

## 굴 산지시장의 위판량과 가격관계

강 석 규\*

### The Volume and Price Relationship of the Oyster Market in Producing Area

Kang, Seok-Kyu

〈目 次〉

I. 서론	2. 정상성 검정
II. 분석모형의 이론적 기초	3. 공적분 검정
III. 자료와 연구방법	4. 오차수정모형의 추정
1. 표본자료	5. 위판량의 결정요인
2. 연구방법	V. 요약 및 결론
IV. 실증분석	참고문헌
1. 자료의 특성	Abstract

**Key Words** : Price and Trading Volume, Oyster Producing Market, Error Correction Model, Itô Processes

#### I. 서론

시장의 기능은 최적의 자원배분에 있다. 시장기능의 성과(performance)를 판단하는 기준의 하나는 시장가격이 이용 가능한 모든 정보를 충분히 반영하고 있는지에 대한 것이다. 만약 시장의 수요와 공급에 의하여 결정되는 자산의 균형가격이 모든 정보를 완전히 그리고 즉각적으로 반영한다면, 우리는 이런 시장을 효율적 시장(efficient market)이라 한다.

그러나 현실에 있어서 비효율적인 시장거래제도, 유통비용의 존재, 시장참여자간의 정보 불균형 등 시장의 마찰적 요인으로 인해 과거의 모든 정보를 완전히 그리고 즉각적으로

\* 부경대학교 해양산업정책학부 강사

반영하는 효율적 시장에서의 자산균형가격은 현실적으로 적용하기 힘들며, 이에 따라 시장 가격의 정보 비효율성을 보완하는 수단으로서 거래량 정보가 요구된다고 하겠다.

지금까지 가격과 거래량 관계에 관한 연구는 자본시장의 효율성과 관련하여 금융시장을 중심으로 이루어져 왔다. 최근에 들어와서 가격이 시장참여자의 의사결정에 중요한 역할을 한다는 인식하에 국내에서 수·농·축산물을 대상으로 강석규·이광진(1998), 이철현(1997) 등 시장의 가격결정에 대한 연구는 많이 진행되어 왔다.

그러나 시장의 거래량과 가격은 생산자와 중간 유통인을 포함한 시장 참여자들이 경영 의사결정을 할 때, 기본적으로 고려하는 요인들이다. Karpoff(1987)가 언급한 것처럼, 시장에서의 가격과 거래량 관계에 관한 연구는 시장운영구조에 대한 통찰력을 제공한다는 점에서 매우 중요하다. 특히 시장 참여자들의 행동에 의해 표출되는 정형화된 현상을 파악하기 위해서는 가격과 거래량 관계에 관한 연구가 필요하다.

본 연구의 목적은 1998년 1월 4일부터 2001년 4월 30일까지의 일별 자료를 이용하여 굴 산지도매시장의 위판량과 가격간의 관계를 검토하는데 있다. 본 연구의 결과는 시장참여자들에게 최적의 의사결정을 위한 기준 틀을 제시하고, 제도적 차원에서 바람직한 시장운영을 위한 방안을 제공할 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 I 장은 서론 부분으로 연구의 필요성과 목적을 서술하였고, II 장에서는 분석모형의 이론적 기초를, III 장에서는 표본자료와 가격-위판량 관계에 관한 연구방법에 대해 설명하고 있다. IV 장에서는 가격과 위판량 시계열의 정상성 검정, 이들 시계열간의 공적분 검정, 장·단기효과 검정을 허용하는 오차수정모형의 추정, 그리고 위판량의 결정요인 등 실증분석 내용을 다루고 있다. 끝으로 V 장에서는 본 연구의 결과를 요약하고, 본 연구의 시사점, 한계점, 그리고 앞으로의 연구방향을 제시한다.

## II. 분석모형의 이론적 기초

본 연구는 굴 산지시장의 가격과 거래량관계가 연속적으로 변화한다고 가정하고, Malliaris-Urrutia(1998)의 분석모형에 기초하여 가격과 거래량 관계를 살펴보고자 한다. 가격과 거래량 관계에 대한 Malliaris-Urrutia(1998)의 분석모형은 다음과 같다. 거래량은 식 (1)과 같이 가격과 시간의 함수로 표현될 수 있다.

$$V = V(t, P) \quad (1)$$

여기서 V는 거래량이고 P는 가격이고 t는 시간이다. 거래량과 가격간의 관계는 매우 복잡하며, 시간에 따라 동적으로 변화할 수 있다. 시간에 따른 변화는 식 (1)의 t에 의해 표

현된다.

