

MANAGEMENT&ECONOMICS

# A study of an oyster monthly forecasting model using the structural equation model approach based on a panel analysis

Sukho Han<sup>1</sup>, Seonghwan Song<sup>2</sup>, Sujin Heo<sup>3</sup>, Namsu Lee<sup>3,\*</sup>

<sup>1</sup>Department of Agricultural Economics, Chungnam National University, Daejeon 34134, Korea

<sup>2</sup>Korea Rural Economic Institute, Naju 58321, Korea

<sup>3</sup>Fisheries Policy Implementation Division, Korea Maritime Institute, Busan 49111, Korea

\*Corresponding author: nslee1203@gmail.com

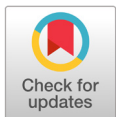
## Abstract

The purpose of this study is to build an oyster outlook model. In particular, by limiting oyster items, it was designed as a partial equilibrium model based on a panel analysis of a fixed effect model on aquaculture facilities. The model was built with a dynamic ecological equation (DEEM) system that considers aquaculture and harvesting processes. As a result of the estimation of the initial aquaculture facilities based on the panel analysis, the elasticity of the remaining facility volume in the previous month was estimated to be 0.63. According to Nerlove's model, the adjustment coefficient was interpreted as 0.31 and the adjustment speed was analyzed to be very slow. Also, the relative income coefficient was estimated to be 2.41. In terms of elasticity, it was estimated as 0.08% in Gyeongnam, 0.32% in Jeonnam, and 1.98% in other regions. It was analyzed that the elasticity of relative income was accordingly higher in non-main production area. In case of the estimation of the monthly harvest facility volume, the elasticity of the remaining facility volume in the previous month was estimated as 0.53, and the elasticity of the farm-gate price was estimated as 0.23. Both fresh and chilled and frozen oysters' exports were estimated to be sensitive to fluctuations in domestic prices and exchange rates, while Japanese wholesale prices were estimated to be relatively low in sensitivity, especially to the exchange rate with Japan. In estimating the farm-gate price, the price elasticity coefficient of monthly production was estimated to be inelastic at 0.25.

**Key words:** ecological equation model system, forecasting model, oyster, panel analysis, structural equation model

## Introduction

효율적인 수산물 수급관리 및 정책을 위해서는 수급상황에 선제적으로 대응할 수 있도록 신뢰성 높고 객관적인 정보가 생산자와 정부에 제공되어야 한다. 또한 객관적이고, 정확한 예측정보를 제공하기 위해서는 정교한 예측모형이 구축될 필요가 있다. 이와 관련하여 수급 전망모형 구축을 위한 연구는 한국해양수산개발원(이하, KMI) 수산업관측사업의 일환으로 2014년 이후 지속적으로 진행되어 왔다.



## OPEN ACCESS

**Citation:** Han S, Song S, Heo S, Lee N. A study of an oyster monthly forecasting model using the structural equation model approach based on a panel analysis. Korean Journal of Agricultural Science 49:949-961. <https://doi.org/10.7744/kjoas.20220086>

**Received:** October 25, 2022

**Revised:** November 16, 2022

**Accepted:** November 21, 2022

**Copyright:** © 2022 Korean Journal of Agricultural Science



This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

본 연구의 대상인 굴 수급 및 가격 데이터 자료는 KMI (2021) 자료를 이용하였다. Table 1과 Table 2와 같이 굴의 연산 연도는 9월에서 익년 5월로 가정하였다. 수급 모형에 사용된 자료는 2008 - 2021년의 월별 자료를 이용하였고, Table 1와 같이 잔여 시설량은 지역별 자료를 이용하였다.

**Table 1.** Area of remaining aquaculture facilities of oyster (KMI, 2021).

Unit: 10,000 string

Fishing year (September - May)	Area of remaining aquaculture facilities by administrative divisions				Harvest area
	Total	Gyeong-nam	Jeon-nam	Others	
2008	2,147	1,670	394	83	1,389
2009	2,054	1,626	373	55	1,981
2010	2,188	1,686	429	73	1,934
2011	2,194	1,722	411	61	2,066
2012	2,296	1,796	431	69	2,008
2013	2,170	1,676	426	68	1,869
2014	2,064	1,563	420	81	1,749
2015	2,090	1,631	388	71	1,840
2016	2,002	1,560	379	64	1,799
2017	2,240	1,719	444	77	1,746
2018	2,318	1,765	473	80	1,850
2019	2,010	1,501	433	76	1,861
2020	2,094	1,565	465	64	1,875
2021	2,108	1,576	478	54	1,404

**Table 2.** Percentage of oyster production by monthly.

Unit: %

Year	Sep	Oct	Nov	Dec	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Total
2012	1.0	7.3	16.3	18.9	17.8	14.1	11.3	9.5	3.9	100.0
2013	1.1	8.1	19.0	20.3	16.7	12.2	10.5	8.8	3.3	100.0
2014	0.7	7.7	18.4	19.0	17.9	14.9	9.4	8.1	3.9	100.0
2015	0.5	6.9	17.4	19.0	16.5	13.3	10.7	9.1	6.6	100.0
2016	0.6	6.2	16.8	17.9	16.3	14.5	11.7	10.1	5.9	100.0
2017	0.6	4.7	17.8	20.0	18.6	12.6	10.4	9.9	5.3	100.0
2018	0.4	4.8	19.8	19.1	16.6	14.3	11.3	7.3	6.3	100.0
2019	0.6	4.3	21.2	19.5	18.1	13.5	10.8	8.4	3.7	100.0
2020	0.4	4.5	21.1	20.3	17.3	13.3	9.9	8.7	4.5	100.0
2021	0.2	3.9	20.8	20.2	16.6	13.2	10.7	9.9	4.5	100.0
Average of last 5 years	0.4	4.4	20.1	19.8	17.5	13.4	10.6	8.9	4.9	100.0
Standard deviation	0.3	1.4	1.6	0.8	0.8	0.8	1.0	0.8	1.0	-
Standard deviation of last 5 years	0.1	0.3	1.3	0.4	0.8	0.5	0.5	1.0	0.9	-

