

양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구

옥영수 · 김상태 · 고봉현

한국해양수산개발원

양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구

옥영수* 김상태** 고봉현**

A Study on the Price Fluctuation and Forecasting of Aquacultural Flatfish in Korea

Ock, Young-Soo · Kim, Sang-Tea · Ko, Bong-Hyun

< 목 차 >

I. 서론	IV. 시계열 분석을 통한 향후 넙치가격 예측
II. 가격변동 분석을 위한 이론적 고찰	1. ARIMA 모형
1. ARIMA 모형	2. VAR 모형
2. VAR 모형	3. 가격예측과 변동패턴
III. 시계열 자료의 특성 검정	V. 결론 및 정책함의
1. 가격변동 추이분석	참고문헌
2. 시계열 자료의 안정성 검정	Abstract
3. 넙치 가격의 관련성 분석	

I. 서론

1960년대 초 경제개발계획이 추진된 이후 우리는 생산성 증대라는 화두 속에 매몰되어 왔다. 절대 빈곤과 만성적인 생산 부족에 시달리고 있었던 당시 상황에서 생산량 증가를 통한 경제부흥은 무엇보다 필요하였으며 이를 위해서는 생산성 향상이 필수적이었다. 그 결과 산업 전반에 걸쳐 괄목할 만한 생산성 증대를 보였으며 양식업 분야 역시 놀라운 발전을 이룩하였다. 특히 어류 양식업은 1980년대 중반에 들어서 본격적인 산업기반을 갖추기 시작하였음에도 불구하고 불과 20여년 만에 수십 배에 달하는 생산량의 증가를 보여 수산업 발전과 국민 식생활 개선에 큰 기여를 하였다.

하지만 이와 같은 급격한 생산의 증대는 1990년대 이후에 들어와서 수급불안에 따른 가격불안정을 유발시켰으며 이는 지속적인 산업발전에 있어서 장애요인이 되어 오고 있다. 즉 생산의 증대로 공급은 크게 늘어났으나 수요는 공급에 비해 비탄력적인 관계로 초과공급 상태가 야기되었다. 이러한 초과공급 상태의 지속은 필연적으로 가격을 하락시키게 되었고 그 결과 어류 양식업 경영의 어려움은 공급 축소로 이어져 수급불안의 악순환이 되풀이 되어 왔다.

* 한국해양수산개발원 부연구위원

** 한국해양수산개발원 연구원

한편 최근 WTO/DDA, FTA 등 일련의 국제화 물결은 국내 전 산업부문에 대한 시장개방 확대를 요구하고 있으며, 특히 상대적으로 산업 경쟁력이 약한 수산업 분야의 시장개방은 앞으로 더욱 더 거세질 것으로 전망된다. 또한 최근 들어 그 양상이 심해지고 있는 가뭄, 폭우, 태풍 등의 기상변화로 양식 수산물의 생산피해가 늘고 있는 추세에 있으며, 이는 수산업 분야의 불확실성(Uncertainty)을 증폭시키게 되었다.

수산물의 가격변동은 규칙적인 요소와 불규칙적인 요소에 의해 이루어지는데, 규칙적인 요소로서는 농산물에서와 같이 계절성, 추세성, 순환성 혹은 비대칭성 등이 있고, 최근에는 요일이나 명절 등에 따른 단기적인 변동의 규칙성도 파악할 수 있다. 이와 더불어 일반적으로 수산물은 생산의 자연의존성이 강하기 때문에 불규칙적인 요소에 의한 가격변동이 매우 심하게 나타나고 있지만, 본 연구에서 다루고자 하는 넙치양식의 경우는 육상에서 주로 양식이 이루어지는 관계로 불규칙적인 요소는 상당히 완화되고 있다.

따라서 본 연구에서는 양식넙치의 가격변동은 농산물에서와 같이 규칙적 요소에 의해 크게 좌우된다고 보고 가격변동의 규칙성을 규명함으로써 넙치생산 제 관계자들의 의사결정에 도움을 주고자 하였다. 즉 양식넙치의 미래가격을 보다 체계적으로 예측할 수 있다면, 어류 양식업에 종사하고 있는 어업인 및 생산자 단체들뿐만 아니라 유통 및 가공업자들과 같은 제 경제주체들의 의사결정이 보다 정확해질 수 있을 것이다. 또한 가격변동에 대한 보다 정확한 예측에 관한 모형 개발은 향후 정부 정책에 있어서 기초적인 자료로 활용될 수 있을 것으로 생각된다. 이는 넙치산업의 지속적인 발전을 도모하는데 중요한 역할을 할 수 있을 것이다. 본 연구는 이런 점에 의의를 둘 수 있을 것이다.

II. 가격변동 분석을 위한 이론적 고찰

시계열 분석은 단일 또는 복수 변수의 현재 또는 과거 값, 오차항의 과거값 등을 이용하여 그들 변수의 미래 값들을 예측하거나 시계열 자료간의 동태적인 관계를 규명한다. 일반적으로 시계열 분석모형은 단일방정식 모형과 다항식 모형으로 구분할 수 있다. 단일 방정식 모형은 다시 단일변수 모형과 다변량 모형으로 구분된다. 전자의 대표적인 모형이 ARIMA모형이고, 후자의 경우는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression :VAR)이다.

1. ARIMA 모형

확률변수인 시계열 자료(y_t)를 모형화하는 기본적인 방법으로서 다음과 같은 시차 p 인 자기회귀 모형(Autoregressive Model : AR(p))이 있다.

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + x_t$$

여기서 x_t 는 반드시 백색교란(white noise)이어야 한다.¹⁾ 즉, 각각의 잔차항 평균과 분산이 시차와 관계없이 0과 σ^2 로 일정해야 하고 공분산이 0이어서 잔차항 간 자기상관성이 없어야 한다. 시계열 자료의 특성에 적합한 단일방정식 모형 수립시 우선적인 고려해야할 요인 중 하나가 모형의 잔차항이 백색교란인지의 여부이다. AR(p)모형에서는 시차 p의 결정시에도 잔차항이 백색교란이 되도록 하면서 데이터의 특성을 잘 반영할 수 있도록 결정해야 한다. 잔차항 x_t 역시 일정한 시차 q인 자기회귀모형으로 모형화할 수 있다.

$$x_t = \sum_{i=0}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}$$

잔차항이 위와 같은 식으로 표시되면 잔차항은 MA(q)과정을 따른다고 말한다. 따라서 일정한 시계열 y_t 가 AR(p)과정을 따르면서 그에 따른 잔차가 MA(q)과정을 따를 때 시계열 자료 y_t 는 개별 y_t 에 대해 ARMA(p,q) 모형으로 표현된다고 말하고 다음과 같은 식으로 정리될 수 있다.

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}$$

여기서 단일 원자료 y_t 가 d번 차분한 후 잔차가 백색교란이 될 때, 이 모형을 ARIMA(p, d, q)라고 한다.

가격자료처럼 분석대상 시계열이 계절성을 갖게 된다면 단순한 차분만으로는 정상적인(stationary) 자료를 얻기 어려운 경우가 있다. 이러한 경우, 계절성을 모델에 반영하여야 하고 필요하다면 계절차분(seasonal difference)을 하여 잔차항이 백색교란이 되도록 해야 한다.

