# 국내산과 수입산 농산물의 가격 전이 계수 비교: 공적분 검정을 중심으로

전상곤* 송주호**

Keywords
공적분(cointegration), 가격 전이(price transmission), 단위근(unit root), 오차 수정 모형(error correction model)

Abstract
This study estimates the degree of price transmission between domestic and imported agricultural products using monthly price time series data. To do that, this study tests unit root and conintegration between prices. The results of unit root tests show that many of each price time series data are understood as nonstationary. Therefore, we test whether there exists a cointegration relationship between prices. The results of the test indicate that domestic prices of different qualities in the same product and domestic and imported prices are cointegrated. In other words, there are long run equilibrium relations between these prices. Furthermore, we compare the degree of price transmission and find out that for many agricultural products the degree of price transmission of imported products to domestic products is smaller than that of price transmission between domestic prices, which may suggest that the shocks in the world market are partially transmitted to the domestic agricultural market.

차 례

1. 서론
2. 분석 방법
3. 실증 분석
4. 결론

* 한국농촌경제연구원 전문연구원
** 한국농촌경제연구원 연구위원

# 1. 서론

1994년 이후 UR 협상에 따른 시장 개방으로 농산물의 수입은 크게 늘어났고, 이는 국내 농산물 시장에 큰 영향을 미쳤다. 수입 농산물 증가로 국내 생산량은 감소하고 그에 따라 농가들의 후생도 감소하였다. UR 협상 결과를 토대로 회원국 간의 시장을 더욱 개방하기 위하여 세계무역기구(WTO)는 2001년 11월 제4차 WTO 각료회의에서 아홉번 째 다자간 무역 협상인 Doha Development Agenda(DDA) 협상을 출범시켰다. 2004년 8월 기본 골격이 채택되고, 2007년 7월 세부원칙에 대한 초안이 배포되고, 이후 몇 차례 수정을 거쳤으나 결국 2008년 연내 DDA 협상은 결렬되었다. 비록 2008년도에 DDA 협상은 결렬되었으나, 향후 협상이 다시 재개되고 타결에 이른다면 과거 UR 협상의 경우처럼 국내 농산물 시장에 상당 부분 영향을 미칠 것이라 예상할 수 있다. 최근에 다자간 협상이 더디게 진행되는 것과는 반대로 국가 간 자유무역협정(FTA)은 시장 개방의 새로운 대안으로 제시되고 있고, 현재 많은 협상이 진행 중이거나 체결된 상태이다. 따라서 앞으로도 다자간 혹은 국가 간 협정 체결로 국내 농산물과 수입 농산물의 경쟁은 피할 수 없게 되었고 이로 인한 피해가 불가피할 것으로 예상된다.

시장 개방에 관한 가장 큰 쟁점 중의 하나는 시장 개방으로 인한 국내 피해가 얼마나 될 것인가를 측정하는 일이다. 그동안 많은 연구들이 DDA 혹은 FTA 체결이 국내농업에 미치는 영향을 분석하였다. 임송수 외(2006)는 DDA 협상이 국내 농업 부문에 미치는 영향을 분석하였고, 최세균 외(2006)는 한미 FTA가 국내 농업 부문에 미치는 영향을 분석하고 그에 대한 대책을 수립한 바 있다. 이 연구들이 국내산과 수입산을 따로 구분하지 않고 연구한 것에 비해, 김윤식(2008)과 이용기(2006)는 시장 개방에 따른 국내 시장의 영향은 수입 농산물과 국내 농산물의 대체성 여부에 그 크기가 현저히 달라질 수 있음을 지적하였다.

추가적인 수입 개방은 국내 시장에 상품의 대체성 정도만이 아니라 수입 농산물의 가격과 국내 가격의 전이정도에도 영향을 미친다. 즉, 수입 농산물 가격이 국내 농산물 가격에 어느 정도 전이되었는지를 측정하는 것도 수입개방의 효과를 분석하는 하나의 중요한 방법이 될 수 있다. 수입 농산물의 국내 농산물 가격 전이 계수가 크다는 것은 농산물 시장에서의 충격이 국내 농산물 시장에 많이 전이된다는 의미이다. 반면 극단적으로 가격 전이 계수가 0이라면 해외 시장의 충격이 국내 농산물 시장에 전혀 반영되지 않았음을 의미한다고 해석할 수 있다.

국내산 농산물과 수입산 농산물의 가격 전이 계수를 추정하기 전에 두 가격 변수 간

에 공적분 관계가 있는지 검토해야 한다. 공적분 관계가 없는 두 시계열 자료의 분석은 의사회귀와 같은 무의미한 결과를 초래할 수 있기 때문이다. 공적분 분석을 통해 변수들 간에 장기적 균형 관계가 존재하는지를 먼저 규명하고, 그 이후에 가격 전이 계수의 크기와 정도가 어느 정도나 되는지를 품목별로 비교 검토하는 것도 시장 개방의 효과를 분석하는 중요한 작업 중의 하나이다.

공적분 분석 혹은 가격 전이 계수와 관련된 국내 선행연구들을 검토해보면 다음과 같다. Sung(1996)은 공적분 테스트를 통하여 국내 쇠고기 시장의 일물일가 법칙을 검정하였다. 권용덕과 최규섭(1998)은 공적분 검정을 이용하여 국내 육류 도매 시장의 지역 간 통합성을 분석한 바 있다. 권오복(2001)은 다양한 시계열 분석 기법을 이용하여 쇠고기 가격 전망 모델을 개발하고자 하였다. 이 논문의 주요 목적은 쇠고기 가격의 예측력을 높이는 모델을 개발하는 것이어서, 계수값 자체의 의미보다는 모델의 예측력 향상에 더 큰 주안점을 둔 것이 특징이다.[1] Lee와 Kennedy(2005)는 후루토스 옥수수 시럽(fructose corn syrup)에 대한 수요가 가격과 소득의 장기적 균형 관계에 있음을 밝혀내기 위하여 공적분 분석을 실시한 바 있다. 이들은 오차 수정 모형을 이용하여, 수요의 가격과 소득에 대한 반응을 장기와 단기로 나누었다. 안병일(2007)은 가격 전이 모형을 이용하여 마늘과 양파의 산지 가격과 소비지 가격의 비대칭성을 검정하였다.

앞의 선행 연구들과 본 연구와의 차이점을 설명하면 다음과 같다. 대부분의 논문이 시계열 변수들 간의 장기적 균형 관계에 초점을 맞추어 분석을 실시하였으나, 국내산과 수입산 간의 가격 전이 정도를 분석한 연구는 없다.[2] 예를 들어, Sung(1996)은 국내 쇠고기 가격과 주요 쇠고기 수출 국가들의 수출가격 간에 장기적 균형 관계가 있는지에 초점을 맞추었다. 반면, 본 연구는 수입산과 국내산 간의 단순한 장기적 균형 관계 외에 가격 전이 계수의 추정을 통해 수입산 농산물의 가격 변동이 국내 농산물에 어느 정도 반영되었는지를 검토하고자 하였다. 권용덕과 최규섭(1998), 권오복(2001) 그리고 안병일(2007) 등은 수입산 가격이 국내 시장에 큰 영향을 미치는 주요 변수임에도 불구하고 분석 대상에서 이를 제외하였다. 본 논문에서는 수입 농산물의 국내 농산물로의 가격 전이 정도가 국내산 상품 간에 발생하는 가격 전이 정도와 어느정도 차이를 보이는지 검토할 것이고 이를 품목별로 비교해 보고자 한다.

---

[1] 주요 가격 변수로 산지 수소 가격, 수송아지 가격, 쇠고기 소매 가격 등의 시계열 자료를 이용하였다. 국내에 형성되는 가격은 수입가격에 영향을 받는데, 수입육 가격이 모형에서 제외된 것은 아쉬운 점으로 남는다.

