참외 주산지와 도매시장 가격의 동태적 인과성 분석

최 병 옥* 김 원 태**

Keywords
시계열 분석(time series analysis), 공적분 검정(cointegration test), 오차수정모형(vector error correlation)

ABSTRACT
Seongju is the largest oriental melon producing district in Korea.
This study aims to analyze price causality and short- and long-term equilibrium between the Seongju farmgate market and the Garakdong wholesale market in Seoul using Johansen cointegration test and variance decomposition based on VECM (vector error correlation model) for oriental melon.
The two market prices have each unit root and a strong cointegration relationship. The prices confirmed that the farmgate price might quickly recover from an external shock and its price stability was stronger than that of the wholesale price. Also, the dynamic causality relationship analysis shows that the farmgate price strongly leads the wholesale price at the lag intervals of 5, 7 and 9 months. And variance decompositions indicate that in the case of the farmgate price, the local market itself has a price influencing power of 81.5 percent while the Garakdong wholesale market influences the farmgate price by 18.5%. But in the case of the wholesale price, the wholesale market itself has a price influencing power of 17.1% while the farmgate market influences the wholesale price by 82.9 percent. It seems that the Seongju farmgate price has a significant effect on the wholesale price.

차례

1. 서론
2. 이용자료와 분석방법
3. 산지와 도매시장 가격의 인과관계 분석
4. 산지와 도매시장 가격의 영향력 분석
5. 요약 및 결론

* 한국농촌경제연구원 전문연구원.
** 한국농촌경제연구원 연구원.

1. 서 론

최근 청과물의 안전성과 신선도에 대한 사회적 관심이 증가함에 따라 청과물 유통시스템에 많은 변화가 일어나고 있다. 기존의 청과물 유통시스템에서는 도매시장이 주로 산지에서 출하된 청과물을 수집하여 가격을 결정하고 소비지에 분산시키는 역할을 담당하여 왔다. 그러나 소비지 시장에서 청과물의 안정적 공급과 품질의 균일화, 안전성, 신선도 등을 요구하고 있어 도매시장의 경유율이 하락하는 추세이다. 산지와 소비지가 직접적으로 연동되는 시장외 거래가 증가하고 있으며, 더욱이 대형유통업체에서 청과물을 과거 구색상품 수준에서 수익창출의 한 부분으로 전환함에 따라 고품질 농산물을 보다 적은 비용으로 확보하기 위해 산지구매를 확대하고 있다. 산지 역시 이러한 유통환경의 변화에 대응하여 규모화, 유통시설의 정비 등을 통하여 시장 교섭력을 제고하여 수익 창출에 노력하고 있다.

산지의 규모화와 이를 기반으로 한 유통시설의 확충은 규모경제를 통하여 유통비용 및 정보탐색 비용을 감소시킬 뿐만 아니라 해당 청과물 구매업자를 산지로 불러들이는 계기가 된다. 산지조직은 구매담당자들의 구매패턴이나 요구사항 등을 통하여 소비지 시장의 정보를 손쉽게 얻을 수 있으며, 이러한 정보는 다시 생산단계나 포장 및 가공단계에 피드백 되어 산지조직이 변화된 시장 환경에 보다 적극적으로 대응할 수 있는 원천이 된다. 이와 같이 산지의 적극적인 시장대응이 가능하게 된 것은 농가의 경영형태가 개별농가 위주에서 집단화된 조직 형태로 발전하였기 때문이다.[1]

여름철의 대표적인 청과물인 참외는 주산지인 성주지역에서 거래되는 비중이 매우 높다. 성주지역의 참외 생산량은 1995년 전국 생산량의 약 30%를 차지하였으나 2005년에는 73%로 증가하였다. 그리고 2005년 성주산 참외는 가락동 도매시장에서 거래되는 참외의 약 93%를 차지하고 있어 성주산 참외가 가락동 도매시장의 물량뿐만 아니라 전국의 유통물량을 주도하고 있다. 한편, 2006년 성주산 참외의 유통경로별 출하비중은 도매시장 45%, 산지공판장과 집하장을 통한 산지거래 39%로 조사되어 산지거래

---

[1] 조직의 속성을 설명하는 시도는 Coase(1937)에 의해 시작되었다. Coase는 조직의 형성이 거래비용의 절감을 위하여 형성된다고 보았다. 그 후 Richardson(1972), Williamson(1975) 등에 의해서 이론적 전개가 활발해졌다. 특히, Coase와 Williamson은 조직 발생의 주요 원인을 개개의 경제주체가 시장거래를 통하여 시장균형을 달성하는 것은 정보검색, 거래당사자간의 교섭과정 등에 비용부담을 증가시키므로 계약과정에서 발생하는 불확실성에 대처하여 거래비용을 최소화 하기위해서 등장한다고 하였다.

가 차지하는 비중이 매우 높게 나타나고 있다.[2] 이는 성주지역이 오랜 시설재배로 기술수준이 높고 고품질 위주의 생산으로 수취가격도 높으며, 연장 재배 기술이 발달하여 연중출하가 가능해져 참외 주산지로서 자리매김하였기 때문이다. 또한 성주지역은 거래과정에서도 산지경매를 통하여 집하와 출하과정에서 수반되는 거래비용과 운송비를 절감시킬 수 있는 장점도 보유하고 있다.

