수산경영론집, Vol. XXIX, No. 2(1998. 12)

수산물의 유통단계별 가격간 장기균형관계와 인과성 분석
-부산지역의 갈치, 오징어를 중심으로-

강 석 규* · 이 광 진**

A Study on the Long-run Equilibrium Relationship and Causality between the Prices of Fisheries Products at Different Levels of Distribution
- Focused on Hairtail and Squid in Pusan -

Kang, Seok-Kyu and Lee, Kwang-Jin

目 次

Ⅰ. 서 론
Ⅱ. 표본 자료 및 연구방법
1. 표본 자료와 기간
2. 연구방법
Ⅲ. 실증분석
1. 시계열의 정상성 분석
2. 장기균형관계 분석
3. 인과관계 검정
Ⅳ. 요약 및 결론
참고문헌
Abstract

Ⅰ. 서 론

일반적으로 수산물은 유통과정에서 크게 산지도매시장, 소비지도매시장, 그리고 소비지소매시장의 3가지 시장단계를 거치게 되며, 이들 각 시장에서 형성되는 가격들은 유통마진의 격차를 두고 서로 밀접한 연관을 지니며 움직인다. 그러나 각 시장의 가격결정과정에서 생산지어민, 유통중개인, 소비자 또는 정부의 영향력에 따라 각 시장의 가격생성메카니즘이 영향을 받을 것이고, 이에 따라 각 시장간의 인과행태가 발생할 것이다. 이러한 점에 착안하여 시장간의 인과관계를 규명하는 최근의 공적분이론을 적용하여 수산물의 유통단계별 시장간의 인과행태를 설명하고자 한다.

수산물과 유사한 특성을 지니는 농 · 축산물시장의 유통단계별 인과성에 관한 기존연구들은 대부

* 부산대학교 경영학과 박사과정 수료
** 부경대학교 수산경영학과 박사과정
*** 한국수산경영학회(1998.11.27.)에서 유익한 조언을 해주신 김기수 교수님, 류정곤 책임연구원님, 그리고 계량경제학적 관점에서 본 논문의 연구방법에 대해 조언을 해주신 광주대학교 장국현 교수님 등 여러분들께 감사드립니다.

분 소비지도매시장이 가격을 선도한다고 제시하고 있다. 예를 들면, 김병률(1988)은 주요 축산물인 소, 돼지의 시장단계별 가격간(산지가격, 도매가격, 소매가격), 그리고 수급측 변수와 관련가격간에 어떤 인과관계 또는 인과방향이 있는가를 Granger의 계량경제적 인과성 검정방법을 도입하여 분석하였다. 그는 소 및 쇠고기의 시장단계별 가격변수간 인과성은 대체로 동시적 인과관계가 강하게 존재하며, 도매가격이 산지, 소매 및 송아지가격을 선도하는 역할을 한다고 주장하였으며, 돼지 및 돼지고기의 시장단계별 가격간 인과관계는 소의 경우와 비슷한 양상, 즉 가격변수간 동시적 인과관계가 강하며 도매가격이 산지, 소매 및 仔豚가격을 선도하고 있다고 주장하였다.[1]

박준근(1989)은 우리나라 주요 농·축산물(27개 품목)을 대상으로 Granger의 Direct Test 기법을 응용하여 농축산물의 도매가격과 소매가격간의 인과관계를 검정하였는데, 이 결과에 의하면 도매가격이 소매가격에 미치는 영향이 일방적인 인과관계에 있는 품목이 전체의 44.5%이고, 그 반대의 경우에 해당하는 품목은 3.7%로 나타났으며, 도·소매가격간 상호적인 관계에 있는 품목은 전체의 33.3%로 나타났다고 밝히고 있다.[2]

권오상(1990.2)은 1983년 1월에서 1988년 7월까지 쇠고기, 돼지고기, 닭고기의 산지, 도매, 소매가격을 자료로 하여 이들 가격들 중 어느 시장단계의 가격이 전체 유통경로에서 주도적 위치를 차지하고 있는지를 알아보기 위해 Granger의 인과성 개념을 이용하여 인과성 검정(causality test)을 행하였다. 그 결과 쇠고기와 돼지고기 시장의 경우 도매가격⇒산지가격, 도매가격⇒소매가격, 산지가격⇒소매가격의 인과관계가 나타나 도매시장이 가격결정을 선도하며 산지가격과 소매가격 사이에는 비용부가이론이 잘 맞는 것으로 밝히고 있으며, 이러한 사실은 세 단계의 시장 중 가장 조직화가 잘되어 있고 경매에 의한 경쟁체제가 확립되어 있는 도매시장의 특성을 반영하는 것이며, 또한 산지가격이 소매가격 변화의 원인이 된다는 것은 쇠고기와 돼지고기의 경우 가격변동이 전반적으로 수요측의 요인보다는 공급측 요인에 의해 결정된다는 것을 의미한다고 보고 있다. 또한, 닭고기 시장의 경우는 조직화된 도매시장이 존재하지 않으므로 도매가격이 산지가격이나 소매가격 변화의 원인이 될 수 없는 것으로 확인되었고, 산지가격과 소매가격 사이에는 산지가격⇒소매가격의 인과관계가 나타난다고 밝히고 있다.[3]

권오상(1990.12)은 쇠고기의 소매가격이 산지가격과 도매시장 가격의 변동을 제대로 반영하여 변화하는지를 벡터자기회귀모형(VAR ; vector autoregressive model)을 이용하여 통계적으로 검정하였으며, 또한 산지가격의 변화가 도매시장의 가격변화를 선도하는지 아니면 거꾸로 도매시장의 가격변화에 의해서 산지시장의 가격이 영향을 받는지의 여부를 살펴보았다. 순별 자료를 사용하여 소 산지가격 및 쇠고기 도매가격 그리고 소매가격간의 인과관계를 세 변수모형으로 검정모형을 확장하고 베이지안 정보량기준(SBIC)을 기준량으로 하여 AR항의 최적선택을 한 결과를 보면, 쇠고기 도매가격은 산지가격 형성에 영향을 주고 다시 산지가격변동은 소매가격변동의 원인이 되므로 쇠고기 시장

1) 김병률, "주요 축산물의 경제변수간 인과성 분석", 서울대 석사학위논문, 1988.
2) 박준근, "농축산물의 도매가격이 소매가격에 미치는 영향에 관한 연구", 「식품유통연구」, 제6권 제1호, 한국식품유통학회, 1989. pp. 17~37.
3) 권오상, "육류의 시장단계간 가격전달과정에 관한 계량분석", 서울대 석사학위논문, 1990. 2.

의 가격결정은 전체적으로 보아 枝肉 경락가격에 의해 주도된다고 할 수 있으며, 이러한 결과는 도매시장이 상대적으로 거래량이 대규모이고 잘 조직화되어 있는 현실을 반영한다고 주장하고 있다. 또한 도매가격은 산지가격의, 그리고 다시 산지가격은 소매가격 변화의 원인이 되므로 결국 산지 및 도매가격의 변화를 소매가격에 전달한다고 밝히고 있다.[4]

이병서 · 고성보(1992)는 소와 돼지의 경우 산지단계의 송아지(仔豚) 가격과 큰소(成豚) 가격 그리고 소비지 단계의 도매가격과 소매가격 등 네 가지 가격들의 어떠한 선도-지연관계를 갖는지 분석하였다. 우선, 소의 경우 도매가격은 소매가격과 큰소가격에 대해 일방적인 선도관계에 있으며, 소매가격은 큰소가격과 송아지가격과는 직접적인 관련성을 보이지 않았다. 또한 송아지가격과 큰소가격 간에는 상호 피드백관계가 존재하는 것으로 나타나 소비지시장의 도매가격은 타시장의 가격들에 일방적인 선도관계에 있어서 소의 시장단계별 가격형성을 주도하고 있다는 결론을 내리고 있다. 그리고 돼지의 경우 도매가격은 나머지 세 가격에 대해 선도관계에 그리고 소매가격은 成豚가격과 仔豚가격에 대해 약간 정도이나 선도관계에 있는 것으로 나타났으나 仔豚가격과 成豚가격에 의해서는 도매가격뿐만 아니라 소매가격을 설명하지 못하는 것으로 나타나 전체적으로 볼 때 소의 경우와 비슷하게 소비지시장의 도매가격과 소매가격에 의해서 주도되고 있다는 것을 밝히고 있다.[5]

