

北 水 試 研 報
Sci. Rep.
Hokkaido Fish.Res.Inst.

CODEN:HSSHEE
ISSN : 2185-3290

北海道水産試験場研究報告

第 78 号

SCIENTIFIC REPORTS OF HOKKAIDO FISHERIES RESEARCH INSTITUTES No.78

北海道立総合研究機構水産研究本部

北海道余市町

2010年9月

Hokkaido Research Organization
Fisheries Research Department

Yoichi, Hokkaido, Japan

September, 2010

平成22年4月から、北海道立試験研究機関の独立行政法人化に伴い、北海道立水産試験場は地方独立行政法人北海道立総合研究機構のもとで再出発いたしました。

これまでの「北海道立水産試験場研究報告」(ISSN:0914-6830)は、「北海道水産試験場研究報告」(ISSN:2185-3290)として今後発刊して参ります。

また、北海道立総合研究機構水産研究本部の水産試験場は次の機関をもって構成されており、北海道水産試験場研究報告は、これらの機関における研究業績を登載したものです。

From April, 2010, the Hokkaido fisheries experiment station made a fresh start under the local independent administrative agency, the Hokkaido Research Organization, with the establishment of a new organization comprising former research institutes in Hokkaido Prefecture.

The previously published "Scientific reports of Hokkaido Fisheries Experiment Station" (ISSN:0914-6830) will be republished as "Scientific reports of Hokkaido Fisheries Research Institutes" (ISSN:2185-3290) in future.

In addition, the Fisheries Research Department of the Hokkaido Research Organization will now comprise the following seven local Fisheries Research Institutes. The study achievements of these institutes will be published in the "Scientific reports of Hokkaido Fisheries Research Institutes".

地方独立行政法人 北海道立総合研究機構 水産研究本部

(Local Independent Administrative Agency
Hokkaido Research Organization
Fisheries Research Department)

中央水産試験場
(Central Fisheries Research Institute)

046-8555
余市郡余市町浜中町238
(Yoichi, Hokkaido 046-8555, Japan)

函館水産試験場
(Hakodate Fisheries Research Institute)

042-0932
函館市湯川町1-2-66
(Yunokawa, Hakodate, Hokkaido 042-932, Japan)

釧路水産試験場
(Kushiro Fisheries Research Institute)

085-0024
釧路市浜町2-6
(Hama-cho, Kushiro, Hokkaido 085-0024, Japan)

網走水産試験場
(Abashiri Fisheries Research Institute)

099-3119
網走市鱒浦1-1-1
(Masuura, Abashiri, Hokkaido 099-3119, Japan)

稚内水産試験場
(Wakkanai Fisheries Research Institute)

097-0111
稚内市末広4-5-15
(Suehiro, Wakkanai, Hokkaido 097-0001, Japan)

栽培水産試験場
(Mariculture Fisheries Research Institute)

051-0013
室蘭市舟見町1-156-3
(Funami-cho, Muroran, Hokkaido 051-0013, Japan)

さけます・内水面水産試験場
(Salmon and Freshwater Fisheries Research Institute)

061-1433
恵庭市北柏木町3-373
(Kitakashiwagi-cho, Eniwa, Hokkaido
061-1433, Japan)

北海道水産試験場研究報告

第78号

目 次

山口宏史

標本誤差による不確実性を考慮した資源管理方策評価方法の開発（英文）…………… 1

星野 昇

北海道日本海におけるマダラの資源状態について…………… 41

星野 昇

後志北部海域沿岸におけるイカナゴ稚魚漁業の特徴について…………… 51

櫻井 泉, 小野 勲, 石田英雄

ガラモ場造成におけるウガノモク幼体着生用基質の設置条件に関する研究…………… 59

品田晃良, 多田匡秀, 西野康人, 川尻敏文

能取湖における貧酸素水塊の分布特性（短報）…………… 69

佐藤 充, 澤村正幸, 三橋正基

2005・2006年夏期に北海道南部～東北沿岸海域に分布したスルメイカの発生時期について（短報）…………… 73

（2010年9月）

SCIENTIFIC REPORTS OF HOKKAIDO FISHERIES RESEARCH INSTITUTES

No.78

CONTENTS

Hiroshi YAMAGUCHI

Development of stock management evaluation procedure incorporating
uncertainty from sampling error 1

Noboru HOSHINO

Evaluation of Pacific cod(*Gadus macrocephalus*) stock in the Sea of Japan off Hokkaido. 41

Noboru HOSHINO

Characteristics of juvenile sand eel(*Ammodytes personatus*) fishing in the north coastal waters off Shiribeshi,
Hokkaido. 51

Izumi SAKURAI, Isao ONO and Hideo ISHIDA

Construction of *Cystoseira hakodatensis* seaweed beds: study of optimal placement
conditions for epiphytic substrata 59

Akiyoshi SHINADA, Masahide TADA, Yasuto NISHINO and Toshifumi KAWAJIRI

Spatial distribution of hypoxic water in Lake Noto (Short paper) 69

Toru SATO, Masayuki SAWAMURA and Masaki MITSUHASHI

Hatching dates of the Japanese common squid,*Todarodes pacificus*, in the coastal waters of southern
Hokkaido and Tohoku in summer 2005 and 2006 (Short paper) 73

(September, 2010)

Development of stock management evaluation procedure incorporating uncertainty from sampling error (標本誤差による不確実性を考慮した資源管理方策評価方法の開発)*¹

Hiroshi YAMAGUCHI*²

Uncertainty is a central assignment of fish stock management. This study developed the stock management evaluation procedure incorporating uncertainty to provide the useful information for the members participating stock management. To evaluate stock management candidates, 30-year population dynamics, including uncertainties, were simulated. Errors in current stock size estimation by bootstrap methods, variability in future recruitment, and changes in future fishing mortalities were incorporated. The evaluation of stock management candidates were conducted through four axes performance indexes. The efficiency of the simulation model was examined through its application to real stock. The walleye pollock *Theragra chalcogramma* stock and the pointhead flounder *Cleisthenes pinetorum* stock were selected for simulation model. The ratios of measurement errors in abundance estimates were relatively small in both stock and the ratios were 1% to 59 %. The evaluation of stock management candidates were shown the similar tendency in both stock application. The severe regulation candidates were more effective than loose regulation candidates in the conservation performance. The utilization performance obtained in both stock showed their evaluation were different with differing period length. A quantitative evaluation procedure including the uncertainties from sampling error was developed in this study. This procedure could enrich discussions of the effects of a variety of management actions when stakeholders are considering various requirements of the stock.

KEY WORDS : management procedure, simulation, uncertainty, sampling error, walleye pollock, pointhead flounder.

Chapter 1

General Introduction

Fishery science has an important role to support world food supply. Fish contribute a significant amount of animal protein to the diets of people worldwide¹⁾, and stock management is a science-based method for sustainable use of natural fish stocks²⁾. The concept of sustainable development, a typical stock management objective, was first proposed in the early 1930s³⁾. The famous maximum sustainable yield (MSY) theory is a basic concept describing sustainable development of fishery, and is based on stock yield and fishing effort (Schaefer⁴⁾).

Studies on MSY-based stock management began decades ago^{3,5)}. Despite the availability of such

management tools, many of the world' s fish stocks have been characterized as seriously depleted or in danger of depletion⁶⁻¹⁰⁾ with global catches declining since late 1980' s¹¹⁾. Many of the same stock abundance categorizations have been reported for some Japanese fish stocks¹²⁾. Fish stocks need to be properly managed, if their contribution to the nutritional, economic, and social well-being of the growing world' fs population is to be sustained¹³⁾.

Since the adaptation of the Rio Declaration on Environment and Development in 1992, the concept of sustainable development has become more widely recognized in the field of stock management¹⁴⁾. The Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO) Code of Conduct for Responsible Fisheries (CCRF) released in 1995 stated that fisheries

benefits should belong to people throughout the world, including both present and future generations, and fisheries should be conducted in a responsible manner¹⁵⁾. The CCRF was the first document to define formally a precautionary approach to fish stock management and to suggest its application to fisheries.

Moreover, the CCRF referred to a relationship between the precautionary approach and uncertainty, and Article 7.5 of the CCRF includes the statement: "In implementing the precautionary approach, states should take into account, *inter alia*, uncertainties relating to the size and productivity of the stocks, reference points,..."¹⁶⁾.

Uncertainty is a key element of fish stock management¹⁷⁾, and was defined as "the incompleteness of knowledge about the state or process of nature"¹⁸⁾. Uncertainties are placed into five error categories: (i) measurement error in observed quantities; (ii) process error in the underlying stochasticity of population dynamics; (iii) model error in the mis-specification of model parameter values; (iv) estimation error resulting from any of the above uncertainties and/or inaccuracy and imprecision in estimated model parameters; and (v) implementation error resulting from variability in the implementation of management policies¹⁹⁾.

Fisheries managers often choose among alternative actions in an effort to achieve the desired social, economic, and biological objectives¹⁷⁾. In general, managers utilize information about current stock status and potential stock productivity that is provided by scientists. However, scientific information may include many uncertainties, and stock assessment uncertainties lead to risk in decision-making¹⁷⁾.

Since the complete removal uncertainties from scientific information is impossible, managers are required to make decisions in uncertain circumstances. Addition this, government generally has the role of decision maker, the reasons for reaching a decision should be available to the taxpayer. Quantification of the probability of management success and the relative risks between alternative actions is desirable. Such quantifications can enable disclosure to stakeholders and taxpayers how stock management decisions have been conducted face to uncertainties.

Various kinds of stakeholders, such as fishers, consumers, and industry members, may be active

participants in stock management. Stakeholders often disagree about the desirable goals of stock management. Building consensus among stakeholders is important for achieving sound stock management because the practice of management plan is conducted by fishers who are included as stakeholders. Furthermore from the viewpoint of concept of stock management as making a decision among various desires, consensus building among stakeholders is an important part of stock management. The quantification of uncertainties about stock status and stock forecasts by scientists can help build consensus among stakeholders. As mentioned above, the consideration of uncertainty has become an important part of the fisheries management decision making process²⁰⁾.

Computer simulations have been used for considering uncertainties in fish stock management since the 1990s. The Revised Management Procedure (RMP), developed by the Scientific Committee of the International Whaling Commission (IWC)²¹⁾, led to the development of a simulation methodology. The energetic work of the IWC has been applied not only to cetaceans but also to fish population management, especially in South Africa^{22,23)} and Australia^{24,25)}, and to the tuna stocks managed by the International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas (ICCAT)^{26,27)}. Most of these studies have used operating models that include various types of uncertainties and simulated fish populations on computers to evaluate management procedure performance, assessment precision, or sensitivity to population parameter estimates. Operating model can be used for developing more robust management procedures. However, it has not been well established and still relying on a trial and error process, especially in the specifications within the simulation models, the evaluation of the simulation results, and the criteria for selection of the most appropriate management action from the various simulation model outputs^{28,29)}.

In spite of the development of the simulation method, uncertainty has not been still well considered in the stock management procedures for a large part of the fisheries. The Japanese Fisheries Agency assesses 42 species and 80 stocks every year³⁰⁾. Although 27 of those assessments refer to

the uncertainty of stock management, only 16 use a simulation method. Furthermore, only one of the 16 simulation-modeled stock assessments considers estimation error uncertainty (type iv mentioned above). The other 15 assessments consider only variability in future recruitment, i.e., a process error within population dynamics uncertainty (type ii). Room is still left for improvement in the amount of consideration of uncertainties in the management of Japanese fisheries³⁰⁾.

Although measurement error uncertainty (type i) is obviously exist in stock assessment, studies on this uncertainty was not found. Stock assessment is based on sample measurements, such as body length, body weight, and aging from commercial landed fish. It is difficult to measure sufficiently large samples because of the limitations in personnel numbers and/or budget. Although some measurements such as the body weight would have large individual variations, the small sample contrasted to the whole catch includes a large sampling error. To collect a random sample from a landed catch, much effort could be invested in sample planning and data manipulation. For example the fish sampling of landed fish was planned by a stratified sampling scheme in many cases; however, such sampling plans can be largely affected by poor or inconsistent landings, short fishing periods, and weather conditions. Furthermore it is difficult to conduct a sampling on target time or amount when daily fish landings varied or externally short fishing period. Thus, estimators from measurement of the samples always face to large sampling error.

For stock management, it is preferable to compare in future stock status from management candidates. Stock forecasts are based not only on the current stock size, but also on a stock-recruitment relationship and/or a fishing mortality coefficient, and those quantities are affected, directly or indirectly, by sampling error. While there may be several sources of errors in fish stock assessment, only sampling errors have room for improvement in reality. Thus, evaluation of sampling errors would help for considering the uncertainty within stock management.

In general, the process of estimating a fish stock quantity from sampling data is complex. A bootstrap method³¹⁾ can be used for such a complex data

collecting procedure. This method simply describes a sequence of calculations that incorporates re-sampling idea into the calculation sequence. Using this method, sampling errors in commercial fish landings can be quantified; thereby allowing evaluation of other errors, such as those in catch at age data or those in stock abundance estimates.

Stock management plan is built upon current stock status estimates. The consideration of uncertainty about the estimated current stock size in stock management planning is expected to reduce the risk of making a wrong choice of management actions and to add details to explanations of decision-making process. Simulation models are useful for assessing management actions.

The application of simulation studies to real stocks would reveal the efficiency of the simulation model. As adaptation to real stock, the walleye pollock *Theragra chalcogramma* stock in the northern waters of the Sea of Japan (WPNJ) and the pinthead flounder *Cleisthenes pinetorum* stock in the northern Sea of Japan and the Sea of Okhotsk (PFJO) were selected for simulation model. The WPNJ stock is at a low level of abundance and one of the stocks was managed by total allowable catch (TAC) and a detailed monitoring procedure was conducted. On the other hand, the PFJO stock is at a relatively high level of abundance and commercial landings are restricted by fish size. Thus, simulation model efficiency could be tested from several viewpoints using these two differently managed stocks.

In this study, a simulation model that incorporated uncertainty from sampling errors and other types of uncertainties was developed in order to provide useful information for fish stock managers who make a choice among alternative management activities. In chapter 2, the methods of evaluating errors of virtual population analysis (VPA) abundance estimates were discussed. In chapter 3, the evaluation procedure that incorporates uncertainty from sampling error and other type of uncertainties were developed and performance indices were introduced to evaluate the management candidates face to various types of uncertainties. Also, the efficiency of the simulation model was examined through its application to two stocks of different status. In chapter 4, the WPNJ stock was analyzed using

the simulation model and management candidates involving the reduction of fishing pressures were evaluated. In chapter 5, the simulation model was applied to the PFJO stock to assess mesh size related management candidates. Based on the results in those chapters, the general performance of the simulation model and the role of simulation in producing effective scientific advice are discussed in chapter 6.

Chapter 2

The method of quantifying the error of VPA abundance estimates

2.1 Introduction

Fish stock abundances are commonly estimated by many management agencies to provide scientifically-based stock management recommendations³²⁾. When management decisions are based on quantitative estimates from assessment models, the uncertainty should be quantified³³⁾. Overestimation of abundance can lead to the risk of stock declines. By contrast, underestimation can lead to loss of potential harvest opportunities. Thus, accurate and precise stock abundance estimates is essential for sound and efficient stock management.

The many methods of stock abundance estimation have been developed. The quantifying error of abundance estimate was established in various methods. For example, the Delury method applies a simple liner regression to the catch per unit effort (CPUE) decrease as the cumulative catch increase and estimate initial stock abundance^{34,35)}. The error of estimated abundance can be calculated by a general statistics approach^{36,37)}. The production model estimates model parameters and stock biomass with yield data and CPUE^{38,39)}. The parameter estimation in the production model used nonlinear least squares or maximum likelihood estimation. Thus the error of estimated stock biomass can obtained by a general statistical approach. VPA^{40,41)} has been widely applied to estimate the abundance of commercial fish stocks since its development⁴²⁾. The methods of quantifying the error of abundance estimates have been studied. However the method of quantifying the error of VPA is more complex than the other two methods because

VPA needs more information than the other two methods.

In this chapter shows a method to quantify the error of abundance estimates by VPA.

2.2 The VPA procedure

VPA estimates stock numbers with terminal F , which is the coefficient of fishing mortality at largest age in the latest year, with natural mortality rate M and with catch at age data.

Catch at age calculation

The catch number calculation process is described as follows;

First, getting fish sample from all commercial size categories in an area in some period and measuring biological features such as body length, body weight, age, and so on. Second, catch at age data in a sampling area at the period were calculated as

$$C_{i,k,t,a,j} = P_{i,s,t,a,j} \cdot \frac{Y_{s,t,a,j}}{w_{s,t,a,j}} \quad (2.1)$$

where $C_{i,s,t,a,j}$ and $P_{i,s,t,a,j}$ are the catch and the proportion of age i fish in all sampled fish respectively, in commercial size category s , in time t , and landed place a in year j .

$Y_{s,t,a,j}$ and $w_{s,t,a,j}$ are the yield in weight and the average weight of sampled fish, respectively in commercial size category s , in time t , landed place a in year j .

Finally, catch at age i for the whole stock is obtained by summing those from each divided catch numbers as;

$$C_{i,j} = \sum_s \sum_t \sum_a C_{i,s,t,a,j} \quad (2.2)$$

Stock numbers estimation

Stock numbers dynamics are described as

$$N_{i,j} = N_{i+1,j+1} e^{M_i + F_{i,j}} \quad (2.3)$$

The coefficient of fishing mortality $F_{i,j}$ can be computed as

$$F_{i,j} = -\ln \left(\frac{N_{i,j}}{N_{i+1,j+1}} \right) - M_i \quad (2.4)$$

In general, one needs to assume that fishing mortality in the oldest age and latest year for estimating stock numbers in analytical solutions. For example, the fishing mortality in the oldest age class was assumed to be equal to in the second oldest age class.

$$F_{1,j} = F_{2,j} \quad (2.5)$$

For example, the fishing mortality in latest year is assumed to the average former years

$$F_{i,j} = \frac{1}{n} (F_{i,j-1} + F_{i,j-2} + \dots + F_{i,j-n}) \quad (2.6)$$

Given the initial value to the fishing mortality coefficient in the oldest age in the latest year $F_{i,j}$, stock numbers and the fishing mortality coefficients in all age in all year were calculated. Finally, searching $F_{i,j}$ to satisfy equation (2.5), the final estimators of N s and F s were obtained.

2.3 The review of quantifying error of VPA abundance estimates method

Some reports have examined the effect of various errors separately^{43,44}. Pope⁴³ provided a theoretical solution to evaluate the precision of abundance estimates by VPA in a year class as follows

$$\begin{aligned} \text{var}(N_i) = & \text{var}(C_i) \exp M + (\text{var}(C_{i+1}) \exp(3M)) \\ & + \dots + \left(\text{var}(C_t) \left(\frac{\exp(2(t-i)M)(F_t + M)^2}{F_t^2} \right) \right) \end{aligned} \quad (2.7)$$

where N_i is the abundance at age i , C_i is the catch at age i , M is the instantaneous coefficient of natural mortality, C_t is catch at terminal age t , and F_t is the instantaneous coefficient of fishing mortality at terminal age t .

Equation (2.7) assumed that the other parameters of VPA were exact and did not incorporate the variations in the terminal fishing mortality (F_t), while the current VPA method does not fix F_t .

On the other hand, Prager and MacCall⁴⁵ evaluated the effects of simultaneous errors in the input parameters and also evaluated the effects of sampling errors on the estimates. They gave analytical solutions using the delta method.

The variance of catch number at age i in year j was calculated as

$$\text{var}[C_{i,j}] = C_j^2 \cdot p_{i,j} \cdot q_{i,j} / n_j \quad (2.8)$$

where $P_{i,j}$ was the proportion of aged fish belong to age class i . $q = 1 - p$ In this equation, the proportions in the different age classes are distributed multinomially.

The variance of population number estimate provided as

$$\begin{aligned} \text{var}[B(x)] \approx & \sum_{k=1}^r \text{var}[x_k] \cdot (\partial B / \partial x_k)^2 \\ & + 2 \sum_{k < l} \text{cov}[x_k, x_l] \cdot (\partial B / \partial x_k) \cdot (\partial B / \partial x_l) \end{aligned} \quad (2.9)$$

where the function B was the population number estimate and x_k and x_l were usual needed for VPA.

To evaluate the precision of population estimates using the delta method, auxiliary parameters or assumptions about the standard errors of catches and terminal fishing mortality should be incorporated⁴⁶.

Numerical simulation provides an alternative approach to evaluate the error of VPA estimates. Some papers have used this method, but these studies were generally aimed at examining the performance of management procedures^{25,32} or the variance of recruitment⁴⁷ rather than examining the precision of the abundance estimates from VPA.