ARIMA모형은 여러 가지 방법으로 추정될 수 있지만 Box-Jenkins 추정방법을 이용하는 것이 대부분이다. Box-Jenkins 추정은 다음 세 단계를 거친다.

첫째 단계는 모델선정 단계이다. 시계열 자체의 현재 및 과거 값인 자기상관 및 부분상관을 그래프로 작성, 검토하여 잠정적 모형 형태와 시차를 결정한다. 두 번째 단계로는 1단계에서 정립된 모형을 추정하여 추정된 계수들의 유의성, AIC 등의 모델 선정 기준 등을 검토한다. 끝으로 ARIMA 모형추정의 마지막 단계는 진단검토(diagnostic

1) 시계열 자료 $\{\varepsilon_t\}$ 가 다음의 세 가지 조건을 충족하면 백색교란과정이라 한다.

- ① $E(x_t) = \mu$, x_t 의 기대치는 시간에 관계없이 일정하다.
- ② $Var(x_t) < \infty$, x_t 의 분산은 유한한 값이다.
- ③ $Cov(x_t, x_{t+k}) = \gamma_k$, 임의의 정수 k, 공분산행렬은 임의정수 k에 관계없이 같다.

checking) 단계로서 잔차항의 백색교란 여부, 모델의 적합도 등을 검토하여 최종 적합 모형을 선정한다. 이때 잔차항의 백색교란 여부는 Ljung-Box의 Q통계치²⁾를 이용하여 점검할 수 있다. 귀무가설은 잔차항간 계열 상관성이 없다는 것인데 검정 통계량이 기각 역보다 크면 귀무가설을 기각할 수 없어 잔차항이 백색교란이라는 조건을 충족시키지 못하는 경우이다. 이런 경우가 발생하면 앞의 제 1단계 및 2단계를 거쳐 모델을 다시 설정, 추정해서 잔차항의 백색교란 여부를 재점검해야 한다.

2. VAR 모형

ARIMA 모형은 모형내 변수가 하나이거나 외생변수만을 고려한 경우인데 반해 고려 대상 변수들이 상호 영향을 미치는 내생적인 관계에 있으면 벡터자기회귀모형 (Vector Autoregression : VAR)을 이용한다.

즉, VAR 모형은 모형내 변수 상호간 영향을 미치는 경우를 상정한다. 예를 들어 활엽수 가격 VAR을 추정한다고 가정하면, 산지가격은 과거 및 현재의 자체값 뿐만 아니라 과거 및 현재의 소매가격에 의해서도 영향을 받는 경우를 상정할 수 있다. 추정된 대상 시계열이 정상적인 경우 VAR 모형이 적용되는데, 만일 정상적이 아닌 경우 차분 등을 통해 해당 시계열을 정상화시켜야 한다. 2변수 1차 시차의 전형적인 VAR 모형은 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t}$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}$$

만일 추정 대상 시계열 자료 각각이 개별적으로 비정상적이지만 이들의 선형조합이 정상적인 경우 이들 시계열들은 공적분(cointegration)의 관계에 있다고 말한다.

공적분 관계에 있는 변수들의 가장 큰 특징은 변수들의 시간궤적(time path)이 장기 균형으로부터의 이탈 정도에 따라 영향을 받는다는 것이다. 따라서 변수간 단기적인 동태 관계는 변수간 장기 균형관계, 즉 공적분 관계에서 이탈 정도에 의해 영향을 받는다. 다시 말해 $(n \times 1)$ 벡터 $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ 는 다음과 같은 오차수정 표현을 갖는다고 말할 수 있다.

$$\Delta x_t = \Pi_0 - \Pi x_{t-1} + \Pi_1 \Delta x_{t-2} + \dots + \Pi_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t$$

여기서 Π_0 는 $(n \times 1)$ 의 상수항 벡터이고, Π_i 는 $(n \times n)$ 파라미터의 벡터이며, ε_t 는 $(n \times 1)$ 의 잔차항 벡터이다. Π 는 오차수정 벡터이다. 위의 식에서 모든 파라미터 벡터 Π

2) Ljung-Box의 통계치는 다음과 같다.

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s \gamma_k^2 / (T-k)$$

여기서 T는 관찰치 수, γ_k^2 는 잔차항 간 자기 상관계수, k는 추정파라미터 수이다.

의 요소 π_i 가 0이면 이 식은 1차 차분의 전형적인 VAR모형이 된다.

III. 시계열 자료의 특성 검정

수산물 시장에서 중요한 영역을 차지하고 있는 어류, 특히 넙치의 경우는 다른 1차 상품과 마찬가지로 공산품에 비해 가격의 변동이 심하기 때문에 가격을 예측하기가 매우 어렵다. 넙치의 생산은 입식시기에서 출하시점까지 생물학적 시차를 필요로 하기 때문에 가격변화에 즉각 반응하지 못하는 공급의 비탄력성을 보이고, 소비는 지속적이면서도 행락철, 설, 추석 등의 시기에는 수요가 다른 계절에 비해 크게 증가하는 계절적 변동을 나타내고 있다.

따라서 여기서는 양식넙치의 주요 산지와 소비지 가격에 대해서 주요 산지별, 어체 크기별로 변동 추이를 살펴보고, 해당되는 넙치가격의 시계열 자료에 대해 그 특성이 안정적 시계열을 갖는지를 검정해 보고자 한다.

1. 가격변동 추이 분석

가. 지역별 산지가격 변동추이

우선, 여기에서는 분석을 위해 주요 산지로는 제주도와 완도를 선정하였으며, 어체 크기는 0.5kg, 1kg, 2kg으로 각각 구분하였다. 분석기간은 제주도의 경우, 1998년 1월 ~ 2006년 5월 동안(장기)의 월별 산지가격 자료가 이용되었으며, 완도의 경우는 2003년 1월 ~ 2006년 5월 동안(중기)의 월별 산지가격자료가 이용되었다. 각 기간에 대한 기초 통계량은 <표 1>과 같은데, 산지별 넙치 평균가격은 제주도에 비해 완도가 약간 높은 것으로 나타났다.

<표 1> 어체 크기별 월별 가격에 대한 기초 통계량

구분	제주산(1998.1~2006.5)			완도산(2003.1~2006.5)		
	0.5kg	1kg	2kg	0.5kg	1kg	2kg
평균	9,313	12,898	18,674	9,176	11,657	16,282
표준편차	2,209	3,349	4,064	1,394	1,315	2,677
변동계수(%)	23.7	25.9	21.8	15.2	11.3	16.4
진폭계수(%)	204.8	212.5	129.4	96.3	55.8	68.8
관측치	101	101	101	41	41	41

주 : 변동계수=(표준편차/평균)×100, 진폭계수=[(최대값-최소값)/최소값]×100

두 기간에 대한 기초 통계량을 따로 언급한 것은 완도의 경우 분석자료가 2003년 1월 이후 밖에 없기 때문이다. 따라서 산지간 시계열 관측치에 있어서 제주산은 101개

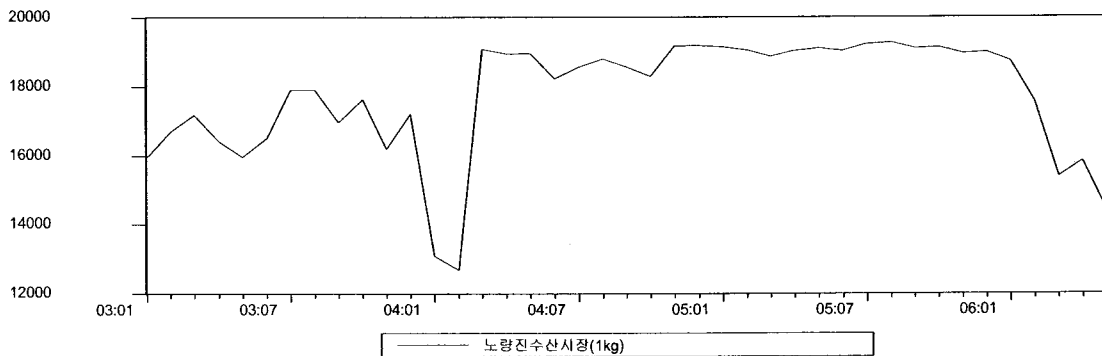
의 자료가 사용되었으며, 완도산은 41개의 자료가 사용되었다.

