

# 생활사 기반 모델을 이용한 동해 명태(*Gadus chalcogrammus*)의 개체군 평가

김규한 · 손명호<sup>1</sup> · 현상윤\*

부경대학교 자원생물학과, <sup>1</sup>국립수산과학원 제주수산연구소

## A Life Stage-based Model for Assessing the Walleye Pollock *Gadus chalcogrammus* Population in the East Sea

Kyuhan Kim, Myoung Ho Sohn<sup>1</sup> and Saang-Yoon Hyun\*

Department of Marine Biology, Pukyong National University, Busan 48513, Korea

<sup>1</sup>Jeju Fisheries Research Institute, National Institute of Fisheries Science, Jeju 63068, Korea

Since the late 1990s, walleye pollock *Gadus chalcogrammus* fisheries in Korean waters have been considered collapsed. Although many fisheries scientists suspect that the collapse might have been triggered by overexploitation of juvenile pollock or environmental changes, such conjectures have been neither tested nor investigated, partially because of limited data on the population. There has been no survey of the population, and the ages of fish in fishery catch have rarely been identified. Instead, fishery catch data from 1975-1997 included information about two life stages, 'juveniles and adults,' and data on catch-per-unit-effort (CPUE) during 1963-2007 and those on fish length and weight during 1965-2003 had been sporadically collected from commercial fisheries. To test hypotheses about the collapse of the pollock fisheries, we used a statistical linear model with juvenile CPUE as the response variable, and abiotic (e.g., water temperatures) and biotic factors [e.g., adult pollock, flatfishes (*Pleuronectidae* sp.), and sandfish (*Arctoscopus japonicus*) CPUEs] as the explanatory variables. The model results indicated that depletion of the pollock population was associated with both biotic (adult pollock and flatfishes abundance) and abiotic factors (mid-water temperatures in February and October). We further interpreted the results from ecological and biological perspectives, suggesting possible mechanisms.

Key words: Pollock population depletion, Generalized linear model, Catch-per-unit-effort, Fisheries selectivity

### 서론

우리나라 동해의 명태(*Gadus chalcogrammus*)어업은 1990년대 후반 이후로 붕괴된 것으로 여겨지고 있다. 1981년 약 17만톤에 이르던 명태 어획량이 1995년에는 채 1만톤이 되지 않았으며 이후, 지속적인 감소를 거쳐 2008년의 어획량이 1톤 미만 이었다는 사실은 동해 명태자원의 고갈을 시사하였다. 이러한 명태자원의 고갈 원인으로는 기후변화에 의한 동해의 해양 환경 변화와 노가리라 불리는 소형명태의 무분별한 어획이 주로 거론되고 있으나 아직 정확한 원인은 밝혀지지 않았다.

한반도 수역의 평균 수온이 1980년대 후반의 기후체제변화(climate regime shift)을 시점으로 상승하였고 이로 인해 해양

생태계의 변화가 초래되었다는 것은 여러 학자들에 의해 제기되었다(Zhang et al., 2000; Zhang and Gong, 2005; Kim et al., 2007). 이는 비교적 따뜻해진 동해의 수온이 냉수성 어종인 명태의 서식에 악영향을 미쳤을 것이라는 추측을 이끌었으나 동해 명태의 서식수온과 수심에 관한 정밀한 연구가 수행되지 않았기 때문에 이를 뒷받침할 과학적 근거는 미미한 실정이다. 현재까지 동해 명태의 서식수온과 수심에 관하여 보고된 연구 중 일부를 살펴보면, Nishimura (1969)가 동해 명태의 적정 서식수온 범위를 2-5°C이라 하였으며 약 200 m 수심에서 형성되는 영구 수온약층(permanent thermocline) 아래의 수온이 약 5°C이므로 이들의 서식 수심은 200 m보다 깊을 것이라고 하였다. 그러나 Gong and Zhang (1986)은 동해연안에 서식하는 명태

<http://dx.doi.org/10.5657/KFAS.2017.0065>



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.

Korean J Fish Aquat Sci 50(1) 065-076, February 2017

Received 27 December 2016; Revised 13 February 2017; Accepted 14 February 2017

\*Corresponding author: Tel: +82. 51. 629. 5929 Fax: +82. 51.629.5931

E-mail address: shyun@pknu.ac.kr

의 서식수심은 계절별로 다르며 이 또한 동한난류의 강세에 따라 변동된다고 하였고 Kooka et al. (1998)은 음향조사를 통해 4월과 10월 명태 성어의 서식수심이 각각 150-250 m와 400-500 m라는 것을 밝혀내면서 실제로 계절 별 서식수심에 차이가 있음을 확인하였다. 그러나 명태가 개체발생적 수직이동(ontogenetic vertical migration)의 습성을 가진 어종이며 초기생활사 단계의 명태가 서식처 환경의 변화에 민감하다는 것은 여러 선행연구들에 의해 보고되었기 때문에(Yamamura et al., 2002; Duffy-Anderson et al., 2003; Smart et al., 2013; Parker-Stetter et al., 2015) 동해 해양환경의 변동이 명태자원에 미친 영향을 분석하기 위해서는 이들의 생활사별 서식수온과 수심을 조사하는 보다 정밀한 연구가 선행되어야 할 것이다.

노가리의 어획은 우리나라 수산자원관리의 문제점을 보여주는 단적인 예로서 동해 명태자원의 고갈 원인을 논할 때 기후변화와 함께 가장 대두되는 사안이다. 1971년 우리나라 정부는 자원보호령을 개정하여 노가리의 어획을 합법화 하였으며 (Kim, 1978), 1975년부터 명태의 어획량을 소형명태(노가리: 미성어)와 명태(성어)로 나누어 기록하였다(Fig. 1a). Kang et al. (2013)은 소형명태의 어획량이 기록된 1975-1997년의 연간 명태 어획량 자료를 이용하여 체급별 어획미수의 비율을 계산 하였으며 노가리가 연간 명태 어획미수의 약 91%를 차지하였

다고 추정하였다. 이는 1970년대 이후부터 성어보다는 미성어를 주로 어획한 우리나라의 편향된 어업 행태가 명태 성어 개체군의 가입(recruitment to the adult population)량을 감소시켰을 것이라는 가능성을 제시하게 하였으나, 연령별 동해 명태 개체군의 크기를 알지 못하는 상황에서, 이 연구 결과만을 바탕으로 노가리의 어획이 명태자원의 붕괴를 초래하였다고 단정 지을 수는 없을 것이다.

기후변화와 가입남획의 관점에서 동해 명태자원의 붕괴를 논하기 위해서는 이들의 서식환경, 가입경로, 개체군크기(개체수)에 관한 충분한 연구 결과가 기반되어야 한다. 일본에서는 Virtual Population Analysis (VPA)를 이용한 연령별 명태 개체군크기의 추정(Yabuki and Honda, 2005; Mori et al., 2012)뿐만 아니라 이를 활용하여 명태의 초기 가입량과 해양환경과의 관계를 규명(Shida et al., 2007; Funamoto, 2011; Funamoto et al., 2013; Funamoto et al., 2014)하는 등 선행 연구결과와 체계적 자료 수집을 바탕으로한 명태 연구의 기반을 확립하였다. 그러나 우리나라에서는 동해 명태에 관한 지속적인 연구와 체계적인 자료수집이 수행되지 않았기 때문에 이러한 연구 토대는 거의 마련되어 있지 않으며 두 가지 원인(i.e., 기후변화와 가입남획) 중 어떤 것이 명태자원의 붕괴와 더욱 밀접한 관련이 있는지도 밝혀지지 않았다. 따라서, 본 연구에서는 두 원인과 명태 집단간의 인과관계가 아닌 상관관계에 초점을 두어 어획압력과 동해 해양환경의 변동이 명태자원의 붕괴와 어떤 연관성이 있었는지 밝히고자 하였다. 분석 방법으로는 일반화선형모형(Generalized linear model:GLM)을 이용하였으며 모델의 변수로는 이용가능한 자료들 중, 명태 개체군과 생태학적 연관성이 있었을 것으로 판단되는 환경요인들을 선별하였다. 여기서 반응 변수로는 명태 미성어의 개체군크기, 설명 변수로는 동해의 수심별 수온, 명태와 함께 주로 어획되었던 자자미류(Pleuronectidae sp.)와 도루묵(*Arctoscopus japonicus*)의 개체군크기, 명태 성어의 개체군크기가 각각 고려되었다.

