pISSN: 1225-4517 eISSN: 2287-3503 https://doi.org/10.5322/JESI.2018.27.3.147

ORIGINAL ARTICLE

고흥 완도 해수표층온도 상승이 미역 단수에 미치는 영향

조재환 · 서정민^{1)*} · 이남수²⁾ · 하현정²⁾

부산대학교 식품자원경제학과, ¹⁾부산대학교 바이오환경에너지학과, ²⁾한국해양수산개발원 수산업관측센터

The Impacts of Seawater Surface Temperature Rising on Sea Mustard Yields of Goheung and Wando Coast in Korea

Jae-Hwan Cho, Jeong-Min Suh111*, Nam-Su Lee21, Hyun-Jung Ha21

Department of Food and Resource Economics, Pusan National University, Miryang 50463, Korea

Abstract

The purpose of this article is analyzing the impacts of seawater surface temperature rise on sea mustard yields of Goheung and Wando coast in Korea, with employing a panel data regression model. Our results show that there has been a negative impacts on sea mustard yields as seawater surface temperature continuously has been rising. Especially if the upward trend in seawater surface temperature since 2005 will be maintained in future, sea mustard yield is expected to decrease by 2.6% per year.

Key words: Seawater temperature rise, Sea mustard yields reduction, Panel data regression model

1. 서 론

IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) 제5차 평가보고서(2014)에서는 우리나라 해수표층온 도가 1971년부터 2010년까지 계속 높아져 왔음을 밝히고 있다. 특히 이 보고서에서는 우리나라 주변의 해양 수온과 해수면 상승률이 전 지구 평균인 0.85℃와 연 1.4 mm보다 2~3배 높은 것으로 보고하고 있다. Min and Kim(2006)은 한국 연안의 27개 정점의 해수표층 온도 관측자료를 분석하였다. 이들에 따르면 1969년 부터 2004년까지 해수표층온도는 연간 0.02℃ 씩 증

가하였으며, 특히 11월 중반부터 1월 중반까지가 기 타 시기보다 상승 추세가 뚜렷한 것으로 밝히고 있다.

Yeh and Kim(2010)은 1950년부터 2008년까지 우리나라 서해와 동중국해 동절기 (12월~2월) 해수표 충온도 상승 요인을 규명한 바 있다. 이에 따르면 서해와 동중국해 해수표충온도가 최근 20~30년 동안 지속적으로 상승한 원인은 전 세계적으로 화석연료의사용 증가로 온실가스가 농축되고 기온이 상승하는 등 이상기후 현상과 함께 동절기에 북쪽에서 불어오는 바람을 위축시키는 고기압성 대기순환(Anomalous anticyclonic circulation)에 의한 결과로 보고 있다.

Received 18 September, 2017; Revised 6 March, 2018; Accepted 15 March, 2018

*Corresponding author: Jeong-Min Suh, Department of Bio-Environmental Energy, Pusan National University, Miryang 50463, Korea

Phone: +82-55-350-5436 E-mail: suhjm@pusan.ac.kr The Korean Environmental Sciences Society. All rights reserved.

© This is an Open-Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

¹⁾Department of Bio-Environmental Energy, Pusan National University, Miryang 50463, Korea

²⁾Fisheries Outlook Center in Korea Maritime Institute, Busan 49111, Korea

Park et al.(2012)은 한국, 중국, 일본 주변 해수온도의 상승이 Yeh and Kim(2010)이 주장하는 대기순환뿐만 아니라 해양순환에 의한 영향이 혼재된 결과이며, 각 요인별 영향 정도는 장소와 시기에 따라 각기다를 수 있다고 주장하고 있다.

지구 온난화로 인해 해수온도가 상승함으로써 우리나라 수산업과 양식업에 미치는 영향에 대한 연구도 계속 진행 중에 있다. Jung et al.(2007)은 오징어, 고등어, 멸치 등 연근해 난류성 어종들은 겨울철 분포해역이 북상하면서 어획량이 증가하고 있는 반면에, 한류성 어종인 명태, 꽁치, 붉은 대게 등은 어획량이 감소하는 추세에 있다고 한다.

