

# 시계열 분석을 이용한 굴 가격 예측에 관한 연구<sup>+</sup>

## A Study on Forecasting Oyster Price with Time Series Analysis

남종오\* · 노승국\*\* · 박은영\*\*

Nam, Jong-Oh · Noh, Seung-Guk · Park, Eun-Young

### 목 차

- I. 서 론
- II. 굴 양식 현황분석
- III. 예측모형 및 실증분석
- IV. 요약 및 결론

**Abstract:** This paper forecasts one-month ahead price of the real landing price of the Korean oyster farmed with high price fluctuations by month. To forecast the one-month ahead real landing price of the farmed oyster, this paper uses monthly data (128 observations) from January 2001 to August 2011 and also adopts several econometrics methods such as the multiple regression model, the autoregressive integrated moving average model, and the vector autoregression model.

As a result, the one-month ahead real landing price of the oyster forecasted by the multiple regression model had relatively lower prediction

<sup>+</sup> 이 논문은 한국해양수산개발원(KMI) 동향분석사업의 일환으로 수행되었습니다. 본 연구의 수행 과정에서 귀중한 자문을 아끼지 않으셨던 부산대학교 강상훈 교수, 수산경제연구원 조용준 박사, 고려대학교 김성용 연구교수와 수산업관측센터 연구진께 감사드립니다. 또한 연구수행의 예산을 지원해 준 한국해양수산개발원에게도 감사드립니다.

\* 한국해양수산개발원 전문연구원, 주저자.

\*\* 한국해양수산개발원 위촉연구원, 공동 연구자.

error than ones of ARIMA(2,0,0) and VAR models.

Particularly, first, the one-month ahead real landing price of the oyster forecasted by the multiple regression model was 4,907 won per kg with prediction error of about 1.21 won.

Second, the one-month ahead price of the ARIMA(2,0,0) model was forecasted as 4,652.13 won per kg with prediction error of approximately 257 won.

Third, the one-month ahead price of oyster based on the VAR model was estimated as 4,386.43 won per kg with prediction error of 522.57 won. However, basing on root mean squared error, mean absolute error, mean absolute percentage error, and Theil inequality coefficient, the one-month ahead price of oyster by the VAR model was fitter than one by the ARIMA(2,0,0) and multiple regression models.

In conclusion, this paper suggests that out-of-sample forecasts as 12 months ahead need in order to find the best model among the three models.

**Key Words:** 굴(oyster), 실질위판가격예측(real landing price forecast), 다중회귀모형(multiple regression model), 자기회귀누적이동평균모형(autoregressive integrated moving average model), 벡터자기회귀모형(vector autoregression model)

## I. 서 론

굴은 특유의 맛과 높은 영양가로 인해 소비자들로부터 많은 사랑을 받고 있다. 우리나라는 1897년 굴 양식을 처음 시작하여 1960년경 수하식 양식기술이 보급되면서 굴 산업이 비약적으로 발전하였다. 이에 우리나라의 굴 생산량은 2010년에 약 29만 톤을 기록하였는데, 이는 중국에 이어 세계 2위 수준이다.

그러나 자연적 조건과 환경에 민감한 굴 양식은 연산별로 불규칙한 생산을 보이면서 수급 불균형을 초래하여, 가격 또한 불안정한 추이를 보여 왔다. 특히, 굴은 겨울철 김장 시 김치의 부재료로 쓰이고 있어, 김장철인 11~12월의 수요가 굴의 위판가격에 상당한 영향을 주고 있다(남종오·노승국, 2011).

이렇듯 굴은 다른 양식 수산물에 비해 생산 규모가 크고 소비자들로부터 사랑받고 있는 대중적인 식품이지만, 굴의 수급 요인을 체계적으로 분석하여 굴 가격을 예측하는 연구는 거의 전무한 실정이다. 이에 본 연구는 다양한 계량경제기법을 이용하여 우리나라의 굴 가격함수를 추정하고, 이를 바탕으로 굴 가격의 단기(월별) 변화를 예측해 보고자 한다.

선행연구로서 시계열 모형을 이용한 전망 관련 사회과학적 연구는 오래전부터 발전해 왔다. 농업 분야에서도 김석현(1998)의 돼지가격 예측, 정민국·허덕(2000)의 벡터자기회귀모형을 통한 유통 단계별 한우가격의 인과성 분석, 권오복(2001)의 시계열 분석을 이용한 수소가격 전망, 최병옥·최익창(2007)의 시계열 분석 방법을 이용한 과채류 단기가격 예측 등 다양한 연구들이 수행되었다.

또한 수산분야의 예측 관련 외국연구로서, Pawlyk와 Roberts(1985)는 ARIMA(autoregressive integrated moving average model)등 시계열모형과 계량경제모형을 통해 미국의 새우가격을 예측하였고, Guttormsen(1999)은 연어의 주별 생산자 가격 예측에 적합한 모형을 선정하기 위하여 CAD(classical additive decomposition), HW(Holt Winters exponential smoothing), ARMA, VAR 모형 4개를 가지고 실제치와 예측치를 비교·분석하였다. 또한 Floros와

Pierre(2006)는 영국 Cornwall에서 양육된 12개 어종의 월별 평균가격 예측에 적합한 모형을 도출하기 위하여 AR, MA, ARMA 등 10개 모형의 실제치와 예측치를 상호 비교해 보았다. 그 외 수산물 생산량에 대해 예측한 논문들도 다수 있다.<sup>1)</sup>

이에 반해 국내 수산 분야의 예측 관련 연구로는 박성쾌·정명생(1994), 김현용(2000), 이계임 외(2003), 조용준(2005), 박병인 외(2006), 남종오 외(2008), 남종오·노승국(2011, 2012) 등이 수산물의 수요, 생산, 수급에 대한 예측 모형을 제시하였으나, 양식 수산물의 가격에 대한 예측 연구는 옥영수 외(2006)와 고봉현(2009) 등이 넙치, 조피볼락의 가격 변동을 예측해 본 수준에 그쳐 아직 미진하다.

이에 본 연구에서는 다양한 시계열 모형 중에서 굴 가격 분석에 적합하다고 판단되는 시차변수를 이용한 다중회귀모형, ARIMA모형, VAR모형(vector autoregression model)을 활용하여 굴의 단기 위판가격을 예측함으로써 현실에 적용 가능한 굴 가격 예측 모형을 제시하고자 한다. 또한 각 모형의 예측 결과를 비교·분석하고 이들의 예측력을 검증하여 연구의 정확도를 제고해 보고자 한다. 특히, 본 연구는 최근까지 해면어업 및 양식어업의 대표 품목에 한정되어 분석되어 온 기존 틀에서 벗어나 연산별로 생산되는 품목의 가격을 예측해 봄으로써 향후 김, 미역, 다시마 등의 가격 예측을 위한 연구발전에도 기여할 수 있으리라 여겨진다.

끝으로 굴 가격분석 및 예측에 대한 본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선, 제1장 서론에서는 본 연구의 필요성과 목적을 제시하고, 가격 분석 및 예측과 관련된 선행 연구들을 언급한다. 제2장에서는 굴 가격함수의 추정에 앞서 우리나라 굴 양식 현황 분석을 위해 굴의 생산 및 가격 동향을 파악한다. 그리고 제3장

1) Stergiou 외(1997)는 회귀 단변량·다변량 시계열 모형의 비교를 통해 월별 수산 어획량을 예측하였다. 또한 Koutroumanidis 외(2006)도 ARIMA 모형을 이용하여 수산물의 생산량예측모형을 제시하였다. 그리고 Czerwinski 외(2007)는 Box-Jenkins 방식을 기초로 한 시계열 데이터의 선형 분석과 인공지능망 모형을 통한 비선형 모형의 비교를 실시하여, 할리벗(Halibut)의 단위 어획노력당 어획량에 대한 단기예측 모형을 제시했다. 이 외에도 Mendelssohn(1981), Potter 외(2004), Chesoh와 Lim(2008), Wertheimer 외(2009) 등이 Box-Jenkins 방식으로 수산물 생산량을 예측하기도 하였다.

에서는 우리나라 굴 가격함수와 예측모형을 추정하고, 그 결과로부터 굴의 향후 단기 가격 변화를 예측한다. 끝으로 제4장에서는 앞에서 살펴본 연구의 결과를 요약할 뿐만 아니라 분석과정에서 나타난 한계를 언급하면서 글을 맺고자 한다.