일반적으로 청과물 산지는 규모와 출하물량이 소규모로 산지가 시장에 비하여 정보수집 및 시장 교섭력이 열악하기 때문에 시장의 가격형성 과정에서 우위를 차지하지 못한다. 그러나 성주 참외는 산지의 거래비중이 높고 가락동 도매시장에서 거래되는 물량을 주도하여 가격왜곡을 견제할 수 있기 때문에 산지경매가격이 시장가격에 영향력을 발휘할 수 있다.

산지와 시장가격에 존재하는 시차는 산지가 분산되고 생산규모가 영세할수록 생산자에게 시장교섭력을 약화시킬 뿐만 아니라 시장의 가격변동을 확대시킨다. 가격변동은 유통과 판매를 담당하는 경제주체들에게 위험 부담을 가중시켜 높고 경직된 시장가격을 설정하는 원인이 된다. 또한 산지가격과 시장가격의 괴리가 더욱 커질 뿐만 아니라 가격변동이 끊임없이 반복되어 시장가격이 장・단기적으로 균형가격에 수렴하지 않게 된다.

그러나 산지의 규모화를 근간으로 시장의 가격변동에 적극적으로 대응할 수 있도록 시장에 대한 물량지배와 연중 지속적인 출하체계를 통하여 출하시기 조절이 가능하게 되면 시장의 가격변동은 축소될 것이다. 왜냐하면 시장가격 결정에 영향을 미칠 정도의 물량이 꾸준하게 반입되면 경제주체들이 지속적으로 물량을 확보할 수 있게 되므로 위험 부담이 없어져 시장가격은 산지가격과 인과관계를 두고 변동하게 된다. 그 결과 단기적으로 시장가격에 영향을 미치는 쇼크가 발생하더라도 산지와 시장의 관계는 꾸준하게 지속되므로 장・단기적 균형가격이 존재하게 된다.[3] 따라서 최근 청과물 시장에서는 산지의 규모화, 유통시설의 정비 등을 통하여 산지의 시장대응을 향상시키는 것이 중요한 정책과제가 되고 있다.

시장 간의 가격통합과 유통단계별 인과관계 검정에 대한 대표적인 연구로는 권용덕

---

[2] 2006년 9월 한국농촌경제연구원 농업관측정보센터 농가 조사 결과이며, 산지시장 출하이유는 수취가격이 높아서 55%, 거리가 가까워서 25%, 유통비용 절감 18% 순으로 나타났다.

[3] 永木正和는 그의 논문 “野菜需給構造の變化と價格變動のメカニズム(1973)”을 통하여 거미집 이론에서 발생하는 가격변동을 논하고 이를 극복하는 방안으로 산지의 규모화, 지속적인 출하체계 확립과 유통시설의 확충을 제시하였다. 또한, 양파, 양배추, 배추, 토마토, 오이를 대상으로 산지가 규모화된 후 시장가격이 균형가격으로 지향하고 있음을 증명하였다.

(1998), 이병기(2001), 안병일(2002), 양승룡(2003) 등이 있다.

권용덕 외(1998)는 육류 도매시장의 통합성과 가격의 동태적 연계성을 공적분 검정을 이용하여 시장 간 인과성을 규명하였다. 구체적인 분석방법으로는 다변량 분석모형(VECM, VAR)을 이용하여 돼지고기는 시장 간 공적분 관계가 존재하고, 쇠고기는 시장 간 공적분이 존재하지 않으며, 서울 도매시장의 가격이 지방도매시장의 가격변동에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이병기(2001)는 돼지고기의 분기별 가격자료를 이용하여 돈육의 가격변동요인을 오차수정모형으로 분석한 결과 양돈 사료비와 새끼돼지 가격이 주요한 변동요인임을 밝혔다. 안병일 외(2002)는 양념채소류의 변이계수와 가격시계열의 정상성 여부를 분석하여 마늘과 양파는 수입개방 이후 연평균가격의 불안정성이 감소하였으며, 양념채소의 가격변동 요인은 수입에 의한 영향보다 국내생산량의 변동에 기인한다는 결론을 도출하였다. 양승룡(2003)은 수입으로 인한 시장개방과 가축의 질병, 계절적 요인 등을 고려하여 사료가격이 축산물가격에 미치는 인과관계를 분석하였으며, 사료가격의 변동은 축산물 시장가격에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

선행연구 검토 결과 농산물 분야에서는 도매시장 간 가격통합을 밝히거나 농산물 시장개방 이후 특정 품목의 가격변동을 논한 연구가 활발하지만 유통단계를 고려하여 산지와 시장 간의 가격관계를 논한 연구는 많지 않았다. 그러므로 본 연구에서는 산지가 규모화 된 성주지역 참외의 산지가격과 도매시장의 가격을 대표하는 가락동 도매시장 가격 간의 장·단기 균형가격 및 인과관계를 파악하고자 한다. 이러한 분석을 통해 「산지의 규모화를 바탕으로 시장물량에 대한 물량지배력을 확보하고 지속적인 출하체제를 확립한다면 산지가격은 도매시장 가격에 영향을 미칠 것이다」라는 가설을 검정하고 그 원인을 밝히는 것에 연구의 목적이 있다.

