

소비지도매시장 패류 실질경매제도의 실효성 분석 : 굴, 바지락, 홍합에 대해

An Analysis of the Effectiveness of the Real
Auction System on Shellfish in the Wholesale
Market for Consumers, with respect to Oysters, Little
Clams and Mussels

김 봉 태*
Kim, Bong Tae

〈 목 차 〉

- I. 서 론
 - II. 자료와 방법
 - III. 분석결과
 - IV. 결 론
-

Abstract : There has been a major change in the auction system of shellfish in the domestic wholesale market for consumers since 2001. This change, called the 'Real Auction System', is different from the previous 'Record Auction System'. This study analyzes the effectiveness of the Real Auction System for oysters, little clams and mussels, in terms of market prices through correlation analysis, structural change test and Granger causality test. For the structural change test, this study uses two popular test methods: Chow test, and CUSUM · CUSUM squares test. Monthly price data from January 1998 to September 2003 are used for the analyses. These data are collected from the domestic wholesale market for consumers, the domestic wholesale market for producers, and the domestic retail market. The result of empirical tests show that there is a positive structural change and a meaningful change

* 한국해양수산개발원 연구원

of Granger causality in some parts. These indicate that the effectiveness of the consumers' wholesale market has increased during the period of adopting the Real Auction System.

Key word : Real Auction System, effectiveness, correlation, structural change, Granger causality

I. 서 론

일반적으로 수산물은 크게 산지도매시장, 소비지도매시장, 소비지소매시장의 3단계 유통과정을 거친다. 이들 각 시장에서 형성되는 가격은 유통마진의 격차를 두고 밀접한 연관 속에 움직인다. 이 중 유통단계의 중간에 위치한 소비지도매시장의 가격 결정이 중요한데, 전국에서 대량으로 집하된 수산물에 대해 1차적으로 가격을 결정하는 기능을 수행하기 때문이다. 이때 경매제도가 핵심적인 역할을 하며 그 효과는 다음과 같다. 첫째, 수급 상황을 정확히 반영한 가격이 형성되어 거래가 공정해진다. 둘째, 거래량·거래액·거래가격을 공개하고 이를 정확히 보고함으로써 거래가 투명해진다. 셋째, 정확한 시세를 신속히 알 수 있으므로 출하자는 이를 보면서 출하를 조절할 수 있다. 넷째, 소매상들이 전날 경매 가격을 보고 적정 가격에 살 수 있으므로 유통마진을 절감할 수 있다. 다섯째, 품질에 따라 정확한 가격이 형성되므로 출하자는 상품성을 높이는 노력을 기울이게 된다.

그런데 소비지도매시장의 가격 결정이 정상적이지 못할 경우 유통단계 사이 연관도 왜곡될 소지가 있다. 실제로 그 동안 소비지도매시장에서는 경매제도가 형식적인 상장과 경매에 그쳐 이런 의구심을 불러일으켰다. 이를 ‘기록상장’, ‘기록경매’라고 하는데 경매 절차 없이 출하자와 중도매인이 직접 거래를 하면서 경매를 한 것처럼 기록하는 불법거래이다. 이처럼 공정한 경쟁에 따라 가격이 형성되지 않음으로써 소비지도매시장이 제 기능을 다하지 못한다는 지적을 받아 왔다.

이에 해양수산부는 1999년 9월 수산물유통구조개선계획을 마련해 소비지도매시장에서 경매제도를 정착시키기 위한 정책을 추진하였다. 그리하여 2001년 5월부터 패류 품목에 한해 서울 가락동 도매시장과 노랑진 도매시장에서 실질적인 경매제도가 단계적으로 실시되었다. 이를 기록경매와 반대되는 개념으로 ‘실질경매’라 부른다. 특정 기준¹⁾에 따라

1) 패류품목 중에서 거래물량 점유율이 2% 이상인 품목과 연간 1천톤 이상 거래되는 품목에 대해서는 상장경매가 이루어지도록 하고 기타 품목은 상장예외품목으로 지정하여 중도매인이 수집 또는 수탁하여 판매할 수 있도록 하였음. 예외품목을 지정한 것은 수산물의 품목이 다양하고 소규모로 유통되는 경우가 많아 정상적인 경매가 어렵기 때문이다.

모두 11개 품목이 선정됐으며 이들 품목이 일시에 실질경매를 실시할 경우 나타날 수 있는 혼란을 예방하기 위해 네 단계²⁾로 나눠 진행되었다.

패류 실질경매 이후 생산 어업인의 직출하가 쉬워졌으며 대금결제가 신속하게 이루어지는 등, 실질경매는 소비지도매시장의 거래질서 확립에 긍정적인 역할을 한 것으로 평가되고 있다. 그러나 실질경매의 성과를 온전히 드러내고 그 당위성을 내세우기에는 아직 연구가 부족한 부분이 많다. 더구나 2003년 9월부터 실질경매제가 선어류 품목으로 단계적으로 그 범위를 넓혀가고 있어 그 동안 실질경매제가 기대했던 성과를 거두었는지에 대한 연구는 더욱 필요한 상황이다.

따라서 본 연구에서는 이러한 실질경매가 기록경매와 비교해서 뚜렷한 개선 효과가 있는지 확인해 보기로 한다. 그런데 위에서 서술한 경매의 기대 효과들을 하나하나 조사하는 데는 많은 어려움이 따르므로 여기서는 소비지도매시장의 가격과 다른 유통단계 가격 사이의 관계 변화를 살펴봄으로써 간접적으로 확인하는 방식을 택했다. 즉 월별 가격시계열 자료를 사용해 실질경매제 시행 이후 소비지도매시장의 가격이 산지도매시장 가격이나 소비지소매시장 가격과 얼마나 동조(同調)하여 움직이는지, 가격모형을 설정한 뒤 그 모형에서 두드러진 구조변화가 있는지, 가격 인과관계에 변화가 있는지에 대해 분석하였다. 이 때 월별 평균 가격이므로 유통단계별 특수성³⁾에 따른 차이는 상쇄되고 수산물의 수급에 대한 평균적인 정보가 가격에 반영될 것이다. 그리고 만일 실질경매가 공정한 가격을 형성한다면 소비지도매시장이 중간 유통단계로서 산지시장과 소비지소매시장을 밀접하게 매개하여 이들 가격이 양(陽)의 방향으로 서로 동조하는 흐름을 보일 것이라 예상할 수 있다.

