인 현상이라고 주장한다. 그리하여 표준적인 경제이론이 APT를 제대로 반영하지 않기 때문에 이론과 현실에 갭이 존재한다고 주장한다. 하지만 Meyer and v. Cramon-Taubadel (2004)은 Peltzman의 검정방법은 가격전달과정의 대칭성을 지나치게 기각시키는 경향

---

[1] 수직적 가격전달에 대한 연구는 서로 다른 위치의 시장가격 간의 관계에 대한 분석이다. 일물일가의 법칙이나 구매력 평가 등의 연구에서 많이 다루어지고 있다. 본고는 서로 다른 농산물 유통단계에서의 가격전달과정에 대한 연구에 국한한다.

이 있기 때문에 결론에 주의해야 한다고 지적한다. 사실 농산물 가격전달의 비대칭성에 대해서는 이미 오래전부터 연구가 이루어져 왔음에도 불구하고 여전히 연구결과가 엇갈리게 나오고 있다. 아마도 APT가 경제학적 법칙성을 가진 현상이라기보다는 각 시장의 구조와 유통 환경에 따라 결과가 다르게 나타나는 경험적 현상이기 때문일 것이다.

APT에는 개념적으로 두 가지 방향이 있을 수 있다. 하나는, 산지의 가격상승이 가격하락보다 소비지가격에 더 충분히 혹은 더 빨리 반영되는 경우이고, 다른 하나는 산지의 가격하락이 가격상승보다 소비지가격에 더 충분히 혹은 더 빨리 반영되는 경우이다. Meyer and v. Cramon-Taubadel(2004)은 전자를 마진축소(margin-squeezing)가 마진확대(margin-stretching)의 가격움직임에 비해 더 신속하고 완전하게 전달되는 '양의 APT'로, 후자를 마진확대가 마진축소보다 더 빠르고 더 충분히 반영되는 '음의 APT'라 부른다. 본고에서도 전자를 양의 APT, 후자를 음의 APT로 부르기로 한다. 농산물의 경우 시장구조와 유통여건에 따라 양의 APT가 나타날 수도 있고 음의 APT가 나타날 수도 있다. 만약 양의 APT가 존재한다면, 생산자가격 하락에 대해 소비자가 이득을 볼 수 없다는 것을 의미한다.

많은 연구가 APT의 원인으로 비경쟁적인 시장구조를 언급한다. 특히 농업에서는, 산지로부터 소비지까지의 유통과정에서 중간업자들의 시장지배력이 양의 APT의 원인으로 지목되고 있다(예컨대, Kinnucan and Forker, 1987; Miller and Hayenga, 2001; McCorriston, 2002). 그러나 Bailey and Brorsen(1989)은 굴절수요곡선(원점에 볼록이든 오목이든)에 직면한 기업들을 고려한다. 경쟁자들이 가격인상에는 따라오지 않고 가격인하에만 따라온다면(오목), 음의 비대칭이 나타난다. 만일 모든 기업들이 가격인상 때에만 따라하고 가격인하 때에는 따라하지 않는다면(볼록), 양의 비대칭이 나타난다. 따라서 시장지배가 양의 비대칭을 초래할지 아니면 음의 비대칭을 초래할지는 명확하게 선험적이지 않다. 한편, 시장점유율을 잃을 위험 때문에 과점자가 산출물가격 인상을 주저한다면 시장지배력이 음의 APT를 초래할 수도 있다는 주장도 있다(Ward, 1982). 혹은 신선도가 생명인 농산물의 경우 산지의 가격하락에는 늦게 반응하고 산지가격 상승에만 신속히 반응할 이유가 크지 않으며, 오히려 그 반대의 경향이 강한 경우도 흔하다. Blinder(1994)는 시장경쟁에서 밀려날 수도 있다는 두려움이 상인들에게 익숙하다는 것을 발견하고 있는데, 이 역시 음의 APT의 한 요인이 될 수도 있다.

어떠한 원인에 의해 가격전달 비대칭이 발생하건, 시장구조와 시장참여자들의 시장행위에 따라 가격상승이 더 잘 전달되는 비대칭뿐 아니라, 가격하락이 더 잘 전달되는 비대칭도 발생할 수 있기 때문에, 개별 상품별 실증연구가 중요하다. 또한, 데이터의 특징이나 분석기법에 따라서도 결과가 다르게 나올 수 있으므로, 실증적인 분석이 필

요한 분야이다.

APT의 존재여부와 그 이유에 대한 연구가 어느 정도 광범위하게 이루어지고 있지만, 국내연구에서는 아직도 APT가 실제로 존재하는지 여부에 대해서도 논란이 있다. 따라서 APT에 관한 연구는 우선 우리 농산물가격에 APT가 존재하는지 여부부터 실증적으로 검토하고, 존재한다면 그 이유를 찾는 연구로 이어져야 할 것이다. 국내 농산물 가격에 대한 비대칭성 존재여부에 대해 안병일(2007)은 양파에 대하여, 김태훈, 안병일(2008)은 감, 양파, 호박에 대하여 시차문제를 모형에 반영할 때, 이들 가격에 양의 비대칭성이 존재한다는 것을 주장하고 있다. 그러나 강태훈(2007)은 백태, 배추, 오이, 사과, 풋고추 다섯 개 농산물에 비대칭성의 증거가 없거나 약한 것으로 보고하고 있다. 안병일(2007)과 김태훈, 안병일(2008)은 산지가격지수와 소비지가격지수를 비교하였고, 강태훈은 지수가 아닌 도매가격과 소매가격을 비교하였다. 또한 이들 세 연구는 모두 Houck(1977)의 분석기법에 기초하고 있으나, 안병일(2007)과 김태훈, 안병일(2008)은 시차문제를 추가로 고려하고 있다.

본고는 기존의 국내 농산물 가격의 비대칭전달에 관한 연구와 다음과 같은 점에서 차별성이 있다. 첫째, 기존연구에서는 분석대상 품목이 일부 품목으로 제한되어 있어 각각의 결론을 일반화하기 어려우나 본 연구에서는 우리나라의 대표적인 농산물을 최대한 분석대상에 고려하여 농산물 비대칭가격전달에 관해 분석대상면에서의 완결성을 추구하였다. 둘째, 기존의 연구가 산지가격과 소매가격간의 관계 혹은 도매가격과 소매가격간의 관계를 분석하는데 국한되어 있어 전체 유통단계를 종합적으로 고려하지 못했다는 한계가 있으나, 본고에서는 산지와 도매 및 소매 등 유통의 모든 단계를 분석하였다. 셋째, 방법론면에서 기존의 연구는 농산물가격의 잠재적 비정상성 문제로 인한 허구적 회귀현상에 대해 명백히 고려하지 못하고 있으나, 본고에서는 공적분과 오차수정모형에 의한 비대칭성 검정방법을 고려하여 이 문제를 해결하고자 하였다. 그리하여 단기적인 가격전달뿐 아니라 장기적인 균형관계에서의 비대칭성 문제를 검정할 수 있다.