굴은 우리나라 남서해안 일대에 광범위하게 양식되고 있으며, 통영, 고성, 거제, 남해 등 경남지역의 생산량이 전체의 약 80%를 차지하고 있다. 6 - 8월에 채묘 후, 9월에서 익년 5월까지 양성 및 생산이 이루어진다.

굴 생산량을 연도별·월별 비중을 살펴보면 Table 2과 같이 월별 비중은 거의 비슷한 수준으로 굴 생산은 9월에 시작하여 11 - 1월 최고치를 이루며, 이후 감소하는 추세를 나타내고 있다. 최근 5년간의 월별 생산량 비중의 표준편차는 매우 낮은 수준으로 11월 1.3%를 제외하고는 1% 이하 수준이다

또한, 굴 수출은 신선 냉장, 냉동굴, 통조림, 기타로 구분되나, 해당연도의 수급에 영향을 미칠 수 있는 분류는 신선냉장굴과 냉동굴이다. 수출 기간은 신선의 경우, 9월 이후 1월까지이며, 냉동은 1월 이후 5월까지이다. 신선 및 냉동굴의 수출량은 최근 5년간의 평균이 5,100톤 수준으로 생산량의 약 16%수준으로 나타났다. 따라서, 수급모형에서 굴 수출량은 신선냉장, 냉동굴로 가정하여 2개 분류로 구분하여 수출량을 추정하였다.

Fig. 1과 Fig. 2에서처럼 신선 냉장굴 수출 추이는 국내 굴 생산량 추이와 유사한 9월 이후 1월 이전까지 집중되고 이후 감소추세를 보이고 있다. 반면, 냉동굴은 1월 이후 증가하여 3-5월에 집중되는 추이를 보이고 있다.

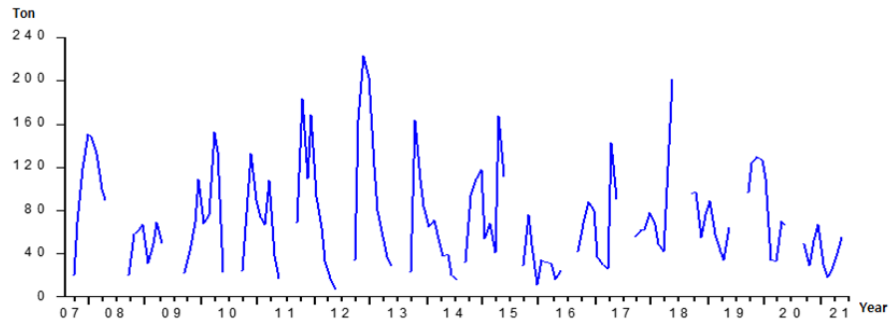


Fig. 1. Monthly fresh and chilled oyster export (2007 - 2021).

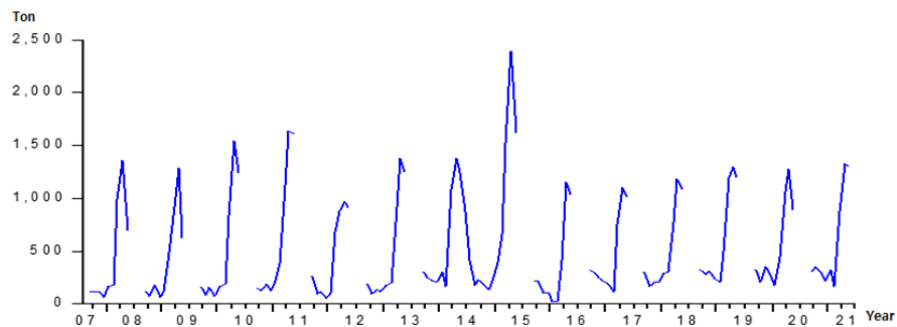


Fig. 2. Monthly frozen oyster export (2007 - 2021).

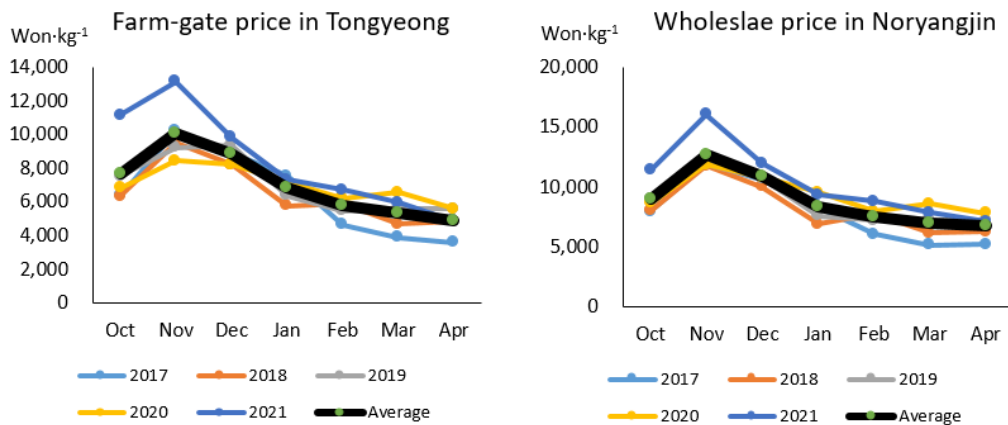


Fig. 3. Changes in farm-gate prices and wholesale prices of oyster.