## 재료 및 방법

### 생물학적 정보

국립수산과학원에서는 1965년부터 2003년까지 자망, 연승, 기선저인망, 트롤어업으로부터 어획된 명태를 수집하여 이들의 생물학적 정보를 기록하였다. 대부분 시료들의 체장과 체중 정보는 기록되어 있으나 생식소의 성숙발달상태, 체고, 위중량, 연령 등은 비교적 간헐적으로 측정되었다. 수집된 시료는 총 12,045마리였으며 이 중 5,699 (47%)마리는 자망어업, 2,668 (22%)마리는 연승어업, 1,632 (14%)마리는 기선저인망어업, 690 (6%)마리는 트롤어업으로부터 수집되었고 나머지 1,356 (11%)마리에 대한 어업은 기록되어 있지 않았다. 또한, 총 39년간의 자료수집 기간 중 10년(1969-1972, 1986-1990, 2001)간의 자료는 전무 하였으며 측정된 체장의 경우도 전장(Total

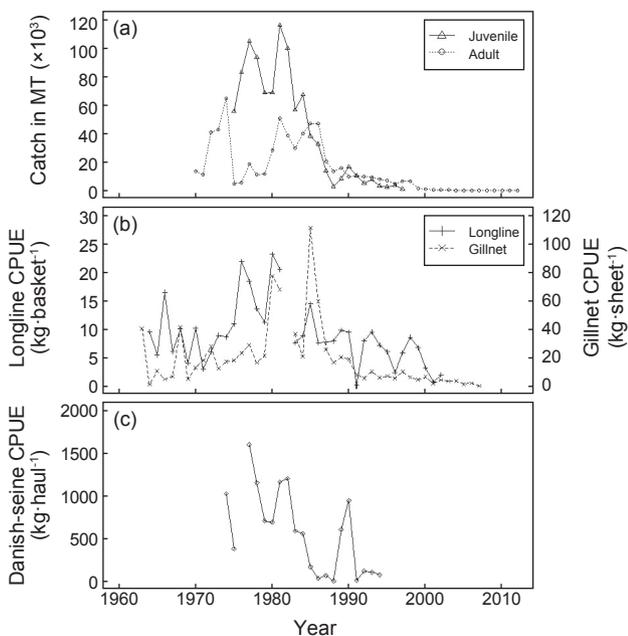


Fig. 1. Data on fishery catches of adult and juvenile pollock *Gadus chalcogrammus* in the East Sea (a), and catch per unit effort (CPUE) collected from gillnet and longline fisheries (b), and Danish seine fishery (c). A “sheet” is a unit area of the gillnet whose width ranges from 45 m to 72 m and whose height ranges from 4 m to 4.125 m. One “basket” in the longline contains about 300 hooks.

length: TL)과 가랑이체장(Fork length: FL)을 선별적으로 기록하였다. 연령정보는 1973년부터 1975년, 1989년, 1990년에 연승과 자망어업으로부터 수집된 722마리의 시료에 대해서만 기록되어 있었으며 이들의 연령은 1세부터 7세까지로 나타났다. 그러나 1세의 평균 체장이 약 30 cm로 나타나는 등 비현실적인 측정치로 인하여 해당 연령자료는 이용하지 않았다.

생물학적 자료가 과학조사(survey)가 아닌 상업어업으로부터 수집되었으므로 수집된 자료가 어획선택성의 영향을 받을 가능성이 있다. 이를 검증하기 위해 각 어업별로 수집된 명태의 체장빈도분포를 분석하여 어업별 어획선택성을 확인하였고 그 결과 연승과 자망어업에서 뚜렷한 어획선택성이 관찰되었다(Fig. 2). 또한 각 어업별 어획선택성의 시대별 변동성을 알아보기 위해 농림수산통계연보에 기록된 노가리와 명태 성어

의 어업별 어획량자료를 분석하였다(Table 1). 노가리와 성어의 분류기준은 연령이 아닌 크기인 것으로 알려져 있으나, 수집된 자료에서 이를 명확히 제시하지 않았기 때문에 본 연구에서는 Kim and Huh (1978)의 연구와 수산자원관리법 시행령에서 명시한 명태의 체포금지 체장(≤전장 27 cm)을 근거로 전장 27 cm를 분류 기준으로 정하였다. 이 기준에 따르면, 1970년대와 1980년대(i.e., 1975-1989) 기선저인망어업은 미성어(≤전장 27 cm)와 성어(>전장 27 cm)를 약 9:1의 비율로 어획하였으나, 1990년대(i.e., 1990-1997)에는 이 비율의 격차가 3:1로 감소한 것으로 나타났다. 반면에, 연승과 자망어업에서는 자료가 수집된 전년도(1975-1997)에 걸쳐 성어를 대상으로한 확실적인 어획선택성이 관찰되었다.

Table 1. Annual juvenile and adult pollock *Gadus chalcogrammus* catches by four major pollock fisheries in Korean waters

Year	Adult catch by fishery (MT)					Juvenile catch by fishery (MT)				
	Danish	Gillnet	Longline	Trawl	Total	Danish	Gillnet	Longline	Trawl	Total
1975	66	3,264	1,018	21	4,369	38,609	0	0	11,592	50,201
1976	241	4,450	422	62	5,175	52,621	609	0	16,400	69,630
1977	851	7,721	8,993	784	18,349	64,546	12	0	27,714	92,272
1978	796	7,101	1,681	866	10,444	52,527	23	0	36,322	88,872
1979	1,291	7,078	1,533	1,680	11,582	5,817	209	0	28,463	34,489
1980	2,464	13,916	4,863	5,698	26,941	33,962	138	2	30,922	65,024
1981	1,790	18,809	20,992	5,219	46,810	47,470	16	0	42,296	89,782
1982	2,826	19,500	10,738	4,779	37,843	47,226	45	0	46,880	94,151
1983	4,004	12,780	7,624	4,177	28,585	31,485	119	0	24,075	55,679
1984	5,435	18,395	12,110	3,458	39,398	37,011	159	13	28,792	65,975
1985	7,534	22,892	5,817	9,960	46,203	22,220	302	21	14,607	37,150
1986	9,182	21,454	7,411	8,360	46,407	19,314	23	1	12,554	31,892
1987	4,674	5,953	5,219	3,945	19,791	8,494	20	5	4,825	13,344
1988	3,382	5,753	2,457	1,649	13,241	1,613	13	0	1,032	2,658
1989	4,110	6,401	2,939	2,162	15,612	6,400	4	0	1,236	7,640
1990	2,154	4,085	1,867	1,496	9,602	13,503	82	0	2,034	15,619
1991	2,664	1,137	1,951	2,533	8,285	6,707	47	0	3,295	10,049
1992	1,701	1,612	1,914	735	5,962	3,361	19	1	1,584	4,965
1993	1,649	2,422	2,446	1,558	8,075	2,411	98	0	5,053	7,562
1994	1,094	2,131	3,250	527	7,002	1,252	48	0	1,839	3,139
1995	158	3,635	2,061	869	6,723	1,920	9	0	260	2,189
1996	232	2,076	1,362	662	4,332	1,821	17	1	1,790	3,629
1997	273	2,948	847	2,190	6,258	410	107	0	386	903

CPUE 자료

국립수산과학원에서는 1963년부터 2007년까지 연승, 자망, 기선저인망어업으로부터 단위노력당어획량(catch-per-unit-effort: CPUE)자료를 수집하였다(Fig. 1b, 1c and Fig. 3). 앞서 확인한 어업별 어획선택성에 따르면, 각 어업별 CPUE가 특정 체장 범위에 속하는 명태의 상대적 개체군크기 만을 나타낸다. 따라서, 각 어업의 조업시기, 조업방법, 해당 CPUE수집에 이용된 어획물의 정보를 이용하여 각 어업별 CPUE가 대표하는 명태 개체군을 유추하였다.

동해에서 조업한 연승어업과 자망어업은 명태 성어를 주요 어획대상으로 한 단일어종어업(i.e., 명태연승어업과 명태자망어업)이며 조업시기(10-이듬해 3월)가 명태 성어의 주 산란시기(1-3월)와 상당기간 일치하였다. 또한 CPUE의 수집기간 역시 조업시기와 일치하였으므로 이 두 어업의 CPUE를 산란기 명태 성어에 대한 CPUE로 간주하였다. 반면에, 미성어를 주로 어획한 기선저인망어업은 연중 조업을 실시한 다종어업이며 시대별 어획선택성에도 변동이 관찰되었다. 즉, 기선저인망어업의 CPUE를 명태 미성어의 집단크기 지표로 이용하기 위해서는 타 어종과 명태 성어의 어획량을 제외할 필요가 있었는데, 연승과 자망어업의 CPUE와 달리 기선저인망어업의 CPUE는 어종별 어획량 정보뿐만 아니라 명태를 성어와 미성어로 구분하여 기록하였기 때문에 해당 절차가 수행될 수 있었다.