이철현(1997)은 쇠고기의 산지가격, 도매가격, 소매가격 중 어느 것이 선행요인이 되는지를 파악하기 위해 1개월, 3개월, 6개월, 12개월의 시차기간에 대해 인과관계분석(Granger Causality test)을 하였다. 그 결과 시차기간에 관계없이 도매가격의 변동이 산지가격과 소매가격의 변동을 초래하는 원인으로 파악되었으며 통계적인 유의수준도 매우 높게 나타났다. 반면에 산지가격이나 소매가격의 변동이 도매가격 변동의 원인이라는 가설은 시차기간에 관계없이 모두 부정되었다. 한편 산지가격의 변동이 소매가격 변동의 원인이라는 가설도 통계적인 유의성이 매우 높은 것으로 밝히고 있으며, 이와 같은 산지가격과 소매가격이 도매가격에 의해 영향을 받고 있다는 분석결과는 도매시장에서의 가격조정을 위한 정책수단의 필요성을 시사하고 있다.[6]

본 연구의 목적은 부산지역의 1980년 1월에서부터 1997년 12월까지 18년동안의 갈치와 오징어의 월별 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격을 이용하여 산지도매시장과 소비지도매시장간의 가격결정에 있어서 장기균형관계와 인과성을 분석하는데 있다. 방법론은 비정상적인 시계열 자료를 고려하고 있으며, 단 · 장기의 인과검정을 허용하는 오차수정모형을 적용하여 유통단계별 시장간 인과관계를 검정한다.[7]

본 연구의 결과는 특히 학자나 실무자에게 있어 수산물의 가격결정 과정상의 시장간 인과방향에

4) 권오상, "인과성 검정을 이용한 쇠고기 시장가격의 특성분석", 「농촌경제」, 제13권 제4호, 한국농촌경제연구원, 1990. 12, pp. 41~49.

5) 이병서 · 고성보, "주요 축산물의 시장단계별 가격간 인과성 분석", 「농촌경제」, 제15권 제2호, 한국농촌경제연구원, 1992. 6. pp. 25~36.

6) 이철현, "쇠고기시장의 가격결정구조 분석", 「농촌경제」, 제20권 제2호, 한국농촌경제연구원, 1997, pp. 51~62.

7) 일반적으로 인과행태를 규명하는데 있어 시계열간의 공적분관계가 성립하지 않을 경우 통상적인 VAR(vector autoregressive)모형을, 공적분관계가 성립할 경우 VECM(vector error correction model)을 이용한다. 본 연구는 시계열간의 공적분관계가 성립하였으므로 단 · 장기 인과검정을 허용하는 오차수정모형을 이용하여 검정된다.

대한 지속적인 토론에 기여할 뿐만 아니라 정부의 정책담당자에게 수산물의 물가정책을 시행하는데 있어 정책수단을 선택하는 기준을 제공할 것이다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 시장별 갈치와 오징어의 가격시계열에 관계없이, 각 시계열은 각각 1차 적분되어 있으며, 각 시계열의 정상성조건을 만족시키기 위해 1차 차분이 필요함을 발견하였다. 둘째, 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격간의 장기균형관계에 대한 분석 결과, 갈치 및 오징어의 산지 및 소비지도매시장가격간에 장기균형관계가 성립하였다. 셋째, 단·장기 인과검정을 허용하는 오차수정모형의 추정결과는 갈치를 제외한 오징어의 경우 장기적인 측면에서의 인과방향은 산지도매시장 가격변화가 소비지도매시장 가격변화를 주도하고 있으며, 단기적으로는 각 시장가격변화 간의 피드백효과가 존재하였다.

Ⅱ. 표본자료 및 연구방법

1. 표본 자료와 기간

본 연구의 추정에 사용된 자료는 부산지역의 갈치와 오징어의 월별 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격자료를 사용하였으며, 분석기간은 1980년 1월부터 1997년 12월까지로, 이 기간동안에 결측자료를 제외한 갈치의 가격자료는 1984년 8월부터 1997년 12월까지이며, 오징어의 가격자료는 1989년 5월부터 1997년 12월까지이다.

자료수집에 있어서 월별 도소매가격자료는 먼저 농수산물유통공사에서 발표하는 「농수산물유통조사월보」의 품목인 고등어(냉동+생선, 中品), 갈치(냉동+생선, 中品), 명태(냉동+생선, 中品), 오징어류(냉동+생선, 中品), 참조기(냉동, 中品), 건멸치(중멸치, 中品), 건오징어(中品), 김(개량김, 中品), 미역(上品), 굴(上品) 등 10개 품목에 대하여 부산지역의 도소매가격을 수집하였다. 그리고 월별 산지도매시장가격자료는 앞에서 수집한 도소매가격자료의 품목과 일치시키기 위해 고등어(냉동+생선, 中品), 갈치(냉동+생선, 中品), 명태(냉동+생선, 中品), 오징어류(냉동+생선, 中品), 참조기(냉동, 中品) 등 5개 품목을 수산업협동조합중앙회에서 발표하는 「수산물계통판매고통계연보」의 부산공동어시장의 가격자료를 수집하였다.

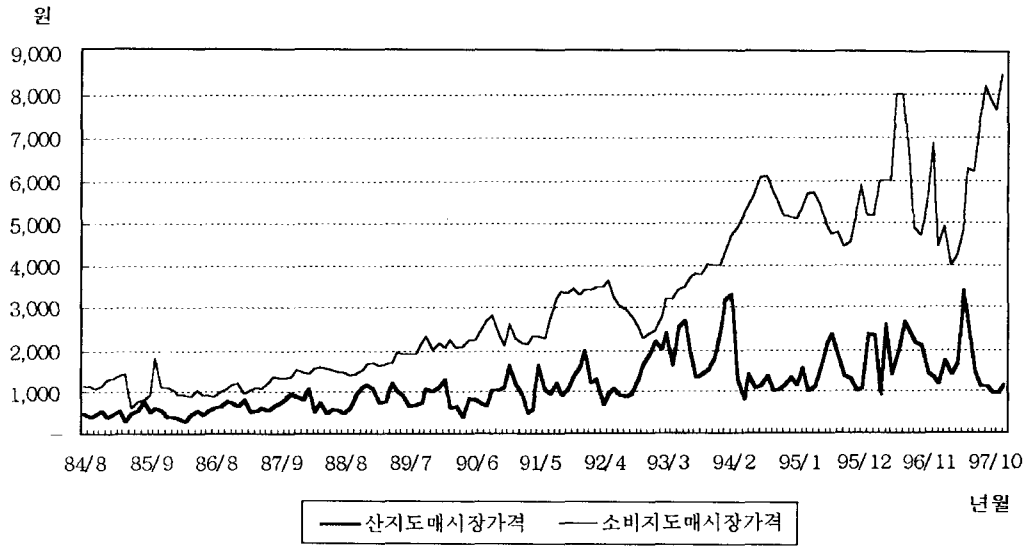
그러나 유통단계에 따라 가격조사기관이 달라서 같은 품목이라도 上品, 中品, 下品의 등급기준을 다르게 적용하고 있었다. 다시 말하면, 산지가격을 공시하는 부산공동어시장의 경우는 등급기준을 가격기준으로 삼고 있는 반면, 도소매가격을 공시하는 농수산물유통공사의 경우는 등급기준을 어체의 크기를 기준으로 하고 있었다. 예를 들면 고등어의 경우, 농수산물유통공사의 경우는 中品의 경우 어체가 30cm 정도를 中品으로 보고 있으며, 참조기의 경우는 25cm 정도를 中品으로 보고 있지만 부산공동어시장의 가격기준에서 보면 이 크기는 모두 上品에 해당되었다. 따라서 고등어와 참조기는 분석대상에서 제외시켰다.[8] 또한 명태의 경우는 부산공동어시장에 거의 양륙되지 않기 때문에 분석

8) 본 연구의 분석이 동일등급에 속한 동일어종에 대한 시장간의 인과방향을 살피는데 있으므로 고등어, 참조기는 제외되었다.