2. 분석 모형

대칭적이고 선형적인 가격전달을 생각하면 다음과 같이 나타낼 수 있다[2]:

---

[2] 모형전개과정은 v. Cramon-Taubadel(1998)의 노테이션을 따름.

$$p_t^{out} = a_1 + a_2 p_t^{in} + \mu_t \tag{1}$$

p_t^{out}은 t 기의 유통의 후방단계의 가격으로 t 기의 유통의 전방단계의 가격인 p_t^{in}에 의해 규정된다고 가정한다. Wolffram(1971)과 Houck(1977)에 의한 분석기법은 식 (2)에서의 β_1^+와 β_1^-의 동일성 여부에 따라 가격전달의 비대칭성을 검정한다.

$$p_t^{out*} = at + b_1^+ \sum_{t=1}^{T} d^+ \Delta p_t^{in} + b_1^- \sum_{t=1}^{T} d^- \Delta p_t^{in} + \varepsilon_t \tag{2}$$

$p_t^{out*} = p_t^{out} - p_0$이며, d^+와 d^-는 더미변수로서, $d_t^+ = 1 \text{ if } p_t^{\in} \geq p_{t-1}^{\in};\ 0\ otherwise$, $d_t^- = 1 \text{ if } p_t^{\in} < p_{t-1}^{\in};\ 0\ otherwise$ 이다. Δ는 일차차분 기호이다. 식(2)에 투입재가격의 모든 양의 변화의 합과 모든 음의 변화의 합이 설명변수로 들어있다. 여기서 우변의 첫 번째 항(t)은 추세를 나타내는 변수이고, 두 번째 항은 t기까지의 전기에 비해 가격이 상승했을 때의 상승분의 누적합계이고, 세 번째 항은 t기까지의 전기에 비해 가격이 하락했을 때의 하락분의 누적합계이다. 따라서 두 계수 b_1^+와 b_1^-는 모두 음이 아니다. 비대칭성 여부는 이 두 계수의 동일성에 대한 F 검정을 통해 확인할 수 있다.

그런데 각각의 유통단계의 가격시계열에는 1차 자기상관이 있는 경우가 일반적이므로 시계열의 비정상성으로 인한 가성회귀(spurious regression)의 가능성이 있다. 지금까지의 Wolffram과 Houck의 모형은 이러한 문제로부터 자유롭지 못하다.[3] 그런데 각 시계열이 서로 공적분관계에 있다면, Engle and Granger(1987)가 제시한 오차수정모형으로 가성회귀의 문제를 해결할 수 있다. Granger and Lee(1989)는 미국의 재고행위에 관한 분석에서 식 (3)과 같이 오차수정모형의 오차수정항을 양의 오차수정항과 음의 오차수정항으로 분리시킴으로써 공적분 관계에 있는 변수간의 비대칭가격반응 여부를 검정하였다. v. Cramon-Taubadel(1998)은 이 모형을 이용하여 독일의 돼지고기가격의 유통단계에 APT가 있는지 검정하였다.

$$\Delta p_t^{out} = a + b_1 \Delta p_t^{in} + \rho^+ ECT_{t-1}^+ + \rho^- ECT_{t-1}^- + b_2(L)\Delta p_{t-1}^{in} + b_3(L) p_{t-1}^{out} + v_t \tag{3}$$

$b_2(L)$과 $b_3(L)$은 시차다항(lag polynomial) 연산자이고[4], $\mu_t = p_t^{out} - a_1 - a_2 p_t^{\in}$이며,

---

[3] Wolffram-Houck 모형의 문제점에 대한 자세한 논의는 v. Cramon-Taubadel(1998) 참조.

[4] 단기적인 APT를 검정하려면 식(3)에서 $\Delta p_t^{\in}$에 대해 더미변수를 이용하여 상승과 하락으로 분리하여 추정하면 될 것이다. 그러나 본고에서 사용하는 데이터는 월별지수로서 단기적인 가격반응을 살펴보기에 적합하지 않아 단기적인 APT를 고려하지 않는다.

$ECT_t^+ = \mu_t \text{ if } \mu_t \geq 0,\ 0\ otherwise;\ ECT_t^- = \mu_t \text{ if } \mu_t < 0\ ,\ 0\ otherwise.$ 식 (3)에서 ρ^+는 가격이 장기균형으로부터 양(+)의 방향으로 벗어났을 때 균형을 회복하려는 반응의 크기이고, ρ^-는 가격이 장기균형으로부터 음(−)의 방향으로 벗어났을 때 균형을 회복하려는 반응의 크기이다. 따라서 두 추정계수의 부호는 음(−)의 값을 가질 것으로 기대된다. ρ^-의 절대값이 ρ^+의 절대값보다 더 크면 (작으면) 마진확대보다는 마진축소에 더 빠르게 (느리게) 반응하는 것이다. 마진의 변화에는 여러 요인이 있으나, 이 경우 유통의 전 단계 가격이 상승할 때 마진이 축소되고 전 단계 가격이 하락할 때 마진이 확대되므로, ρ^-의 절대값이 ρ^+의 절대값보다 더 크다는 것은, 유통의 전 단계가격이 하락할 때보다는 상승할 때 비대칭적으로 더 크게 반응한다는 것을 의미한다. 같은 방식으로 볼 때, ρ^+의 절대값이 ρ^-의 절대값보다 더 크면 마진축소보다는 마진확대에 더 크게 반응하는 것이고, 유통의 전 단계 가격의 상승보다는 하락에 비대칭적으로 더 크게 반응하는 것이다. 이와 같이 ρ^-와 ρ^+의 크기에 대한 가설검정을 통해 장기적인 균형으로부터의 가격전달의 비대칭성을 확인할 수 있다.

식(4)와 같이 t기의 전 단계 가격의 상승($d^+\Delta p_t^{\in}$)과 하락($d^-\Delta p_t^{\in}$)이 각기 t기의 단계의 가격변화(Δp_t^{out})에 미치는 영향을 더미변수를 이용하여 분리하여 추정하면 비대칭 가격변화의 내용을 좀 더 풍부하게 파악할 수 있다.

$$\Delta p_t^{out} = a + b_1^+ d^+ \Delta p_t^{\in} + b_1^- d^- \Delta p_t^{\in} + \rho^+ ECT_{t-1}^+ + \rho^- ECT_{t-1}^- + b_2(L)\Delta p_{t-1}^{\in} + b_3(L) p_{t-1}^{out} + v_t \qquad (4)$$

오차수정항은 p^{out}과 $p^{\in}$간의 장기균형으로부터의 편차를 측정하므로, 이것을 ECM에 포함시키는 것은 p^{out}이 $p^{\in}$의 변화에 반응하는 것뿐 아니라, 전기로부터 잔재해 있는 장기균형으로부터의 편차를 교정하기도 한다. 비대칭성을 두 가지 기준으로 살펴본다. 우선 추정계수 $\hat{\rho}^+$와 $\hat{\rho}^-$의 통계적 유의성을 살펴보고, 다음으로 이 두 추정계수가 동일한지에 대한 가설검정을 수행한다. 귀무가설($H_0: \hat{\rho}^+ = \hat{\rho}^-$)이 기각되면 가격전달에 비대칭이 있다는 결론을 내릴 수 있다. 그러나 귀무가설이 기각되지 않더라도 추정계수 중 한 쪽은 통계적으로 유의하나 다른 한 쪽은 유의적이지 않다면, 가격전달에 비대칭의 경향이 있다고 말할 수 있을 것이다[5]. 단, $\hat{\rho}^-$의 절대값이 $\hat{\rho}^+$의 절대값보다 크다면 양(+)의 비대칭, 그 반대면 음(−)의 비대칭이 있다고 한다.