Kim and Kim(2010)은 동해 남부해역에서 생산되는 멸치와 미역 생산량은 해당 해역의 수온과 가장 밀접하게 관련되어 있음을 밝히고 있다. 이들의 연구에따르면 평년대비 6월 해수표층온도가 고온일 경우 멸치 어획량이 많으나, 4월 해수표층온도가 저온일 경우미역 수확량이 많은 것으로 밝히고 있다. 그러나 이연구에서는 미역이 집중적으로 출하되는 2월과 3월에 해수온도 상승이 미역 생산량에 미치는 영향에 대한실증연구를 간과하고 있다.

Lee et al.(2011)은 기후변화로 야기될 수 있는 해수표층온도, 염도, 해수면 상승, 용존산소 변화 등으로 어느 지역의 수산업이 취약한가를 계층화분석 (Analytic Hierarchy Process, AHP)기법으로 계측한바 있다. 이에 따르면 남해안권은 수산업이 활발하여기후변화에 대한 민감도가 큰 지역인 반면 적응능력

은 오히려 부족하여 취약지역으로 평가되고 있다. 이에 따라 남해안 지역을 대상으로 기후변화 적응능력을 향상시키는 대책이 마련되어야 할 것으로 주장하였다. 그러나 이 연구에서는 기후변화에 따른 해수온도 상승이 수산업 특정 품목에 어느 정도 피해를 미치는가에 대한 실증연구는 생략하고 있다.

본 연구는 고흥과 완도 해안에서 1월부터 4월까지 수확되는 식용 미역에 초점을 맞추어서, 2010년부터 한국해양수산개발원 수산업관측센터에서 발표하는 패널개체 특성을 수용한 단수결정모형을 개발하여 추정한 후 해수표층온도 상승에 따른 미역 생산량 감소효과를 계측하고, 정책실험을 통하여 전망하였다.

2. 재료 및 방법

2.1. 패널자료 특성

한국해양수산개발원 수산업관측센터에 의하면 우리나라 식용 미역 생산량은 2016년산 기준 35만 6천 톤이다. 그 중 고흥, 완도, 기타 전남에서 생산되는 물량이 우리나라 전체 생산량의 45%, 30%, 17%를 각각 차지함으로써 전남지역이 미역 주산지임을 잘 알 수 있다.

전남지역에서 생산되는 미역은 주로 만기산으로 1월부터 채취가 시작되어 4월에 채취가 대부분 종료된다. 그러나 미역 채취시기에 해수표층온도가 평년에비해 높을 경우 고온피해로 수확량이 감소한다. 따라서 1월, 2월, 3월, 4월 해수표층온도 변동이 미역 수확

Table 1. Sea mustard yield panel data and basic statistics*

(kg/lunit)

Regi-on	Month :	Year					Basic statistics					
		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	mean	min	max	CV
Goheung	1	45.1	26.5	25.3	5.6	3.8	5.6	6.4	16.9	3.8	45.1	0.93
	2	270.1	514.3	359.5	200.5	237.5	189.2	275.5	292.4	189.2	514.3	0.39
	3	829.5	1085.9	891.8	875.7	653.3	847.6	1027.9	887.4	653.3	1085.9	0.16
	4	369.1	245.6	260.9	228.7	71.2	164.7	110.6	207.3	71.2	369.1	0.49
Wando	1	11.3	57.6	26.6	15.9	38.1	0.0	22.5	24.6	0.0	57.6	0.77
	2	259.0	609.8	462.4	405.4	218.3	216.3	332.5	357.7	216.3	609.8	0.41
	3	692.3	572.1	515.5	612.5	529.3	409.3	759.6	584.4	409.3	759.6	0.20
	4	135.8	22.2	68.1	259.6	64.7	36.3	52.9	91.4	22.2	259.6	0.90

*Data source : KMI (Korea Maritime Institute), 2010-2016

(°C)