굴의 산지가격을 연도별·월별로 살펴보면 Fig. 3와 같이 뚜렷한 계절성이 존재한다. 9월 이후, 산지가격이 상승하여 주 출하시기인 11월에 최고점을 통과하여 12월 이후 가격이 하락세를 보이고 있다. 도매가격(노랑진)도 산지가격과 비슷한 추세를 보이며, 뚜렷한 계절성이 존재하는 것으로 나타났다.

KMI 수산업관측센터의 굴 수급전망모형은 Kim (2014)에서 처음으로 개발되었는데, 모형의 적합성과 정책실험의 유용성, 예측치의 신뢰성 측면에서 한계가 있었다. 특히, 생물학적 성장과정을 반영하지 못하였고 월별 예측에 한계를 나타냈다. 또한, 경제학적 및 통계학적 이론에서도 한계도 존재하였다. Cho (2016)에서는 2014년 수급전망모형 한계점을 수정 보완하였지만, 주요 설명변수 사용에 있어서의 경제학 이론에 적합하지 않는 한계점이 존재하였고, 모형 추정에 있어 종속변수의 시차 변수를 설명변수에 사용하는 등 통계학적 이론 한계가 여전히 존재하였다.

기존 모형의 신뢰성 및 예측오차를 개선하기 위하여 본 연구의 차별성은 경제학 이론 및 굴의 생육 시차를 고려한 양식 사육력(breeding practice)을 반영한 모형 구조를 설계하였다. 월별 수급전망모형은 품목에 국한된 부분균형모형(partial equilibrium model)으로 설계하되, 생물학적 양성 및 출하 시간을 고려한 동태적 생태방정식모형 체계(dynamic ecological equation model system)로 구축하였다. 또한, 미래예측 및 정책시뮬레이션이 가능하도록 하며, 경제이론에 부합된 경제변수간의 인과관계를 모형에 반영한 구조모형(structural equation model)을 구축하였다. 균형가격 도출에 있어서는 이론적으로는 동시균형모형(simultaneous equation model)구축이 이상적이거나, 월별 자료의 한계로 축차모형 구축 방법을 이용하여 시장균형가격(market clearing price)을 역수요함수(inverse demand)로 직접 계산되도록 구성하였다.

## Materials and Methods

Han과 Jang (2019, 2020), Han 등(2021)에서 사용한 방법과 같이, 본 연구의 굴 수급전망모형은 동태적 생태방정식모형(dynamic ecological equation model system)체계로 구성된 부분균형모형(partial equilibrium model)으로 설계하였으며, 역수요 함수(inverse demand function)로 시장균형가격이 직접 계산되도록 구성하였다. 이는 단기적 가격형성은 공급량에 의해 결정되므로 수요 변화보다는 공급량 변화가 시장 균형가격 형성을 주도하기 때문이다.

Fig. 4의 모형흐름도에서 볼 수 있듯이, 본 연구의 생산함수(공급함수)에 관해서는 수산업의 특수성인 생물학적 요인을 반영하여 모형을 구축하였다. 굴 월별 모형의 시작은 Nerlove의 부분조정모형(partial adjustment model, PAM)을 활용한 패널 분석(panel analysis)으로 추정된 초기 시설량에서 출발된다. 또한 초기 시설량은 연별데이터이다. 초기 시설량이 추정되면, 월별로 세분화하여 월별 채취 시설량이 추정되고, 금기의 월별 잔여 시설량은 전기의 잔여 시설량에서 금기의 채취 시설량을 제외한 값으로 추정된다. 다음으로 월별 채취 시설량과 월별 단수에 곱하여 월별 생산량이 추정한다. 추정된 월별 생산량과 월별 수출량변수를 설명변수로 적용한 역수요함수를 이용하여 산지가격을 직접 추정한다. 또한 가격연계함수식을 이용하여 추정된 산지가격으로부터 도매가격이 추정되도록 모형 시스템을 구축하였다.

초기 시설량( $FACR_{t,i}$ )의 단일방정식 설계는 지역(도별)별로 구분한 연별 데이터를 활용하여, 패널분석(panel analysis)을 설계하였고, Nerlove의 부분조정모형(PAM)을 적용하면, 설명변수를 작년의 초기 시설량( $FACR_{t-1,i}$ )과 상대적 기대소득(가격/생산비) 등으로 구성된 추정식은 아래와 같이 설정할 수 있다.

$$FACR_{t,i} = f(FP_{t-1,i}/Pcost_{t-1,i}, FACR_{t-1,i}) \quad (1)$$

Note:  $FACR_{t,i}$ : i지역의 t기의 초기 시설량,  $FP_{t-1,i}$ : t-1기의 산지가격,  $Pcost_{t-1,i}$ : 생산비, i: 경남, 전남, 기타