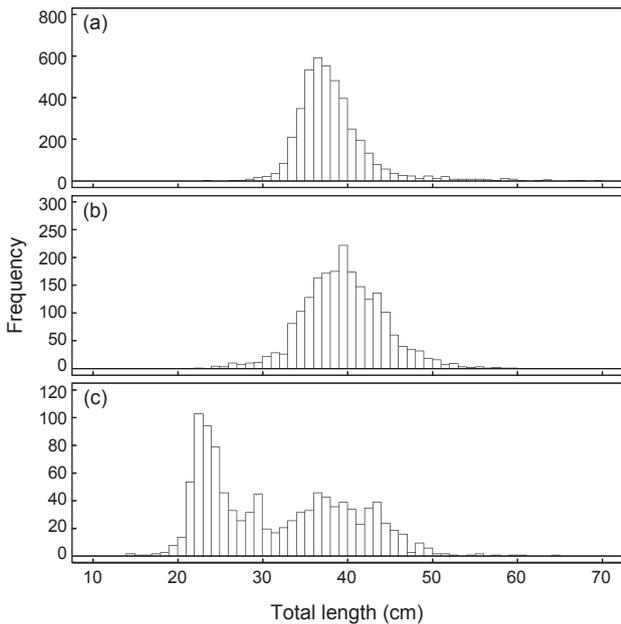


Fig. 2. Length-frequency distribution of walleye pollock *Gadus chalcogrammus* caught by gillnet (a), longline (b), and Danish seine (c) fisheries.

반응변수

월별 체장 차이가 큰 명태 미성어의 생물학적 특성과 자료수집 과정에서 이들의 체장이 27 cm이하로 제한되었다는 점을 고려하면, 기선저인망어업으로 어획된 명태 미성어의 연령비율은 계절 또는 월별로 차이가 있었을 것이다. 즉, 매년 유사한 패턴을 보이는 명태 미성어 CPUE의 계절 또는 월 변동은 “한 해에 2개 이상의 연급군이 각기 서로 다른 시기에 어업에 가입된 (recruitment to the fishery) 결과” 라고 추론할 수 있었다. 따라서 각 월별 CPUE간의 상관관계를 계산하여 독립적으로 강한 양의 상관을 가지는 시기가 나타날 경우, 특정 연급군이 기선저인망어업에 가입된 것으로 보았으며 이 결과를 바탕으로 미성어 CPUE를 연급군별로 구분하였다.

먼저, 기선저인망어업으로 어획된 명태 미성어의 체장범위(전장 14-27 cm)를 Park et al. (1978)이 추정된 von Bertalanffy 성장식 [ $L_t = 65.4 \cdot (1 - \exp^{-0.223 \cdot (t+0.249)})$ ]에 적용하여 체장을 연령으로 변환하였다. 여기서  $t$ 는 어류의 연령,  $L_t$ 는  $t$ 연령에서의 체장(cm)을 의미하는데 이 von Bertalanffy 성장식이 FL을 기반으로 추정되었기 때문에 명태 미성어의 체장범위를 TL에서 FL로 변환하였다. 체장변환으로는 FL-TL 관계식,  $FL = -0.424 + 0.959 \cdot TL$  ( $r^2 = 0.98$ ,  $n = 8189$ )을 이용하였으며 FL로

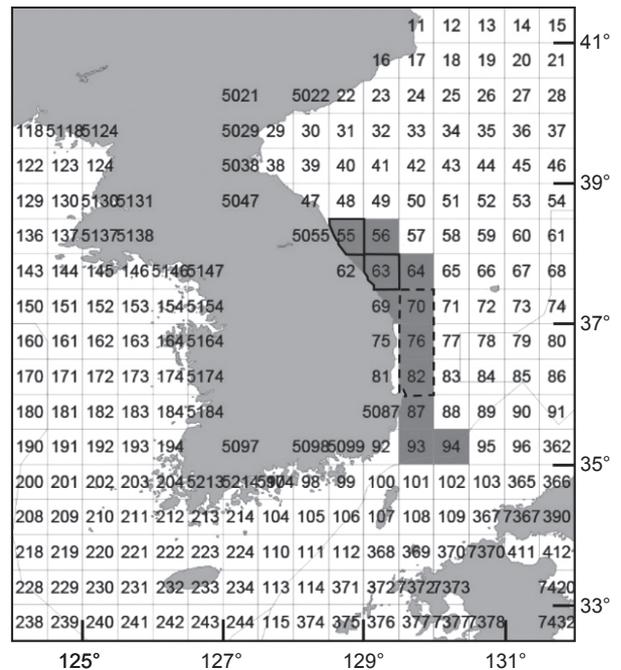


Fig. 3. Blocks [approximately 30×30 (nautical mile)<sup>2</sup>] in dark gray where the CPUE data were collected. Those encompassed by the solid and broken lines denote major locations where gillnet and longline fisheries, and Danish seine fishery were operated, respectively.

변환된 체장범위(13-25 cm)는 von Bertalanffy 성장식에 적용되어 약 0.7-2세의 연령범위로 재변환 되었다.

미성어 CPUE의 월별 상관관계에서 대체로 인접한 두 달의 CPUE는 강한 양의 상관을 나타냈기 때문에 삼개월 이상의 CPUE가 독립적으로 높은 상관관계( $r > 0.8$ ,  $P\text{-value} < 0.05$ )를 가지는 경우를 선별하여 가중평균하였다. 그 결과 1-3월과 6-8월 두 기간의 CPUE가 선별되었고 이 두 시기의 CPUE를 앞서 계산된 연령범위인 0.7-2세에 대응시켰다. 명태는 연 1회 산란을 하며 주 산란시기가 1-3월로 알려져 있으므로 해당 연령 범위 내에서 1-3월은 약 1세와 2세, 6-8월은 약 1.5-6세에 대응되었다. 그러나 1세(1-3월)에 해당되는 전장 약 17-20 cm (i.e., 가량이 체장 16-19 cm)의 미성어는 기선저인망어업으로 총 10마리만 어획된 것으로 나타났으므로(Fig. 2c), 1-3월에 대응된 연령에서 1세는 제외하였다. 따라서  $t$ 를 연도라고 하였을 때 가중평균된 두 CPUE는 각각 1-3월은  $t-2$ 년도, 6-8월은  $t-1$ 년도 연급군의 가입강도를 대표하게 된다. 이렇게 연급군에 따라 분리된 미성어 CPUE는 본 연구에 적용한 선형모델의 반응변수로 이용되었다.

로 이용되었다.

설명변수

명태 미성어 개체군의 크기변동과 무생물적(abiotic) 환경요인으로 고려된 동해 수온과의 관계를 분석하기 위해 70번 해구의 수심별 수온을 이용하였다. 70번 해구에서는 1975년부터 1990년대 초반까지 기선저인망어업에 의해 성어보다는 미성어의 어획이 활발하게 이루어졌으며 북쪽으로 인접한 60번 해구와 달리 성어를 대상으로한 연승과 자망어업의 조업이 거의 수행되지 않았다(Fig. 3). 또한 북쪽의 북한한류와 남쪽의 동한난류가 만나는 아극전선 형성지역에 속하기 때문에(Kim and Yoo, 2007) 수온의 변동이 타 해역에 비해 극심하므로, 70번 해구의 수온변동이 명태의 생존률과 가장 큰 연관성이 있었을 것으로 가정하였다.

수온 자료는 한국해양자료센터(KODC)의 웹사이트(KODC, 2011)를 통해 제공 받았다. 본 연구에서는 1973년부터 1993년까지 수집된 자료 중 70번 해구에 포함되는 104번 정선의 5-7

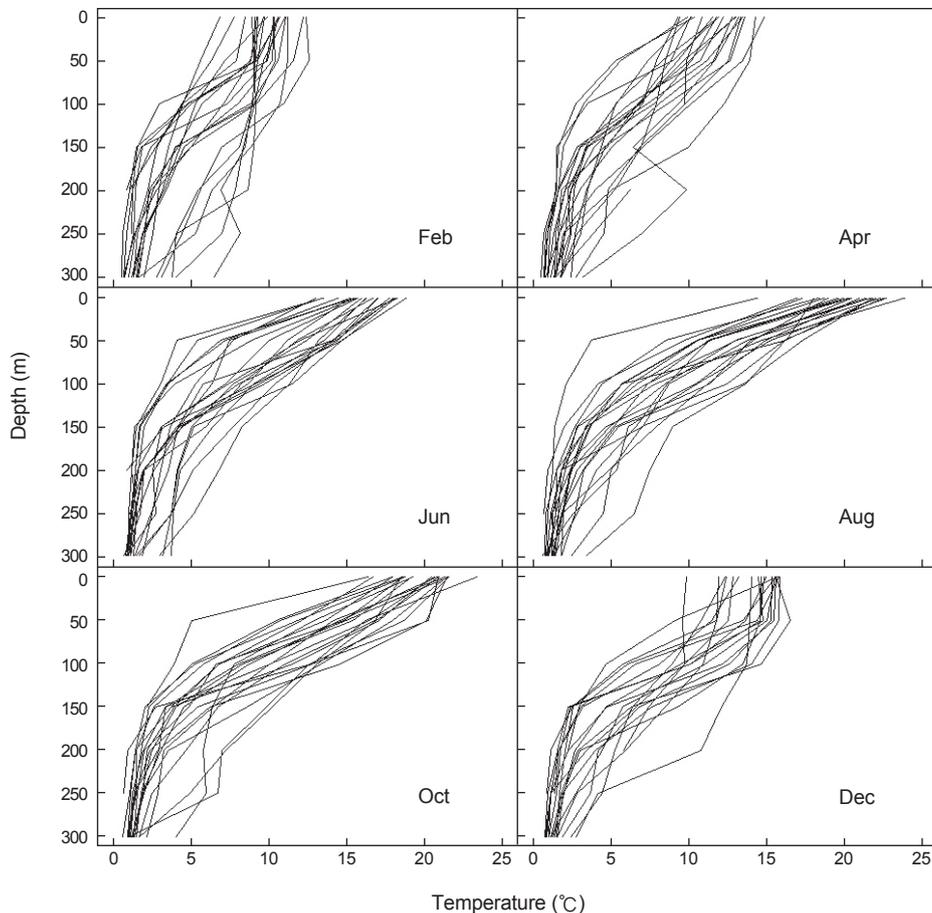


Fig. 4. Bimonthly vertical temperature profiles of Block 70 during 1973-1993. Each solid line indicates an annual temperature profile of every other month (i.e., February, April, June, August, October, and December).