---

v. Cramon-Taubadel(1998)은 APT에 대한 기존의 연구가 대부분 월별 데이터이기 때문에 단기적인 APT 존재여부를 확인하는데 부적합하다고 지적한다.

5 v. Cramon은 귀무가설 검정 없이 두 오차항 추정계수만 비교하여 비대칭성여부에 대한 결론을 도출하고 있다.

3. 분석 대상

대표적인 국내 농산물에 대하여, 농산물가격에서의 비대칭가격전달현상의 존재여부에 대한 결론을 얻고자 한다. 2007년 현재 생산액 상위 21개 품목을 분석하여 국내 농산물에 대한 APT 분석의 완결성을 추구한다.[6] <표 1>에 본고의 분석대상인 상위 21개 농산물의 명단과 2007년 기준 연간 생산액이 있다.

분석기간은 1985년 1월부터 2007년 12월까지이다. 단, 수박, 딸기, 참외, 호박은 1990년 1월부터이고, 토마토는 1995년 1월부터이며, 풋고추는 2000년 1월부터이다[7].

산지가격은 통계청의 농가판매가격지수, 도매가격과 소매가격은 농수산물 유통공사의 도매가격 지수와 소매가격지수를 사용한다. 그리고 포도, 감, 풋고추는 도매가격 자료가 없어 산지가격과 소매가격간의 관계에 대해서만 분석한다. 고추의 경우 산지가격과 도매가격은 건고추가격이나 소매가격은 고춧가루가격이다.

표 1. 분석대상 품목과 연간 생산액(2007)

단위: 억 원

순위	품목	생산액	순위	품목	생산액	순위	품목	생산액
1	미곡	78,575	8	포도	5,254	15	풋고추	3,457
2	건고추	9,990	9	사과	5,143	16	배	3,245
3	수박	8,009	10	감귤	4,526	17	고구마	3,008
4	딸기	7,997	11	오이	4,059	18	콩	2,709
5	배추	7,195	12	참외	4,040	19	호박	2,341
6	토마토	6,642	13	마늘	3,999	20	감자	1,905
7	감	6,568	14	무	3,552	21	양파	1,659

자료: 농림부, 2008 농림수산식품 주요통계, 2008

---

[6] 상위 20위 안에는 들어가지 않지만, 양념채소류인 양파와 식량작물인 감자를 분석에 포함시킨다. 분석대상을 주요 식품원료로 제한하여 화훼류, 버섯, 인삼 등은 분석대상에서 제외한다.

[7] 분석기간이 다른 것은, 통계자료가 수박, 딸기, 참외, 호박은 1990년 1월부터이고, 토마토는 1995년 1월부터이며, 풋고추는 2000년 1월부터 있기 때문이다. 수박, 딸기, 참외, 호박은 관측치수가 216개, 토마토는 156개, 풋고추는 96개이며, 그 이외의 품목은 276개이다. 분석대상 자료가 가격지수이기 때문에 데이터의 기본통계량에 대한 소개는 큰 의미가 없어 지면관계상 생략한다.

<표 2>는 분석대상 품목들의 산지가격, 도매가격, 소매가격 각각에 대한 단위근검정 결과이다. 쌀, 콩, 마늘, 딸기, 참외, 사과, 배, 포도 외에는 단위근이 있다는 귀무가설을 기각시키지 못하고 있다.[8]

표 2. Augmented Dickey-Fuller 단위근검정 결과

품목		산지		도매		소매	
		통계량	p값	통계량	p값	통계량	p값
식량작물	쌀	1.5811*	0.9722	-1.5836*	0.4896	2.4789*	0.9970
	고구마	-6.1573	0.0000	-6.7115	0.0000	-5.0658	0.0002
	감자	-4.8893	0.0000	-4.5349	0.0016	-4.5349	0.0016
	콩	-2.5607*	0.2989	-3.6994	0.0240	-3.1753*	0.0916
양념	고추	-3.7246	0.0223	-5.5016	0.0000	-4.0484	0.0084
	마늘	-3.0831	0.0290	-3.3477*	0.0609	-3.7327	0.0218
	양파	-6.3640	0.0000	-6.7558	0.0000	-7.8255	0.0000
엽근	배추	-5.5904	0.0000	-7.7768	0.0000	-7.0322	0.0000
	무	-4.9168	0.0004	-9.9211	0.0000	-7.0718	0.0000
과채	오이	-6.3757	0.0000	-7.8821	0.0000	-4.4756	0.0020
	호박	-4.9651	0.0003	-9.8848	0.0000	-9.0087	0.0000
	수박	-4.7250	0.0008	-4.3297	0.0034	-4.1085	0.0071
	딸기	-2.4634*	0.1261	0.6747*	0.8608	2.0859*	0.9913
	토마토	-3.0706	0.0309	-3.7619	0.0041	-7.6708	0.0000
	풋고추	-5.0345	0.0001	-	-	-6.6216	0.0000
	참외	-2.6327*	0.0881	-3.8708	0.0150	-2.8661*	0.1759
과일	사과	-5.0246	0.0002	-4.8118	0.0006	-3.3470*	0.0610
	배	-2.7517*	0.0668	-2.4965*	0.1175	-4.6336	0.0011
	감귤	-5.0864	0.0002	-3.9774	0.0018	-4.6594	0.0010
	포도	-3.4117*	0.0520	-	-	-1.7085*	0.4258
	감	-3.6929	0.0244	-	-	-4.2290	0.0007

8 분석자료가 가격 데이터가 아닌 가격지수이기 때문에 가격 데이터인 경우에 비해 시계열이 더 안정적인 것으로 생각된다.