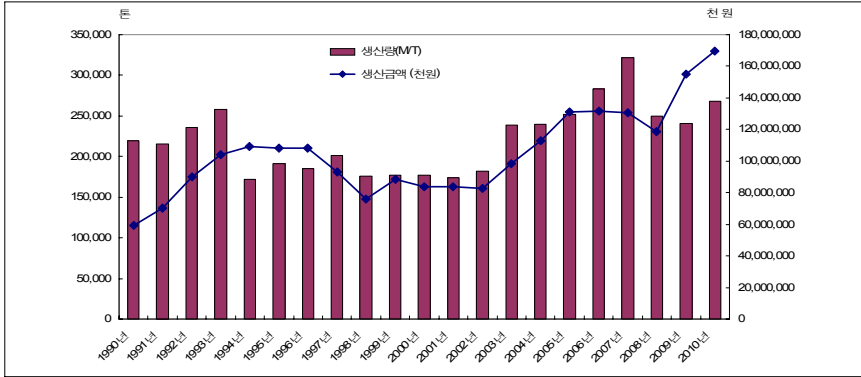
## II. 굴 양식 현황 분석

### 1. 생산 동향

굴은 우리나라의 대표적인 수산물 중의 하나로 섭식 및 생산의 역사가 깊고, 산업의 규모 또한 세계적인 수준이다. 2010년 기준 우리나라의 굴 생산량은 29만여 톤으로 국내 패류 수산물 총생산량의 약 67%를 차지하고 있으며, 이는 세계적으로도 중국에 이어 두 번째로 많은 양이다. 이러한 규모를 이룰 수 있었던 것은 1960년대 생산성이 높은 수하식 양식 기술의 보급과 함께 1970년대 이후 굴 수출 수요가 크게 늘어나면서 굴을 국가적 차원에서 수출전략 품목으로 육성했기 때문이다. 특히 수하식 양식 기술의 확산과 발전은 굴 양식의 생산성을 크게 증대시켰고, 현재의 생산 규모를 달성하는 데 기여하였다. 현재 국내 굴 생산량의 90% 이상이 양식에 의한 것이며, 연안 및 간석지에서의 어로에 의한 굴 생산은 해마다 감소하고 있는 실정이다.

<그림-1>은 연도별 국내 굴의 생산량과 생산금액 추이를 나타내고 있다. 지난 10년간의 생산량 추이를 살펴보면, 매년 증감 변동이 있었으나 전반적으로 증가하는 추세를 보이고 있다. 그러나 연간 생산량은 약 25만 톤 내외 수준에서 변동하고 있음을 알 수 있다. 이러한 생산량 변동은 굴양식 특성에 기인한 것으로, 다른 양식수산물과 달리 굴은 사료를 사용하지 않고 자연조건과 어장 자체환경에 의존하기 때문에 기상과 해양여건에 따라 작황은 크게 영향을 받게 된다. 이에 굴은 자연환경에 의해 폐사율 및 성장상태 등이 달라져 수확량이 변동되는 특징을 가지고 있다.

그림-1. 연도별 굴 생산량 및 생산금액 추이

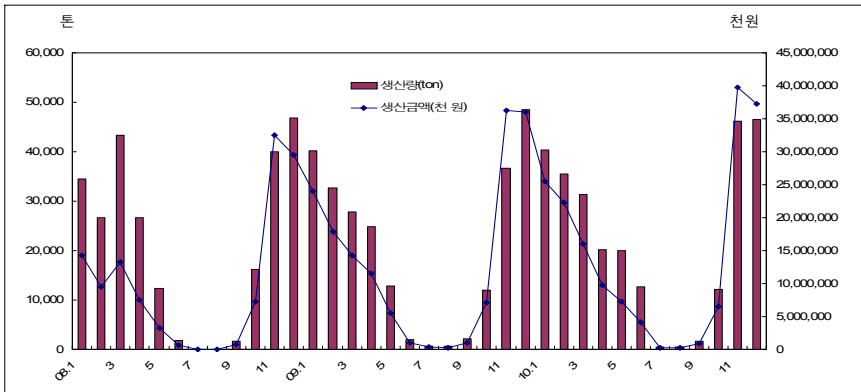


주: 각굴 기준 천해양식과 일반해면의 합계임

자료: 통계청 어업생산동향조사

다음으로 월별 굴 생산량 및 생산금액은 굴의 생물적 특성과 국내 소비패턴에 따라 뚜렷한 주기성을 가진다. 이러한 특징은 <그림-2>에서 잘 나타난다. 굴은 여름철에 산란되고 겨울철에 주로 소비된다. 구체적으로 굴 양식은 여름철부터 초가을까지 채묘와 시설 설치가 이루어지고, 생산은 10월경에 시작되어 12월에 정점을 찍은 후 차츰 감소하다 5월부터 급감하는 연별 주기성을 가진다. 특히, 굴 출하는 11~1월에 가장 많이 이루어지는데, 이는 이 시기에 김장 굴 소비가 많기 때문이다(남종오·노승국, 2011).

그림-2. 월별 굴 생산량 및 생산금액 추이



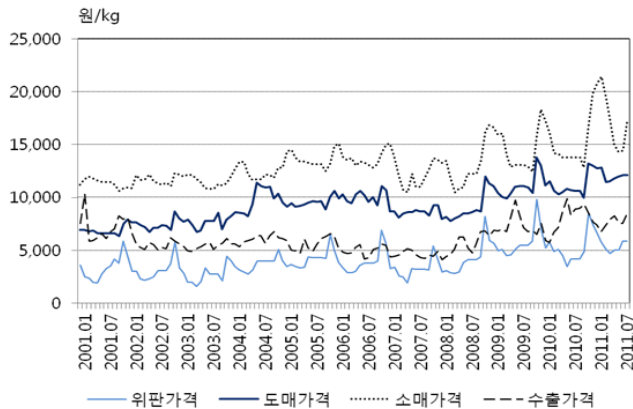
자료: 통계청 어업생산동향조사

## 2. 가격 동향

굴 가격은 국내 물가 상승에 따라 전반적으로 높아지고 있으며, 특히 2009년과 2010년에 크게 상승하였는데, 이는 중국산 식품의 위생 및 안전성 결여에 기인한 것이었다. 구체적으로 언급하자면 중국산 식품의 위생문제가 크게 이슈화되면서 김장을 직접 담그는 가정이 크게 늘어났고, 이는 곧 김장 굴의 소비 확대로 이어졌다. 이로 인해 2009년 11월과 12월 굴 가격은 역사적으로 최고 높은 수준을 기록하였다(남종오·노승국, 2011). 또한 각종 굴 요리 전문점의 보급·확산과 건강식품으로서의 굴에 대한 이미지 제고도 소비 진작에 영향을 준 것으로 판단된다. 특히 신종플루가 유행했던 2010년 당시에 굴이 면역력 증강에 효능이 높다는 보도가 빈번하게 이루어지면서 굴 소비가 더욱 확대되었다.

<그림-3>은 위판가격과 도·소매가격, 수출가격의 10년간 장기 추이를 보여준다. 위판가격은 굴의 대표적인 산지인 통영의 굴수하식수협 위판자료를 이용하여 산출한 월별 평균 위판단가이고, 도·소매가격은 한국농수산식품유통공사에서 조사한 거래가격이다. 수출가격은 관세청의 수출 통계 자료를 이용하여 수출단가를 산출한 뒤, 월별 환율을 적용하여 원으로 환산한 값이다. 월별 굴 가격 추이를 보면 2008년 이후 점진적으로 상승하는 추세를 보이고 있는데, 특이한 점은 주기성이 뚜렷하게 나타난다는 점이다. 이는 앞서 언급한 것처럼 생산 및 소비의 계절적 특성에 기인한 것으로 겨울철이 굴의 주 출하 시기임과 동시에 생굴 소비도 가장 많기 때문이다.

■ 그림-3. 월별 굴 위판, 도매, 소매, 수출 가격 추이 (2001.1.~2011.8.) ■



자료: 굴수하식수협(통영), 한국농수산식품유통공사, 관세청

<그림-4>는 최근 4년간 월별 가격 추이를 나타내고 있는데, 위판가격 및 도·소매가격 모두 매년 비슷한 패턴을 보이고 있다. 11월에 가장 높은 가격을 형성하고, 이후 5월까지 계속 하락하는 추세가 반복됨을 알 수 있다. 여기서 굴 가격이 11월에 가장 높은 이유는 김장용 굴 소비가 생산 시기와 맞물려 거래가 활발히 이루어지기 때문이다.