나. 소비지 가격 변동추이

여기에서는 낚치의 소비지 가격의 시계열 추이에 대해서 살펴보고자 한다. 우선, 분석을 위해 선정된 소비지 시장의 가격자료는 노량진 수산시장의 경락가격이고, 분석기간은 완도산 산지가격 자료와 같은 기간으로써 2003년 1월 ~ 2006년 5월 동안의 월별 가격자료를 이용하였다.

노량진수산시장의 월별 가격변화 추이를 보면, 2003년 동안에는 주기적으로 일정 패턴을 가진 상승과 하락이 반복되다가 2004년 2월에만 가격이 특이치 형태로 떨어졌다 다시 회복하여 2006년 1월까지 가격이 일정 패턴을 유지하고 있는 것을 알 수 있다<그림 1>.

<그림 1> 노량진수산시장의 낚치가격 변화 추이



2. 시계열 자료의 안정성 검정

시계열 분석을 하기에 앞서 해당되는 분석 자료가 비정상적인지의 여부를 판단하는 것이 필요하다. 시계열의 안정성(stationarity)이란 표본기간에 따라 평균값이 큰 변화를 보이지 않고 충격이 있더라도 항상 평균으로 복귀하려는 성향을 가지면서 평균주위에서의 변동폭이 대체로 일정한 상태를 말한다.

이때 자기상관함수(autocorrelation function : ACF)의 함수값은 시차수가 증가함에 따라 급격히 감소한다. 그러나 시계열모형을 추정할 때 사용되는 시계열자료의 안정성이 보장되지 않을 경우 의사회귀(spurious regression)에 의해 그릇된 결과를 얻을 수 있다. 따라서 단위근 검정(unit root test)을 통해 시계열의 안정성을 검정한 후에 모형을 추정해야 한다. 가장 일반적으로 사용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정 방법이다.

ADF는 다음의 식과 같은 자기회귀 과정에 바탕을 둔다³⁾.

3) ADF는 높은 차수의 자기상관함을 모델에 포함시켜 잔차항의 자기 상관성을 없애는 것이다. 여기에서 귀무가설은 $H_0 : \gamma = 0$ (상수항과 추세항이 없는 경우) 이고, 대립가설은 $H_1 : \gamma < 0$ 이다. 여기에서 귀무가설 H_0 이 통계적

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=2}^p \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

가. 산지가격에 대한 안정성 검정

다음 <표 3>은 산지별 어체크기별 넙치 가격의 시계열 원자료에 대한 ADF(Augmented Dikey-Fuller) 단위근 검정 결과로써, 제주산 0.5kg, 완도산 0.5kg의 경우 1% 유의수준에서 원자료에 대해 단위근이 없는 것으로 판명되었으며, 완도산 1kg의 경우는 5% 유의수준에서 원자료에 대해 단위근이 없는 것으로 나타났다.

<표 3> 넙치 산지별 가격시계열에 대한 안정성(stationarity) 검정

구분	자료	절편	추세	ADF 검정통계량	임계치	
					1%	5%
제주산 0.5kg	원자료	포함	포함	-4.29**	-4.20	-3.53
제주산 1kg	1차 차분	제외	제외	-7.62**	-2.59	-1.94
제주산 2kg	1차 차분	포함	제외	-4.02**	-3.61	-2.93
완도산 0.5kg	원자료	포함	포함	-4.76**	-4.20	-3.53
완도산 1kg	원자료	포함	포함	-3.78*	-4.21	-3.53
완도산 2kg	1차 차분	포함	제외	-3.68**	-3.61	-2.94

주 : *는 5% 유의수준에서, **는 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

한편, 제주산 1kg, 2kg과 완도산 2kg의 경우는 원자료에 대해 단위근이 있어 불안정시계열로 판단되는 바, 이를 1차 차분하여 다시 ADF 검정을 실시하였다. 그 결과, 제주산 1kg의 경우 절편과 추세항의 추가 없이 1% 유의수준에서 임계치보다 낮아 안정된 시계열이 되어 단위근이 없는 것으로 나타났으며, 제주산 2kg과 완도산 2kg은 절편항만 추가한 상태에서 1% 유의수준에서 단위근이 없는 것으로 판명되었다.

나. 소비자 가격에 대한 안정성 검정

<표 4>는 넙치의 소비자 가격 시계열에 대한 안정성(stationary) 검정을 ADF 검정 방법을 통해 실시한 결과를 요약한 것이다. 여기서 우선 넙치 소비자 가격의 원계열에 대해 안정성을 검정한 결과, ADF 통계량이 -2.11로써 10% 유의수준(임계치 -3.19), 5% 유의수준(임계치 -3.53), 1% 유의수준(임계치 -4.21)에서 모두 단위근이 있는 것으로 나타나 불안정 시계열로 판명되었다. 따라서 원계열 자료에 대해 1차 차분하여 ADF 검정을 다시 실시한 결과, 절편과 추세를 포함하지 않은 상태에서의 ADF 통계량이 -6.72로써 1% 유의수준에서 단위근이 없는 것으로 나타났다.

유의수준에서 채택된다면 Y_t 는 단위근을 가지며, Y_t 가 불안정한 시계열(Non-stationary Series)인 것으로 판단하고, 시계열이 안정성을 갖도록 하기 위해서 일반적으로 차분(differencing)을 한다.