[2] 박동규 외(2006)는 일본산 쌀에 국한하여 국내산과 수입산의 공적분 관계를 분석한 바 있다.

본 논문의 분석 대상과 범위는 아래와 같다. 첫째, 국내산과 수입산 농산물 가격 간에 장기적 균형 관계가 있는지 공적분 검정을 이용하여 검정하였다. 이를 위해 단위근 검정을 통해 시계열 안정성 여부를 검정하였고 그 결과를 토대로 공적분 검정을 실시하였다. 둘째, 국내산과 수입산 가격 간에 장기적 균형 관계가 존재한다면, 각 가격 간의 가격 전이 정도가 얼마나 되는지를 비교 분석하였다. 국내산과 수입산 간의 가격 전이 계수가 통계학적으로 얼마나 유의하게 다른지를 통해 국내산과 수입산 농산물 간의 가격 전이 정도를 서로 비교하였다. 셋째, 수입산과 국내산의 가격 전이 정도의 차이를 주요 품목별로 비교하여 어떤 품목이 해외 시장의 영향에 민감한지 분석하였다.

## 2. 분석방법

### 2.1. 단위근 검정

시계열 자료의 안정성 여부를 검정하는 것을 '단위근 검정(unit root test)'이라고 한다.[3] 가장 잘 알려진 Dickey-Fuller 테스트는

$$y_t = \beta y_{t-1} + e_t \quad (e_t \sim IID(0, \sigma^2))$$

에서 $\beta$ 값이 1 인지를 검정하는 것이다. 이는 달리 표현하면,

$$\Delta y_t = (\beta - 1) y_{t-1} + e_t$$

에서 $y_{t-1}$의 계수가 0 인지를 테스트하는 것과 같다. 그런데, 보통의 시계열 자료의 경우 오차항($e_t$)은 자기 상관(serially correlated)이 될 가능성이 크다. 이러한 자기 상관의 문제를 해결하고자 개발된 것이 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 테스트이다. ADF 테스트를 위한 식을 일반화시키면

---

[3] 변수들의 안정성 여부를 검토하지 않고서 회귀식을 이용하여 변수들 간의 관계식을 추정한다면, 이는 '의사회귀(spurious regression)'와 같은 심각한 문제를 야기할 수 있다. '의사회귀'란 실제 데이터 생성 과정은 완전히 독립적이지만, 회귀 결과 두 변수 간의 관계가 유의한 것으로 나타난 것을 의미한다. 이러한 의사회귀의 문제는 Granger와 Newbold(1974)에 의해서 최초로 제기되었고, Phillips(1986)와 Durlauf와 Phillips(1988)은 의사회귀의 문제를 불안정 시계열로까지 확장시켰다.

(1) $\Delta y_t = \delta x_t + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \Theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ ($\varepsilon_t$는 백색오차항)

으로 표현할 수 있다. $x_t$는 상수항, 표류항(drift) 그리고 추세(trend)를 모형에 반영하기 위해, $\Delta y_{t-j}$는 자기 상관을 반영하기 위해 포함된 것이다. 단위근 검정을 위한 귀무가설(null hypothesis)과 대립가설(alternative hypothesis)은 각각

$H_0: \beta = 0$

와

$H_1: \beta < 0$

으로 나타낼 수 있다. 단위근을 갖는 경우 추정 모수의 분포가 t-분포를 따르지 않기 때문에 검정통계량(test statistic)으로 ADF z 혹은 ADF $\tau$이 이용된다.[4]

Phillips와 Perron(1988)은 단위근 검정을 위해 PP 테스트를 개발하였다. 이들은 자기 상관을 수정하기 위하여 시차변수를 설명변수로 넣기보다는 HAC(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 공분산 매트릭스를 이용하여 검정 통계량을 계산하였다. 이는 자기 상관이 존재하더라도 이것이 점근적 분포에 영향을 미치지 않기 때문에 이용 가능하다. 단위근을 검정하는 방법은 그 이후에도 많이 개발되었다.[5]

## 2.2. 공적분의 이해

먼저 공적분의 개념 설명을 위해서 다음과 같이 I(0)와 I(1) 자료를 정의하자. 일반적으로 볼 때, 앞서 설명한 '공분산 안정 시계열'을 만족시키는 자료는 많지 않다. 따라서 앞의 조건들을 완화하여 1차 적률(평균)과 2차 적률(분산)이 안정된 값으로 수렴하며, 두 시차 변수 간의 공분산이 두 변수의 시차에 의존하되 안정적인 값을 가질 때 이를 I(0)(integrated to order zero)이라고 부른다. 하나의 불안정 시계열이 존재하는데 이에 대한 1차 차분값이 I(0)라면, 이 불안정 시계열을 I(1)(integrated to order one)이라고 부른다.

공적분이란 불안정한 시계열 자료들 간에 일정한 안정적 선형 상관관계를 갖는 것을

---

[4] 검정통계량에 대한 자세한 설명을 위해서는 Davidson과 MacKinnon(2004)의 14.3절을 참조하기 바란다.

[5] Elliott, Rothenberg 그리고 Stock(1996)에 의해 ADF-GLS 방법 등이 제안되었고, 최근 연구로는 Hayasi(2000)와 Bierens(2001) 등이 있다.

의미한다. 만약 불안정한 시계열 변수들 간에 공적분 관계가 있다면, 이는 변수들 간에 하나 혹은 그 이상의 장기적 균형 관계가 있음을 의미한다.

관심 변수가 2개이고, 1차 벡터 자기 상관(vector autoregressive: VAR(1))의 관계를 갖는다고 가정하면,

$$z_t = \Phi z_{t-1} + u_t \ (u_t \sim IID(0, \Omega))$$

와 같다.[6] $z_t$는 2-벡터(2-vectors)로서 두 개의 시계열 변수 $y_t$와 $x_t$를 나타낸다. 만약 $z_0 = 0$이라고 가정하면, $z_t = \sum_{s=1}^{t} \Phi^{t-s} u_s$으로 표현할 수 있다. 이를 특성근(eigenvalues)과 특성벡터(eigen-vectors)로 표현하면,

$$E^{-1} z_t = \sum_{s=1}^{t} \Lambda^{t-s} E^{-1} u_s$$

로 나타낼 수 있다. $E = [\xi_1, \xi_2]$으로서 특성벡터를 의미하고, $\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 \\ 0 & \lambda_2 \end{bmatrix}$은 특성근을 나타낸다. 관심 변수인 $y_t$와 $x_t$는 아래와 같이 특성근과 특성벡터들의 선형 결합으로 나타낼 수 있다.

$$y_t = \xi_{11} v_{t1} + \xi_{12} v_{t2},$$
$$x_t = \xi_{21} v_{t1} + \xi_{22} v_{t2}$$

와 같다. $v_{t1} = \sum_{s=1}^{t} \lambda_1^{t-s} e_{s1}$, $v_{t2} = \sum_{s=1}^{t} \lambda_2^{t-s} e_{s2}$이다.