정점의 수온 자료를 이용하였는데 150 m 이상부터는 수심별 수온의 변동 추세가 유사하고 그 변화폭이 크지 않았기 때문에 0-150 m 수심의 수온을 50 m 간격으로 분석하였다(Fig. 4). 보통 인접한 수심의 수온은 서로 강한 양의 상관을 가지는데 상관관계가 큰 두 수심의 수온을 각각 독립된 설명변수로 이용할 경우 심각한 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 야기될 수 있다. 따라서 이러한 다중공선성의 문제를 최소화하기 위해 인접한 두 수심의 수온이 0.7 이상 ( $P\text{-value} < 0.05$ )의 상관관계를 나타낼 경우 두 자료를 평균하여 하나의 변수로 이용하였다.

무생물적 요인인 수온과 더불어 생물적 요인에 의한 명태 미성어 집단크기의 변동을 분석하기 위해 명태 성어, 가자미류, 도루묵의 CPUE가 또 다른 설명변수의 후보군으로 고려되었다. 명태 성어의 CPUE로는 자망어업과 연승어업의 CPUE가 이용되었으며 본 연구에서는 이 두 CPUE가 산란 자원량(Spawning Stock Biomass: SSB)의 지표로 활용되었다. 기선저인망어업에서 도루묵과 가자미류는 명태 미성어 다음으로 가장 많이 어획된 것으로 나타났으며 따라서 타 어종과 명태 미성어의 관계를 분석하기 위해 이들의 CPUE를 설명변수 후보군에 포함하였다. 이 두 집단의 CPUE는 명태 미성어의 CPUE를 계산한 방법과 동일한 방법으로 기선저인망어업의 CPUE로부터 계산되었다.

시차 적용

명태의 집단크기는 주로 0세 명태의 생존률에 좌우된다고 알려져 있다(Winter and Swartzman, 2006). 그러나 본 연구에서 반응변수로 이용된 미성어 CPUE의 연령이 약 1세와 2세로 분류되었기 때문에 해당 CPUE를 0세 명태의 집단크기 지표로 사용하기 위해서 고려된 각 설명변수들에 1년과 2년의 시차(time-lag)를 적용하였다. 생물학적 변수로 고려된 가자미류와 도루묵은 이들의 연령을 알 수 없었기 때문에 본래 미성어 CPUE가 대

표하는 1세와 2세 명태의 설명변수로 이용되었으며 따라서 이 두 개의 변수에는 시차가 적용되지 않았다(Fig. 5).

일반화선형모델(Generalized linear model: GLM)

본 연구에서 적용한 선형모델의 구조는 다음과 같다.

$$Y = X \cdot \beta + \epsilon$$

$Y$ 는 차원이 ( $n \times 1$ )인 반응변수의 벡터이며 각 원소는  $\log$  (미성어 CPUE)이다. 여기서  $n$ 은 관측치의 총 개수를 나타내고 하첨자  $t$ 는 시간을 의미하며 CPUE의 분포가 왜도(skewness)를 가지기 때문에 자연로그를 취하였다.  $X$ 는 차원이 ( $n \times p$ )인 설명변수의 디자인 행렬(design matrix)이며 각각의 설명변수뿐만 아니라 이들의 모든 상호작용 항(interaction term)을 포함한다. 여기서  $p$ 는 이 모델에 포함된 회귀계수들의 총 개수이며 이 계수들을 열벡터로 나타낸 것이  $\beta$ 이다. 마지막으로  $\epsilon$ 는 오차벡터이며 평균이 0이고 분산이 상수인 정규분포를 따른다.

모델의 선택은 디비언스 분석(analysis of deviance: ANODEV)을 이용하였다(Hyun et al., 2014). 여기서 디비언스( $D$ )는 포화모델(saturated model)과 제안모델(proposed model)의 가능도 비(likelihood ratio)에 로그를 취한 후 2배 한 값으로 정의된다(McCullagh and Nelder, 1989; Dobson and Barnett, 2008). 이것을 식으로 나타내면,

$$D = 2 \cdot (I_{\text{saturated}} - I_{\text{proposed}}) = -2 \cdot (I_{\text{proposed}} - I_{\text{saturated}})$$

이 되며 여기서  $I$ 는 로그 가능도함수를 의미한다. 즉,  $D$ 는 제안 모형의 적합도를 측정하는 지수로 이용되며 모델 선택 과정은 영모형(null model)부터 순차적으로 진행 하였다. 또한 제안 모델에 새롭게 추가되는 설명변수의 모델 기여도를 측정하기 위해 제안모델과 내포모델(nested model)의 디비언스 차 ( $\Delta D$ )를 이용하였다. 이 두 모델간의 디비언스 차이 값은  $\chi^2$  분포를 따른다고 알려져 있으며 자유도 역시 두 모델의 자유도의 차이( $\Delta df$ )와 같다(McCullagh and Nelder, 1989; Dobson and Barnett, 2008):  $\Delta D \sim \chi^2_{\Delta df}$

모델 진단

최종적으로 선택된 모델을 진단하기 위해 잔차분석을 이용하여 모델의 적합성을 검정하였다. 또한 이상치와 영향력 관측치를 탐색하고 다중공선성의 문제여부를 판정하였으며 심각한 다중공선성이 발생한 경우 이를 수정하였다. 영향력 측도로는 쿡 통계량(Cook's distance),  $C_i$  (Cook and Weisberg, 1982)를 이용하였으며 이를 식으로 나타내면  $C_i = (\mathbf{b} - \mathbf{b}_{(i)})^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} (\mathbf{b} - \mathbf{b}_{(i)}) / (p \cdot \text{MSE})$  이 된다. 본 연구에서는  $i$ 번째 관측치의 쿡 통계량  $C_i$ 가 1보다 큰 경우 해당 관측치를 영향력 관측치로 판단하였으며 여기서  $\mathbf{b}$ 는 모든 관측치를 이용하여 계산한 회귀계수벡터,  $\mathbf{b}_{(i)}$

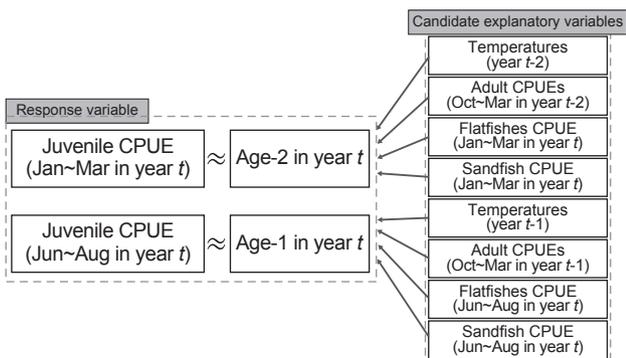


Fig. 5. Diagram depicting all the variables considered for the linear model. In the candidate explanatory variables, the numbers subtracted from  $t$  (e.g.,  $t-1$  and  $t-2$ , where  $t$  denotes the year index), indicate time delays by which CPUE of juveniles at age-1 and age-2 were used as that of juveniles at age-0.

는  $i$ 번째 관측치를 제외한 후 계산한 회귀계수벡터, MSE는 평균제곱오차 그리고  $T$ 는 전치행렬의 연산을 의미한다. 이상치의 판단 측도로는 외 표준화 잔차(externally studentized residual)  $d_i$ 를 이용하였다. 이를 식으로 나타내면  $d_i = e_i / (\sqrt{MSE_{(i)}} \cdot (1 - h_{ii}))$  이 되며  $e_i$ 는  $i$ 번째 관측치의 잔차,  $MSE_{(i)}$ 는  $i$ 번째 관측치가 제거된 자료를 이용하여 계산한 평균제곱오차이며  $h_{ii}$ 는 모자행렬(hat matrix)의  $i$ 번째 대각원소이다. 외 표준화 잔차는  $(n-p-1)$ 의 자유도를 가지는  $t$ 분포를 따른다고 알려져 있기 때문에 제1종 오류  $\alpha$ 가 0.05일때  $|d_i| > t(1-\alpha/2; n-p-1)$ 이면 해당 관측치를 이상치로 간주하였다(Kutner et al., 2005). 여기서  $n$ 은 관측치의 개수,  $p$ 는 모델에 포함된 회귀계수들의 총 개수이다. 본 연구에서는 관측치가 영향력 관측치임과 동시에 이상치인 경우에만 비정상적인 관측치로 고려되었으며 모든 관측치가 이 범주에 속하지 않았다.