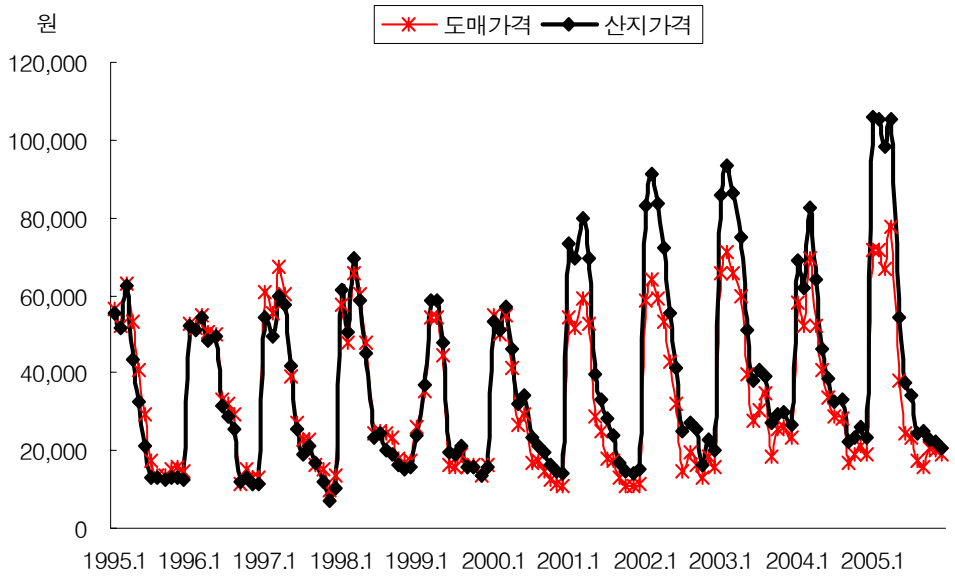
2. 이용자료와 분석방법

2.1. 이용자료

본 연구에 사용된 가격자료는 중앙도매시장과 주산지인 성주의 산지시장에서 거래된 참외의 월별 15㎏상자 상품(上品)가격이다. 분석기간은 1995년 1월부터 2005년 12월까지이며 도매시장의 가격자료는 전국에 위치한 도매시장 중 참외의 반입물량이 가

장 많은 가락동 도매시장의 자료를 사용하였고 산지가격은 참외의 주산지인 성주지역의 산지유통시설에서 거래되는 가격을 사용하였다.[4] <그림 1>은 분석기간 동안의 성주지역 산지가격과 가락동 도매시장 가격을 나타내고 있다. 두 가격의 변화추이를 살펴보면 2001년부터 성주지역 산지가격이 가락동 도매시장 가격보다 높게 형성되고 있음을 알 수 있다.

그림 1. 참외의 산지가격과 도매시장가격 변동추세



성주참외는 산지의 규모화와 함께 연장재배기술이 발달하여 타 지역에 비해 우수한 고품질 참외를 연중 지속적으로 출하함으로써 소비자에게 높은 명성을 얻고 있다. 이에 대형 유통업체는 소비자가 요구하는 고품질 참외를 안정적으로 확보하기 위해 성주의 산지 중도매인들과 계약을 체결하게 되었고, 중도매인들은 대형 유통업체에서 요구하는 물량을 확보하기 위해 경쟁적으로 높은 가격을 제시하여 산지가격을 상승시키고 있다.

한편, 2000년 이후 참외의 성출하기인 4~8월의 성주지역 산지거래량이 가락동 도매시장의 거래규모를 능가하기 시작하였고, 산지가격이 가락동 도매시장보다 높게 형성되면서 도매시장의 가격결정에 산지의 거래동향을 참고하게 되었다(농업전망 2007. p791).

---

[4] 성주지역의 산지가격은 성주군청에서 보유하고 있는 자료를 이용하였으며, 산지경매가 이루어지지 않는 겨울철의 가격은 산지농협들의 가락동 도매시장 출하가격을 사용하였다.

분석대상의 기초통계를 <표 1>에 정리하였다. 산지가격과 도매가격의 기초통계량을 비교하여 볼 때 평균값은 산지가격이 도매가격보다 높다는 것을 알 수 있다. 시계열 자료의 흩어짐 정도를 나타내는 표준편차도 산지가격이 크게 나타났다. 변이계수와 진폭계수 역시 산지가격이 도매시장 가격보다 크게 나타났다.

표 1. 참외의 산지가격과 도매시장가격에 대한 기초통계량

구분	산지가격(원/15kg)	도매가격(원/15kg)
평균	38,611	33,757
최대	105,965	77,481
최소	7,302	9,625
표준편차	24,237	19,054
왜도(Skewness)	0.94	0.53
첨도(Kurtosis)	3.09	1.86
변이계수(%)	62.8	56.4
진폭계수(%)	1351.2	705.0
관측치	132	132

주: 변이계수는 표준편차/평균, 진폭계수는 (최고가격-최저가격)/최저가격×100.

왜도는 시계열이 평균을 중심으로 분포할 때 비대칭 정도를 측정하는 것으로서 정규분포와 같은 대칭분포의 왜도는 0이다. 왜도의 계측결과 산지가격이 도매시장보다 오른쪽으로 길게 분포한다는 것을 알 수 있다.[5] 첨도는 정규분포의 형태를 나타내는 것으로 정규분포의 첨도는 3이다.[6] 첨도의 계측결과 산지가격은 3과 가깝게 나타나 정규분포의 형태를 하고 있었지만 도매가격은 3보다 작게 나타나 정규분포에 비해 평평한 분포를 하고 있다는 것을 알 수 있다. 즉, 산지가격은 도매시장 가격보다 꼬리의 길이가 오른쪽으로 치우친 정규분포 형태이며, 도매가격은 산지가격보다 꼬리의 길이가 오른쪽으로 덜 치우친 평평한 분포의 형태를 하고 있다는 것을 알 수 있다. 기초통계 분석 결과, 참외의 산지가격은 도매시장 가격보다 높고 변동성이 크기 때문에 산지가격의 변동이 시장가격 변동에 영향을 주는 것을 암시 할 수 있다.[7]

---

5 정(+)의 왜도는 분포가 오른쪽으로 긴 꼬리를 가지는 것을 의미하고 음(-)의 왜도는 분포가 왼쪽으로 길게 나타나는 것을 의미한다.