분석 대상 품목은 굴, 바지락, 홍합에 한정하였다. 이 품목들이 소비지도매시장에서 수입 물량의 비중이 작아 수입의 영향을 배제할 수 있기

2) 1단계(2001년 5월) - 미더덕; 2단계(2001년 7월) - 우렁챙이, 홍합; 3단계(2001년 9월) - 굴, 바지락; 4단계(2001년 11월) - 고막, 낙지, 주꾸미, 동죽, 새우, 소라

3) 예를 들어, 시장의 특수한 상황에 따라 수급 불균형이 발생해 일시적인 가격 급등락이 나타난 경우임.

때문이다. 그리고 소비지도매시장의 공식적인 가격자료가 있는 품목이 굴과 바지락밖에 없다는 현실적인 여건도 고려되었다. 가격 시계열 자료는 1998년부터 사용했는데 그 이전 자료는 1997년 외환위기의 영향도 고려해야 하는 번거로움이 있기 때문이다. 분석 방법은 소비지도매시장 가격과 다른 유통단계 가격 간의 상관관계 분석과, Chow 검정, CUSUM · CUSUM squares 검정을 이용한 구조변화 분석, 그랜저 인과성 (Granger Causality) 검정을 이용한 인과관계 분석이다. 본 논문의 2장은 분석에 사용된 자료와 방법을 기술하고, 3장은 분석 결과를, 4장은 결론을 제시하였다.

미리 서술하건대, 본 연구는 가격 분석에만 초점이 맞춰졌고, 품목이 한정되었으며, 연구 대상으로 한 소비지도매시장도 전체 소비지도매시장이 아니라는 점을 한계로 지적할 수 있다. 따라서 이 연구가 실질경매의 실효성 여부에 대한 결론을 온전히 드러내는 것은 아니며 앞으로 시도할만한 가치가 있는 여러 연구 중 하나로서만 의미가 있다.

한편 실질경매를 본격적으로 다룬 연구는 아직 없다. 수산물 가격 시계열 자료를 분석한 연구도 많지 않다.⁴⁾ 다만 가격 시계열 자료를 사용해 구조변화 분석과 인과성 분석을 시도한 연구는 금융, 에너지 분야에서 많이 찾아볼 수 있다.

II. 자료와 방법

1. 자료

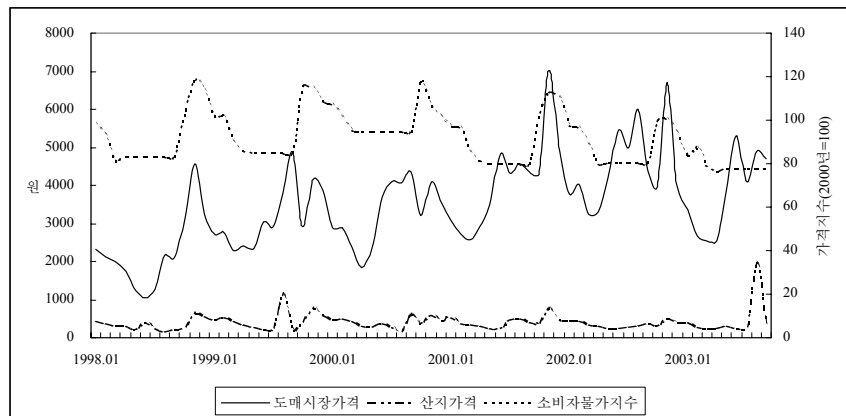
굴, 바지락, 홍합을 대상으로 산지도매시장 가격은 수협계통판매고 전국 평균가격을, 소비지도매시장 가격은 서울농수산물공사 도매시장법인인 강동수산(주)의 가격자료를, 소비지도매시장 가격은 통계청이 작

4) 관련 연구로 강석규 · 이광진(1998)이 부산지역의 갈치, 오징어를 대상으로 유통 단계별 가격 간 장기균형관계와 인과성 규명을 한 사례가 있음.

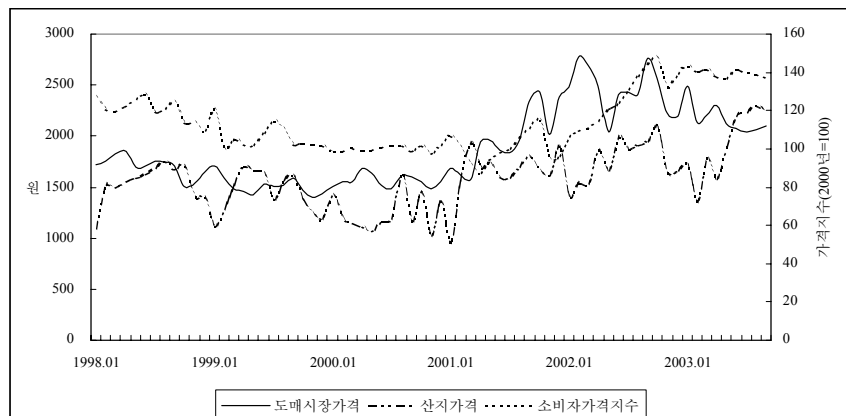
성하는 해당 품목의 서울시 소비자물가지수를 이용하였다.⁵⁾ 단, 홍합의 경우 소비자물가가 따로 집계되지 않아 이를 제외하고 분석하였다. 모든 자료는 불변가치로 환산한 월별자료이다.

분석기간은 1998년 1월부터 2003년 9월까지 69개월 간이다. 실질경매 시행 시점은 굴, 바지락이 2001년 9월, 홍합이 2001년 7월이다. <그림-1>에는 분석기간 동안 각 품목의 가격 추이가 나와 있다.

〈그림-1〉 굴, 바지락, 홍합의 시장별 가격추이



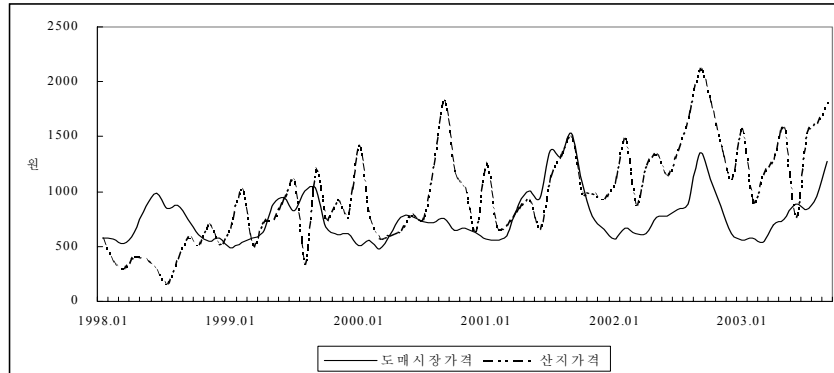
굴의 시장별 가격 추이



바지락의 시장별 가격추이

5) 이하 본문에서 산지도매시장 가격을 ‘산지가격’, 소비지도매시장 가격을 ‘도매시장가격’, 소비지소매시장 가격을 ‘소비자가격’으로 표기하였음.