Table 2. Seawater temperature panel data and basic statistics*

January February March April Year Wando Wando Goheung Wando Goheung Wando Goheung Goheung 5.0 7.7 2005 4.8 5.6 5.4 6.2 12.7 10.8 5.1 5.9 8.4 11.7 9.9 2006 6.0 5.1 6.6 9.7 2007 6.6 7.2 7.7 7.0 8.4 12.9 11.1 2008 6.3 8.5 5.0 8.9 13.1 n.a. n.a. n.a. 2009 5.0 8.3 7.9 9.1 9.5 10.5 13.1 12.3 2010 5.0 8.2 6.3 8.0 9.1 9.8 11.8 11.9 2011 4.5 6.4 5.9 7.3 8.4 9.4 11.7 11.4 2012 5.0 8.8 4.9 8.1 8.2 10.1 12.3 12.2 5.9 9.0 9.5 2013 4.5 7.7 7.7 11.8 11.2 5.9 9.1 2014 8.7 6.8 9.4 10.4 13.7 13.1 6.2 8.9 6.2 9.4 12.1 2015 8.8 8.7 12.7 2016 6.6 9.1 6.0 8.9 9.7 13.6 7.8 13.6 2017 6.5 8.6 6.0 7.5 9.1 9.4 13.6 13.2 5.5 11.9 Mean 7.8 6.1 7.6 8.8 9.1 12.7 Min 4.5 5.6 4.9 5.2 7.7 6.2 11.7 9.9 Max 6.6 9.1 7.9 9.4 9.7 10.5 13.7 13.6 CV0.15 0.15 0.15 0.17 0.06 0.15 0.06 0.09

*Data source: KHOA (Korea Hydrographic and Oceangraphic Agency), 2005-2017

량에 미치는 영향을 계측하기 위해서는 고흥과 완도의 미역 월별 채취량을 양식시설량으로 나는 연도별 , 월별 단수 패널자료(Pooled data)가 필요하다.

Table 1의 자료는 한국해양수산개발원 수산관측센터에서 2010년부터 매년 발표하고 있는 고흥군과 완도군의 어기내(1~4월) 월별 단수자료이다.

고흥과 완도 해안에서는 10월부터 12월 상순까지 미역 생산을 위하여 양식시설이 설치되며, 이듬해 1월부터 4월까지 미역 채취 작업이 이루어진다. 이때 양식시설 1단위(가로/세로 100 m 기준)당 채취되는 물미역량, 즉 월별 단수(고흥, 2016년 기준)을 살펴볼 경우 어기 초인 1월 단수는 6.4 kg으로 소량에 불과하다. 그후 미역 생육과정이 활발하게 진행되면서 채취량이 증가하여 2월 단수는 275.5 kg, 3월에는 1027.9 kg까지 단수가 크게 늘어난다. 하지만 4월에는 양식시설 1단위 당 채취량이 110.6 kg까지 하락하는 등 어기내월간 단수 변동 폭은 매우 크다.

고흥군 식용 미역 단수(2010~2016년)의 변이계수

(Coefficient of Variation, CV)를 월별로 비교해보면 1월이 0.93으로 단수변동 폭이 가장 크다. 그 다음으로는 4월(0.49), 2월(0.39), 3월(0.16)순으로 나타남으로써 어기 중 3월이 가장 작다.

미역 단수 변동 폭은 연도별로도 매우 크다. 가령 고흥군에서 3월에 채취되는 미역 단수를 기준을 할 경우 2011년에는 1085.9 kg으로 최고 수준을 기록하였다. 하지만 2014년에는 653.3 kg으로 최저 수준이다.

Table 2는 국립해양조사원에서 2005년부터 발표하고 있는 해양관측정보 중 고흥과 완도 해안지역 월별해수표층온도 패널자료이다. 미역이 주로 채취되는 1월부터 4월까지 고흥 해안지역 해수표층온도를 살펴보면 1월에 5.5℃에서 온도가 계속 상승하여 6.1℃(2월), 8.8℃(3월), 12.7℃(4월)까지 해수온도가 상승하고 있다.

고흥군에서 관측되고 있는 해수표층온도(2005~2017년)의 변이계수(Coefficient of Variation, CV)를 월별로 비교해보면 1월과 2월이 각각 0.15로 온도 변동 폭이 상대적으로 크다. 반면에 3월과 4월은 각각 0.06으로 해수온도 변동 폭이 상대적으로 작다.

1월에 관측된 해수표층온도는 고흥군의 경우 2005 년에 4.8℃였지만 2016년에는 6.5℃로 상승추세를 보 이고 있다. 완도의 경우에도 1월에 관측된 해수표층온 도는 2005년에 5.6℃였지만 2016년에는 8.6℃로 상 승 추세를 보이고 있다.