6 만일 첨도가 3보다 크면 그 분포는 정규분포에 비하여 뾰족(leptokurtic)하며, 3보다 작으면 정규분포에 비하여 평평(platykurtic)하다.

7 산지가격과 도매시장 가격 간의 인과관계 분석(Granger Causality Test) 결과 도매시장가격이 산지 가격에 영향을 받지 않는다는 귀무가설에 대하여 3기 1.6, 6기 3.8***, 9기 3.0***, 12기

2.2. 분석방법

2.2.1. 단위근 검정(Unit Root Test)

산지 경매가격과 도매시장 가격에 대하여 각각 단위근 검정을 행하였다. 일반적으로 다음과 같이 하나의 시계열 모형을 가정하자.

(1) $Y_t = \gamma Y_{t-1} + e_t$

이 때 $E(e_t) = 0$, $E(e_t^2) = \delta^2$이므로 오차항의 평균은 0, 분산은 일정한 정규분포를 따른다. 그러므로 γ값이 0과 1사이의 값$(0 < \gamma < 1)$을 가진다는 것은 시계열이 안정적이라는 것을 의미한다. 안정적 시계열은 외부충격에 의해서 발생되는 쇼크에서도 평균으로 회귀하려는 경향이 있고 변동성 역시 일정한 범위 안에서 움직인다. 그러나 만일 γ값이 1이라면$(\gamma = 1)$ 이 시계열은 단위근을 갖게 되므로 불안정(non-stationary)시계열이다. 시계열자료가 안정성(stationarity)을 갖지 못하여 분산의 분포가 무한대가 되는 비정상적인 상태에서 회귀분석을 실시할 경우 허구적 회귀(spurious regression)를 초래하게 된다. 그러므로 원시계열에 단위근이 존재할 경우에는 차분이나 추세제거를 통하여 시계열의 안정성을 회복하여야 한다.

시계열자료의 안정성을 판별하기 위하여 단위근 검정을 실시하였다. 최근 시계열 모형의 발전에 의해서 단위근을 검정하는 방법도 다양해졌는데 본 연구에서는 Dicky-Fuller검정을 보완한 Augmented Dicky-Fuller를 이용하였다.

ADF단위근 검정은 오차항의 자기상관의 영향을 해결하기 위해 차분추가항(Augmented term)을 Dicky-Fuller에 의해 계산된 임계값(critical values)으로 검정하는 것이다.

(2-1) $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_t \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$

(2-2) $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_t \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$

(2-3) $\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_t \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$

1.7**로 나타나 도매시장가격이 산지가격에 영향을 받는 것으로 분석되었다. 여기에서 **, ***는 유의수준 5%, 1%를 의미한다.

Y_{t-i}, $i=1,2,3..n$: 차분추가항(Augmented term)

βT : 선형추세변동을 나타내는 시간변수에 대한 계수 값

단위근의 존재여부를 알 수 있는 γ의 값은 아직 알려져 있지 않으나, γ값에 따라서 Y_t 값이 정해진다. 만일 $r=1$이라면 단위근이 존재하게 되고 $I(1)$으로 표시할 수 있다. 이러한 과정은 $\Delta Y_t=\varepsilon_t$으로 표시되어 1차 차분을 하여야 안정된 시계열이 된다. 여기서 주의할 점은 절편(intercept)인 α나 추세인 T의 존재유무에 따라서 귀무가설 검정시 임계치가 변화한다는 것이다. (식 2-1)은 절편과 추세를 제외한 모형이고 (식 2-2)는 절편을 포함하고 추세를 제외한 모형이며 (식 2-3)은 절편과 추세를 모두 포함한 모형이다. 각각의 모형에 대하여 시계열의 자기상관(auto-correlation)을 나타내는 Durbin-Waston 통계량을 검토한 결과 절편을 포함하고 추세를 제외한 (식 2-2)가 채택되었다. n은 시차(Lag)의 수이며 적정시차의 결정은 AIC(Akaike information criterion)와 SBC(Schwarz Bayesian criterion)값을 적용하여 결정하였다. ε_t는 시계열이 상관관계가 없다는 것을 나타내는 백색 교란항(White noise)이기 때문에 평균이 0이고 분산이 일정하다는 것을 나타낸다.

2.2.2. 공적분 검정(Cointegration test)과 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)

일반적으로 대부분의 경제시계열 자료는 허구적 회귀현상을 내포하고 있는 불안정시계열로 알려져 있으며 이러한 시계열은 단위근을 포함하고 있다. 단위근을 포함하는 시계열은 가상회귀의 발생 가능성 때문에 시계열 분석의 어려움을 가중시켜 왔으나 공적분 검정의 도입으로 이 문제를 해결 할 수 있다. 공적분은 개별 변수들이 불안정 계열이더라도 이들 변수의 선형결합이 안정적임을 의미한다. 즉, 각각의 시계열에 단위근이 존재하지만 이들의 선형결합은 안정적이어서 회귀분석 결과를 의미 있게 할 수 있다.