굴, 바지락, 홍합의 시장별 가격추이(계속)



홍합의 시장별 가격추이

한편 시계열 변수가 안정적(stationary)이지 않을 경우 유사회귀(spurious regression) 문제가 발생하기 때문에 가격변수에 단위근(unit root)이 존재하는지 여부를 알아보기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정법을 이용하여 단위근 검정을 실시하였다. ADF 검정시 적정시차는 BIC(Bayesian Information Criterion) 기준을 따랐고, PP 검정시에는 Newey-West Bandwidth를 이용하였다. 두 검정법 서로 다른 결과가 나올 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 해석하였다.⁶⁾

<표-1>에 나온 결과를 보면 굴과 홍합은 모든 가격변수가 안정적인 것으로 나타났으나 바지락은 일부만 안정적인 것으로 확인되었다. 다만 바지락의 경우에도 차분한 가격변수는 모두 안정적이었다.

<표-1> 품목별 가격의 단위근 검정 결과

굴 가격	실질경매 이전		실질경매 이후		전 기간	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
도매시장가격	-3.79***	-2.86*	-3.12**	-2.88*	-3.51**	-3.97***
산지가격	-4.60***	-6.39***	-3.91***	-2.55	-4.77***	-7.03***
소비자가격지수	-2.35	-2.63*	-3.06**	-1.64	-2.51	-2.64*

6) 한 검정법에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지만 다른 검정법에서는 그렇지 않은 경우인데, 이럴 때에도 유의수준 10% 기준을 조금 완화하면 두 검정법에서 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 결과를 얻었음.

품목별 가격의 단위근 검정 결과(계속)

바지락 가격		실질경매 이전		실질경매 이후		전 기간	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
도매시장 가격	수준	-0.84	-1.45	-2.29	-3.81	-1.92	-2.36
	차분	-7.19***	-6.44***	-4.78***	-10.23***	-5.49***	-8.75***
산지가격	수준	-0.31	-2.76*	-2.94*	-2.27	-2.22	-1.16
	차분	-5.55***	-6.27***	-3.88***	-7.91***	-5.09***	-4.87***
소비자 가격지수	수준	-1.07	-1.46	-1.61	-3.31**	-1.03	-1.15
	차분	-8.48***	-9.99***	-6.40***	-13.20***	-6.89***	-9.47***

홍합 가격		실질경매 이전		실질경매 이후		전 기간	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
도매시장가격		-4.67***	-2.66*	-4.34***	-2.18	-3.77***	-3.35**
산지가격		-2.75*	-4.25***	-2.39	-3.20**	-2.75*	-4.00***

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

2. 분석방법

본 논문의 목적은 실질경매를 실시하기 전과 후 사이 시장의 변화를 분석하는 것이다. 만일 실질경매제도가 효과가 있다면 도매시장가격은 산지가격이나 소비자가격과 괴리되지 않고 동조하는 모습을 보일 것이다. 이를 확인하기 위해 먼저 간단하게 가격 간 상관계수 변화를 살펴보고, 그 다음 구조변화 분석과 그랜저 인과성 검정을 시도한다.

1) 상관계수 분석

상관계수는 동조화 정도를 간단히 알아보는 지표로 -1에서 1사이 값을 가진다. 0에 가까울수록 두 가격이 무관하게 움직이고, 1에 가까울수록 동조화현상이 강하게 나타나 같은 방향으로 움직인다고 해석할 수 있다. 만일 -1에 가까우면 역(逆)동조화하여 서로 반대방향으로 움직이고 있는 것이다.

기간별 동조화의 추세를 보기 위해 전 기간에 대한 상관계수가 아니라 12개월, 24개월 동안의 이동상관계수를 구하였다. 단위근이 존재할

경우 상관관계 분석이 의미가 없으므로 바지락에 대해서는 차분 변수에 대해서만 분석하였다.⁷⁾

2) 구조변화 분석

구조변화 분석기법에는 다양한 방법이 있으나 본 논문에서는 비표본 정보를 활용한 Chow 검정과, 구조변화의 진단검정인 CUSUM · CUSUM squares 검정을 병행하여 사용하였다.

가격변수 간 상호관계를 회귀방정식으로 모형화하면 구조변화 시점을 m 이라고 할 때 다음과 같다.

$$\begin{aligned} WP_t &= \alpha_1 + \beta_1 PP_t + \gamma_1 RP_{t-1} + \varepsilon_t & t = 1, \dots, m \\ &= \alpha_2 + \beta_2 PP_t + \gamma_2 RP_{t-1} + \varepsilon_t & t = m+1, \dots, T \end{aligned}$$

WP_t : 도매시장가격, PP_t : 산지가격, RP_t : 소비자물가지수

가격변수를 차분한 가격증감변수에 대해서도 같은 형태의 회귀방정식을 구성할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta WP_t &= \alpha_1 + \beta_1 \Delta PP_t + \gamma_1 \Delta RP_{t-1} + \varepsilon_t & t = 1, \dots, m \\ &= \alpha_2 + \beta_2 \Delta PP_t + \gamma_2 \Delta RP_{t-1} + \varepsilon_t & t = m+1, \dots, T \end{aligned}$$

ΔWP_t : 도매시장가격 증감, ΔPP_t : 산지가격 증감, ΔRP_t : 소비자물가지수 증감

구조변화의 발생은 오차항의 분산이 같다고 가정할 때 다음과 같은 귀무가설로 나타낼 수 있다.