2.4 The boot strap procedure

The bootstrap method³¹ is often applied in statistical fields to quantify uncertainty. In fishery science, the bootstrap procedures were widely used in the genetic sciences⁴⁸⁻⁵⁰ but few in stock assessment⁵¹⁻⁵⁴.

Bootstrap method is a set of procedure with data generate and evaluation. Bootstrap method first generate data called “bootstrap sample” by “resampling” which is the sampling from the original data permitting replications. Normally the sample size of the bootstrap sample is equal to the original sample size.

A general procedure for evaluation of parameter θ is as follows:

- 1) Generate B independent bootstrap samples $\mathbf{x}_i (i=1, 2, \dots, B)$ each consisting of n data drawn randomly with replication from the original sample;

$$\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_b, \dots, \mathbf{x}_B$$

$$\mathbf{x}_b = \begin{pmatrix} x_{b,1} \\ x_{b,2} \\ \vdots \\ x_{b,n} \end{pmatrix} \quad (2.10)$$

- 2) Calculate the bootstrap replicate of the parameter or $\hat{\theta}_b$ statistic for each of the b bootstrap samples, \mathbf{x}_b .

$$\hat{\theta}_b = f(\mathbf{x}_b) \quad (2.11)$$

- 3) Estimate the interest quantities from B calculated parameter or statistic $\hat{\theta}_b$

For example, the mean of θ the bootstrap replicates of , which is the bootstrap estimate of statistic θ , θ_b is calculated as

$$\bar{\theta}_b = \frac{\sum_{b=1}^B \hat{\theta}_b}{B} \quad (2.12)$$

The bootstrap estimation is useful where the sampled population cannot be adequately expressed by a simple probability function, and especially where the underlying population distribution is unknown.

Various sources of errors are included in VPA, such as errors in fishing mortality, natural mortality, catch statistics and so on. Especially in the catch at age data, which are the most essential catch statistics in VPA, various kinds of sampling errors would be largely included because of the large deviations of body weight and small samples contrasted to the whole catch. These may create large errors in VPA estimates. While there may be several sources of errors, only the sampling errors have a room for improvement in reality. The current study focuses on the sampling error of catch at age data from sampled fish in markets that are fished by commercial fisheries and quantified the influence of sampling error on VPA estimates under the current monitoring procedure. In general, the process of data collection and calculation of catch at age from commercial fisheries is complex and in many cases, the distribution of population is unknown or sample may not be expressed by a simple probability function. Bootstrap method is suitable for quantifying the error of VPA abundance estimates.

2.5 Quantifying error of VPA abundance estimates by boot strap procedure

A non-parametric bootstrap method was applied to all data of measurements (the set of age, weight, and length of the fish) in every fish sample from the commercial landings.

Measurements data is described as

$$\mathbf{F} = \begin{bmatrix} D_{1,1} & D_{1,2} & \cdots & D_{1,\omega} \\ \vdots & D_{q,e} & \cdots & \vdots \\ \vdots & \cdots & \ddots & \vdots \\ D_{n,1} & \cdots & \cdots & D_{n,\omega} \end{bmatrix} \quad (2.13)$$

where $D_{q,e}$ is the data of e -th measurement of q -th fish in the fish sample.

Bootstrap resampling applied to the set of fish measurements and bootstrap sample as:

$$\mathbf{B}_k = \begin{bmatrix} D_{1^*,1} & D_{1^*,2} & \cdots & D_{1^*,\omega} \\ \vdots & D_{q^*,e} & \cdots & \vdots \\ \vdots & \cdots & \ddots & \vdots \\ D_{n^*,1} & \cdots & \cdots & D_{n^*,\omega} \end{bmatrix} \quad (2.14)$$

where q^* is a number which is chosen randomly from 1 to n and k is the iteration number ($k = 1, 2, \dots, K$)

K set of bootstrap samples were produced from each fish sample. K catch at age data sets were obtained from the bootstrap samples as the replication of fisheries' monitoring procedures, which computes the catch number from fish sample measurements.

A total 1000 estimate of stock size at age for all calculate years were calculated by VPA from catch at age data set obtained by the bootstrap procedure. Evaluate the stock size error through applying a statistical method to K stock sizes at age.

Chapter 3

The simulation model

To evaluate variations in future population and fisheries dynamics, population forecast model, which includes errors in stock size estimates, recruitment variability and variability in future fishing mortality was developed.

3.1 Population dynamics

Population dynamics is described as equation (2.3). Equation (2.3) can describe using matrix as

$$\mathbf{N}_{j+1} = \mathbf{P} \cdot \mathbf{S} \cdot \mathbf{N}_j + \mathbf{R}_{j+1} \quad (3.1)$$

where \mathbf{N}_j is the stock number in year j .

$$\mathbf{N}_j = \begin{bmatrix} N_{1,j} \\ N_{2,j} \\ \vdots \\ N_{l,j} \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

and $N_{i,j}$ ($i=1,2,\dots,l$) is the stock number in class i in year j . The succession matrix which shows the probability of fish in class l in a year belongs to class K in the next year; $\mathbf{P}=\{p_{l,K}\}$ is described as

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P_{1,1} & P_{1,2} & \dots & P_{1,I} \\ P_{2,1} & P_{2,2} & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ P_{I,1} & \dots & \dots & P_{I,I} \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

In the age-based model, $P_{i+I,i}=1 (i=1, 2, \dots, I)$ and the other elements are equal to zero i.e.

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & 0 & 1 & 0 & \vdots \\ \vdots & \dots & 0 & \ddots & 0 \\ \vdots & \dots & \dots & 0 & 1 \\ 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

The survival matrix \mathbf{S} is described as

$$\mathbf{S}_j = \begin{bmatrix} S_{1,j} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & S_{2,j} & \dots & \dots \\ \vdots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & S_{I,j} \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

where $S_{i,j} (i=1,2,\dots,I)$ is the survival rates described as

$$S_{i,j} = e^{(-M_i - F_{i,j})}$$

where M_i is the coefficient of natural mortality at age i . $F_{i,j}$ is the coefficient of fishing mortality at age i in year j . The recruitment \mathbf{R}_j is described as

$$\mathbf{R}_j = \begin{bmatrix} R_{1,j} \\ R_{2,j} \\ \vdots \\ R_{I,j} \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

In the age-based model; $R_{i,j}=N_{i,j}$,

$R_{i,j}=0 (i=2, 3, \dots, I)$ i.e.

$$\mathbf{R}_j = \begin{bmatrix} N_{1,j} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.7)$$

The details of recruitment are mentioned in later chapters.

Abundance estimation procedures

Estimation procedures are different between age-based model (VPA) and length-based model (LPA). VPA estimate procedure has described in chapter 2.

LPA estimates stock numbers and model parameters, which yearly fishing strength and the

selectivity of length class fished, with minimizing the residuals sum of squares (RSS) between the observed catch numbers and the estimated catch numbers. The coefficient of fishing mortality at length class i in year j is described as;

$$F_{i,j} = f_j \times s_i \quad (j=1, 2, \dots, J; i=1, 2, \dots, I) \quad (3.8)$$

where f_j is the yearly fishing strength and s_i is the selectivity of length class i fish caught. Both f_j and s_i are the parameter of LPA.

The estimated catch number at length class i in year j $\hat{C}_{i,j}$ is computed as;

$$\hat{C}_{i,j} = \hat{N}_{i,j} \frac{F_{i,j}}{(F_{i,j} + M_i)} (1 - e^{(-M_i - F_{i,j})}) \quad (3.9)$$

Parameter estimation is estimated using nonlinear least squares method that minimized the RSS .

$$RSS = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I (\hat{C}_{i,j} - C_{i,j})^2 \quad (3.10)$$

As mentioned above the both population estimation procedures, VPA and LPA have the same procedure from data collection to estimate stock number, although final estimation technique is different. The point estimations were calculated from both VPA and LPA from catch numbers. The estimation errors for both VPA and LPA procedures were evaluated by a non-parametric bootstrap method applied to describe in Chapter 2.

3.2 Population forecast model

Stock size for initial value

The bootstrap method was applied to the data for all sampled fish measurements (the set of age, weight, and length of the fish) in every sample. All 1000 set of bootstrap samples were produced from each set of sample in all years, and each bootstrap sample set has the same number of fish measurements as the raw set of sample. One thousand catch at age/length class data sets were obtained from the set of bootstrap samples as the replication of the fisheries' monitoring procedures.

A total 1000 estimates of stock size at class and fishing mortality at class, in all years were calculated by population estimate model from catch at class data set obtained by the bootstrap procedure. These

estimates are used as the initial values, where the population forecast is start at, in the population dynamics and recruitment forecasts.

Population estimates performance

Performance index

In total, 1000 abundances were calculated by estimation procedures (VPA or LPA) from the catch at class data set obtained by the bootstrap procedure.

The relative deviations in the population estimates were calculated as;

$$RD_{i,j,k} = \frac{N_{i,j,k}^* - \hat{N}_{i,j}}{\hat{N}_{i,j}} \quad k=1, \dots, K \quad (3.11)$$

where $RD_{i,j,k}$ is the relative deviation of an estimate at class i in year j , which is calculated from an point estimate, $\hat{N}_{i,j}$, and from the k -th bootstrap sample, $N_{i,j,k}^*$. The confidence intervals of the point estimate were computed using Efron's bias-corrected percentiles, which can remove the effect of the bias and skewness caused by the resampling⁵⁵⁻⁵⁷. The bias-corrected percentiles were computed as follows:

1. A constant Z_0 is calculated to be the probit transform of Fr :

$$Z_0 = \Phi^{-1}(Fr) \quad (3.12)$$

where Φ^{-1} is the inverse, standard cumulative normal distribution, and Fr is the ratio for the case that $RD_{c,j,k}$ is negative.

2. The bias-corrected upper and lower limits for $1-\alpha\%$ confidence intervals were calculated as:

$$\begin{aligned} P_{\text{lower},\alpha} &= \Phi(2Z_0 - t_\alpha) \\ P_{\text{upper},\alpha} &= \Phi(2Z_0 + t_\alpha) \end{aligned} \quad (3.13)$$

where Φ is the cumulative normal distribution function, and t_α is the critical value from the inverse normal curve for $(1-\alpha)\%$ confidence intervals.

3. The upper and lower bounds of $(1-\alpha)\%$ bias-corrected confidence intervals (BCCI) were set as the $P_{\text{upper},\alpha}$ and $P_{\text{lower},\alpha}$ percentile of RD s.

The performance of population estimation procedures were evaluated from 80% BCCI and 50% BCCI.

Magnitude of effect of sampling error on population estimates

The abundance estimates include the process error, caused by the estimation procedure, and the measurement error caused by the estimated catch number from samples. Retrospective analysis is a tool for evaluating the magnitude of model error⁵⁸. The retrospective analysis is the method to evaluate the trends in estimated abundance over time with dropping the recent data sequentially and estimating abundance with left data. A total 1000 retrospective analysis for 5 years were applied to 1000 abundance estimates from catch at class data set obtained by the bootstrap procedure. One-way analysis of variance (ANOVA) was conducted to the output from retrospective analysis for separating the process error and the measurement error. The measurement error is explained as the effect of sampling error on abundance estimates in this study.

Stock numbers and biomass

Stock numbers can be calculated using population dynamics equations (eq. 2.3 or eq. 3.1) from the initial stock values.

The biomass in year j from the k th data set $B_{j,k}$ was calculated as

$$B_{j,k} = \sum_i N_{i,j,k} \cdot w_i \quad (i=1,2,\dots,I) \quad (3.14)$$

where w_i was the average body weight at class i .

The spawning biomass was calculated as

$$SB_{j,k} = \sum_{i=1}^I (N_{i,j,k} \cdot mr_i \cdot w_i) \quad (3.15)$$

where $SB_{j,k}$ was the spawning biomass in year j from the k -th data set mr_i , and w_i are the maturity rate in spawning season and the average body weight respectively at class i .

Recruitment

To simulate recruit variability, the future recruits are estimated by a non-parametric procedures. Kimoto *et al.*⁵⁹ proposed a non-parametric stock-recruitment model, which was combination of the modified Marcov Matrix. It is described briefly as;

$$R = \begin{cases} r_1 z & \nu = 1 \\ (r_2 - r_1)z + r_1 & \nu = 2 \\ (r_3 - r_2)z + r_2 & \nu = 3 \\ (R_{\max} - r_3) \left(-\frac{\ln(z)}{\lambda} \right) & \nu = 4 \end{cases} \quad (3.16)$$

where z is a random number from uniform distribution between 0 and 1. r_n is the interval limits of recruitment from recruitment-spawning biomass relationship. R_{\max} is the maximum number of recruitment. ν is the spawning biomass level from recruitment-spawning biomass relationship. λ is a constant and used 3.16⁵⁹⁾. This method calculates the number of recruitment depending on the level of spawning biomass.

The other approach to calculate the future number of recruitment is using product of spawning biomass and a random chosen number of recruit per spawning biomass (RPS)¹²⁾.

The number of recruit in year y from k th data set $R_{y,k}$ is calculated as

$$R_{y,k} = RPS_{j^*,k} \cdot SB_{y,k} \quad (3.17)$$

where $RPS_{j^*,k}$ was the randomly chosen RPS in year j^* from a set of RPS values calculated from the k th data set. j^* is a randomly chosen year from past years ($j=1,2, \dots, J$).

Future fishing mortality

Future fishing mortality and catch at class c was simulated as follows.

The management scenarios were tested as the regulating future fishing mortality in the simulation model. The future fishing mortality coefficient at class i that determines catch at class i is calculated as

$$FF_{i,y,k} = F_{i,j^*,k} \times RR_{i,y} \quad (y=1,2, \dots, Y) \quad (3.18)$$

where $RR_{i,y}$ is the ratio of regulation at class i in year y determined from the selected management scenario. Fishing mortality in first forecast year used those in the latest value of initial value because of a time lag between assessment and implementation of regulation.

Fishing mortalities in first forecast year ($y=1$) were set equal to those in the latest year in the stock assessment (year J : called the current year) because of a time lag between assessment and implementation of regulation⁶⁰⁾.

$$FF_{i,y,k} = FF_{i,J,k} \quad y=1 \quad (3.19)$$

Catch numbers

The future catch at class i is calculated as

$$C_{i,j,k} = N_{i,j,k} \frac{FF_{i,j,k}}{(FF_{i,j,k} + M_i)} (1 - \exp(-FF_{i,j,k} - M_i)) \quad (3.20)$$

where $C_{i,j,k}$ is catch at class i in year j from the k -th data set, and $FF_{i,j,k}$ is the fishing mortality coefficient at class i in year j from the k -th data set.

Management scenarios

Testing management scenarios were expressed as ratio of fishing mortality regulation from the current fishing mortality estimated by the population number estimation procedures. Simulation without suppression of fishing mortality, referred to as current fishing mortality (CFM).

3.3 Performance measurements

Performance measurements are set for evaluating the validity of management procedures. Four main performance measurement indicators were used: conservation performance, utilization performance, stability, and reliability⁶¹⁾.

Biomass indexes for conservation performance

The biomasses in some period, for example 10, 20, and 30years after, relative to the median of the biomass forecasted by the maintaining current fishing mortality (CFM) runs over the same period were computed as a conservation performance index. These comparisons were classified into five categories as; greater than twice the CFM value; 1.2 - 2 times; 0.8 - 1.2 times; 0.5 - 0.8 times; and less than 0.5 times the median biomass in the CFM run.

The bad performance measure in each simulation run was calculated as the lower 5th percentile of the minimum biomass in the simulation period divided by the median biomass in the current year, expressed as a percentage.

Yield indexes for utilization performance

The cumulative yields from some period, for example 10 years, 20 years and 30 years from each simulation run relative to the median of the cumulative yield in the CFM runs over the same period were computed as an utilization performance index. Yield

comparison with CFM runs was expressed using the same five categories as those described for biomass comparison.

The yields in the certain year relative to the yield of the current year and comparisons expressed using the previously mentioned five categories.

The bad performance measure in each simulation run was the lower 5th percentile of the minimum annual yield in the simulation period divided by the yield in the current year, expressed as a percentage.

Stability performance

The index of the annual changes of yield is drawn as AAV. AAV is defined as the average absolute change in yield divided by the average total yield, expressed as a percentage²⁴⁾.

$$100 \times \frac{\sum_j |Y_j - Y_{j-1}|}{\sum_j Y_j} \quad (3.21)$$

where Y_j is the annual yield in year j .

In fishing ban scenarios, data for the first year to the last year of the full ban, and the next year following the end of the full ban were omitted for the calculation of AAVs to exclude the effects of extreme deviations, resulting from the fishing ban, on the stability performance index.

Reliability performance

While AAV relates to stability overtime within a replicate, reliability relates to inter-replicate variability⁶¹⁾. Inter-replicate coefficients of variation (CV) of the cumulative yield for some period are used as indexes of reliability performance.

monitoring procedure conducted by HFES with the budget of Japanese Fishery Agency. The data were accumulated over a long period, and monitoring procedures have been also well documented and population have been estimated by using VPA⁶⁰⁾. Until today, only investigated variability in recruitment have been investigated as the uncertainty in the assessment of WPNJ⁶⁰⁾. Errors in population estimates or uncertainty about future fishing mortality have not been considered.

In this chapter, a simulation model, which incorporates errors in population estimates, recruitment variability, and variability in future fishing mortality, was developed for evaluation of WPNJ stock management candidates.

4.2 Materials

The simulation model was used for the WPNJ stock. The peak of the fishing season is in December and January. The spawning season is December to next March⁶⁰⁾. For convenience of data organization and assessment, the fishery year was defined as April to next March. Biological parameters, such as natural mortality at age, average body weight at age, and maturity rate at age were set at the same values used in HNFRI assessment⁶²⁾, and were shown in Table 4-1.

Chapter 4

Application for walleye pollock stock in the northern waters of the Sea of Japan

4.1 Introduction

WPNJ is one of the stocks managed by TAC in Japan. The Hokkaido National Fisheries Research Institute (HNFRI) has provided scientific recommendations for TAC, cooperating with the Hokkaido Fishery Experiment Station (HFES), which belongs to the Hokkaido local government⁶⁰⁾. The data of WPNJ monitoring were collected by the fishery

Table 4-1 Biological parameters of simulation model for walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan.

Age	Natural mortality rate	Average body weight (g) at beginning of age	Spawning season maturity rate
2	0.30	134	0.12
3	0.25	229	0.33
4	0.25	326	0.64
5	0.25	425	0.87
6	0.25	485	0.96
7	0.25	545	0.99
8	0.25	570	1.00
9	0.25	578	1.00
10 ⁺	0.25	688	1.00

4.3 Data

Catch at age data were collected by the fishery monitoring procedure conducted by Hokkaido Fishery Experiment Station (HFES). Catch at age data from 1991 to 2004 monitored by HFES were used. The WPNJ fishery consists of three fishery categories: (i) south coastal fishery (SC); (ii) mid-coastal fishery (MC); and (iii) trawl fishery (TR). The TR mainly aimed at younger age-classes. The older age-classes were fished by SC and MC using gill nets and longlines (Fig. 4-1).

Catch at age was estimated through the monitoring procedure based on the stratified sampling of fisheries. The three fisheries were regarded as the strata. The times and locations of sampling were empirically selected to represent the stock.

A fish sample for aging (CFS) was obtained from commercially landed fish. The number of fish in a CFS was approximately 100, and CFSs were collected from all commercial size categories in a sampling port for each of the three strata, every year. The number of commercial size categories and the number of sampling ports varied widely because of the differences in commercial size categories between the sampling ports and CFS data that resulted from events such as poor landings, weather conditions, and limitations in personnel numbers, and/or budget (Table 4-2). The missing samples were empirically extrapolated by the similar samples.

In 2004, for example, 2844 fish were aged and the weight-based sampling ratio was 0.004%.

4.4 Methods

Simulation

To evaluate variations in future population and fisheries dynamics, 1000 population dynamics series

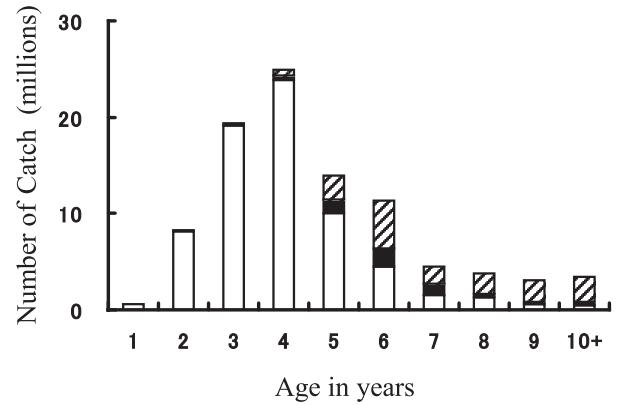


Fig.4-1 Catch at age in 2004 from the south coastal fishery (shaded box), mid-coastal fishery (■) and trawl fishery(□) for walleye pollock in northern waters of the Sea of Japan.

were forecasted, with 1000 sets of initial stock number at age, numbers of recruits per spawning biomass (RPS), and fishing mortality rates. Age at recruitment, i.e., youngest age in the calculation, was defined as age 2, because ages 0 and 1 were rarely caught. Age groups ≥10 were pooled and referred to as 10+. Future population was forecasted for 30 years (2005 to 2034).