공적분 검정은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

(3) $Y_t = a + \beta X_t + \epsilon_t$

Y_t : 내생변수 벡터

X_t : 외생변수의 벡터

ε_t : 오차항

(식 3)을 오차항으로 정리하면 $\varepsilon_t = Y_t - a - \beta X_t$가 되며 시계열의 선형결합형태로 표현 된다. 만약 β가 0이라면 ε_t와 Y_t는 $I(1)$이 되어 단위근이 존재하게 되어 공적분 관계가 존재하지 않는 경우가 발생할 수 있다. 그러나 이것이 단위근을 갖지 않는 안정적 선형결합 $I(0)$이라면 시계열 간에 안정적 장기 균형상태를 의미하는 공적분이 존재한다고 할 수 있다. 그러나 회귀분석을 행할 경우 변수가 혼재된 상태($I(0)$, $I(1)$ 또는 $I(2)$)가 있게 되는데, 여기서 $I(0)$변수를 제외한 모든 변수를 차분하여 회귀분석을 실시한다면 모형설정에도 제약이 따르고 추정결과 해석에도 무리가 있다.

Enger와 Granger(1987)는 변수 간의 불안정한 관계를 해결하기 위하여 “특정 경제변수 사이에 공적분이 존재하면 이를 대변(Represent)하는 오차수정모형(VECM : Vectr Error Correction Model)이 존재한다.” 라는 대표정리(Representation Theorem)를 제시하였다.

VECM의 특징은 수준변수와 차분변수를 회귀방정식 내에 동시에 포함하여 분석할 수 있다는 점이다. 즉, 단위근 검정에 의하여 시계열 자료가 불안정이라고 판명되더라도 이들의 선형결합 함수가 안정적인 경우 이들 변수 사이에는 공적분 관계가 성립하여 더 이상 가상회귀 현상이 발생하지 않게 된다. 그러므로 공적분 관계의 성립은 변수 간 장기균형관계의 성립을 의미하기도 한다.

VECM의 식은 다음과 같다.

(4) $\triangle Y_{1t} = \alpha_0 + \beta_1 (Y_{1t-1} - \alpha Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} \triangle Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} \triangle Y_{2t-i} + \varepsilon_{1t}$

(5) $\triangle Y_{2t} = b_0 + \beta_2 (Y_{1t-1} - \alpha Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \triangle Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} \triangle Y_{2t-i} + \varepsilon_{2t}$

공적분 관계의 성립은 위 식에서 두 내생변수 Y_{1t}와 Y_{2t} 간의 장기균형을 나타내므로 0의 값을 갖게 된다. 공적분 관계의 성립을 확인하는 귀무가설은 $H_0 : \alpha = \beta = 0$이며 MLE(Maximum Likelihood Estimation)를 통하여 검증할 수 있다. 또한, 변수 Y_{1t}와 Y_{2t} 의 계수값을 나타내는 β는 장기균형에서 이탈했을 경우 균형관계로 돌아오려는 조정속도를 나타낸다. 위 식에서 우측 항은 오차수정항을 나타내며 변수 Y_{1t}과 Y_{2t} 가 장기균형에서 오차가 있다면 오차수정항의 계수를 나타내는 β는 0이 아니다. 이 때 각 변수는 균형관계를 나타내기 위한 조정속도를 측정하게 되는데 β_1과 β_2는 장기균형에서 이탈하였을 때 단기적으로 균형에 돌아오는 속도를 계측할 수 있는 속도조정계수(Speed Adjustment Coefficient)를 나타낸다. 만일 공적분 관계가 존재하지 않는다면 (식 4), (식 5)에서 오차수정항 $\beta_1 (Y_{1t-1} - \alpha Y_{2t-1})$, $\beta_2 (Y_{1t-1} - \alpha Y_{2t-1})$이 제외되어

VAR(Vector Autoregressive)모형이 된다.

또한 Y_{1t}와 Y_{2t}를 각각 산지가격과 도매시장 가격이라고 가정하자. 귀무가설을 $\beta_1 = 0$과 $\alpha_{21} = \ldots = \alpha_{2k} = 0$ 으로 세우고 MLE(Maximum Likelihood Estimation)를 통하여 귀무가설이 기각된다면 도매시장 가격이 산지가격의 원인변수가 될 수 있음을 의미한다. 반대의 경우에는 산지가격이 도매시장 가격의 원인변수가 될 수 있음을 의미한다.

2.2.3. 예측오차의 분산분해 분석

예측오차의 분산분해 분석은 각 변수별로 예측오차의 분산이 변수 상호 간에 어느 정도 설명되는가를 보여주는 것이다. 이러한 과정을 거쳐 변수 간 상호관계를 보다 구체적으로 파악할 수 있을 것이다.

예측오차의 분산은 (식 6)과 같이 나타낼 수 있다. 도매시장 가격을 기준으로 예측오차를 구한다면 n기에 대한 도매시장 가격의 예측오차(δ_x^2)와 산지 경매가격(δ_y^2)의 예측오차로 나눌 수 있으면 (식 6)과 같이 나타낼 수 있다.