다중공선성의 여부와 영향력을 탐색하는 방법으로는 능형 트레이스(ridge trace)를 이용하였고 다중공선성의 교정은 평균 중심화(mean-centering)방법을 이용하였다. 능형 트레이스는 다중공선성이 모델의 결과에 미치는 영향을 그래프를 통해 직접적으로 나타내기 때문에 분산팽창인수(Variance Inflation Factor: VIF)에 비해 다중공선성의 문제 여부를 객관적으로 판단 할 수 있다. 능형 트레이스는 능형 추정량(ridge estimator),  $\hat{\beta}(\theta) = X'X + \theta I^{-1}X'Y$ 에서 편향의 모수(biasing parameter),  $\theta$ 의 증가에 따른  $\hat{\beta}(\theta)$ 값의 변화를 그래프로 나타낸 것이다(Hoerl and Kennard, 1970). 즉,  $\hat{\beta}(\theta)$ 가  $\theta$ 의 미세한 증가에도 급격한 변화를 보인다면 설명변수들 사이의 높은 상관관계로 인한 다중공선성의 문제가 발생한 것으로 판단 할 수 있으며 이 경우 각각의 설명변수들을 평균중심화하여 교정하였다.

### 가입과정 분석

모델의 결과는 SSB가 미성어의 집단크기와 관련이 있다고 하였으나 미성어가 성어로 가입되는 과정은 설명하지 못하고 있다. 그러나 명태의 연간 어획량 자료와 어업별 CPUE가 성어와 미성어로 구분되어 있기 때문에 이 자료들의 상관관계를 조사하여 미성어가 성어로 가입되는 과정을 추가적으로 분석하였다. 연령정보의 부재로 인하여, 미성어와 성어 집단간의 연령

차는 알 수 없었기 때문에 미성어 집단에 1년부터 6년까지의 시간지연을 부과하였으며 이렇게 시차가 적용된 미성어 집단의 어획량과 CPUE는 각각 명태 성어의 어획량과 CPUE에 대응되어 각 시차별 상관관계를 계산하는데 이용되었다. 특정 시차에서 두 종류의 자료(i.e., 어획량과 CPUE) 모두에서 강한 양의 상관관계가 나타날 경우, 미성어와 성어 사이의 가입과정에 어획압력을 제외한 심각한 외부적 교란은 일어나지 않은 것으로 판단 하였다.

## 결 과

### 모델의 선택과 진단

모델 선택과정은 Table 2에 정리하였으며 선택된 최적의 모델은 “1+Temp100.150\_Feb+Long+Temp150\_Oct+Flat+Long-Temp150\_Oct”이었다. 잔차 그래프와 Shapiro-Wilk 정규성 검정(Shapiro and Wilk, 1965; R Core Team, 2013)의 결과( $P$ -value=0.35)에 따르면 선택된 모델의 잔차가 오차항의 정규 분포 가정을 위반하지 않았으며(Fig. 6), Breusch-Pagan 검정(Breusch and Pagan, 1979; R Core Team, 2013; Hothorn et al., 2015)의 결과( $P$ -value=0.55)는 이 잔차가 오차항의 등분산

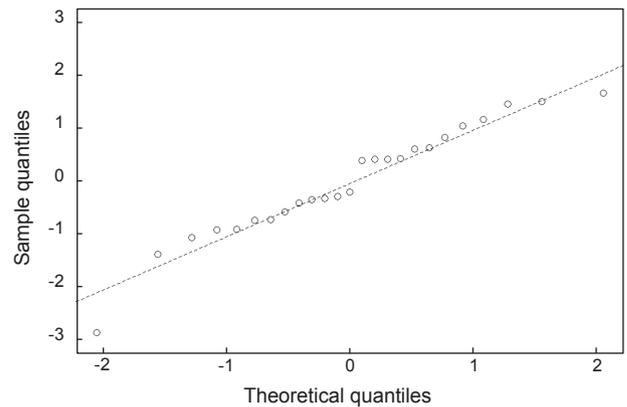


Fig. 6. Quantile-quantile plot of residuals for the final model.

Table 2. Model selection summary. ‘Temp 100.150\_Feb’, ‘Long’, ‘Temp 150\_Oct’, and ‘Flat’ denote the average of water temperatures at the depths of 100 and 150 m in February, longline CPUE, that of water temperatures at the depth of 150 m in October, and flatfishes CPUE, respectively

Model	Linear form	D	df	$\Delta D$	$\Delta df$	P-value	AIC
1	Null	105.98	24	NA	NA	NA	111.06
2	1 + Temp 100.150_Feb	81.16	23	24.82	1	0.008	106.39
3	1 + Temp 100.150_Feb + Long	53.24	22	27.93	1	0.001	97.84
4	1 + Temp 100.150_Feb + Long + Temp 150_Oct	42.46	21	10.78	1	0.021	94.19
5	1 + Temp 100.150_Feb + Long + Temp 150_Oct + Flat	35.49	20	6.97	1	0.047	91.70
6	1 + Temp 100.150_Feb + Long + Temp 150_Oct + Flat + Long×Temp 150_Oct	26.52	19	8.96	1	0.011	86.43

성 가정 역시 만족한다고 하였다. 능형 트레이스는 최종 선택된 설명변수의 표준화계수가 약간의 편 의 모수  $\theta$ 의 증가에도 큰 변화폭을 보인다는 것을 나타냈다(Fig. 7a). 특히 상호작용항의 계수는 약 5미만의  $\theta$ 에도 부호가 음수에서 양수로 바뀌면서 수치적 불안정성(numerical instability)의 문제점을 확인시켜 주었다. Fig. 7b는 변수 중심화 과정을 통해 다중공선성이 교정된 능형 트레이스를 보여주며 계수값의 변동폭이 줄어든 것을 확인할 수 있었다. 이는 각 설명변수들의 표준오차 감소에 기인한 것으로서 결과적으로 모델의 정확도를 향상시켰다(Table 3).

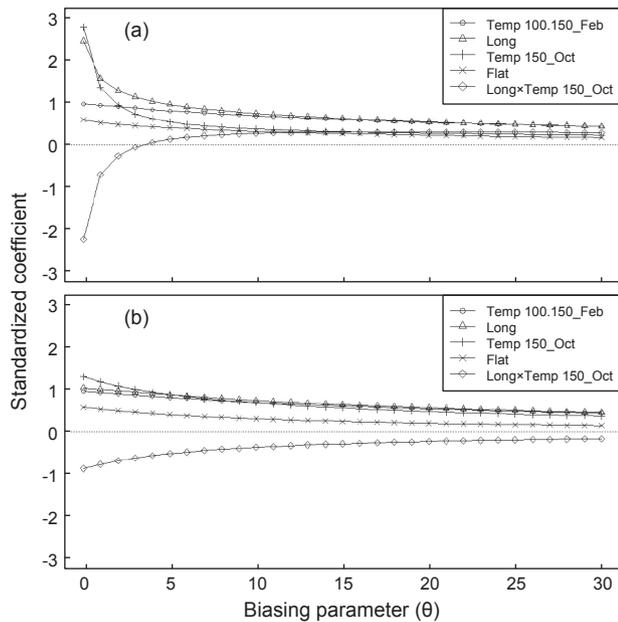


Fig. 7. Ridge trace plots describing trends of the estimated coefficients as a function of biasing parameters  $\theta$  before (a) and after (b) mean-centering.

모델 결과

최종 선택된 모델(final model)의 설명변수들 모두 통계적으로 유의하였다(Table 3b). 모델이 평균중심화를 통해 교정되었기 때문에 각 설명변수들의 효과도 이들의 평균을 기준으로 해석되었다. 즉, 평균중심화가 적용된 모델의 설명변수들의 계수는 “설명변수들이 각각의 평균을 기준으로 떨어져 있는 정도”를 측정값으로 하여 추정된 것이므로(Afshartous and Preston, 2011) 본 연구의 최종모델을 해석할 시에도 이러한 점이 고려되었다.

2월의 100 m와 150 m 수온 그리고 가자미류의 집단크기가 명태 미성어의 집단크기와 양의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 즉, 2월의 두 수심의 수온이 높을 때 0세 명태의 생존률이 높았고 명태 미성어의 집단크기는 가자미류의 집단크기와 함께 변동하였다. 10월의 150 m 수온과 연승의 CPUE는 서로 상호작용(interaction effect)을 나타냈는데 이 두 변수의 관계를 삼차원 그래프로 나타내면 두 변수들이 적정 범위 내에서는 양의 상관관계를 보이거나 한계점을 넘어가면 서로 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다(Fig. 8).