P는 식 (2)와 같이 Itô process를 따른다고 가정하자.  $dP$ 는 순간적인 시간인  $dt$ 동안의 가격변화를 나타낸다.

$$dP = \mu P dt + \sigma P dZ \quad (2)$$

식 (2)에서  $\mu$ 는 순간적인 가격변화에 대한 평균이며,  $\sigma$ 는 그 표준편차,  $dZ$ 는 기본적인 위너과정(Weiner process)으로서  $Z$ 는 0의 평균치와  $t$ 의 분산을 갖는 정규분포를 나타낸다. Itô process는  $\mu$ 인 drift항을 지닌 연속적인 랜덤워크 모형을 의미한다.

식 (1)의 함수  $V$ 는 두 번 연속적으로 미분가능하다면, Itô lemma의 응용식은 산출된다.

$$\begin{aligned} dV &= \frac{\partial V}{\partial t} dt + \frac{\partial V}{\partial P} dP + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial P^2} (dP)^2 \\ &= \frac{\partial V}{\partial t} dt + \frac{\partial V}{\partial P} [\mu P dt + \sigma P dZ] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial P^2} [\mu P dt + \sigma P dZ]^2 \end{aligned} \quad (3)$$

Itô lemma의 유도과정에서 식 (4)에서 식 (6)까지의 수학적 정의에 의하여, 식 (3)은 식 (7)과 같이 정리된다.

$$dZ dZ = (dZ)^2 = dt \quad (4)$$

$$dt dZ = 0 \quad (5)$$

$$dt dt = (dt)^2 = 0 \quad (6)$$

$$dV = \left[ \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{\partial V}{\partial P} \mu P + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial P^2} \sigma^2 P^2 \right] dt + \left[ \frac{\partial V}{\partial P} \sigma P \right] dZ \quad (7)$$

식 (1)~(7)에서 가격(P)과 거래량(V)의 분포함수가 시간에 따라 변화한다면, 가격과 거래량은 비정상적시계열자료이다. 식 (2)에서 가격은 diffusion processes로 설명된다. diffusion processes는 연속적으로 확률보행과정이기 때문에 가격이 확률보행과정을 따른다면, 거래량 역시 확률보행과정을 따른다. 본 연구에서는 단위근 검정을 통해 각 시계열의 정상성 유무와 확률보행과정을 설명한다.

그리고 식 (1), (3), (7)에서 가격과 거래량은 서로 관련되어 있으며, 서로 영향을 미친다. 본 연구에서는 오차수정모형을 통해 장·단기측면에서 가격과 거래량의 관계를 설명한다.

식 (7)의 기대치는 식 (8)과 같다.

$$E(dV) = \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{\partial V}{\partial P} \mu P + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial P^2} \sigma^2 P^2 \quad (8)$$

식 (8)에서 거래량의 변화는 추세요인, 순간적인 가격변화율의 평균( $\mu$ ), 그리고 가격의 변동성( $\sigma^2$ )에 의해 결정된다. 거래량의 결정요인은 다음과 같은 식 (9)로 검정된다.

$$E(dV) = \alpha_t + \beta\mu + \gamma\sigma^2 \quad (9)$$

### III. 자료와 연구방법

#### 1. 표본자료

본 연구의 분석자료는 1998년 1월 4일부터 2001년 4월 30일까지의 일별 위판량과 kg당 평균 가격자료로 자연대수를 통해 변환시킨 자료를 이용하였다. 산지 도매시장의 위판량과 가격자료는 산지도매시장인 통영 굴 수협 위판장에서 수집되었다. 수집된 일별 자료는 하절기의 정기휴장과 거래부진으로 인한 임시 휴장 등 거래일 기준으로 결측치(missing data)가 존재한다. 그러나 결측치 전후 기간동안의 자료 값이 근사한 값을 지니고 있어 본 연구의 결과에 별다른 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다. 또한 표본자료는 출하시기가 집중되는 등 계절적 요인을 지니나, 본 연구의 추정에 적절한 시차를 두고 분석하기 때문에 연구결과를 왜곡시키지 않을 것으로 본다.

#### 2. 연구방법

##### 1) 정상성 검정

위판량과 가격 시계열의 정상성 검정은 다음과 같이 ADF(augmented Dickey-Fuller, 1979)과 PP(Philips-Perron)방법에 의해 시계열이 비정상적이라는 귀무가설( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )을 검정한다.

$$\text{ADF검정} : \Delta Y_{i,t} = \gamma_1 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (10)$$

$$\text{PP검정} : \Delta Y_{i,t} = \gamma_1 Y_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (11)$$

ADF검정에서 차분 추가항 차수(p)는 오차항의 백색잡음을 보장하는 시차의 수를 의미하며, 차수(p)의 결정은 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 AIC(Akaike information criterion)의 값에 의거하였다.

## 2) 공적분 검정

공적분 이론은 단위근이 존재하는 비정상적인 시계열들의 선형결합이 차분없이 정상적이라면 그 변수들은 공적분 즉 장기균형관계가 있음을 설명하는 이론이다.