Stock size for initial value

The stock size at age of the WPNJ stock from 1991 to 2004 was estimated using VPA. Estimation errors were evaluated by a non-parametric bootstrap procedure.

Base case forecasting model

Stock numbers and biomass

Stock numbers > age 3 class was calculated as equation (3.1) in chapter 3.

The number of fish at 10⁺ was calculated as

$$N_{10^+,j,k} = N_{10^+,j-1,k} e^{(-M_{10^+} - FF_{10^+,j-1,k})} + N_{10,j,k} \quad (4.1)$$

where $N_{i,j,k}$ was the number of fish at age i in year j from the k th data set, M_i was the natural mortality coefficient at age i , and $FF_{i,j,k}$ was the fishing mortality coefficient at age i in year j from the k th data set. The biomass was calculated by equation (3.14)

The spawning biomass was calculated as

$$SB_{j,k} = \sum_{i=2}^{10^+} (N_{i,j+1,k} \cdot mr_{i-1} \cdot w_i) \quad (4.2)$$

Table 4-2 Details of the sampling procedure for calculate the catch at age of walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan.

Fishery	SC			MC			TR		
	Sampling ^{*1}	Categories ^{*2}	Ports ^{*3}	Sampling	Categories	Ports	Sampling	Categories	Ports
1991	5	2	3	1 or 2	1 or 2	3	10	1	1
1992	5	2	3	2	2	2	8	1	1
1993	5	2	3	1	2	2	6	1	1
1994	4	2	3	1	2	2	5	1	1
1995	5	2	3	2	2	2	5	1	1
1996	5	2	3	1 or 2	2	2	7	1 or 2	1
1997	4 or 5	2	3	2 or 3	2	2	5	1 or 2	1
1998	5 or 6	2	3	3	1 or 2	2	4	1	1
1999	5 or 6	2	3	1	2	2	5	1	1
2000	5 or 6	2	3	2	1 or 2	2	7	1	1
2001	3 or 5	1 or 2	3	3	2	1	3 or 6	1	2
2002	3 or 5	2	3	2	2	1	5 or 4	1 or 3	2
2003	4 or 5	2 or 3	3	3	2	1	4	1 or 3	2
2004	3 or 5	2 or 3	3	4	2	1	4	1	1

*1: Frequency of the sampling (times per year).

*2: The number of commercial size categories.

*3: The number of sampling ports.

SC, south coastal fishery; MC, mid-coastal fishery; TR, trawl fishery.

where $SB_{j,k}$ was the spawning biomass in year j from the k th data set, mr_i was the maturity rate in spawning season at age i , and w_i was the average body weight at beginning of age i . Since the spawning season is at the end of study year, the number of spawning individuals was approximated by VPA as the number of individuals in the next age class at the beginning of the next year.

Recruitment

Since a clear relationship between spawning stock size and recruitment has not been observed in the WPNJ stock⁶⁰⁾, number of recruitment was the product of a randomly selected RPS and a spawning stock biomass forecast.

RPS was calculated as

$$RPS_{j,k} = \frac{N_{2,j+2,k}}{SB_{j-1,k}} \quad (j=1991 \dots 2002) \quad (4.3)$$

Twelve RPS values were calculated from a set of 1991 to 2002 number of fish at age. Number of recruitment was determined by equation (3.17).

Management scenarios

Twenty-two management scenarios in three categories of management scenarios under

consideration were tested. Category 1 scenarios included regulations that suppressed fishing mortality for the whole fishery over all years. Category 2 scenarios regulated the fisheries separately, while category 3 scenarios banned fishing in earlier years and restarted fishing, with regulations, in the

Table 4-3 Management scenarios for walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan

Management scenario	Regulation of trawl fishery	Regulation of coastal fishery
Category 1-1	90%	90%
1-2	80%	80%
1-3	70%	70%
1-4	60%	60%
1-5	50%	50%
1-6	40%	40%
1-7	30%	30%
1-8	20%	20%
Category 2-1	100%	80%
2-2	80%	100%
2-3	80%	60%
2-4	60%	80%
2-5	70%	50%
2-6	50%	70%
Category 3-1	100%	Ban 5 yrs-100%
3-2	Ban 5 yrs-100%	100%
3-3	Ban 3 yrs-100%	Ban 3 yrs-100%
3-4	Ban 5 yrs-100%	Ban 5 yrs-100%
3-5	Ban 10 yrs-100%	Ban 10 yrs-100%
3-6	Ban 10 yrs-80%	Ban 10 yrs-80%
3-7	Ban 10 yrs-60%	Ban 10 yrs-60%
3-8	Ban 10 yrs-40%	Ban 10 yrs-40%

remaining years. Within each category, larger scenario numbers indicate relatively more severe regulation. Management scenario details are shown in Table 4-3.

Future Fishing Mortality and catch at age

The future fishing mortality and catch at age was simulated as follows:

Relative performances of each fishery to the harvest were calculated. The ratio of the trawl fishery to the whole fishery at age i , RT_i was calculated as

$$RT_i = \frac{\sum_{j=1991}^{2004} TC_{i,j}}{\left(\sum_{j=1991}^{2004} TC_{i,j} + \sum_{j=1991}^{2004} CC_{i,j} \right)} \quad (4.4)$$

where $TC_{i,j}$ and $CC_{i,j}$ were the catch at age i in year j in the trawl fishery and in the coastal fishery, respectively.

The ratio of the coastal fishery to the whole fishery at age i , RC_i was calculated as

$$RC_i = 1 - RT_i \quad (4.5)$$

The ratio of regulation of fishing mortality coefficient for the combined fisheries at age i in year j $RR_{i,j}$ was calculated as

$$RR_i = RT_i \cdot \alpha + RC_i \cdot \beta \quad (4.6)$$

where α is the percentage of current fishing mortality for the trawl fishery and β the percentage in the coastal fishery were selected according to the management scenario (Table 4-3).

The fishing mortality coefficient at age and catch at age was calculated by equation (3.18), (3.19), and (3.20).

Performance measurements

The validity of management procedures were evaluated by the performance measurements described in chapter 3.

Additional analysis

Variation of recruitment assessment

The RPS from 1991 to 2002 were used for base case simulations in eq. (3.17); however, RPSs from 1981 to 2002 were also available from HNFRI assessments⁶⁰. Most of the RPSs during 1991 to 2002 were in the lower half of the RPSs from 1981-2002 (Fig. 4-2). To evaluate the effects of RPS period choice, three other RPS period options were tested.

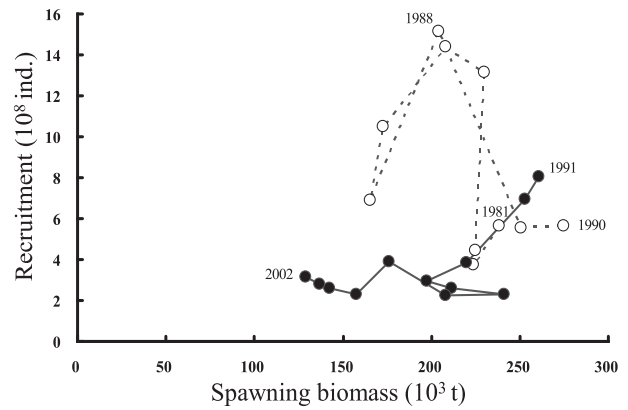


Fig.4-2 Relationships between recruitment and spawning biomass of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan. Recent values (solid lines, ●), former values (broken line, ○).

The $RPS_{j^*,k}$ in eq. (3.17) for the four RPS period options were

Recruitment base case: $RPS_{j^*,k}$ randomly chosen from 1991 to 2002.

Recruitment option 1:

$RPS_{j^*,k}$ randomly chosen from 1981 to 2002.

Recruitment option 2:

$RPS_{j^*,k}$ randomly chosen from 1991 to 2002 for the first five years and from 1981 to 2002 for the 6th and following years.

Recruitment option 3:

$RPS_{j^*,k}$ randomly chosen from 1991 to 2002 for the first ten years and from 1981 to 2002 for the 11th and following years.

RPSs from 1991 to 2002 were calculated from the k th data set of stock number at age, as used in the base case. RPSs from 1981 to 1990 were calculated from a set of point estimators of stock number at age. The same HNFRI RPS data set was used in all simulation iterations. A total of 92 scenarios (4 recruitment options and 23 management scenarios) were tested in the forecasting model.

Effects of simulation fluctuations

To evaluate the effects of fluctuations in the simulation model, modified base case trials were evaluated. The modified base cases were based on management scenario 1-5 with three fluctuation settings as follows and the outputs were compared to that of the base case trials (FULL).

(1) Variability of RPS (AR)

To exclude RPS variability, RPS^*_k in eq. (3.17) was fixed at the 1991 to 2004 average in k th data set as

$$RPS_{j^*,k} = \frac{\sum_{1993}^{2004} N_{2,j,k}}{\sum_{1990}^{2001} SB_{j,k}} \quad (4.7)$$

high, while the CVs of catch were high in the younger ages (ages 1 and 2) and older ages (ages 9 and 10+).

Error in catch at age

The frequency distributions of catch estimated by the bootstrap procedure from the data in 2004 are shown in Fig. 4-3. The major ages were 3-5 (the frequencies of each age were 0.21, 0.27, and 0.15, respectively). The distributions of catch from the bootstrap procedure were asymmetric. Fig. 4-4 shows the CV of the catch at age in

Table 4-4 The coefficient of variations (%) of the catch and abundance estimates of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan evaluated from the bootstrap procedure.

Cath at age		year												
age	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1	790	103	-	-	-	-	-	37	-	3	33	7	9	19
2	40	28	98	15	61	18	26	9	102	2	10	20	6	9
3	4	10	16	11	14	12	9	10	40	12	6	9	5	9
4	7	4	11	10	7	7	9	15	14	9	10	6	9	7
5	7	8	6	7	12	6	8	9	14	11	13	9	7	9
6	7	8	10	6	7	11	8	6	15	11	12	10	9	9
7	11	12	10	9	5	18	11	8	14	10	10	12	9	13
8	19	13	14	11	8	23	15	11	10	11	6	11	9	14
9	22	24	13	15	19	27	23	14	7	15	6	10	10	15
10+	24	15	18	16	15	9	26	17	11	15	6	11	9	11

Population at age		year												
age	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1	5	3	3	4	4	5	6	6	4	7	7	9	9	20
2	4	5	3	3	4	4	5	6	6	4	7	7	9	9
3	2	4	5	3	4	4	4	5	6	6	4	7	7	9
4	4	3	5	5	3	4	4	5	6	6	6	5	9	7
5	5	5	4	5	6	4	4	5	5	6	7	7	8	10
6	5	6	6	6	7	6	4	4	5	5	7	8	10	10
7	7	8	8	8	8	9	7	5	6	5	6	8	10	14
8	13	9	10	10	12	13	10	9	6	6	6	6	10	15
9	15	16	11	11	16	24	15	10	12	7	8	7	8	16
10+	33	29	23	22	21	36	32	22	18	19	12	14	14	15

Bold indicates relatively higher CVs that were obtained from both catch and abundance in each year

(2) Fishing mortality (AF)

To exclude fishing mortality fluctuations, F in eq. (3.18) was fixed at the 1991 to 2004 average as

$$F_{i,j^*,k} = \frac{1}{14} \sum_{1991}^{2004} F_{i,j,k} \quad (4.8)$$

(3) Population estimation (PE)

Point estimators of stock size at age were used instead of the 1000 sets of stock size at age data produced by the bootstrap procedure.

4.5 Results**Error in stock size estimation**

The CVs of catch at age and abundance estimates by age are shown in Table 4-4. The CVs in the abundance estimates in the latest year and the oldest age-class were

2004 using the bootstrap method. The CV ranged from 6.8% (age 4) to 18.9% (age 1). The CV of age 1 was much larger than those of other ages because fish at age 1 were rarely caught by these fisheries (Fig. 4-1). The CVs of the catch at age in the three fishing divisions are shown in Fig. 4-5. The CVs of the major age-classes were low. However, minor age-classes had relatively high CVs.

Error in abundance estimates

The BCCI of the abundance estimates using the bootstrap procedure in 2004 is shown in Fig. 4-6. The distributions became narrower with age. This tendency was similar to that of the CV of the catch at age (Fig. 4-4). Fig. 4-7 shows the BCCI in the abundance estimates for the 1991 cohort. The variances were smaller, as cumulative calculations were made from age 10+ to age 1. Fig. 4-8 shows the process error and measurement

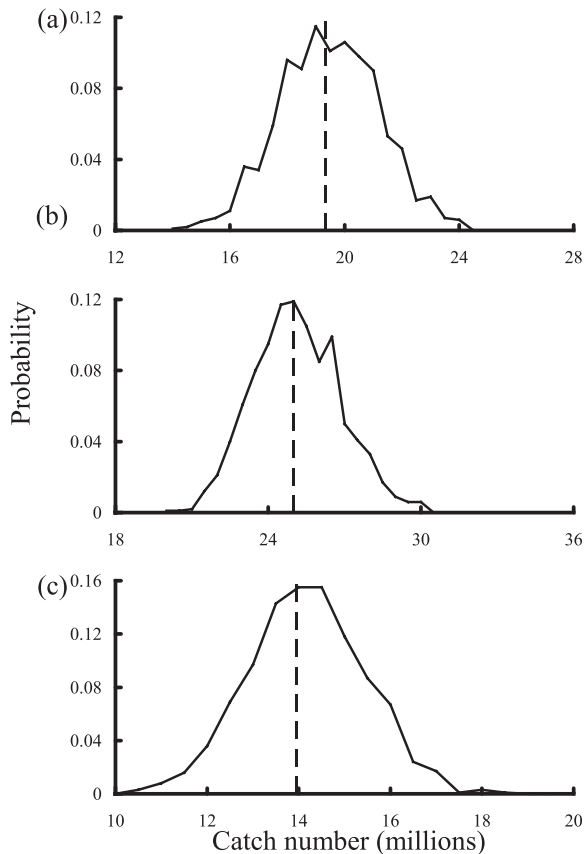


Fig.4-3 Frequency distributions of catch of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan in 2004 for (a) age 3, (b) age 4, and (c) age 5, obtained using the bootstrap procedure. Vertical broken lines show the point estimates of catch at age.

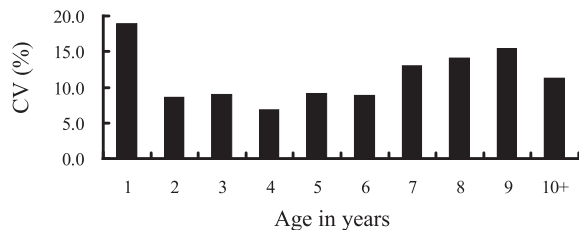


Fig.4-4 Coefficients of variation (CV %) for catch of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan in 2004 estimated using the bootstrap procedure.

error in abundance estimates in 1999. The ratios of measurement errors in abundance estimates were greater as age. The ratios were 2% to 59 %.

Simulation: Base case trial

Trends

Biomass abundances forecasted for each management scenario are shown in Fig. 4-9. The CFM run showed an abundance decrease. Category 1 management scenarios 1-6, 1-7, and 1-8 showed increases while scenario 1-5 showed stable abundances. Scenarios 1-1, 1-2, 1-3, and

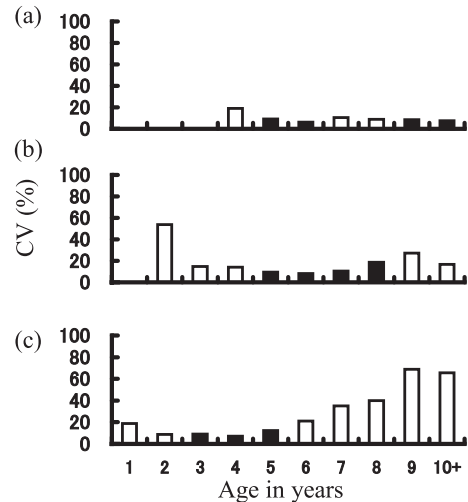


Fig.4-5 Coefficients of variation (CV%) for catch of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan by fishery in 2004 for (a) south coastal fishery, (b) mid coastal fishery, and (c) trawl fishery, estimated using the bootstrap procedure (■, □), showing major age-class target by each fishery (■).

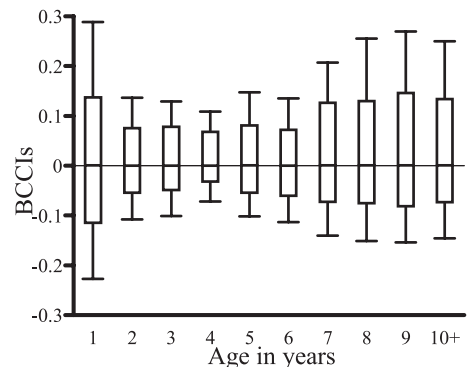


Fig.4-6 Bias-corrected confidence intervals (BCCIs) for the 2004 estimated abundance of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan. Boxes indicate the 50 % BCCI and vertical lines with bars indicate 80 % BCCI.

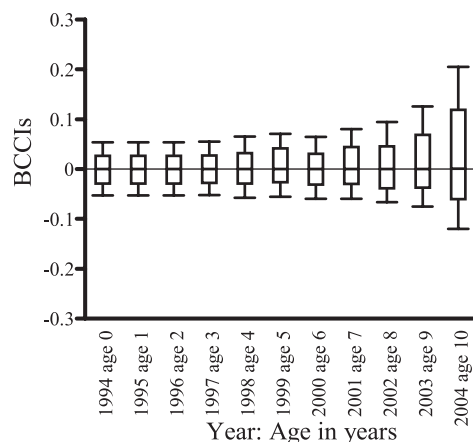


Fig.4-7 Bias-corrected confidence intervals (BCCIs) for the 2004 estimated abundance of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan. Boxes indicate the 50 % BCCI and vertical lines with bars indicate 80 % BCCI.

1-4 showed decreases in forecasted biomass levels. All

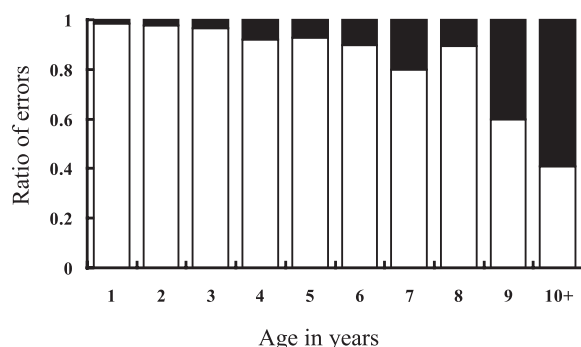


Fig.4-8 The ratio of error on abundance estimates in 1999 by retrospective analysis for the process error (□) and the measurement error (■) of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan.

management scenarios in category 2 showed decreases while in category 3, all scenarios showed increases within the regulatory ban period, except for scenario 3-1 in which there was no ban in the trawl fishery and only a five-year ban in the coastal fishery.

Forecasts of yield for each management scenario are shown in Fig. 4-10. The yields in 2004 and 2005 were the same in all scenarios because of the time lag between stock assessment and implementation of regulations. In category 3 scenarios, some years beginning in 2006 showed zero or small yields, corresponding with the fishing ban period used in each scenario. During the remaining years in the category 3 scenarios, and in the category 1 and 2 scenarios, the yield trends were similar to those observed in the biomass forecasts.

Biomass

The biomasses forecasts at 2014, 2024, and 2034 for each management scenario relative to the median of the biomass forecasted by the CFM run are shown in Fig. 4-11. The medians of all management scenarios compared with the CFM run were one (1) or greater. By 2014, the distribution of outputs shifted to larger biomass values as the amount of regulation alteration increased. In this distribution shift, the medians increased with the increases in regulations within the same category. Moreover, the outputs with larger relative biomass levels (more than two times than the median of the CFM biomass) increased and those with relatively similar biomass levels (0.8-1.2 times the CFM biomass) decreased with changes in the amount of regulation. Similar results

were observed at 2024 and 2034, but biomass levels relatively larger than in 2014 were forecast. Within scenarios, the distribution of outputs shifted to larger biomass levels as time progressed. The distributions of outputs in scenarios 3-5, 3-6, 3-7, and 3-8 produced relatively large biomass values at all time points.