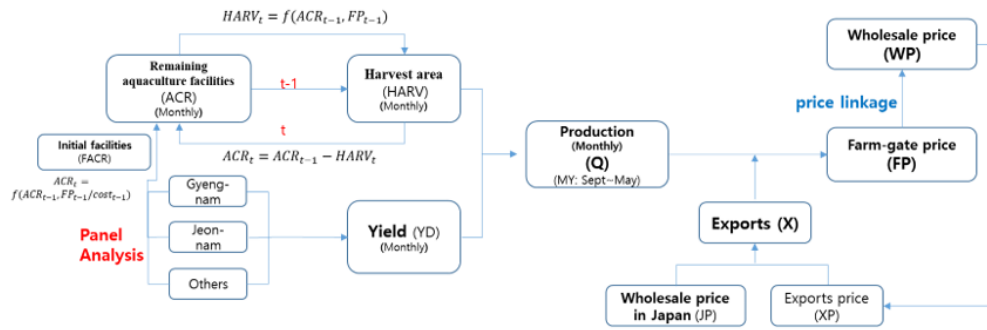


Fig. 4. Oyster model flow diagram.

초기 시설량(FACR<sub>t</sub>)이 추정되면, 월별로 세분화하여 전월 잔여 시설량(ACR<sub>t-1</sub>)에서 금기(월별)의 채취 시설량(HARV<sub>t</sub>)을 제외하면, 금기의 잔여 시설량(ACR<sub>t</sub>)이 추정된다.

$$HARV_t = f(ACR_{t-1}, FP_{t-1}) \quad (2)$$

$$ACR_t = ACR_{t-1} - HARV_t \quad (3)$$

$$HARV_t = f(ACR_{t-1}, FP_{t-1}) \quad (4)$$

$$Q_t = HARV_t \times YD_t \quad (5)$$

Note: ACR<sub>t</sub>: t기의 잔여 시설량, FP<sub>t</sub>: t기의 산지가격, HARV<sub>t</sub>: 채취 시설량, Q: 월별 생산량, YD<sub>t</sub>: t기의 단수(단위당 수확량)

위와 같이 월별 잔여 시설량 및 채취 시설량이 추정되면, 채취 시설량(HARV<sub>t</sub>)에 단수(YD<sub>t</sub>)를 곱하면, 월별 생산량(Q<sub>t</sub>)을 추정할 수 있다. 굴의 경우, Fig. 1과 같이, 월별 생산은 9월에서 익년 5월까지를 수확기간으로 가정하였으며, 단수모형추정은 데이터 한계로 인해 본 연구에서 제외하였으며, 기존 모형을 사용하거나, 관측치를 이용한 관측예측치로 단수 전망치를 모형에 외생적으로 투입하였다.

굴의 수출수요함수는 신선냉장, 냉동으로 분류하였으며, 수출수요함수(X<sub>t</sub>)의 설명변수는 금기의 기대 국내도매가격(WHP<sub>t-1</sub>)과 기대환율(EXCH<sub>t-1</sub>) 그리고 일본의 오사카 기대도매가격(JP<sub>t-1</sub>) 등으로 구성하였다. 여기서 Cagon (1956)의 적응적 기대가설모형(adaptive expectation model)을 이용하여, 기대가격은 작년의 가격(WHP<sub>t-1</sub>, EXCH<sub>t-1</sub>, JP<sub>t-1</sub>)을 설명변수로 사용하였다. 특히, 수출수요함수에서는 국내가격과 환율변수를 독립적으로 분리하여 설명변수로 사용한 점을 유의할 필요가 있다. 이는 종속변수인 수출량에 대해서 국내도매가격은 음(-)의 상관관계를 나타내고 있는 반면, 환율은 양(+)의 상관관계를 나타내고 있기 때문이다.

$$X_{i,t} = f(WHP_{i,t-1}, EXCH_{i,t-1}, JP_{i,t-1}) \quad (6)$$

Note: X<sub>i,t</sub>: i분류의 수출량, WHP<sub>i,t-1</sub>: i분류의 t-1기의 도매가격, EXCH<sub>i,t-1</sub>: t-1기의 환율, P<sub>i,t-1</sub>: i분류의 일본 오사카도매가격, j: 신선냉장굴, 냉동굴

굴 산지가격은 Cho (2016) 연구에서 pooled data를 이용하여 OLS (ordinary least squares)추정하였으며, 도매가격과 수출량을 설명변수로 사용하였다. 그러나, 도매가격과 수출량을 동시에 설명변수에 포함하면, 동시적 편의(simultaneous bias)발생하게 된다.

따라서 본 연구의 산지가격( $FP_t$ ) 추정에서는 시장균형가격(market clearing price)을 역수요함수(inverse demand)로 직접 계산되도록 구성하였다. 역수요함수의 종속가격은 산지가격( $FP_t$ )을 사용하였고, 추정방식은 모형의 미래 예측 신뢰도 및 안정성을 위해서 대표 산지의 가격을 추정하였다. 대표산지가격은 통영 가격을 기준으로 하였다. 이는 한국해양수산개발원 수산업관측센터의 굴 수산업관측 자료(KMI, 2021)를 근거로 하였다. 다만, 소비대체재 및 수입품에 대한 대체탄력성이 일관성이 없어 본 연구에서는 소비대체탄력성은 0으로 가정하고, 자체탄력성만을 중점으로 추정하였다. 도매가격( $WHP_t$ )은 산지가격을 이용하여 가격연계함수(price linkage function)로 도출되도록 구성하였다.

$$FP_t = f(Q_t, X_t, seasonality) \tag{7}$$

$$WHP_t = f(FP_t, seasonality) \tag{8}$$

Note:  $FP_t$ : 산지가격,  $WHP_t$ : 도매가격,  $Q_t$ : 출하량,  $X_t$ : 수출량

## Results and Discussion

### 굴 초기 시설량

본 연구에서는 굴 초기 시설량을 지역별(도 단위)로 구분한 연별 패널데이터를 활용하였으며, 고정효과모형(fixed effect model)의 패널 분석(panel analysis)을 통한 고정 효과 검정 통계와 고정 효과는 Table 3와 Table 4와 같이 나타났다.