표 3. 산지가격, 도매가격, 소매가격의 그랜저 인과관계

품목		검정통계량	귀무가설					
			산지 대 도매		산지 대 소매		도매 대 소매	
			W ≠> F	F ≠> W	R ≠> F	F ≠> R	R ≠> W	W ≠> R
식량작물류	쌀	F-통계량	7.44***	5.52***	1.65	31.90***	11.50***	37.08***
		p-값	0.00	0.00	0.19	0.00	0.00	0.00
	고구마	F-통계량	5.30***	2.50*	4.53***	12.11***	7.14***	12.73***
		p-값	0.01	0.08	0.01	0.00	0.00	0.00
	감자	F-통계량	2.65	2.15	2.65*	2.15	0.33	0.33
		p-값	0.07*	0.12	0.07	0.12	0.72	0.72
	콩	F-통계량	7.72***	10.40***	1.40	40.73***	2.61*	58.31***
		p-값	0.00	0.00	0.25	0.00	0.08	0.00
양념채소	고추	F-통계량	1.13	0.26	2.93*	30.45***	10.93***	8.33***
		p-값	0.33	0.77	0.06	0.00	0.00	0.00
	마늘	F-통계량	5.15***	0.17	0.31	0.27	0.16	5.06***
		p-값	0.01	0.85	0.73	0.76	0.85	0.01
	양파	F-통계량	0.89	3.44	0.44	19.95***	0.49	19.34***
		p-값	0.41	0.03**	0.64	0.00	0.61	0.00
엽근채류	배추	F-통계량	0.87	2.58	1.65	4.68***	0.19	2.51*
		p-값	0.42	0.08*	0.19	0.01	0.83	0.08
	무	F-통계량	0.96	6.98***	4.07**	12.57***	1.65	9.55***
		p-값	0.38	0.00	0.02	0.00	0.19	0.00
과채류	오이	F-통계량	3.37**	5.85***	2.26	9.15***	11.28***	2.88*
		p-값	0.04	0.00	0.11	0.00	0.00	0.06
	호박	F-통계량	6.50***	5.77***	7.60***	5.10***	1.16	2.16
		p-값	0.00	0.00	0.00	0.01	0.31	0.12
	수박	F-통계량	1.90	0.52	2.28*	2.03	1.93	2.50*
		p-값	0.15	0.60	0.10	0.13	0.15	0.08
	딸기	F-통계량	1.86	0.91	7.42***	13.44***	43.55***	4.95***
		p-값	0.16	0.40	0.00	0.00	0.00	0.01
	토마토	F-통계량	1.86	3.34**	1.86	2.48*	6.61***	5.89***
		p-값	0.16	0.04	0.16	0.09	0.00	0.00
	풋고추	F-통계량	-	-	3.93**	11.44***	-	-
		p-값	-	-	0.02	0.00	-	-
	참외	F-통계량	0.53	47.15***	1.77	72.74***	23.80***	0.18
		p-값	0.59	0.00	0.17	0.00	0.00	0.84
과일류	사과	F-통계량	2.21	3.66	1.39	27.61***	3.79**	98.93***
		p-값	0.11	0.03**	0.25	0.00	0.02	0.00
	배	F-통계량	0.60	1.91	5.08***	7.37***	22.18***	38.98***
		p-값	0.55	0.15	0.01	0.00	0.00	0.00
	감귤	F-통계량	0.79	3.48**	16.00***	18.89***	8.01***	40.12***
		p-값	0.45	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00
	포도	F-통계량	-	-	15.70***	33.16***	-	-
		p-값	-	-	0.00	0.00	-	-
	감	F-통계량	-	-	0.58	9.34***	-	-
		p-값	-	-	0.56	0.00	-	-

*는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, ***는 1% 유의수준에서 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설이 기각됨. 단, F는 산지가격, W는 도매가격, R은 소매가격을 의미함.

표 4. 각 유통단계 가격간의 공적분검정 결과

품목		공적분수	산지가격과 도매가격		산지가격과 소매가격		도매가격과 소매가격	
			trace 통계량	95% trace	trace 통계량	95% trace	trace 통계량	95% trace
식량작물류	감자	r=0	35.87*	15.41	35.87*	15.41	58.49*	15.41
		r≤1	13.53*	3.76	13.53*	3.76	14.29*	3.76
	고구마	r=0	48.25*	25.32	57.39*	25.32	65.28*	25.32
		r≤1	14.79	12.25	9.00	12.25	26.55*	12.25
	콩	r=0	9.72	12.53	12.04	19.96	43.22*	18.17
		r≤1	0.35	3.84	2.52	9.24	12.70*	3.74
	쌀	r=0	31.93*	15.41	26.13*	18.17	34.04*	18.17
		r≤1	2.25	3.76	0.13	3.74	0.43	3.74
양념채소류	고추	r=0	30.85*	25.32	23.69	25.32	41.51*	25.32
		r≤1	9.74	12.25	8.57	12.25	13.35*	12.25
	마늘	r=0	15.10*	12.53	33.52*	12.53	15.07*	12.53
		r≤1	0.03	3.84	0.00	3.84	0.03	3.84
	양파	r=0	30.58*	25.32	34.75*	25.32	42.91*	18.17
		r≤1	6.14	12.25	11.64	12.25	19.56*	3.74
엽근채류	배추	r=0	20.99*	15.41	20.43*	15.41	22.73*	15.41
		r≤1	6.45*	3.76	6.05*	3.76	7.19*	3.76
	무	r=0	56.65*	25.32	48.35*	25.32	83.55*	25.32
		r≤1	9.57	12.25	12.00	12.25	31.95*	12.25
과채류	오이	r=0	49.67*	25.32	65.24*	25.32	64.34*	25.32
		r≤1	11.53	12.25	11.88	12.25	11.74	12.25
	호박	r=0	51.58*	25.32	79.21*	18.17	75.07*	25.32
		r≤1	12.97*	12.25	10.60	3.74	19.89*	12.25
	수박	r=0	28.11*	25.32	34.81*	25.32	30.70*	25.32
		r≤1	7.89	12.25	12.17	12.25	8.63	12.25
	딸기	r=0	29.79*	19.96	27.01*	25.32	17.72*	15.41
		r≤1	5.50	9.24	9.47	12.25	0.06	3.76
	토마토	r=0	19.02	19.96	32.73*	25.32	31.62*	25.32
		r≤1	5.33	9.24	8.84	12.25	11.10	12.25
	풋고추	r=0	-	-	42.83*	25.32	-	-
		r≤1	-	-	12.45*	12.25	-	-
	참외	r=0	50.56*	25.32	47.64*	25.32	62.88*	25.32
		r≤1	17.40*	12.25	14.25*	12.25	29.09*	12.25
과일류	사과	r=0	38.75*	25.32	29.56*	25.32	35.58*	25.32
		r≤1	11.69	12.25	5.64	12.25	5.94	12.25
	배	r=0	21.98*	25.32	29.73*	25.32	37.15*	25.32
		r≤1	4.59	12.25	4.29	12.25	7.28	12.25
	감귤	r=0	41.71*	25.32	35.79*	25.32	50.22*	25.32
		r≤1	19.91*	12.25	14.85*	12.25	19.47*	12.25
	포도	r=0	-	-	50.64*	12.53	-	-
		r≤1	-	-	0.05	3.84	-	-
	감	r=0	-	-	41.91*	25.32	-	-
		r≤1	-	-	14.42*	12.25	-	-

* 는 적어도 5% 이내의 유의수준에서 두 시계열이 공적분관계가 있음을 의미한다.

산지가격, 도매가격, 소매가격간의 그랜저 인과관계 검정결과는 <표 3>과 같다. 산지가격이 도매가격을 그랜저 인과하지 못한다는 가설은 감자, 고추, 마늘, 수박, 딸기 외에는 모두 기각되었다. 산지가격이 소매가격을 그랜저 인과하지 못한다는 귀무가설은 감자, 마늘, 수박을 제외하고는 모두 기각되었으며, 도매가격이 소매가격을 그랜저 인과하지 못한다는 귀무가설은 감자, 호박, 참외 외에는 모두 기각되었다. 산지⇒도매⇒소매로의 그랜저 인과관계가 대부분의 주요농산물에서 관측되고 있다. 그랜저 인과관계는 가격의 상승에 대한 반응과 하락에 대한 반응을 구분하지 않고 있기 때문에, 그랜저 인과관계가 없다고 해서 비대칭가격전달현상이 없다는 보장은 없다. 따라서 본고에서는 그랜저 인과관계가 기각된 일부 품목에 대해서도 비대칭가격전달 여부를 검증한다.

각 유통단계의 가격간에 장기적 균형관계가 있는지를 검정하는 공적분검정결과가 <표 4>에 정리되어 있다. 표에서 보듯이, 산지가격과 도매가격간에는 콩과 토마토를 제외하고 모든 품목에서 장기적 균형관계가 있음을 알 수 있다. 산지가격과 소매가격간에는 콩과 고추 외에는 모두 공적분관계가 있고, 도매가격과 소매가격간에는 모든 품목에서 예외 없이 공적분관계가 있다고 할 수 있다. 공적분관계가 농산물 각 유통단계의 가격간에 지배적인 현상으로 나타나므로, 장기균형관계를 이용한 오차수정모형으로 비대칭가격전달현상을 검정하는 것이 바람직하다.