Engle-Granger(1987)에 의하면, 장기균형관계가 성립하기 위해서는 각 시계열들이 동차적분되어 있고, 동일한 시점별 특성을 지니고 있어야 한다. 공적분 검정은 Engle-Granger(1987)와 Johansen(1991)에 의한 검정방법이 있다.

### ① Engle-Granger(1987)의 방법에 의한 공적분 검정

Engle-Granger(1987)의 공적분 검정 원리는 균형오차(equilibrium errors)로 생각되어 질 수 있는 잔차항( $\epsilon_t$ )을 생성시키기 위하여 식 (12)와 같이 공적분 관계에 있다고 생각되는 수준변수들을 회귀시키고, 식 (13)과 마찬가지로 잔차항의 정상성 검정을 위한 단위근 검정을 통해 공적분 관계를 검정한다. 두 시계열간 장기균형관계의 성립여부에 대한 공적분은 앞의 정상성 검정과 동일한 방법으로 검정된다. 공적분 관계가 존재한다면, 오차수정 모형에 수준변수항 대신에 잔차항을 포함시킨다.

$$X_t = a + bY_t + \epsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta\epsilon_t = \gamma_1\epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta\epsilon_{t-j} + \mu_t \quad (13)$$

### ② Johansen(1991)의 의한 공적분 검정

Johansen이 고안한 공적분 관계 검정의 원리는 식 (14)에서처럼 정상시계열로 변형된 선형결합관계( $\Delta Y_t$ 들의 선형결합관계)와 가장 높은 상관관계를 가지는 불안정한 시계열( $\pi Y_{t-p}$ )의 선형결합관계를 찾고 이의 선형결합을 가능하게 하는 계수의 상호관계가 몇 개나 존재하는지를 검정하는 것이다. 이들 비정상 시계열의 선형결합인  $\pi Y_{t-p}$ 항이 서로 독립적인 관계를 맺고 있다면, 즉  $n \times n$ 인  $Y_{t-p}$ 의 계수행렬인  $\pi$ 의 위수(rank)가  $n$ 이라면 모든  $Y_t$  변수들이 정상적임을 의미하고 위수가 0이라면 모든  $Y_t$ 들이 각각 독립적으로 단위근을 갖는다는 의미가 되어 일차 차분한 형태의 자기상관모형이 된다. 따라서 공적분 관계에 대한 검정은  $0 < r < n$  인지의 여부를 검정하는 것이 된다. 그리고 공적분 관계가 존재할 경우  $r$ 은 그 개수를 나타내는 것이 된다.

$$\Delta Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{n-1} \pi_i \Delta Y_{t-i} + \pi Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$\left( \pi = - \left[ I - \sum_{i=1}^p A_i \right], \pi_i = - \left[ I - \sum_{j=1}^i A_j \right] \right)$$

( $Y_t$ 와  $\epsilon_t$ 는 각각  $n \times 1$  벡터,  $A$ 는  $n \times n$  벡터)

### 3) 오차수정모형

오차수정이란 한 기간에 존재하는 불균형의 부분은 다음 기간에서 수정된다는 것이다. 허구적 회귀문제가 발생하지 않으면서 동시에 위판량과 거래량 관계의 단·장기 효과를 고려하고 있는 오차수정모형은 다음과 같이 제시된다.

$$\Delta P_t = a_1 + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta V_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta P_{t-j} + e_{p,t} \quad (15)$$

$$\Delta V_t = a_2 + \beta_2 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta V_{t-j} + e_{p,t} \quad (16)$$

$$\epsilon_t = V_t - [a + bP_t] \quad (17)$$

여기서  $\Delta P_t$ 와  $\Delta V_t$ 는 각각 가격과 위판량의 1차 차분을 나타내며, 가격변화율과 위판량 변화율을 의미한다. 식 (15)와 (16)의 적정차수( $n$ )은 AIC값을 이용하여 결정된다.

식 (15)는 반응변수인 가격변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 위판량변화율과 가격변화율을 회귀한 것이다. 식 (16)은 반응변수인 위판량 변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 가격변화율과 위판량변화율을 회귀한 것이다. 오차수정항 ( $\epsilon_t$ )은 1기간 시차를 가지고 2개의 식에 포함되며, 오차항시계열의 평균을 0으로 만들게 하는 상수항을 가진 공적분 회귀식 식 (17)로부터 생성된다.