**Table 3.** Fixed effect test statistic of initial aquaculture facilities.

Effects test	Statistic	Degree of freedom	Probability
Cross-section F	3.467055	(2,32)	0.0434
Cross-section Chi-square	7.649258	2	0.0218

**Table 4.** Fixed effect of initial aquaculture facilities by region.

Number	CROSSID	Effect
1	Gyeong-nam	254.47430
2	Jeon-nam	-80.84294
3	Others	-173.63130

고정효과와 검정결과 F test, Chi-square 모두 귀무가설을 기각하여, 고정효과가 있는 것으로 나타난 반면, 확률효과(random effect) 검정통계는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 분석되었다.

수식(1)을 사용하여 초기 시설량을 추정한 결과는 Table 5와 같다. 전기 초기 시설량( $FACR_{t-1}$ )의 계수는 0.69로 추정되었다. 이는 Han 등(2016)에서 사용한 방법과 같이, Nerlove (1956)의 부분조정모형(PAM)으로 해석할 수 있는데, 속도조정계수( $\sigma$ )가 0.31로 추정되어서 조정속도가 매우 느다는 것을 의미한다. 즉, 금년의 초기 시설량과 작년의 초기 시설량 차이가 크게 나지 않는다는 의미인데, 과거 초기 시설량의 변동 계수가 4.4%인 점을 고려하면, 일관성이 있다고 판단되었다.

생산비에 대한 작년가격 비율계수( $FP_{t-1}/Pcost_{t-1}$ )는 2.41로 추정되었으며, 이는 함수형태가 level-level 함수형태로 추정되어, 탄력성 개념으로 환산하면, 지역별로 상의한 결과가 나타나게 된다. 경남은 0.08%, 전남은 0.32%, 기타는 1.98%로 추정되어, 비주산지일수록 탄력성이 높은 것으로 추정되었다. 이는 주산지일 경우, 기대소득(전기



**Table 5.** Estimation result of initial aquaculture facilities of Oyster based on panel analysis.

Dependent variable: FACR

Variable	Coefficient	Std. error	T-statistic
C	97.853	111.322	0.879
FACR(-1)	0.689	0.132	5.223
FP(-1)/COST2(-1)	2.409	0.866	2.781
DUM_a_13 + DUM_a_16	-113.892	30.928	-3.683
DUM_a_19	-258.958	42.593	-6.080
Adjusted R-squared			0.997
Durbin-Watson stat			2.009
Sample (adjusted): 2009 2021			
Cross-sections included: 3			
Total panel (balanced) observations: 39			

DUM\_a\_\*\* is a year base dummy variable, and \*\* is a year.

소득)에 대한 변동에 민감하지 않고, 전기가격이 높아지거나, 낮아지더라도, 금기 시설량에 큰 변동이 없다는 의미이며, 비주산지 일수록, 기대소득에 민감하게 반영하여 시설량 변동이 크다는 것을 의미한다.

### 굴 월별 채취 시설량

위에서 초기 시설량이 추정되면, 월별 데이터를 이용하여 전월 시설량에서 금기(월별)의 채취 시설량을 제외하면, 금기(월별)의 잔여 시설량을 추정할 수 있다. 수식(2)와 (3)을 이용하여 월별 채취 시설량을 추정한 결과는 Table 6와 같다. 전기 잔여시설물량( $ACR_{t-1}$ )의 계수는 0.53로 추정되었다. 즉, 전월의 잔여시설물량이 1% 증가하면, 금월의 채취 시설량은 0.53% 증가한다는 것을 의미한다.

채취 시설량 의사결정에 필요한 경제변수인 전월의 산지가격( $FP_{t-1}$ )의 계수는 0.23으로 나타나, 전월의 산지가격이 1% 증가하면, 금월의 채취 시설량은 0.23% 증가하는 것으로 추정되었다.

월별데이터를 이용하여 회귀하였을 경우, 자기상관문제가 흔히 발생되는데, 본 연구에서는 자기상관문제 해결

**Table 6.** Estimated result of monthly oyster harvest aquaculture facilities.

Dependent variable: LOG(HARV)

Variable	Coefficient	Std. error	T-statistic
C	-0.137	0.666	-0.206
LOG(ACR(-1))	0.527	0.042	12.551
LOG(FP(-1))	0.228	0.075	3.049
DUM12	0.173	0.039	4.466
DUM1	0.365	0.050	7.313
DUM4	0.206	0.065	3.153
DUM5	-0.197	0.090	-2.188
SD1301	-0.106	0.028	-3.789
DUM1905 + DUM1702	-0.311	0.056	-5.560
Adjusted R-squared			0.955
Durbin-Watson stat			1.656
Breusch-Godfrey LM test			0.134
Sample (adjusted): 2011M11 2020M05			

DUM\*\* is a seasonal dummy variable, and \*\* is a month.