7) 이하 본문에서는 가격 수준 변수를 ‘가격변수’로, 가격 차분 변수를 ‘가격증감변수’로 표기하였음.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 \text{ and } \beta_1 = \beta_2 \text{ and } \gamma_1 = \gamma_2$$

그리고 대립가설은 구조변화로 인해 회귀계수에 변화가 나타났다는 명제로 설정한다.

$$H_a : \alpha_t, \beta_t, \gamma_t \text{ (다양한 유형)}$$

구조변화에 대한 가설검정 방법은 대립가설이 어떠한 유형이냐에 따라 달라지는데, 크게 구체적인 대립가설의 경우와 일반적인 대립가설의 경우로 나눌 수 있다. Chow 검정은 구체적인 대립가설⁸⁾을 상정하고 구조변화의 시점이 한 번 있었다는 가정 아래 그 시점이 알려진 경우에 사용한다. 본 논문에서는 먼저 실질경매 시점에 구조변화가 있었는지 여부를 Chow 검정으로 확인하였다. 아울러 실질경매 이전과 이후 기간에 대해 각각 위의 회귀모형을 적용해 모형의 설명력, 계수의 유의성 여부에 차이가 있는지 확인해 보았다.

그 다음 구조변화 유형에 대한 구체적인 모형을 전제하지 않고 일반적인 대립가설을 설정하는 CUSUM · CUSUM squares 검정을 적용하였다. 이 검정법은 반복잔차(recursive residuals)를 사용하며 CUSUM 검정이 주로 회귀계수의 체계적인 움직임을, CUSUM squares 검정이 주로 회귀계수의 돌발적인 움직임을 감지한다.

3) 그랜저 인과성 검정

특정 가격이 다른 가격에 대해 예측력을 갖는지 여부는 그랜저 인과성 검정으로 확인할 수 있다. 그랜저 인과성의 개념을 간단히 설명하면 다음과 같다. 시계열 y_t 를 예측하는 데 있어 y_t 의 시차변수 이외 다른 정보가 시계열 변수를 예측하는 데 아무런 도움을 주지 못할 경우 이를 그랜저 인과성이 없다고 말한다.⁹⁾ 그리고 그 반대의 경우이면 그랜저

8) $H_a : \alpha_1 \neq \alpha_2 \text{ or } \beta_1 \neq \beta_2 \text{ or } \gamma_1 \neq \gamma_2$

9) 이를 수식으로 나타내면 다음과 같음. $f(y_t | y_{t-1}, x_{t-1}) = f(y_t | y_{t-1})$

인과성이 있다고 말한다.

그랜저 인과성을 검정하기 위해 가격변수들로 구성된 벡터자기회귀 (VAR : Vector Autoregression) 모형을 나타내 보자.

$$\begin{pmatrix} WP_t \\ PP_t \\ RP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & b_{11} & c_{11} \\ a_{21} & b_{21} & c_{21} \\ a_{31} & b_{31} & c_{31} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} WP_{t-1} \\ PP_{t-1} \\ RP_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} a_{1p} & b_{1p} & c_{1p} \\ a_{2p} & b_{2p} & c_{2p} \\ a_{3p} & b_{3p} & c_{3p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} WP_{t-p} \\ PP_{t-p} \\ RP_{t-p} \end{pmatrix}$$

WP_t : 도매시장가격, PP_t : 산지가격, RP_t : 소비자물가지수

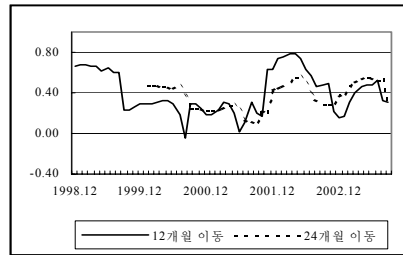
예를 들어 $b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1p}$ 가 통계적으로 유의하면 PP의 시차변수가 WP를 예측하는 데 도움을 주었으므로 이는 PP가 WP보다 선행함을 의미하고 그랜저 인과성이 있다고 할 수 있다. 이는 가격증감변수들로 구성된 VAR에서도 마찬가지다. 본 논문에서는 가격변수들 간, 가격증감변수들 간의 그랜저 인과성이 실질경매를 전후로 해서 어떤 변화가 생기는지 검정하였다.

Ⅲ. 분석결과

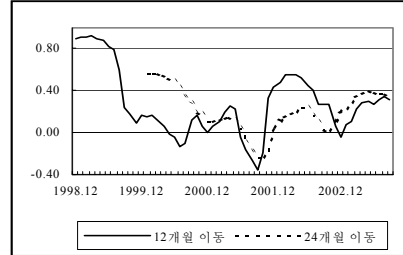
1. 상관계수 분석

<그림-2>는 품목별로 도매시장가격과 산지가격, 도매시장가격과 소비자물가지수, 그리고 각각을 차분한 증감변수 간의 이동상관계수를 나타낸 것이다. 굴의 경우 가격변수 간 동조화 정도가 실질경매 이후 크게 두드러졌다고 보기는 어렵지만 가격증감변수 면에서는 꽤 두드러진 흐름을 보이고 있다. 바지락도 가격증감변수 간 동조화 정도가 크게 개선된 것으로 나타났고, 홍합도 가격변수, 가격증감변수에서 모두 실질경매 이후 동조화 경향이 더 뚜렷한 것으로 드러났다.