그러나 2005년부터 2017년 기간 동안 해수표층온 도 월별 최고치와 최저치는 지역간에도 상당한 차이가 있다. 고흥군의 경우 최고치와 최저치의 해수표층 온도 차이는 1월의 경우 2.1 ℃이며, 2~4월에는 2~3 ℃에 불과하다. 반면에 완도의 경우 1월에 3.5 ℃까지 차이가 나며, 2~4월에는 3.7~4.3 ℃ 차이가 있다.

2.2. 분석방법

본 연구에서는 t년도 m월, r지역 해수표층온도가 동 시기, 동지역에 생산되는 미역 생산에 영향을 주는 것으로 가정하여 식(1)과 같이 단수결정모형을 설정하였다.

$$\ln Y D_{t,m}^r = \alpha_{m,0} + \alpha_{m,1} \ln T E M P_{t,m}^r + v^r + e_{t,m}, \quad _{m=1,2,3,4}$$
 (1)

식(1)에서는 패널개체의 특성을 수용하기 위해서 지역특수효과(Unobservable region-specific effects) 를 반영하는 있는 오차항(v^r)과, 시간에 따라 변하는 오차항(Idiosyncratic error term : $e_{t,m}$)을 각각 구분 하였다. 따라서 v^r 은 지역에 따라 서로 다른 값을 갖으며, 동일 지역의 경우 연도에 상관없이 일정 값을 갖는 고정변수이다. 또한 t와 m은 연도와 월을 나타내는 하첨자이며, t^r 은 지역을 구분하는 상첨자이다. 그리고 $YD^r_{t,m}$ 는 t년도 t^r 등 t^r 기역의 미역 단수를 나타내는 종속변수이며, t^r 등 t^r 등 t^r 등 t^r 등 t^r 이때 t^r 등 t^r 등 t^r 등 t^r 등 t^r 이때 t^r 등 t^r 이대 t^r 이대 t^r 등 t^r 이대 t^r 이대 t^r 이 미치는 영향 정도를 나타내는 파라메타이다.

다음은 식(1)의 패널분석모형에서 v^r 를 어떻게 가정하는가에 따라 고정효과모형(Fixed effects model) 또는 확률효과모형(Random effects model)이 될 수

있다. 뿐만 아니라 추정 방법과 추정결과 해석상에도 차이가 있다.

가령 식(1)에서 v^r 가 지역(고흥과 완도)에 따라 서로 다른 일정한 값을 갖는 고정변수일 경우 고정효과 모형에 해당되며, 이 경우 일치 추정량이면서 효율적 인 추정량을 얻기 위해서는 합동 OLS 추정법(Pooled ordinary least square estimation method)이 채택해야 하다.

반면에 식(1)에서 두 오차항이 모두 확률변수일 경우 확률효과모형에 해당되며, 이 경우 GLS추정법 (Generalized least square estimation method)이 채택되어야만 일치 추정량이면서 효율적인 추정량의 특성을 얻을 수 있다(Baltagi, 2008).

따라서 해수표층온도에 의해 단수가 어느 정도 영향을 받는가를 계측하기에 앞서 고정효과모형과 확률 효과모형 중 어느 것이 더 분석에 적합한가를 사전에 파악해야 한다. 그런데 사전에 v^r 가 고정변수인지 아니면 확률변수인지를 파악하기는 사실상 어렵다. 그러므로 본 논문에서는 이 두 모형의 파라메타(α)를 각각 추정한 후 그 중 어느 것이 더 적합한가를 사후적으로 판별할 수 있는 하우즈만 검정법을 채택하고자 한다. 이 경우 귀무가설이 수용될 경우 확률효과모형이더 적합하다. 그러나 귀무가설이 기각되면 고정효과모형을 선택한다. 이때 설명변수($TEMP_{t,m}^r$)와 지역별로 이질성을 나타내는 확률변수(v^r)간에 독립성이보장된다는 귀무가설(H_0)과 이에 대한 대립가설(H_1)은 카이제곱(χ^2) 통계량에 의해 판별된다.

$$\begin{split} H_o: Cov\big(\mathit{TEMP}^r_{t,m}\,,v^r\big) &= 0 \ , \\ H_1: Cov\big(\mathit{TEMP}^r_{t,m}\,,v^r\big) &\neq 0 \end{split} \tag{2}$$

하우즈만 검정 결과에 의해 상기 두 모형 중 가장 적합한 모형이 최종적으로 선정되면, 다음으로 적합 한 패널분석 모형에서 산출된 파라메타 추정치 $(\alpha_{m,1})$ 를 이용하여 월별 해수표층온도 증가가 월별 미역 단수에 미치는 영향을 계측할 수 있게 된다.