식 (15)와 (16)에서 추정계수의 실증적 의미는 다음과 같다. 우선 식 (15)에서 오차수정계수  $\beta_1$ 은 균형으로부터 이탈에 대한 단일기간 가격변화율의 반응을 측정하는 것이며 균형으로부터 이탈에 대한 조정속도를 나타내는 것이다. 그리고 시차계수  $\theta_i$ 와  $\gamma_j$ 는 각각 가격변화율에 대한 위판량변화율과 가격변화율의 단기시차효과를 나타낸다. 다음으로 식 (16)에서 오차수정계수  $\beta_2$ 는 균형으로부터 이탈에 대한 단일기간 위판량변화율의 반응을 측정하는 것이다. 그리고 시차계수  $\delta_i$ 와  $\lambda_j$ 는 각각 위판량변화율에 대한 가격변화율과 위판량

변화율의 단기시차효과를 나타낸다.

4) 위판량의 결정요인

위판량의 변화는 앞에서 언급한 바와 같이 시간추세, 가격, 가격의 변동성 등 세가지 요인에 의존한다. 다음의 식 (18)에 의해 검정된다.

$$\Delta V_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta(\Delta P_t) + \phi \Delta P_t + \epsilon_t \quad (18)$$

IV. 실증분석

1. 자료의 특성

자연대수로 변환한 가격과 위판량 시계열자료의 기초통계량은 <표 1>에 제시된다. 기초통계량은 표본기간동안 가격과 위판량의 관찰치, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 교차상관계수를 포함하고 있다. 우선 평균을 보면, 원시계열의 경우 생굴 kg당 평균가격은 3,630원이며 수협 산지 위판장을 통해 출하되는 일별 위판량의 평균은 48,630kg임을 알 수 있다. 1차 차분한 시계열인 일별 가격변화율과 위판량변화율의 평균은 각각 음의 값을 지니고 있어 표본기간동안 굴 가격이 계속 하락하고, 위판량은 감소하고 있음을 보여준다.

상대적인 변동수준을 측정하는 변동계수(표준편차/평균)를 보면, 원시계열에 대한 가격과 위판량의 변동계수는 각각 0.041, 0.103으로 가격변동에 비해 위판량의 변동이 크게 나타나고 있다. 그리고 왜도와 첨도 값을 볼 때, 정규분포보다는 비대칭적이며 동시에 두터운 꼬리를 지니고 있다.

<표 1> 분석자료의 기초 통계량

구 분	가 격		위 판 량	
	원시계열	1차 차분시계열	원시계열	1차 차분시계열
관찰치	662	661	662	661
평균	8.198	-0.001	10.792	-0.002
표준편차	0.340	0.130	1.114	0.322
왜도	0.270	-0.172	-1.847	1.340
첨도	2.996	5.507	5.848	26.728
교차상관	$\rho(\Delta P_t, \Delta V_{t-i})$		$\rho(\Delta P_{t-i}, \Delta V_t)$	
i = 0	-0.3861		-0.3861	
i = 1	0.0218		0.2086	
i = 2	-0.1015		0.0884	
i = 3	-0.0094		0.0865	

1차 차분한 시계열을 의미하는 위판량변화율과 가격변화율간의 교차상관분석에서 다음과 같은 흥미로운 사실을 발견하였다. 동일 시점의 위판량변화율과 가격변화율간의 교차상관관계는 -0.3861로 음의 값을 지니고 있다. 이는 동일 시점에서 위판량이 감소하면 가격이 상승하는 것을 의미한다. 그리고 전기의 가격변화율과 당기의 위판량변화율의 교차상관계수는 0.2080인 반면 당기의 가격변화율과 전기의 위판량변화율의 교차상관계수는 0.0218이다. 이는 전기의 가격변화가 당기의 위판량 변화를 설명하는 주요 변수임을 의미하며, 전기의 가격이 상승하면 현재의 위판량은 증가하고 있음을 보여주는 것이다. 이러한 결과를 통해 전기의 가격에 기초하여 현재 위판량의 결정하는 굴 양식업자의 경영의사결정을 추측해 볼 수 있다.

## 2. 정상성 검정

가격과 위판량 시계열의 정상성 즉 단위근 유무를 판단하기 위하여 정상성 검정을 ADF (Augmented Dikey-Fuller)과 PP(Phillips-Perron) 방법에 의해 실시하였다. 적정 과거시차 선정을 위한 기준으로는 AIC(Akaike's Information Criterion) 값을 사용하였다.

<표 2> 시계열의 정상성 검정

구 분	원 시 계 열		1차 차분한 시계열	
	ADF 검정 ( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )	PP 검정 ( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )	ADF 검정 ( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )	PP 검정 ( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )
가격	-0.3768	-0.3984	-12.9869**	-27.4525**
위판량	-0.3257	-0.4502	-15.1865**	-34.2456**

주 1) 원시계열에 대한 ADF검정모형과 PP검정모형은 각각

$$\Delta Y_{i,t} = \gamma_1 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{i,t-j} + \mu_{i,t} \text{와 } \Delta Y_{i,t} = \gamma_1 Y_{i,t-1} + \mu_{i,t} \text{임.}$$

2) MacKinnon(1991)이 제시하고 있는 1%, 5%, 10%에서의 임계치는 각각 -2.57, -1.94 -1.62임.