The lower 5th percentile of the minimum biomass forecasted in each simulation scenario was divided by the 2004 median of biomass and expressed as a percentage (Table 4-5). In each category, the relative output minimums increased with the amount of regulation change, except in the change from scenario 3-2 to 3-3. Minimum biomass forecasts for each management scenario were larger than the output forecast for the CFM run.

Yield

Cumulative yields forecasted from 2005 to 2014, to 2024, and to 2034 for each management scenario relative to the median of the cumulative yield in the CFM run are shown in Fig.4-12. From 2005 to 2014, median outputs for all management scenarios relative to the CFM median were one (1) or less. However, from 2005 to 2024 and to 2034, most median outputs in each management scenario relative to the CFM value were one (1) or more. From 2005 to 2014, the distributions of outputs shifted to smaller cumulative yields as the amount of regulation change increased. From 2005 to 2024, the distributions of outputs for each management scenario did not show clear responses to increasing changes in the regulations. However, from 2005 to 2034, the median outputs for each management scenario became larger as the amount of regulation change increased. From 2005 to 2034, the distribution of outputs shifted to larger cumulative yields mostly corresponding to increases in the amount of regulation change. The outputs for scenario 1-7 showed the largest values in category 1 while the outputs for scenario 3-6 were the largest among the category 3 scenarios. Within scenarios, the distribution of outputs shifted toward larger cumulative yields as time progressed.

The yields forecasted at 2009, 2011, and 2016 for each management scenario relative to the yield in 2004 are shown in Fig.4-13. These data show the results after 3, 5, and 10 years of regulation change. The outputs in the first year or first few years after a fishing ban ended, such as scenario 3-3 at 2009, scenario 3-1, 3-2, and 3-4 at

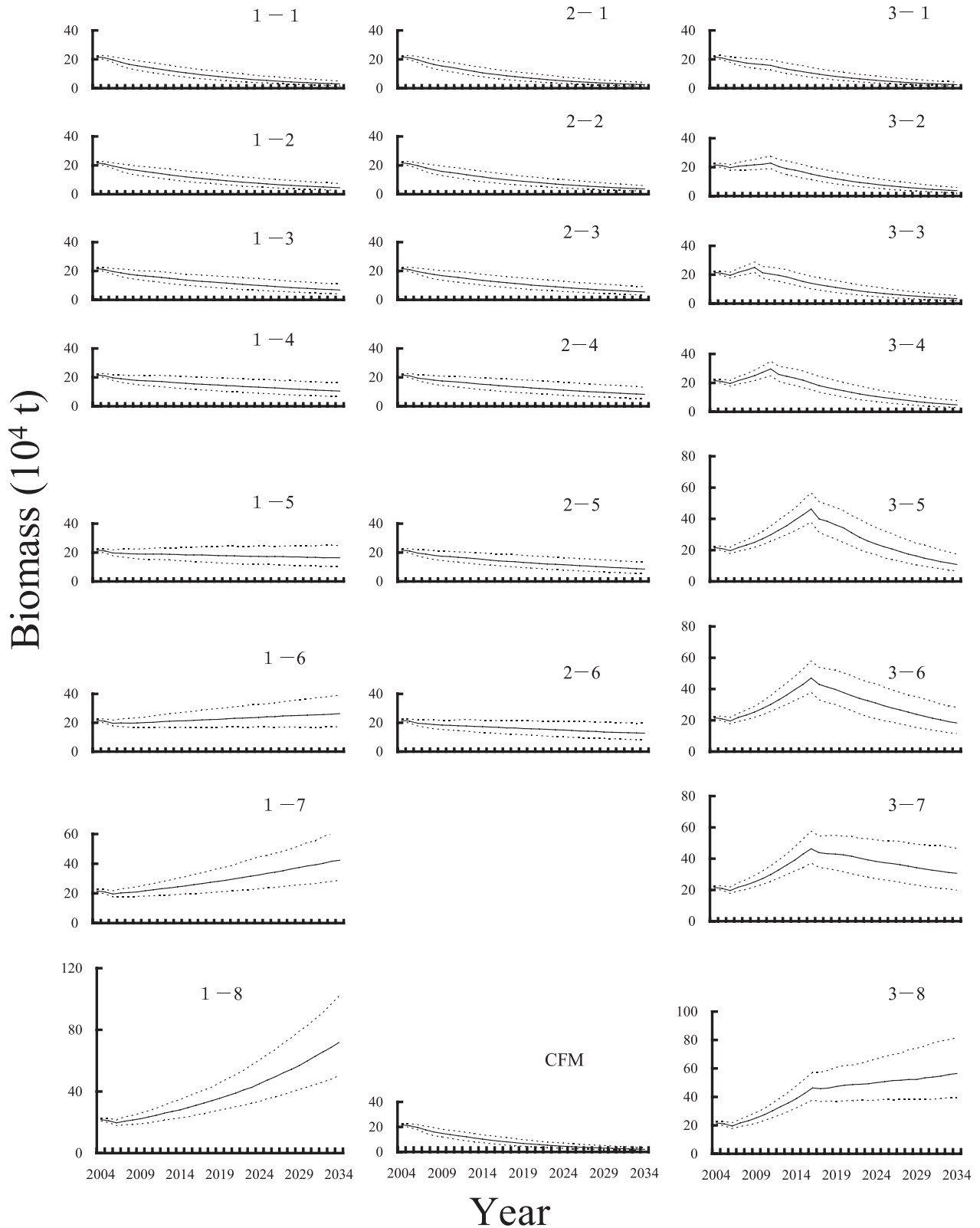


Fig.4-9 Forecasted biomass trajectories of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan for each of the various management scenarios. Median of forecast biomass (solid lines), tenth and ninetieth percentiles (broken lines).

2011, or scenario 3-5 to 3-8 at 2016, produced relatively large yields. At 2016, the outputs of scenario 3-5

produced the largest yield. The outputs of scenarios 3-6 to 3-8 produced smaller yields than scenario 3-5 because

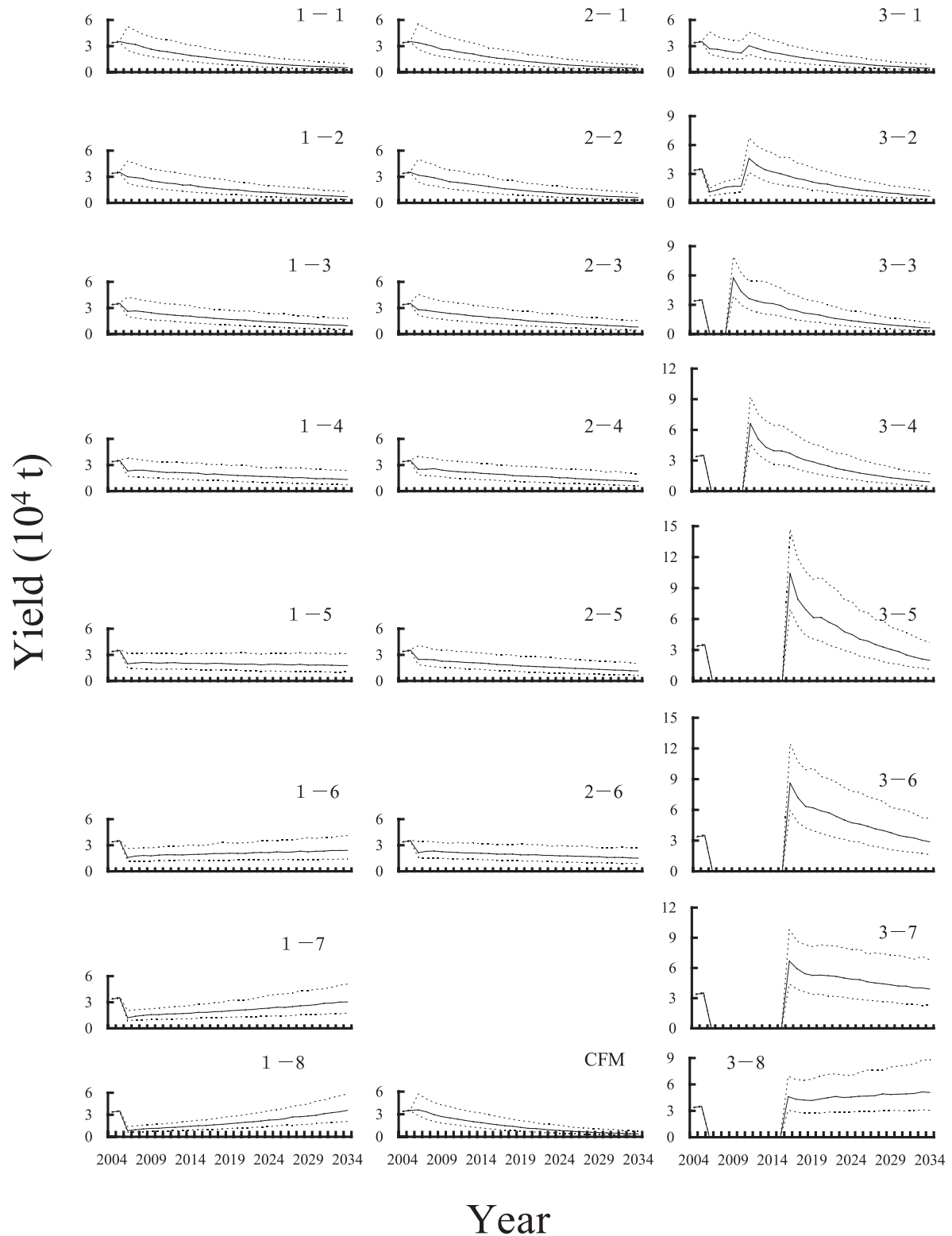


Fig.4-10 Forecasted yield trajectories of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan for each of the various management scenarios. Median of forecast biomass (solid lines), tenth and ninetieth percentiles (broken lines).

scenario 3-5 had no fishery regulation after the end of the 10-year ban. In scenarios 3-6 to 3-8 some regulations were added following the fishery ban period.

The minimum yield forecasts produced in each scenario as a percentage of the 2004 yield are shown in Table 4-5. In categories 1 and 2, the forecasted minimum yields

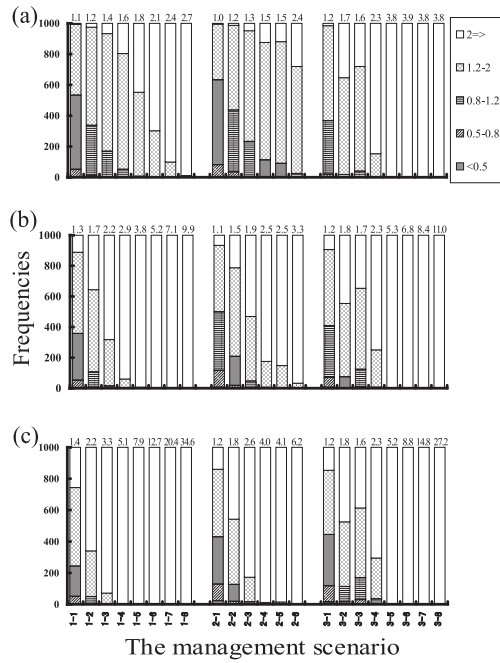


Fig.4-11 Forecasted biomass of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan in (a) 2014, (b) 2024, and (c) 2034 relative to the median of the biomass from the no regulation run. Numbers above each column are the median of outputs for each of management scenarios.

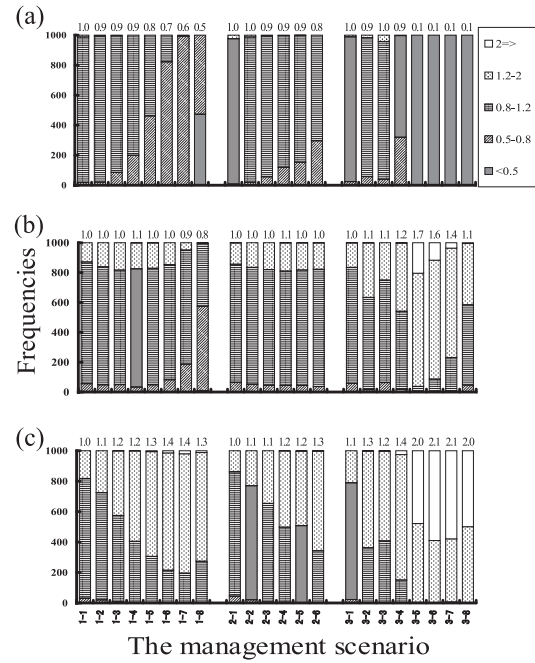


Fig.4-12 Forecasted cumulative yield of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan in (a) 2005 ? 2014, (b) 2005?2024, and (c) 2005?2034 relative to the median of cumulative yield from the CFM run. Numbers above each column are the median of outputs for each of management scenarios.

Table 4-5 Minimum biomass and yield in each scenario of walleye pollock management in the northern waters of the Sea of Japan

Management Scenario	Lower 5th percentile	
	Minimum biomass ^a	Minimum yield ^b
1-1	7.0	6.3
1-2	10.5	8.3
1-3	16.5	11.4
1-4	25.9	15.9
1-5	40.1	20.8
1-6	60.3	25.3
1-7	72.6	22.3
1-8	79.1	15.0
2-1	5.6	4.9
2-2	8.6	7.2
2-3	13.5	10.5
2-4	20.8	13.8
2-5	21.1	14.0
2-6	31.9	18.3
3-1	5.6	5.6
3-2	8.8	8.7
3-3	7.7	0
3-4	11.4	0
3-5	26.0	0
3-6	44.8	0
3-7	76.4	0
3-8	79.4	0
CFM [*]	4.4	4.5

^aLower 5th percentile of the minimum biomass in the simulation period divided by the 2004 median biomass, expressed as a percentage.^bLower 5th percentile of the minimum annual yield in the simulation period divided by the 2004 yield, expressed as a percentage.

* CFM: Current fishing mortality run.

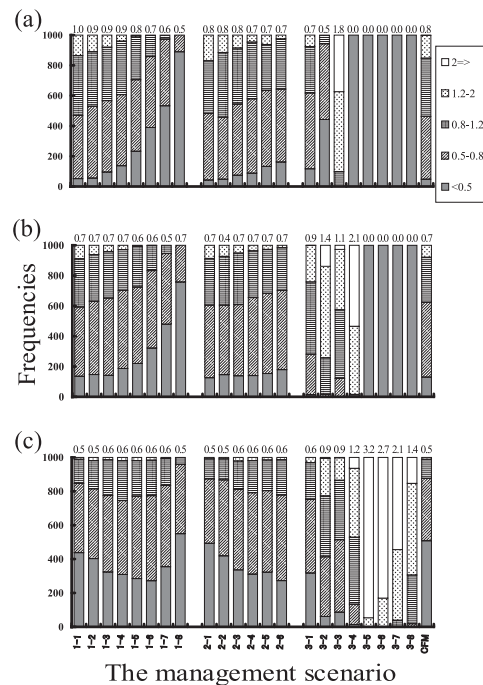


Fig.4-13 Forecasted yield of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan in (a) 2009, (b) 2011, and (c) 2016 relative to the yield in 2004. Numbers above each column are medians of out puts for each of management scenarios.

Table 4-6 Coefficients of variations (%) for cumulative yield of walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan, by management scenario and period.

Management scenario	From 2005 to 2014	From 2005 to 2024	From 2005 to 2034
1-1	9.4	12.7	15.0
1-2	9.4	12.5	15.0
1-3	9.6	13.1	16.0
1-4	9.1	12.7	15.9
1-5	9.8	13.6	17.4
1-6	10.0	13.7	17.5
1-7	9.9	13.8	18.0
1-8	9.6	13.6	17.7
2-1	9.7	12.7	14.7
2-2	9.6	13.0	15.3
2-3	9.8	13.0	15.8
2-4	9.4	13.1	16.6
2-5	9.7	13.2	16.1
2-6	9.3	12.9	16.2
3-1	9.9	12.9	14.8
3-2	10.8	13.8	16.0
3-3	11.8	13.9	16.1
3-4	13.1	14.8	16.9
3-5	1.7	16.8	19.3
3-6	1.7	17.3	20.0
3-7	1.7	17.7	20.3
3-8	1.7	17.7	20.3
CFM*	9.4	12.8	14.9

*CFM: Current fishing mortality run

became larger as the amount of regulation increased, except in scenarios 1-6 to 1-7 and 1-8. All indexes of minimum yield in categories 1 and 2 were greater than index for the CFM run. As full fishing ban regulations were implemented in category 3, the minimum yields were zero.

The relationships between biomass and cumulative yield over three forecast periods for each management scenario are shown in Fig.4-14. Clear trade-offs between biomass and yield were seen in the scenarios at 2014, but no clear trade-off was observed at 2024 and 2034, as the yields tended to remain stable or increase with increasing biomass.

AAVs were used as a stability performance measurement. Category 3 management scenarios showed high AAV values, averaging between 36.4 and 49.8 and standard deviations ranged from 6.0 to 7.4. No clear difference was seen in the AAV values among the scenarios in categories 1 and 2, which averaged between 33.2 and 35.5 with standard deviations ranging from 4.8 to 5.9. The AAV average in the CFM run was 35.3 ± 5.9 .

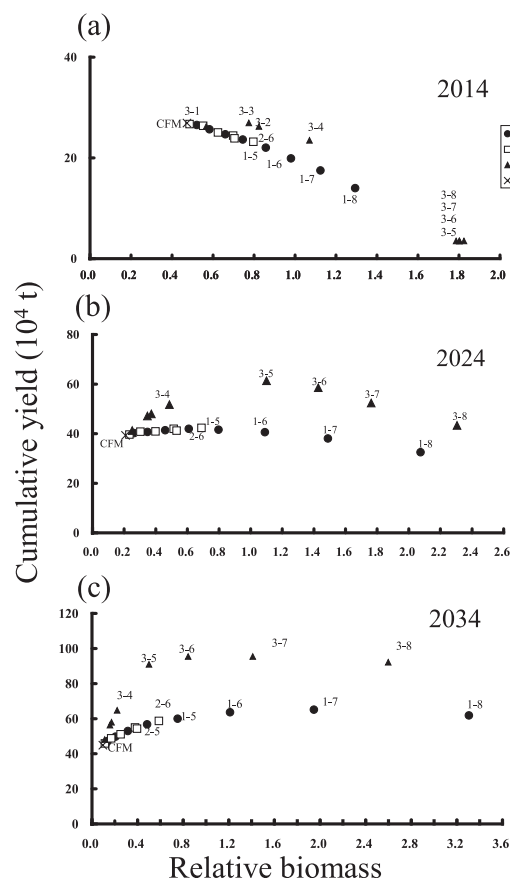


Fig.4-14 Relationships between cumulative yields and biomasses of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan in a) 2014, (b) 2024, and (c) 2034 for category 1 (●) category 2 (□) category 3 (▲) and CFM (×). The biomasses are shown as the relative values, divided by the median of biomass in 2004.

Measurement indicators of performance reliability, the inter-replicate CVs of cumulative yields, for the periods from 2005 to 2014, to 2024, and to 2034, are shown in Table 4-6. Within each scenario, the CVs became larger as period duration increased. However, within the same period, the CVs did not show clear trends or clear differences among scenarios. CVs for scenarios 3-5, 3-6, 3-7, and 3-8 for 2005 to 2014 were small because the 10-year fishing bans were simulated in those scenarios.

Effects of recruitment assumptions

Generally, future trends in biomass abundance are affected by the recruitment assumptions. For example, Fig.4-15 shows the biomass trends for scenarios 1-5 and 3-5 using four recruitment assumptions. Recruitment options 1 through 3 forecasted increasing or increasing then stable biomass trends in both scenarios, while the

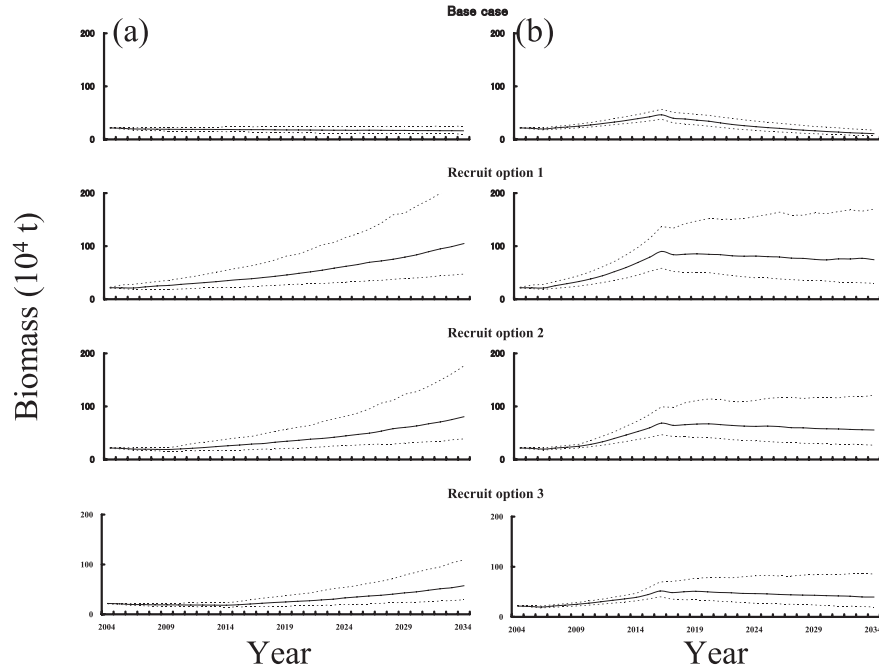


Fig.4-15 Comparison of biomass trajectories of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan for each of recruitment assumptions for management scenarios (a)1-5 and (b) 3-5. Median of forecast biomass (solid lines), tenth and ninetieth percentiles (broken lines).