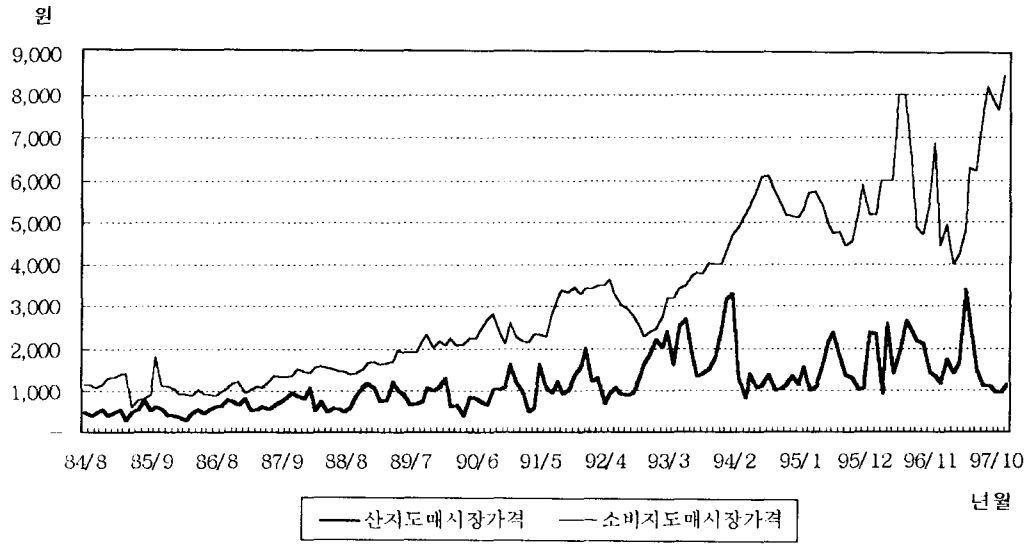
대상에서 제외시켰다.

한편, 산지가격, 도매가격 및 소매가격자료의 기본단위를 살펴보면 산지단계와 도매단계는 kg당 가격이며, 소매단계는 마리당 가격으로 조사되고 있기 때문에 소매가격을 제외시킬 수 밖에 없었다.

따라서, 이와 같은 이유로 인해 분석대상을 갈치와 오징어로 국한시켰으며, 산지도매시장과 소비지도매시장에서 형성되는 가격만을 분석대상으로 하였다. 각 시계열 자료의 추이는 다음의 <그림 1>과 <그림 2>에 제시되고 있다.



<그림 1> 유통단계별 월별 갈치가격 추이



<그림 2> 유통단계별 월별 오징어가격 추이

2. 연구방법

1) 적분검정

회귀분석이나 시계열분석과 같은 통계적 분석을 할 때 시계열 자료가 정상성(stationarity)을 충족할 경우 회귀이론은 잘 적용된다. 그러나 자료가 비정상적(non-stationary)이라면, 어떤 시점에서 그 자료가 가해진 일시적인 충격이 계속적으로 미래값에 영향을 미치게 되어 올바른 추정값을 구할 수 없게 된다. 따라서 정상성(stationarity)을 갖기 위해 시계열 자료에 차분을 취한다. 만약 시계열 자료가 d차 차분한 후 정상성을 갖는다면 d차로 적분(integration)되어 있다고 하며, $I(d)$로 표기된다. 적분검정은 경제변수의 비정상성의 본질(즉, 몇번의 차분에서 정상성을 가지는 지)에 대한 평가에 유익함을 제공한다. 따라서 수산물의 유통단계별 가격(산지도매시장가격과 소비지도매시장가격)간의 관계를 검토하기 위해 각 시계열에 대한 적분검정이 이용된다. 이들 가격간에 장기균형관계가 성립하기 위해서는 두 시계열 자료는 동일한 시점별(intertemporal) 특성을 지니고 동차로 적분되어 있어야 한다. 적분 차수는 단위근검정(unit root tests)에 의해 추론될 수 있다. 단위근 가설의 기각은 정상성을 지지하는데 필요하기 때문에 한 시계열의 정상성 여부를 검정하는 쉬운 방법이다.[9] 또한 단위근검정은 Engle과 Granger(1987)의 공적분검정의 필요조건인 그 시계열의 동차 적분 여부를 확정하는 것이다.

유통단계별 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격의 생성과정이 확률보행과정(random walk process)을 따르는 식 (1)의 모형을 이용하여 시계열이 비정상적이라는 단위근 귀무가설 $H_0 : \gamma_1 = 0$ ("단위근이 존재한다")이 검정된다.

$$\Delta X_{i,t} = \gamma_1 X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta X_{i,t-j} + \mu_{i,t} \qquad (1)$$

단, X_i : i 품목의 가격

$\Delta X_{i,t}$: $X_{i,t} - X_{i,t-1}$

p : 1차 차분($\Delta X_{i,t}$)의 차수

식 (1)에서 p가 0이라면, 이는 단순히 Dickey-Fuller(DF)검정모형이며, $\Delta X_{i,t}$의 시차값이 잔차항 $\mu_{i,t}$가 백색잡음(white noise)[10]을 보장하는 $|p \geq 1|$이 포함된다면 단위근에 대한 Augmented Dickey-Fuller(이하 ADF)검정모형이다. 본 연구에서는 ADF검정모형을 이용하여 단위근검정을 행한다[11]. 그

9) 수준변수 시계열과 차분변수 시계열의 plot검토 또는 수준변수 시계열과 차분변수 시계열의 표본자기상관함수(ACF) 등은 정상성을 달성하기 위해 필요한 차분의 정도에 관한 의사결정에 유익하지만, 빨리 해결되지 않고 종종 어려움에 봉착하게 된다.

10) $\mu_{i,t} \sim iid, N(0, \sigma_\mu^2)$ 즉, $\mu_{i,t}$는 0의 평균과 일정한 분산을 갖는 상호독립적인 정규분포를 따르는 확률분포를 의미한다.

11) 단순한 DF 검정의 치명적인 취약점은 시계열 변수가 AR(1)이고, 오차항 ε_t는 상호 독립적이며 동일한 (공)분산을 갖는 분포를 갖는다는 가정($\varepsilon_t \sim iid$)에 기초를 두고 있다는 점이다. 일반적으로 추정 결과 도출되는 잔차항 $\hat{\varepsilon}_t$은 대부분의 경우 자기상관현상을 갖고 있으며, 따라서 일관성 있는 추정량의 도출이 불가능하게 하므로 DF 검정의 유효성에 심각한 회의를 갖게 된다. ADF 검정방법은 이러한 자기상관의 영향을 제거하기 위하여 차분 추가항(augmented terms), $\Delta X_{t-j}, j=1, \cdots, p$을 추가시킨 다음 추정할 것을 제안하고 있다.

리고 차분 추가항 차수(p)의 결정은 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 Akaike 정보규준(Akaike information criterion, 이하 AIC)에 의거하였다.

AIC는 경험비율인 최우추정법에 의해 추정되는 모수로서 설명되지 않는 부분을 나타내므로 모형의 선택시 AIC의 값이 최소가 되는 모형을 선택하면 된다. AIC는 다음과 같다.

$$AIC=\log(\hat{\sigma}_t^2)+\frac{2k}{T} \quad (2)$$

단, $\hat{\varepsilon}^2$: 오차항의 분산추정값

T : 관찰치의 수

k : 추정할 모수의 수

한편, 검정가설 H_0 : $\gamma_1=0$에 대한 검정통계량은 Mackinnon(1991)이 제시하고 있는 유한 표본크기에서의 임계치를 이용한다.