한편 해수표충온도 패널자료를 기초로 월별 상승률을 계측을 위하여 식(2)과 같이 대수 선형 성장모형을 채택하였다.

Table 3. Hausman test results of monthly sea mustard yield determination models

	$\ln Y D_{t,m=1}^r$	$\ln Y\!D_{t,m=2}^r$	$\ln Y\!D_{t,m=3}^r$	$\ln Y\!D_{t,m=4}^r$
$\frac{\chi_{(1)}^2}{(\text{Pr}ob > \chi^2)}$	7.97	9.64	7.20	5.92
	(0.0048)***	(0.0019)***	(0.0073)***	(0.0150)**

Note1: ** and *** indicate significance at the 5% and 1% level.

식(2)에서 $TEMP_{t,m}^r$ 는 t년도 m월 r지역의 해수 표충온도를 나타내는 설명변수이며, t는 2005년부터 2017년까지 연도를 나타내는 시간변수이다. 또한 DU_r 는 지역을 구분하는 더미변수이며, $\beta_{m,1}$ 은 해수 표충온도 연평균 증가율에 해당하는 파라메타이다.

$$\ln TEMP_{t,m}^{r} = \beta_{m,0} + \beta_{m,1} t + \beta_{m,2}DU_{r}$$

$$+ e_{r,t}, \quad _{m=1,2,3,4}$$
 (3)

식(1)에서 해수표층온도 증가에 따른 단수 감소의 변화율($\alpha_{m,1}$) 추정치와 식(2)에서 해수표층온도 증가 율($\beta_{m,1}$) 추정치가 합동 통상적 최소자승(Ordinary

Least Squares, OLS)추정법에 의해 산출되면, 최종적으로 고흥과 완도 연안 해수표층온도 상승이 해당지역 미역 생산에 미치는 영향을 분석하고 또한 전망할수 있다.

3. 결과 및 고찰

3.1. 하우즈만 검정 결과

식(1)의 단수결정모형이 고정효과모형 또는 확률 효과모형에 적합한가를 하우즈만 검정법에 의해 검정 한 결과는 Table 3과 같다.

하우즈만의 검정 결과에 의하면 지역별 해수표층 온도 $(\ln TEMP^r_{t,m},\ _{r=1,2})$ 와 지역별 단수차이를 나타

Table 4. Parameter estimates of monthly sea mustard yield determination models

Variable	$\ln YD^r_{t,m=1}$	$\ln Y D_{t,m=2}^r$	$\ln YD_{t,m=3}^r$	$\ln Y D_{t,m=4}^r$
$\ln TEMP_{t,m=1}^{r}$	-2.8407 (-1.80)*	-	-	-
$ ln TEMP_{t,m=2}^{r} $	-	-2.4657 (-2.53)**	-	-
$ ln TEMP_{t,m=3}^{r} $	-	-	-1.1271 (-2.95)**	-
$\ln TEMP_{t,m=4}^{r}$	-	-	-	-5.2162 (-1.97)**
DU^1	0.2652 (0.10)	3.1270 (1.82)*	2.4865 (2.80)**	11.4754 (1.72)
DU^2	2.2395 (0.68)	4.0694 (2.03)**	2.1780 (2.39)**	10.3560 (1.57)
DU_t	-	-	-0.5219 (-3.76)***	-
R^2	0.40	0.95	0.94	0.94

Note1: *, ** and *** indicate significance at the 10%, 5% and 1% level.