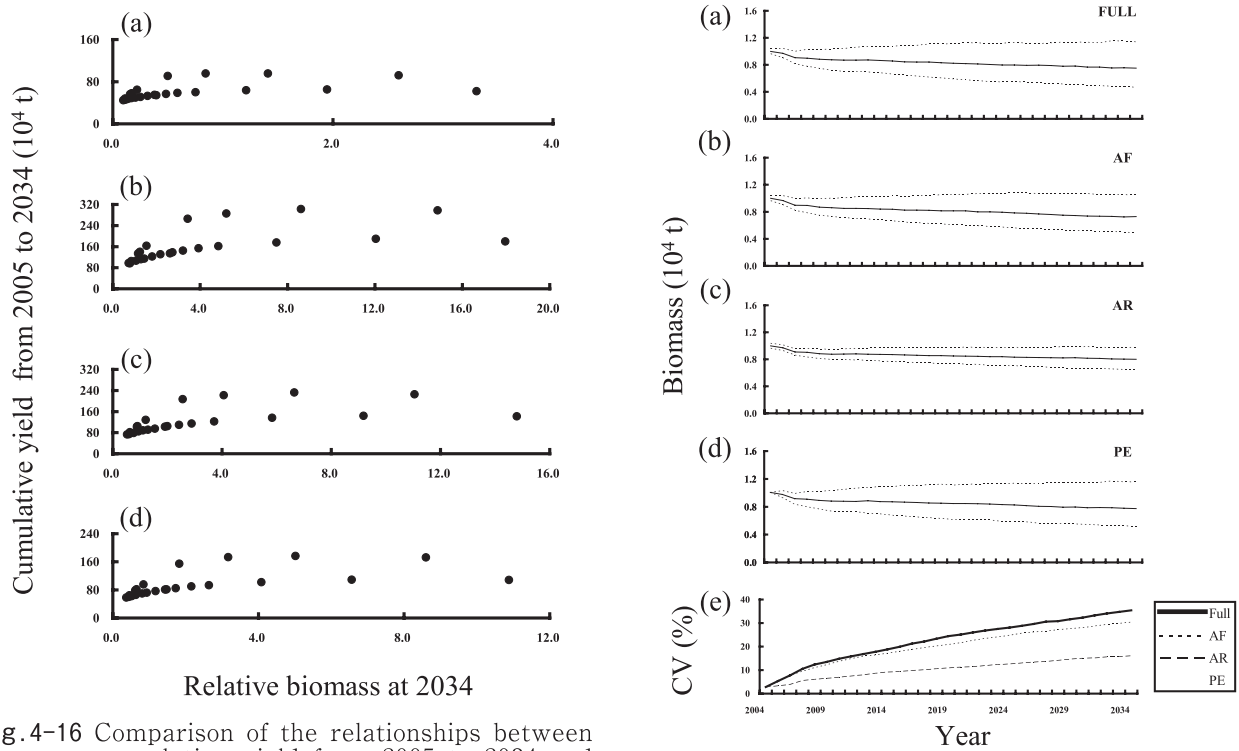


Fig.4-16 Comparison of the relationships between cumulative yield from 2005 to 2034 and biomass at 2034 of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan for (a) base case, and recruitment options (b) 1, (c) 2 and (d) 3. The biomasses are shown as the relative values, divided by the median of biomass in 2004.

base case option showed stable or decreasing biomass forecasts.

Fig.4-17 The differences of (a-d) biomass trajectories of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan among settings of fluctuations for management scenario 1-5. (e) Coefficient of variations of biomasses for each trial.

The relationships between biomass in 2034 and the cumulative yield from 2005 to 2034 calculated for the

four recruitment assumptions are shown in Fig.4-16. Each recruitment assumption produced a similar initial increase in cumulative yield followed by a relatively stable yield at increased biomass levels. Each option produced different absolute cumulative yield values at higher biomass levels.

Effects of fluctuations in the simulation

Management scenario 1-5 was used in this assessment because the base case results from this scenario were moderate (Fig.4-9). Fig.4-17 shows the 2005 to 2034 trends for the base case (FULL) and the three fluctuation options, along with the CVs for each case. The trends were similar, but the CV in the AR trial was smaller than that in the other three trials. At 2034, the CVs for the AR, AF, and PE trials relative to the CV for FULL were 46%, 86%, and 92%, respectively.

4.6 Discussion

Error of abundance estimate

This study using a bootstrap procedure indicates that the CVs of the VPA estimates were high in the latest year and in the oldest age class. The CVs of abundance were smaller, as cumulative calculations were made from recent years to former years in the same cohort.

Although catch at age includes errors, the CVs of the abundance estimate become smaller as the errors accumulate in the result of the VPA calculation (Table 4-4). The CVs become smaller as errors accumulate, because in the VPA calculation, the catch at age accumulates from recent years to former years along a cohort. The catch at age error is thought to be caused by errors in aging or catch miss report^{32,45)}. Then, errors in catch at age in the same cohort are independent. According to the central limit theorem, the CVs should become smaller as errors accumulate.

Therefore, the effect of the sampling error becomes smaller when the catch at age used for abundance estimates has accumulated for a few years. The sampling error directly affects the abundance estimates in the latest year and oldest age classes as a result.

The bootstrap method was applied to evaluate the precision of the catch at age and population estimates. The delta method is an alternative approach to evaluate the precision of the catch at age and population estimates. However, solutions using the delta method tend to be complex⁶³⁾. Especially in complex situations, such as our

calculation of catch at age (Table 4-2), procedures using the delta method are difficult to develop. Moreover, to evaluate the precision of population estimates using the delta method, auxiliary parameters or assumptions about the standard errors of catches and terminal fishing mortality should be incorporated⁴⁶⁾.

However, the bootstrap procedure can be developed simply by describing the sequence of calculations and incorporating the resampling idea into the calculation sequence. One can directly assess error in the VPA estimates without auxiliary assumptions or additional information. This is why the bootstrap procedure was selected.

Another theoretical solution to evaluate the precision of abundance estimates in a year class was provided by Pope⁴³⁾. Equation (2.7) assumed that the other parameters of VPA were exact and did not incorporate the variations in the terminal fishing mortality (F_t), while the current VPA method does not fix F_t .

The average coefficient of variance on the estimated abundance by using the results of this study and equation (2.7) were 8.59 and 5.31, respectively, which suggest that equation (2.7) underestimated the coefficient of variation, especially in recent years. These results suggest that the bootstrap procedure is more valid than equation (2.7) in the evaluation of the precision of abundance estimates in the current VPA procedures.

Fig.4-5 shows that the minor age-classes have relatively high CVs of catch at age. However, these variations do not substantially affect the abundance estimates because these minor age-classes only comprise a minor contribution to the whole catch at age (Fig.4-1). Although the sampling ratio was less than 0.01% of weight in this monitoring program, the CVs of catch at age were almost 20% in most cases (Table 4-4). High CVs of catch at age were found in the youngest and second-youngest age classes. These younger age classes were rarely landed in the fisheries. To improve the monitoring procedures in such cases, it is preferable to put greater effort into reducing the sampling error in the minor age-classes rather than the major age-classes. The CVs of estimated abundance using VPA with catch at age data calculated using the bootstrap procedure are shown in Table 4-4. The CVs of the latest year and oldest age classes were high. The estimated abundances in the latest year and oldest age classes had greater CVs than

their CVs of catch. It seems that increased errors in the latest year and oldest age classes result from the VPA assumptions (eqns 2.5 and 2.6). Further, the estimated abundances in these classes were computed directly from the catch data and sampling error directly affects the abundance estimates.

Examination of the 1994 cohort showed that the BCCIs were smaller as backward calculations were made (Fig.4-7). Similar results for other cohorts can be seen in Table 4-3. The large CVs of catches in former years do not affect abundance estimates. The effect of sampling error becomes smaller when the catch at age information for abundance estimation has accumulated for a few years.

The retrospective analysis showed that the measurement errors caused by the sampling error were smaller than the process errors in the all ages except the oldest age (Fig.4-8). The abundances estimated in younger age had smaller measurement error than in older age estimates. The abundances estimated in younger age were stabilized by data accumulation following years. Therefore the process error was large in the younger age class. The ratio of measurement error was 2 to 59 %. The effect of sampling error in abundance estimate was limited.

Simulation result

Conservation performance

The explicit decrease in biomass forecasted by the CFM run and the trends forecasted by the management category 3 runs, which showed temporary increases followed by decreases when fishing mortality returned to current levels, suggests that current fishing mortality levels exceed the level needed to maintain a sustainable biomass.

Two types of indices for conservation performance were introduced. The first index was based on the lower fifth percentile of minimum biomass observed in the simulation period, and the second was the output for each management scenario relative to the output of the CFM run. Both indices showed that any regulation change would be more conserving of the stock than the CFM. The minimum biomasses in all management scenarios were larger than that in the CFM run, and would reduce the risk of population collapse. Moreover, future biomass levels following changes to the regulations were expected to be larger than those in the CFM run.

Furthermore, the more severe the regulation change showed the greater the conservation of the stock. The more severe management scenarios in our study had larger minimum biomass levels in the simulation period (Table 4-5). Also, the distribution of biomass in each of the management scenarios shifted to larger biomass as the amount of regulation change increased (Fig. 4-11). According to these shifts, changing the regulation of the fishery would decrease the risk of population collapse.

Even relatively small regulation changes, as in scenarios 2-1 and 3-1, resulted in greater stock conservation than the CFM run, but the risk of future population decline remained (Fig.4-9). In these scenarios, some outputs were 0.5-0.8 of CFM at all time points and increased as time progressed (Fig.4-11). The probability that the biomass would be less than half of the median biomass in the CFM, increased in both scenarios, as time progressed. Both of these management scenarios only regulated the coastal fishery. The catch at age in the coastal fishery exceeded the trawl fishery only in age class 8 and older, a group with a relatively small biomass. Under such minor regulation change, although the future biomasses increased slightly more than that in the CFM run, variation in the biomass levels increased as time progressed. Thus, there was a risk of a population decrease than CFM and that risk increased with time. Other scenarios rarely showed a biomass smaller than the median biomass of the CFM run. More severe regulation than that in scenario 2-1 is desirable to avoid a critical decrease in biomass despite of regulation.

From the stock conservation viewpoint, any of the regulation changes considered here would conserve more WPNJ than the CFM approach, and the more severe regulations would provide greater stock conservation. Although the minor regulation changes were more stock conservative than CFM on average, there remained a risk of population decline.

Utilization performance

Cumulative yields forecasted in 2005-2014, 2005-2024 and 2005-2034 for each management scenario were used to evaluate utilization performance and are expressed in Fig.4-12. The evaluation showed that this index differed with differing period lengths. Simulation output indicated that lower cumulative yields occurred in the shorter periods with larger cumulative yields in the longer periods. Furthermore, in the shorter period, the more

severe regulations did not utilize as much of the WPNJ stock as yield. However, over longer periods, stock yield was more greatly utilized in the more severe regulation scenarios. Thus, the effect of regulation change on stock utilization was not observed in the short term but was obvious over the long term.

The yield forecasts relative to the current yield provide useful information for fishers on the amount of yield following regulation changes. Fig.4-13 shows the results after 3, 5 and 10 years of regulation change. Within the category 3 scenarios, the first year or years after a fishing ban had large yields. Fig.4-13 also showed the relatively low output of the CFM run. It tells the forecasted future utilization if the current fishery continues as it is, and activates the discussion of additional regulation.

The lower fifth percentile minimum yields throughout the simulation period (Table 4-5) can be interpreted as a guaranteed catch with 95% confidence⁶¹⁾. The suggestion of a guaranteed yield may be helpful when attempting to reach consensus among stakeholders.

Trade-off between conservation and utilization

An ideal management procedure should have good stock conservation and stock utilization performances. However, this study indicates a trade-off between conservation and utilization. The forecasts of yield shown in Fig.4-14 may be useful when discussing this trade-off. Fig.4-14 can be used to exclude extreme candidates. However, evaluations of this index differ depending on the time. Showing more than one timeframe in an evaluation enables multilateral discussion.

Stability performance

The AAVs of the management scenarios were used to evaluate stability performance. The AAVs of the category 3 management scenarios were higher than the AAVs of categories 1 and 2 because of the rapid decrease in yield after fishery ban implementation (Fig.4-10). Scenarios 3-7 and 3-8 showed relatively low AAV because of relatively flattened yield trends after a 10-year ban (Fig.4-10). Most management scenarios showed lower AAVs than the CFM run indicating that those management scenarios resulted in more stable performances than the CFM run.

Reliability performance

The inter-replicate CVs of the cumulative yield shown in Table 4-6 may be used to evaluate reliability

performance. After 30 years, the maximum variation in the index was 20.3% in scenario 3-8. Overall, the variation in the cumulative yield CVs was relatively small and there were small differences among all scenarios. These small differences suggest that the results of each simulation run may be regarded as equally reliable.

Recruitment

Estimation method

The randomly sampled RPS used in the future recruit calculation correspond to a process error involving population dynamics uncertainty (type ii). An alternative method of accounting for such stock-recruitment uncertainty would be to use a formalized relationship, for example, a Ricker' s function⁶⁴⁾. However, using an inappropriate function could introduce other process errors, including some bias or inaccurate trends. Therefore, randomly chosen RPS values, instead of using a theoretical function, was selected in this study.

Effects of recruitment assumptions

The future biomass forecasts were strongly affected by assumptions about recruitment (Fig.4-15). However, it is impossible to know which assumption is the nearest to reality. Therefore, there is no way to accurately predict future absolute biomass levels. Fortunately, the relationship between biomass and cumulative yield did not change markedly among the four recruitment assumptions used in the simulations (Fig.4-16). Thus, management scenario evaluation, at least the overall ranking of management candidates, would not be affected by recruitment assumptions; however, the absolute value of the biomass levels may be strongly affected.

Effects of fluctuations in simulation

The AR trial had a smaller biomass CV than the other simulation fluctuation trials (Fig.4-17). These data suggest that using average recruitment instead of stochastic variations in recruitment may lead to underestimating future variations, resulting in misinterpretation of the management procedure evaluation results.

At 2034, the ratios of CV for AR, AF and PE trials to the CV for FULL were 46, 86 and 92%, respectively. Thus, the uncertainty caused by recruitment variation most greatly affected the population forecasts in this simulation. Improved understanding of recruitment variation is essential for evaluation of management candidates.

Chapter 5

Application for pointhead flounder stock in the northern Sea of Japan and the Sea of Okhotsk stock

5.1 Introduction

The pointhead flounder stock in the northern Sea of Japan and the Sea of Okhotsk (PFJO) is an important stock for both coastal gill net and offshore trawl fisheries⁽⁶⁵⁾. HFES annually assesses the PFJO stock and provides scientific advice to the Hokkaido local government^(65, 66). PFJO stock fishery yields after 1986 fluctuated from 2055 to 3361 tons and 2444 tons in 2004⁽⁶⁶⁾. A limitation on landed fish size is the main stock management approach used in PFJO fishery, and because of a stock management agreement signed among fisheries associations in 1994, the two fisheries limit their landings to fish >180 mm in total length⁽⁶⁶⁾. To meet stock management needs and avoid low unit prices when capturing small fish, the mesh size was increased in gill net fishery⁽⁶⁵⁾.

LPA approaches have been developed since the late 1970's⁽⁶⁷⁻⁷³⁾. LPA provide estimates of stock numbers at length without the need to convert age data to length data. A length limitation managed fishery, such as that for the PFJO stock, requires estimates of biomass and/or stock numbers at length. LPA is an appropriate assessment method for stocks that have adopted or considered a length limitation regulation because of its expected precision without the conversion from age data to length data⁽⁶⁹⁾. PFJO was tried to assess by LPA⁽⁶⁵⁾. Furthermore the mesh selectivity of gill nets used in the PFJO fishery has been estimated⁽⁷⁴⁾. For those reasons, the PFJO stock was deemed suitable for evaluating management effect in this study.

5.2 Materials

The simulation model was used for the PFJO stock. The coastal gill net PFJO fishery operates each year from April to July and contributes about 38% of the annual PFJO yield and the trawl fishery operates each year from September to April and contributes about 55% to the annual PFJO yield⁽⁶⁵⁾. For convenience of data organization and assessment, the fishery year was defined as August to the next July⁽⁶⁵⁾. The biological parameters used in this study, such as

natural mortality rate at length, average body weight at length, and maturity rate at length, were set at the same values as that used in HEFS assessments^(65, 75, 76) and are shown in Table 5-1.

Table 5-1 Biological parameters of simulation model for pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk.

Size(mm)	Natural mortality rate	Average body weight (g) at	Spawning season maturity
		beginning of age	rate
180-200	0.25	58	0.12
200-220	0.25	81	0.37
220-240	0.25	109	0.72
240-260	0.25	143	0.92
260-280	0.25	184	0.98
280 ⁺	0.25	259	1.00

5.3 Data

Catches from 1985 to 2004 were classified into 6 length classes from 200mm to 280mm with an interval of 20mm, the data smaller 200mm were polled as – 200mm length class, and the data over 280mm and larger were polled as 280+ length class. The length classes were assigned numbers from the smallest size class (length class 1) to the largest (length class 6). Catches in each length class were estimated using data collected by HEFS monitoring procedure with the budget of Japanese Fishery Agency. The procedure was based on stratified sampling of the two main fisheries, and the two fisheries were regarded as two strata. The times and locations of the sampling were empirically selected by HEFS to represent the stock. The fish samples were obtained once or twice each year in each fishery. Any sample periods or locations that were not sampled were empirically extrapolated from similar samples.

5.4 Methods

Simulation

To evaluate variations in future population and fisheries dynamics, 1000 population forecast iterations, with 1000 sets of initial stock numbers at length, numbers of recruits and spawning biomass plots, and fishing mortality rates, were performed. The future population was forecasted for 30 years (2005–2034).

Stock size for initial value

The PFJO stock size at length from 1985 to 2004 was estimated using LPA. One thousand catch at

The first appear in fishery age 2 fish in each length class (length class 1 to length class 6) were calculated as;

$$NR_{l,j} = \sum_{n=0}^5 R_{j-n} R p_{l,n} e^{(-n \cdot M)} \quad (5.4)$$

where R_j was the number of age 2 fish in year j , defined as recruitment. M is natural mortality rate.

The first appeared stock number in each length class in year j $\dot{N}_{l,j}$ is defined as

$$\dot{N}_{l,j} = N_{l,j} - \sum_{\kappa=1}^l P_{\kappa,l} N_{\kappa,j-1} \quad (5.5)$$

where $N_{l,j}$ is the stock number in the length class l in year j as estimated by LPA.

The recruitments in years R_j were then estimated using a nonlinear least squares approach that minimizes the RSS.

$$RSS = \sum (NR_j - \dot{N}_{l,j})^2 \quad (5.6)$$

Base case forecasting model

Stock numbers and biomass

Stock numbers and biomass were calculated by equation (3.1) and by equation (3.14), respectively.

The spawning biomass

The spawning biomass was then calculated as

$$SB_{j,k} = \sum_{l=1}^6 (N_{l,j,k} \cdot mr_l \cdot w_l) \quad (5.7)$$

where $SB_{j,k}$ was the spawning biomass in year j from the k th data set, mr_l was the maturity rate at mid-length of length class l , and w_l was the average body weight at mid-length of length class l . Since the PFJO spawning season is at the end of the study year, the number of spawning individuals was the number of individuals at the beginning of the next year as estimated by LPA.

Recruitment

A clear relationship between spawning stock size and recruitment has not been reported for the PFJO stock⁶⁵⁾. Furthermore, the estimated recruitment in this study did not show a clear relationship between spawning stock size and recruitment. Thus, A non-parametric stock-recruitment model⁵⁹⁾ was used to estimate future recruitment as described in equation (3.16).

Management scenarios

The regulation limiting landed fish size is a key aspect of management in PFJO fishery. To that end, the gill net fishery has increased the mesh size

to avoid small fish fishing. This study focuses on assessing further regulations that would raise landed fish size.