(6) $\delta_{xn}^2 = \delta_y^2(\phi_{10}^2 + \phi_{11}^2 + \ldots + \phi_{1n-1}^2) + \delta_x^2(\phi_{20}^2 + \phi_{21}^2 + \ldots + \phi_{2n-1}^2)$

$\phi_{1n-1}^2, \phi_{2n-1}^2$: 산지 경매가격(y)과 도매시장 가격(x)에 대한 예측오차의 계수 값

이 예측오차를 (식 4), (식 5)의 오차항 ϵ_{1t}와 ϵ_{2t}를 이용하여 분해하면 다음과 같은 상대적 분산기여율(Relative Variance Contribution)을 얻는다.[8]

(7) $RVC_{ym} = \dfrac{\delta_y^2(\phi_{10}^2 + \phi_{11}^2 + \ldots + \phi_{1n-1}^2)}{\delta_{xn}^2}$

(8) $RVC_{xn} = \dfrac{\delta_x^2(\phi_{20}^2 + \phi_{21}^2 + \ldots + \phi_{2n-1}^2)}{\delta_{xn}^2}$

(식 7)과 (식 8)은 각각 산지 경매가격(y)과 도매시장 가격(x)와 의 쇼크 비율을 나타내며 이 비율을 상대적 분산기여율이라고 한다.

---

8 이병기. 2001. “축산물가격의 동태적 조정과 시사점: 돼지고기가격의 변동 요인 분석.”「농업경제연구」42(1): 63-83. 참조.

3. 산지와 도매시장 가격의 인과관계 분석

3.1. 단위근 검정

<표 2>는 산지가격과 도매시장 가격에 대한 ADF 단위근 검정 결과이다. 산지가격의 ADF 통계량은 -0.59로 유의수준보다 더 큰 값을 나타내고 있어 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 도매가격에 대한 ADF 통계량은 -0.92로 제시된 유의수준 보다 더 큰 값을 보이고 있다. 도매가격도 산지가격과 마찬가지로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각 할 수 없었다.

표 2. 시장별 가격 시계열에 대한 단위근 검정

변수		시차	절편	추세	ADF 검정통계량	임계치		
						1%	5%	10%
수준변수	산지가격	12	포함	제외	-0.59	-3.48	-2.88	-2.57
	도매가격	11	포함	제외	-0.92	-3.48	-2.88	-2.57

주: 1) 시차의 선택은 Akaike Information Criterion과 Schwarz Bayesian criterion을 이용하여 결정하였다.
2) Durbin-Watson 통계량은 산지가격이 1.96이고 도매가격이 1.74이다.

ADF 단위근 검정결과 참외의 산지가격과 도매가격 시계열은 확률행보(Random Walk)를 따르기 때문에 일시적인 충격의 효과가 소멸되지 않고 무한대(Infinity)까지 발산(Explosive)하게 되어 회귀분석상의 가상회귀를 초래할 수 있다. 그러므로 차분(Difference)을 통하여 정상성을 회복하여야 하지만 원시계열을 차분하여 안정화 시키면 원시계열이 가지고 있는 정보가 손상되기 때문에 바람직한 대안은 될 수 없다. 그러나 요한슨이 제안한 공적분 관계가 성립한다면 원시계열에 단위근이 존재하더라도 변수들의 선형결합이 안정적이어서 회귀분석의 결과를 의미 있게 할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 장기균형관계도 확인할 수 있다.[9]

9 요한슨 공적분 검정은 단위근이 존재하는 시계열, 즉 비정상 시계열을 분석하는 것에 대해서만 타당하다.

3.2. 공적분 검정

시계열의 평균이 0이 아니고 확률적 추세뿐만 아니라 결정적 추세를 가지고 있다고 한다면 공적분 방정식은 절편과 결정적 추세를 가지게 된다. 이것은 공적분 방정식의 감소형 계수(Reduced rank) 검정에 대한 LR 검정통계량이 통상적인 x^2분포를 갖지 않는다는 가정에 기초한다. 여기서 r은 Eigenvalue 통계값과 유의수준에 해당하는 임계값을 비교하여 결정된다.

<표 3>은 원시계열을 이용하여 5차 후행까지 분석한 공적분 검정 결과이다. 각 후행차수에 대한 공적분 분석결과 공적분이 존재하지 않는다(r≤1)는 귀무가설을 기각하므로 1개의 공적분 관계가 존재한다.

참외의 산지가격과 가락동 도매시장 가격사이에 공적분 관계가 성립한다는 것은 산지가격과 가락동 도매시장 가격은 서로 분리되어 독립적으로 형성되는 것이 아니고, 두 가격 사이에 인과관계가 존재하여 밀접한 관계를 유지하면서 장기적으로 안정된 가격을 형성하고 있다는 것을 의미한다.

그러나 공적분 검정만으로는 참외의 산지가격과 가락동 도매시장 가격에 대한 인과관계 및 단기적으로 균형가격에 수렴하는 여부를 알 수 없으므로 오차수정모형을 이용하여 변수간의 동태적 인과관계와 단기적 조정과정을 파악한다.