<표 4> 넓치의 소비지 가격시계열에 대한 안정성(stationary) 검정

구 분	원 계 열			1차 차 분		
	절편	추세	ADF	절편	추세	ADF
노량진 소비지가격	0.03*	0.89	-2.11	0.29	0.19	-10.362**

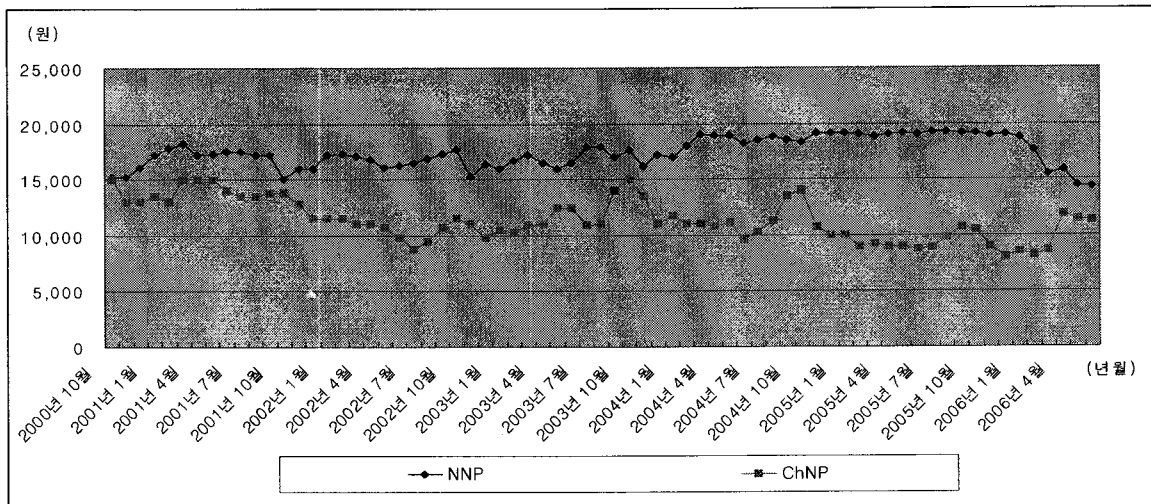
주 : *는 5% 유의수준에서, **는 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

3. 넓치 가격의 관련성 분석

가. 넓치 산지가격과 소비지 가격간의 격차 추이

넓치의 산지가격과 소비지가격간의 격차는 다음의 <그림 2>에서 보는 바와 같다. 산지가격의 경우 2000년 10월 15,000원에서 2002년 7월 8,750원까지 하락하다가 다시 반등하여 2003년 10월에 15,000원까지 회복하였으나, 이후 계속적으로 하락하는 추세를 보이고 있는 것으로 나타났다. 반면 소비지 가격의 경우는 2000년 10월 15,196원에서 2005년 10월 19,130원까지 큰 변동 없이 서서히 가격이 상승하는 것으로 나타났다.

<그림 2> 산지가격과 소비지 가격간의 격차 추이



산지가격과 소비지 가격간의 가장 큰 격차를 보인 시기는 2004년 11월부터 2006년 1월까지로, 산지가격의 경우 약간의 등락을 보이고 있으나, 분석 기간 중에서 최저점(8,000원)을 기록하였으며, 소비지 가격 역시 최고점(19,278원)을 기록한 시기인 것으로 나타났다. 반면에 두 시계열간의 격차가 가장 적은 시점은 2000년 10월로 산지가격과 소비지가격간의 격차가 196원인 것으로 나타났으며, 다음으로 2001년 10월(1,311원), 2003년 10월(2,633원), 2004년 10월(4,288원)의 순으로 나타났다.

나. 넵치 산지가격과 소비자 가격간의 원인 분석

앞에서 산지가격과 소비자 가격간의 격차 추이에 대해서 살펴보았는데, 여기에서는 이러한 격차추이에 대한 원인 분석의 일환으로 우선, 넵치의 산지가격과 소비자 가격 간 가격변동에 대해 선도적인 역할을 하여 가격변동을 주도하고 있는 변수들을 찾기 위해 그랜저의 인과성 검정(Granger causality test)을 실시하고자 한다.

그랜저 인과관계 검정은 각각의 변수 Y와 X의 예측에 적합한 정보가 단지 변수들의 시계열 자료 속에만 포함되어 있다는 것을 가정하고 있다. 따라서 이는 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

$$X_t = \mu' + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + e_{2t}$$

따라서 여기에서는 넵치의 산지가격(X)과 소비자 가격(Y) 두 변수들 간의 상호작용을 그랜저 인과관계 모형을 이용하여 파악할 수 있으며, 다음과 같은 가설검증을 할 수 있다.

- ① $H_0 : X \neq Y$ 「X는 Y에게 영향을 미치는 원인변수가 아니다.」
- ② $H_1 : X = Y$ 「X는 Y에 영향을 미치는 원인변수이다.」

<표 5> 산지가격과 소비자 가격간의 인과성 검정

종속변수	독립변수	F-Statistic	Probability
소비자 가격	산지가격	2.50820	0.08861*
산지가격	소비자 가격	0.32086	0.72657

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

위의 <표 5>에서 나타난 두 시계열간의 인과성 검정 결과, 소비자 가격을 종속변수로 하고 산지가격을 독립변수로 했을 때의 F-통계량에 대한 유의성이 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 두 시계열간의 인과관계는 산지가격이 소비자 가격에 대해 일방적으로 설명하고 있다고 판단된다.

IV. 시계열분석을 통한 향후 넵치가격 예측

넵치 산지가격과 소비자가격의 시계열 분석을 통한 향후 넵치 가격 예측을 위해서

본 절에서는 넙치 가격의 예측 모형을 수립·추정하며, 모형별 적합도를 검토한 후, 추정된 결과를 바탕으로 2006년 1월부터 동년 6월까지 6개월간의 가격을 예측하였다. 분석에 이용된 모형은 ① ARIMA 모형, ② VAR 모형 등 두 가지이다. 이 두 가지 모형별 예측 가격과 실제 가격간의 비교를 통하여 예측오차가 적은 모형 즉, 어떠한 모형이 향후 넙치가격을 가장 잘 예측하는가를 판단하게 된다.

분석에 이용된 자료는 우선, 산지가격은 제주해수어류수협에서 발표하는 월별자료를 이용하였으며, 소비지가격은 노량진수산시장의 월별 자료를 이용하였다. 모형 추정에 포함된 기간은 2000년 1월부터 2005년 12월까지이고, 2006년 1월부터 동년 6월까지의 자료는 적합도 검정(out-of-sample test)을 이용한 예측자료와 실제자료를 이용하였다.

1. ARIMA 모형

가. 넙치의 소비지 가격에 대한 모형 설정과 추정 결과

ARIMA 모형은 단일 변수의 과거 및 현재 값, 잔차항의 과거 및 현재값으로 이루어진 시계열 모형이다. 앞의 4장에서 언급한 절차를 거쳐 세 가지 유형의 ARIMA 모형을 설정한 후, 추정하였다. 이러한 모형을 선정하는 데에는 모형의 잔차항이 백색 교란이 되게 하는데 중점을 두었다.

1) 모형 I

모형 I은 ARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 0)₁₂이다. 즉 월별 자료 모형으로서 S=12 비계절적 AR과 MA는 1개월 시차를 두었고 계절적 AR과 MA는 모델에 포함되지 않았다. 이용된 자료는 1차 로그 차분하였다. 차수에 대한 식별은 자기상관도(autocorrelation)과 편자기상관도(partial autocorrelation) 그리고 대안적인 차수에 대한 ARIMA 모형의 추정 결과에 제시된 AIC 및 BSC를 기준으로 판단되었다.

<표 6> 넙치의 소비지 가격에 대한 모형 I 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002508	0.000533	4.702197	0.000
AR(1)	0.517385	0.104507	4.950710	0.000
MA(1)	-0.989789	0.001001	-988.6488	0.000
R ² = 0.733 DW = 1.965 AIC = -3.372 BSC = -3.276 F-Stat. = 10.212(Prob. 0.0001)				

2) 모형 II

모형 II는 ARIMA(1, 1, 2)(0, 1, 1)I2이다. 여기에서도 앞의 모형 I의 경우처럼 이용된 자료에 대한 1차 로그 차분하였으며, 비 계절적 시차는 AR항 1개월, MA항 2개월을 두었다. 그리고 계절적 시차는 AR항에 1개월 시차를 두었다.