The mesh selectivity of gill nets in the PFJO fishery was studied by Wakayama *et al*⁷⁴⁾. A mesh opening of 115 mm is the current mesh size for the PFJO gill net fishery and has been termed current mesh in this study. To evaluate changes to gill net mesh size, 4 additional sizes were considered. Along with the current mesh, mesh openings of 106mm, 121mm, 127mm, and 136mm were tested; referred to as mesh 1, mesh 2, mesh 3, and mesh 4, respectively (Table 5-3). Seven management scenarios were tested in the simulation model. Scenarios 1 to 4 regulated the coastal gill net fishery only, using meshes 1 to 4 individually over the full simulation period (Table 5-3). Scenarios 5 to 7 individually applied meshes 2 to 4 to the coastal fishery for the full simulation period, and an equivalent adjustment, described below, was added to the trawl fishery for the full simulation period (Table 5-3). Simulations without suppression of fishing mortality(CFM) were also performed.

Table 5-3 Management scenarios for pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk.

Management scenario	Regulation of trawl fishery	Regulation of coastal fishery
1	Non	Mesh 1 (106 mm)
2	Non	Mesh 2 (121 mm)
3	Non	Mesh 3 (127 mm)
4	Non	Mesh 4 (136 mm)
5	Equivalent to Mesh 2	Mesh 2
6	Equivalent to Mesh 3	Mesh 3
7	Equivalent to Mesh 4	Mesh 4

Future fishing mortality and catch numbers at length class

To formalize the management scenarios, the relative efficiencies of each tested mesh size were calculated.

$$RE_{l,m} = \frac{SE_{l,m}}{SE_{l,c}} \quad (5.8)$$

where $RE_{l,m}$ is relative efficiency of mesh size m to the current mesh at mid-length of length class l . $SE_{l,m}$ is the selectivity of mesh size m at mid-length of length class l as estimated by the master curve for mesh selectivity in PFJO gill net and $SE_{l,c}$ is the selectivity of the current mesh at mid-length of length class l ⁷⁴⁾.

To formalize the management scenarios for coastal

fishery, the relative efficiency of the proposed mesh size m to the current mesh was used. However, this data could not be applied to trawl fishery because of the difficulty of regulation by fish length in the trawl fishery. To formalize the management scenarios for trawl fishery, average capture efficiency over various fish length classes were needed. Thus, the average length components of whole PFJO fishery were needed. The average length component LC_l was calculated as

$$LC_l = \frac{\sum_j C_{l,j}}{\sum_{l,j} C_{l,j}} \quad (5.9)$$

where $C_{l,j}$ is the point estimate of the number caught in length class l in year j .

The average efficiency over length for each tested mesh size was then calculated as

$$ARE_{m,l} = \sum_l RE_{m,l} \cdot LC_l \quad (5.10)$$

Furthermore, the relative performance of each fishery to the total harvest by length class was needed to simulate the management scenarios. The ratio of the trawl fishery to the whole fishery at length class l RT_l was calculated as

$$RT_l = \frac{\sum_{j=1994}^{2004} TC_{l,j}}{\left(\sum_{j=1994}^{2004} TC_{l,j} + \sum_{j=1994}^{2004} CC_{l,j} \right)} \quad (5.11)$$

where $TC_{l,j}$ and $CC_{l,j}$ were the catch at length class l in year j in the trawl fishery, and in coastal gill net fishery, respectively. After 1994, the landed fish were restricted to a total length of >180mm; thus, the 1994 to 2004 data were used in this calculation. The ratio of the coastal gill net fishery to the whole fishery at length class l RC_l was then calculated as;

$$RC_l = 1 - RT_l \quad (5.12)$$

Finally, the regulation rate for the whole fishery for each of the 7 scenarios were calculated as

$$RR_l = \begin{cases} RC_l \cdot RE_{m,l} + RT_l & (\text{scenario 1 to 4}) \\ RC_l \cdot RE_{m,l} + RT_l \cdot ARE_{l,m} & (\text{scenario 5 to 7}) \end{cases} \quad (5.13)$$

The future fishing mortality and catch numbers at length class were calculated by equation (3.18), (3.19), and (3.20).

Performance measurements

Performance measurements were set for evaluating the management procedures as described in chapter 3.

Additional analysis

Effects of simulation fluctuations

To evaluate the effects of fluctuations in the simulation model, modified base case trials were run for management scenario 5 with three fluctuation settings. Outputs from base case trials were compared to outputs from each of the following three fluctuation options.

(1) Variability of recruit (AR)

To exclude recruit variability, using average number of recruit in each SB level.

The future recruitment estimation method used in the base case trial divided SB into 4 levels and estimate future recruitment in stochastic procedure. In AR trial, the average numbers of recruitment for 4 SB levels calculated from k-th data set and used in the AR trial instead of estimated number of recruitments stochastically in the base case trial.

(2) Fishing mortality (AF)

To exclude fishing mortality fluctuations, F in eq. (3.18) was fixed at the 1994 to 2004 average as

$$F_{i,j^*,k} = \frac{1}{11} \sum_{1994}^{2004} F_{i,j,k} \quad (5.14)$$

(3) Population estimation (PE)

Point estimates of stock number at length were used instead of the 1000 sets of stock numbers at length data produced by the bootstrap procedure.

5.5 Results

Error in stock size estimation

The CVs of catch at length and abundance estimates by length were shown in Table 5-4. The CVs in the abundance estimates in the latest year were high.

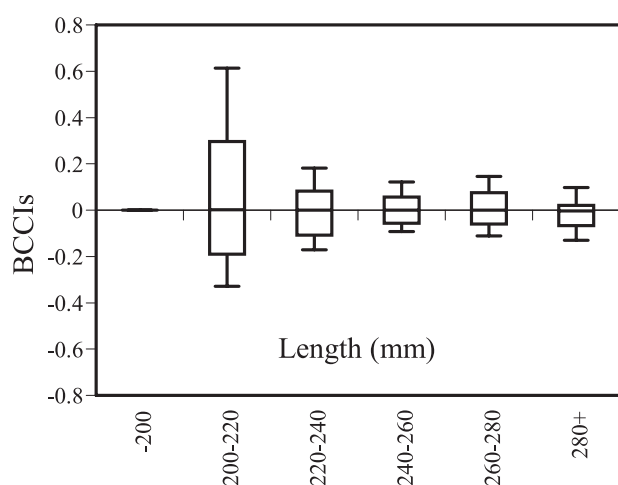
Error in abundance estimates

The BCCI of the abundance estimates using the bootstrap procedure in 2004 is shown in Fig.5-1. The distributions became narrower with length. Fig.5-2 shows the process error and measurement error in abundance estimates in 1999. The ratios of measurement errors in abundance estimates were greater as length except for largest size class. The ratios were 1% to 29%.

Table 5-4 The coefficient of variations (%) of the catch and abundance estimates of the walleye pollock in the northern waters of the Sea of Japan evaluated from the bootstrap procedure.

Length(mm)	year																			
	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Catch																				
-200	24.0	11.5	10.1	9.3	5.1	13.7	13.5	15.9	14.2	10.7	9.9	10.7	12.8	28.0	81.9	98.6	-	49.1	49.1	-
200-220	8.3	6.2	6.2	10.0	11.5	9.1	6.6	4.7	3.7	3.3	4.4	5.1	7.3	15.8	18.3	15.5	39.4	8.7	23.4	33.3
220-240	6.7	6.3	7.6	8.8	20.4	11.3	9.4	7.1	7.1	6.4	5.8	6.5	8.8	7.3	8.4	11.7	8.8	12.4	10.2	13.0
240-260	9.0	11.5	6.4	10.0	12.6	17.3	10.8	8.0	6.9	5.6	8.5	6.4	5.2	7.7	10.7	4.8	6.5	8.2	5.6	7.8
260-280	14.3	15.0	14.2	10.5	11.6	11.0	7.8	8.3	9.1	7.5	9.1	9.0	6.6	5.1	11.4	7.0	6.9	8.5	9.3	7.7
280+	12.3	13.9	15.1	22.8	25.3	20.2	22.1	19.1	9.5	11.3	10.9	7.0	9.3	6.9	8.9	5.3	9.0	6.4	5.4	8.4
	28																			
abundance																				
-200	4.2	4.1	4.2	4.2	4.2	4.3	4.2	4.2	4.4	4.6	5.2	5.0	4.9	5.2	5.1	5.3	6.1	6.1	8.9	-
200-220	4.4	4.1	4.2	4.4	4.2	4.3	4.2	4.1	4.3	4.4	4.8	5.1	4.6	5.2	5.0	5.1	5.6	6.1	6.6	35.5
220-240	4.6	4.1	4.4	4.6	4.4	4.5	4.4	4.2	4.2	4.5	4.8	5.5	5.3	5.1	5.3	5.2	5.4	6.3	6.2	14.3
240-260	4.7	4.4	4.5	4.7	4.4	4.5	4.6	4.4	4.3	4.5	4.5	5.1	6.4	5.2	6.5	5.5	5.2	6.3	7.0	8.8
260-280	5.1	4.9	4.9	4.9	4.6	4.5	4.4	4.3	4.3	4.5	4.3	4.3	4.8	4.4	5.7	5.7	6.1	7.5	8.3	11.0
280+	5.2	5.1	5.0	5.0	4.7	4.5	4.4	4.3	4.4	4.6	4.3	4.4	4.8	4.5	5.8	5.9	6.5	8.5	10.5	13.5

Bold indicates relatively higher CVs of tained from both catch and abundance in each year.

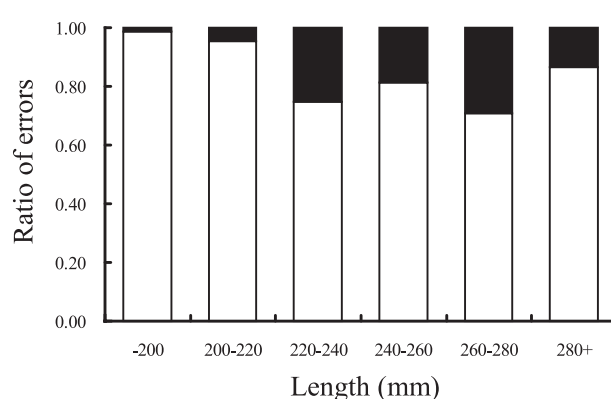
**Fig.5-1** Bias-corrected confidence intervals (BCCIs) for 2004 abundance of pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk.

Simulation: Base case trial

Trends

Biomass abundances forecasted for each management scenario were shown in Fig.5-3.

The CFM run showed a flat biomass trajectory after three years decline in the median of the outputs and in the range between the tenth and ninetieth percentiles of the outputs, which indicates that the 80% confidence interval of the simulation outputs enlarged three times as 80% confidence interval at 2004 in first three years and showed a flat trajectory in following years. Scenarios 1, 2 showed the same trend as the CFM run (Fig.5-3). However, scenarios 3, 4, 5, 6, and 7 showed slightly smaller biomass decrease than the other three scenarios. Forecasts of yield for each management scenario are shown in Fig.5-4. The yield trends were slight decrease as similar to those observed in the biomass forecasts (Fig.5-3) but small decreases and

**Fig.5-2** The ratio of error on abundance estimates in 1999 by retrospective analysis for the process error (□) and the measurement error (■) of the pointhead flounder in the northern Sea of Japan and the Sea of Okhotsk.

increases were observed.

Biomass

The biomasses forecasts at 2014, 2024, and 2034 for each management scenario relative to the median of the biomass forecasted by the CFM run are shown in Fig.5-5. The medians of all management scenarios were equivalent to or greater than the CFM run. By 2014, the frequency distribution of outputs slightly shifted to larger biomass values in concert with the increase in the amount of regulation alteration from scenario 1 to 4 and from scenario 5 to 7. In this distribution shift, the medians also increased with the increases in regulations. Moreover, the outputs with relative larger biomass levels (>1.2 times the CFM biomass median) increased and those with relatively smaller biomass levels (< 0.5 times the CFM biomass median) decreased with changes in the amount of regulation. Similar results were observed at 2024 and 2034. The difference as time progress within the same

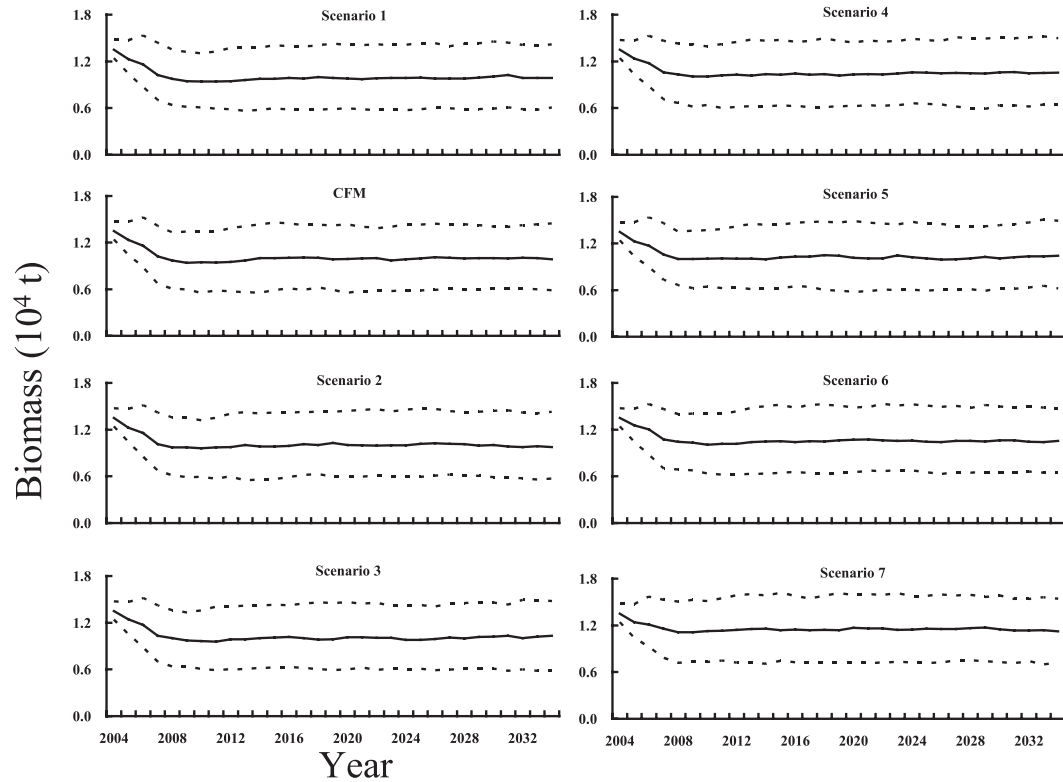


Fig.5-3 Forecasted biomass trajectories of pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk for each of the various management scenarios. Median forecast biomass (solid line), tenth and ninetieth percentiles (broken lines).

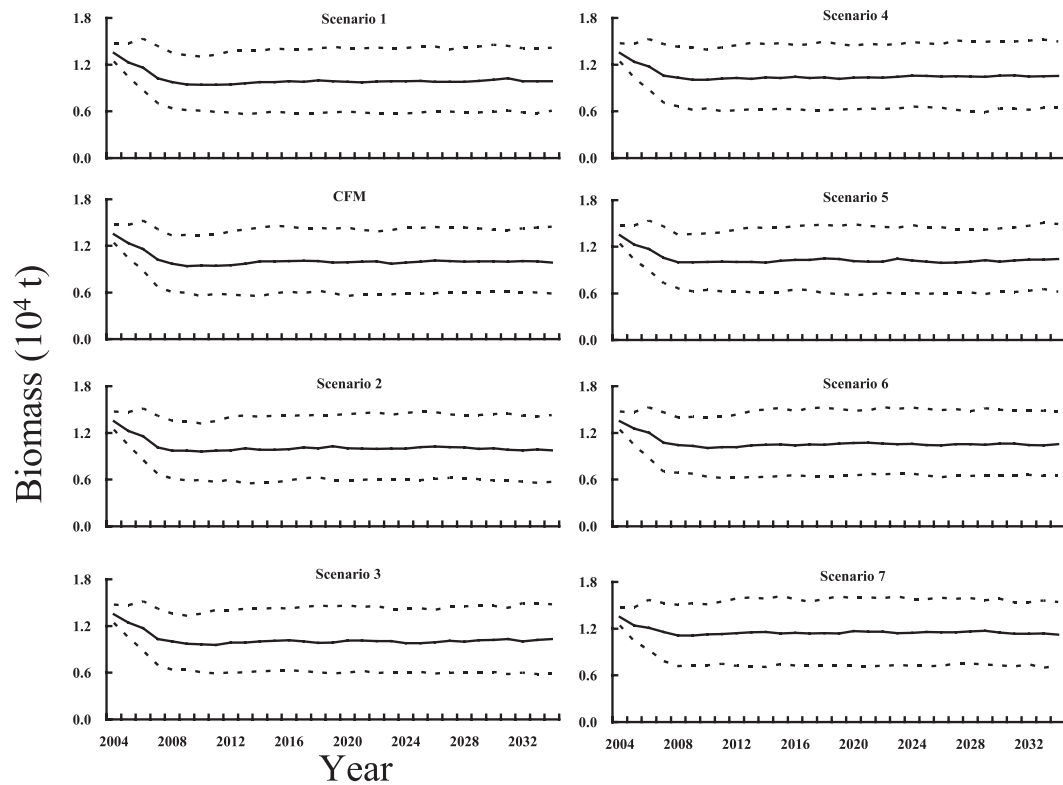


Fig.5-4 Forecasted yield trajectories of Pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk for each of the various management scenarios. Median forecast biomass (solid line), tenth and ninetieth percentiles (broken lines).

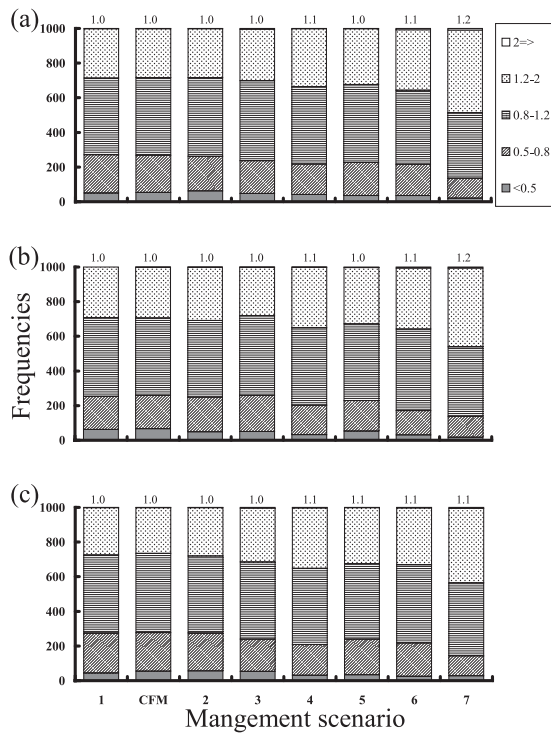


Fig.5-5 Forecasted biomass of pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk in (a) 2014, (b) 2024, and (c) 2034 relative to the median of the biomass from the CFM run. The numbers shown in each column were the median of outputs for each of management scenarios.

Table 5-5 Minimum biomass and yield in each scenario of pointhead flounder management in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk.

Management Scenario	Lower 5th percentile	
	Minimum biomass ^a	Minimum yield ^b
1	15.0	13.8
CFM *	15.0	13.6
2	14.2	14.0
3	15.6	14.7
4	16.1	15.0
5	15.3	14.4
6	18.3	15.9
7	22.9	15.1

^aLower 5th percentile of the minimum biomass in the simulation period divided by the 2004 median biomass, expressed as a percentage.

^bLower 5th percentile of the minimum annual yield in the simulation period divided by the 2004 yield, expressed as a percentage.

* CFM: Current fishing mortality run.

scenario were not found.

The lower 5th percentile of the minimum biomass forecasted in each simulation scenario was divided by the 2004 median of biomass and expressed as a percentage (Table 5-5). Those data show that the

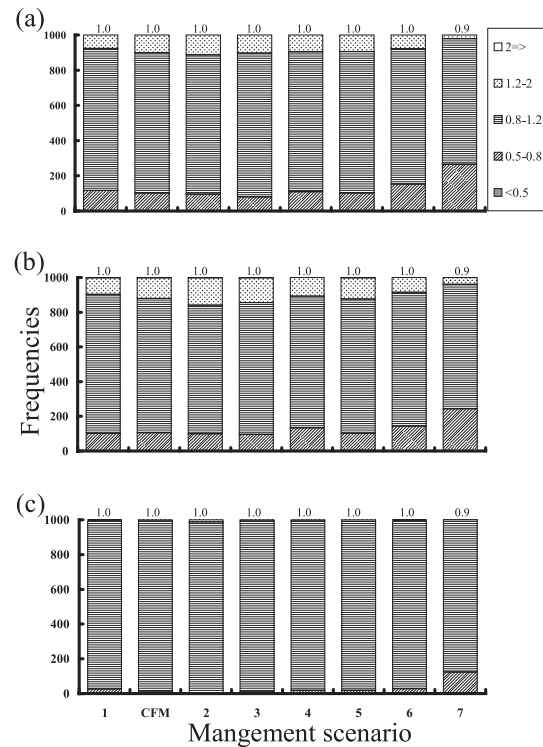


Fig.5-6 Forecasted cumulative yield of Pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk in (a) 2005 - 2014, (b) 2005- 2024, and (c) 2005- 2034 relative to the median of cumulative yield from the CFM run.