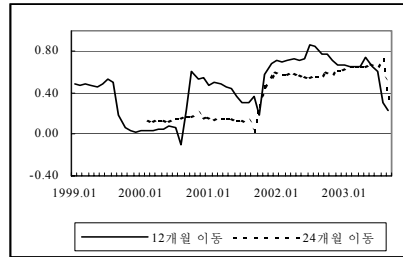
〈그림-2〉 품목별 가격변수, 가격증감변수 간 이동상관계수



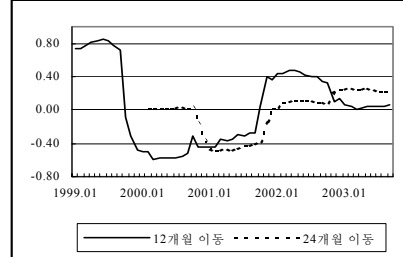
굴 도매시장가격-산지가격



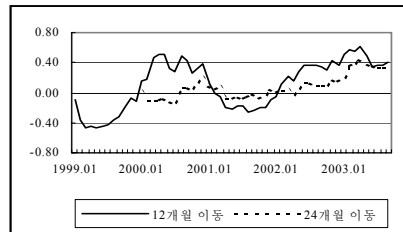
굴 도매시장가격-소비자물가지수



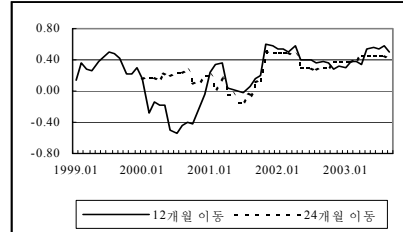
굴 12도매시장가격-12산지가격



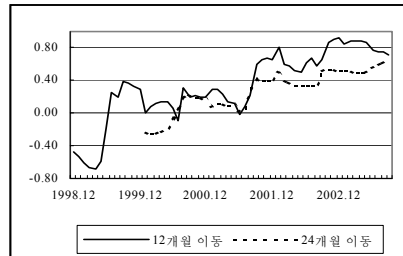
굴 12도매시장가격-12소비자물가지수



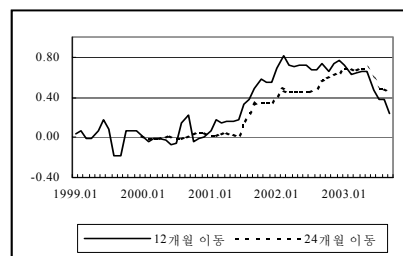
바지락 12도매시장가격-12산지가격



바지락 12도매시장가격-12소비자물가지수



홍합 도매시장가격-산지가격



홍합 12도매시장가격-12산지가격

주 : '12'는 가격증감변수임을 나타냄.

2. 구조변화 분석

1) Chow 검정

<표-2>는 각 유통단계별 가격의 상호관계를 나타낸 아래 회귀방정식의 추정결과이다.

$$WP_t = \alpha + \beta PP_t + \gamma RP_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{또는 } \Delta WP_t = \alpha + \beta \Delta PP_t + \gamma \Delta RP_{t-1} + \varepsilon_t$$

WP_t : 도매시장가격, PP_t : 산지가격, RP_t : 소비자물가지수

ΔWP_t : 도매시장가격 증감, ΔPP_t : 산지가격 증감, ΔRP_t : 소비자물가지수 증감

이 방정식을 실질경매 이전과 이후, 전체 기간에 적용해 각각 그 결과를 나타내었다. 모든 품목의 모형에서 실질경매 이후의 R^2 값이 이전보다 개선된 것으로 나타나 전체적으로 설명력이 높아졌다는 것을 확인할 수 있다.

각 품목별로 실질경매 이전 시기와 이후 시기 모형에서 계수의 유의성은 다음과 같다. 굴의 경우 가격변수 모형에서 산지가격은 두 기간 모두 유의하여 실질경매의 유무와 관련이 없었다. 소비자물가지수는 실질경매 이후 기간에만 유의하였는데 그 부호가 음(陰)이어서 이것만으로 볼 때 전기(前期)의 소비자가격과 도매시장가격이 역(逆)으로 상호 관련되어 있다고 할 수 있다. 굴의 가격증감변수 모형에서는 실질경매 이후 시기에 나타난 변화로 산지가격증감이 도매시장가격증감과 유의한 양(陽)의 연관이 있었다. 그러나 전 기간에 걸쳐 도매시장가격증감은 소비자물가지수증감과 관련이 없었다.

바지락의 가격증감모형에서는 어떤 경우에도 유의미한 계수가 나타나지 않아 실질경매와 상관 없이 가격증감변수 간에 상호관련이 없다고

볼 수 있다.

홍합은 가격모형이나 가격증감모형 모두 실질경매 이후 기간으로 넘어오면서 산지가격, 산지가격증감이 유의미한 결과를 얻어 실질경매가 두 가격 간, 두 가격증감 간 상호관련성을 높이는 역할을 했다고 추론할 수 있다. 그런데 이상의 결과는 가격 간, 가격증감 간 관계를 동일한 기간으로 제한한 정태적 분석의 결과이므로 VAR 모형을 통한 동태적 분석의 결과와는 다를 수 있다.

<표-3>은 구조변화 발생시점을 실질경매 시기로 보고 Chow 검정을 한 결과이다. 바지락의 가격증감변수 모형을 제외하고는 굴과 홍합에서 모두 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 기각하고 있음을 보여준다. 바지락의 경우 실질경매 전후 기간 모두 회귀방정식에서 상호관련성이 없었기 때문에 귀무가설을 기각하지 못한 것은 당연한 결과로 풀이된다.

<표-2> 품목별 가격변수, 가격증감변수의 회귀방정식 추정 결과

구분			α	β	γ	R^2
굴	수준 변수	실질경매 이전	3980.52 (3.42)**	1.71 (2.13)*	-16.95 (-1.31)	0.12
		실질경매 이후	3249.91 (3.58)**	10.04 (5.60)**	-33.67 (-2.93)**	0.55
		전체	4508.02 (5.67)**	2.44 (1.89)	-23.36 (-2.09)*	0.14
	차분 변수	실질경매 이전	70.66 (0.66)	0.20 (0.35)	22.46 (1.52)	0.09
		실질경매 이후	50.07 (0.32)	7.89 (6.30)**	9.81 (0.62)	0.54
		전체	48.37 (0.53)	0.66 (0.78)	28.81 (1.95)	0.13
바지락	차분 변수	실질경매 이전	3.38 (0.32)	-0.05 (-0.57)	-2.70 (-0.83)	0.04
		실질경매 이후	-15.94 (-0.36)	0.33 (1.87)	0.11 (0.02)	0.12
		전체	4.34 (0.29)	0.11 (1.03)	-1.78 (-0.54)	0.03

품목별 가격변수, 가격증감변수의 회귀방정식 추정 결과(계속)

구분			α	β	γ	R^2
홍합	수준 변수	실질경매 이전	795.00 (7.28)**	-0.09 (-0.78)	.	0.03
		실질경매 이후	202.73 (1.69)	0.49 (4.66)**	.	0.30
		전체	624.00 (5.51)**	0.14 (1.21)	.	0.05
	차분 변수	실질경매 이전	5.09 (0.26)	0.01 (0.28)	.	0.00
		실질경매 이후	-3.72 (-0.11)	0.28 (3.06)**	.	0.27
		전체	4.50 (0.24)	0.12 (2.37)*	.	0.08

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

<표-3> 품목별 가격변수 모형, 가격증감 변수 모형에서 Chow 검정 결과

구분		실질경매 시점에서 Chow 검정 : F 통계값
굴	수준변수	8.01**
	차분변수	6.65**
바지락	차분변수	1.70
홍합	수준변수	6.48**
	차분변수	3.61*

주 : *, **는 각각 5%, 1% 유의수준에서 구조변화가 없다는 가설을 기각함.