만약 첫 번째로 두 개 특성근($\lambda_1, \lambda_2$)의 절대값이 모두 1보다 작다면, $v_{t1}$와 $v_{t2}$은 모두 I(0)계열이 되고, $y_t$와 $x_t$은 모두 안정 시계열이 된다. 두 번째로, 만약 두 개 특성근의 값이 1과 같다면, $v_{t1}$와 $v_{t2}$은 모두 I(1)계열이 되고, $y_t$와 $x_t$는 모두 불안정 시계열이 된다. 마지막 세 번째로, 특성근 중 하나가 1이고 다른 하나의 절대값이 1보다 작다고 가정해 보자. 예를 들어, $\lambda_1 = 1$ 이고 $|\lambda_2| < 1$ 이면, $v_{t1}$은 I(1)이 되고 $v_{t2}$은 I(0)이 된다. 이 경우 $y_t$와 $x_t$는 I(1)으로 모두 불안정 시계열이 된다. 그런데, 이 경우 앞의 경우와는 달리 $y_t$와 $x_t$ 모두 안정적 계열인 $v_{t2}$을 포함하고 있다. 따라서 이 경우에는 두 변수 $y_t$와 $x_t$간에 공적분 관계가 있다고 말할 수 있다. 이를 달리 해석하면, 안정적 시계열인 $v_{t2}$가 두 개의 불안정 시계열 $y_t$와 $x_t$의 선형 결합으로 표시될 수 있다는 것을 의미한다. 이러한 관계식은

---

6 위의 식은 n개의 변수와 VAR(n)으로 쉽게 일반화할 수 있다.

$$v_{\ell} \equiv n^{T} z_{t} = n_{1} y_{t} + n_{2} x_{t} \, (v_{\ell} \sim I(0))$$

으로 나타낼 수 있고 이 때 $n$을 공적분 벡터라 부른다.

## 2.3. 공적분의 추정과 검정

공적분 분석에 있어서 크게 중요한 점은 두 가지이다. 하나는 해당 변수 간에 장기적 안정적 관계가 존재하는지를 살펴보는 것이고, 다른 하나는 만약 장기적 안정적 관계가 있다면 공적분 계수의 크기가 얼마인지를 측정하는 것이다. 먼저 공적분 계수의 추정에 대해 알아보자.

공적분 벡터(계수)는 크게 다음과 같은 3가지 방식으로 추정할 수 있다. 하나는 일반 OLS를 이용한 추정(levels estimator)이고,[7] 다른 하나는 오차 수정 모형(error correction model: ECM)을 이용한 추정이고, 마지막으로는 벡터 자기 상관 모형(VAR)을 이용한 추정 방법이 있다.[8]

두 변수 $y_t$와 $x_t$의 공적분 벡터 계수값은

(2) $y_t = X_t r + n x_t + v_t$

에서 일반 회귀 방정식(OLS regression)을 이용하여 계수값 $n$을 추정함으로써 얻을 수 있다.[9] $X_t$는 상수항과 시차 보정을 위해 필요한 변수들을 의미한다. 이 때 오차항 $v_t$이

---

7 OLS를 이용한 방법은 Phillips와 Hansen(1990)와 Saikkonen(1991)등에 의해 더욱 발전되었는데, 이들 모델은 자기 상관 문제를 해결하기 위하여 시차변수(leads and lags)을 설명변수에 명시적으로 포함시켰다.

8 Johansen(1988)은 VAR 모형을 이용하여 공적분 계수를 구하는 방법을 제시하였다. 이 방법은 변수들 간에 하나 이상의 공적분 관계가 있을 때에 이를 발견하고 검정하는 데 앞의 두 가지 방법보다 유용하다. 그러나, 본 연구는 여러 변수들 간의 공적분 개수를 발견하기보다는 국내산가격 간의 그리고 국내산과 수입산 가격 간의 즉, 두 변수 간의 공적분 계수를 추정하는 데에 초점을 맞추고 있다. 따라서 이하 실증 분석에서는 이 방법을 사용하지 않기로 한다.

9 이 때 공적분 계수는 $\hat{n} = \frac{\sum_{t=1}^{n} y_t x_t}{\sum_{t=1}^{n} y_t^2}$ 와 같이 구해지며, 이렇게 추정된 값을 비차분 추정량 (levels estimator)이라고 부른다. 이 추정치는 VAR 모형의 추정치보다 샘플수가 적은

자기 상관이 있다면 이를 보정해주어야 한다. 공적분 검정은 Augumented Engle-Granger(EG) 검정을 이용하여 회귀 이후 얻은 잔차항 $\hat{v}_t$에 대한 단위근 검정을 통하여 이루어진다. 이 때 귀무가설은 $\hat{v}_t$의 단위근을 갖는다. 즉, 변수들 간에 공적분 관계가 없다는 뜻이다. 귀무가설을 기각하는 것은 잔차항이 안정 시계열임을 의미하고($v_t$는 I(0)이어야 함) 이는 변수들 간에 공적분 관계(장기적 균형 관계)가 있음을 의미한다.

두 개의 불안정 시계열 변수 $y_t$와 $x_t$간에 장기적 균형 관계가 존재할 지라도 단기적으로는 이러한 균형으로부터 벗어날 수가 있다. 이러한 단기적 조정 과정을 명시적으로 고려한 것이 오차 수정 모형(ECM)이다. 즉, 일반 회귀 모형에 부분 조정 모형(partial adjustment model)을 결합시킨 것이다. 오차 수정 모형은

$$\Delta y_t = n_2 \Delta x_t + (\lambda_2 - 1)(y_{t-1} - n_2 x_{t-1}) + \omega_t$$

와 같이 표현할 수 있다. $(y_{t-1} - n_2 x_{t-1})$은 오차 수정항을 의미하고 $(\lambda_2 - 1)$의 수준만큼 부분적으로 오차가 수정된다. 혹은 보다 일반적으로

(3) $\Delta y_t = \alpha \Delta x_t + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \omega_t (\delta_1 = \lambda_2 - 1, \delta_2 = -(\lambda_2 - 1) n_2)$

으로 나타낼 수 있다. 이 때 $\alpha$는 단기 조정 계수(short-run multiplier)이고 장기 조정 계수인 $n_2$는 $-\frac{\delta_2}{\delta_1}$으로 구할 수 있다. 공적분에 대한 검정은 $\delta_1 = 0, \delta_2 = 0$에 대한 귀무가설을 검정함으로써 판단을 내릴 수 있다.[10]

## 3. 실증 분석

### 3.1. 사용자료

본 연구의 목적은 국내산 상품 간의 가격 전이 계수와 국내산과 수입산 간의 가격 전이 계수를 비교하는 것이다. 이를 위해서 국내산 가격 자료와 수입산 가격 자료를

---

경우에 편의가 다소 클 수 있는 문제가 있으나 초-일치성(super-consistent)의 특징을 가지고 있어 점근적 추정치로써 의미를 갖는다고 볼 수 있다.

10 $\Delta y_t$와 $\Delta x_t$는 I(0)로서 이미 안정 시계열이기 때문에, 나머지 항들의 계수값에 대한 검정을 통해서 공적분 관계가 있는지를 판명할 수 있다.

이용할 수 있는 품목을 분석 대상으로 하였다. 또한 국내산 가격 간의 가격 전이 계수를 기본으로 국내산과 수입산 가격 간의 가격 전이 계수를 비교해야 하기 때문에, 국내산 가격 자료도 최소 2개 이상이 확보되어야 한다. 표1에는 분석에서 사용된 자료의 내용이 정리되어 있다. 분석에서 사용된 모든 자료들은 월별 가격 자료이다.