그러나 도매가격은 위판가격과 소매가격에 비해 월별 변동 폭이 상대적으로 낮았다. 특히, 11~1월을 제외하고는 산지위판가격의 변화가 도매가격에 뚜렷한 변화를 주지 못하는 것으로 나타났다. 이는 도매가격의 조사가격이 도매시장의 경락가격 등을 기준으로 한 것이 아니라, 지역별 재래시장의 도매상을 대상으로 한 상품(上品) 기준의 도매가격을 사용하였기 때문인 것으로 판단된다.<sup>2)</sup>

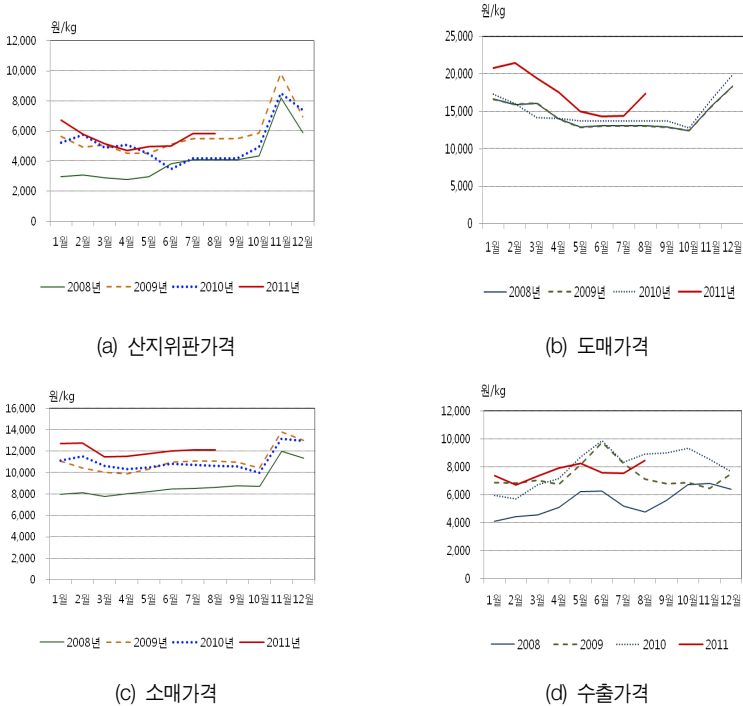
한편 국내 가격 형성에 영향을 줄 수 있는 요인으로서 수출가격도 고려해 보았는데, 위판가격 및 도·소매가격의 추이와는 상이한 움직임을 보였다. 이는 굴 수출의 대부분을 가공제품이 차지하므로 가공시점, 다시 말해 원료 굴의 구

2) 월별 굴 도매가격의 경우, 현재 한국농수산식품유통공사에서 조사된 자료 외에 공식적으로 사용할 만한 월별 자료가 없는 실정이다.



매시점과 실제 수출되는 시점과의 시차로 인한 것으로 판단된다.

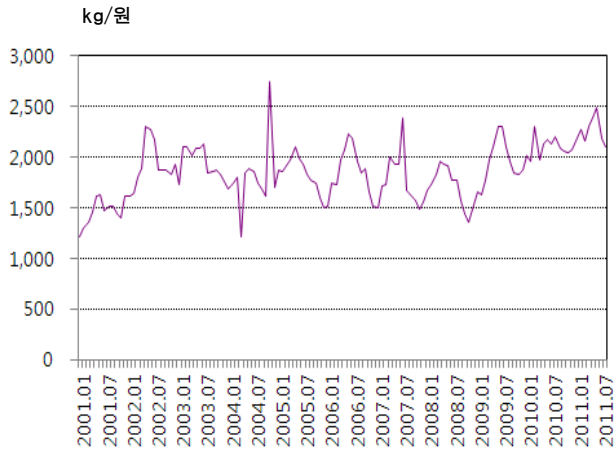
■ 그림-4. 최근의 월별 굴 가격 추이 (2008~2011년) ■



자료: 굴수하식수협(통영), 한국농수산식품유통공사, 관세청

끝으로 굴의 대체재로 바지락의 가격도 살펴보았는데, <그림-5>에서 볼 수 있듯이 굴 가격과 같이 주기성이 강하게 나타나지는 않았지만, 생물적 특성에 따른 생산 및 소비 패턴으로 일부 주기성을 가지는 것이 확인되었다.

■ 그림-5. 월별 바지락 생산가격 추이(2001.1.~2011.8.) ■



자료: 통계청 어업생산동향조사

### III. 예측모형 및 실증분석

#### 1. 예측모형

##### 1) 다중회귀모형

시차를 가진 다양한 변수들을 활용하여 굴 가격을 예측하는 방법으로 다중 회귀모형을 들 수 있다. 이에 본 연구에서도 굴 산지가격, 굴 소매가격, 수온과 강수량, 그리고 굴의 대체재로 판단되는 바지락의 가격 등을 독립변수로 활용하여 굴 가격을 예측해 보았다.

여기서 제시된 식 (1)의 다중회귀모형은 굴 가격에 영향을 줄 수 있는 다양한 변수들을 사전에 점검해 본 후, 가장 적합하다고 판단되는 5개의 변수들의 시차를 고려하여 선정되었다. 아울러 로그로 변환한 상기 변수들은 모두 단위근 검정을 통해 시계열의 정상성을 확보하였다.

$$\ln ROP_t = \beta_0 + \beta_1 \ln ROP_{t-1} + \beta_2 \ln RRP_{t-1} + \beta_3 \ln RBP_{t-1} + \beta_4 DWT_{t-6} + \beta_5 DP_{t-6} + \epsilon_t \quad (1)$$

$\ln ROP_t$  : 로그 변환한 월별 굴 실질위판가격 (통영 수하식 수협 위판가격)

$\ln ROP_{t-1}$  : 로그 변환한 전월의 굴 실질위판가격

$\ln RRP_{t-1}$  : 로그 변환한 전월의 굴 실질소매가격

$\ln RBP_{t-1}$  : 로그 변환한 전월의 바지락 실질생산가격

$DWT_{t-6}$  : 6개월 전의 수온 더미변수,

$$D2 > |Mean + SD| : 1, D2 < |Mean + SD| : 0$$

$DP_{t-6}$  : 6개월 전의 강수량 더미변수,

$$D3 > |Mean \pm SD| : 1, D3 < |Mean \pm SD| : 0$$

우선, 종속변수인  $\ln ROP_t$ 는 로그 변환한 월별 굴 실질위판가격이며,  $\ln ROP_{t-1}$ ,  $\ln RRP_{t-1}$ ,  $\ln RBP_{t-1}$ 는 시차를 가진 독립변수들이다. 또한  $DWT_{t-6}$ 와  $DP_{t-6}$ 는 각각 t-6기의 이상 수온과 이상 강수량을 나타내는 더미변수로서 “1”은 이들 월별 값이 “수온과 강수량의 평균에 표준편차를 더하거나 뺀 합의 절대값( $DWT_t > |Mean + SD| : 1, DP_t > |Mean \pm SD| : 1$ )” 보다 클 경우를 의미한다(남종오·노승국, 2012). 특히,  $DWT_{t-6}$ 와  $DP_{t-6}$ 의 더미변수를 t-6기로 선택한 이유는 여름철 또는 겨울철 이상 수온 및 강수량이 굴 품질을 저하시켜 가격에도 영향을 줄 것으로 판단되었기 때문이다.

한편, 실질도매가격과 수출가격은 로그변환 후에도 단위근이 존재하여 시계열의 정상성이 확보되지 않았을 뿐만 아니라, 종속변수인 굴의 월별 실질위판 가격에도 통계적으로 유의미한 계수 값을 보이지 못해 본 모형에서 제외하였다.

## 2) ARIMA모형

ARIMA모형은 단변량인 자신의 시차 변수를 이용하여 최적의 예측치를 추정하는데, 모형 선택에 앞서 시계열의 안정성 확보와 모형의 적합도 검정이 요구된다. 본 연구에서도 이러한 일련의 과정을 거쳐 최종적으로 ARIMA(2,0,0)을 선택하였다. 이는 AR(2)로 표현할 수도 있는데 식은 다음과 같다.

$$\ln ROP_t = c + \phi_1 \ln ROP_{t-1} + \phi_2 \ln ROP_{t-2} + e_t \quad (2)$$

여기서  $\ln ROP_t$ 는 로그로 변환한 월별 굴 실질위판가격을 의미하며,  $e_t$ 는 백색잡음으로 평균이 0이고, 분산이  $\sigma_e^2$ 인  $e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$ 의 정규분포를 가진다.