<표 7> 납치의 소비지 가격에 대한 모형 II 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002513	0.001209	2.078300	0.042
AR(1)	-0.915880	0.077595	-11.80328	0.000
MA(1)	-0.513633	0.131553	-3.904365	0.000
MA(2)	-0.281864	0.128305	-2.196836	0.032
SAR(1)	0.934633	0.078226	11.94786	0.000
R ² = 0.612 DW = 1.961 AIC = -3.287 BSC = -3.127 F-Stat. = 4.365(Prob. 0.0034)				

3) 모형 III

모형 III는 ARIMA(2, 1, 1)(2, 1, 2)I2로써, 계절적 시차 AR항 2개월, MA항 1개월을 적용하였으며, 비계절적 시차 AR항 2개월, MA항 2개월을 모델에 적용하여 추정하였다. 여기에서도 역시 이용된 자료에 대해 1차 로그차분을 하였다.

<표 8> 납치의 소비지 가격에 대한 모형 III 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002825	0.001207	2.339864	0.022
AR(1)	0.657037	0.204658	3.210409	0.002
AR(2)	-0.325719	0.193056	-1.687173	0.097
SAR(1)	-0.592645	0.195764	-3.027349	0.004
SAR(2)	-0.489169	0.131473	-3.720672	0.000
MA(1)	-0.852498	0.097333	-8.758579	0.000
SMA(1)	0.356352	0.020936	17.02069	0.000
SMA(2)	0.979792	0.000827	1184.319	0.000
R ² = 0.953 DW = 1.925 AIC = -3.663 BSC = -3.400 F-Stat. = 6.991(Prob. 0.0000)				

나. 납치의 소비지 가격에 대한 모형별 예측 결과

여기에서는 앞에서 추정한 3개의 ARIMA 모형별로 예측한 결과 값과 실제 값 간의 비교를 통해 어떠한 모형이 납치의 소비지 가격에 대한 예측력이 있는지에 대한 분석

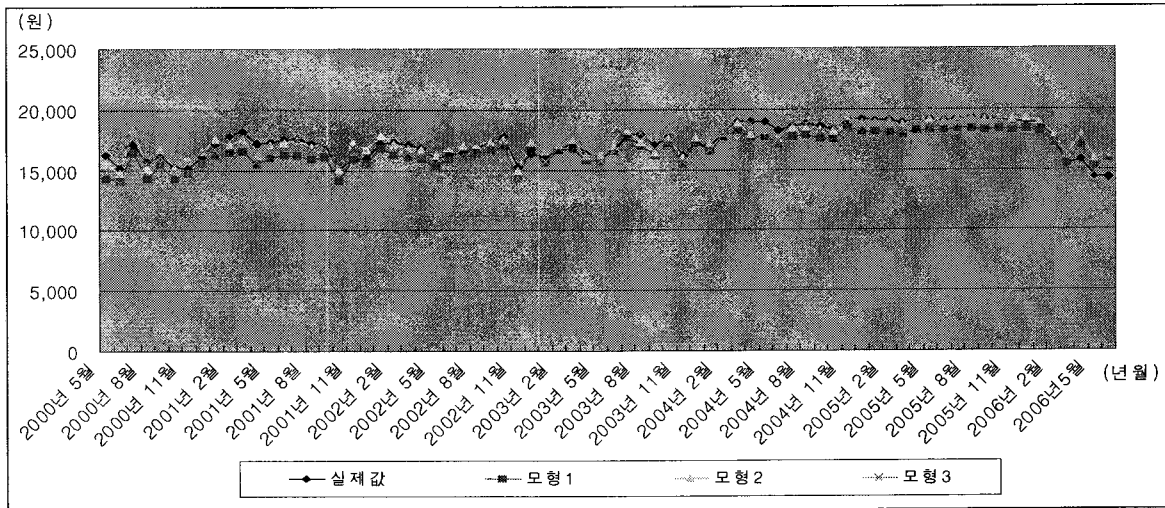
을 실시하였다.

ARIMA 모형별 예측오차를 계산한 결과, RMSE⁴⁾의 경우 모형 III가 5.06%로 가장 적었으며, 다음으로 모형 II(5.61%), 모형 I(6.99%)의 순으로 나타났다. 반면, MAPE⁵⁾의 경우 모형 I이 5.15%로 가장 적었으며, 모형 III(5.62%), 모형 II(7.57%)의 순으로 나타났다<표 9> 및 <그림 3>.

<표 9> 2006년도 ARIMA 모형별 예측값, 실제값, 예측오차

년/월		모형 I	모형 II	모형 III	실제값
2006년 1월		18,151	18,988	19,182	18,735
2006년 2월		17,154	17,886	17,389	17,568
2006년 3월		15,511	16,210	15,954	15,387
2006년 4월		17,008	17,816	17,474	15,830
2006년 5월		15,237	15,932	14,688	14,367
2006년 6월		15,888	16,227	16,307	14,301
예측오차	RMSE	6.99%	5.61%	5.06%	
	MAPE	5.15%	7.57%	5.62%	

<그림 3> 분석기간 내 ARIMA 모형별 예측값과 실제값 간 비교



4) RMSE(Root Mean Square Error)는 다음과 같이 정의된다.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (y_t^f - y_t)^2}{T-2}}$$

여기서 y_t^f 는 예측치, y_t 는 실제값, T는 관측치 수를 나타낸다.

5) 예측오차절대값평균(Mean Absolute Percentage Error:MAPE)는 다음과 같이 정의된다.

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum [100 * \frac{|y_t - y_t^f|}{y_t}]$$

다. 넙치의 산지가격에 대한 모형 설정과 추정 결과

1) 모형 I

모형 I은 ARIMA(1, 1, 0)(2, 1, 0)12이다. 즉 월별 자료 모형으로서 S=12 비계절적 AR항은 1개월 시차를 두었으나 MA항은 포함시키지 않았다. 그리고 계절적 AR은 2개월의 시차를 두었으나 MA는 모델에 포함시키지 않았다. 이용된 자료는 1차 로그 차분하였으며 차수에 대한 식별은 자기상관도와 편자기상관도, 그리고 대안적인 차수에 대한 ARIMA 모형의 추정 결과에 제시된 AIC 및 BSC를 기준으로 판단되었다. 그 결과는 다음 <표 10>과 같다.

<표 10> 넙치의 산지가격에 대한 모형 I 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009402	0.009044	-1.039599	0.302
AR(1)	-0.472161	0.156809	-3.011058	0.004
SAR(1)	0.622318	0.151636	4.104040	0.000
SAR(2)	-0.460897	0.136309	-3.381270	0.001
R ² = 0.713 DW = 2.035 AIC = -1.882 BSC = -1.751 F-Stat. = 2.756(Prob. 0.049)				

2) 모형 II

모형 II는 ARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 1)12이다. 여기에서도 앞의 모형 I의 경우처럼 이용된 자료에 대한 1차 로그 차분하였으며, 비 계절적 시차는 AR항 1개월, MA항 1개월을 두었다. 그리고 계절적 시차는 MA항에만 1개월의 시차를 두었다.