SD\*\* is a structural dummy variable and \*\* is a year.

DUM1905 is a dummy variable, with the first two digits representing the 2019 year and the last two digits representing the month, May.

을 일반적으로 사용하는 GLS (generalized least squares) 방법을 선택하지 않고, Han과 Jang (2019, 2020)에서 사용한 방법과 같이, 자기상관구간에 더미변수를 사용하여 자기상관문제를 해결하도록 노력하였다. 통상적으로 자기상관문제를 해결하기 위해 GLS 방법으로 AR (auto regressive), MA (moving average) 변수를 사용하나, 자기상관이 심할 경우에는 GLS 방법을 사용하더라도, 추정된 파라미터의 값이 편의(bias)가 발생하게 된다.

월별 채취 시설량 추정에서는 계절적 요인을 반영하고자, 계절더미를 사용하였으며, 통계적으로 유의한 계절더미는 12, 1, 4, 5월로 나타났다. 또한, 특성이 비슷한 더미변수는 서로 더하여 자유도를 높였다. 또한, 자기상관문제로 표준편차(standard error)를 계산할 공분산(covariance)은 전통적인 공분산(covariance)을 사용하지 않고, Newey-west HAC (heteroskedasticity & autocorrelation covariance)를 사용하였다. 이는 오차(error)에 대한 정확한 모형 설정(correct specification)이 불확실할 경우에는 Newey-west HAC를 사용한 견고한 추정량( $\text{Var}(\hat{\beta} | x)$ )으로 OLS를 사용할 수 있기 때문이다.

### 굴 월별 생산량

월별 잔여 시설량 및 채취 시설량이 추정되면, 채취 시설량에 단수를 곱하면 수식(5)와 같이, 월별 생산량/출하량을 추정할 수 있다.

### 굴 수출량

수식 (6)을 이용하여, 월별 신선 냉장굴 수출량을 추정한 결과는 Table 7과 같다. 전기 국내도매가격( $WHP_{t-1}$ )의 탄력성은 2.78로 추정되었으며, 환율( $EXCH_{t-1}$ )의 탄력성은 3.18로 추정되었다. 또한, 일본 도매가격( $JP_{t-1}$ )의 탄력성은 0.29로 계측되었으나, 통계학적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

Table 8과 같이, 월별 냉동굴 수출량을 추정한 결과, 전기 국내도매가격( $WHP_{t-1}$ )의 탄력성은 0.70로 추정되었으며, 환율( $EXCH_{t-1}$ )의 탄력성은 2.05로 추정되었다. 또한, 일본 도매가격( $JP_{t-1}$ )의 탄력성은 0.16로 계측되었으나, 통계학적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

즉, 신선냉장 및 냉동굴 수출량은 국내가격의 변동과 환율변동에 민감한 것으로 추정된 반면, 일본 도매가격은 상대적으로 민감도가 낮은 것으로 추정되었으며, 특히, 대일본 환율에 대해서 민감하게 추정되었다.

### 굴 산지 및 도매가격

수식(7)을 이용하여 산지가격을 추정한 결과는 Table 9와 같다. 산지가격에 대한 월별 공급량(생산량)의 가격신축성계수는 0.25로 추정됨에 따라 비탄력적으로 추정되었다. 이는 금기(월)의 공급량이 1% 증가(감소)하면, 산지가격이 0.25% 감소(증가)함을 의미한다. 신선냉장과 냉동을 합계한 수출량의 계수는 0.05로 비탄력적으로 추정되었다. 이는 금기(월)의 수출량이 1% 증가(감소)하면, 산지가격이 0.05% 증가(감소)함을 의미한다. 또한, 월별 계절성은 10, 11, 12, 1, 2, 3, 4월에 존재하였으며, 통계적으로도 유의하게 추정되었다.

수식(8)을 이용하여 도매가격을 추정한 결과는 Table 10과 같다. 도매가격( $WHP$ )에 대한, 산지가격( $FP$ )의 탄력성은 0.85로 추정됨에 따라 비탄력적으로 추정되었다. 이는 금기의 산지가격이 1% 상승(하락)하면, 도매가격이 0.85% 상승(하락)함을 의미한다.



**Table 7.** Estimation result of monthly export of fresh and chilled oyster.

Dependent variable: LOG(X1)

Variable	Coefficient	Std. error	T-statistic
C	4.542	7.825	0.581
LOG(WP(-1))	-2.785	0.371	-7.499
LOG(EXCH_J(-1))	3.183	1.215	2.619
LOG(JP(-1))	0.289	0.272	1.063
DUM11	0.574	0.166	3.455
DUM12	1.738	0.231	7.509
DUM1	1.136	0.192	5.918
DUM3	-0.612	0.123	-4.957
SD1803	0.863	0.150	5.753
SD1811	-0.460	0.160	-2.878
SD2101	-0.410	0.132	-3.106
DUM1904 - DUM1910	-0.706	0.180	-3.920

Adjusted R-squared 0.806

Durbin-Watson stat 2.258

Breusch-Godfrey LM test 0.466

Sample (adjusted): 2016M10 2021M05

DUM\*\* is a seasonal dummy variable, and \*\* is a month.

SD1803 is a structural dummy variable, with the first two digits representing the 2018 year and the last two digits representing the month, March.

DUM1905 is a dummy variable, with the first two digits representing the 2019 year and the last two digits representing the month, May.