**표 1. 분석에 사용된 월별 가격 자료들**

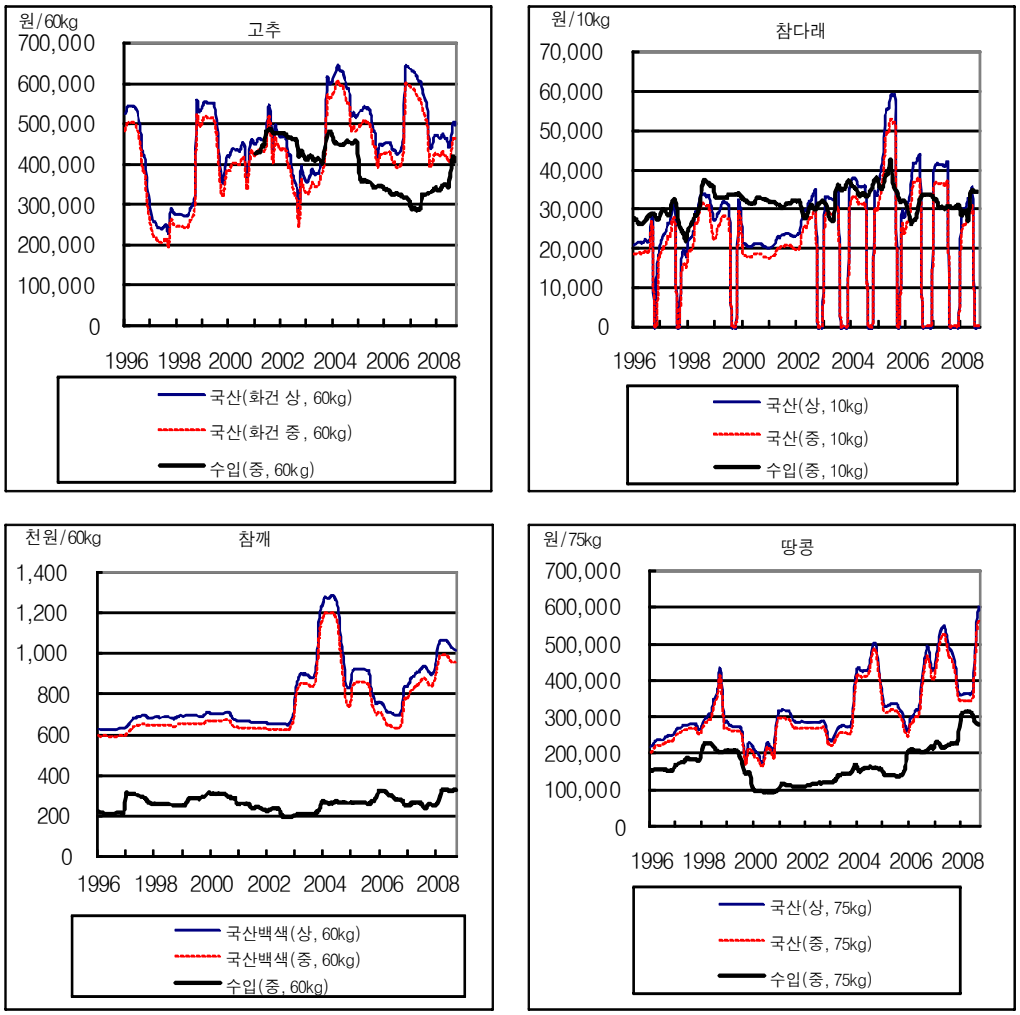
| | | 단위 | 기간 |
|---|---|---|---|
| 과일 | 참다래(국산) | 상(10kg) | 1996~2008 |
| | | 중(10kg) | 1996~2008 |
| | 참다래(수입) | 상(10kg) | 1996~2008 |
| | | 중(10kg) | 1996~2008 |
| | 감귤 | 상(15kg) | 1996~2008 |
| | | 중(15g) | 1996~2008 |
| | 오렌지 | 상(18kg) | 1998~2008 |
| | | 중(18kg) | 1998~2008 |
| 채소 | 고추(화건) | 상(60kg) | 1996~2008 |
| | | 중(60kg) | 1996~2008 |
| | 고추(양건) | 상(60kg) | 1996~2008 |
| | | 중(60kg) | 1996~2008 |
| | 고추(수입) | 중(1kg) | 2001~2008 |
| | 마늘(깐마늘) | 상(1kg) | 2004~2008 |
| | | 중(1kg) | 2004~2008 |
| | 마늘(수입깐마늘) | 중(1kg) | 2004~2008 |
| | 양파(국산) | 상(1kg) | 1996~2008 |
| | | 중(1kg) | 1996~2008 |
| | 양파(수입) | 중(1kg) | 2003~2007 |
| 특작 | 참깨(국산) | 상(60kg) | 1996~2008 |
| | | 중(60kg) | 1996~2008 |
| | 참깨(수입) | 중(60kg) | 1996~2008 |
| | 땅콩(국산) | 상(75kg) | 1996~2008 |
| | | 중(75kg) | 1996~2008 |
| | 땅콩(수입) | 중(75kg) | 1996~2008 |
| 곡물 | 대두(백태국산) | 상(35kg) | 1996~2008 |
| | | 중(35kg) | 1996~2008 |
| | 대두(백태수입) | 중(35kg) | 1998~2008 |
| | 팥(적두국산) | 상(40kg) | 1996~2008 |
| | | 중(40kg) | 1996~2008 |
| | 팥(적두수입) | 중(40kg) | 1996~2008 |
| | 녹두(국산) | 상(40kg) | 1996~2008 |
| | | 중(40kg) | 1996~2008 |
| | 녹두(수입) | 중(40kg) | 1996~2008 |

주: 1. 분석 자료는 모두 월별 자료로서 자료의 특성상 일부 자료들은 특정 월에 발표되지 않은 자료들도 있음.
2. 양파(수입, 중)의 경우, 2006년 자료가 발표되지 않았음.

자료: 농수산물유통공사(http://www.kamis.co.kr/kamis/index.jsp)

그림 1은 몇 가지 품목에 대하여 국내산과 수입산의 월별 가격 자료가 어떻게 변화하고 있는지 보여주고 있다. 단순히 그림만을 볼 때, 고추는 국내산과 수입산의 가격이 상당히 비슷하게 움직이는 것을 알 수 있다. 참다래는 국내산 가격이 발표되지 않는 월(그림에서는 바닥으로 떨어지는 것으로 표시됨)을 제외하고는 비록 진폭은 작지만 수입산 가격이 국내산 가격과 어느 정도 비슷하게 움직임을 알 수 있다. 끝으로 참깨와 땅콩을 보면, 그림만으로 판단을 내리기에는 어려움이 있는 것으로 보인다. 다음 절에서 통계학적 방법을 이용하여 품목별로 국내산과 수입산 가격 간의 동조관계를 보다 자세히 알아보기로 하자.

**그림 1. 주요 품목들의 국내산과 수입산의 월별 가격 자료 비교**



### 3.2. 단위근 검정 결과

각 월별 시계열 가격자료에 대한 단위근 검정은 식(1)

$$\Delta y_t = \delta x_t + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \Theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \ (\varepsilon_t\text{는 백색오차항})$$

을 통하여 실시되었고, 귀무가설은 $H_0 : \beta = 0$ 이다. 표2에는 ADF 검정과 PP 검정을 실시한 결과가 정리되어 있다. ADF 검정에서 적정 시차수는 Schwartz Information criterion을 이용하여 결정하였고, PP검정에서 검정 통계량을 계산하기 위하여 Bertlett kernel 함수를 사용하였다. 단위근 검정을 실시함에 있어서 상수항과 트렌드를 동시에 고려하기도 하였으나, 거의 대부분의 경우에 있어서 트렌드 변수의 유의성이 매우 낮은 것으로 나타나 표2에서는 이를 제외하였다.

표2에 나타난 ADF 와 PP 검정 결과를 보면, 총 33개의 시계열 자료 중 7개를 제외한 자료들이 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 7개의 시계열 자료들은 참다래(수입,상), 참다래(수입,중), 오렌지(상), 오렌지(중), 마늘(수입,중), 양파(국산,상)와 양파(국산,중)가 있다. 그러나, 이 자료들도 상수항을 모형에 포함시키지 않는다면, 모두 귀무가설을 기각할 수 없는 결과를 보여 거의 대부분의 국내산과 수입산의 가격 자료들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열자료인 것으로 나타났다. 따라서 가격들 상호 간의 전이계수를 추정하기에 앞서 먼저 가격 자료들 간에 공적분 관계가 있는지를 검정하였다.