식 (2)를 다시 후방연산자를 이용하여 정리하면 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다. 한편 AR(2)가 안정적이려면  $-1 < \phi_1 < +1$ ,  $\phi_1 + \phi_2 < 1$ ,  $\phi_2 - \phi_1 < 1$ 의 세 가지 조건을 충족시켜야 한다.

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) \ln ROP_t = c + e_t \quad (3)$$

여기서  $B$ 는 후방연산자를 의미한다.

### 3) VAR모형

VAR모형은 다변량 시계열 분석을 위해 관련 있는 시계열 변수들이 상호 간에 영향을 주는 동적 연립방정식 형태로, AR 과정의 연장을 통해 독립변수 벡터를 선형함수로 표현한 모형이다. 이에 본 연구는 다양한 변수들에 대한 인과성(Granger Causality) 검정을 통해 독립변수인 굴의 로그로 변환한 월별 실질위판가격 변수와 인과관계를 가지는 독립변수를 찾아, 월별 실질위판가격모형의 설명력을 높이는 VAR모형을 제시한다.

여기서 제시된 식 (4)의 VAR모형은 단위근 검정과 인과성 검정 등을 통해 선정된 변수로서 내생변수로는 굴 자체 실질위판가격 및 소매가격, 그리고 대체재인 바지락의 실질생산가격을 선정하였다. 그 외 굴의 실질위판가격에 영향을 주는 외생변수로서 더미변수인 통영지역의 이상 수온 및 이상 강수량도 추가하였다.

$$\begin{aligned} \ln ROP_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln ROP_{t-1} + \alpha_2 \ln RRP_{t-1} + \alpha_3 \ln RBP_{t-1} + \alpha_4 DWT_{t-6} + \alpha_5 DP_{t-6} + \epsilon_t \\ \ln RRP_t &= \beta_0 + \beta_1 \ln ROP_{t-1} + \beta_2 \ln RRP_{t-1} + \beta_3 \ln RBP_{t-1} + \beta_4 DWT_{t-6} + \beta_5 DP_{t-6} + \epsilon_t \\ \ln RBP_t &= \gamma_0 + \gamma_1 \ln ROP_{t-1} + \gamma_2 \ln RRP_{t-1} + \gamma_3 \ln RBP_{t-1} + \gamma_4 DWT_{t-6} + \gamma_5 DP_{t-6} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

## 2. 실증분석

### 1) 자료분석

본 분석에 이용된 변수로는 굴 실질위판가격 및 실질소매가격, 바지락 실질생산가격, 통영지역의 수온 및 강수량으로서 관측치 수는 128개(2001년 1월~2011년 8월)의 월별 자료를 이용하였다.

여기서 굴 실질위판가격은 통영 굴 수하식 수협의 위판가격에 2005년 기준 한국은행 경제통계국 굴 생산자 물가지수를 곱하여 산정하였다. 그리고 바지락 실질생산가격은 통계청 어업생산동향조사 바지락 생산가격(생산액/생산량)에 2005년 기준 한국은행 경제통계국 수산식품 생산자물가지수를 곱하여 산정하였다.<sup>3)</sup> 끝으로 수온 및 강수량은 굴 생산이 가장 많은 통영지역을 대상으로 하였으며, 수온은 국립해양조사원, 강수량은 기상청 월별 자료를 활용하였다.

우리나라 천해양식 굴 실질위판가격의 기초통계량인 평균, 최댓값, 최솟값은 각각 약 4,009원, 6,746원, 2,029원이었다. 또한 굴 실질소매가격의 평균, 최댓값, 최솟값은 각각 약 13,167원, 21,466원, 10,475원이었다. 다음으로 굴의 대체재로 판단되는 바지락 실질생산가격의 평균, 최댓값, 최솟값은 각각 약 2,032원, 3,986원, 1,000원으로 굴의 실질위판가격보다 상대적으로 낮은 수준이었다. 끝으로 통영지역의 수온 및 강수량의 기초통계량은 평균, 최댓값, 최솟값이 각각 16.3℃, 25.9℃, 4.1℃와 123.5mm, 672.7mm, 0.0mm으로 나타났다.

3) 바지락 실질생산가격은 한국은행 경제통계국에 바지락 생산자물가지수가 없어 수산식품 생산자물가지수를 이용하여 실질화시켰다.

표-1. 기초 통계량

(단위: 원, °C, mm, 개)

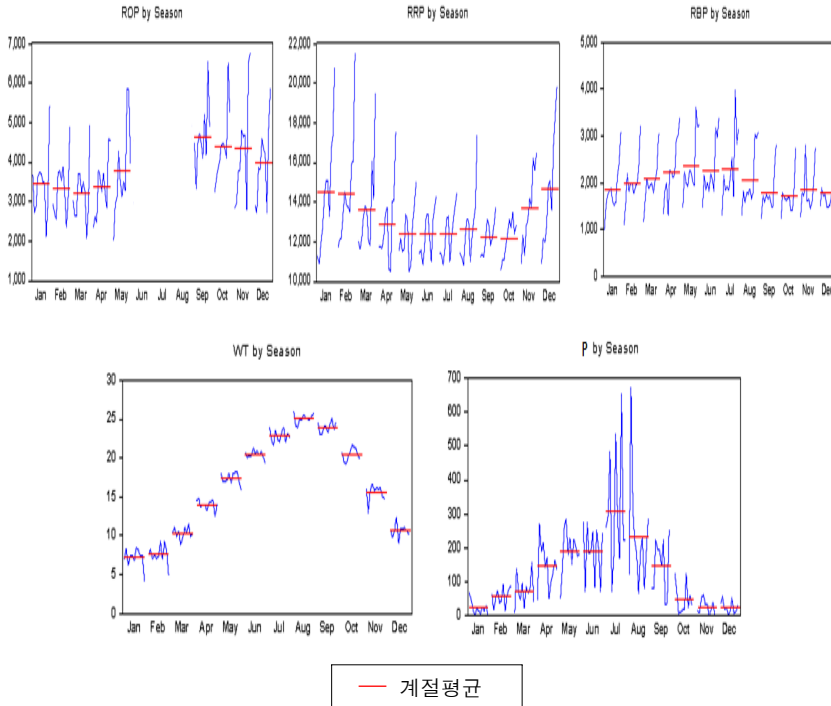
구분	굴 실질위판가격 (ROP)	굴 실질소매가격 (RRP)	바지락 실질위판가격 (RBP)	수온 (통영)	강수량 (통영)
평균	4,009.1	13,166.9	2031.9	16.3	123.5
중앙값	3,825.6	12,837.7	1,877.9	16.5	78.4
최대값	6,746.0	21,465.8	3,985.6	25.9	672.7
최소값	2,028.6	10,474.8	1,000.4	4.1	0.0
표준편차	1,073.6	2,121.3	593.0	6.2	122.3
합계	513,160	168,5361	260,077	2,081	15807
관측수	128	128	128	128	128

자료: 통영 굴 수하식 수협, 한국은행 경제통계국, 통계청 어업생산동향조사, 기상청 관측자료, 국립해양조사원 해양관측, 월별자료

다음으로 다중회귀모형에 이용된 변수들의 최근 4년(2008~2011년)간 계절 변화를 살펴볼 때, 굴의 월별 실질위판가격 및 실질소매가격은 연도별 해황여건 및 수급상황에 따라 월별·계절별로 가격변동 폭이 매우 큰 것으로 나타났다. 특히, 굴의 실질위판가격과 실질소매가격은 연도별, 계절별, 월별로 상호 밀접한 연관성을 가지고 있음도 알 수 있었다. 즉, 굴의 실질위판가격이 특정 시기에 급격히 상승하며, 실질소매가격도 그 시기에 더 크게 상승해 왔다는 것이다. 그러나 두 변수의 계절별 평균가격의 패턴은 서로 상이하게 움직였는데, 이는 특정 월의 급격한 가격 변동이 계절별 평균 변화에 큰 영향을 주었을 뿐만 아니라, 굴 가공이 본격화되는 여름철에 굴 수요가 증가하면서 실질위판가격을 상승시켜 왔기 때문인 것으로 보여 진다. 또한 바지락의 월별 생산단가도 굴의 실질위판 및 소매가격과 유사한 월별 변동 패턴을 보이고 있는데, 이는 바지락이 굴과 같은 패류로, 수산물의 특성상 굴과 유사한 해황여건 및 수급상황 그리고 소비 경향을 보임이 그 원인인 것으로 판단된다. 그 외 통영지역의 월별 수온과 강수량의 계절 변동은 통상적인 경향으로 여름철에 월별·계절별 평균이 높은 것으로 나타났다. 한편, 강수량은 여름철에 월별로 큰 변동 폭을 보였다.