3) \*\*는 1%에서 시계열이 비정상적이라는 귀무가설( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )의 기각을 의미함.

단위근 검정을 실시한 결과는 다음의 <표 2>과 같다<sup>1)</sup>. <표 2>를 보면 원시계열의 경우 산지시장의 가격과 위판량은 단위근이 존재하여 비정상적인 시계열이며, 산지시장의 굴 가격과 위판량의 생성과정은 확률보행과정을 따르고 있음을 알 수 있다. 이럴 경우 어떤 시점에서 자료에 가해진 일시적인 충격이 계속적으로 미래 값에 영향을 미치게 되어 올바른 값을 추정할 수 없게 한다. 따라서 정상성을 갖기 위해 시계열 자료를 차분한다. 1차

1) ADF검정에서 적정차수 p를 검정한 결과, 가격과 위판량의 적정차수는 원시계열의 경우 각각 9와 4시차였으며, 1차 차분한 시계열의 경우 8과 3시차였다. 한편, PP검정에서는 Newey-West가 제안하고 있는 6시차를 적정차수로 하였다.

차분한 가격과 위판량 시계열의 경우 1% 유의수준에서 각 시계열이 비정상적이라는 귀무가설을 기각하고 있어 모두 정상적인 시계열이며, 각각의 시계열은 1차 적분시계열임을 알 수 있다.

### 3. 공적분 검정

공적분 관계가 성립하기 위해서는 각 시계열이 동일한 차수로 적분되어 있어야 한다. 앞에서의 정상성 검정 결과에서 가격과 위판량은 1차 적분 시계열이므로 공적분 관계가 존재하기 위한 전제조건을 충족하고 있다.

<표 3> Engle-Granger 방법에 의한 공적분 검정

종속변수	독립변수	ADF 검정 ( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )	PP 검정 ( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )
가격	위판량	-2.2006*	-2.9439**
위판량	가격	-3.6188**	-4.5701**

주 1) 검정모형은  $\Delta \epsilon_t = \gamma_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta \epsilon_{t-j} + \mu_t$  임.

2) \*\*, \*는 MacKinnon(1991)이 제시하고 있는 각각 1%, 5%에서 공적분관계가 없다는 귀무가설( $H_0 : \gamma_1 = 0$ )의 기각을 의미.

<표 4> Johansen의 공적분 검정결과

고유값	우도비검정	5% 임계치	1% 임계치	공적분 방정식 개수의 가설
0.02066	13.6766*	12.53	16.31	$r=0$
0.00013	0.0854	3.84	6.51	$r \leq 1$

주) 1) 공적분 검정에 필요한 시차는 원시계열에 대하여 VAR(p) 모형 ( $p=1, 2, \dots, 15$ )을 통해 결정하였다.  $p=1, 2, \dots, 15$ 에 대하여 AIC값을 계산한 적정차수의 결과, 10시차가 선택되었다.

2) \*는 5%에서의 유의수준을 의미함.

Engle-Granger(1987)의 공적분 검정은 <표 3>에 제시된다. <표 3>은 가격과 위판량간의 장기균형관계가 성립함을 보여주고 있다. 특히 <표 3>에서 유의수준 통계량을 볼 때, 가격으로부터 위판량으로의 장기균형관계가 강하게 나타나고 있다. 이는 장기균형관계에서 가격에 대한 조정은 위판량에 의해 달성됨을 의미하는 것이다. 이러한 결과는 Johansen(1991)의 공적분 검정결과에 의해 더욱 강건해진다. 우도비 검정은 가격과 위판량간에 공적분 즉, 장기균형관계가 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하고 있다.

#### 4. 오차수정모형의 추정

공적분 관계를 통해 도출되는 오차수정모형을 이용하여 가격과 위판량의 관계를 검토하도록 하겠다.

검정결과는 <표 5>에 제시된다. <표 5>의 식 (15)는 반응변수인 가격변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 위판량 변화율과 가격 변화율을 회귀한 것이다. 식 (16)은 반응변수인 위판량 변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 가격 변화율과 위판량 변화율을 회귀한 것이다. 추정계수의 시차선택은 대칭적인 시차계수 조건하에 시차 10에서 한 차수씩 감소시키면서 측정한 AIC 값에 근거하여 8로 선택하였다.