어획의 영향

미성어와 성어의 관계에 3년의 시차가 적용되었을 때 CPUE와 어획량 모두에서 높은 상관관계( $r > 0.7$ )가 관찰 되었으며 4년의 시차가 적용되었을 때는 어획량자료에서 매우 높은 상관관계( $r > 0.9$ )가 나타났다(Table 4). 성어의 CPUE로 활용된 자망과 연승어업의 연도별 CPUE가 해당 연도의 10월부터 이듬해 3월까지 수집된 반면에, 어획량 자료는 연중 수집되었다는 것을 고려하면, 어획량 자료에서 3년이 아닌 4년의 시차일 때 가장 큰 상관관계가 나타난 원인은 두 자료 사이에 수집기간의 차이가 있었기 때문으로 이해된다. 결과적으로 이러한 두 집단 간의 높은 상관관계는 미성어가 성어로 가입되는 과정에 어획을 제외한 외부적 교란이 크게 작용하지 않았음을 시사하였는데 Fig. 9을 통해 동해 명태자원의 붕괴원인에는 환경변화로 인한 0세 명

Table 3. Estimates of coefficients (Coef) of explanatory variables and their standard errors (SE) in the best model before mean-centering (a) and those after mean-centering (b). ‘Temp 100.150\_Feb’, ‘Long’, ‘Temp 150\_Oct’, and ‘Flat’ denote the average of water temperatures at the depths of 100 and 150 m in February, longline CPUE, the average of water temperatures at the depth of 150 m in October, and flatfishes CPUE, respectively

Explanatory variable	(a) Before mean-centering				(b) After mean-centering			
	Coef	SE	t	P-value	Coef	SE	t	P-value
Intercept	-6.10	1.83	-3.33	0.00	5.16	0.31	16.77	0.00
Temp 100.150_Feb	0.45	0.12	3.91	0.00	0.45	0.12	3.91	0.00
Long	0.52	0.11	4.65	0.00	0.22	0.06	4.01	0.00
Temp 150_Oct	1.14	0.34	3.34	0.00	0.53	0.13	3.98	0.00
Flat	0.03	0.01	2.40	0.03	0.03	0.01	2.40	0.03
Long*Temp150_Oct	-0.06	0.02	-2.53	0.02	-0.06	0.02	-2.53	0.02

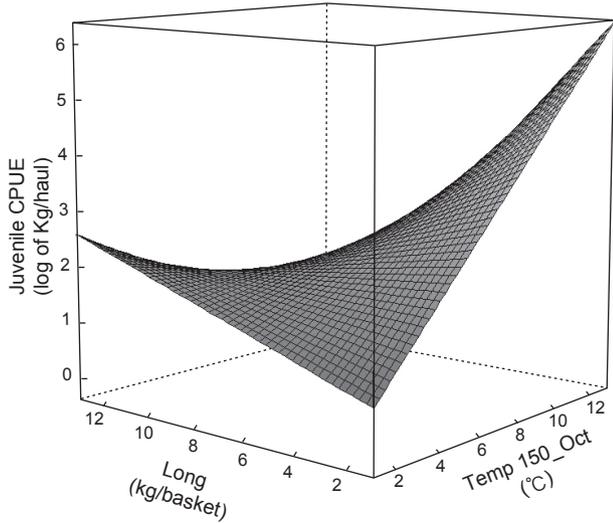


Fig. 8. Three-dimensional plot of the interaction term, Long and Temp 150\_Oct. Those two variables associated with the interaction term were mean-centered (e.g.,  $Long_c = Long - \overline{Long}$  and  $Temp\ 150\_Oct_c = Temp\ 150\_Oct - \overline{Temp\ 150\_Oct}$ , where the subscript *c* denotes the mean-centering procedure; the means of the two variables,  $\overline{Long}$  and  $\overline{Temp\ 150\_Oct}$  are 9.90 kg/basket and 4.91°C, respectively).

태의 초기 사망률의 증가뿐만 아니라 미성어와 성어의 과도어획으로 인한 명태 산란 자원량의 감소가 연관되어 있다는 결론을 얻을 수 있었다.

### 고찰

회귀모델은 변수간의 상관관계를 나타내지만, 이들의 인과관계를 설명하지는 못한다. 모델결과를 통해 변수간의 인과관계를 도출하기 위해서는 분석에 이용된 자료들 간의 관계를 설명할 과학적 이론이 기반되어야 한다(Montgomery et al., 2015). 그러나 본 연구에서는 앞서 소개한 바와 같이, 동해 명태자원에 관련된 연구가 불충분하기 때문에 이론적 배경을 통한 인과관계의 설명은 수행될 수 없었다. 그러므로 우리는 다양한 생

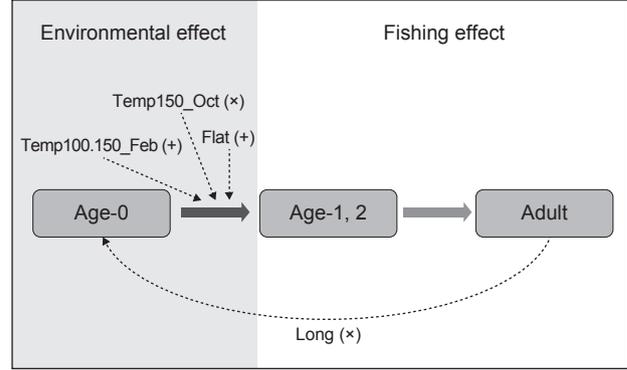


Fig. 9. Summary for interpreting study results. The dashed arrows show pathways of significant explanatory variables and those in parentheses indicate a direction of effect (i.e., ‘-’, ‘+’ and ‘×’ denote negative, positive and interaction effects, respectively). Areas separated by gray represent a major source of mortality on each life stage of walleye pollock *Gadus chalcogrammus*; environmental effect on those in white; fishing effect on those in gray.

태학적 가설을 이용하여 본 연구결과를 해석하는 접근방법을 취하였다.

70번 해구의 연직수온 자료를 살펴보면 계절 수온약층이 관측되며 표층에서부터 약 150 m 수심의 수온이 이 수온약층의 형성에 관여하고 있다는 것을 알 수 있다. 특히 표층 수온과 150 m 수온의 증감에 따라 수온약층의 전체적인 강도와 형태가 결정되는 경향이 나타났는데 본 연구 결과에 따르면 표층수온이 아닌 수심 150 m에 인접한 수심의 수온(Temp 100.150\_Feb과 Temp 150\_Oct)이 명태의 생존률과 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 표층 수온의 영향 보다는 약 수심 150 m의 수온에 의한 수온약층의 변화가 0세 명태의 초기 생존률과 관계가 있을 것으로 생각되었으며 이러한 수온약층의 변화는 해수의 수직혼합 또는 외해수의 유입 정도로 해석될 수 있다. 생물적 요인으로 고려된 명태 성어와 가자미류의 집단크기도 명태 미성어의 집단 크기와 관계가 있는 것으로 나타났는데 특히 명태 성어의 집단 크기는 10월의 150 m 수온과 상호작용을 가졌기 때문에 두 요인의 복합적인 작용을 고려한 해석이 요구되었다. 선택된 최종

Table 4. Time-lagged correlations between catch and CPUE of juvenile, and those of adult. Those in parentheses denote a type of fishery used for data collection, and values followed by an asterisk denote significant difference ( $P$ -value<0.05)

Data	Shift value in year					
	+1	+2	+3	+4	+5	+6
Juvenile catch						
Adult catch	0.576*	0.688*	0.836*	0.939*	0.867*	0.716*
Juvenile CPUE (Danish seine)						
Adult CPUE (gillnet)	0.280	0.541*	0.787*	0.672*	0.400	0.320
Adult CPUE (longline)	0.283	0.550*	0.796*	0.671*	0.264	0.212

모델에 포함된 각 설명변수를 생태학적 생물학적 가설에 입각하여 해석하면 다음과 같다.

(1) Temp 100.150\_Feb: 2월의 100 m와 150 m 수온이 미성어의 집단 크기와 양의 상관을 보인것은 Cushing (1969)에 의해 제기된 일치·불일치 가설에 의해 이해될 수 있다. 100 m와 150 m 수온의 상대적 상승은 강화된 해수의 수직혼합 또는 비교적 따뜻한 외해수의 유입 등에 의해 설명될 수 있는데 이는 영양염류의 공급을 증가시킬 뿐만 아니라 수온약층의 형성 또한 지연시킨다. 봄철 수온약층의 형성은 플랑크톤 대번식(spring bloom)을 야기하는데(Yamada et al., 2004), 늦어진 수온약층의 형성으로 인해 지연된 플랑크톤 번식이 명태 치어의 최초 섭이시점과 일치함에 따라 이들의 생존률이 증가하였을 가능성이 있다. 또한, Shida et al. (2007)은 2세 명태의 가입량과 폰카만 인근 해역의 1-2월 표층 수온이 서로 양의 상관을 가진다고 하였으며, Funamoto et al. (2014)은 동해 북부 해역에서 2월의 해양 표층 수온은 명태자원과 음의 상관을 가지며 일본의 태평양 해역에서는 양의 상관을 가진다고 하였다. 이 두 선행 연구가 100-150 m 수온이 아닌 표층 수온과 명태 가입과의 관계를 설명하였다는 부분에서는 본 연구결과와 차이를 보였으나, 시기적으로 2월의 수온이 명태의 초기 가입과 밀접한 관계가 있었다는 결론에서는 본 연구의 결과를 뒷받침하였다. 특히, Shida et al. (2007)은 비교적 따뜻한 2월의 표층 수온이 명태 자치어의 먹이공급을 원활히 하였을 것이라 주장하였는데 이는 우리의 가설과 상당부분 일치한다.