**표 2. 가격 자료에 대한 단위근 검정 결과**

| 품목 | | ADF 검정 | | PP 검정 | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 상수항, 트렌드 없음 | 상수항 포함 | 상수항, 트렌드 없음 | 상수항 포함 |
| 과일 | 참다래(국산,상) | 2.69 | -0.03 | 2.95 | -0.39 |
| | 참다래(국산,중) | 2.24 | -0.50 | 2.71 | -0.54 |
| | 참다래(수입,상) | -0.03 | -3.62** | 0.20 | -3.12* |
| | 참다래(수입,중) | 0.03 | -3.78** | 0.19 | -3.31* |
| | 감귤(상) | 0.31 | -1.06 | 0.67 | -1.26 |
| | 감귤(중) | 0.29 | -1.08 | 0.67 | -1.29 |
| | 오렌지(상) | -0.88 | -3.60** | -0.66 | -3.71** |
| | 오렌지(중) | -0.96 | -3.61** | -0.75 | -3.71** |
| 채소 | 고추(화건,상) | -0.58 | -2.34 | -0.64 | -2.75 |
| | 고추(화건,중) | -0.60 | -2.33 | -0.66 | -2.74 |
| | 고추(양건,상) | -0.50 | -2.33 | -0.58 | -2.61 |
| | 고추(양건,중) | -0.56 | -2.24 | -0.62 | -2.63 |
| | 고추(수입,중) | -0.32 | -1.15 | -0.32 | -1.27 |
| | 마늘(국산,상) | -1.26 | -2.54 | -1.28 | -2.59 |
| | 마늘(국산,중) | -1.31 | -2.63 | -1.35 | -2.63 |
| | 마늘(수입,중) | -0.95 | -3.47* | -1.22 | -3.43* |
| | 양파(국산,상) | -1.33 | -6.17** | -0.83 | -3.66** |
| | 양파(국산,중) | -1.45 | -6.33** | -0.99 | -3.68** |
| | 양파(수입,중) | -1.15 | -1.15 | -1.24 | -2.21 |
| 특작 | 참깨(국산,상) | -0.04 | -2.39 | 0.24 | -1.74 |
| | 참깨(국산,중) | -0.08 | -2.57 | 0.22 | -1.83 |
| | 참깨(수입,중) | 0.30 | -2.40 | 0.38 | -2.25 |
| | 땅콩(국산,상) | 0.39 | -1.60 | 1.01 | -0.57 |
| | 땅콩(국산,중) | 0.33 | -1.64 | 0.59 | -0.63 |
| | 땅콩(수입,중) | 0.34 | -1.12 | 0.59 | -0.71 |
| 곡물 | 대두(국산,상) | -0.35 | -2.35 | -0.27 | -2.08 |
| | 대두(국산,중) | -0.41 | -2.42 | -0.31 | -2.12 |
| | 대두(수입,중) | -0.09 | -1.40 | -0.01 | -1.24 |
| | 팥(국산,상) | 0.99 | -0.79 | 0.69 | -0.86 |
| | 팥(국산,중) | 0.98 | -0.20 | 0.65 | -0.85 |
| | 팥(수입,중) | -0.03 | -2.26 | 0.18 | -1.68 |
| | 녹두(국산,상) | -0.34 | -1.67 | -0.29 | -1.76 |
| | 녹두(국산,중) | -0.39 | -1.75 | -0.35 | -1.81 |
| | 녹두(수입,중) | -0.65 | -2.05 | -0.42 | -1.57 |

주: **, * 는 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의함을 나타냄.

### 3.3. 공적분의 추정과 검정 결과

본 논문에서 공적분의 추정과 검정은 식(2)와 식(3)을 통하여 이루어졌다. 먼저 OLS를 이용하여 식(2)

$y_t = X_t r + n x_t + v_t$

를 추정하였다. 이 때, 좌변의 $y_t$는 종속변수이고 우변의 $x_t$는 설명변수이다. $X_t$ 변수로는 추세변수의 유의성이 떨어져 상수항만을 포함시켰다. 표3에는 공적분 계수의 추정 결과와 검정 결과가 정리되어 있다. 먼저 시계열 가격 자료 간의 안정적 장기 균형 관계가 있는지를 공적분 검정을 통하여 알아보자. 공적분 검정은 식(2)를 회귀한 이후 얻어진 잔차항에 대한 ADF 검정을 통해 이루어졌다. 귀무가설은 잔차항이 단위근을 갖는다는 것이다. 즉, 가격 자료 간에 공적분 관계가 없다는 뜻이다. 따라서 귀무가설을 기각하는 것은 잔차항이 안정시계열임을 의미하고, 가격 자료들 간에 공적분 관계가 있음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 표3의 마지막 행에 정리되어 있듯이 공적분 검정 결과(계열 상관을 보정한 이후 얻은 잔차항을 이용), 국내산 가격 간에 그리고 국내산과 수입산 가격 간에는 모두 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 국내산 가격들 간에 그리고 국내산 가격과 수입산 가격 간에는 장기적 균형 관계가 있는 것으로 판명되었다.

다음으로 이러한 장기적 균형 관계를 맺고 있는 가격들 간에 가격 전이 계수가 얼마나 다른지를 비교해 보았다. 이를 위해 식(2)를 이용하여 공적분 계수(가격 전이 계수)를 구하였다. 가격 전이 계수는 크게 두 가지 방법을 이용하여 추정하였다. 첫째는 국내산 상품의 가격을 종속변수로 놓고, 설명변수로는 국내산 중품과 수입산 중품을 놓고 각각의 추정계수를 구하여 그 값을 비교하였다.[11] 즉, 국내산 간에 그리고 국내산과 수입산 간의 가격 전이 계수가 얼마만큼 다른지를 비교하고자 한 것이다. 둘째로는 종속변수로 국내산 중품의 가격을, 설명변수로는 수입산 중품의 가격을 놓고 수입산 중품이 국내산 상품과 중품에 미치는 영향이 다른지 검토하였다. 회귀식에서 구한 $\hat{n}$은 설명변수와 종속변수의 단위를 통일하였기 때문에, 설명변수의 가격이 1원 변했을 때 종속변수의 가격은 $\hat{n}$만큼 변한다고 해석한다. 예를 들어, $\hat{n}$이 0.5라면, 설명변수의 가격이 1원 하락할 때 종속 변수의 가격은 0.5원 하락함을 의미한다.

---

11 수입산 참다래와 오렌지의 경우에는 상품의 가격이 있어 이를 설명변수에 포함시켜 보았으나, 수입산 상품과 수입산 중품이 미치는 영향은 거의 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

회귀식 (2)의 추정 결과가 표3에 요약되어 있다. 식(2)를 추정함에 있어서 잔차항이 갖는 계열상관을 보정한 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어서 추정하여 보았다. 추정 결과를 요약하면, 첫째, 국내산 상품과 국내산 중품 간의 가격 전이 계수는 잔차항의 계열 상관과 관계없이 모두 1에 가까운 것으로 추정되었다. 추정 계수값들은 모두 통계학적으로 상당히 유의한 것으로 나타났다. 계열 상관을 보정하기 전과 후의 가격 전이 계수 값들을 살펴보면, 참다래는 1.10과 0.97, 감귤은 1.06과 1.05, 고추 화건은 1.02와 1.03, 고추 양건은 0.82와 0.83, 마늘은 1.04와 1.03, 양파는 1.06과 1.04, 참깨는 1.09와 1.05, 땅콩은 1.03과 1.03, 대두는 1.05와 1.03, 팥은 1.06과 1.05, 녹두는 1.05와 1.01로 추정되었다.