가격 변화율과 위판량 변화율간의 장·단기 효과로 구분하여 설명한다. 먼저 오차수정모형의 추정에 의한 장기효과를 설명하면 다음과 같다. 장기균형오차의 조정을 나타내는 추정계수  $\beta_1$  과  $\beta_2$  를 보면, t-1 시점에서 발생한 균형오차를 수정하려는 t 시점의 가격변화율의 조정( $\beta_1$ ) 뿐만 아니라 t-1 시점에서 발생한 균형오차를 수정하려는 t 시점의 위판량변화율의 조정( $\beta_2$ ) 역시 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이는 장기균형오차에 대하여 가격변화율과 위판량변화율에 의해 조정되고 있음을 나타내는 것이며, 장기적으로 가격변화율과 위판량변화율간에 피드백 효과가 존재함을 의미하는 것이다.

그리고 불균형 오차에 대한 가격변화율과 위판량변화율의 조정속도를 보면, 각각 0.054와 0.165를 나타내고 있어, 전기의 불균형 오차는 위판량변화율에 의해 하루거래동안 16.5%가 제거되며, 가격변화율에 의해 5.4% 제거된다.

다음으로 오차수정모형의 추정에 의한 단기효과를 설명하면 다음과 같다. 시차 8까지의 단기측면에서의 가격과 위판량의 연계성을 살펴보기 위해 각 시차계수를 두 부분으로 나누고 모든 시차계수가 0이라는 귀무가설 즉 Wald 검정을 실시하였다. 식 (15)에서 현재 가격변화율에 대한 단기 시차를 지닌 위판량변화율의 영향은 1.20( $\forall \theta_i = 0$ , F통계량)로 유의하지 않으며, 현재 가격변화율에 대한 단기 시차를 지닌 가격변화율의 영향은 3.39( $\forall \gamma_j = 0$ , F통계량)으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 식 (16)에서 현재 위판량 변화율에 대한 단기 시차를 지닌 가격변화율의 영향은 1.93( $\forall \delta_i = 0$ , F통계량)으로 5% 수준에서 통계적으로 유의하며, 현재 위판량변화율에 대한 단기 시차를 지닌 위판량변화율의 영향 역시 2.77( $\forall \lambda_j = 0$ , F통계량)로 통계적으로 유의하다. 따라서 단기측면에서 가격변화율이 위판량변화율에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이를 단기 시차계수( $\delta_i$ )를 통해 구체적으로 살펴보면, 1시차부터 5시차까지 통계적으로 유의한 정의 값을 지니고 있다. 이는 5일전부터 1일전까지 지속적으로 가격의 변화율이 현재 위판량의 변화율에 영향을 미치고 있음을 의미하며, 또한 5일전부터 1일전까지의 가격상승은 현재 위판량의 증

<표 5> 오차수정모형의 추정결과

검정모형 식 (15)					검정모형 식 (16)				
$\Delta P_t = a_1 + \lambda_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^n \theta_j \Delta V_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta P_{t-j} + e_{p,t}$					$\Delta V_t = a_2 + \lambda_2 \epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta P_{t-j} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta V_{t-j} + e_{v,t}$				
$\epsilon_t = V_t - [a + bP_t]$					$\epsilon_t = V_t - [a + bP_t]$				
$a_1$		-0.001(-0.13)			$a_2$		-0.002(-0.16)		
$\beta_1$		-0.054**(-3.32)			$\beta_2$		0.165**(4.65)		
$\theta_1$	0.009 (0.58)	$v_1$	-0.048 (-0.93)	$\delta_1$	0.197† (1.70)	$\lambda_1$	-0.301** (-4.00)		
$\theta_2$	-0.023 (-0.93)	$v_2$	-0.030 (-0.58)	$\delta_2$	0.184† (1.80)	$\lambda_2$	-0.161** (-2.91)		
$\theta_3$	0.007 (0.37)	$v_3$	-0.045 (-1.11)	$\delta_3$	0.239† (1.76)	$\lambda_3$	-0.075† (-1.68)		
$\theta_4$	0.010 (0.43)	$v_4$	-0.059 (-1.32)	$\delta_4$	0.245* (2.24)	$\lambda_4$	-0.048 (-1.21)		
$\theta_5$	0.038 (1.89)	$v_5$	-0.004 (-0.10)	$\delta_5$	0.273* (2.50)	$\lambda_5$	-0.031 (-0.79)		
$\theta_6$	0.012 (0.56)	$v_6$	-0.088† (-1.69)	$\delta_6$	0.055 (0.56)	$\lambda_6$	-0.029 (-0.54)		
$\theta_7$	0.012 (0.57)	$v_7$	-0.166** (-3.40)	$\delta_7$	0.108 (0.88)	$\lambda_7$	-0.003 (-0.08)		
$\theta_8$	0.025 (1.20)	$v_8$	-0.101* (-2.20)	$\delta_8$	0.091 (0.54)	$\lambda_8$	-0.063 (-1.05)		
$\overline{R^2} = 0.069$ F통계 = 3.83 (Prob 0.000)					$\overline{R^2} = 0.166$ F통계 = 7.41 (Prob 0.000)				
D.W. = 2.01					D.W. = 1.99				
$\forall \theta_i = 0$ 귀무가설, [1.20]					$\forall \delta_i = 0$ 귀무가설, [1.93]*				
$\forall \gamma_j = 0$ 귀무가설, [3.39]**					$\forall \lambda_j = 0$ 귀무가설, [2.77]**				