(2) Flat: 최종 모델에서 가자미류의 개체군크기는 기선저인망으로 어획된 1세와 2세 명태의 개체군크기에 대응되며 양의 상관을 보였다. 이는 미성어 명태와 가자미류가 서로 유사한 환경의 서식처를 공유하고 있을 가능성을 내포하고 있으며 기선저인망에 의해 두 어종이 함께 어획되었다는 것은 서식처 공유에 대한 가설을 뒷받침하였다.

(3) Long × Temp 150\_Oct: 본 연구에서 연승의 CPUE는 산란기 명태 성어의 상대적인 개체군크기를 의미하기 때문에 명태의 연간 산란량과 비례하고 10월의 150 m 수온의 증감은 해수의 수직혼합 또는 외해수 유입의 정도를 나타낸다고 보았다. 이 두 변수의 상호작용을 생태학적으로 해석하면, 산란 성어의 증가로 0세 명태의 초기 가입량이 증가하더라도 같은 해 10월의 150 m 수온에 의한 이들의 사망률 변동이 명태 미성어 개체군의 크기에 영향을 미친다고 볼 수 있었다. 즉, 명태의 초기 가입량이 적정수준에 이를 때 까지는 해수의 수직혼합 또는 외해수의 유입이 0세 명태의 생존률에 순기능을 하나 가입량이 한계치를 초과하게 되면 이러한 해양환경의 변화가 오히려 이들의 생존률에 악영향을 미친다는 것이다. 우리는 이러한 복합적인 상호작용이 크게 두 가지의 원인에 의해 초래되었다고 보았다.

먼저, 먹이의 공급량과 개체수의 변동에 따른 종내 경쟁을 원인으로 들 수 있다. 10월의 해양환경은 가을철 플랑크톤 대번식(fall bloom)과 관련이 있으며 특히 겨울철에 자연사망률이

높은 0세 명태는 이 시기의 영양공급이 생존률에 큰 영향을 미친다고 알려져 있다(Heintz and Vollenweider, 2010). 따라서, 영양염류가 풍부해진 가을철 해양환경의 순기능은 '(1) Temp 100.150\_Feb'의 해석과 같이 일치·불일치 가설에 의해 설명될 수 있다. 그러나 봄철에 비해 규모가 작은 가을철 플랑크톤 대번식이 이전보다 성장한 명태 미성어 집단의 전체 에너지 총요구량을 충족시키기에는 부족하였을 것이므로, 개체수의 증가가 종내 경쟁의 측면에서는 역기능을 하였을 가능성이 있다.

또 다른 가설로는 수온약층의 쇠퇴로 인한 포식압력의 증가이다. Francis and Bailey (1983)는 명태 미성어가 저서에 서식하는 명태 성어에 의한 동종포식을 피하기 위해 수온약층 상단부에 서식할 것이라고 주장하였으며 Olla and Davis (1990)는 수조 실험을 통해 명태 자치어는 수온이 비교적 따뜻한 수온약층 상단부를 선호한다고 하였다. 즉, 수계의 강화된 수직혼합으로 인한 수온약층의 쇠퇴가 먹이공급의 측면에서는 0세 명태들의 겨울철 생존률에 이로운 작용을 하였으나, 동시에 이들을 포식에 더욱 취약한 환경에 노출되게 하였을 것이다. 10월의 연직수온을 살펴보면 150 m 수층의 수온이 높을수록 수온약층이 약하게 형성되는 것을 볼 수 있는데 이로 인해 저서에 서식하는 포식자들과 0세 명태와의 접촉률이 상승하게 되어 포식에 의한 이들의 사망률이 증가된 것으로 이해될 수 있다.

모든 통계모델이 가지는 공통적인 문제는 항상 모델의 결과에 불확실성(uncertainty)이 내포되어 있다는 것이다. 이러한 불확실성에 대처하는 가장 확실한 방법은 자료의 양과 질을 향상시키는 것인데 본 연구는 이미 수집된 과거 자료를 이용하였으므로 이 문제점에 노출되어 있다. 특히 CPUE가 과학조사(survey)에 의한 것이 아닌 상업어업을 통해 수집되었으므로 이 자료가 온전히 동해 명태의 개체군크기를 대표한다고 보기에는 무리가 있으며, 또한 반응변수로 이용된 명태 미성어의 CPUE 자료의 수가 총 25개로 그 수가 적었기 때문에 모델의 결과가 자료의 변화에 민감하였다.

본 연구의 또 다른 약점은 명태 성장률의 연간 변동과 분산(variance)을 고려하지 않았다는 것이다. Park et al. (1978)에 의해 추정된 von Bertalanffy 성장식이 결정론적인 모델(deterministic model)이고, 이것을 자료가 수집된 전 년도에 걸쳐 적용한 점은 명태 성장률의 분산을 고려하지 않았을 뿐만 아니라 이들의 성장률이 매년 동일할 것이라는 다소 비현실적인 가정이 전제되어 있는 것이다. 또한 이 성장식의 추정에 이용된 명태가 상업어업으로 어획되었다는 사실은 추정치가 어획선택성에 의해 편향되었을 가능성을 제시한다. 실제로 Kooka (2012)에 의해 추정된 동해 명태의 von Bertalanffy 성장식과 Park et al. (1978)의 식을 비교한 결과, Park et al. (1978)에 의해 추정된 명태의 연령별 평균체장이 크다는 것을 확인할 수 있었다. 뿐만 아니라, Kooka (2012)의 샘플이 트롤 과학조사로 수집된 반면에, Park et al. (1978)의 샘플은 1974-1978년 동안 수산시장에서 구입된 것이고 이 기간동안 대부분의 명태 성어가 자망어

업으로 어획되었다는 어획량 기록은, 어획선택성과 과대추정치와의 관계를 더욱 의심하게 하였다.

향후 동해 명태자원에 관한 생태학적 생물학적 연구가 보충되고 체계적인 방법에 의한 자료수집이 수행된다면, 앞서 제시된 단점들이 보완되어 더욱 발전된 연구가 진행될 수 있을 것이다. 또한, 후속 연구를 통해 명태의 연령별 성장의 분산이 계산될 수 있다면, 어업별 어획물의 연령 조성과 비율을 추정하여 각 어업별 CPUE를 연령별로 보다 세밀하게 분리할 수 있을 것이다. 그러나 이와 같은 여러 한계점에도 불구하고, 우리의 결과가 통계적 분석방법에 기초하고 있으며, 다양한 통계적 검정을 통해 검토되었다는 사실은 본 연구결과의 타당성을 입증한다.

## 사 사

방대한 양의 자료를 전산화 하는데 도움을 준 이효태, 정동원, 김유창, 최수현, 최봉렬, 김병찬, 성동진, 최소희 학생과 세심한 검토를 통해 논문의 질적 수준을 향상시켜 주신 세분의 심사위원께 깊은 감사의 말씀을 드립니다. 본 연구는 부경대학교 자율창의학술연구비(2015년)의 지원아래 수행되었습니다.