The numbers shown in each column were the median of outputs for each of management scenarios.

relative output minima increased with the amount of regulation change.

Yield

Cumulative yields forecasted for the periods 2005-2014, 2005-2024, and 2005-2034 for each management scenario relative to the median of the cumulative yield in the CFM run are shown in Fig.5-6. The median outputs for all management scenarios were equal to, or smaller than, the CFM median. From 2005 to 2014, the distributions of outputs shifted to smaller cumulative yields as the amount of regulation change increased, except in scenario 1 with a smaller mesh size. Similar results were observed from 2005 to 2024 and from 2005 to 2034. Within all scenarios, the differences as time progressed were not found (Fig.5-6).

The minimum yield forecasts produced in each scenario, as a percentage of the 2004 yield, are shown in Table 5- 5. With the exception of scenario 1 and scenario 7, the forecasted minimum yields became

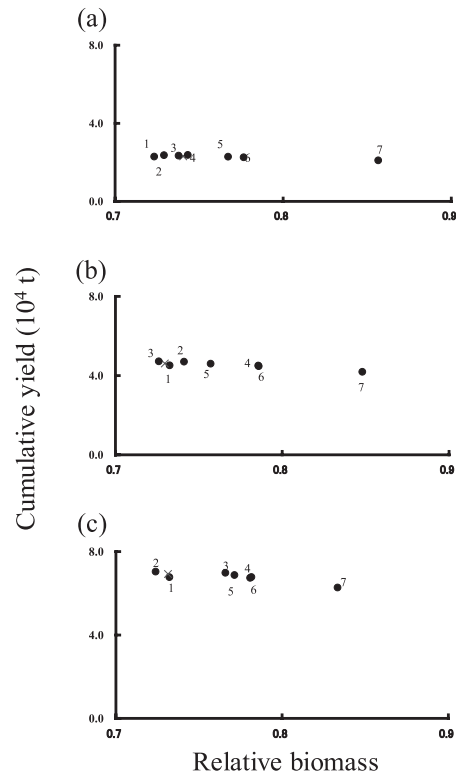


Fig.5-7 Relationships between cumulative yields and biomasses of pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk in (a) 2014, (b) 2024 and (c) 2034. The biomasses are shown as the relative value; divided by the median of biomass in 2004.

Table 5-6 Coefficient of variation for cumulative yield for pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan and the Sea of Okhotsk, by management scenario and period.

management			
scenario	10 years	20 years	30 years
1	15.3	10.4	8.6
CFM	15.8	10.8	8.8
2	15.3	10.9	8.7
3	14.9	10.4	8.7
4	15.7	11.3	9.0
5	15.4	11.1	9.0
6	16.0	11.2	9.0
7	16.9	12.3	9.7

larger as the amount of regulation increased. All of the scenarios' indices of minimum yield were greater than the index for the CFM run.

The relationships between biomass and cumulative yield over three forecast periods for each management scenario are shown in Fig.5-7. This Figure suggests the presence of trade-offs between biomass and yield

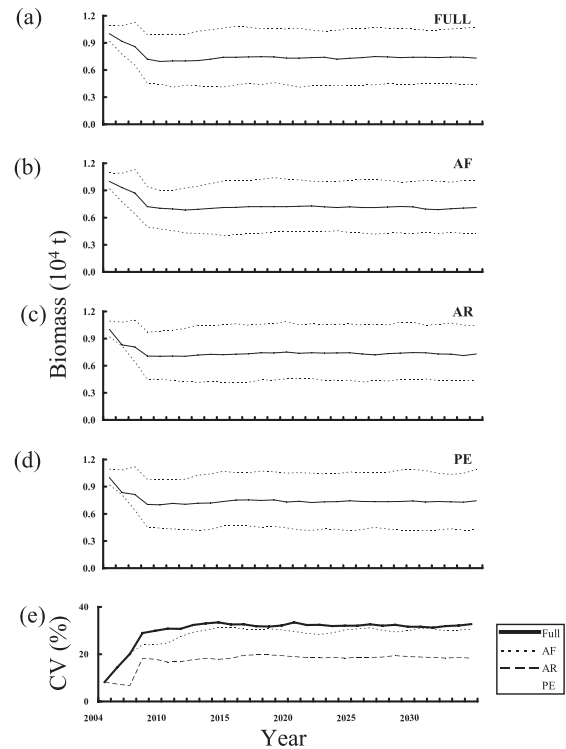


Fig.5-8 The differences of biomass trajectories of pointhead flounder in the northern waters of the Sea of Japan(a-d) and the Sea of Okhotsk among settings of fluctuations for management scenario 5. (e)Coefficient of variations of biomass for each trial.

in the scenarios at all time period.

AAV values were used as a stability performance measurement. No clear differences were observed in the AAV values for the various scenarios. Among the scenarios, the average AAV values ranged between 58.7 and 59.6 with standard deviations ranging from 8.6 to 9.2. The average AAV in the CFM run was 59.4 ± 9.1 .

As measurement indicators of performance reliability, inter-replicate coefficients of variation (CVs) of the cumulative yields for the periods 2005-2014, 2005-2024, and 2005-2034, were determined (Table 5-6). Within each scenario, the CVs became smaller as period length increased.

However, within the same period, the CVs increased as the amount of regulation increased.

Effects of fluctuations in the simulation

Management scenario 5 was selected for use in this assessment because its base case results reflected a moderate amount of regulation change (Table 5-3). Fig.5-8 shows the 2005-2034 trends for the base case (FULL) and the three fluctuation options, along with

the CVs for each trial. The trends were similar, but the CV in the AR trial was smaller than that in the other three trials. At 2034, the CVs using AF, AR, and PE fluctuation trials relative to the CV for the base case were 93%, 55%, and 99%, respectively.

5.6 Discussion

Conservation performance

The stable biomass trend after decline in first three years forecasted by the CFM run suggests that the current fishing mortality scenario is adequate to maintain a sustainable biomass in the PFJO stock. Scenario 1, using a smaller gill net mesh size than CFM represented a reduced amount of regulation from that in the current fishery, and the conservation performance of scenario 1 was equivalent to that in the CFM. It indicates that former mesh size increased to the current mesh size have a restricted effect to maintain a sustainable biomass in the PFJO stock. Two indices showed that any increase in mesh size regulation would conserve more of the PFJO stock than the CFM. First, the minimum biomass resulting from scenarios 2 to 4 and scenarios 5 to 7 were larger than that in the CFM run, and would indicate a reduction in the risk of population collapse. Second, the future biomass levels achieved following additional mesh size regulation would be expected to be larger than those in the CFM run. Furthermore, the scenarios showed that the more severe the mesh size change, the greater the conservation of the stock. More severe management scenarios also produced larger minimum biomass levels in the simulation period (Table 5-5). Also, the distribution of the biomass within each of the management scenarios shifted to a larger biomass as the amount of regulation change increased (Fig. 5-5). Based on these results, increasing the regulation of the fishery would decrease the risk of population collapse.

Scenarios 2 to 4 only regulated the coastal gill net fishery. Even relatively small regulation changes, as in scenarios 2 to 4, resulted in greater stock conservation than the CFM run, but these were relatively small differences compared with CFM run (Table 5-5, Fig. 5-5). However, the scenarios 5 to 7 in which the same strength of regulation was applied to the trawl fishery as that used in the coastal gill net fishery, showed more effective results than those shown by

scenarios 2 to 4 (Table 5-5, Fig. 5-5). These results suggest that regulating both fishery types would lead to a greater conservation of the stock and lesser risk of population collapse. However, some simulation outputs were less than 0.5 of the median biomass in the CFM run at all time points suggesting that a risk of management failure remains, even under relatively severe management scenarios (Fig. 5-5). Nevertheless, the risk of management failure decreased as the amount of regulation alteration increased. From a stock conservation viewpoint, any increase in mesh size with or without a similar trawl fishery restriction would conserve the PFJO stock more than the CFM approach. Furthermore, more severe regulation changes would provide greater stock conservation. Although the risk of management failure decreased as the severity of the regulation alteration increased, there was still risk of stock failure, even at the most severe management scenario tested.

Utilization performance

Cumulative yields forecasted for the periods 2005–2014, 2005–2024, and 2005–2034 for each management scenario were used to evaluate utilization performance (Fig. 5-6). The evaluation showed that the yield differed with different period length. Simulation outputs indicated that lower cumulative yields occurred in short periods while larger cumulative yields were forecasted over long periods. The more severe regulations did not use as much of the total PFJO stock as yield. In scenario 1, the simulation output showed a similar to CFM for the period 2005–2014, however the lesser use for the period 2005–2034. Therefore in the short period, the smaller mesh size than the current fishery can obtain equivalent in yield but smaller yield occurred in the long period. Furthermore in scenario 7, a simulation output was inferior to other scenarios observed in short period and the same simulation output observed in long period but the differences from other scenarios became smaller. Thus, the effects of regulation change on stock utilization may not be observed over the short term, but they become obvious over the long term.

The lower 5th percentile of the minimum yields throughout the simulation period in scenario 7 was the smaller than scenario 6 output despite of minimum yields became larger as the amount of regulation

increased (Table 5-5). Scenario 7 represented the most severe regulation change in this study, and the results show that a severe regulation can prevent more utilization, despite of potential harvest remained.

Stability performance

The AAVs of the management scenarios were used to evaluate stability performance and showed little variation. The management scenarios considered in this study were based on changing gill net mesh size and, in some scenarios, altering the trawl fishery to a similar extent. The management scenarios in this study were considered relatively loose forms of regulation compared to a fishing ban regulation or a reduction in the number of the fishing fleets. The use of relatively loose regulation changes in these simulations may be the cause of the similarities in AAV values among the scenarios.

Reliability performance

The inter-replicate CVs of the cumulative yields were used to evaluate the differences in performance reliability (Table 5-6). After 30 years, the maximum variation in the index was 9.7% in scenario7. Overall, the variation in the cumulative yield CVs was relatively small and there were small differences among all scenarios. These small differences suggest that the results of each simulation run may be regarded as equally reliable.

Effects of fluctuations in simulation

The AR trial had a smaller biomass CV than the other simulation fluctuation trials (Fig.5-8). These data suggest that using average recruitment instead of stochastic variations in recruitment may lead to underestimating future variations, resulting in misinterpretation of the management procedure evaluation results. At 2034, the CVs using AF, AR, and PE fluctuation trials relative to the CV for the base case were 93%, 55%, and 99%, respectively. Thus, the uncertainty caused by recruitment variation most greatly affected the population forecasts in this simulation. Improved understanding of recruitment variation is essential for evaluation of management candidates.

Chapter 6

General discussion

It is widely recognized that there are various kinds of demand for fishery stock. Building consensus among stakeholders is the essence of fishery stock management. One role of the fishery scientist is to offer scientifically based information on the stock of interest. Furthermore, uncertainty is unavoidable in stock management. To conduct fishery stock management, a wide range of uncertainties should be considered. A simulation model that incorporated uncertainty from sampling errors and other types of uncertainties was developed in this study and provided useful information for fishery stock managements.

Uncertainties have been placed into five error categories: (i) measurement error in observed quantities; (ii) process error in the underlying stochasticity of population dynamics; (iii) model error in the mis-specification of model parameter values; (iv) estimation error resulting from any of the above uncertainties and/or inaccuracy and imprecision in estimated model parameters; and (v) implementation error resulting from variability in the implementation of management policies¹⁹⁾.

This study considered errors in stock sizes estimated from catch-at-age data (WPNJ) or catch at length data (PFJO) by bootstrapping. The stock size estimation errors were investigated in relation to measurement error (type i) and estimation error uncertainties (type iv).

The randomly sampled RPS used in future recruit calculation in chapter 4 or the stochastic estimation in chapter 5 correspond to a process error involving population dynamics uncertainty (type ii). The RPS and the probabilities used in the stochastic approach used in this study were calculated from a bootstrapped 1000 stock number data set, a process which takes the measurement error (type i), process error in the population dynamics (type ii), and estimation error (type iv) into consideration.

On the other hand, uncertainties related to implementation error (type v) were not incorporate in this study. However, this study would be reducing this type of uncertainties. The consensus among stakeholders is important for implementation of stock

management because the demands for fishery stock are varied among stakeholders. This study provides a variety of evaluations, and such evaluations would help building consensus among stakeholders. Therefore this study would be reducing the implementation uncertainties.

Also model error uncertainties (type iii) were not investigated in this study, but could be considered using sensitivity analysis. However, it was noted that some parameter errors, such as the specification of a natural mortality rate, did not affect the observed biomass and yield trends. Thus, simulation modeling in this study took into consideration several important and wide-ranging uncertainty types and should provide an appropriate level of understanding of the uncertainties involved in stock management.

Cooke⁽⁶¹⁾ proposed four main axes of performance measurements to evaluate the validity of management procedures. The performance measurements used in this study corresponded closely to those four axes. Conservation performance indices are essential for evaluation of stock management candidates and can indicate the probability of sustainable stock utilization, without stock collapse, under some management candidate. As far as conservation performance, the severe regulation candidates were more effective than loose regulation candidates. In chapter 4, the scenario 3-1, relatively loose regulation, showed the probability of biomass decrease than biomass forecasted by no regulation scenario and became the same level were about 11 % and about 33 %, relatively in after 30 years. The comparing medians of outputs, it would be similar to the result from a deterministic method instead of simulation method, showed that the scenario brought 1.2 times biomass as forecasted by no regulation scenario. This deterministic information cannot give the subsist risk in management candidates but simulation results can give the risk in a quantitative way.

The utilization performance indices showed harvest levels from a stock using a particular management candidate. The utilization performance obtained in both chapter 4 and chapter 5 showed their evaluation were different with differing period length. Generally, there are different needs for amounts and timing of harvests requested by stakeholders. Some people may want

short-term benefits, while others may be interested in harvests over longer periods. The differences of this index among period length indicate that various pieces of information should be provided when attempting to obtain consensus among stakeholders on utilization of a stock.

The stability performance index indicates variation in annual harvest. In chapter 5, changing gill net size strategy showed the small difference among scenarios. However in chapter 4, although small differences among scenarios under the constant suppressing fishing mortality over period scenarios, the large variation were showed under fishing ban scenarios despite of excluding the effect of extreme deviations, resulting from the fishing ban. The rapid increase stock biomass with fishing ban and rapid decrease by strong fishing pressure brought higher AAVs. This type of variation can result in difficulties when planning business schedules, plant and equipment investments, and employment needs. For the consumer, it leads to price variation, and may destabilize the food supply. Thus, stability performance is important to most stakeholders and the external severe regulation like a fishing ban strategy is not preferable for stability performance.

The reliability performance indices show the reliability of the simulation outputs. In chapter 4 and chapter 5, the small differences observed among scenarios and periods suggested that each simulation run was equally reliable. Such calculates would be useful to managers when selecting among several management action candidates.

In chapter 4, three recruitment assumptions were tested and future biomass forecasts were found to be strongly affected by assumptions about recruitment. However, it was impossible to determine which assumption is the nearest to reality since there is no way to accurately predict future biomass levels. However, it was found that the overall ranking of management candidates was not markedly affected by recruitment assumptions, even though the absolute value of the biomass levels were strongly affected by recruitment assumptions. Therefore, the discussion for management can start without arguments of recruit assumption. Scientists should consider reasonable recruitment assumption and provide information on

how the evaluation of management candidates is affected by the assumptions.

The effects of fluctuations were evaluated in chapters 4 and 5. In both chapters, the uncertainty caused by recruitment variation most greatly affected the population forecasts rather than the uncertainty caused by sampling error. On the other hand, the effect of sampling error was observed definitely in stock size estimation by VPA and by LPA. Reducing sampling error improves stock size estimation precision. However when forecasting future population dynamics based on stock size estimation, future variations were affected largely recruitment variation rather than sampling error was quantified by this simulation study.

It is widely said that improving stock size estimation precision is essential for sound stock management. However this study quantified various uncertainties including stock management showed that improving stock size estimation precision is not directly connected to ensure sound management. At least, the two stock examined in this study were assessed sufficient precision in stock size estimation for forecasting future population dynamics. Improving recruitment variation is effective on stock management rather than improving stock size estimation precision. However assessment information for different stocks varies in their quality and quantity. Therefore, revealing the relative effects of different fluctuations through simulation should improve the evaluation of management candidates.

This study showed that various indices can be useful for evaluating different management scenarios. The trade off between the conservation and utilization were showed. The evaluation of management scenarios differed depending on the index selected and the period considered. Furthermore, there are various aspects of stock management that depend on how people derive benefits from the stock. Hilborn *et al.*¹⁷⁾ pointed out that stock managers should play a moderate role because there is no single user voice. Hilborn and Walters³⁸⁾ defined the role of the scientist in stock management as helping managers to make choices about dynamic fishery systems in the face of uncertainty. It is impossible to remove uncertainties in stock management completely, and

inaccurate forecasting of the future status of stocks is unavoidable.

An important duty of fishery scientists is to provide an estimate of the possible stock status based on the available scientific data, rather than trying to forecast a 'best estimate'. This study provides a method to evaluate management procedures from various viewpoints and provides the limitations of the results. Furthermore, even people out of a scientific specialty may have been concerned or easily understand about the influence of the sampling error on the estimation of interest quantity because that they know a direct observation is difficult for under sea living fishery stock. A quantitative evaluation procedure including the uncertainties from sampling error was developed in this study. This procedure could enrich discussions of the effects of a variety of management actions when stakeholders are considering various requirements of the stock.

Acknowledgements

The author is grateful to Professor Yasunori Sakurai for accepting to study the manuscript and give advice. The author is also indebted to Professor Nobuo Kimura and Professor Masahide Kaeriyama for their valuable guidance and contributions to this study. This work would not have been possible without the enduring support and direct supervision of Associate Professor Takashi Matsuishi until today of the Ph.D. program completion after having guidance in the training for the first time ten years ago. The author is also grateful to Dr. Ai Kimoto for her technical offer about the new development recruitment forecasting method.

The data used in this study was collected by the fishery monitoring procedure conducted by HFES with the budget of Japanese Fishery Agency.

The author would like to thank many of colleagues, including the HFES scientists who carried out the monitoring procedures for their efforts to obtain data on the fish. The author would especially like to thank Mr. T. Honma, Mr. T. Mutoh, Mr. M. Watanobe, Mr. A. Wada, and Dr. K. Itaya the HFES scientists who ordered this data and donated it to the author. This study was conducted as part of the project "The study of important fields of science: A study of the effects of stock management," funded by the Hokkaido

government. HFES collaborated with the Faculty of Fishery Sciences at Hokkaido University.

Last but not least the author would like to thank the family. The two cheerful boys; Sohta and Tetsuta always brace motivations up and had a tender wife; Sayumi heal the feeling that the author seemed to be able to sprain.