<표 11> 넙치의 산지가격에 대한 모형 II 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008567	0.002818	-3.040285	0.003
AR(1)	0.636154	0.136027	4.676679	0.000
MA(1)	0.342655	0.147384	2.324905	0.023
SMA(1)	-0.957703	0.042286	-22.64844	0.000
R ² = 0.752 DW = 1.970 AIC = -1.918 BSC = -1.790 F-Stat. = 4.360(Prob. 0.007)				

3) 모형 III

모형 III는 ARIMA(1, 1, 2)(0, 1, 0)12로써, 계절적 시차 AR항 1개월, MA항 2개월을 적용하였으며, 비계절적 시차는 AR항 MA항 모두 모델에 적용하지 않고 추정하였

다. 여기에서도 역시 이용된 자료에 대해 1차 로그차분을 하였다.

<표 12> 납치의 소비지 가격에 대한 모형 III 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008568	0.002817	-3.041130	0.003
AR(1)	0.636085	0.136014	4.676605	0.000
MA(1)	-0.614978	0.160794	-3.824640	0.000
MA(2)	-0.328196	0.139131	-2.358891	0.021
R ² = 0.785 DW = 1.970 AIC = -1.918 BSC = -1.790 F-Stat. = 4.360(Prob. 0.007)				

2. VAR 모형

가. VAR 모형설정

VAR 모형은 모형 내 변수의 현재 및 과거 값이 상호 영향을 주는 것을 상정하는 것으로서 모형에 포함된 모든 변수가 내생적으로 취급된다. 따라서 모형 내에 포함된 변수는 납치의 산지가격과 소비지 가격 등 두 가지 시계열 자료를 이용하였다. 그리고 VAR 모형을 추정하기 위하여 시차별로 우도비 검정을 실시하여 최소의 AIC 및 BSC 값을 나타내는 시차는 2를 적정 시차로 선정하였다. VAR 모형을 추정하는데 분석된 기간은 2000년 10월부터 2005년 12월까지이며, ARIMA 모형에서와 같이 예측기간으로는 2006년 1월부터 6월까지로 이 기간은 적합도 검정(out of sample test)을 위하여 남겨두었다.

나. 추정결과

앞의 그랜저 인과성 검정 결과에서 나타난 바와 같이, 납치의 두 시계열인 산지가격과 소비지 가격 간에는 일방적인 관계(산지가격 → 소비지 가격)가 성립하는 것으로 검정된 바가 있으므로, 납치의 소비지 가격을 종속변수로 하는 VAR 모형의 추정 결과가 의미가 있다고 볼 수 있다. 따라서 여기에서는 이에 대한 결과가 의미가 있는지 VAR 모형을 통해서 살펴보고자 한다.

우선, 소비지 가격을 종속변수로 하고 설명변수로 소비지 가격에 대해 1개월, 2개월의 시차를 둔 변수들과 산지가격에 대해 1개월, 2개월의 시차를 둔 변수들로 구성된 VAR 모형을 추정한 결과는 다음의 <표 13>과 같다.

<표 13> 소비지 가격에 대한 VAR 모형 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.671859	1.05582	2.53060	0.000
LNNNP(-1)	0.630226	0.12992	4.85085	0.000
LNNNP(-2)	0.154835	0.12632	1.22572	0.000
LNCHNP(-1)	-0.089715	0.05937	-1.51101	0.000
LNCHNP(-2)	0.028761	0.05953	0.48317	0.000
$R^2 = 0.688$ $AIC = -3.467$ $BSC = -3.297$ $F\text{-Stat.} = 31.997(\text{Prob. } 0.000)$				

다음으로 산지가격을 종속변수로 하고 설명변수로 소비지 가격에 대해 1개월, 2개월의 시차를 둔 변수들과 산지가격에 대해 1개월, 2개월의 시차를 둔 변수들로 구성된 VAR 모형을 추정한 결과는 다음의 <표 14>와 같다.

<표 14> 산지가격에 대한 VAR 모형 추정결과

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.748798	2.20069	1.70347	0.125
LNNNP(-1)	0.351815	0.27080	1.29918	0.453
LNNNP(-2)	-0.505895	0.26330	-1.92139	0.276
LNCHNP(-1)	1.060123	0.12376	8.56622	0.351
LNCHNP(-2)	-0.301428	0.12407	-2.42947	0.526
$R^2 = 0.738$ $AIC = -1.998$ $BSC = -1.828$ $F\text{-Stat.} = 40.812(\text{Prob. } 0.357)$				

다. 소비지 가격에 대한 ARIMA/VAR 모형 예측 비교

여기에서는 소비지 가격에 대한 ARIMA 모형과 VAR 모형의 예측값과 실제값 간의 비교를 실시하고자 한다. 모형의 적합도를 검증하기 위해 2006년 1월부터 동년 6월까지의 각 모형별 예측값을 구해 실제값과 비교해보았다<표 15> 및 <그림 5>.

각 모형별 RMSE 예측오차를 보면, ARIMA 모형 III가 5.06%로 가장 적었으며, ARIMA 모형 II(5.61%), ARIMA 모형 I(6.99%), VAR 모형(7.35%)의 순으로 나타났다. 다음으로 MAPE 예측오차의 경우는 ARIMA 모형 I이 5.15%로 예측오차가 가장 적었으며, ARIMA 모형 III(5.62%), ARIMA 모형 II(7.57%), VAR 모형(8.22%)의 순으로 나타났다.

ARIMA의 예측력이 VAR 모형보다 높게 나타난 결과는 VAR 모형의 특성상 설명변수로 넘치의 산지가격을 추가로 사용한 것에 기인한 것으로 생각된다.

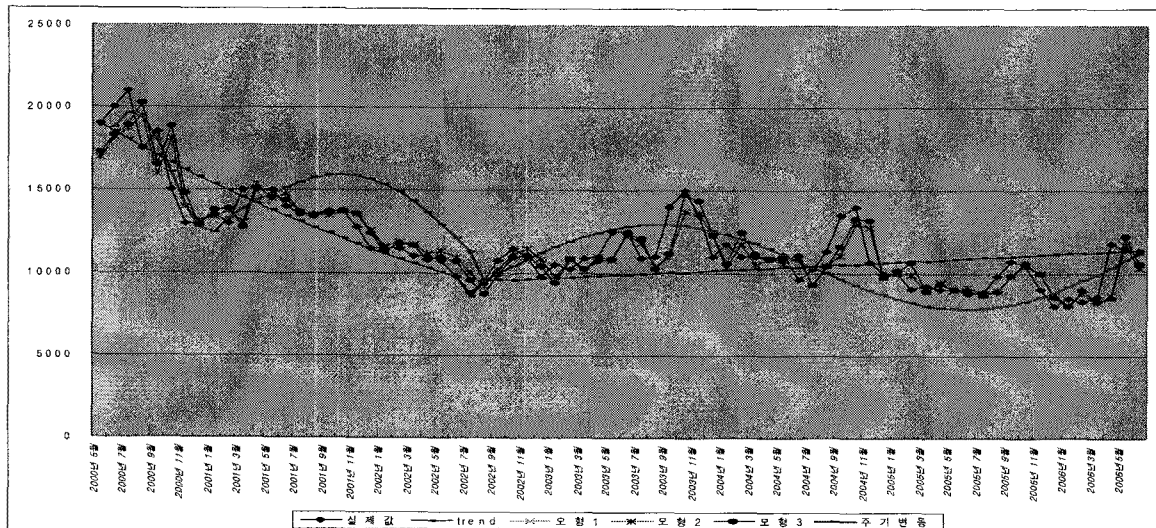
<표 15> 소비지 가격에 대한 모형별(ARIMA, VAR) 예측값 비교