2) 공적분검정

공적분이론은 시계열 자료들에 대해, 각 시계열 자료가 정상적이기 위해 적어도 한번 정도는 차분될 필요가 있다하더라도 그 시계열 자료들의 선형결합이 차분없이 정상적이라면 그 변수들은 공적분되어 있음을 설명하는 이론이다. 만약 시계열 P_t와 W_t가 각각 동차 적분되어 있고 그 시계열들의 선형결합이 정상적이라면, 두 시계열 P_t와 W_t는 0차 공적분(cointegration) 되었다고 한다[12]. 공적분 회귀식(cointegeation regression)은 다음의 식 (3) 및 식 (3a)와 같다. 이들 식에서 a, a'와 b, b'는 공적분 모수이며, ε_t 및 ε_t'는 공적분 회귀식의 잔차항이다.

$$P_t=a+bW_t+\varepsilon_t \quad (3)$$

$$W_t=a'+b'P_t+\varepsilon_t' \quad (3a)$$

단, P_t : t시점의 산지도매시장가격

W_t : t시점의 소비지도매시장가격

Granger(1988)는 시계열이 서로 공적분되어 있을 때 그들간에 인과관계가 존재한다고 지적하였다.[13] 본 연구에서 두 시계열간의 장기균형관계의 성립 여부를 검정하는 공적분은 앞의 적분검정과 동일한 방법으로 검정된다.[14]

3) 오차수정모형

오차수정모형이란 한 기간에 존재하는 불균형의 부분은 다음 기간에서 수정된다는 것을 의미한다. Engle과 Granger(1987)는 공적분검정을 위한 2단계 추정절차를 제시하였다. 첫 번째 단계에서 균형

12) 만약 시계열들이 각각 다른 차수로 적분되어 있다면 즉, 한 시계열은 I(1)이고 다른 시계열은 I(2) 이라면 두 시계열은 공적분되어 있지 않다고 한다.

13) Granger, C. W. J., "Some Recent Development in A Concept of Causality", *Journal of Econometrics* Vol. 39, 1988, pp. 199~211.

14) 이 이외에도, Johansen 공적분 검정방법이 존재한다.

가격오차로 생각되어질 수 있는 잔차항(ε_t)을 생성시키기 위해 선험적으로 공적분관계에 있다고 생각되는 수준변수들을 회귀시킨다. 그리고 공적분 회귀식의 잔차항의 정상성 검정을 위한 단위근검정을 통해 공적분관계를 검정한다. 만약 공적분이 성립된다면, 두 번째 단계는 오차수정모형에 수준변수항(level variable terms) 대신에 잔차항을 포함시킨다. 즉, 두 번째 단계 절차는 오차수정모형에 공적분벡터를 부가시키는 효과를 지닌다.

Granger와 Newbold(1974)가 제시한 바와 같이 두 시계열이 평균추세없이 공분산이 정상적이고 공적분되어 있다면 허구적회귀(spurious regression)문제가 발생하지 않는 각 시계열의 오차수정모형은 다음과 같다.[15]

$$\Delta P_t=\alpha_0+\gamma_1\,\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\lambda_i\Delta W_{t-i}+\sum_{j=1}^{q}\delta_j\Delta P_{t-j}+e_{p,t} \tag{4}$$

$$\Delta W_t=\alpha_1+\gamma_2\,\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\chi_i\Delta W_{t-i}+\sum_{j=1}^{q}\delta_j\Delta P_{t-j}+e_{w,t} \tag{4a}$$

$$\text{단, } \varepsilon_t=W_t-[a+bP_t] \tag{4b}$$

여기서, $\Delta P_t=\ln P_t-\ln P_{t-1}$이며, $\Delta W_t=\ln W_t-\ln W_{t-1}$이다. 또한 $e_{p,t}$, $e_{w,t}$는 동시간대에만 상관관계를 지니는 백색잡음과정(white noise processes)이다. 두 변수가 내생적으로 결합되어 있기 때문에, 어느 변수가 P_t에 대응하고, 어느 변수가 W_t에 대응되는지에 대한 사전 선택이 없다. 더욱이 차수(lag orders)는 두 방정식에 동일하게 적용되는 것은 아니다.

식 (4)에서 P_t의 변화는 각 산지도매시장 가격변화와 소비지도매시장가격 변화의 시차변수(ΔP_{t-j}와 ΔW_{t-i})로부터의 두 가지 "단기" 효과와 장기균형의 조정을 나타내는 마지막 기간의 균형오차(ε_{t-1})에 기인한다. 오차수정항에 붙어있는 계수 γ_1은 균형으로부터의 이탈에 대한 단일기간 LHS변수의 반응을 측정하는 것이다. 만약 이 계수가 작다면, 대부분의 조정이 식 (4a)의 ΔWt에 의해 달성될 것이기 때문에 LHS변수(ΔP_t)는 불균형상황을 수정하려는 조정경향이 없을 것이다.

오차수정항(ε_t)은 1기간 시차를 가지고 2개의 식에 포함되며, 공적분 회귀식 식 (4b)로부터 생성된다.

식 (4)와 (4a)에서 산지도매시장가격에서 소비지도매시장가격으로의 일방적인 인과관계는 (i) 모든 λ_i가 0과 같아야 하고, 반면에 어떤 δ_j는 0이 아니어야 하며, (ii) 식 (4a)에서 오차수정계수 γ_2는 전통적인 수준에서 통계적으로 유의해야 한다.[16]

식 (4)와 (4a)에서 소비지도매시장가격에서 산지도매시장가격으로의 일방적인 인과관계는 (i) 모든 δ_j는 개별적으로 그리고 결합적으로 0인 반면 어떤 λ_i는 0이 아니어야 하고 (ii) 식 (4a)에서 오차수정계수 γ_2는 0이거나 크기에서 무시할만 해야 한다.

15) 원칙적으로 2개의 공적분 회귀식에 의해 4개의 오차수정모형이 존재한다. 그러나 어떠한 공적분회귀식에 의한 잔차항을 적용하여도 결과에는 다른 영향을 미치지 않았으므로 1개의 공적분 회귀식에 근거하여 2개의 오차수정모형을 이용하여 인과관계를 검정하였다.

16) 식 4와 (4a)는 완전한 동태적 연립방정식 체계를 형성하고 있기 때문에 두 방정식에 각각 동시간대의 변수 ΔP_t와 ΔW_t를 포함하여 확장될 수 있으나, 이 경우 추정방법은 연립방정식 편의 (simultaneous equation bias)를 피하기 위해 수정되어져야 할 것이다.

만약 균형오차항이 오차수정식 (4)와 (4a)에 유의적으로 포함된다면, 외생적으로 어떠한 변수도 고려될 수 없으며 두 변수의 인과순서에 대한 증거는 비결론적이기 때문에 피드백(feedback)이 존재하는 것으로 볼 수 있다.

요컨대, 오차수정계수는 두 가지 목적, 즉 ①두 시계열간의 인과관계의 방향을 확인하는 것 ②균형으로부터의 이탈이 LHS변수의 변화에 의해 단기에 수정되는 속도를 보여주는 것을 제공하며, 또한 오차수정계수의 크기는 시장효율성과 관련하여 어떤 의미를 지닌다. 근본적으로 완전하게 효율적인 시장이라면 산지도매시장과 소비지도매시장이 각 시장에서의 불균형이나 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격 간의 불균형은 발생하지 않아야 한다. 따라서 추가적인 모수제약을 통해, 정보의 효율성은 증명될 수 있다. 산지도매시장과 소비지도매시장이 효율적이라면 다음과 같은 제약조건이 만족되어야 한다. ①오차수정계수는 1과 같고, ②각 오차수정식에서 시차계수는 결합적으로 0이어야 한다.

한편, 식 (4), (4a)의 적정차수(p와 q, p'과 q')는 대칭적인 조건하에서 시차 12부터 한 차수씩 감소시키는 내림차순 차수로 측정한 낮은 AIC값에 의하여 결정된다.

Ⅲ. 실증분석

1. 시계열의 정상성 분석

표본자료의 정보량에 맞는 ADF검정 모형을 선택하기 위해, 차분추가항의 차수를 12개를 두고 1차수씩 감소시키면서 ADF검정을 실시하였다. <표 1>은 갈치와 오징어의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격의 수준변수에 대한 ADF검정결과이다. 갈치와 오징어의 소비지도매시장가격의 수준변수에 대해 각각 1시차의 차분추가항(p=1)을 이용할 때가 식 (2)에 의한 AIC값이 가장 낮았으며, 산지도매시장가격에 있어 갈치의 경우 p=5, 오징어의 경우 p=10일 때 AIC값이 가장 낮았다. 각 시계열의 수준변수에 대한 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 않는다면, 수준변수의 시계열이 비정상적임을 나타낸다.