Note2: $DU^1 = 1$ in the case of Goheung coast, otherwise $DU^1 = 0$

Note3: $DU^2 = 1$ in the case of Wando coast, otherwise $DU^2 = 0$

Note4: $DU_t = 1$ in the case of Wando coast and year=2015, otherwise $DU_t = 0$

Variable	$ ln TEMP_{t,m=1}^{r} $	$\ln TEMP_{t,m=2}^{r}$	$\ln TEMP_{t,m=3}^{r}$	$\ln TEMP_{t,m=4}^{r}$
(= YEAR)	0.0215	0.0164	0.0164	0.0122
	(3.10)***	(1.97)*	(2.81)***	(3.74)***
DU^1	-41.7367	-31.3262	-30.9548	-22.0957
	(-2.98)***	(-1.86)*	(-2.63)**	(-3.36)***
DU^2	-41.3892	-31.1178	-30.9353	-22.1633
	(-2.95)***	(-1.85)*	(-2.63)**	(-3.37)***

Table 5. Parameter estimates of montily seawater temperature growth models

Note1: *, ** and *** indicate significance at the 10%, 5% and 1% level.

Note2 : $DU^1 = 1$ in the case of Goheung coast, otherwise $DU^1 = 0$ Note3 : $DU^2 = 1$ in the case of Wando coast, otherwise $DU^2 = 0$

내는 확률변수 $(v^r$, $_{r=1,2}$)간에 독립성이 보장된다는 귀무가설 (H_o) 이 $1\sim5\%$ 내의 통계적 유의수준에서 기각되었다. 이에 따라 고정효과모형이 적합하며, 고정효과모형에서 산출된 파라메타 추정치 $(\widehat{\alpha_{m,1}}, _{m=1,2,3,4})$ 가 일치 추정량이면서 효율적인 추정량이다.

3.2. 식용 미역 단수결정 모형 추정결과

고정효과모형이 가장 적합한 패널분석 모형으로 검정됨에 따라 이에 기초해서 단수결정모형을 월별 로 구분하고 또한 지역 더미변수를 추가하여 추정한 결과는 Table 4와 같다.

Table 4에 의하면 해수표층온도에 해당하는 파라 메타 추정치($\alpha_{m,1}$, m=1,2,3,4) 부호가 모두 마이너스 (-)를 갖고 있으며, 유의수준 또한 5~10%이내에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이와 같은 추정결과는 해수표층온도 상승이 양식 미역 생산을 감소시킨다는(Kim et al., 2010) 주장과 일치하고 있다.

그러나 기존 연구와 달리 본 연구에서는 1월부터 4월까지 수확되는 만기산 식용 미역에 초점을 맞추어서 해수표층온도 변화가 단수에 미치는 영향을 어기를 세분하여 양적으로 계측하였다는 점에서 의의가 있다. 즉, 고흥과 완도에서 해수표층온도가 전년 수준에 비해 1%증가할 경우 4월 단수가 전년 동월대비 5.21%정도 감소하여 어기 중 가장 피해가 큰 시기인 것으로 밝혀졌다. 그 다음으로 1월이 2.84%, 2월이 2.46%, 그리고 3월이 1.12% 정도 단수 감소 피해가 예상된다.

식(1)에서 v'는 지역(고흥 또는 완도)에 따라 서로 다른 일정한 값을 갖는 고정변수이다. 따라서 지역을 구분하는 더미변수(DU^1,DU^2)를 투입할 경우 모형의 적합성을 나타내는 결정계수는 2월, 3월, 4월의 경우 $0.94 \sim 0.95$ 로 매우 높다. 하지만 어기 초 1월 단수의 경우 결정계수는 0.40로 다소 낮게 검정되었다. 매우 불안정하게 변동하고 있다. 이에 대해서는 미역 양성에 영향을 미치는 기타 설명변수들이 계측되어 단수 결정 모형에 투입되어야 할 것이다.

0.99

3.3. 해수표층온도 증가율 결정모형 추정결과

국립해양조사원에서는 2005년부터 고흥과 완도 해 안지역 해수표충온도를 관측하고 있다. 따라서 해수 표충온도 증가율 결정모형인 식(3)에서와 같이 해당 지역 해수표충온도를 종속변수로 투입하고, 또한 시 간변수와 지역 더미변수를 설명변수로 투입하여 합 동통상적 최소자승(Ordinary Least Squares, OLS)추 정법으로 해수표충온도 연평균 상승률 추정치($\widehat{\beta}_{m,1}$, m=1,2,3,4)를 산출한 결과는 Table 5와 같다.