그림-6. 계절별 굴·바지락 가격 및 수온과 강수량 변동 (2008~2011년)

(단위: 원/kg, °C, mm)



주: 굴 수확식수협에서 위판이 없는 6~8월의 굴 실질위판가격은 연도별 5, 9월의 평균가격을 적용함.  
 ROP : 굴 월별 실질위판가격, RRP : 굴 월별 실질소매가격, RBP : 바지락 월별 생산가격,  
 WT : 통영지역 월별 수온, P : 통영지역 강수량

## 2) 모형분석

우리나라 천해양식 굴 가격을 예측하기 위해 III장 1절에서 제시한 예측모형에 근거하여 분석된 결과를 모형별로 제시하면 다음과 같다.

### 다중회귀모형

다중회귀모형에 사용된 시차변수의 시계열 정상성을 확보하기 위해 단위근 검정을 시도해 본 결과, 분석에 적용된 변수 모두 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.<sup>4)</sup>

■ 표-2. 사용 변수의 단위근 검정 ■

Augment Dickey Fuller	변수	t-통계량	Prob.
Test Statistic	$\ln RO P_t$	-4.375 <sup>***</sup>	0.0005
	$\ln RO P_{t-1}$	-4.355 <sup>***</sup>	0.0006
	$\ln RRP_{t-1}$	-3.898 <sup>***</sup>	0.0002
	$\ln RBP_{t-1}$	-3.180 <sup>**</sup>	0.0235
	$DWT_{t-6}$	-2.861 <sup>*</sup>	0.0533
	$DP_{t-6}$	-8.187 <sup>***</sup>	0.0000
Test critical values	1% level	-3.491	
	5% level	-2.887	
	10% level	-2.580	

주: Prob.는 Mackinnon(1996) one-side p-value를 의미함. \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함

구체적으로 로그로 변환한 t기의 굴 실질위판가격( $\ln RO P_t$ ), t-1기 실질위판 가격( $\ln RO P_{t-1}$ ), t-1기 실질소매가격과 t-6기 강수량 더미변수( $DP_{t-6}$ )는 1%의 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 로그로 변환한 바지락의 t-1기 월별 실질생산가격( $\ln RBP_{t-1}$ )은 5% 유의수준에서, 그리고 로그로 변환한 t-6기 수온의 더미변수( $DWT_{t-1}$ )는 10% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 다중회귀모형에 사용된 시차변수 간의 다중공선성 유무를 판단하기 위해 분산팽창요인(Variance Inflation Factors: VIF)을 검정해 본 결과, 변수 간 VIF가 모두 10 이하로 다중공선성은 의심되지 않는 것으로 나타났다.

4) 우리나라 천해양식 굴의 월별 실질위판가격의 예측에 영향을 주는 유의미한 변수들로는 시차를 가진 굴 월별 실질도매가격과 실질소매가격 그리고 시차를 가진 바지락, 홍합 등의 패류 월별 실질생산가격, 그 외 시차를 가진 굴 월별 생산량, 수온, 강수량 등이 있다. 그러나 이 중 시차를 가진 굴의 월별 실질도매가격과 생산량, 그리고 홍합의 실질생산가격은 로그변환에도 불구하고 시계열의 정상성이 확보되지 않았을 뿐만 아니라 종속 변수인 굴의 월별 실질위판가격에도 통계적으로 유의미한 계수 값을 제시하지 못하여 제외하였다.



■ 표-3. 다중공선성 검정 ■

Variable	Coefficient Variance	Centered VIF
$\ln ROP_{t-1}$	0.00276	1.22055
$\ln RRP_{t-1}$	0.01156	1.63502
$\ln RBP_{t-1}$	0.00341	1.48110
$DWT_{t-6}$	0.00125	1.42114
$DP_{t-6}$	0.00144	1.07746

시차 및 더미 변수를 이용한 굴 월별 실질위판가격을 예측하기 위한 다중회귀모형의 추정 결과는 다음과 같다.

■ 표-4. 다중회귀모형 추정 결과 ■

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	$R^2$ (adj. $R^2$ )	F-statistic	DW-statistic
$\ln ROP_{t-1}$	0.704***	0.053	13.393	0.000	0.736 (0.725)	64.835***	1.942
$\ln RRP_{t-1}$	-0.280**	0.108	-2.603	0.011			
$\ln RBP_{t-1}$	0.283***	0.058	4.839	0.000			
$DWT_{t-6}$	-0.062*	0.035	-1.760	0.081			
$DP_{t-6}$	-0.048	0.038	-1.268	0.207			
C	2.978***	0.882	3.375	0.001			

주: \*\*\*, \*\*, \*는 매개변수의 추정치가 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 의미함.

추정된 다중회귀모형의 조정된 결정계수 값이 0.725로 독립변수들로부터 설명 가능한 비중이 약 72.5%에 달하였다. 그리고 F-통계량은 약 64.8로 ‘독립 변수들의 계수가 모두 0이 아니다’는 귀무가설을 1% 유의수준에서 채택하였다.

또한 종속변수의 과거 값을 독립변수로 사용한 다중회귀모형은 Durbin-Watson 통계량이 자기상관의 검정에 적합하지 않으므로 Bruesch-Godfrey 시계열 상관의 LM(Lagrange Multiplier) 검정을 시도해 보았다. 그 결과, 굴의 월별 실질위판가격을 예측하기 위한 다중회귀모형은 자기상관에 문제가 없는 것으로 나타났다.

■ 표-5. 자기상관 검정 ■

F-통계량	Prob. F(1, 115)	n(Obs.) $\times R^2$	Prob. $\chi^2(1)$
0.1097	0.7411	0.1162	0.7331

주:  $LM=nR^2$ . LM이 0.1161이며 확률 값이 0.7331로 다중회귀모형에는 자기상관이 존재하지 않음

다중회귀모형의 분석으로부터 설명변수의 종속변수에 영향을 살펴보면, 첫째로,  $t-1$ 기의 굴 실질위판가격은  $t$ 기의 굴 실질위판가격에 다른 변수들보다 상대적으로 민감한 양(+)의 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 즉, 다른 조건이 일정할 때,  $t-1$ 기의 굴 실질위판가격이 1% 증가하면  $t$ 기의 굴 실질위판가격은 0.704% 증가하는 것으로 나타났다. 둘째로, 다른 조건이 일정할 때  $t-1$ 기의 굴 실질소매가격은  $t$ 기의 굴 실질위판가격에 음(-)의 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 다시 말해, 다른 조건이 일정할 때,  $t-1$ 기의 굴 실질소매가격이 1% 증가하면  $t$ 기의 굴 실질위판가격은 -0.28% 감소하는 경향을 보였다. 이러한 현상은  $t-1$ 기의 굴 실질소매가격이 높을 때, 굴 양식어기들은 높은 수준의 굴 소매가격을 의식하여 출하를 늘림으로써 늘어난 공급의 영향이 가격을 하락시켰기 때문인 것으로 보여진다. 셋째로, 대체재로 판단되는  $t-1$ 기의 바지락 실질생산가격은  $t$ 기의 굴 실질위판가격에 양(+)의 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 즉, 다른 조건이 일정할 때,  $t-1$ 기의 바지락 실질생산가격이 1% 증가하면  $t$ 기의 굴 실질위판가격은 0.283% 증감함을 알 수 있다. 이는 바지락 가격이 올라가면 소비자들이 굴 소비를 늘림으로써 굴 가격 상승을 유인함에 기인한 것으로 판단된다. 넷째로, 수온 더미변수는 통영지역의 11년간 평균 수온에 양의 표준편차를 더한  $t-6$ 기의 이상 수온으로  $t$ 기의 굴 실질위판가격에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 굴의 경우, 높은 수온이 굴의 양성상태에 부정적 영향을 초래하는 사례가 많음을 반영한 것으로서, 통상 여름철에 이상 수온을 보이면 겨울철에도 다른 해에 비해 상대적으로 수온이 높아 굴 품질을 저하시킴으로써 가격을 하락시키는 요인으로 작용할 수 있기 때문이다. 끝으로, 강수량 더미변수는 통영지역의 11년간 평균 강수량에 음(-)과 양(+)의 표준편차를 더한 값을 벗어난  $t-6$ 기의 이상 강수량은  $t$ 기의 굴 실질위판가격에 음(-)의 영향을 주는 것으

로 나타났다. 그러나  $t-6$ 기의 이상 강수량을 의미하는 더미변수  $DP_{t-6}$ 은 다른 변수들에 비해 낮은 통계적 유의수준을 보였다.