<표 1>에서 보는 바와 같이, 먼저 갈치의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격에 대한 시계열의 경우 γ_1의 계수가 각각 −0.018498(t=−0.686264), 0.009099(t=0.892480)이다. 이 회귀계수들의 t값은 모두 10% 유의수준인 Mackinnon(1991)의 임계치|−1.6168|보다 크게 낮아 시계열 자료가 비정상적이라는 귀무가설을 기각할 수 없음을 나타내고 있다. 한편, 오징어의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격에 대한 시계열에 있어, γ_1의 계수가 각각 −0.014401(t=−0.331575), −0.007315(t=−0.646331)이다. 이 회귀계수들의 t값은 모두 10% 유의수준인 Mackinnon(1991)의 임계치|−1.6175|보다 크게 낮아 시계열 자료가 비정상적이라는 귀무가설을 기각할 수 없음을 나타내고 있다. 이는 각 시계열의 수준변수가 비정상적인 시계열임을 나타내는 강력한 증거이다.

<표 1> 각 시계열의 수준변수에 대한 단위근검정 결과

$$\text{ADF모형} : \Delta X_{i,t} = \gamma_1 X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta X_{i,t-j} + \mu_{i,t}$$
$$H_0 : \gamma_1 = 0$$

<월별 갈치가격>

구 분	γ_1	AIC	DW	차분추가항
산지도매 시장가격	-0.018498 (-0.686264)	12.13071	2.051	5
소비지도매 시장가격	0.009099 (0.892480)	12.26746	1.981	1

주 : 1) DW : Durbin-Watson 통계량.
2) Mackinnon(1991)이 제시한 표본크기 157개의 관찰치에 대한 1%, 5%, 10% 수준에서의 임계치는 -2.5789, -1.9419, -1.6168임.
3) ( )안은 t-value이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설의 기각 수준임.

<월별 오징어가격>

구 분	γ_1	AIC	DW	차분추가항
산지도매 시장가격	-0.014401 (-0.331575)	13.30251	1.967	10
소비지도매 시장가격	-0.007315 (-0.646331)	10.62799	1.976	1

주 : 1) DW : Durbin-Watson 통계량.
2) Mackinnon(1991)이 제시한 표본크기 104개의 관찰치에 대한 1%, 5%, 10% 수준에서의 임계치는 -2.5885, 1.9436, -1.6175임.
3) ( )안은 t-value이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설의 기각 수준임.

<표 2>는 갈치와 오징어의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격의 1차 차분변수에 대한 ADF검정결과이다. 갈치와 오징어의 소비지도매시장가격의 1차 차분변수에 대해 각각 1시차의 차분추가항(p=1)을 이용할 때가 식 (2)에 의한 AIC값이 가장 낮았으며, 산지도매시장가격에 있어 갈치의 경우 p=4, 오징어의 경우 p=9일 때 AIC값이 가장 낮았다.

각 시계열의 1차 차분변수에 대한 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각한다면, 1차 차분변수의 시계열이 정상적임을 나타낸다.

<표 2>에서 보는 바와 같이, 먼저 갈치의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격에 대한 시계열의 경우 γ_1의 계수가 각각 -2.278599(t=-9.103507), -1.088329(t=-9.530527)이다. 이 회귀계수들의 t값은 모두 1% 유의수준인 Mackinnon(1991)의 임계치 [-2.5792]보다 크게 높아 1차 차분의 시계열 자료가 비정상적이라는 귀무가설을 기각할 수 있음을 나타내고 있으며, 오징어의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격에 대한 시계열에 있어, γ_1의 계수가 각각 -3.859782(t=-6.666983), -1.010635(t=-7.337204)이다. 이 회귀계수들의 t값은 모두 1% 유의수준인 Mackinnon(1991)의 임계치 [-2.5880]보다 크게 높아 1차 차분의 시계열 자료가 비정상적이라는 귀무가설을 기각할 수 있음을 나타내고 있다. 이는 각 시계열의 1차 차분변수가 정상적인 시계열임을 나타내는 강력한 증거이다.

<표 2> 각 시계열의 1차 차분변수에 대한 단위근검정 결과

$$\text{ADF모형} : \Delta^2 X_{i,t} = \gamma_1 \Delta X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta^2 X_{i,t-j} + \mu_{i,t}$$
$$H_0 : \gamma_1 = 0$$

<월별 갈치가격>

구 분	γ_1	AIC	DW	차분추가항
산지도매 시장가격	-2.278599[a] (-9.103507)	12.12071	2.054	4
소비지도매 시장가격	-1.088329[a] (-9.530527)	12.26835	2.007	1

주 : 1) DW : Durbin-Watson 통계량.
2) Mackinnon(1991)이 제시한 표본크기 157개의 관찰치에 대한 1%, 5%, 10% 수준에서의 임계치는 -2.5792, -1.9419, -1.6168임.
3) ( )안은 t-value이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설의 기각 수준임.

<월별 오징어가격>

구 분	γ_1	AIC	DW	차분추가항
산지도매 시장가격	-3.859782[a] (-6.666983)	13.28234	1.968	9
소비지도매 시장가격	-1.010635[a] (-7.337204)	10.63226	2.015	1

주 : 1) DW : Durbin-Watson 통계량.
2) Mackinnon(1991)이 제시한 표본크기 104개의 관찰치에 대한 1%, 5%, 10% 수준에서의 임계치는 -2.5880, -1.9436, -1.6175임.
3) ( )안은 t-value이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설의 기각 수준임.

요컨대, 갈치와 오징어의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격 시계열자료의 단위근검정 결과, 각각 1차 적분되어 있으며, 각 시계열의 정상성조건을 만족시키기 위해 1차 차분이 필요함을 발견하였다. 이는 장기균형관계의 필요조건인 시계열들의 동차적분조건을 만족시키고 있음을 의미하는 것이다.

2. 장기균형관계 분석

공적분검정은 각 개별 시계열의 장기구성요소들이 선형결합에 의해 제거되는지의 여부를 검정하는 것이다. 두 시계열의 선형결합에 의해 각각의 장기균형요소들이 제거된다면, 장기적으로 두 시계열은 함께 움직임을 나타내는 것이다. 따라서 공적분검정은 수산물의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격 간의 장기 안정적인 균형관계가 성립하는지를 검정하는 것이다.

<표 3>은 공적분 회귀식의 오차항에 대한 단위근검정 결과를 나타내고 있다. 이것은 식 (3) 및 식 (3a)에 의해 산지도매시장가격 오차항 $[\varepsilon_t = P_t - (a + bW_t)]$과 소비지도매시장가격 오차항 $[\varepsilon'_t = W_t - (a' + b'P_t)]$을 생성시킨다. 이 때 생성된 오차항들에 대해 절편과 선형추세를 포함하지 않는 ADF 검정모형으로 장기균형관계를 검정하였다.

<표 3> 공적분 회귀식의 오차항에 대한 단위근검정 결과

$$\text{ADF모형} : \Delta X_{i,t} = \theta X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta X_{i,t-j} + \mu_{i,t}$$

$$H_0 : \theta = 0$$

<월별 갈치가격>

구 분	θ	AIC	DW	차분추가항
산지가격의 오차항	-0.403481^a (-5.656058)	12.08333	1.990	1
	$P_t = 573.4993 + 0.183708\, W_t$		$R^2 = 0.313295$	$\bar{R}^2 = 0.308865$
소비지가격의 오차항	-0.135618^a (-2.815148)	13.58058	1.979	1
	$W_t = 1185.620 + 1.705395\, P_t$		$R^2 = 0.313295$	$\bar{R}^2 = 0.308865$

주 : 1) DW : Durbin-Watson 통계량.
2) Mackinnon(1991)이 제시한 표본크기 157개의 관찰치에 대한 1%, 5%, 10% 수준에서의 임계치는 -2.5789, -1.9419, -1.6168임.
3) ( )안은 t-value이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설의 기각 수준임.