국내산 상품과 수입산 중품의 가격 전이 계수는 국내산 간의 가격 전이 계수와는 달리 계열보정을 하면 그 값이 대부분 1보다 작은 것으로 추정되었다. 계열 상관의 보정 여부에 따라 국내산과 수입산 간의 가격 전이 계수값이 크게 달라지고 추정치의 유의수준도 크게 변하는 품목이 여러 개 있는 것으로 나타났다. 국내산 상품과 수입산 중품의 가격 전이 계수를 계열 상관 보정 전과 후로 나누어 살펴보면, 참다래는 1.35에서 0.26으로, 감귤은 0.25에서 0.26으로, 고추는 -0.16에서 0.55로, 마늘은 0.88에서 0.69로, 양파는 1.24에서 1.15로, 참깨는 0.72에서 0.32로, 땅콩은 0.93에서 0.07로, 대두는 0.83에서 0.30으로, 팥은 1.20에서 0.79로, 녹두는 -0.20에서 0.54로 달라지는 것으로 나타났다. 참고로 수입산 중품이 국내산 중품에 미치는 영향이 국내산 상품에 미치는 영향과 다른지를 알아보기 위하여 추정을 해 보았으나, 수입산 중품이 국내산 상품과 중품에 미치는 영향은 거의 차이가 없는 것으로 나타났다(표 3).

그렇다면, 품목별로 수입산 가격의 국내산가격으로의 전이 계수에 차이가 있는지 살펴보자. 표3에서 수입산 중품의 국내산 중품으로의 가격 전이 계수를 보면, 참다래와 감귤은 0.26과 0.25로 낮지만 유의한 것으로 나타났다. 반면, 고추, 마늘, 양파 등 채소류는 각각 0.55, 0.69, 1.04로 과실류에 비해 높고 유의한 것으로 나타났다. 곡물류를 보면, 팥은 0.75, 녹두는 0.54로 가격 전이 계수가 꽤 높고 유의하게 나타난 반면, 대두는 0.29로 상대적으로 낮고 유의하게 나타났다. 채소와 곡물류의 가격 전이 계수가 과실류에 비해 큰 것으로 나타난 것을 볼 수 있다. 즉, 채소와 곡물이 과실에 비해 해외시장에서의 충격에 보다 민감하다고 해석할 수 있다. 참깨와 땅콩은 가격 전이 계수가 0.30과 0.11로 작게 추정되었고 통계학적으로도 유의하지 않은 것으로 나타났다.[12]

---

[12] 참깨는 TRQ 관리 품목인데 2003~2005년 평균 시장접근물량이 무려 1200% 이상 추가적으로 증량되었다. 즉, 수입량이 가격보다는 증가된 시장접근물량에 더 큰 영향을 받았기 때문에 가격 전이 계수의 유의성이 낮게 나온 것으로 판단된다.

**표 3. 비차분 추정량(levels estimator)을 이용한 가격 전이 계수 추정과 공적분 검정**

| 변수 | | 가격 전이 계수 (공적분 계수) | | 공적분 검정결과 |
|---|---|---|---|---|
| 종속변수 | 설명변수 | 계열 상관 보정 안함 | 1차 계열 상관 보정 | |
| 참다래(국산,상) | 참다래(국산,중) | 1.10** | 0.97** | -2.28* |
| | 참다래(수입,상) | 1.30** | 0.26* | -7.80** |
| | 참다래(수입,중) | 1.35** | 0.26* | -8.01** |
| 참다래(국산,중) | 참다래(수입,중) | 1.21** | 0.26* | -7.70** |
| 감귤(상) | 감귤(중) | 1.06** | 1.05** | -6.68** |
| | 오렌지(상) | 0.24** | 0.25** | -7.18** |
| | 오렌지(중) | 0.25** | 0.26** | -7.14** |
| 감귤(중) | 오렌지(중) | 0.27** | 0.25** | -7.18** |
| 고추(국산화건,상) | 고추(국산화건,중) | 1.02** | 1.03** | -14.37** |
| | 고추(국산양건,상) | 0.82** | 0.84** | -10.31** |
| | 고추(국산양건,중) | 0.82** | 0.83** | -10.33** |
| | 고추(수입,중) | -0.16 | 0.55* | -9.29** |
| 고추(국산화건,중) | 고추(수입,중) | -0.12 | 0.55* | -9.17** |
| 마늘(국산,상) | 마늘(국산,중) | 1.04** | 1.03** | -4.87** |
| | 마늘(수입,중) | 0.88** | 0.69** | -3.85** |
| 마늘(국산,중) | 마늘(수입,중) | 0.87** | 0.69** | -4.07** |
| 양파(국산,상) | 양파(국산,중) | 1.06** | 1.04** | -10.51** |
| | 양파(수입,중) | 1.24** | 1.15** | -3.89** |
| 양파(국산,중) | 양파(수입,중) | 1.16** | 1.04* | -3.84** |
| 참깨(국산,상) | 참깨(국산,중) | 1.09** | 1.05** | -11.24** |
| | 참깨(수입,중) | 0.72[a] | 0.32 | -6.27** |
| 참깨(국산,중) | 참깨(수입,중) | 0.55 | 0.30 | -6.06** |
| 땅콩(국산,상) | 땅콩(국산,중) | 1.03** | 1.03** | -9.62** |
| | 땅콩(수입,중) | 0.93** | 0.07 | -3.78[b]** |
| 땅콩(국산,중) | 땅콩(수입,중) | 0.91** | 0.11 | -3.84[b]** |
| 대두(백태국산,상) | 대두(백태국산,중) | 1.05** | 1.03** | -12.09** |
| | 대두(백태수입,중) | 0.83** | 0.30* | -7.59** |
| 대두(백태국산,중) | 대두(백태수입,중) | 0.77** | 0.29* | -7.50** |
| 팥(적두국산,상) | 팥(적두국산,중) | 1.06** | 1.05** | -9.50** |
| | 팥(적두수입,중) | 1.20** | 0.79** | -10.28** |
| 팥(적두국산,중) | 팥(적두수입,중) | 1.13** | 0.75** | -10.28** |
| 녹두(국산,상) | 녹두(국산,중) | 1.05** | 1.01** | -9.96** |
| | 녹두(수입,중) | -0.20 | 0.54* | -8.25** |
| 녹두(국산,중) | 녹두(수입,중) | -0.14 | 0.54* | -8.21** |

*a*는 유의수준 10%에서 유의함.

*b*는 계열 상관을 보정한 경우 추정치의 유의성이 떨어져서, 보정하지 않고 회귀한 후 얻은 잔차항에 대한 공적분 분석 결과임.

주: 1. **, * 는 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의함을 나타냄.

2. 단위가 다른 수입 고추의 경우 60kg 으로 환산하여 가격 전이 계수를 구함.