표 3. Johansen 공적분 검정

후행차수	H0	Eigenvalue	Trace Statistic	유의수준	
				5%	1%
1	r=0	0.19	37.42**	15.49	19.94
	r≤1	0.06	9.04**	3.84	6.63
2	r=0	0.30	55.77**	15.49	19.94
	r≤1	0.07	9.60**	3.84	6.63
3	r=0	0.39	72.42**	15.49	19.94
	r≤1	0.06	8.97**	3.84	6.63
4	r=0	0.29	51.42**	15.49	19.94
	r≤1	0.05	6.89**	3.84	6.63
5	r=0	0.33	57.15**	15.49	19.94
	r≤1	0.04	6.40*	3.84	6.63

주: 1) **, *는 각각 유의수준 1%, 5%에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.
2) r은 공적분 벡터의 수.

4. 산지와 도매시장 가격의 영향력 분석

4.1. 오차수정모형

불안정 시계열 간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 판명될 경우 오차수정모형을 이용하여 추정하는 것이 효율적인 것으로 알려져 있다.[10] 오차수정모형은 변수 간의 인과관계와 외부의 충격에 의해 변수가 장기균형상태에서 이탈하였을 때 균형상태로 조정되는 관계를 나타내는 조정속도를 계측할 수 있다는 장점이 있다.

<표 4>는 오차수정모형의 계측을 통하여 얻은 속도조정계수와 두 시장 사이의 동태적 인과성 검정에 대한 결과를 나타내고 있다. 속도조정계수는 산지가격과 도매가격 모두 통계적으로 유의한 결과를 도출하였지만 산지가격의 속도조정계수가 0.25로 도매가격의 0.19 보다 큰 것으로 분석되었다. 그러므로 단기적으로 균형상태를 회복하려는 힘은 산지시장이 도매시장보다 더 강하다는 것을 알 수 있다.

한편, 두 시장가격의 동태적 인과관계를 살펴보면 전반적으로 산지가격이 도매가격에 영향을 미치고 있다. 특히 시차 5, 7, 9에서는 유의수준 5%, 10%하에서 유의성을 나타내고 있다. 반대로 도매가격은 산지가격에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다.

표 4. 속도조정계수 계측과 시장 간 인과성 검정

	산지시장	도매시장
속도조정계수	0.25**	0.19*
시차		
1	-2.99	-0.05
3	-0.47	-0.11
5	-0.69**	-0.38
7	-0.54*	-0.17
9	-0.50*	-0.23
11	-0.33	-0.09

주: **, *는 각각 유의수준 5%, 10%에서 유의성이 있음을 의미함.

10 만일 공적분 관계가 존재하지 않는다면 VAR(Vector Autoregression)모형을 통하여 동태적인 인과관계를 파악할 수 있다.

이와 같이 공적분 검정을 통하여 성주지역 산지시장과 가락동 도매시장의 참외가격이 서로 밀접하게 연관되어 있음을 보였고 오차수정모형을 통해 성주지역 산지시장의 참외가격이 가락동 도매시장의 참외가격을 선도하고 있음을 밝혔다.

일반적으로 청과물 생산은 규모가 영세하고 산지의 분산정도가 심하여 시장의 가격변동이나 소비자 기호 변화에 적극적으로 대응할 수 있는 시장행동이 어려웠다. 이처럼 비효율적인 산지의 시장행동은 매매과정에서 발생되는 시장정보를 획득하는 것에 한계가 있고 상인과의 가격교섭 과정에 적극적으로 참여할 수 있는 기회도 배제되어 왔다. 그 결과 소비지 시장의 가격이 크게 상승하여도 산지의 출하가격은 소비지 시장의 가격상승 폭 만큼 변동하지 못하여 소비지 시장과 산지가격은 인과관계가 존재하기 어려웠다.

그러나 성주지역 참외는 산지의 규모화를 바탕으로 시장에 대한 물량지배력을 확보했을 뿐만 아니라 자체적으로 산지 경매를 통하여 가격을 결정하기 때문에 소비지 시장과의 가격교섭 및 가격형성 과정에서도 우위를 차지할 수 있었다. 그 결과 참외의 산지가격과 도매시장 가격 간에는 장·단기 균형가격이 형성되었을 뿐만 아니라 산지가격이 소비지 시장가격에 반영될 수 있었다.

4.2. 예측오차 분산분해

오차수정모형을 추정한 후 변수간의 세부적인 분석을 위해 예측오차의 분산분해(Variance decomposition)분석을 실시하였다. 분산분해분석은 성주지역 산지시장 참외가격과 가락동 도매시장 참외가격의 인과관계에 대한 양측의 영향력을 평가할 수 있어 오차수정모형으로부터 파악되는 동태적인 인과관계를 보완할 수 있다.

<표 5>는 예측오차의 분산분해분석으로 나타난 성주지역 산지시장과 가락동 도매시장의 영향관계를 정리한 것이다. 성주지역의 산지가격은 자체가격의 변동 폭에 의해서 설명되는 부분이 81.5%이고 가락동 도매시장의 영향력은 18.5%로 낮은 수준임을 알 수 있다. 한편, 가락동의 도매가격은 자체가격 영향력이 17.1%로 낮은데 비하여 오히려 성주지역 산지가격의 영향력이 82.9%로 나타나 산지가격에 매우 큰 영향을 받고 있음을 알 수 있다.