<월별 오징어가격>

구 분	θ	AIC	DW	차분추가항
산지가격의 오차항	-0.476083^a (-5.425945)	13.20750	2.006	3
	$P_t = 443.0392 + 0.672631\, W_t$		$R^2 = 0.046185$	$\bar{R}^2 = 0.036834$
소비지가격의 오차항	-0.206491^a (-3.556871)	10.57007	2.037	1
	$W_t = 1615.694 + 0.068674\, P_t$		$R^2 = 0.046185$	$\bar{R}^2 = 0.036834$

주 : 1) DW : Durbin-Watson 통계량.
2) Mackinnon(1991)이 제시한 표본크기 104개의 관찰치에 대한 1%, 5%, 10% 수준에서의 임계치는 -2.5864, -1.9433, -1.6174임.
3) ( )안은 t-value이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설의 기각 수준임.

적분검정과 마찬가지로, 차분추가항의 차수를 12개로 두고 1차수씩 줄여 가면서 ADF 검정을 실시한 결과, 먼저 월별 갈치가격의 경우 식 (2)에 의한 AIC값은 산지가격의 오차항은 p=1일 때, 소비지가격의 오차항은 p=1일 때 가장 낮았으며, 월별 오징어가격의 경우는 산지가격의 오차항은 p=3일 때, 소비지가격의 오차항은 p=1일 때 AIC값이 가장 낮았다. 따라서 이들 차분 추가항에 대해서만 자료를 제시하였다. 또한 ADF 모형이 가정하고 있는 잔차항의 계열상관 유무도 Durbin-Watson 통계량으로 검정하고 있다.

갈치가격의 산지 및 소비지가격의 오차항에 대한 공적분검정의 분석결과를 보면, 산지의 경우 균형가격 오차항의 θ계수는 -0.403481(t=-5.656058)이며, 소비지의 경우 θ계수는 -0.135618(t=-2.815148)이다. 이 회귀계수들의 t값은 모두 Mackinnon(1991)이 제시하고 있는 표본 크기 157개의 관찰치에 대한 1% 유의수준 임계치 -2.5789보다 높아 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 이는 갈치의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격간에 장기균형관계가 성립하고 있음을 의미한다.

한편, 오징어가격의 산지 및 소비지가격의 오차항에 대한 공적분검정의 분석결과를 보면, 산지의 경우 균형가격 오차항의 θ계수는 −0.476083(t=−5.425945)이며, 소비지의 경우 θ계수는 −0.206491(t=−3.556871)이다. 이 회귀계수들의 t값은 모두 Mackinnon(1991)이 제시하고 있는 표본 크기 104개의 관찰치에 대한 1% 유의수준 임계치 −2.5864보다 높아 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 이는 갈치의 경우와 마찬가지로 오징어의 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격간에 장기균형관계가 성립하고 있음을 나타낸다.

3. 인과관계 검정

앞에서 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격간에 장기균형관계를 확인하였으므로 인과방향을 탐지하는 오차수정모형을 이용해 인과행태와 장기불균형 상황을 조정하려는 경향, 그리고 시장효율성을 살펴본다.

갈치와 오징어의 산지도매시장 가격변화와 소비지도매시장 가격변화 간의 인과행태를 탐지하기 위한 OLS의 모수추정은 2개의 오차수정모형에 의해 수행되고 그 추정모형과 결과는 <표 4>와 <표 5>에 제시되고 있으며, 본 연구에서 잔차항 간에 이분산성이 나타나고 있어 Newey와 West(1987)의 공분산 행렬에 의해 이분산과 자기상관을 조정하는 t값을 이용하였다. 각 모형의 차수선택은 각 시장의 대칭적인 시차개수조건하에 한 차수씩 감소시키는 내림차순 차수로 측정한 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 가장 낮은 AIC값에 의하였다.

<표 4>는 갈치에 대한 오차수정모형의 추정결과를 나타낸다. 식 (4)는 반응변수인 산지도매시장 가격변화(ΔP_t)에 대해 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 소비지도매시장가격 균형오차(ε_{t-1})와 단기효과를 나타내는 2개 기간의 시차를 지니는 산지 및 소비지도매시장 가격변화(ΔP_{t-j}, ΔW_{t-i})를 회귀시킨 결과이다. 식 (4a)는 반응변수인 소비지도매시장 가격변화(ΔW_t)에 대해 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 소비지도매시장가격 균형오차와 단기효과를 나타내는 12개 기간의 시차를 지니는 산지 및 소비지도매시장 가격변화를 회귀시킨 결과이다. <표 5>는 오징어에 대한 오차수정모형의 추정결과를 나타낸다. 식 (4)는 반응변수인 산지도매시장 가격변화에 대해 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 소비지도매시장가격 균형오차와 단기효과를 나타내는 10개 기간의 시차를 지니는 산지 및 소비지도매시장 가격변화를 회귀시킨 결과이다. 식 (4a)는 반응변수인 소비지도매시장 가격변화에 대해 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 소비지도매시장가격 균형오차와 단기효과를 나타내는 4개 기간의 시차를 지니는 산지 및 소비지도매시장 가격변화를 회귀시킨 결과이다.

OLS 추정은 잔차항이 모든 시차에 대해 정규분포를 이루며, 조건부 동분산이고, 계열적으로 무상관이라는 가정을 포함하고 있다. 잔차항이 자기상관을 지니거나 계열적으로 이분산적이라면 OLS 추정은 모수의 분산-공분산 행렬의 편의추정량을 산출한다. 또한 잔차항이 정규분포를 이루지 않는다면 모수의 추정은 효율적이지 않을 것이며 전통적인 t검정은 항상 타당하지 않을 것이다. 각 모형의 잔차항에 대한 정규성검정, 이분산검정, 계열상관 검정결과를 <표 4>와 <표 5>에 제

시하였다. 갈치에 대한 검정결과는 모든 잔차항($e_{p,t}$, $e_{w,t}$)에 대하여 5%의 유의수준에서 정규성과 이분산가정이 위배될 뿐만 아니라 γ_1, γ_2의 계수, R^2값과 F값을 볼 때 경제적 의미의 해석이 곤란하였다.

한편, <표 5>의 오징어에 대한 검정결과는 모든 잔차항에 대하여 5% 유의수준에서 정규성이 인정되며, 이분산 및 계열상관이 존재하지 않았고 R^2값과 F값을 볼 때 경제적 의미의 해석이 가능하였다. 따라서 이하에서는 오징어의 오차수정모형의 추정결과만 살펴보기로 한다.

<표 5>에서 제시되고 있는 오징어의 오차수정모형의 추정결과를 보면 두 가지 흥미로운 현상을 발견할 수 있다. 먼저 장기균형의 조정을 나타내는 마지막 기간(t−1)의 균형오차에 대한 반응변수의 결과를 식 (4)와 식 (4a)의 오차수정항(ε_{t-1})의 계수 γ_1과 γ_2를 비교하여 살펴보면, 마지막 기간의 소비지도매시장가격 균형오차를 수정하려는 다음 기간의 산지도매시장가격의 조정(γ_1)은 유의하지 않는 반면 소비지도매시장가격 균형오차를 조정하려는 다음 기간의 소비지도매시장가격의 조정(γ_2)은 통계적으로 유의하게 나타나고 있다는 것이다. 이것은 소비지도매시장가격을 이용하여 불균형 상황을 조정하고 있어 장기적인 측면에서의 인과방향은 산지도매시장의 가격변화가 소비지도매시장의 가격변화를 선도하고 있음을 나타내고 있다. 두 번째로 관심을 끄는 현상은 단기적인 측면에서의 산지도매시장 가격변화와 소비지도매시장 가격변화의 인과관계이다. 식 (4)에서 균형오차의 조정과 산지도매시장 가격변화의 단기효과를 통제한 후에도 산지도매시장 가격변화에 대한 5개 소비지도매시장 가격변화의 5개 후행계수 λ_1, λ_3, λ_4, λ_7, λ_8은 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 단기적으로 인과의 방향이 소비지도매시장 가격변화가 산지도매시장 가격변화에 영향을 미치고 있음을 의미하는 것이며 소비지도매시장의 가격결정 영향력을 나타내는 증거이다. 그리고 통계적으로 유의한 산지도매시장 가격변화에 대한 단기시차를 지니는 소비지도매시장 가격변화의 부호(sign)를 보면 한결같이 「正」의 부호를 나타낸다. 이는 전기의 소비지도매시장에서의 오징어가격상승은 다음기의 산지도매시장에서의 오징어가격상승의 원인이 됨을 의미하는 것이며, 산지도매시장에서 오징어가격을 결정할 때 이전에 형성되었던 소비지도매시장가격을 지표로 삼는 것을 의미한다.