표3의 결과를 보면, 거의 모든 품목에서 국내산과 수입산 간에 공적분 관계(장기적 균형 관계)가 있는 것으로 나타났다. 그렇다면, 국내산 간의 가격 전이 계수와 국내산과 수입산 간의 가격 전이 계수에는 어떠한 차이가 있는지 비교해보자. 표3의 가격 전이 계수를 비교해 보면, 국내산 간의 가격 전이 계수는 대부분 1에 가깝게 나타났지만 국내산과 수입산 간의 가격 전이 계수는 1보다 작은 것으로 추정되었다. 즉, 해외 시장에서의 충격이 국내 시장에 미치는 영향이 제한적임을 알 수 있다. 표4에는 국내산과 국내산 간의 가격 전이 계수와 국내산과 수입산 간의 가격 전이 계수가 통계학적으로 얼마나 다른지 검정한 결과가 정리되어 있다. 이 때 귀무가설은 '수입산 중품이 국내산 상품에 미치는 가격 전이 계수는 국내산 중품이 국내산 상품에 미치는 가격 전이 계수와 같다'이다. Wald 검정을 이용하여 테스트를 한 결과가 표4에 정리되어 있다. 검정 결과를 보면, 양파와 팥을 제외하고는 모두 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 즉, 국내산 중품과 국내산 상품간의 가격 전이 정도는 수입산 중품과 국내산 상품 간의 가격 전이 정도와는 통계학적으로 다르다. 따라서 비록 수입산과 국내산 가격 간에 안정적 장기 균형 관계가 있음이 밝혀졌으나, 수입산이 국내산에 미치는 영향은 국내산과 국내산이 서로에게 미치는 영향에 비해서 작은 수준이라는 것을 표4의 결과를 토대로 판단할 수 있다.

표2의 단위근 검정 결과, 참다래(수입,상), 참다래(수입,중), 오렌지(상), 오렌지(중), 마늘(수입,중), 양파(국산,상)와 양파(국산,중)의 7가지 가격 시계열 자료가 안정시계열일 가능성이 있는 것으로 나타났다. 이러한 경우에 식(2)를 회귀하는 것은 안정 시계열과 불안정 시계열 자료를 동시에 회귀하는 것으로 무의미한 작업이 될 수 있다. 따라서 식(2)를 아래와 같이 차분화된 형태로 변형하여 위 네 가지 품목(참다래, 오렌지, 마늘, 양파)에 대한 가격 전이 계수 추정과 검정작업을 추가적으로 진행하였다(표 5). 식(2)를 1기 전을 중심으로 하여 표현하면

(2)′ $y_{t-1}=X_{t-1}r+nx_{t-1}+v_{t-1}$

이 되고, 식(2)에서 식 (2)′를 빼면,

(2)″ $Dy_t=nDx_t+e_t$

이 된다. $Dy_t=y_t-y_{t-1}$, (2)″ $Dx_t=x_t-x_{t-1}$, $e_t=v_t-v_{t-1}$을 나타낸다. 표5의 결과를 보면, 추정된 가격 전이 계수값들의 크기는 앞서 추정과 것과 크게 다르지 않은 것으로 나타났고, 가격 전이 계수 간의 차이를 검정한 Wald 검정 결과도 앞의 경우와 동일하게 나타났다. 이 경우에도 여전히 양파는 국내산 중품과 수입산 중품이 국내산에

미치는 영향의 정도가 통계학적으로 다르지 않은 것으로 나타났다.

**표 4. 국내산과 수입산 가격의 가격 전이 계수 비교**

| | 귀무가설 | Wald 검정 |
|---|---|---|
| 참다래 | 0.26=0.97 | 39.1*** |
| 감귤/오렌지 | 0.26=1.05 | 107.3*** |
| 고추 | 0.55=1.03 | 3.22* |
| 마늘 | 0.69=1.03 | 8.27*** |
| 양파 | 1.15=1.04 | 0.09 |
| 참깨 | 0.32=1.05 | 10.9*** |
| 땅콩 | 0.07=1.03 | 15.5*** |
| 대두 | 0.30=1.03 | 26.2*** |
| 팥 | 0.79=1.05 | 1.81 |
| 녹두 | 0.54=1.01 | 3.85* |

주: ***, **, * 는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함(귀무가설 기각)을 나타냄.

**표 5. 차분식을 이용한 가격 전이 계수 추정**

| 변수 | | 가격 전이 계수 | | Wald 검정결과 | |
|---|---|---|---|---|---|
| 종속변수 | 설명변수 | 계열 상관 보정 안함 | 1차 계열 상관 보정 | 귀무가설 | 결과 |
| 참다래(국산,상) | 참다래(국산,중) | 0.99** | 0.98** | 0.27=0.98 | 38.6** |
| | 참다래(수입,중) | 0.29* | 0.27* | | |
| 감귤(상) | 감귤(중) | 1.05** | 1.05** | 0.27=1.05 | 102.9** |
| | 오렌지(중) | 0.26** | 0.27** | | |
| 마늘(국산,상) | 마늘(국산,중) | 1.03** | 1.02** | 0.78=1.02 | 7.47** |
| | 마늘(수입,중) | 0.68** | 0.78** | | |
| 양파(국산,상) | 양파(국산,중) | 1.04** | 1.04** | 1.55=1.04 | 0.69 |
| | 양파(수입,중) | 1.46** | 1.55* | | |

주: **, * 는 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의함을 나타냄.

이제 오차 수정 모형(ECM)인 식(3)을 이용하여 공적분 계수를 추정해 보고 공적분 관계를 검정해 보자. 식(3)은 차분 형태로서

$$\Delta y_t = \alpha \Delta x_t + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \omega_t$$

으로 나타난다. $\alpha$는 단기 조정 계수(short-run multiplier)이고, 장기 조정 계수인 $n_2$는 $-\frac{\delta_2}{\delta_1}$으로 구한다. 공적분에 대한 검정은 $\delta_1=0,\ \delta_2=0$에 대한 귀무가설을 검정한다. 오차 수정 모형을 이용한 추정 결과는 표6에 정리되어 있다.

**표 6. 오차 수정 모형을 이용한 장단기 가격 전이 계수 추정**

| | | 단기 전이 계수 | 장기 전이 계수 |
|---|---|---|---|
| 종속변수 | 설명변수 | | |
| 참다래(국산,상) | 참다래(국산,중) | 0.99** | 1.14** |
| | 참다래(수입,상) | 0.19 | 2.60 |
| | 참다래(수입,중) | 0.19 | 3.29 |
| 감귤(상) | 감귤(중) | 1.05** | 1.08 |
| | 오렌지(상) | 0.25** | 0.28 |
| | 오렌지(중) | 0.26** | 0.31 |
| 고추(국산화건,상) | 고추(국산화건,중) | 1.02** | 1.04* |
| | 고추(국산양건,상) | 0.84** | 0.76** |
| | 고추(국산양건,중) | 0.84** | 0.77** |
| | 고추(수입,중) | 0.59* | 0.14 |
| 마늘(국산깐마늘,상) | 마늘(국산깐마늘,중) | 1.03** | 0.94 |
| | 마늘(수입깐마늘,중) | 0.66** | -0.14 |
| 양파(국산,상) | 양파(국산,중) | 1.04** | 1.11** |
| | 양파(수입,중) | 1.20* | 1.15 |
| 참깨(국산,상) | 참깨(국산,중) | 1.05** | 1.12** |
| | 참깨(수입,중) | 0.26 | -12.46 |
| 땅콩(국산,상) | 땅콩(국산,중) | 1.03** | 1.04** |
| | 땅콩(수입,중) | 0.03 | 2.34* |
| 대두(백태국산,상) | 대두(백태국산,중) | 1.02** | 1.06** |
| | 대두(백태수입,중) | 0.30* | 1.16 |
| 팥(적두국산,상) | 팥(적두국산,중) | 1.04** | 1.06** |
| | 팥(적두수입,중) | 0.79** | 1.67 |
| 녹두(국산,상) | 녹두(국산,중) | 1.01** | 1.06* |
| | 녹두(수입,중) | 0.55* | -1.62 |

주: 1. **, * 는 각각 유의수준 1%, 5% 에서 유의함을 나타냄.
2. 장기 조정 계수에 대한 유의성 검정은 귀무가설 $\delta_1=0, \delta_2=0$ 에 대한 F 검정을 통해 이루어졌다.