2) CUSUM · CUSUM squares 검정

<그림-3>은 CUSUM · CUSUM squares의 통계량을 구하여 경로를 그림으로 나타낸 것이다. 여기서 실선은 통계량의 경로이고 점선은 5% 유의수준에 속하는 범위를 보여 준다.

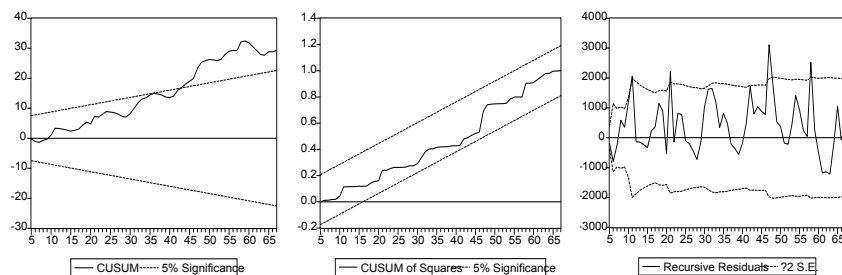
굴의 가격변수 모형의 CUSUM 통계량은 실질경매 시기(45번째 시점)에 즈음해 유의수준 범위를 벗어나고 있어 구조변화가 있었음을 짐

작할 수 있다. 반복잔차의 움직임도 그 부근에서 95%의 신뢰구간을 크게 벗어난 부분이 보인다. 그러나 굴의 가격증감변수 모형은 두 통계량 모두 유의수준 안에서 움직여서 구조변화가 감지되지 않았다.

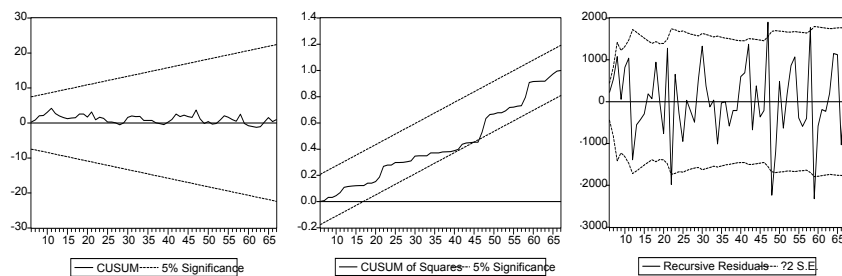
바지락의 가격증감변수 모형은 CUSUM squares 통계량이 실질경매 시기(45번째 시점)를 전후해서 유의수준 범위를 이탈한 모습을 보이고 있다. 반복잔차의 움직임도 그 부근에서 95% 신뢰구간을 크게 벗어나 있다. 따라서 구조변화가 있는 것으로 해석할 수 있다. 반복잔차를 이용하기 때문에 잔차의 제곱합을 이용하는 Chow 검정과는 다른 결과가 나타났다.

홍합은 두 모형 모두 반복잔차의 움직임에서는 신뢰구간을 벗어난 부분이 눈에 띄지만 CUSUM 통계량이나 CUSUM squares 통계량은 안정적이어서 이것만으로 볼 때는 구조변화가 있다고 단정하기 어렵다.

〈그림-3〉 품목별 가격변수 모형, 가격증감변수 모형의 CUSUM · CUSUM squares 통계량과 반복잔차(recursive residuals) 추이

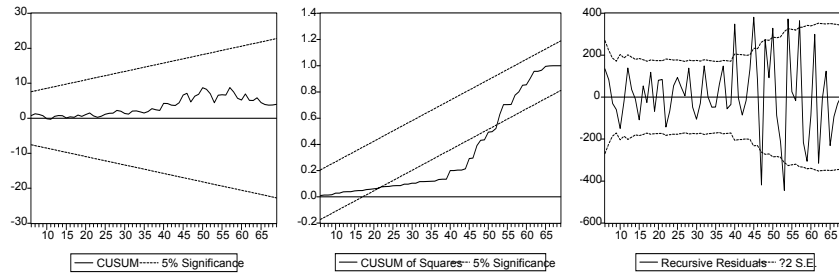


굴의 가격변수 모형

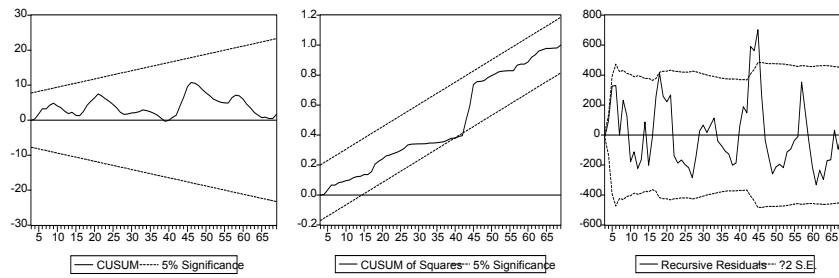


굴의 가격증감변수 모형

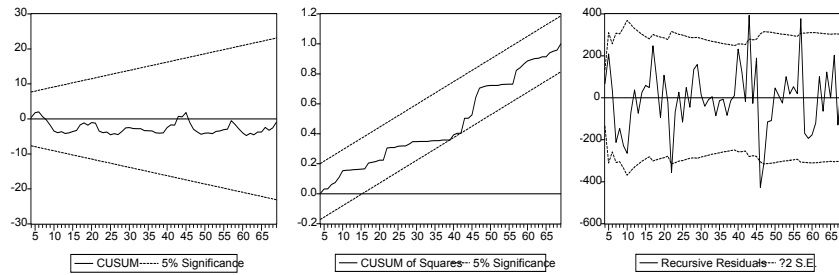
품목별 가격변수 모형, 가격증감변수 모형의 CUSUM · CUSUM squares 통계량과 반복잔차(recursive residuals) 추이(계속)



바지락의 가격증감변수 모형



홍합의 가격변수 모형



홍합의 가격증감변수 모형

3. 그랜저 인과성 검정

그랜저 인과성 검정은 VAR 모형을 구성하여 다음의 귀무가설을 검정하는 것이다. 먼저 가격변수에 대한 것부터 살펴보자.

$$WP_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^p a_i WP_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i PP_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_i RP_{t-i} + u_{1t}$$

$$\text{귀무가설 } H_0 : b_1=b_2=\dots=b_p=0, H_0 : c_1=c_2=\dots=c_p=0$$

$$PP_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^p a_i WP_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i PP_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_i RP_{t-i} + u_{2t}$$

$$\text{귀무가설 } H_0 : a_1=a_2=\dots=a_p=0, H_0 : c_1=c_2=\dots=c_p=0$$

$$RP_t = \mu_3 + \sum_{i=1}^p a_i WP_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i PP_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_i RP_{t-i} + u_{3t}$$

$$\text{귀무가설 } H_0 : a_1=a_2=\dots=a_p=0, H_0 : b_1=b_2=\dots=b_p=0$$

WP_t : 도매시장가격, PP_t : 산지가격, RP_t : 소비자물가지수

각 귀무가설에 대한 F 통계량을 계산하여 <표-4>에 나타냈으며 5% 유의수준에서 가설이 기각되는 경우를 *로 표시하였다.