또한, 식 (4a)의 추정에 의하면 5% 유의수준에서 4시차인 대략 4개월이전의 산지도매시장 가격변화가 현재 소비지도매시장 가격변화를 유발시키고 있음을 나타내고 있다. 이와 같이 단기적으로 볼 때 그 영향력은 어느 시장이든 간에 일방적인 것이 아니고 피드백효과가 존재함을 알 수 있다. 이러한 인과행태는 수산물시장이 비효율적임을 암시하는 것일 수도 있다.

오징어의 결과를 요약하면, 장기적인 측면에서의 인과방향은 산지도매시장 가격변화가 소비지도매시장 가격변화를 주도하고 있으며, 단기적으로는 각 시장가격변화 간의 피드백효과가 존재한다.

<표 4> 오차수정모형의 추정결과(갈치)

(식 4)

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{2} \lambda_i \Delta W_{t-i} + \sum_{j=1}^{2} \delta_j \Delta P_{t-j} + e_{p,t}$$

$$\varepsilon_t = W_t - [a + bP_t]$$

모수	계수	t통계량	p 값
α_0	0.0138	0.6125	0.5411
γ_1	2.56E-05	1.6456	0.1020
λ_1	-0.0737	-0.4705	0.6387
λ_2	0.3710*	-2.0024	0.0471
δ_1	-0.2184**	2.2251	0.0276
δ_2	-0.1286	-1.5888	0.1142

R^2 : 0.1064 $\bar{R}^2$: 0.0762 AIC : -2.2759

F통계량(p 값) : 3.5231(0.0049)

$e_{p,t}$에 대한 정규성 J B검정통계량	5.1697
(p 값)	(0.075)
$e_{p,t}$에 대한 White이분산검정 F통계량	1.0366
(p 값)	(0.4160)
$e_{p,t}$에 대한 계열상관 검정 Q_{10}통계량	13.009
(p 값)	(0.223)

(식 4a)

$$\Delta W_t = \alpha_1 + \gamma_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^{12} \lambda'_i \Delta W_{t-i} + \sum_{j=1}^{12} \delta' j \Delta P_{t-j} + e_{w,t}$$

$$\varepsilon_t = W_t - [a + bP_t]$$

모수	계수	t통계량	p 값
α_1	0.0226	1.5213	0.1309
γ_2	-8.84E-06	0.9714	0.3334
λ'_1	-0.1411	-1.2290	0.2215
λ'_2	0.0958	1.0571	0.2926
λ'_3	-0.0725	-0.9135	0.3628
λ'_4	0.0511	-0.6064	0.5454
λ'_5	0.0430	0.3495	0.7274
λ'_6	-0.0490	0.5953	0.5528
λ'_7	0.0095	-0.1162	0.9077
λ'_8	-0.0252	-0.2403	0.8105
λ'_9	0.1209	-1.1165	0.2665
λ'_{10}	-0.1631*	-1.9721	0.0509
λ'_{11}	-0.1021	-1.3164	0.1906
λ'_{12}	0.0076	0.0878	0.9302
δ'_1	0.0492	-1.0552	0.2935
δ'_2	0.0145	0.2672	0.7898
δ'_3	-0.0317	-0.6589	0.5112
δ'_4	0.0157	-0.3268	0.7444
δ'_5	0.0297	0.6320	0.5286
δ'_6	0.0085	0.1850	0.8535
δ'_7	0.0230	0.4829	0.6301
δ'_8	0.0445	-1.0665	0.2884
δ'_9	0.0585	1.0875	0.2790
δ'_{10}	0.0110	0.2816	0.7787
δ'_{11}	0.0001	0.0040	0.9968
δ'_{12}	0.0152	0.4668	0.6415

R^2 : 0.1969 $\bar{R}^2$: 0.0267 AIC : -4.3341

F통계량(p 값) : 1.1575(0.2937)

$e_{w,t}$에 대한 정규성 J B검정통계량	9.2525
(p 값)	(0.010)
$e_{w,t}$에 대한 White이분산검정 F통계량	3.5000
(p 값)	(0.0000)
$e_{w,t}$에 대한 계열상관 검정 Q_{10} 통계량	9.7338
(p 값)	(0.463)

주 : ① *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

②, ③은 <표 5>의 주 참조.

<표 5> 오차수정모형의 추정결과(오징어)

(식 4)

$$\Delta P_t=\alpha_0+\gamma_1\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{10}\lambda_i\Delta W_{t-i}+\sum_{j=1}^{10}\delta_j\Delta P_{t-j}+e_{p,t}$$

$$\varepsilon_t=W_t-[a+bP_t]$$

모수	계수	t통계량	p-값
α_0	0.0229	0.7031	0.4843
γ_1	-4.62E-05	-0.3633	0.7174
λ_1	0.7035**	2.0108	0.0481
λ_2	0.5288	1.4187	0.1604
λ_3	0.7792***	2.7612	0.0073
λ_4	0.9343***	3.1337	0.0025
λ_5	0.3037	0.8632	0.3910
λ_6	0.4550	1.4596	0.1488
λ_7	0.6775**	2.5693	0.0123
λ_8	0.9841**	2.6206	0.0107
λ_9	0.2825	1.0259	0.3084
λ_{10}	0.2066	0.6607	0.5109
δ_1	-0.4018***	-3.8535	0.0003
δ_2	-0.5874***	-6.1165	0.0000
δ_3	-0.2099*	-1.9472	0.0555
δ_4	-0.3516***	-3.2121	0.0020
δ_5	-0.4457***	-4.2550	0.0001
δ_6	-0.3602***	-3.2538	0.0017
δ_7	-0.5984***	-4.9825	0.0000
δ_8	-0.7744***	-6.7399	0.0000
δ_9	-0.4033***	-3.4328	0.0010
δ_{10}	-0.4359***	-3.8426	0.0003

R^2 : 0.5409 $\bar{R}^2$: 0.4052 AIC : -2.0798

F통계량(p-값) : 3.9842(0.0000)

$e_{p,t}$에 대한 정규성 J-B검정통계량	0.9775
(p-값)	(0.613)
$e_{p,t}$에 대한 White이분산검정 F통계량	0.2713
(p-값)	(0.9999)
$e_{p,t}$에 대한 계열상관 검정 Q_{10}통계량	5.2658
(p-값)	(0.873)

(식 4a)

$$\Delta W_t=\alpha_1+\gamma_2\varepsilon_{t-1}+\sum_{i=1}^{4}\lambda'_i\Delta W_{t-i}+\sum_{j=1}^{4}\delta'_j\Delta P_{t-j}+e_{w,t}$$

$$\varepsilon_t=W_t-[a+bP_t]$$

모수	계수	t통계량	p-값
α_1	-0.0028	-0.2720	0.7863
γ_2	-0.0001***	-2.8181	0.0060
λ'_1	0.1982*	1.9835	0.0504
λ'_2	0.0552	0.5015	0.6174
λ'_3	-0.1363	-1.4470	0.1514
λ'_4	0.0145	0.1381	0.8905
δ'_1	0.0143	0.4543	0.6507
δ'_2	-0.0827***	-2.8237	0.0059
δ'_3	0.0482*	1.7727	0.0797
δ'_4	0.0704**	2.0881	0.0397

R^2 : 0.2921 $\bar{R}^2$: 0.2205 AIC : -4.3272

F통계량(p-값) : 4.0807(0.0002)

$e_{w,t}$에 대한 정규성 J-B검정통계량	5.9023
(p-값)	(0.052)
$e_{w,t}$에 대한 White이분산검정 F통계량	1.1718
(p-값)	(0.3043)
$e_{w,t}$에 대한 계열상관 검정 Q_{10} 통계량	7.2332
(p-값)	(0.703)

주 : ① *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

② 정규성 J-B통계량 $=\frac{T-k}{6}[S^2+\frac{1}{4}(K-3)^2]$, T=관측수, k=모수의 수, S=왜도, K=첨도

H_o=분포가 정규성을 따른다.