먼저 장기 조정 계수에 대한 귀무가설 검정 $\delta_1=0, \delta_2=0$ 을 통하여 공적분 검정을 실시한 결과를 살펴보자. 참다래, 고추, 양파, 참깨, 땅콩, 대두, 팥, 녹두는 국내산 상품과 중품의 가격이 공적분 관계가 있는 것으로 나타났고, 감귤과 마늘은 유의수준 5% 하에서 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다. 그러나, 국내산 상품과 수입산 중품은 모두 공적분 관계가 나타나지 않는 것으로 나타났다. 앞서 식(2)를 통한 검정과는 달리 공적분 관계가 나타나지 않는 것은 $\delta_1=0, \delta_2=0$ 에 대한 귀무가설이 기각되지 않았기 때문이다. 즉, 전기의 오차항을 이용하여 이를 수정하는 설명변수의 유의성이 없기 때문이다. 따라서 국내산 상품과 중품을 분석할 경우, 식(2)와 식(3) 모두 모형으로써 적합하다고 판단되나, 국내산과 수입산을 분석할 경우에 식(3)은 부적합하다고 판단된다. 따라서 앞의 모형과 달리, 오차 수정 모형을 이용하여 국내산 가격 간의 관계와 국내산

과 수입산 가격 간의 관계를 직접 비교하기는 어렵다.

국내산 가격 간의 공적분 계수(가격 전이 계수) 추정치를 검토해보자. 국내산 상품과 중품의 경우, 단기 전이 계수와 장기 전이 계수 모두 1에 가까운 것으로 나타났다. 감귤과 마늘도 유의성은 다소 떨어지지만, 모두 1에 가까운 값으로 추정되었다. 국내산 상품과 중품 가격 간의 장단기 가격 전이 계수가 모두 1에 가깝게 나타난 것은 단기적인 가격 전이가 장기적인 가격 전이와 크게 다르지 않음을 의미한다. 즉, 단기적 상황에서의 가격 전이가 이미 장기적 가격 전이와 비슷하여 단기적 가격 관계가 상당히 장기적 가격 관계에 근접한 것을 의미한다. 이는 두 가격 간의 관계가 장기적으로 뿐만 아니라 단기적으로도 안정된 관계임을 보여주는 것이다.

## 4. 결론

본 논문은 국내산 농산물과 수입 농산물의 월별 가격 시계열 자료를 이용하여 단위근 검정, 공적분 검정 등을 기초로 가격 전이 계수를 추정하였다. 단위근 검정 결과, 예상대로 상당수의 시계열 자료들이 단위근을 갖는 불안정 시계열인 것으로 나타났다. 따라서 가격 전이 계수를 추정하기에 앞서 관심 대상이 되는 가격들 간의 안정적인 균형 관계가 존재하는지 공적분 검정을 기초로 테스트하였다. 그 결과 국내산 가격들 간에 그리고 국내산과 수입산 가격 간에 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 장기적으로 안정적인 균형 관계가 형성되어 있었다.

모형을 확장하여 오차 수정 모형을 통한 단기적 조정 과정이 있는지 검정해 보았다. 국내산 가격들 간에는 단기 전이 계수와 장기 전이 계수가 비슷한 것으로 나타나서 이들 가격 간에 장기적 뿐만이 아닌 단기적인 과정에서도 안정적 관계가 있음이 밝혀졌다. 반면, 오차 수정 모형을 통하여 공적분을 검정한 결과, 국내산과 수입산 가격 간에는 오차 수정 모형을 적용하는 것이 적합하지 않은 것으로 나타났다.

가장 중요한 사항인 가격 전이 계수 정도를 비교해 보면, 국내산 가격들 간의 가격 전이 계수가 1에 가까운 반면, 국내산과 수입산 가격 간의 가격 전이 계수는 대부분 1보다 통계학적으로 유의하게 작은 것으로 나타났다. 즉, 수입 농산물에 발생하는 가격의 변화가 국내 농산물에는 일부분만 반영된다는 의미이다. 수입산의 국내산으로의 가격 전이 계수를 품목별로 비교해 보면, 채소와 곡물류는 상대적으로 크고 유의하게 나타났고, 과실류는 상대적으로 작고 유의한 것으로 나타났다. 참깨와 땅콩은 작고 유의

하지 않은 것으로 나타났다. 땅콩의 가격 전이 계수가 작고 유의하지 않은 것은 수입량이 가격보다는 증량된 시장접근물량에 더 큰 영향을 받기 때문인 것으로 판단된다.

본 논문에서 계측된 수입산과 국내산 농산물 간의 가격 전이 계수는 품목별로 다르게 나타났다. 이는 계절성, 수입관리제도 등 여러 가지 원인에 의해서 설명될 수 있다. 그러나 이는 본 연구의 범위를 벗어나는 것으로 추후 연구 과제로 남겨두기로 한다.

## 참고 문헌


권오복. 2001.「시계열 모델을 이용한 쇠고기 가격 전망 모델 개발」. 한국농촌경제연구원. M49.

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

김윤식. 2008. "FTA를 하면 사회후생은 항상 증가하는가",「농촌경제」, 30(6): 71-88.

박동규, 조규대, 주현정. 2006.「수입쌀 가치평가 및 소비 대체효과 분석」, 한국농촌경제연구원, R530.

안병일. 2007. "마늘과 양파에 대한 가격전이의 비대칭성 검정."「농촌경제」. 30(3): 51-67.

이용기. 2006. "한·미 FTA가 쇠고기 산업에 미치는 영향: 소비대체접근법."「농업경영·정책연구」. 33(4): 988-1005.

임송수, 김상현, 임소영, 이용호, 최용규. 2006.「DDA 농업협상 진전에 따른 농업부문 영향분석」. 한국농촌경제연구원, C2006-37.

최세균, 김윤식, 박동규, 송주호, 이용선, 김경필, 정민국, 김병률, 조규대, 조영수, 심송보, 이용호. 2006.「한·미 FTA 품목별 영향 분석 및 국내대책 수립과 D/B 보완 연구」. 한국농촌경제연구원, C2006-57.

Bierens, H.J. 2001. "Unit Roots." *A Comparison to Econometric Theory*, Ch 29, ed. B. Baltagi, Oxford, Blackwell Publishers.

David, R. J.G. MacKinnon. 2004. *Econometric Theory and Methods*. New York, Oxford University Press.

Durlauf, S.N. and P.C.B. Phillips. 1988. "Trends versus Random Walks in Time Series Analysis." *Econometrica*, 56: 1333-1354.

Elliott, G., T.J. Rothenberg, and J.H. Stock. 1996. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica*, 64: 813-836.

Granger, C.W.J. and P. Newbold. 1974. "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.

Hayashi, F. 2000. Econometrics, Princeton, Princeton University Press.

Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegraing Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.

Phillips, P.C.B. 1986. “Understanding Spurious Regressions in Econometrics.” *Journal of Econometrics*, 33: 311-340.

Phillips, P.C.B. and P. Perron. 1988. “Testing for a Unit Root in Time Series Regression.” *Biometrica*, 75: 335-346.

Lee, D.S and P.L. Kennedy. 2005. “Short- and Long-Run Relationship of U.S. High Fructose Corn Syrup (HFCS) Demand and Price and its Implication for the U.S. Sweetener Market: A Cointegration Analysis.” *Korean Journal of Agricultural Management and Policy*, 32(4): 787-798.

Phillips, P.C.B. B.E. Hansen. 1990. “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes.” *Review of Economic Studies*, 57: 99-125.

Saikkonen, P. 1991. “Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions.” *Econometric Theory*, 7: 1-21.

Sung, M.H. 1996. “Cointegration Tests and the Law of One Price in the Korean Beef Market.” *Journal of Rural Development*, 19 (Summer): 53-68.

원고 접수일: 2008년 10월 29일
원고 심사일: 2008년 11월 20일
심사 완료일: 2009년 1월 5일