**Table 8.** Estimation result of monthly export of frozen oyster.

Dependent variable: LOG(X2)

Variable	Coefficient	Std. error	T-statistic
C	-3.729	6.717	-0.555
LOG(WP(-1))	-0.700	0.255	-2.743
LOG(EXCH_J(-1))	2.045	0.938	2.181
LOG(JP(-1))	0.159	0.237	0.673
DUM3	1.086	0.146	7.450
DUM4	1.456	0.163	8.947
DUM5	1.303	0.163	7.984
SD1712	0.427	0.092	4.650
DUM1601 + DUM1602	-1.971	0.219	-9.014

Adjusted R-squared 0.922

Durbin-Watson stat 2.274

Breusch-Godfrey LM test 0.346

Sample (adjusted): 2015M10 2021M05

DUM\*\* is a seasonal dummy variable, and \*\* is a month.

SD1712 is a structural dummy variable, with the first two digits representing the 2017 year and the last two digits representing the month, December.

DUM1601 is a dummy variable, with the first two digits representing the 2016 year and the last two digits representing the month, January.

**Table 9.** Estimation result of monthly farm-gate price of oyster.

Dependent variable: LOG(FP)

Variable	Coefficient	Std. Error	T-statistic
C	9.832	0.265	37.113
LOG(Q)	-0.249	0.030	-8.252
LOG((X1 + X2))	0.050	0.023	2.129
DUM10	0.524	0.069	7.574
DUM11	1.135	0.088	12.971
DUM12	1.038	0.087	11.970
DUM1	0.691	0.099	6.977
DUM2	0.486	0.071	6.845
DUM3	0.232	0.064	3.651
DUM4	0.152	0.049	3.105
SD1409	0.191	0.048	3.968
SD1604	-0.385	0.053	-7.285
SD1611	0.243	0.043	5.602
SD1903	0.190	0.036	5.284
SD1909	-0.261	0.035	-7.412
SD2001	0.274	0.036	7.668
DUM1704	-0.230	0.034	-6.812
DUM1709	-0.594	0.073	-8.084
Adjusted R-squared			0.881
Durbin-Watson stat			1.782
Breusch-Godfrey LM test			0.907
Sample (adjusted): 2013M10 2021M05			

DUM\*\* is a seasonal dummy variable, and \*\* is a month.

SD1409 is a structural dummy variable, with the first two digits representing the 2014 year and the last two digits representing the month, September.

DUM1704 is a dummy variable, with the first two digits representing the 2017 year and the last two digits representing the month, April.

**Table 10.** Estimation result of monthly wholesale price of oyster.

Dependent variable: LOG(WP)

Variable	Coefficient	Std. error	T-statistic
C	1.564	0.343	4.566
LOG(FP)	0.849	0.039	21.941
DUM2009	-0.155	0.017	-9.004
DUM1805	0.190	0.024	7.989
DUM1809	-0.185	0.010	-18.256
DUM1911	0.141	0.013	11.272
Adjusted R-squared			0.944
Durbin-Watson stat			2.117
Breusch-Godfrey LM test			0.635
Sample: 2017M10 2021M04			

DUM2009 is a dummy variable, with the first two digits representing the 2000 year and the last two digits representing the month, September.

## 예측력 검정

Ahlburg (1984)는 Theil의 불평등 계수(Theil's coefficient of inequality)는 통계적 예측 평가치(statistical forecasting evaluators) 자주 사용되나, Theil 자신이 동일한 이름 하에서 서로 다른 시간을 사용한 두 가지 수식을 제안함으로써, 약간의 혼란이 있는 계수라고 설명하였다. 두 계수 모두 불평등 계수(coefficient of inequality)라고 명칭하고, “U”라는 기호로 표시된다. 또한, 두 가지 다른 해석이 가능하다. Ahlburg (1984)에 따르면, 우선적으로 “Economic Policy and Forecast” 학회지에서는 U1을 제안하였고, “Applied Economic Forecasting” 학회지에서는 U2를 제안하였다.

U1과 U2의 공식적인 차이는 분모에 있는  $F_t$  항의 존재 여부에 있고,  $F_t$  항의 존재는 U1을 0과 1 사이로 제한하게 된다. 그러나, U2에서  $F_t$  항이 부재하여 U2에서는 유한한 상한선이 없다. 여기서는 U가 0에 가까울수록 예측력이 좋다는 의미이다(Ahlburg, 1984).

$$U_1 = \frac{\left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (A_t - F_t)^2\right]^{\frac{1}{2}}}{\left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n A_t^2\right]^{\frac{1}{2}} + \left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n F_t^2\right]^{\frac{1}{2}}} \quad U_2 = \frac{\left[\sum_{t=1}^n (F_t - A_t)^2\right]^{\frac{1}{2}}}{\left[\sum_{t=1}^n A_t^2\right]^{\frac{1}{2}}} \quad (9)$$

Theil의 불평등계수 추정치는 추정 기간 전체와 최근 3년을 구분하여 추정을 하였다. 경제적 이론 및 outlier를 제거하는 과정에서 추정 기간 전체의 예측력을 판단하고, 이렇게 추정된 모형의 최근 3년간의 예측력을 살펴보기 위함이다. 이렇게 구분함으로써 추정된 모형의 예측력을 더욱 잘 설명할 수 있는 장점이 있다

Table 11과 같이 추정한 결과, 예측변수 모두 Theil U1이 매우 낮게 추정되어 예측력이 우수한 것으로 판단된다. 특히, 최근 3년간의 예측력은 추정 기간 전체의 예측력보다 높게 나타났다. 다만, 굴 신선냉장 수출량은( $X_{1,t}$ ) 추정 기간 전체의 예측력이 다소 낮게 분석되었으며, 굴 채취 시설량( $HARV_t$ )은 최근 3년간 예측력이 추정기간 전체의 예측력보다 낮게 나타났다.