- 주 1) ( )안은 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.  
 2) [ ]안은 귀무가설에 대한 F검정통계량을 의미함.  
 3) \*\*, \*, † 은 각각 1%, 5%, 10%에서의 유의수준을 의미함.  
 4) D.W.는 Durbin-Watson통계량임.

대를 초래하고 있음을 보여주는 것이다. 이러한 결과를 통해, 전기의 가격을 근거로 굴 채취, 운반 및 박신 등 굴 출하에 필요한 기간을 고려하여 현재의 위판량을 결정하는 굴 양 식업자의 경영의사결정과정을 추측해 볼 수 있다. 요컨대, 가격과 위판량간의 관계는 장기적으로 피드백 효과가 존재하며, 단기적으로 가격이 위판량을 선도하고 있다.

한편, 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 편의 추정량을 산출한다. 또한 잔차항이 정규분포를 이루지 않는다면, 모수의 추정은 효율적이지 않을 것이며 전통적인 t검정은 항상 타당하지 않을 것이다.

본 연구에서 잔차항간에 이분산성이 나타나고 있어 Newey-West(1987)의 공분산 행렬에 의해 이분산과 자기상관을 조정한 t값을 이용하였다. 각 모형의 잔차항의 1차 자기상관을 나타내는 D.W.통계량이 2.00에 근접하여 잔차항의 자기상관은 큰 문제가 되지 않는 것으로 보이며, 또한 잔차항의 정규성도 어느 정도 충족되었다. 따라서 오차수정모형의 추정 결과는 강건한 것으로 보여진다.

### 5. 위판량의 결정요인

위판량의 변화는 시간추세, 가격, 가격의 변동성 등 세가지 요인에 의존한다. <표 6>에 의하면, 가격과 가격변동성은 통계적으로 유의한 수준에서 위판량에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 특히 가격은 위판량을 결정하는 주요 요인으로써, 위판량과 부의 관계를 지닌다. 이러한 결과는 굴 생산량의 계절적 특성에 의해 비롯되는 것으로 보여진다.

굴의 생산량은 시기적으로 집중되기 때문에 그 생산량이 계절적인 영향을 크게 받는다. 이러한 굴 생산량의 계절적 특성으로 말미암아 가격이 하락하고 있음에도 불구하고 위판량이 늘어나며, 또한 가격이 상승하더라도 위판량이 줄어드는 현상을 보여주는 것이다.

<표 6> 위판량의 결정요인

$$\text{검정모형} : \Delta V_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta (\Delta P_t) + \phi \Delta P_t + \epsilon_t$$

변수	계수	t값
$\alpha_0$	0.020	(0.91)
$\alpha_1 t$	-1.73E-05	(-0.39)
$\beta$	-0.962**	(-7.45)
$\phi$	-0.298†	(-1.68)

$\overline{R^2} = 0.152$  F통계=40.42(0.000) D.W. = 2.35

주 1) ( )안은 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.

2) [ ]안은 귀무가설에 대한 F검정통계량을 의미함.

3) \*\*, \*, † 은 각각 1%, 5%, 10%에서의 유의수준을 의미함.

4) D.W.는 Durbin-Watson통계량임.

## V. 요약 및 결론

시장에서의 가격과 거래량 관계에 관한 연구는 생산자 어민, 중간 유통인을 포함한 시장 참여자들의 행동에 의해 표출되는 정형화된 현상을 규명한다는 점에서 매우 중요하다.

본 연구의 목적은 1998년 1월 4일부터 2001년 4월 30일까지의 일별 자료를 이용하여 굴 산지도매시장의 위판량과 가격간의 관계를 검토하는데 있다. 연구목적을 달성하기 위해 가격과 위판량 시계열의 정상성 검정, 이들 시계열간의 공적분 검정, 장·단기효과 검정을 허용하는 오차수정모형의 추정, 그리고 위판량의 결정요인 등 실증분석 내용을 포함하고 있다.