지난 12년 동안 고흥과 완도 해안의 해수표층온도 연간 상승률은 1월의 경우 2.15%로 추정되었다. 그리 고 2월과 3월의 경우 해수표층온도는 연간 1.64%씩 상승하였으며, 4월은 1.22%씩 상승한 것으로 추정된 다.

식(3)에서 해수표층온도 연평균 상승률에 해당하는 파라메타 추정치($\widehat{\beta_{m,1}}$)가 $1\sim10\%$ 내에서 통계적으로 유의한 것으로 검정되었다. 또한 지역(고흥과

Annual yield reduction rate(%,kg/line) $Y\dot{D}_{t,2}$ $YD_{t,1} \sim 4$ $YD_{t,1}$ $YD_{t,3}$ $YD_{t.4}$ Basic Scenario: -2.60 Maintaining the upward trend of seawater temperature -6.11 -4.04 -1.84 -6.36 in the past Scenario 1: Maintaining 0.5 time rate of the upward trend of -3.05 -2.02-0.92-3.18 -1.30 seawater temperature in the past Scenario 2: -9.61 -6.06 -2.77 -9.54 -3.91 Maintaining 1.5 time rate of the upward trend of

Table 6. Predictions of monthly sea mustard annual yield reduction rate

완도)을 구분하는 더미변수 (DU^1,DU^2) 에 해당하는 파라메타 추정치도 통계적으로 유의한 것으로 검정되었다. 그리고 모형의 적합성을 나타내는 결정계수는 0.99로 매우 높다.

3.4. 고흥·완도 식용 미역 단수 감소 전망

seawater temperature in the past

지난 12년 동안 고흥과 완도 해안에 1월부터 4월까지 해수표층온도 연평균 상승률이 앞으로도 동일하게 유지될 경우(기본 시나리오)와 기본 시나리오의 연평균 상승률의 0.5배 수준 그리고 1.5 배 수준으로 유지할 경우(시나리오1과 시나리오2) 연간 예상되는 단수 감소율은 어느 정도 될 것인가를 정책실험을 통해전망해 보면 Table 6과 같다.

미역 수확량에 미치는 기타 환경이 현 수준을 유지한다는 가정하에 해수표층온도 시나리오별 정책실험결과는 Table 6과 같다. 이에 따르면 단수 피해는 어기중 1월과 4월에 큰 반면, 성출하기 2월과 3월에는 비교적 작을 것으로 예상된다. 기본 시나리오에 따르면 1월에는 단수가 연간 6.38% 감소할 것이다. 그러나 성수기인 3월단수 감소율이 작음에 따라 어기내 평균 단수는 연간 2.6%씩 감소하는 것으로 예측된다.

한편 고흥과 완도 해안에 1월부터 4월 해수표층온 도가 과거 상승 속도보다도 0.5배 또는 1.5배 정도 빠르게 상승할 경우(시나리오 1과 2) 미역 단수 감소율 은 연간 최소 1.30% 또는 최대 3.91%에 달할 것으로 예상된다.

따라서 3개 시나리오 분석결과를 종합하면 식용 미

역 연간 생산량을 현재 수준으로 유지하기 위해서는 고온으로 인한 단수 감소 피해를 상쇄할 수 있도록 양식 시설량이 연간 최소 1.3%에서 3.91%씩 증가해야할 것이다.

4. 결 론

본 연구는 고흥과 완도의 패널개체 특성을 수용한 미역 단수결정모형을 추정함으로써 생육시기별 해수 표층온도 상승이 미역 생산에 미치는 영향을 계측하고, 과거 12년 동안 해수표층온도 연평균 상승률 시나리오에 의해 식용 미역 생산의 고온 피해를 예측하였다.

미역 단수결정모형 추정과 하우즈만 검정 결과에 따르면 단수결정모형은 고정효과모형이 확률효과모 형보다 더 적합한 것으로 밝혀졌다. 따라서 고정효과 모형의 추정결과에 기초하여 해수표층온도의 고온 피해를 계측하였다.

고흥과 완도에서 해수표층온도가 전년 수준에 비해 1%증가할 경우 4월 단수가 전년 동월대비 5.21% 정도 감소하여 어기 중 가장 피해가 큰 시기인 것으로 밝혀졌다. 그 다음으로 1월이 2.84%, 2월이 2.46%, 그리고 3월이 1.12% 정도 단수 감소 피해가 예상된다.