이와 비슷하게 가격증감변수에 대한 것은 다음과 같다.

$$\Delta WP_t = \mu_4 + \sum_{i=1}^p d_i \Delta WP_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_i \Delta PP_{t-i} + \sum_{i=1}^p f_i \Delta RP_{t-i} + u_{4t}$$

$$\text{귀무가설 } H_0 : e_1=e_2=\dots=e_p=0, H_0 : f_1=f_2=\dots=f_p=0$$

$$\Delta PP_t = \mu_5 + \sum_{i=1}^p d_i \Delta WP_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_i \Delta PP_{t-i} + \sum_{i=1}^p f_i \Delta RP_{t-i} + u_{5t}$$

$$\text{귀무가설 } H_0 : d_1=d_2=\dots=d_p=0, H_0 : f_1=f_2=\dots=f_p=0$$

$$\Delta RP_t = \mu_6 + \sum_{i=1}^p d_i \Delta WP_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_i \Delta PP_{t-i} + \sum_{i=1}^p f_i \Delta RP_{t-i} + u_{6t}$$

$$\text{귀무가설 } H_0 : d_1=d_2=\dots=d_p=0, H_0 : e_1=e_2=\dots=e_p=0$$

ΔWP_t : 도매시장가격 증감, ΔPP_t : 산지가격 증감, ΔRP_t : 소비자물가지수 증감

역시 각 귀무가설에 대한 F 통계량을 계산하여 <표-5>에 나타냈으며 5%, 1% 유의수준에서 가설이 기각되는 경우를 *, **로 표시하였다.

한편 VAR 모형에 상수항과 어느 정도의 시차변수를 설명변수로 포함시킬 것인가¹⁰⁾는 보편적으로 사용되는 정보기준인 BIC를 사용하여 선택하였다. 이 결과도 <표-4>, <표-5>에 나타내었다.

그랜저 인과성 검정 결과 바지락과 홍합의 경우에는 실질경매 이전이나 이후 아무런 인과관계도 확인할 수 없었다. 그러나 굴의 경우 도매시장가격을 중심으로 볼 때 인과관계의 변화가 나타났다. 가격변수에서는 실질경매 이전에는 도매시장가격과 소비자물가지수 사이 인과관계가 없다는 실질경매 이후에는 소비자물가지수가 도매시장가격에 선행하는 것으로 나타났다. 이 때 실질경매 이후 선행관계의 부호는 모호하였다. 가격증감변수에서는 실질경매 이전에는 도매시장가격이 소비자물가지수에 양(陽)의 방향으로 선행하였지만 실질경매 이후에는 반대로 소비자물가지수가 도매시장가격에 선행하는 것으로 나타났다. 이 때에도 실질경매 이후 선행관계의 부호는 모호하였다.

<표-4> 품목별 가격변수에 대한 그랜저 인과성 검정 결과

구분		상수항	시차수	종속변수 설명변수	WP	PP	RP
굴	실질경매 이전	×	1	WP	-	(+)3.96	(+)3.72
				PP	(-)0.19	-	(-)2.74
				RP	(-)0.92	(+)6.52*	-
	실질경매 이후	○	4	WP	-	(±)0.91	(±)1.98
				PP	(-)0.96	-	(±)0.59
				RP	(±)9.82**	(±)3.83	-
홍합	실질경매 이전	○	1	WP	-	(-)0.00	
				PP	(-)2.92	-	
	실질경매 이후	○	1	WP	-	(+)0.24	
				PP	(+)1.21	-	

주 : WP : 도매시장가격, PP : 산지가격, RP : 소비자물가지수
 제시된 값은 F 통계량으로 *, **는 각각 5%, 1%의 유의수준에서 설명변수의 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 기각함.
 괄호 안의 부호는 계수의 부호로 인과관계의 방향을 나타냄.

10) 위 모형에서 보면 'p'의 포함여부와 p'의 결정이 됨.

〈표-5〉 품목별 가격증감변수에 대한 그랜저 인과성 검정 결과

구분		상수항	시차수	종속변수 설명변수	Δ WP	Δ PP	Δ RP
굴	실질경매 이전	○	1	Δ WP	-	(-)0.14	(+)5.08*
				Δ PP	(+)2.15	-	(-)2.38
				Δ RP	(+)2.95	(+)9.21**	-
	실질경매 이후	○	4	Δ WP	-	(±)0.80	(±)2.96
				Δ PP	(-)0.55	-	(±)1.85
				Δ RP	(±)8.45*	(+)4.56*	-
바지락	실질경매 이전	○	1	Δ WP	-	(-)0.86	(+)0.37
				Δ PP	(+)0.65	-	(-)0.75
				Δ RP	(-)0.56	(-)0.23	-
	실질경매 이후	○	1	Δ WP	-	(-)2.49	(+)0.12
				Δ PP	(-)0.49	-	(+)0.00
				Δ RP	(+)0.02	(-)0.01	-
홍합	실질경매 이전	○	1	Δ WP	-	(+)1.15	
				Δ PP	(-)0.58	-	
	실질경매 이후	○	1	Δ WP	-	(+)0.93	
				Δ PP	(+)2.26	-	

주 : Δ WP : 도매시장가격 증감, Δ PP : 산지가격 증감, Δ RP : 소비자물가지수 증감
 제시된 값은 F 통계량으로 *, **는 각각 5%, 1%의 유의수준에서 설명변수의
 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 기각함.
 괄호 안의 부호는 계수의 부호로 인과관계의 방향을 나타냄.