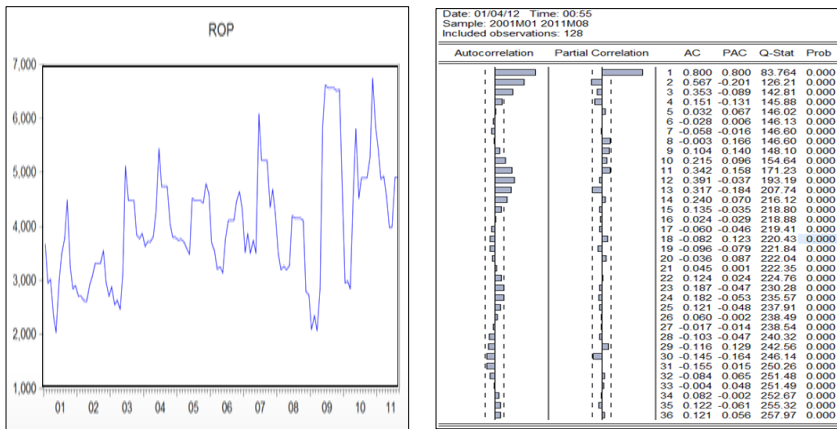
### ARIMA모형

우리나라 천해양식 굴 월별 실질위판가격의 자기회귀 분석을 시도하기 위해 시계열 자료의 단위근을 검정해 본 결과, <표-2>에서 보듯이 단위근은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 굴 실질위판가격의 월별 추세 변동과 시차변수의 차수 선정을 위해 그것의 추이 및 계열상관도를 분석해 본 결과, 추이 분석에서 이분산성의 의심되는 경향을 보였다. 아울러 자기상관함수는  $t-1$ 기에서  $t-4$ 기까지 1차 후행부터 선형의 점진적 하락 현상을 보임과 함께 편자기상관함수는  $t-1$ 기와  $t-2$ 기에 신뢰구간을 벗어나 스파이크 현상을 보였다.

그림-7. 굴 실질위판가격의 추세 및 계열상관도 분석

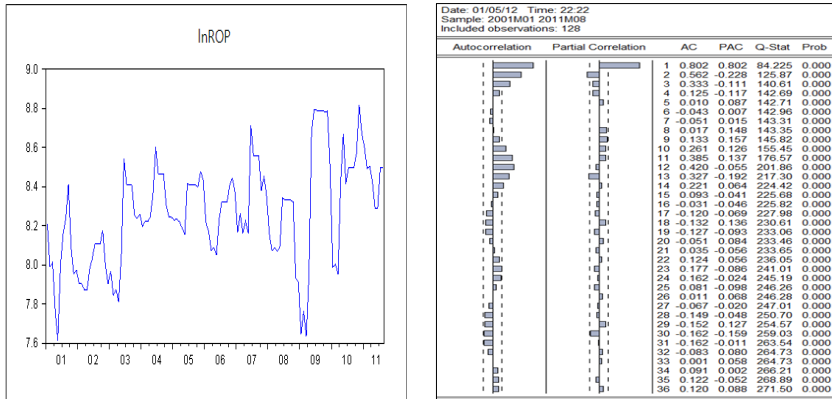
(단위: 원/kg)



이에 굴 실질위판가격을 로그로 변환하여 추세분석 및 계열상관도를 분석해 보았으나, 여전히 이분산이 의심스러웠으며, 계열상관도의 자기상관함수와 편자기상관함수도 로그로 변환하지 않은 굴 실질위판가격과 유사한 스파이크 현상을 보였다.

■ 그림-8. 로그로 변환한 굴 실질위판가격의 추세 및 계절상관도 분석 ■

(단위: 원/kg)



따라서 먼저 굴 실질위판가격의 시계열 자료에 의심되는 이분산성을 검정하기 위해 ARCH효과 검정(Auto-regressive Conditional Heteroskedasticity Effect test)을 시도해 본 결과, 굴 실질위판가격의 시계열 자료에는 이분산성이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

■ 표-6. 이분산 검정 ■

F-통계량	Prob. F(1, 123)	n(Obs.) $\times R^2$	Prob. $\chi^2(1)$
0.00058	0.9807	0.000594	0.9806

주:  $LM=nR^2$ . LM이 0.000594이며 확률 값이 0.9806으로 ROP의 시계열에 이분산성이 존재하지 않음

다음으로 단변량 변수인 월별 굴 실질위판가격의 AR, MA 차수 선정을 위해 <그림-5>의 계절상관도에 기초하여 모형을 식별한 후 가능성이 있는 모형들을 추정·진단해 본 결과, ARIMA(2,0,0), ARIMA(2,0,1), ARIMA(2,0,2), ARIMA(2,0,3) 모형 모두 Liung-Box Q-통계량인 Q-statistic이  $\chi^2$ 보다 작아 ACF 유형이 백색잡음(White noise)임을 알 수 있었다. 다시 말해, 자기상관함수와 편자기함수에 스파이크가 유의미하지 않음을 의미한다(이홍재 외, 2005). 다음으로 ARIMA(2,0,0), ARIMA(2,0,1), ARIMA(2,0,2), ARIMA(2,0,3) 모형

모두 유사한 조정된 결정계수 값을 가졌으며, AIC(Akaike information criterion), SBC(Schwartz Bayesian criterion), HQC(Hannan-Quinn criterion) 값도 서로 유사하게 나타났다. 그러나 ARIMA(2,0,0)모형이 다른 ARIMA 모형들에 비해 SBC와 HQC가 가장 낮아 본 연구의 ARIMA 예측 모형으로 선정하였다. 이는 통상적으로 모형의 조정된 결정계수 값과 AIC, SBC, HQC의 값이 유사할 경우에는 간편성(parsimony)의 원칙에 기인하여 가능한 간단한 모형을 선정하는 것이 관행이기 때문이다(이종원 2006).

■ 표-7. 모형 진단 ■

진단	ARIMA(2,0,0)	ARIMA(2,0,1)	ARIMA(2,0,2)	ARIMA(2,0,3)
$R^2$ (adj $R^2$ )	0.668 (0.662)	0.676 (0.668)	0.667 (0.656)	0.680 (0.669)
AIC	-0.856	-0.864	-0.823	-0.845
SBC	-0.789	-0.774	-0.710	-0.710
HQC	-0.829	-0.827	-0.777	-0.790

선정된 ARIMA(2,0,0)의 모형 추정 결과, 조정된 결정계수는 <표-7>, <표-8>과 같이 0.662로 독립변수들로부터 설명 가능한 비중이 66.2%로 다중회귀 모형의 조정된 결정계수보다는 다소 낮게 나타났다. 또한 F-통계량은 약 123.8로서 ‘독립변수들의 계수가 모두 0이 아니다’는 귀무가설을 1% 유의수준에서 채택하였다.

다음으로 ARIMA(2,0,0) 모형의 분석으로부터 설명변수 AR(1)과 AR(2)가 종속변수에 미치는 영향을 살펴보면, t-1기인 AR(1)이 t-2기인 AR(2)보다 상대적으로 민감한 영향을 보임을 알 수 있다. 특히, AR(1)은 종속변수인 t기의 굴 실질위판가격에 양(+)의 영향을 주었으나 AR(2)는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 여기서 AR(2)가 음(-)의 영향을 보이는 뚜렷한 원인은 알 수 없으나 이러한 변화를 유인하는 근본적 이유는 해황 및 기후 변화의 영향에 따른 굴 생산량의 변화가 월별 실질위판가격의 불안정성을 부추겼기 때문으로 판단된다.

■ 표-8. ARIMA(2,0,0) 모형 추정 결과 ■

모형	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	R <sup>2</sup> (adj. R <sup>2</sup> )	F-statistic
ARIMA (2,0,0)	C	8.274***	0.058	142.39	0.000	0.668 (0.662)	123.8***
	AR(1)	0.986***	0.087	11.32	0.000		
	AR(2)	-0.226**	0.087	-2.58	0.011		

주: \*\*\*, \*\*는 매개변수의 추정치가 1%, 5%의 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함을 의미함.

### VAR모형

우리나라 천해양식 굴의 실질위판가격을 월별 예측을 위해 상기 변수에 영향을 주고 받을 수 있는 변수들 찾기 위해 인과성 검정(Granger causality test)을 시도해 본 결과, 굴의 월별 실질위판가격 및 실질소매가격, 그리고 대체재인 바지락의 월별 실질생산가격이 서로 간에 인과성을 주고받는 것으로 나타나 내생변수로 선택하였다.