4. 분석 결과

<표 5>~<표 9>는 각기 식량작물류, 양념채소류, 엽근채류, 과채류, 과일류에 대한 각 유통단계 가격의 다음 단계로의 비대칭가격전달 검정결과를 요약한 것이다.

표 5. 식량작물류의 유통단계별 APT 검정결과

		b_1^+	b_1^-	ρ^+	ρ^-	APT검정	비대칭성
쌀	산지⇒도매	1.00**(0.00)	1.14**(0.00)	-0.31**(0.00)	-0.10(0.08)	3.26(0.07)	음의 경향
	산지⇒소매	0.65**(0.00)	0.32**(0.00)	-0.11**(0.00)	-0.04(0.24)	1.76(0.19)	음의 경향
	도매⇒소매	0.54**(0.00)	0.27**(0.00)	-0.08**(0.00)	-0.07**(0.01)	0.19(0.66)	없음
고구마	산지⇒도매	0.21**(0.00)	0.30**(0.00)	-0.10**(0.01)	-0.10(0.07)	0.00(0.98)	음의 경향
	산지⇒소매	0.21**(0.00)	0.17**(0.00)	-0.03(0.29)	-0.05(0.18)	0.07(0.79)	없음
	도매⇒소매	0.31**(0.00)	0.39**(0.00)	-0.13**(0.00)	-0.07(0.13)	0.72(0.40)	음의 경향
감자	산지⇒도매	0.49**(0.00)	0.73**(0.00)	-0.09(0.07)	-0.12*(0.03)	0.20(0.65)	양의 경향
	산지⇒소매	0.63**(0.00)	0.94**(0.00)	-0.09(0.06)	-0.12*(0.05)	0.09(0.76)	양의 경향
	도매⇒소매	1.29**(0.00)	1.29**(0.00)	-0.74**(0.00)	-0.72**(0.00)	0.00(0.95)	없음
콩	산지⇒도매	1.14**(0.00)	0.84**(0.00)	-0.14**(0.00)	-0.01(0.86)	4.46(0.04)	음의 경향
	산지⇒소매	0.26**(0.00)	-0.08(0.09)	-0.01(0.10)	-0.01(0.21)	0.07(0.80)	없음
	도매⇒소매	0.11**(0.00)	0.06(0.07)	0.00(0.42)	-0.06**(0.00)	15.91**(0.00)	양

주: *는 5% 유의수준, **는 1% 유의수준에서, 추정계수의 경우 0과 같다는 귀무가설이, 비대칭 검정의 경우 APT가 없다는 귀무가설이 기각됨을 의미한다. 오른쪽 마지막 행의 결과란에서 '음'은 음(-)의 비대칭성, '양'은 양(+)의 비대칭성이 있음을 의미하고, '음의 경향'은 음(-)의 비대칭성의 경향이 있음을, '양의 경향'은 양(+)의 비대칭성의 경향이 있음을 의미한다. '없음'은 비대칭성의 증거가 없음을 의미한다.

표 6. 양념채소류의 유통단계별 APT 검정결과

		b_1^+	b_1^-	ρ^+	ρ^-	APT검정	결과
고추	산지⇒도매	0.67**(0.00)	0.76**(0.00)	-0.17**(0.00)	0.09(0.13)	8.73**(0.00)	음
	산지⇒소매	0.35**(0.00)	0.25**(0.00)	-0.01(0.60)	-0.02(0.35)	0.11(0.74)	없음
	도매⇒소매	0.24**(0.00)	0.14**(0.00)	-0.09**(0.01)	-0.05(0.16)	0.50(0.48)	음의 경향
마늘	산지⇒도매	0.33**(0.00)	0.30**(0.00)	-0.03(0.24)	-0.02(0.60)	0.03(0.87)	없음
	산지⇒소매	0.14**(0.00)	0.18**(0.00)	0.01(0.77)	-0.03(0.33)	0.53(0.47)	없음
	도매⇒소매	0.32**(0.00)	0.44**(0.00)	-0.04(0.25)	-0.08**(0.01)	0.67(0.42)	양의 경향
양파	산지⇒도매	0.78**(0.00)	1.03**(0.00)	-0.18**(0.00)	0.02(0.83)	3.36(0.07)	음의 경향
	산지⇒소매	0.28**(0.00)	0.42**(0.00)	-0.20**(0.00)	0.07(0.26)	9.24**(0.00)	음
	도매⇒소매	0.45**(0.00)	0.42**(0.00)	-0.28**(0.00)	0.12(0.03)	21.90**(0.00)	음

주) <표 5>의 주)와 동일.

표 7. 엽근채류의 유통단계별 APT 검정결과

		b_1^+	b_1^-	ρ^+	ρ^-	APT검정	결과
배추	산지⇒도매	0.36**(0.00)	0.33**(0.00)	-0.16**(0.00)	-0.11(0.17)	0.18(0.67)	음의 경향
	산지⇒소매	0.37**(0.00)	0.31**(0.00)	-0.22**(0.00)	-0.04(0.58)	3.06(0.08)	음의 경향
	도매⇒소매	0.77**(0.00)	0.67**(0.00)	-0.26**(0.00)	-0.10(0.25)	1.82(0.18)	음의 경향
무	산지⇒도매	0.25**(0.00)	0.15**(0.00)	-0.28**(0.00)	0.05(0.49)	8.24**(0.00)	음
	산지⇒소매	0.18**(0.00)	0.13**(0.00)	-0.19**(0.00)	0.00(1.00)	4.17*(0.04)	음
	도매⇒소매	0.68**(0.00)	0.70**(0.00)	-0.36**(0.00)	-0.30**(0.00)	0.17(0.68)	없음

주) <표 5>의 주)와 동일.