**Table 11.** The result of the model predictive power test.

Name of variable	Variables	Theil U1	
		Full sample period	Last 3-years
$ACR_t$	Remaining aquaculture facilities	0.017	0.016
$HARV_t$	harvest aquaculture facilities	0.030	0.037
$X_{1,t}$	fresh and chilled oyster export volume	0.102	0.025
$X_{2,t}$	Frozen oyster export volume	0.050	0.021
$FP_t$	farm-gate price	0.012	0.004
$WHP_t$	wholesale price	0.006	0.005

Last 3-years average's period is from 2019 to 2021.

## Conclusion

본 연구에서 개발된 굴 수급전망모형은 월별 데이터를 사용한 시뮬레이션이 가능한 월별 수급모형이며, 동태적 생태방정식모형 체계 및 생태학적 및 경제학적 변수 간의 인과관계를 경제이론에 맞게 설명할 수 있는 구조방정식체계로 모형화하였기 때문에 선행연구보다 모형 예측오차를 줄였다는 점에서 의의가 있다. 또한, 자기상관문제를 통상사용하는 GLS방법(AR, MA)을 선택하지 않고, 자기상관구간에 더미변수를 사용하여 자기상관문제를 해결하도록 노력하였다. 이는 구조방정식체계로 모형화하여 변수 간의 인과관계에 집중하였기 때문이다. 모형 예측력 검정결과, 예측변수 모두 Theil U1이 매우 낮게 추정되어 예측력이 우수한 것으로 판단된다. 특히, 최근 3년간의 예측력은 추정 기간 전체의 예측력보다 높게 나타났다.

다만, 월별 시계열 자료를 이용하였기 때문에, 산업/품목 상호간에 생산, 소비 대체로 연결될 수 있는 연립방정식 체계구축에는 한계가 존재한다. 따라서 굴 단일 품목에 국한된 부분균형모형으로 향후, 생산 및 소비대체에 대한 품목 연계 작업이 필요하다.

또한 본 연구에서는 굴의 단위면적당 수확량 함수를 추정하지 않았다. 이는 지역별 단수뿐만 아니라, 단수에 영향을 미치는 지역별 기상요인 데이터 구축에 한계가 존재하였기 때문이다. 따라서, 지역별 단수와 단수에 영향을 미치는 주요 요인인 기상변수 등 단수예측에 필요한 데이터 구축이 필요하며, 품목의 단수에 영향을 미치는 기상요인과 생육과의 관계에 관한 선행연구 등이 선행되어야 하며, 추후 모형구축 연구가 필요하다. 이러한 품목 확대 및 단수에 관한 연구는 향후 연구과제로 남겨 둔다.

본 연구를 통해 개발된 굴의 월별수급전망모형은 월별 수급 및 가격예측 뿐만아니라 국내외 정책변화와 관련된 시뮬레이션 결과를 제공함으로써, 객관적이며 합리적인 정부의 정책방향설정에 기여할 것으로 판단되며, 수산물 수급전망모형 구축 및 분석방법론에 있어서 학문적 발전에 기여할 것으로 판단된다.

## Conflict of Interests

No potential conflict of interest relevant to this article was reported.

## Authors Information

Sukho Han, <http://orcid.org/0000-0002-8391-3387>

Seonghwan Song, <http://orcid.org/0000-0002-0079-9081>

Sujin Heo, <https://orcid.org/0000-0002-3748-4331>

Namsu Lee, <https://orcid.org/0000-0002-4748-4888>

## References

- Ahlburg D. 1984. Forecast evaluation and improvement using Theil's decomposition. *Journal of Forecasting* 3:345-351.
- Cagon P. 1956. The monetary dynamics of hyperinflation. In *Studies in the quantity theory of money* edited by Friedman M. pp. 25-117. University of Chicago Press, Chicago, USA.
- Cho JH. 2016. Maintenance of the supply and demand forecast model for each major seafood item in 2016. Korea Maritime Institute, Busan, Korea. [in Korean]
- Han SH, Heo SJ, Lee NS. 2021. A study of a flatfish outlook model using a partial equilibrium model approach based on a DEEM system. *Korean Journal of Agricultural Science* 48:815-829. [in Korean]
- Han SH, Jang HS. 2019. Maintenance of the supply and demand forecast model for each major seafood item in 2018. Korea Maritime Institute, Busan, Korea. [in Korean]
- Han SH, Jang HS. 2020. Maintenance of the supply and demand forecast model for each major seafood item in 2019. Korea Maritime Institute, Busan, Korea. [in Korean]
- Han SH, Seo HS, Youm JW, Kim CH. 2016. A study on development of Korea agricultural simulation model 2015. M137. Korea Rural Economic Institute, Naju, Korea. [in Korean]
- Kim BS. 2014. Maintenance of the supply and demand forecast model for each major seafood item in 2014. Korea Maritime Institute, Busan, Korea. [in Korean]

- KMI (Korea Maritime Institute). 2021. Oyster monthly outlook report. Korea Maritime Institute, Busan, Korea. [in Korean]
- Nerlove M. 1956. Estimates of the elasticities of supply selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics* 38:496-506.