년/월		ARIMA 모형			VAR 모형	실제값
		모형 I	모형 II	모형 III		
2006년 1월		18,151	18,988	19,182	19,172	18,735
2006년 2월		17,154	17,886	17,389	18,849	17,568
2006년 3월		15,511	16,210	15,954	18,143	15,387
2006년 4월		17,008	17,816	17,474	16,446	15,830
2006년 5월		15,237	15,932	14,688	15,967	14,367
2006년 6월		15,888	16,227	16,307	15,266	14,301
예측 오차	RMSE	6.99%	5.61%	5.06%	7.35%	
	MAPE	5.15%	7.57%	5.62%	8.22%	

3. 가격예측과 변동패턴

앞에서 ARIMA 모형과 VAR 모형을 통해서 향후 납치가격을 예측한 결과, ARIMA 모형의 예측력이 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 ARIMA 모형을 통해 예측된 결과치와 실제치를 비교한 것이 다음의 <그림 6>에서 볼 수 있는데, 이 예측치에 의하면 몇 가지 가격변동 패턴을 발견할 수 있다. 즉, <그림 6>에서와 같이 가격변동의 패턴에서 다음의 세가지 의미를 도출해 낼 수 있다. 우선 첫 번째로 1990년대 후반부터 급격하게 하락하였던 양식납치가격의 추세선이 2002년 중반을 전환점으로 하여 안정추세로 돌아섰다는 점을 알 수 있다. 즉 2000년 5월 20,000원/Kg대이던 납치 가격은 급등락을 반복한 수 2002년 7월 경 그 절반 수준인 10,000원/Kg대까지 하락하였다. 그러나 그 이후 다시 상승과 하락을 반복하고 있지만 대체로 10,000원/Kg 수준을 축으로 하는 추세를 유지하고 있다.

<그림 4> 제주 양식납치 가격 예측치와 주기변동 추이



다음으로 중기적인 주기(순환)변동 패턴을 발견할 수 있다. 이러한 주기변동 패턴은 일정한 것은 아니지만 어느 정도 그 모양을 갖추고 있는데, 본 분석에 의하면 첫 번째 주기는 2000년 5월부터 2001년 5월까지 대체로 1년을 주기로 하고 있으며, 두 번째 주기는 2001년 6월부터 2002년 6월까지 1년간이나 완전한 사이클이 아니고 반 사이클의 모습만 보이고 있다. 마지막 주기는 2002년 7월부터 2006년 6월까지 약 4년의 주기를 보이고 있는데 비교적 명확한 사이클의 모습을 보여주고 있다. 여기서 주목할 것은 첫 번째 주기가 1년 정도인데 비해 두 번째 주기는 2년(1년이나 반 사이클이므로), 그리고 세 번째 주기는 4년으로 점차 주기가 길어진다는 점이다. 이는 생산자들이 시장가격에 대해 안정적인 반응을 한다는 것으로 해석할 수 있으며 이는 생산에 대한 의사결정이 비교적 합리적으로 이루어진다는 의미이다.

세 번째는 주기변동 하에서도 어느 정도 계절적 성향을 나타낸다는 점이다. 즉 앞에서 뚜렷한 4계절적 계절변동은 보이지 않지만 가을, 겨울에 걸친 하반기에 상반기보다 더 높은 가격을 형성하고 있으므로 약한 계절성을 보였는데, 여기서도 그러한 성향이 나타나고 있는 것이다. 첫 번째 주기는 1년의 주기이기 때문에 그 자체로서 계절적 요인을 나타내고 있지만 두 번째 주기에서는 세 번의 등락 중 가운데 등락이 하반기 가격상승기로서 비교적 약한 주기를 보이고 있다. 세 번째 주기에서는 순환변동이 가장 뚜렷하게 나타날 뿐 만 아니라 계절변동도 가장 뚜렷하게 나타나고 있다. 즉 4년의 주기중 상승기 2년간 두 번의 하반기 가격상승이, 하락기 2년간 두 번의 하반기 가격상승을 보이고 있다. 이를 다시 연도별로 구분해 보면 2002년 하반기가 상승기의 첫 번째 계절적 변동을 나타내고 있다. 다음 2003년 상반기에도 다소 가격상승패턴을 보이고 있으나 이는 2003년 하반기의 주기변동치를 크게 상회하는 가격상승과 비교하면 일시적 현상이라고 볼 수 있을 것이다. 다음으로 2004년 하반기에는 주기변동상 가격하락기임에도 불구하고 14,000원/Kg대를 상회하는 높은 가격을 보이고 있다. 마지막으로 2005년 하반기에는 하락기의 정점임에도 불구하고 장기추세선 수준인 10,000원/Kg을 넘는 가격이 형성되었다. 이후 2006년 상반기에는 다시 가격이 바닥수준을 보이고 있으나 점차 회복되는 추세를 보이고 있다.

V. 결론 및 정책함의

1. 결 론

본 연구를 통한 분석 결과는 크게 다섯 가지로 정리할 수 있는데, 그 첫 번째가 산지 가격과 소비지가격과의 관계에 있어서 산지가격이 소비지가격을 설명하는 경향이 있다는 것이다. 즉 산지가격과 소비자 가격 간의 인과성 검증 결과, 소비자 가격을 종속변수로 하고 산지가격을 독립변수로 했을 때의 F-통계량에 대한 유의성이 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 두 계열 간의 인과관계는 산지가격이 소비자

가격을 설명하고 있다고 볼 수 있다. 아울러 2006년 들어 산지가격과 소비지가격간의 격차는 크게 좁혀지는 경향에 있는 것으로 나타났다.

두 번째는 2002년 중반까지 산지가격의 장기 추세선은 급격한 하락경향을 보였으나 2002년 중반을 기점으로 현재까지 장기 추세선은 대체로 안정추세로 전환되고 있다는 것이다. 즉 1990년대 후반부터 2002년 중반까지는 월별 산지가격이 급등락을 보였음에도 불구하고 추세적으로는 크게 하락하는 경향이었으나 2002년 중반 이후는 약간 상승하는 경향을 보이고는 있으나 그 기울기는 아주 완만한 상태로서 대체로 안정추세를 보이고 있다. 이는 2002년 이후 계절변동이나 순환변동 등에 의한 가격등락은 있지만 구조적인 수급불안정에 의한 가격변화추세는 크지 않다는 것을 나타내고 있다.

세 번째는 장기 추세선이 하락경향을 보일 때 초기의 중기 순환변동은 12개월을 보였으나 그 이후에는 2년, 그리고 장기 추세선이 안정추세로 전환한 이후는 4년 정도로 점차 그 주기가 길어지고 있다는 점을 알 수 있다. 순환변동의 주기가 길어지고 있다는 것은 양식넙치의 가격변동이 어느 정도 안정상태에 들었다는 것을 의미하며 생산자들이 가격 정도에 따라 합리적으로 생산에 임하고 있다는 것을 의미하게 된다. 이와 같이 순환변동의 주기가 길어짐은 정책 개입이 그만큼 용이하다는 것을 의미하게 된다.