표 8. 과채류의 유통단계별 APT 검정결과

		b_1^+	b_1^-	ρ^+	ρ^-	APT검정	결과
오이	산지⇒도매	0.45**(0.00)	0.72**(0.00)	-0.29**(0.00)	-0.23(0.01)	0.16(0.69)	음의 경향
	산지⇒소매	0.53**(0.00)	0.57**(0.00)	-0.06(0.20)	-0.10(0.20)	0.11(0.74)	없음
	도매⇒소매	0.28**(0.00)	0.50**(0.00)	-0.02(0.61)	-0.06(0.25)	0.27(0.61)	없음
호박	산지⇒도매	1.13**(0.00)	0.78**(0.00)	-0.62**(0.00)	-0.15(0.23)	6.39**(0.01)	음
	산지⇒소매	0.67**(0.00)	0.62**(0.00)	-0.23**(0.00)	-0.23*(0.03)	0.00(0.99)	없음
	도매⇒소매	0.50**(0.00)	0.45**(0.00)	-0.37**(0.00)	-0.08(0.33)	5.58*(0.02)	음
수박	산지⇒도매	0.33**(0.00)	0.37**(0.00)	-0.05(0.47)	-0.22(0.01)	1.68(0.20)	없음
	산지⇒소매	0.26**(0.00)	0.27**(0.00)	-0.05(0.31)	-0.15*(0.05)	0.96(0.33)	양의 경향
	도매⇒소매	0.25**(0.00)	0.45**(0.00)	-0.03(0.69)	-0.56**(0.00)	18.21**(0.00)	양
딸기	산지⇒도매	0.53**(0.00)	0.13(0.46)	-0.18**(0.00)	-0.07(0.43)	0.62(0.43)	음의 경향
	산지⇒소매	-0.02(0.64)	0.18(0.07)	0.01(0.89)	-0.08(0.28)	0.60(0.44)	없음
	도매⇒소매	-0.02(0.61)	0.23*(0.05)	0.02(0.69)	-0.06(0.28)	0.82(0.37)	없음
토마토	산지⇒도매	0.43(0.08)	1.68**(0.00)	-0.17**(0.00)	-0.12(0.20)	0.18(0.67)	음의 경향
	산지⇒소매	0.34**(0.00)	0.23*(0.04)	-0.14*(0.05)	-0.07(0.47)	0.18(0.67)	음의 경향
	도매⇒소매	0.16**(0.00)	0.20**(0.00)	-0.17**(0.01)	0.07(0.45)	3.02(0.08)	음의 경향
풋고추	산지⇒도매						
	산지⇒소매	0.24**(0.00)	0.33**(0.00)	-0.22**(0.01)	0.06(0.65)	2.27(0.14)	음의 경향
	도매⇒소매						
참외	산지⇒도매	0.05(0.36)	-0.18(0.10)	-0.31**(0.00)	0.10(0.37)	6.38**(0.01)	음의 경향
	산지⇒소매	0.06(0.10)	0.17*(0.02)	0.08(0.28)	-0.16(0.08)	2.90(0.09)	없음
	도매⇒소매	0.25**(0.00)	0.35**(0.00)	-0.55**(0.00)	-0.17(0.25)	3.75*(0.05)	음

주) <표 5>의 주)와 동일.

표 9. 과일류의 유통단계별 APT 검정결과

		b_1^+	b_1^-	ρ^+	ρ^-	APT검정	결과
사과	산지⇒도매	0.50**(0.00)	0.67**(0.00)	-0.08**(0.01)	-0.02(0.68)	0.62(0.43)	음의 경향
	산지⇒소매	0.17*(0.03)	0.20**(0.00)	0.00**(0.00)	0.06*(0.02)	5.29*(0.02)	양
	도매⇒소매	0.37**(0.00)	0.13**(0.00)	-0.14**(0.00)	0.04(0.19)	15.52**(0.00)	음
배	산지⇒도매	0.45**(0.00)	0.58**(0.00)	-0.14**(0.01)	-0.02(0.73)	1.32(0.25)	음의 경향
	산지⇒소매	0.33**(0.00)	0.25**(0.00)	-0.04(0.15)	-0.01(0.78)	0.15(0.70)	없음
	도매⇒소매	0.41**(0.00)	0.35**(0.00)	-0.08**(0.01)	0.04(0.37)	3.01(0.08)	음의 경향
감귤	산지⇒도매	0.65**(0.00)	0.81**(0.00)	-0.26**(0.00)	-0.11*(0.03)	4.20*(0.04)	음
	산지⇒소매	0.31**(0.01)	1.05**(0.00)	-0.30**(0.00)	-0.18**(0.00)	1.43(0.23)	없음
	도매⇒소매	0.66**(0.00)	0.36**(0.00)	-0.52**(0.00)	-0.21(0.12)	2.73(0.10)	음의 경향
포도	산지⇒도매						
	산지⇒소매	0.01(0.65)	0.25**(0.00)	-0.14**(0.01)	0.03(0.61)	2.91(0.09)	음의 경향
	도매⇒소매						
감	산지⇒도매						
	산지⇒소매	0.03(0.69)	0.20**(0.00)	-0.16**(0.00)	0.00(0.99)	3.20(0.07)	음의 경향
	도매⇒소매						

주) <표 5>의 주)와 동일.

지면관계상 각각의 품목에 대하여 하나씩 설명하기보다는 유형별로 대표적인 것들만 설명한 후, 전체적인 검정결과를 설명하기로 한다. 검정결과를 다음과 같은 세 가지 유형으로 나눈다. (1) 귀무가설이 기각되는 경우, (2) 귀무가설이 기각되지 않고 오차항 중 한 쪽만 유의적인 경우, (3) 귀무가설이 기각되지 않고 오차항 두 개 모두 유의적이거나 모두 유의적이지 않은 경우이다. (1)은 비대칭성이 있는 것으로 결론내릴 수 있고, (2)는 비대칭의 증거가 확실하지는 않지만 비대칭의 경향이 있는 것으로 볼 수 있다. 그리고 (3)은 비대칭의 증거가 없는 것이라 할 수 있다.

(1)의 경우인 고추의 산지⇒도매의 가격전달을 보자. 산지가격지수가 1단위 상승할 때 도매가격지수는 0.67단위 상승하여 도매마진이 0.33단위(=1−0.67) 축소하고, 산지가격지수가 1단위 하락할 때 도매가격지수는 0.76단위 하락하여 마진이 0.24(=1−0.76)단위 확대된다. 그런데 이러한 마진축소나 마진확대에 대한 시장에서의 조정을 보면, 마진축소에 대하여 0.09단위 조정하지만 유의적이지 않고, 마진확대에 대해서는 0.17단위를 조정하며 통계적으로도 유의하다. 즉, 고추 도매가격지수는 고추 산지가격지수에 대해 가격상승보다는 가격하락에 대해 더 크고 유의적으로 반응하고 있다. 이들 두 오차수정항에 대한 비대칭성 검정결과를 보면 1% 유의수준에서 대칭이라는 귀무가설이 기각된다. 따라서 고추 도매가격은 산지가격에 대해 마진축소보다는 마진확대에 더 크게 반응한다는 것을 알 수 있다. 다시 말해서, 도매가격이 산지가격 상승보다는 산지가격의 하락에 더 크게 반응하는 음(−)의 비대칭성을 보인다.

(2)의 경우로 쌀의 산지⇒도매의 가격전달을 본다. 산지가격지수가 1단위 상승하면 같은 기간의 도매가격지수도 1.00단위 상승한다. 쌀 도매가격은 산지가격이 상승할 때 똑같은 비율로 상승하고 있어 산지가격이 상승하더라도 마진이 축소되지 않는다고 할 수 있다. 산지가격상승으로 인한 마진축소에 대한 조정계수 $\hat{\rho}^-$를 보면 산지가격 상승에 대하여 0.10단위가 조정되고 있지만, 통계적으로 유의적이지는 않다. 한편, 산지가격지수가 1단위 하락하면 도매가격은 1.14단위 하락하여 산지가격 하락폭보다 도매가격 하락폭이 더 커서 마진이 0.14단위만큼 작아진다. 산지가격 하락은 도매마진이 확대되는 요인임에도 불구하고 쌀도매에서는 산지가격 변화 이상으로 반응하는 경향이 있음을 말해준다. 이러한 도매시장가격지수의 반응에 대한 조정계수 $\hat{\rho}^+$는 0.31이며 통계적으로 유의하다. 산지가격이 상승할 때와 하락할 때 도매가격이 반응하는 양태가 다르지만, APT 검정에서는 5% 유의수준에서 대칭적이라는 귀무가설이 기각되지 않는다. 귀무가설은 기각되지 않았지만, 마진축소에 대한 오차항은 유의적이지 않은 반면, 마진확대에 대한 오차항의 추정계수가 유의적이므로 쌀의 경우 도매시장은 음의 비대칭의 경향(−), 즉 쌀 도매가격은 산지가격 상승보다는 산지가격 하락에 더 크게 반응하는 경향

이 있다고 할 수 있다.