■ 표-9. 인과성 검정 ■

귀무가설	관측수	F-통계량	Prob.
lnRRP does not Granger Cause lnROP***	126	5.919	0.0035
lnROP does not Granger Cause lnRRP***		5.459	0.0054
lnRBP does not Granger Cause lnROP***	126	9.507	0.0001
lnROP does not Granger Cause lnRBP*		2.889	0.0594
lnRBP does not Granger Cause lnRRP***	126	4.938	0.0087
lnRRP does not Granger Cause lnRBP***		9.707	0.0001

주: lag2를 이용하여 Granger Causality 검정을 시행하였으며, \*\*\*, \*은 1%, 10%의 유의수준 하에서 귀무가설을 기각하므로 변수 상호 간 인과성이 있음을 의미함.

또한 이들 내생변수에 한 방향의 영향을 주거나 가격에 간접적인 영향은 줄 수 있지만 서로 간에 쌍방향의 인과성은 없는 외생변수로서 t-6기의 수온과 강수량을 더미변수로 선택하였다. 다음으로 VAR모형 분석에 앞서 이들 내생변수와 외생변수의 시계열 정상성을 확보하기 위해 단위근 검정을 시도해 본 결과, 모든 변수에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다(<표-2>).

선정된 VAR모형의 추정 결과, 로그로 변환한 굴의 월별 실질위판가격과

실질소매가격, 그리고 바지락의 실질생산가격의 조정된 결정계수는 각각 0.725, 0.795, 0.779로 다중회귀모형과 ARIMA(2,0,0)모형보다 다소 설명력이 높은 것으로 나타났다. 한편, 본 연구에서 예측하고자 하는 로그로 변환한 굴의 월별 실질위판가격 모형의 조정된 결정계수는 다중회귀모형의 조정된 결정계수와 아주 유사한 설명력을 보이는 것으로 나타났다.

다음으로 VAR모형별 예측력을 진단하는 AIC와 SBC를 비교해 보았을 때, 로그로 변환한 굴의 월별 실질위판가격모형은 구조분석 내에 있는 다른 두 VAR모형보다 조정된 결정계수 값은 낮아 모형의 설명력이 낮았으나, AIC와 SBC 값이 낮을수록 모형의 적합도가 좋은 두 척도의 경우, 월별 실질위판가격 모형이 상대적으로 다른 두 VAR모형에 비해 값이 낮아 적합도는 높은 것으로 나타났다.

표-10. VAR모형 추정 결과

	$\ln ROP_t$	$\ln RRP_t$	$\ln RBP_t$
$\ln ROP_{t-1}$	0.704 [ 13.39]	0.096 [ 3.67]	-0.088 [-1.83]
$\ln RRP_{t-1}$	-0.280 [-2.60]	0.897 [ 16.83]	0.337 [ 3.42]
$\ln RBP_{t-1}$	0.283 [ 4.84]	-0.034 [-1.16]	0.814 [ 15.23]
$DP_{t-6}$	-0.048 [-1.27]	0.011 [ 0.59]	0.036 [ 1.04]
$DWT_{t-6}$	-0.062 [-1.76]	-0.003 [-0.16]	-0.005 [-0.14]
C	2.978 [ 3.38]	0.444 [ 1.02]	-1.048 [-1.30]
$R^2$	0.736	0.803	0.779
adj. $R^2$	0.725	0.795	0.769
F-statistic	64.835	94.723	81.693
Log likelihood	73.112	158.759	83.931
AIC	-1.100	-2.504	-1.278
SBC	-0.962	-2.366	-1.140
Log likelihood	316.141		
AIC	-4.888		
SBC	-4.474		

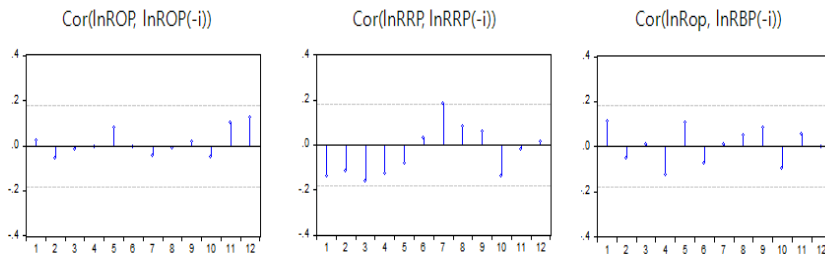
주: [ ]는 t 통계량을 의미함.

한편 본 연구에서 예측하고자 하는 로그로 변환한  $t$ 기의 굴 실질위판가격의 VAR모형은 인과성을 가진 세 변수 간의 구조분석에서 도출된 추정 결과이긴 하나 다중회귀모형의 통계 결과와 거의 유사한 결과를 도출하였다. 그러나 본 모형의 월별 예측값은 최소자승법을 이용해 추정한 다중회귀모형의 예측값과 상이하므로 예측값은 서로 다르게 도출되었다.

그 외에 로그로 변환한 굴의 월별 실질소매가격모형과 로그로 변환한 바지락의 실질생산가격모형은 높은 적합도 및 설명력을 보이므로 향후 이들 모형의 예측도 검정을 시도해 볼 필요가 있으나 본 연구에서는 생략한다.

끝으로 VAR모형의 진단을 위해 월별 실질위판가격모형의 잔차의 자기상관 문제를 검정해 볼 때, 세 변수 간에 자기상관이 존재하지 않음을 알 수 있었다.

■ 그림-9. 잔차 검정 (2 표준편차의 경계 내 자기상관 검정) ■



### 3. 예측결과

우리나라 천해양식 굴의 월별 실질위판가격을 예측하기 위해 제시한 다중회귀모형과 ARIMA모형 그리고 VAR모형의 단기예측 결과를 살펴보면 다음과 같다. 다중회귀모형, ARIMA모형, VAR모형 각각의 2011년 9월 굴 실질위판가격 예측치는 kg당 4,907.79원, 4,652.13원, 4386.43원으로 추정되었다. 그리고 상기 모형의 예측 적합도를 비교해 보았을 때 다중회귀모형의 예측오차가 1.21원으로 가장 낮았으며, 다음으로 ARIMA모형 256.87원, VAR모형이



522.57원의 순이었다. 또한 모형의 추정치와 실제치의 오차가 가장 적은 모형을 찾기 위한 예측검정에서는 VAR모형이 RMSE(root mean squared error), MAE(mean absolute error), MAPE(mean absolute percentage error), Theil IC(Theil inequality coefficient) 모두 다중회귀모형과 ARIMA모형보다 더 적합한 것으로 나타났다.<sup>5)</sup> 따라서 향후 1 시점의 예측치와 실제값의 검정에서 더 확대하여 최소 12개월 치를 예측하여 실제치와 비교해봄으로써 보다 우수한 모형을 선정해 나갈 필요가 있음을 알 수 있었다.

■ 표-11. 모형별 굴 가격 단기 예측 결과 및 예측 검정 ■

내 용 \ 모 형	다중회귀모형	ARIMA(2,0,0)모형	VAR모형
예 측 값 (원/kg) (2011.09)	4,907.79	4652.13	4386.43
실 제 값 (원/kg) (2011.09)	4,909		
예측오차 (원/kg)	1.21	256.87	522.57
전월대비 증감률 (%)	-0.0003	-0.0523	-0.1065
RMSE	896	629	555
MAE	688.562	432.536	392.662
MAPE	17.869	10.807	9.725
Theil IC	0.10856	0.07643	0.06651

끝으로 모형별로 예측력을 분석해 볼 때, 우선 굴 실질위판가격의 익월 예측을 위한 다중회귀모형의 예측오차는 1.21원으로 거의 차이가 없었으며, 2011년 8월 대비 2011년 9월의 굴의 실질위판가격 증감률은 -0.0003%로 보합세를

5)  $RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+n} (\hat{y}_t - y_t)^2 / n}$ ,  $MAE = \sum_{t=T+1}^{T+n} |\hat{y}_t - y_t| / n$ ,  $MAPE = 100 \sum_{t=T+1}^{T+n} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / n$ ,  
 $Theil\ IC = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+n} (\hat{y}_t - y_t)^2 / n}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+n} \hat{y}_t^2 / n} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+n} y_t^2 / n}}$ 을 의미한다.