③ 계열상관검정 $Q_{LB}=T(T+2)\sum_{j=0}^{10}\frac{\gamma_j^2}{T-j}$, T=관측수, γ=j번째 자기상관

H_o=자기상관이 존재하지 않는다.

Ⅳ. 요약 및 결론

본 연구에서는 부산지역의 갈치와 오징어를 중심으로 1980년 1월부터 1997년 12월까지, 18년 동안의 산지도매시장과 소비지도매시장의 월별 가격자료를 수집하였으나 누락된 관찰치를 제외하면 갈치는 1984년 8월부터 1997년 12월까지, 오징어는 1989년 5월부터 1997년 12월까지의 자료를 이용하여 유통단계별 가격간의 가격결정에 있어 장기균형관계와 인과관계를 실증분석하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시장별 갈치와 오징어의 가격시계열에 관계없이, 각 시계열은 각각 1차 적분되어 있으며, 각 시계열의 정상성조건을 만족시키기 위해 1차 차분이 필요함을 발견하였다. 이는 장기균형관계의 필요조건인 시계열들의 동차적분조건을 만족시키고 있음을 의미하는 것이다.

둘째, 산지도매시장가격과 소비지도매시장가격간의 장기균형관계에 대한 분석 결과, 갈치 및 오징어의 산지 및 소비지도매시장가격간에 장기균형관계가 성립하였다.

셋째, 단·장기 인과검정을 허용하는 오차수정모형의 추정결과는 갈치를 제외한 오징어의 경우 장기적인 측면에서의 인과방향은 산지도매시장 가격변화가 소비지도매시장 가격변화를 주도하고 있으며, 단기적으로는 각 시장가격변화 간의 피드백효과가 존재하였다.

본 연구는 두 어종에 국한시킴으로써 표본편의(sampling bias)가 발생할 수 있다는 점에서 한계를 지니며, 각 시장내의 어종별 거래량을 고려하여 시장간의 동적 관계를 살펴본다면 인과방향의 결론을 도출할 수 있을 것이다.

그럼에도 불구하고, 본 연구는 학자나 실무자에게 있어 수산물의 가격결정 과정상의 시장간 인과방향에 대한 지속적인 토론에 기여할 뿐만 아니라 정부의 정책담당자에게 수산물의 물가정책을 시행하는데 있어 정책수단을 선택하는 기준을 제공한다는 점에서 그 시사점이 크다고 하겠다.

참 고 문 헌

농수산물유통공사, 「농수산물유통조사월보」, 각년도.

수산업협동조합중앙회, 「수산물계통판매고통계연보」, 각년도.

한국농촌경제연구원, 「식품수급표」, 1996.

해양수산부, 「수산업 동향에 관한 연차보고서」, 각년도.

이종원, 「계량경제학」, 박영사, 1997.

장영수, 「수산물 유통론」, 부경대학교 수산기업연구소, 1997.

최병선, 「다변량시계열분석」, 세경사, 1995.

강석규·남수현, "KOSPI200 선물시장과 현물시장간의 선도-지연 관계 : 공적분 접근", 「대한경영학회지」, 제19호, 대한경영학회, 1998. 11, pp. 573~598.

권오상, "육류의 시장단계간 가격전달과정에 관한 계량분석", 서울대 석사학위논문, 1990. 2.

_____, "인과성 검정을 이용한 쇠고기 시장가격의 특성분석", 「농촌경제」, 제13권 제4호, 한국농촌경제연구원, 1990. 12, pp. 41~49.

김병률, "주요 축산물의 경제변수간 인과성 분석", 서울대 석사학위논문, 1988.

박준근, "농축산물의 도매가격이 소매가격에 미치는 영향에 관한 연구", 「식품유통연구」, 제6권 제1호, 한국식품유통학회, 1989, pp. 17~37.

이병서 · 고성보, "주요 축산물의 시장단계별 가격간 인과성 분석", 「농촌경제」, 제15권 제2호, 한국농촌경제연구원, 1992. 6, pp. 25~36.

이철현, "쇠고기시장의 가격결정구조 분석", 「농촌경제」, 제20권 제2호, 한국농촌경제연구원, 1997, pp. 51~62.

허신행, "농산물 가격변동의 하방경직성과 그 원인", 「농촌경제」, 제10권 제2호, 한국농촌경제연구원, 1987. 10, pp. 1~14.

Abdur R. Chowdhury, "Futures Market Efficiency : Evidence from Cointegration Tests", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 5, 1991, pp. 577~589.

Dickey, D. A., & W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.

Engle, Robert F., & W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction : Representation Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.

Engle, Robert F., & B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 1987, pp. 143~159.

Geweke, John, Richard Meese, & Warren Dent, "Comparing Alternative Tests of Casuality in Temporal Systems : Analytic Results and Experimental Evidence", *Journal of Econometrics*, Vol. 21, 1983, pp. 161~194.

Granger, C. W. J, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, 1969, pp. 424~438.

_____, "Some Recent Development in A Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, Vol. 39, 1988, pp. 199~211.

Granger, C., & Newbold, P., "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111~120.

Mackinnon, J. G., "Critical Value for Cointegration Tests for in R. F. Engle and C. W. J. Granger, Long-run Economic Relationships", *Oxford University Press*, 1991, pp. 267~276.

Wahab, M., & Lashgari, M., "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets", *Journal of Futures Market*, Vol. 13, No. 7, 1993, pp. 711~742.

多屋勝雄,「國際化時代の水産物市場－水産物需給と價格形成－」, 北斗書房, 1991.

大塚 秀雄, "魚類の需要動向と價格形成の分析―多変量時系列変動要因分析・需要關數・經驗曲線による分析 ", 釧路公立大學紀要, 社會科學研究 4, 1997. 3, pp. 23~48.

A Study on the Long-run Equilibrium Relationship and Causality between the Prices of Fisheries Products at Different Levels of Distribution

- Focused on Hairtail and Squid in Pusan -

Kang, Seok-Kyu and Lee, Kwang-Jin

Abstract

Fisheries products in Korea generally go through three markets, namely the wholesale market at production site (Market A), the wholesale market at consumption site (Market B), and the retail market (Market C), from producers to end consumers. As the products move from Market A through Market B to Market C, the marginal gap of prices asked in these markets demonstrates an apparent relationship. The producers, middlemen, consumers, and governmental departments concerned may influence the marketing prices of fisheries products. This study employing the cointegration theory tries to investigate whether causality of the price-setting among these markets exists and, if any, what it is.

The authors have focused their attention on fisheries markets in Pusan, analyzing the long-run equilibrium relationship and causality between the prices of hairtail and squid among markets at different levels. Data used in this study cover the period from August 1984 to December 1997 for hairtail, and the period from May 1989 to December 1997 for squid.

The main findings of the study may be summarized as follows:

First, regardless of the price time-series of hairtail and squid in individual market, the first difference is necessary for satisfying the stationary conditions since each time-series is a first integration. This means homogeneous integration of time-series, which is a requirement of the long-run equilibrium of prices at different markets, is satisfied.

Second, the study of the long-run equilibrium relationship between the prices at Market A and Market B shows that a long-run equilibrium relationship does exist for selling prices of the two species at Market A and Market B.

Third, the ECM (error correction model) used here to describe the long- and short-run dynamics of price change demonstrates that, in the case of squid, the price change in Market A will lead to a corresponding price change in Market B in the long-run period. In the short-run, however, the price at Market B is not only influenced by the price change in Market A but influence the price at Market A as well, that is, the prices between Market

A and Market B have a feedback effect.

It should be stressed that the limitation in data collection, which cover only two species of hairtail and squid, is likely to cause a sampling bias. Nonetheless, we may conclude that a dynamic relation in the formation of prices does exist in view of the transaction amount of species at different markets.

It is believed that the conclusion drawn from this study would not only contribute to a long-lasted debate on the direction of causality of price-setting among academic circle and fishing community, but would provide a useful standard for the policy makers in charge of the price-setting of fisheries products as well.