(3)의 경우로 감자의 도매⇒소매로의 가격전달을 보자. 도매가격지수가 1단위 상승하거나 하락할 때 소매가격지수가 동일하게 1.29단위 상승하거나 하락한다. 이는 도매가격이 1단위 상승 시 소매마진이 0.29단위 확대되는 반면, 도매가격이 1단위 하락할 때에는, 소매마진이 0.29단위 축소된다는 것을 의미한다. 그리고 이러한 소매마진 확대나 축소에 대한 조정계수를 보면 마진확대에 대하여 0.74, 마진축소에 대하여 0.72이며 둘 다 유의적이고, 비대칭성에 대한 검정결과는 귀무가설이 기각되지 않는다. 따라서 감자의 도매⇒소매의 경우에는 비대칭 가격전달의 증거가 없는 것으로 보인다. 마진변화에 대한 조정계수가 모두 비유의적이고 귀무가설도 기각되지 않는 경우 역시 비대칭성의 증거가 없는 것으로 볼 수 있는데, 설명은 생략한다.

본고에서 살펴본 농산물은 시장규모가 큰 21개 품목이며, 산지⇒도매, 도매⇒소매, 산지⇒소매의 각 유통단계별 가격전달 비대칭 여부를 검정하였다. <표 10>에서 보듯이, 도매가격지수를 구하기 어려운 풋고추, 포도, 감을 제외한 57개의 케이스 중에서 양의 비대칭성이 있거나 양의 비대칭 경향이 있는 경우는 10개인 반면, 음의 비대칭성이 있거나 음의 비대칭 경향이 있는 경우는 30개로 절반 이상에 달한다. 그리고 비대칭 가격전달의 증거가 없는 경우는 17개이다.

산지⇒도매의 경우 총 18개 중 음의 비대칭이 15개, 양의 비대칭이 1개, 비대칭관계가 없는 경우가 2개로, 음의 비대칭이 압도적이다. 산지⇒소매의 경우[9], 총 21개 중 음의 비대칭과 양의 비대칭이 각기 5개와 6개로 비슷하지만, 비대칭전달이 없는 경우가 절반에 가까운 10개이다. 그리고 도매⇒소매의 경우 18개 중, 절반이 넘는 10개가 음의 비대칭이고, 양의 비대칭은 3개이며, 비대칭전달이 없는 경우가 5개이다. 전반적으로 볼 때, 양의 비대칭보다는 음의 비대칭현상이 더 강하게 나타나는 것으로 보인다.

---

[9] 분석 데이터가 실제 가격이 아니라 가격지수이기 때문에, 산지⇒소매로의 영향이 직거래에 의한 영향이라고 보기느 어렵다. 산지⇒도매, 도매⇒소매로의 영향이 통합된 것으로 보아야 하기 때문에 산지⇒소매로의 비대칭가격전달 분석은 그 의미에 한계가 있다. 그러나 일부 품목에서는 도매가격 지수가 존재하지 않기 때문에 부득이 산지⇒소매 분석을 행하였고, 다른 품목에 대해서도 참고를 위하여 분석결과를 제시한다.

표 10. 비대칭가격전달에 대한 가설검정 결과 요약

	음의 비대칭	양의 비대칭	비대칭 없음	계
산지⇒도매	쌀, 고구마, 콩, 양파, 배추, 무, 오이, 호박, 딸기, 토마토, 참외, 사과, 배, 감귤(15개)	감자(1개)	마늘, 수박(2개)	18
산지⇒소매	쌀, 양파, 배추, 무, 토마토(5개)	감자, 수박, 풋고추, 사과, 포도, 감(6개)	고구마, 콩, 고추, 마늘, 오이, 호박, 딸기, 참외, 배, 감귤(10개)	21
도매⇒소매	고구마, 고추, 양파, 배추, 호박, 토마토, 참외, 사과, 배, 감귤(10개)	콩, 마늘, 수박(3개)	쌀, 감자, 무, 오이, 딸기(5개)	18
계	30	10	17	57

양의 비대칭성은 유통의 나중단계에서의 가격이 전 단계의 가격하락보다는 가격상승에 더 크게 반응한다는 것을 의미하고, 음의 비대칭성은 반대로 유통의 나중단계에서의 가격이 이전 단계에서의 가격상승보다는 가격하락에 더 크게 반응한다는 것을 의미한다.

안병일(2007)이나 김태훈, 안병일(2008)은 양파, 감, 호박 등에서 양의 비대칭 가격전달현상이 있다고 주장하고 있으나, 본 연구에서는 이들 모두에서 음의 비대칭가격전달현상이 있는 것으로 나타나 상반된 결과를 보여준다. 한편 강태훈(2007)은 백태, 배추, 오이, 사과, 풋고추 등에서 비대칭가격전달의 증거가 없거나 약하다고 주장하고 있어, 본 연구결과와 일맥상통하고 있다. 강태훈(2007)은 Houck 류의 연구방법을 사용하고 있는데 비해, 본고는 공적분 현상에 근거한 오차수정모형을 이용하고 있어, 비대칭가격전달 여부는 연구방법의 차이에 따라 크게 다르지 않다는 것을 보여주고 있다. 하지만 안병일(2007)과 김태훈, 안병일(2008)도 큰 틀에서 보면 Houck 류의 연구방법에 가격전달의 과정에서의 시차를 고려하고 있다는 점에서 강태훈(2007)과 다른데, 월별 지수에 대해 적게는 1개월에서 길게는 3개월가량의 시차를 고려하고 있어 적절하지 못하다. 왜냐하면 대부분 매일매일의 수요공급 상황에 의해 가격이 결정되는 농산물에 대하여 수개월간의 시차를 적용하는 것은 바람직하지 않기 때문이다[10].

---

10 도매시장에서의 가격은 그날 출하되어 경매가 이루어지는 과정에서 결정이 되므로, 산지가격이 도매가격에(혹은 도매가격이 소매가격에) 시차적으로 영향을 줄 수 있는 기간은 길어야 몇 일 정도이다. 만일 사용하는 데이터가 일별 데이터라면 시차를 고려하

요컨대, 월별 가격지수로 분석한 결과 우리나라 대다수 농산물에는 일반적으로 예상하는 양의 비대칭현상은 실제보다 과대평가된 반면, 오히려 음의 비대칭현상이 더 강하게 나타나고 있다. 실제와는 다르게 농산물가격에 양의 비대칭현상이 지배적인 것으로 인식되고 있는 이유는, 언론이 양의 비대칭현상이 있을 때에만 이슈화하고 평상시의 가격흐름(비대칭현상이 없는 경우)이나 음의 비대칭이 발생하는 경우에 대해서는 언급하지 않기 때문인 것으로 생각된다. 따라서 양의 비대칭보다는 음의 비대칭이 더 흔하게 나타난다는 결과는 놀랄 일만은 아니다.