표 5. 참외가격의 예측오차 분산분해 결과

구 분	산지시장		도매시장	
	산지	도매	산지	도매
1	100.0	0.0	84.7	15.3
2	93.7	6.3	85.4	14.6
3	89.9	10.1	85.4	14.6
4	87.5	12.5	85.3	14.7
5	83.5	16.5	83.6	16.4
6	83.5	16.5	82.9	17.1
7	82.4	17.6	82.8	17.2
8	82.2	17.8	82.8	17.2
9	82.3	17.7	82.9	17.1
10	82.2	17.8	82.9	17.1
11	81.8	18.1	82.9	17.1
12	81.5	18.5	82.9	17.1

5. 요약 및 결론

본 논문은 성주참외를 대상으로 성주지역 산지가격과 가락동 도매시장 가격 간의 장단기 균형 관계 및 인과 관계, 두 시장 간의 가격영향관계를 시계열 분석 기법으로 분석하였다. 그 결과 두 시장가격 사이에는 공적분 관계가 존재하여 두 시장가격이 밀접한 인과관계를 보이는 통합된 시장이며, 외부충격으로 균형상태에서 이탈하였을 때 균형상태로 조정되는 속도는 산지시장이 도매시장보다 빠른 것으로 나타났다. 또한 동태적 인과 관계 역시 산지가격이 도매가격을 선도하고 있으며, 분산분해분석을 통해 산지가격이 도매가격에 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

이처럼 품질향상을 위한 기술개발, 규모화에 의한 연중 출하체제의 확립, 유통시설 정립과 같은 산지의 효율적인 시장대응은 소비지 시장가격이 일방적으로 산지가격에 영향을 주는 관계를 산지가격이 소비지 시장가격에 영향을 미치는 관계로 변화시켰다.

일반적으로 소비지 시장의 농산물 유통에 관련된 경제 주체들은 가격 변동으로 발생하는 위험을 회피하기 위하여 높고 경직된 가격을 설정하였고, 그 결과 산지시장과 소비지시장의 가격이 연동하지 않게 되어 두 시장의 가격차가 확대되었다. 그러므로 성

주참외 산지가격이 소비지 시장을 대표하는 가락동 도매시장의 가격형성에 영향을 주는 것은 산지가격이 소비지의 가격 형성에 직·간접적으로 관여하여 생산자의 경제적 이익을 증가시킬 수 있다는 측면에서 긍정적으로 평가할 수 있다.

이 연구는 산지시장 가격과 소비지시장 가격의 균형관계를 장·단기에 걸쳐 분석하여 참외의 산지가격이 도매가격을 선도할 수 있음을 증명하였고 그 원인을 정리하였다. 그러나 이 연구는 소비자 판매가격의 연속된 시계열 자료를 확보하지 못하여 산지가격의 변동이 소비자가격에 미치는 인과관계를 파악할 수 없었다는 한계를 가지고 있다.

참고 문헌

권용덕, 최규섭. 1998. “육류 도매시장의 통합성 검정과 가격의 동태적 연계성 분석: 공적분 검정 방법을 중심으로.”「농업경제연구」39(2): 37-62.

박현태, 김연중, 한석호. 2002.「주요 과채의 주산지 구조와 지역간 경쟁력 분석」. 한국농촌경제연구원.

송일호, 정우수. 2002.「SAS와 EVIEWS를 이용한 계량경제실증분석」. 삼영사.

안병일, 김성용, 김병률. 2002. “양념채소 가격의 변동 추세와 요인 분석.”「농업경제연구」43(1): 103-121.

양승룡. 2003. “축산물 가격의 인과성 검정: 사료곡물에서 소매 단계까지.”「농업경제연구」44(2): 91-110.

윤병삼, 양승룡. 2003. “시카고상품거래소(CBOT)와 동경곡물거래소(TGE) 옥수수 선물가격간의 동태적 인과 관계 분석.”「농업경제연구」44(4): 79-100.

이병기. 2001. “축산물가격의 동태적 조정과 시사점: 돼지고기가격의 변동 요인 분석.”「농업경제연구」42(1): 63-83.

이홍재, 박재석, 송동진, 임경원. 2005.「Eviews를 이용한 금융경제 시계열 분석」. 경문사.

최병옥. 2006. “도매시장 거래제도 변화가 가격 형성에 미치는 영향.”「농촌경제」29(3): 85-98.

한국농촌경제연구원. 2007.「농업전망 2007」.

金山紀久. 1994.「野菜價格形成の經濟分析」. 農林統計協會.

菊地哲夫. 2005.「野菜の價格形成分析」. 筑波書房.

永木正和. 1973. “野菜需給構造の變化と價格變動のメカニズム.”「農業經濟研究」. 45(1): 1-8.

永木正和. 1977.「野菜の價格と市場對応」. 明文書房

崔炳玉, 永木正和. 2004. “東京都卸賣市場の價格效率性と因果性分析: 首都圈から入荷した大根を事例として .”「農業經營研究」42(2): 88-93.

崔炳玉, 永木正和. 2006. “卸賣市場における價格決定方式とその價格效率性.”「農業情報研究」15(2): 91-102.

Coase, R. H. 1937. “The Nature of the Firm.” *Economica* 4: 386-405.

Engle, R. and C.W.J. Granger. 1987. “Cointegration and Error Collection: Representation, Estimation and Testing.” *Econometrica* 55: 251-276.

Johansen, S. 1988. “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors.” *Journal of Economics Dynamics and Control* 12: 231-254.

Richardson, G.B. 1972. The Organization of Industry. *Economic Journal 82: 883-896.*

Williamson, O. E. 1975. *Market and Hierarchies: Analysis and Antirust Implications.* New York: Free Press.

원고 접수일: 2007년 2월 21일
원고 심사일: 2007년 3월 15일
심사 완료일: 2007년 6월 13일