보이는 것으로 예측되었다. 둘째로, ARIMA(2,0,0)모형의 예측오차는 다중회귀 모형보다 다소 큰 256.87원으로 상대적으로 높은 예측오차를 보였으며, 2011년 8월 대비 2011년 9월의 굴의 실질위판가격 증감률은 -0.0523%로 다중회귀 모형과 같이 보합세로 볼 수 있었다. 끝으로, VAR모형의 예측오차는 앞서 언급한 두 모형보다 큰 522.57원으로 두 모형에 비해 높은 예측오차를 보였고, 2011년 8월 대비 2011년 9월의 굴의 실질위판가격 증감율도 -0.1065%로 보합 또는 약보합세로 해석되는 예측결과를 도출하였다.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라 천해양식 굴의 월별 실질위판가격을 다중회귀모형, ARIMA모형, VAR모형을 이용하여 단기 익월 예측치를 추정해 보았다.

분석 결과, 다중회귀모형이 ARIMA(2,0,0)모형과 VAR모형보다 실제값과 예측치 사이에 오차가 거의 없는 것으로 나타났다. 구체적으로 다중회귀모형의 2011년 9월 굴 월별 실질위판가격의 예측치는 kg당 약 4,907.79원으로 실제값인 4,909원보다 단지 1.21원 적은 예측치를 도출하였다. 그러나 다중회귀모형의 실제값과 예측치의 오차를 검정하는 RMSE, MAE, MAPE, Theil IC 분석에서는 ARIMA(2,0,0)모형과 VAR모형보다 적합도가 낮은 것으로 나타났다. 따라서 향후 익월이 아닌 최소 12개월 정도를 out-of-sample로 예측하여 실제치와 예측치를 비교해 봄으로써 어느 모형이 더 우수한지를 비교해 볼 필요가 있음을 본 분석에서 제안하였다.

또한, 이들 모형의 굴 가격 단기에측 결과에 기초하여 우리나라 천해양식 굴 실질위판가격의 2011년 9월 가격을 예측해 보았을 때, 다중회귀모형과 ARIMA모형은 전월과 유사한 보합세를 보인 반면, VAR모형은 전월과 유사하거나 다소 낮은 약보합세로 해석되는 예측결과를 도출하였다.

다음으로 본 연구의 의의는 지금껏 시도해 보지 않은 연산별로 생산되는 굴

품목에 대해 통영 수하식 수협 굴 위판가격을 이용하여 익월의 예측치를 추정해 보았다는 데 의의가 있다. 특히 수산부문에서의 가격 예측은 주로 해면어업 또는 양식업의 대표어종에 한정되어 예측되었으나, 본 연구에서는 연산별로 생산되는 굴 위판가격을 예측해 봄으로써 향후 연산별 어종인 김, 미역, 다시마 등의 가격 예측에도 본 연구가 선행 연구로서 도움을 줄 것으로 기대된다.

끝으로 본 연구의 한계로서 우선, 통영 굴수하식수협의 월별 위판가격이 6~8월은 확보되지 않으므로 본 분석에서는 5월과 9월의 평균치를 적용하여 분석하였으나, 향후에는 보다 과학적인 분석을 통해 공백 기간의 위판가격을 산정하는 접근이 요구될 것으로 판단된다. 둘째, 월별 굴 실질위판가격을 예측함에 있어 관측수가 128개로 많지 않아 익월(one-month-ahead)만 예측하여 그 결과를 실제치와 비교해 보았다는 점에서 다소 한계를 가진다. 이에 향후에는 최소 12개월(twelve-month ahead) 정도를 예측하여 실제치와 비교하는 연구와 아울러 굴 실질위판가격 예측모형에 영향을 미치는 유의미한 경제적 변수와 자연환경 변수들을 더 확보하여 예측력을 제고하는 연구가 계속 수행되어질 필요가 있음을 제안한다. 셋째, 본 연구는 굴 가격 예측의 정교성을 높이기 위해 독창적인 연구방법론을 계속적으로 개발해 나갈 필요가 있다.

---

투고일(2012년 4월 25일)

심사일(1차: 2012년 6월 20일, 2차: 2012년 7월 6일)

게재확정일(2012년 7월 27일)

---

## ■ ■ 참고문헌

---

1. 고봉현. 2009. 「수산물 시장에서의 양식어류 가격변동성 · 계절 · 요일효과에 관한 연구-노량진 시장의 넙치와 조피볼락의 중심으로」. 『수산경영론집』, 제40권 2호, pp. 49-70.
2. 권오복. 2001. 『시계열 모델을 이용한 쇠고기 가격 전망 모델 개발』. 한국농촌경제연구원.
3. 김석현. 1998. 「산지 돼지가격 변동 패턴과 그 원인」. 『농촌경제』, 제21권, pp. 19-31.
4. 김현용. 2000. 「WTO 관세인하가 수산물 수급에 미치는 영향과 대책」. 자원경제학박사 학위논문. 부경대학교.
5. 남종오 · 노승국. 2011. 「김장굴의 수요 분석 및 예측」. 『수산경영론집』, 제42권 2호, pp. 69-83.
6. \_\_\_\_\_. 2012. 「시계열 분석을 이용한 굴 생산량 예측 가능성에 관한 연구」. 『Ocean and Polar Research』, 제34권 제2호, pp. 185-195.
7. 남종오 외. 2008. 「Nerlove 부분조정모형을 이용한 일본의 넙치 수요 분석」. 『해양정책연구』, 제23권 2호, pp. 79-104.
8. 박병인 외. 2006. 『양식어류(넙치, 조피볼락)의 수요예측 연구』. 전남대학교.
9. 박성쾌 · 정명생. 1994. 『수산물의 소비패턴 변화와 수요 전망』. 한국농촌경제연구원.
10. 옥영수 외. 2006. 『양식넙치의 수급요인 분석과 가격변동에 관한 연구』. 한국해양수산개발원.
11. 이계임 외. 2003. 『수산물 수급실태 분석과 중장기 전망에 관한 연구』. 한국농촌경제연구원.
12. 이종원. 2006. 『경제예측론』, 해남출판사.
13. 이홍재 외. 2005. 『Eviews를 이용한 금융경제 시계열 분석』. 경문사.
14. 정민국 · 허덕. 2000. 「유통단계별 쇠고기 가격의 인과성 분석」. 『농촌경제』, 제23권, pp. 55-66.

15. 조용준. 2005. 『수산물 생산량 예측모형 연구 : 시계열 모형을 중심으로』. 수산  
업협동중앙회 수산경제연구원.
16. 최병욱 · 최익창. 2007. 『시계열 분석방법을 이용한 과채류 월별가격 예측』.  
『농촌경제』, 제30권, pp. 129-148.
17. Chesoh, S. and A. Lim. 2008. “Forecasting fish catches in the Songkhla Lake  
basin”, *ScienceAsia*, 34:335-340.
18. Czerwinski, I., J. Gutierrez-Estrada, and J. Hernando-Casal. 2007. “Short-  
term forecasting of halibut CPUE : Linear and non-linear univariate  
approaches”, *Fisheries Research*, 86:120-128.
19. Floros, C. and F. Pierre. 2006. “Forecasting monthly fisheries prices: model  
comparison using data from Cornwall (UK)”, *European Journal of Scientific  
Research*, 14(2):613-624.
20. Guttormsen, A. 1999. “Forecasting weekly salmon prices: risk management  
in fish farming”, *Aquacultural Economics and Management*, 3(2):159-166.
21. Koutroumanidis T., L. Iliadis, and G. Sylaios. 2006. “Time-series modeling  
of fishery landings using ARIMA models and Fuzzy Expected Intervals  
software”, *Environmental Modelling & Software*, 21:1711-1721.
22. Mendelsohn, R. 1981. “Using Box-Jenkins Model to Forecast Fishery  
Dynamics : Identification, Estimation, and Checking”, *Fishery Bulletin*,  
78(4):887-896.
23. Pawlyk, P. and K. Roberts. 1985. *Forecasting U.S. Shrimp Prices : A  
Comparison of Three Different Models*, NOAA, pp. 33-58.
24. Potter, E. et al. 2004. “Estimating and forecasting pre-fishery abundance of  
Atlantic salmon (*salmo salar* L.) in the Northeast Atlantic for the  
management of mixed-stock fisheries”, *ICES Journal of Marine Science*,  
61:1359-1369.
25. Stergiou, I., D. Christou and G. Petrakis. 1997. “Modelling and forecasting  
monthly fisheries catches : comparison of regression, univariate and multivariate

time series methods”, *Fisheries Research*, 29:55-95.

26. Wertheimer, A., J. Orsi, E. Fergusson, and M. Sturdevant. 2009, “Forecasting Pink Salmon Harvest in Southeast Alaska from Juvenile Salmon Abundance and Associated Environmental Parameters : 2008 Returns and 2009 Forecast”, *North Pacific Anadromous Fish Commission*, pp. 1-14.