본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 굴 가격과 위판량의 생성과정은 확률보행 과정을 따르고 있으며, 1차 적분되어 있다. 둘째, 가격과 위판량간의 장기균형관계가 성립하였으며, 장기균형관계에서 가격에 대한 조정은 위판량에 의해 달성된다. 셋째, 가격과 위판량간의 관계는 장기적으로 피드백 효과가 존재하며, 단기적으로 가격이 위판량을 선도하고 있다. 특히 5일전부터 1일전까지의 가격상승은 현재의 위판량을 증대시키고 있는데, 전기 가격을 토대로, 굴 채취, 운반 및 박신 등 굴 출하에 필요한 기간을 고려하여 현재의 위판량을

결정하는 굴 양식업자의 경영의사결정과정을 추측해 볼 수 있다. 넷째, 가격은 위판량을 결정하는 주요 요인으로써, 위판량과 부의 관계를 지닌다. 이러한 결과는 굴 생산이 시기적으로 집중되고, 굴 생산량의 계절적 특성으로 인해 가격이 하락하고 있음에도 불구하고 위판량이 늘어나며, 또한 가격이 상승하더라도 위판량이 줄어드는 현상을 보여주는 것이다.

이러한 분석결과를 기초하여 볼 때, 굴 생산량의 계절적 특성으로 발생하는 가격변동위험에 노출되어 있는 굴 양식업체의 경영위험을 최소화하기 위해서는 굴 수협에서 적정가격이하로의 위판량을 조절 또는 통제할 필요가 있음을 시사하고 있다.

끝으로 본 연구의 한계점과 향후과제는 본 연구가 굴 산지시장을 대상으로 위판량과 가격관계를 분석하고 있기 때문에 이러한 연구의 결과를 수산물 시장 전체에 적용하는데는 다소 무리가 있다. 따라서 생산에 있어 계절적 특성을 지니지만, 지속적인 수요가 발생하는 해태, 바지락 등의 수산물 외에도 계획된 생산이 거의 불가능한 어종들을 대상으로 위판량과 가격간의 관계에 관한 연구가 앞으로 진행되어야 할 것으로 본다.

## 참 고 문 헌

- 강석규, "하루중 수익률과 거래량 관계-KOSPI 200 현물 대 선물시장, Working paper, 2001.
- 강석규 · 이광진, "수산물의 유통단계별 가격간 장기균형관계와 인과성 분석 -부산지역의 갈치, 오징어를 중심으로", 수산경영논집, 제29권 제2호, 1998. 12., pp.77-96.
- 안병일, "국제 사료곡물시장의 가격구조 분석", 농촌경제, 제22권 제3호, 1999(가을), pp. 101-114.
- 이철현, "최고기시장의 가격결정구조 분석", 농촌경제, 제20권 제2호, 1997, pp. 51 ~62.
- 유동운, 「현대수산경제론」, 태화출판사, 2000.
- Engle, R. B., and C. W. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-276.
- Garcia, P., R.M. Leuthold, and H. Zapata, "Lead-Lag Relationships between Trading Volume and Price Variability: New Evidence," *Journal of Futures Markets*, 6, 1986, pp. 1-10.
- Granger, C., and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, pp. 111-120.
- Karpoff, J.M, "The Relationship between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 1987, 22, pp. 109-126.
- \_\_\_\_\_, "A Theory of Trading Volume," *Journal of Finance*, 41, 1986, pp. 1069-1082.
- Malliaris, A.G., and J.L. Urrutia, "Volume and Price Relationships: Hypotheses and Testing for Agricultural Futures, *The Journal of Futures Markets*, 18, 1998, pp.53~72.
- Wahab, M. and Lashgari, M., "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach," *The Journal of Futures Markets*, 13, 1993, pp. 711-742.

## **The Volume and Price Relationship of the Oyster Market in Producing Area**

Kang, Seok Kyu

The research on the price-volume relation in the market is very important because it examines into regular phenomenon revealed by market participants including producers and middlemen.

The purpose of this study is to investigate the relationship between price and trading volume in the oyster producing market. In order to accomplish the purpose of this study, the contents of empirical analysis include the time series properties of price and trading volume, the short-term and long-term relationships between price and trading volume, and the determinants of trading volume. The data used in this study correspond to daily price and trading volume covering the time period from January 1998 to April 2001.

The empirical results can be summarized as follows :

First, price and trading volume follow random walks and they are integrated of order 1. The first difference is necessary for satisfying the stationary conditions. Second, price and trading volume are cointegrated. This long-run relationship is stronger from trading volume to price. Third, error correction model suggests that feedback effect exists in the long-run and that price tends to lead trading volume by about five days in the short run, that is, to be required period by digging, conveying, and peeling oystershell for selling oyster. Fourth, price and price volatility is a determinant of trading volume. In particular, trading volume is a negative function of price.

It is believed that the conclusion drawn from this study would provide a useful standard for the policy makers in charge of reducing the oyster price volatility risk caused by trading volume(selling quantities).