이상의 결과로 보면 실질경매 이후 특기할 만한 변화는 굴의 경우에
 만 확인되었는데 가격변수, 가격증감변수 모두 실질경매 이전 시기와
 달리 이후 시기에 소비자물가지수가 도매시장가격에 선행하는 인과관
 계가 형성되었다. 다시 말해 실질경매 이후 소비자의 선호가 반영된 최
 종 소비지시장이 그 전 유통단계의 가격 결정에 영향을 미친 것이다. 이
 는 실질경매 이전 가격 결정을 주도했던 소비지도매시장 상인들의 영향
 력이 실질경매 이후에는 약화된 것으로도 풀이할 수 있다.

IV. 결 론

본 연구에서는 굴, 바지락, 홍합을 대상으로 소비지도매시장에서 시행하고 있는 실질경매제의 실효성을 분석하였다. 그 방법으로 1998년 1월부터 2003년 9월까지 소비지도매시장, 산지도매시장, 소비지소매시장의 가격 자료로 상관관계 분석, 구조변화 분석, 그랜저 인과성 분석을 시도하였는데 그 결과는 다음과 같다.

먼저 상관관계 분석에서 굴의 가격변수를 제외하고는 모두 실질경매 이후 가격 간, 가격증감 간에 동조성이 커졌다는 것을 확인하였다. 즉 유통단계 사이 가격 흐름이 같은 방향으로 연관되는 정도가 강해졌다고 할 수 있다.

가격 모형을 구성하여 구조변화를 분석한 결과는 방법에 따라 차이를 보였다. Chow 검정에서는 바지락의 가격증감변수를 제외하고는 구조변화가 있는 것으로 나타났다. 이 때 가격 모형의 설명력도 실질경매 이후 더 높아진 것으로 나타나 상관관계 분석과 비슷한 결과를 얻었다. CUSUM·CUSUM squares 검정에서는 굴의 가격변수와 바지락의 가격증감 변수에서만 뚜렷한 변화가 감지되었다.

〈표-6〉 품목별로 정리한 분석 결과

구 분		상관관계 분석	가격 모형		CUSUM (squares) 검정	인과성 검정
			설명력 향상	Chow 검정		
굴	수준변수	×	○	○	○	○
	차분변수	○	○	○	×	○
바지락	차분변수	○	×	×	○	×
홍합	수준변수	○	○	○	×	×
	차분변수	○	○	○	×	×

그랜저 인과성 분석에서는 실질경매 이후로 넘어오면서 굴에서만 변화가 확인되었는데 가격변수, 가격증감변수 모두 소비지소매시장 가격이 소비지도매시장 가격에 선행하는 것으로 바뀌었다.

분석 방법마다 결과에 차이가 있었지만 서로 다른 측면에서 살펴본 변화이기 때문에 이를 보완적으로 이해할 필요가 있다. 그렇게 본다면 굴, 바지락, 홍합 모두 실질경매 이후 유통단계별 가격 간 연관성 면에서는 이전보다 개선된 변화가 나타났다. 따라서 시장가격 측면에서는 실질경매가 실효성이 있다는 결론을 내릴 수 있다.

그러나 실질경매 이후의 가격 시계열 자료 기간이 짧았고 대상 품목 수가 적었다는 점은 분석의 한계이다.¹¹⁾ 앞으로 분석 기간을 늘리고 대상 품목도 확대한다면 한층 엄밀한 결론을 기대할 수 있을 것이다. 그리고 각 유통단계별 가격 반응의 차이를 분석하는 비대칭성 검정도 실질경매의 실효성을 확인하는 한 부분으로 검토해 볼만 하다.

이런 한계에도 불구하고 본 연구는 실질경매의 실효성을 분석한 최초의 시도이고 정부의 수산물 유통 정책에 하나의 판단 근거를 제공한다는 점에 그 의의를 둘 수 있다.

11) 주간 가격자료를 이용했다면 단기적인 분석으로는 더 적절했겠지만 자료를 구하는 데 한계가 있었음.

참고문헌

1. 강석규 · 이광진, “수산물의 유통단계별 가격간 장기균형관계와 인과성 분석 : 부산지역의 갈치, 오징어를 중심으로”, 「수산경영론집」, 제29권 제2호, 한국수산경영학회, 1998.
2. 권용덕 · 최규섭, “육류 도매시장의 통합성 검정과 가격의 동태적 연계성 분석 : 공적분 검정방법을 중심으로”, 「농업경제연구」, 제39집 제2권, 한국농업경제학회, 1998.
3. 김인무, “구조변화 분석방법의 최근 발전”, 「계량경제학보」, 제10권 제1호, 한국계량경제학회, 1996.
4. 김인무 · 김찬웅, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로”, 「증권학회지」, 제28권, 한국증권학회, 2001.
5. 김혁황, “한·일 주가지수의 동조화 현상과 그 시사점”, 「세계경제 2004.3」, 대외경제정책연구원, 2004.
6. 서울특별시 농수산물공사, 「가락시장 출하지 분석집」, 각 연도.
7. _____, 「농수산물 가격연보」, 각 연도.
8. 수산업협동조합중앙회, 「수산물계통판매고통계연보」, 각 연도.
9. 오선아 · 엄성원 · 허은녕, “국내 석유제품가격의 구조변화분석 및 비대칭 분석”, 「한국지구시스템공학회지」, 제40권 제1호, 한국지구시스템공학회, 2003.
10. 이충언, 「우리나라와 미국 주식시장 동조화 현상에 대한 원인 분석과 전망」, 대외경제정책연구원, 2002.
11. 최승철 · 정경수, “육류가격의 비대칭성 검증”, 「축산경영연구」, 제15권 제1호, 한국축산경영학회 · 한국농업정책학회, 1999.
12. 통계청, 「물가연보」, 각 연도.
13. 해양수산부, 「해양수산백서 1996.8-2001」, 2002.
14. 홍성걸 · 오순택, 「유통환경 변화와 수산물시장 거래제도 개선방안」, 한국해양수산개발원, 2001.
15. Brown, R.L., J. Durbin and J.M. Evans, “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the*

- Royal Statistical Society*, Series B, 37, 1975.
16. Cantrell, R.S., Burrows, P.M. and Yuong, Q.H., "Interpretation and Use of Generalized Chow Tests", *International Economic Review*, 32, 1991.
 17. Granger, C.W.J., "Some Recent Development in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, Vol. 39, 1988.
 18. Greene, William H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 2000.
 19. Maddala, G. S. and In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge university press, 1998.