## References

- Afshartous D and Preston RA. 2011. Key results of interaction models with centering. *J Stat Educ* 19, 1-24.
- Breusch TS and Pagan AR. 1979. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica* 47, 1287-1294. <http://dx.doi.org/10.2307/1911963>.
- Cook RD and Weisberg S. 1982. Residuals and influence in regression. Chapman and Hall, London, U.K., 102-156.
- Cushing D. 1969. The regularity of the spawning season of some fishes. *ICES J Mar Sci* 33, 81-92. <http://dx.doi.org/10.1093/icesjms/33.1.81>.
- Dobson AJ and Barnett A. 2008. An introduction to generalized linear models. CRC press, Boca Raton, U.S.A., 80-88.
- Duffy-Anderson J, Ciannelli L, Honkalehto T, Bailey KM, Sogard S, Springer A and Buckley T. 2003. Distribution of age-1 and age-2 walleye pollock in the Gulf of Alaska and eastern Bering Sea: sources of variation and implications for higher trophic levels. In: *The Big Fish Bang: Proceedings of the 26th Annual Larval Fish Conference*. Browman HI and Skiftesvik AB, eds. Institute of Marine Research, Bergen, 381-394.
- Francis RC and Bailey KM. 1983. Factors Affecting Recruitment of Selected Gadoids in the Northeast Pacific and East Bering Sea in: *From Year to Year*, Wooster WS, ed. A Washington Sea Grant Publication, Seattle, U.S.A., 35-60.
- Funamoto T. 2011. Causes of walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) recruitment decline in the northern Sea of Japan: implications for stock management. *Fish Oceanogr* 20, 95-103. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2419.2010.00570.x>.
- Funamoto T, Yamamura O, Kono T, Hamatsu T and Nishimura A. 2013. Abiotic and biotic factors affecting recruitment variability of walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) off the Pacific coast of Hokkaido, Japan. *Fish Oceanogr* 22, 193-206. <http://dx.doi.org/10.1111/fog.12015>.
- Funamoto T, Yamamura O, Shida O, Itaya K, Mori K, Hiyama Y and Sakurai Y. 2014. Comparison of factors affecting recruitment variability of walleye pollock *Theragra chalcogramma* in the Pacific Ocean and the Sea of Japan off northern Japan. *Fish Sci* 80, 117-126. <http://dx.doi.org/10.1007/s12562-014-0716-z>.
- Gong Y and Zhang C. 1986. The walleye Pollock (*Theragra chalcogramma*) stock in Korean waters. *Int North Pac Fish Comm* 45, 21-38.
- Heintz RA and Vollenweider JJ. 2010. Influence of size on the sources of energy consumed by overwintering walleye pollock (*Theragra chalcogramma*). *J Exp Mar Biol Ecol* 393, 43-50. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jembe.2010.06.030>.
- Hoerl AE and Kennard RW. 1970. Ridge regression: Biased estimation for nonorthogonal problems. *Technometrics* 12, 55-67. <http://dx.doi.org/10.1080/00401706.1970.10488634>.
- Hothorn T, Zeileis A, Farebrother R, Cummins C, Millo G and Mitchell D. 2015. lmttest: Testing linear regression models. R package.
- Hyun S-Y, Cadrin SX and Roman S. 2014. Fixed and mixed effect models for fishery data on depth distribution of Georges Bank yellowtail flounder. *Fish Res* 157, 180-186. <http://dx.doi.org/10.1016/j.fishres.2014.04.010>.
- Kang S, Park JH and Kim S. 2013. Size-class estimation of the number of walleye pollock *Theragra chalcogramma* caught in the southwestern East Sea during the 1970s-1990s. *Korean J Fish Aquat Sci* 46, 445-453. <http://dx.doi.org/10.5657/kfas.2013.0445>.
- Kendall A, Incze L, Ortner P, Cummings S and Brown P. 1995. The vertical distribution of eggs and larvae of walleye pollock, *Theragra chalcogramma*, in Shelikof Strait, Gulf of Alaska. *Oceanograph Lit Rev* 5, 399.
- Kim H and Yoo S. 2007. Relationship between phytoplankton bloom and wind stress in the sub-polar frontal area of the Japan/East Sea. *J Mar Syst* 67, 205-216. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmarsys.2006.05.016>.
- Kim S, Zhang C, Kim J, Oh J, Kang S and Lee JB. 2007. Climate variability and its effects on major fisheries in Korea. *Ocean Sci J* 42, 179-192. <http://dx.doi.org/10.1007/bf03020922>.
- Kim WS and Huh S. 1978. Meristic and morphometric observations on nogari and Alaska Pollack. *J Oceanol Soc* 13, 26-30.
- Kim YM. 1978. Stock Assessment of small size fishes of Alaska Pollack, *Theragra chalcogramma* (PALLAS), in the Eastern Sea of Korea. *Bull Fish Res Dev Agency* 19, 53-61.
- KODC (Korea Oceanographic Data Center). 2011. NFRDI (National Fisheries Research and Development Institute) Serial Oceanographic Observation[Internet]. Retrieved from

- [http://kocdc.nifs.go.kr/page?id=eng\\_obs\\_02\\_01](http://kocdc.nifs.go.kr/page?id=eng_obs_02_01) on March 15, 2016.
- Kooka K. 2012. Life-history traits of walleye pollock, *Theragra chalcogramma*, in the northeastern Japan Sea during early to mid 1990s. *Fish Res* 113, 35-44. <http://dx.doi.org/10.1016/j.fishres.2011.09.001>.
- Kooka K, Takatsu T, Kamei Y, Nakatani T and Takahashi T. 1998. Vertical distribution and prey of Walleye Pollock in the Northern Japan sea. *Fish Sci* 64, 686-693.
- Kutner MH, Nachtsheim CJ, Neter J and Li W. 2005. Applied linear statistical models. McGraw-Hill Irwin, New York, U.S.A., 159-170.
- McCullagh P and Nelder JA. 1989. Generalized linear models. CRC press. Boca Raton, U.S.A..
- Montgomery DC, Peck EA and Vining GG. 2015. Introduction to linear regression analysis. John Wiley and Sons, Hoboken, U.S.A., 1-66.
- Mori K, Funamoto T, Yamashita Y and Chimura M. 2012. Stock assessment and evaluation for Japanese Pacific stock of walleye pollock (fiscal year 2011) In: Marine Fisheries Stock Assessment and Evaluation for Japanese Waters (fiscal year 2011/2012). Fisheries Agency and Fisheries Research Agency of Japan, Tokyo, Japan, 419-467.
- Nishimura S. 1969. The Zoogeographical aspects of the Japan sea -Part V. *Publ Seto Mar Biol Lab* 17, 67-142.
- Olla BL and Davis MW. 1990. Effects of physical factors on the vertical distribution of larval walleye pollock *Theragra chalcogramma* under controlled laboratory conditions. *Mar Ecol Prog Ser* 63, 105-112. <http://dx.doi.org/10.3354/meps063105>.
- Park B, Hue J and Kim H. 1978. Age and growth of Alaska pollock, *Theragra Chalcogramma*, in the Eastern Sea of Korea. *Bull Fish Res Dev Agency* 20, 33-42.
- Parker-Stetter SL, Home JK, Urmy SS, Heintz RA, Eisner LB and Farley EV. 2015. Vertical Distribution of Age-0 Walleye Pollock during Late Summer: Environment or Ontogeny?. *Mar Coast Fish* 7, 349-369. <http://dx.doi.org/10.1080/19425120.2015.1057307>.
- Shapiro SS and Wilk MB. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika* 52, 591-611. <http://dx.doi.org/10.2307/2333709>.
- Shida O, Hamatsu T, Nishimura A, Suzaki A, Yamamoto J, Miyashita K and Sakurai Y. 2007. Interannual fluctuations in recruitment of walleye pollock in the Oyashio region related to environmental changes. *Deep-sea Res Pt II* 54, 2822-2831. <http://dx.doi.org/10.1016/j.dsr2.2007.09.001>.
- Smart T, Siddon E and Duffy-Anderson J. 2013. Vertical distributions of the early life stages of walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) in the Southeastern Bering Sea. *Deep-sea Res Pt II* 94, 201-210. <http://dx.doi.org/10.1016/j.dsr2.2013.03.030>.
- R Core Team. 2013. R: A language and environment for statistical computing. Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Winter AG and Swartzman GL. 2006. Interannual changes in distribution of age-0 walleye pollock near the Pribilof Islands, Alaska, with reference to the prediction of pollock year-class strength. *ICES J Mar Sci* 63, 1118-1135.
- Yabuki K and Honda S. 2005. Stock assessment of Japanese Pacific Population of walleye pollock in 2003. In: Assessments of fishery stocks in the Japanese Waters. Fisheries Agency and Fisheries Research Agency of Japan, Tokyo, Japan, 304-339.
- Yamada K, Ishizaka J, Yoo S, Kim H and Chiba S. 2004. Seasonal and interannual variability of sea surface chlorophyll a concentration in the Japan/East Sea (JES). *Prog Oceanogr* 61, 193-211. <http://dx.doi.org/10.1016/j.pocean.2004.06.001>.
- Yamamura O, Honda S, Shida O and Hamatsu T. 2002. Diets of walleye pollock *Theragra chalcogramma* in the Doto area, northern Japan: ontogenetic and seasonal variations. *Mar Ecol Prog Ser* 238, 187-198. <http://dx.doi.org/10.3354/meps238187>.
- Zhang CI and Gong Y. 2005. Effect of ocean climate changes on the Korean stock of Pacific saury, *Cololabis saira* (BREVOORT). *J Oceanogr* 61, 313-325. <http://dx.doi.org/10.1007/s10872-005-0042-2>.
- Zhang CI, Lee JB, Kim S and Oh J. 2000. Climatic regime shifts and their impacts on marine ecosystem and fisheries resources in Korean waters. *Prog Oceanogr* 47, 171-190. [http://dx.doi.org/10.1016/s0079-6611\(00\)00035-5](http://dx.doi.org/10.1016/s0079-6611(00)00035-5).