네 번째 장기추세선과 중기 순환변동 하에서도 계절변동의 성향은 여전히 보이고 있었다. 넙치는 육상수조에 의해 연중 생산이 되기 때문에 다른 농수산물처럼 4계절 간 뚜렷한 계절성을 나타내지는 않지만 대체로 가을철부터 가격이 상승하기 시작하여 겨울에 이르기까지 하반기의 가격이 상반기보다 높은 경향을 보였다. 양식넙치 가격이 상반기보다 하반기에 높게 나타나는 경향은 가을 이후 넙치 비육도가 높아짐에 따라 상품성이 좋을 뿐 아니라 가을 이후 수요가 늘어나면서 높은 가격이 형성되는 것으로 보여진다.

2. 정책함의

이상과 같은 양식넙치 가격분석을 통해 나타난 가격변동 특성에 따라 향후 취해져야 할 정책 함의를 도출하면 다음과 같이 크게 네 가지로 정리할 수 있다.

첫째, 가격정책도 산지가격정책에 관점을 맞추어야 한다. 분석을 통해 산지가격이 소비지가격을 주도하는 것으로 나타났기 때문에 가격정책의 대상은 산지가격이 중심이 되어야 할 것이다.

둘째, 가격정책 중에서 가격지지정책보다는 가격안정화정책을 중시해야 한다는 점이다. 특히 과거의 가격관련정책들이 가격지지정책이든 가격안정화정책이든 대체로 정부 주도형의 정책이었던데 대해 향후의 가격정책은 민간주도형으로 이루어져야 할 필요가 있다. 이는 기본적인 정책추진은 정부에 의해 이루어지지만 구체적인 사업 주체는 민간이 되어야 한다는 것을 의미한다. 즉 가격안정화 정책을 추진하되, 정부는 자금지원이나 정보제공 등 기초적인 지원에 그치고 직접적인 사업추진은 생산자단체 등이 주축

이 되어 추진되어야 할 것이다. 이는 생산자 스스로에 의한 자율적 정책추진으로서 WTO 등 국제규범의 취지에도 부합한 형태라고 할 수 있다.

셋째, 민간주도형 가격안정화 정책을 구체적으로 추진하기 위해서는 유통협약사업이 확대되어야 한다. 유통협약사업이 효율적으로 추진되기 위해서는 양식넙치의 양대 산지라 할 수 있는 제주, 완도 외에 해수어류양식수협이 결성되어 있는 포항을 포함한 전국적 규모의 협약사업이 추진되어야 한다. 다행히 이들 지역은 각기 업종별 수협이 결성되어 있으므로 이를 통해 물량규제, 품질규제, 유통효율화사업 등을 동시에 추진함으로써 성공 가능성을 높일 수 있을 것이다.

넷째, 수산업 관측사업의 중요성을 들 수 있다. 가격은 생산, 소비, 유통의 제반 측면들이 복합적으로 작용하여 나타나는 결과인 바, 정확한 자료형성이 무엇보다 중요하다고 할 수 있다. 또한 장기간의 자료축적을 통해 변동패턴이나 생산자 및 소비자의 반응행위를 분석해 낼 수 있다. 본 연구에서는 가격자료의 한계로 인해 분석상 많은 애로를 겪기도 하였다. 이런 점에서 향후 보다 정교한 분석이 가능하기 위해서는 수산업 관측사업에 더욱 많은 노력을 기울여야 할 것이다. 수산업관측사업은 장·단기적 예측을 생명으로 하고 있으며 그러한 예측은 장기간의 시계열적 자료축적을 통해 가능하기 때문이다. 관측사업 효과를 실증적으로 나타내는 것이 최근 양식넙치의 산지와 소비지의 가격격차 완화를 들 수 있다. 이는 생산자나 유통업자 모두 정보의 중요성을 반증해 주는 결과라고 할 수 있다.

참고문헌

- 국립수산물과학원, 「넙치양식 표준 지침서」, 2006. 4.
- 권오복, 「시계열 모델을 이용한 쇠고기 가격 전망 모델 개발」, 한국농촌경제연구원, 2001. 12.
- 김명직·장국현 공저, 「금융시계열분석 제2판」, 경문사, 2004
- 김배성, 「채소가격 예측을 위한 응용기법별 예측력 비교」, 농업경제연구 제 46권 제 4호, 2005. 12.
- 박종섭·이병기, “축산물 가격변화가 수요구조에 미치는 영향-육류와 어류의 관계를 중심으로-”, 「한국동서경제연구」, 제 9집 2권, 2004
- 어윤양, “넙치양식의 경영특성 분석”, 「넙치양식의 경쟁력 제고방안 심포지엄 자료집」, 2006. 6
- 옥영수, 「어촌계 어류양식업에 관한 연구」, 기본연구 2004-20, 한국해양수산개발원, 2004. 12.
- 유철호·이철현, 「축산 관측모형 개발」, 연구보고 242, 한국농촌경제연구원, 1991.12.
- 윤병삼·양승룡, 「양념채소가격의 요일효과, 월별효과 및 월중효과에 관한 연구」, 농업경제연구 제 45권 2호, 2004. 6.
- 이흥재·박재석·송동진·임경원 공저, 「EViews를 이용한 금융경제 시계열 분석」, 경문사, 2005
- Enders. W., Applied Econometric Time Series. New York : John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- Eview 3.0 User's Guide, Quantitative Micro Software, LLC., 2000.
- Y. Barzel, Economic Analysis of Property Rights, Cambridge U. K., Cambridge University Press, 1989.

A Study on the Price Fluctuation and Forecasting of Aquacultural Flatfish in Korea

Ock, Young-Soo · Kim, Sang-Tea · Ko, Bong-Hyun

Abstract

In Side of Supply and Demand of Fisheries Products, The Aquacultural Industry stayed in subsidized situation for the whole fishery industry of korea when it's dawned. But now a day, the Aquacultural Industry has been developed to unique industry itself, and it could be said the Hoe - korean style Sashimi or Sushi culture of korea can't exist without its aquacultural industry. So it could be said that the Aquacultural industry is not only a part of the fishery industry but also inevitable unique industry. The main objective of this paper is to analysis the present situation for production of Flatfish, distribution of Flatfish, and consumption structure of Flatfish.

Especially, the production for aquacultural Flatfish in 2005 has been raised over 38 times against the production in 1990, and it takes the status as the major fish which leads the domestic aquacultural industry compare with others.

The distribution of Flatfish can be divided to the domestic and export mainly. In field of its domestic distribution, Flatfish is the major item with Rockfish, and the deal of its over 90% happens in Similarity Fishery Wholesale Markets such as In-chon, Ha-nam, and Bu-san Fishery Wholesale Market not in the common distribution process of the fishery products.

At present, the exporting of Flatfish take 13.9% among the whole Aquacultural Industry of korea, and Flatfish mainly export to Japan. Also, through the development of chinese economy, Hoe consumption culture is expanded gradually. And the future of exporting Flatfish is very bright because of developing of the U.S. market.

The brief introduction of the consumption style of live fish is as belows.

According to the research, generally the most of korean consumers prefer individual item as their food to combination style in korean Hoe consumption culture and the favorite item of korean consumers are Flatfish and Rockfish.

Key words: Aquacultural Flatfish, Distribution and Consumption Structure, Consumption style, Sashimi or Sushi culture, Hoe consumption culture