해수표층온도 증가율 결정모형 추정에 따르면 지난 12년 동안 고흥과 완도 해안의 해수표층온도 연간 상승률은 1월의 경우 2.15%로 추정되었다. 그리고 2월과 3월의 경우 해수표층온도는 연간 1.64%씩 상승하였으며, 4월은 1.22%씩 상승한 것으로 추정된다.

지난 12년 동안 고흥과 완도 해안에 1월부터 4월 해수표층온도 상승 추세가 앞으로도 지속될 경우 단수 피해는 어기 중 1월과 4월에 큰 반면, 성출하기 2월과 3월에는 비교적 작을 것으로 예상된다. 1월에는 단수가 연간 6.38% 감소할 것이다. 그러나 성수기인 3월 단수 감소율이 작음에 따라 어기내 평균 단수는 연간 2.6%씩 감소하는 것으로 예측된다.

한편 고흥과 완도 해안에 1월부터 4월 해수표층온 도가 과거 상승추세보다 0.5배 또는 1.5배 정도 상승 속도가 변동될 경우(시나리오 1과 2) 미역 단수 감소 율은 연간 최소 1.30% 또는 최대 3.91%에 이를 것으로 예상된다.

따라서 3개 시나리오 분석결과를 종합하면 식용 미역 연간 생산량을 현재 수준으로 유지하기 위해서는 고온으로 인한 단수 감소 피해를 상쇄할 수 있도록 양식 시설량이 연간 최소 1.3%에서 3.91%씩 증가해야할 것이다.

본 연구는 2005년부터 관측된 1월부터 4월까지 고 흥과 완도의 해수표층온도자료와 2010년부터 관측된 동 지역의 식용미역 단수자료를 이용하여 패널분석모형을 추정하고, 과거 해수표층온도 상승추세에 기초한 시나리오 분석을 통하여 미역 양식업 단수 감소 피해 규모를 예측하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나앞으로 21세기 말에 예상되는 한반도 기후조건하에서 남해안 해수표층온도 상승률을 월별로 예측한 후 이에 따른 미역 양식업의 고온 피해를 예측하는 실증연구가 추가적으로 이뤄져야 할 것이다. 뿐만 아니라 고온피해를 극복하는 미역 양식방법 및 종자 개량 등이지속되어야 할 것이다.

감사의 글

이 논문은 부산대학교 기본연구지원사업(2년)에 의하여 연구되었음.

REFERENCES

- Baltagi, B. H., 2008, Econometric analysis of panel data, 4th ed., Wiley & Sons, 66-73.
- Cho, J. H., Park, S. K., 2017, Maintenance models for supply-demand estimation model of major marine products, Korea Maritime Institute, Fisheries Outlook Center.
- IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change), 2014, Climate Change 2014: Synthesis Report.
- Jung, M. S., Jung, M. H., Lim, G. H., 2007, Effects of climate change on fisheries industry in Korea, KMI (Korea Maritime Institute) Ocean Fisheries Issues Analysis, Korea Maritime Institute.
- KHOA (Korea Hydrographic and Oceangraphic Agency), 2005-2017, www.khoa.go.kr
- Kim, S. H., Kim, D. S., 2010, Effect of temperature on catches of anchovy and sea mustard(Undaria pinnatifida) in southern part of East Sea of Korea, J. Korean Soc. of Marine Environ. & Safety, 16(2), 153-159.
- KMI (Korea Maritime Institute), 2010-2016, www.foc.re.kr Lee, B. D., Kim, B. T., Cho, Y. S., 2011, A Study on vulnerability Assessment to climate change in regional fisheries of Korea, J. Fish Bus Adm (FBA), 42(1), 57-70.
- Min, H. S., Kim, C. H., 2006, Interannual variability and long-term trend of coastal sea surface temperature in Korea, Ocean Polar Res, 28(4), 414-423.
- Park, Y. H., Yoon, J. H., Vivier, F., 2012, Recent warming in the western North Pacific in relation 1 to rapid changes in the atmospheric circulation of the siberian high and aleutian low system, J. Climate, 25(10), 3476-3493.
- Yeh, S. W., Kim, C. H., 2010, Recent warming in the Yellow/East China Sea during winter and the associated atmospheric circulation, Cont Shelf Res, 30(13), 1428-1434.