5. 요약 및 결론

농산물 유통의 전 단계로부터 다음 단계로의 가격전달에 있어서, 전 단계의 가격상승은 다음 단계로 충분히 전달되는데 비해 전 단계의 가격하락은 그렇지 못하다는 비대칭가격전달현상이 언론에서 보도되거나 일부 연구에서도 보고되고 있다. 만일 비대칭가격전달이 일반적인 현상이라면 중간 유통단계에서 자신에게 유리한 마진축소에는 충분히 반응하는 대신에 자신에게 불리한 마진확대에 대해서는 상대적으로 덜 충분하게 반응하는 것이 되어 생산자와 소비자 모두에게 불리한 결과를 가져다주는 것이기 때문에 사회적인 문제가 될 수 있다.

는 것이 적절하고 중요하겠지만, 월별지수를 이용한 분석에서 시차를 모형화하는 것은 도매가격이 1개월 전이나 2개월 혹은 3개월 전의 산지가격에 의한 영향도를 파악하는 것이기 때문에 적절하지 않다. 일반적으로 시차분포모형(distributed lag models)은 설명변수 값의 변화가 당시뿐 아니라 미래에도 독립변수에 대해 영향을 주는 경우에 적절한 모형이다. 일반적으로 습관의 지속성(habit persistence), 제도나 기술의 변화, 혹은 경험상 기대할 수 있는 예상효과에 대하여 분석할 때 사용된다. 예컨대, 기업의 자본투자가 기업의 장래의 수익성이나 주가에 영향을 주는 경우나 통화량의 변화가 인플레이션에 미치는 영향이나, 소득의 증가가 향후의 주택 및 차량구입에 어떤 영향을 줄 것인가 등에 적용될 수 있다(이에 대하여 자세한 것은 Judge, et al., 1985. 제9장 참조). 적어도 설명변수 값이 종속변수의 값에 당장뿐 아니라 미래에도 영향을 지속적으로 미칠 수 있는 관계에 있을 때 시차모형이 효과적이다. 그러나 본고에서와 같이 산지가격이 변화가 1개월 후 혹은 2개월 후의 도매시장이나 소매시장 가격에 영향을 줄 것으로 모형화하는 것은 옳지 않다. 왜냐하면 도매가격은 도매시장에서의 매일매일의 경매에 의해 결정되거나 도소매가격이 결정될 시점의 작황이나 수급상황에 의해 결정되는 것이기 때문이다.

그러나 경제학적으로 가격전달의 비대칭성에 대해서는 이론이 명확히 정립되어 있지 않기 때문에, 실증적인 검정에 의해 그러한 현상의 존재여부가 확인되어야 할 것이다. Peltzman(2000)은 광범위한 상품군에 대한 실증분석에서 비대칭성가격전달이 일반적인 현상이라 주장하고 있지만, 이에 대해 Meyer and v. Cramon-Taubadel(2004)은 Peltzman의 검정방법상의 문제를 들어 그 결과에 의문을 제기한다. 영국의 환경식품농촌부(DEFRA)가 London Economics(2003)에 의뢰하여 EU국가 및 영국에서의 산지-소비지가격차이의 결정요소에 대해 연구한 결과, 1990년대의 약 90개 상품에서 일부 낙농제품을 제외하고는 체계적인 APT를 거의 발견하지 못하였다고 보고하고 있다.

실제로 많은 연구들에서 그 결론이 서로 엇갈린다. 우리나라의 경우에도 안병일(2007), 안병일, 김태훈(2008)은 양의 비대칭성이 존재한다고 주장하고 있으나, 강태훈(2007)은 비대칭성의 존재에 부정적인 입장이다. 본고는 이들 일련의 연구가 안고 있는 몇 가지 제약조건을 넘어서기 위해 거래규모가 많은 거의 모든 주요 농산물을 분석대상으로 할 뿐 아니라, 각 유통단계에서의 가격간의 공적분관계를 고려하기 위한 오차수정모형을 이용하여 비대칭성을 검정하였다.

분석결과, 일반적인 인식과는 달리 우리나라 농산물 시장에서는 양의 비대칭성보다는 음의 비대칭성이 더 강하게 나타나는 것으로 보인다. 적어도 양의 비대칭 가격전달의 증거가 미약하다. 중간 유통단계에서 자신에게 유리하도록 가격을 비대칭적으로 전달할 가능성은 있지만, 실제로 그렇게 한다는 증거가 약하다는 것을 의미한다.

본 연구는 분석 데이터가 월별지수로 분석한 것이라는 한계가 있다. 산지가격이 월별지수밖에 없기 때문이다. 일별, 주별, 혹은 순별 가격에 의한 분석은 결과가 달라질 수도 있다. 그러나 산지, 도매, 소매 등 일관된 일별, 혹은 주별가격이 조사되어 있지 않기 때문에 이에 대한 연구는 연구여건의 개선이후에나 가능할 전망이다.

참고 문헌

강태훈. 2007. “농산물 도매가격과 소매가격간의 비대칭가격전달에 관한 연구.”『농업경제연구』 제48권 제4호. pp. 27-44.

안병일. 2007. “마늘과 양파에 대한 가격전이의 비대칭성 검정.”『농촌경제』 제30권 제3호. pp. 51-67.

안병일, 김태훈. 2008. “주요농산물의 생산자와 소비자가격간의 비대칭적 가격전이 분석.”『농업경제연구』 제49권 제3호. pp. 77-95.

Blinder, A.S. 1982. Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundation of Macroeconomics. *The American Economic Review* 72(3): 334-348.

Engle, R. F. and C. W. Granger. “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica* 49(1987). pp. 251-276.

Granger, C. W. and T. H. Lee. “Investigation of Production, Sales, and Inventory Relationship Using Multicointegration and Non-symmetric Error Correction Models.” *Journal of Applied Econometrics* 4(1989). pp. S145-S159.

Houck, J.P. 1977. “An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions.” *American Journal of Agricultural Economics* 59. pp. 570-572.

Judge, George G. et al. 1985. The Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed., Johns Wiley and Sons. New York.

Kinnucan, H.W. and O.D. Forker. 1987. “Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products.” *American Journal of Agricultural Economics* 69. pp. 285-292.

London Economics. 2003. Investigation of the Determinants of Farm-Retail Price Spreads. Final Report to DEFRA, UK.

McCorriston, S. 2002. “Why Should Imperfect Competition Matter to Agricultural Economist?.” European Review of Agricultural Economics 29-3. pp. 349-371.

Meyer, Jochen and S. von Cramon-Taubadel. 2004. “Asymmetric Price Transmission: A Survey.” *Journal of Agricultural Economics* 55(3). pp. 581-611.

Miller, D. J. and M. L. Hayenga. 2001. “Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market.” *American Journal of Agricultural Economics* 83. pp. 551-562.

Peltzman, S. 2000. “Prices Rise Faster Than They Fall.” *Journal of Political Economy* 108(3). pp. 466-502.

Tweeten, L.G. and C.L. Quance. 1969. “Positivistic Measure of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches.” *American Journal of Agricultural Economics* 51. pp. 342-352.

V. Cramon-Taubadel, S.. 1998. “Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market.” *European Journal of Agricultural Economics* 25. pp. 1-18.

Ward, R.. 1982. “Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables.” *American Journal of Agricultural Economics* 64. pp. 205-212.

Wolffram, R. 1971. “Positivistic Measure of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches- Some Critical Notes.” *American Journal of Agricultural Economics* 53. pp. 356-359.

원고 접수일: 2009년 7월 16일
원고 심사일: 2009년 8월 3일
심사 완료일: 2009년 11월 18일