References

- 1) FAO: "Fsih and foodsecurity" Food and Agriculture Organization of the United Nations. Internet web. Download from: <http://www.fao.org/focus/e/fisheries/intro.htm> (2007)
- 2) Tanaka, S.: General remarks of fisheries stock. Tokyo, Kouseishakouseikaku, 1985, 381p.
- 3) Russell, E. S.: Some theoretical considerations on the 'overfishing' problem. *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 6, 3-20 (1931)
- 4) Schaefer, M. B.: Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. *Bulletin, Inter-American Tropical Tuna Commission*, 1, 25-56(1954)
- 5) Beverton, R. J. and Holt, S. J.: *On the dynamics of exploited fish populations*. Fisheries Investment Series 2, vol.19 London, Ministry of Agriculture and Fisheries,
- 6) Pauly, D. and Christensen, V.: Primary production required to sustain global fisheries. *Nature*. 374, 255-257(1995)
- 7) Pauly, D., Christensen, V., Dalsgaard, J., Froese, R. and Torres, F. J.: Fishing down marine food webs. *Science* 279, 860-863 (1998)
- 8) Pitcher, T. J.: Fisheries managed to rebuild ecosystems? Reconstructing the past to salvage the future. *Ecological Applications*. 11(2), 601-617(2001)
- 9) Pauly, D. Christensen, V., Gu?nette, S., Pitcher, T. J., Sumaila, U. R. and Walters, C. J.: Towards sustainability in world fisheries. *Nature*. 418(8), 689-695 (2002)
- 10) FAO: *FAO yearbook Fishery statistics capture production*. Rome, FAO, 2007, 72p.
- 11) Watson, R. and Pauly, D: Systematic distortions in the world fisheries catch trends. *Nature*. 424, 534-536 (2001)
- 12) Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries: 2005 *annual statistics of fishery and aquaculture production*. Division of statistics Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries(eds.) Tokyo, Aguliculture and forestry statistics foundation, 2007, 241p.
- 13) FAO: *Review of the state of world marine fishery resources*. *FAO Fisheries Technical Paper*, 457, Rome, FAO, 2005, 235p.
- 14) Anonymous: Report of the United Nations Conference on Environment and Development. A/Conference 151/26 (Vol. III). New York, United Nations, 1992
- 15) Anonymous: *Guidelines on the precautionary approach to capture fisheries and species introduction*. *FAO fisheries Technical Paper* 350.1. Rome, FAO, 1995, 47p.
- 16) Anonymous: *Administrative Report of the Technical Consultation on the Code of Conduct for Responsible Fisheries*. Rome, Italy, 26 September-5 October 1994. FAO Fisheries Reports-R515 Rome, FAO, 1995, 41p.
- 17) Hilborn, R., Pikitch, E. K. and Francis, R. C.: Current trends in including risk and uncertainty in stock assessment and harvest decisions. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 50, 874-880 (1993)
- 18) Anonymous: *Reference points for fisheries management*. *FAO fisheries Technical Paper* 347 Rome, FAO, 1995, 83p.
- 19) Ronsenberg, A. A. and Restrepo, V. R.: Uncertainty and risk evaluation in stock assessment advice for U.S. marine fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51, 2715-2720 (1994)
- 20) Patterson, k., Cook, R., Darby, C., Gavaris, S., Kell, L., Lewy, P., Mesnil, B., Punt, A., Restrepo, V., kagen, D. W. and Stef?nsson, G.: Estimating uncertainty in fish stock assessment and forecasting. *Fish and Fisheries*. 2, 125-157 (2001)
- 21) Anonymous: The revised management procedure (RMP) for Baleen Whales. *Rep. Int. Whal. Comm.* 44, 145-167 (1994)
- 22) Butterworth, D. S. and Bergh, M. O.: The development of a management procedure for the South African anchovy resource. In: Smith, S. J., Hunt, J. J. and Richard, D. (eds). Risk evaluation and biological reference points for fisheries management. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.*

- 120, 83-99.
- 23) Geromont, H. F., De Oliveria, J. A. A., Johnston, S. J. and Cunningham, C. L.: Development and application of management procedures for fisheries in southern Africa. *ICES J. Mar. Sci.* 56, 952-966 (1999)
 - 24) Punt, A and Smith, D.: Harvest strategy evaluation for the eastern stock of gemfish (*Rexea solandri*). *ICES J. Mar. Sci.* 56, 860-875 (1999)
 - 25) Punt, A., Smith, D. and Cui, G.: Evaluation of management tools for Australia' s South East Fishery 2. How well can management quantities be estimated? *Mar. Fresh. Res.* 53, 631-644 (2002)
 - 26) Formentin, J: The East Atlantic and Mediterranean bluefin tuna stock management: uncertainties and alternatives. *SCI. MAR.* 67 (Supple.1), 51-62 (2003)
 - 27) Kell, L. T., Die, D. J., Restrepo, V. R., Fromentin, J. M., Zarte, O. D. and Pallares, P.: An evaluation of management strategies for Atlantic tuna stocks. *SCI. MAR.* 67 (Supple.1), 353-370 (2003)
 - 28) Butterworth, D. S.: Why a management procedure approach ? Some positives and negatives *ICES J. Mar. Sci.* 64, 613-617 (2007)
 - 29) Hiramatsu, K.: Evaluation of the ABC decision rule by the operating model approach. *Nippon Suisan Gakkaishi.* 70, 879-983 (2004)
 - 30) Fisheries Agency and Fisheries Research Agency of Japan: Marine fisheries stock assessment and evaluation for Japanese waters (2005). Tokyo, Fisheries Agency , 2006, 551p. (In Japanese)
 - 31) Efron, B.: Bootstrap methods: another look at the jackknife. *Anal. Stat.* 7, 1-26 (1979)
 - 32) Punt, A. E.: The performance of VPA-based management. *Fish. Res.* 29, 217-243 (1997)
 - 33) Cady, J. F. and Mahon, R.: *Reference points for fisheries management.* FAO Fisheries Technical Paper 347. Rome, FAO, 1995, 83p.
 - 34) Delury, D. B.: On the estimation of biological populations. *Biometrics.* 3, 145-167 (1947)
 - 35) Delury, D. B.: On the planning of experiments for the estimation of fish populations. *J. Fish. Res. Bd. Can.* 8, 281-307 (1951)
 - 36) Nose, Y.: The confidence interval of estimation by Delury method. *Nippon Suisan Gakkaishi.* 24, 953-956 (1959) (In Japanese with English summary)
 - 37) Hiramatsu, K.: A statistical study of fish population dynamics using maximum likelihood method. *Bull. Nat. Res. Inst. Far Seas Fish.* 29, 57-114 (1992)
 - 38) Hilborn, R. and Walters, C. J.: *Quantitative fisheries stock assessment: Choice, dynamics and uncertainty.* New York, Chapman & Hall, 1992, 570p.
 - 39) Prager, M. H.: A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. *Fish. Bull.* 92(2), 374-389 (1994)
 - 40) Murphy, G. I.: A solution of the catch equation. *J. Fish. Res. Board Can.* 22, 191-202 (1965)
 - 41) Gulland, J. A.: Estimation of mortality rates. Annex to Arctic Fisheries Working Group Rep., *ICES C. M. Doc.* No. 3. p.9 (mimeo)(1965)
 - 42) Megrey, B. A.: Review and comparison of age-structured stock assessment models from theoretical and applied points of view. *Am. Fish. Soc. Symp.* 6, 8-48. (1989)
 - 43) Pope, J. G.: An investigation of virtual population analysis using cohort analysis. *Int. Comm. Northwest Atl. Fish. Res. Bull.* 9, 65-74 (1972)
 - 44) Sims, S. E.: The effect of unevenly distributed catches on stock-size estimates using virtual population analysis (cohort analysis). *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 40, 47-52 (1982)
 - 45) Prager, M. H. and MacCall, D.: Sensitivities and variances of virtual population analysis as applied to the Mackerel, *Scomber japonicus*. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 45, 539-547 (1988)
 - 46) Quinn, T. J. II and Deriso, R. B.: *Quantitative fish dynamics.* New York, Oxford University Press, 1999, 542p.
 - 47) Lapointe, M. H., Peterman, R. M. and Rothschild, B. J.: Variable natural mortality rates inflate variance of recruitments estimated from virtual population analysis (VPA). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 49, 2020-2027 (1992)
 - 48) Wenburg, J. K., Bentzen, P. and Foote, C. J.: Microsatellite analysis of genetic population structure in an endangered salmonid: the coastal cutthroat trout (*Oncorhynchus clarki clarki*). *Mol. Ecol.* 7, 733-749 (1998)
 - 49) Gutierrez, M. L. E., Peregrino, U. A. B., Sotelo, M. R., Vargas, A. F. and Yepiz, P. G.: Sequence and conservation of a rRNA and tRNAVal mitochondrial gene fragment from *Penaeus*

- californiensis* and comparison with *Penaeus vannamei* and *Penaeus stylirostris*. *Mar. Biotechnol. N.Y.* 4, 392–398 (2002)
- 50) Costa, P. B. A.: Rapid evolution of an established feral tilapia (*Oreochromis* spp.): the need to incorporate invasion science into regulatory structures. *Biol. Invasions* 5, 71–84 (2003)
 - 51) Butterworth, D. S. and Punt, A. E.: Dynamic catch-effort models for the hake stocks in ICSEAF Divisions 1.3–2.2. *Coll. Sci. Pap. Int. Comm. SE Atl. Fish.* 11, 29–58 (1984)
 - 52) Overholtz, W. J.: Precision and uses of biological reference points calculated from stock recruitment data. *North Am. J. Fish. Management.* 19, 643–657 (1999)
 - 53) Simmonds, E. J.: Weighting of acoustic- and trawl-survey indices for the assessment of North Sea herring. *ICES J. Mar. Sci.* 60, 463–471 (2003)
 - 54) Abaunza, P., Farina, A. C. and Murta, A.: Applying biomass dynamic models to the southern horse mackerel stock (Atlantic waters of Iberian Peninsula). A comparison with VPA-based methods. *Sci. Mar.* 67, 291–300 (2003)
 - 55) Efron, B.: Better bootstrap confidence intervals. *J. Am. Stat. Assoc.* 82, 171–185 (1987)
 - 56) Efron, B. and Tibshirani, R. J.: *An Introduction to the Bootstrap*. London, Chapman & Hall, 1993, 456p.
 - 57) Hadon, H.: *Modeling and quantitative methods in fisheries*. York, Chapman & Hall, New 2001, 406p.
 - 58) Parma, A. M.: Retrospective catch-at-age analysis of Pacific halibut: implication on assessment of harvesting policies. *Univ. Alaska Sea Collage Program Rep.* 93-02, 247–265 (1993)
 - 59) Kimoto, A., Mouri, T. and Matsuishi, T.: Modelling stock-recruitment relationship to examine stock management policies. *ICES J. Mar. Sci.* 64, 870–877 (2007)
 - 60) Honda, S. and Yabuki, K.: Stock assessment and evaluation for walleye pollock in the northern waters of Sea of Japan (2007). In: marine fisheries stock assessment and evaluation for Japanese waters (2007) Fisheries Agency, National Fisheries Research Agency of Japan 267–312 (2008).
 - 61) Cooke, J.: Improvement of fishery-management advice through simulation testing of harvest algorithms. *ICES J. Mar. Sci.* 56, 797–810 (1999)
 - 62) Yabuki, K.: Stock assessment and evaluation for walleye pollock in the northern waters of Sea of Japan (2005). In: marine fisheries stock assessment and evaluation for Japanese waters (2005) Fisheries Agency, Fisheries Research Agency of Japan 249–283 (2006) (In Japanese).
 - 63) Restrepo, V. R., Hoenig, J. M., Powers, J. E., Baird, J. W. and Tunner, S. C.: A simple approach to risk and cost analysis, with applications to swordfish and cod fisheries. *Fishery Bulletin, U. S.* 90, 736–748 (1992)
 - 64) Ricker, W. E.: Stock and recruitment. *J. Fish. Res. Bd. Can.* 11, 559–623 (1954)
 - 65) Itaya, K. and Mitsunashi, M.: Pointhead flounder. *Ann. Rep. H.C.F.E.S.* 27–33 (2008) (In Japanese).
 - 66) Department Fisheries and Forestry Hokkaido. The manual of fishery resources in Hokkaido. Sapporo, Hokkaido Government, 2008, 55p.
 - 67) Jones, R.: The use of length composition data in fish stock assessments. (with notes on VPA and cohort analysis). *FAO Fish. Circ.* 734, 55 (1981)
 - 68) Fournier, D. A. and Doonan, I. J.: A length-based stock assessment method utilizing a generalized delay-difference model. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 44, 422–437 (1987)
 - 69) Matsuishi, T.: Development and Accuracy Assessment of a method of Separable VPA based on Catch-at-Length Data. *Mem. Fac. Fish. Hokkaido Univ.* 43 (1–2), 1–80 (1997) (In Japanese with English summary)
 - 70) Yamaguchi, H., Ueda, Y., Kanno, Y. and Matsuishi, T.: Population assessment using a length-based population analysis for the Eastern Hokkaido hair crab *Erimacrus isenbeckii*. *Nippon Suisan Gakkaishi*. 66(5), 833–839 (2000) (In Japanese with English summary).
 - 71) Yamaguchi, H., Ueda, Y. and Matsuishi, T.: Population assessment using a length-based population analysis for the Japanese hair crab (*Erimacrus isenbeckii*). *Crabs in Cold Water Regions: Biology, Management, and Economics, Alaska Sea Grant College Program Report. No. AK-SG-02-01, University of Alaska, Fairbanks*, 495–509 (2002)
 - 72) Yamaguchi, H., Ueda, Y. and Matsuishi, T.: Population assessment using a length-based population analysis for the Japanese hair crab

Erimacrus isenbeckii. *Fish. Sci.* 68 (Suppl. I), 475-476 (2002).

- 73) Mihara, E., Yamaguchi, H., Ueda, Y. and Matuishi, T.: Length-based stock assessment and fisheries management of hair crab *Erimacrus isenbeckii* in Funka Bay, Hokkaido, Japan. *Nippon Suisan Gakkaishi*. 61(6), 935-941 (2005) (In Japanese with English summary)
- 74) Wakayama, K., Fujimori, Y., Itaya, K., Murakami, O. and Miura, T.: Mesh selectivity of gillnet for pointhead flounder *Cleisthenes pinetorum*. *Nippon Suisan Gakkaishi* 72(2), 174-181 (2006)
- 75) Itaya, K and Fujioka, T.: Total length and age at maturity of pointhead flounder *Hippoglossoides pinetorum* in Ishikari Bay in western Hokkaido. *Sci. Rep. Hokkaido Fish. Exp. Stn.* 70, 81-87, (2006)(In Japanese with English abstract)
- 76) Itaya, K and Fujioka, T.: Age and growth of pointhead flounder *Hippoglossoides pinetorum* in Ishikari Bay, western Hokkaido. *Sci. Rep. Hokkaido Fish. Exp. Stn.* 70, 89-94 (2006) (In Japanese with English abstract)

北海道日本海におけるマダラの資源状態について

星野 昇*

Evaluation of Pacific cod (*Gadus macrocephalus*) stocks in the Sea of Japan off Hokkaido.

Noboru HOSHINO *

The catch of Pacific cod (*Gadus macrocephalus*), one of the most important species in the coastal waters off Hokkaido in the Sea of Japan, has been decreasing in recent years. In this study, Pacific cod stocks were evaluated based on verification of catch fluctuation, estimation of catch-at-age in each fishery, and stock size by VPA. The catch trend in each fishery, except that in the coastal sea area off Souya, has been decreasing since 2000, especially for the offshore trawl fishery. The fishing season has changed to spring (February to April), resulting in a decrease in the ratio of the catch from December to January, which was the major fishing season previously. Stock size estimated using VPA fluctuated between 25,000 and 30,000 tons in the first half of the 1990s; however, it has been reduced to less than 10,000 tons in recent years. One reason for the decline in stock is that the stock-recruitment relationships (RPSs) for the 1994, 1995, and 1996 year classes showed a continuous change to a lower level. Although RPSs for the 1997, 2000, and 2005 year classes were at a higher level, their recruitment sizes did not have sufficient capability for enhancing the stock size because of the lower maternal stock size. These results suggest a necessity for the fisheries management plan to increase the spawning stock biomass.

キーワード：マダラ，日本海，漁獲動向，年齢組成，VPA，資源量，再生産関係

まえがき

北海道日本海においてマダラは主要な漁業資源のひとつである。その漁獲量は1991年に1万トンを超えたが、以降は減少が続き、近年は4,000トンを下回る低い水準で推移している (Fig.1)。特に沖合底曳き網漁業では、スケトウダラ、ホッケに次ぐ重要対象種であったが、最近では沿岸漁業による漁獲量を下回っている。漁獲量の減少の背景には資源量の減少があると考えられるが、同海域に分布するスケトウダラやホッケでは調査船調査による採集調査や魚群探知機調査などによるモニタリングを併用して、資源量の定量的評価が行われている¹⁾のに対し、マダラでは資源動向について理解が進んでいない。我が国では仙台湾を主産卵場とする東北地方太平洋側に分布する資源のみ定量的な評価が進んでいる²⁾。

北海道日本海産マダラの資源評価が困難であった背景

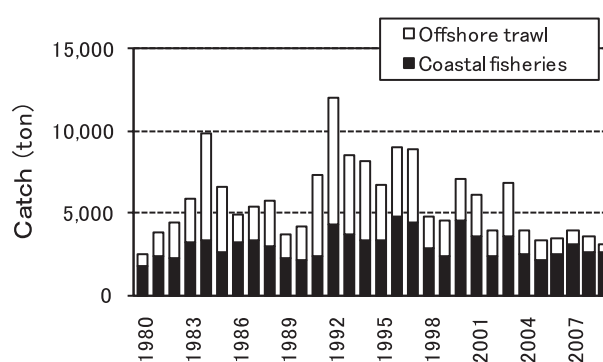


Fig.1 Change in annual catch of Pacific cod in the Sea of Japan off Hokkaido. Annual catch is the sum of the catch from April to the following March (Statistics: Hokkaido Suisan Gensei).

については、星野³⁾に詳記されている。すなわち、漁獲物が大型で高価なため、漁獲物標本調査における標本測定数が少ないうえに、漁獲物が洋上において独特な方法で箱詰めされた状態で出荷されることが多いため、市場における漁獲物測定調査などの一般的な方法がとれない。これに加え、北海道日本海産マダラでは耳石輪紋の構造が複雑で年齢査定が容易でないといわれている。星野³⁾は、このような北海道日本海におけるマダラの出荷事情に応じた、少数標本に基づくAge-Length-Keyなどの推定方法を示したうえで、これまで行ってきた漁獲物標本調査データから妥当な漁獲物年齢組成を得ることができることを示した。また、マダラの年齢査定については、比較的高度な読輪技術を要するが、服部⁴⁾が示した方法に基づいて観察者の訓練を行えば十分に査定可能であると思われる。

一方、VPA（コホート解析）による資源量推定については、いずれの漁業・海域・時期を、どの漁獲物標本組成で代表すればよいか、いわゆる「引きのぼし」に関する考え方が未整理であることで、北水試における既存データの活用が進んでいなかったという事情が大きい。

そこで、北海道日本海における近年の資源動向を定量的に把握し、漁獲減の背景への理解と資源管理方策を検討するための情報を得ることを目的として、日本海においてマダラを漁獲する各海域・漁業の漁獲量変動傾向などを検討した。さらに、北水試における既存の標本データ（年齢など）や漁獲統計データを精査し、さらに活用方法の検討、新たな漁獲統計データの収集を進め、VPAによる資源量推定を行った。これにより、北海道日本海におけるマダラ資源動向の特徴について知見を得たので報告する。

材料と方法

本稿では、宗谷、留萌、石狩、後志、および檜山の各支庁沿岸と、北海道日本海沖合の沖合底曳き網漁業の漁場で漁獲されるマダラを対象とした。

1. 漁獲統計

各支庁の沿岸漁業による漁獲量統計値は、北海道水産現勢に基づく。沖合底曳き網漁業の漁獲量統計値は、沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報（北海道区水産研究所）の、「中海区／北海道日本海」に記載の値に基づく。いずれも、1980～2009年の期間を集計範囲とした。

漁獲物年齢組成を得るための銘柄別漁獲統計値は、稚内機船漁業協同組合、小樽機船漁業協同組合、および余市郡漁業協同組合の水揚げ伝票に基づき月別・銘柄別漁獲統計に集計したものをを用いた。集計期間は1990～2009

年とした。

2. 漁獲物年齢組成

1997～2009年に、稚内機船漁業協同組合、小樽機船漁業協同組合、余市郡漁業協同組合、船泊漁業協同組合に、主に冬季の盛漁期に水揚げされた漁獲物から標本を採集し、基本測定、耳石採取などを行った。標本収集を行った年・月は漁協により異なる。なお、この中には、水産庁の「我が国周辺水域資源調査推進委託事業」によって北海道区水産研究所に委託され北海道へ再委託された予算経費で購入した標本の測定データを含む。

耳石（扁平石）を、短径方向に核を通過するよう薄片を切り抜き、その断面を厚さ0.3mm程度まで研磨し実体顕微鏡で観察した（Fig.2）。日本海産マダラの耳石は、太平洋、オホーツク海のものに比べ、Fig.2に向かって左側、すなわち短軸方向の成長量が小さい傾向にあり（星野、私信）、短軸方向の方が輪紋のコントラストが明瞭であるが、高齢個体については縁辺付近で輪紋が収束し読輪が困難になることがある。したがって、基本的には長軸方向を観察することとし、微細な成長線の成長方向が変化する部分（direction change）を見極め読輪した。これにより、服部⁴⁾の示した個体成長の傾向と対比して大きな違いのない読輪結果を得ることができた。概ね漁獲物の全体長範囲から任意に抽出し、標本数は27～98個体（平均53個体）であった。ほぼ全個体について耳石による年齢査定を行った。

1990～2008年度について海域・漁業別年齢組成を推定した。盛漁期が秋から翌春にかけてであるので、7月1日を基準日（年齢更新日）とした。1997年度以降の年齢組成の推定は、星野³⁾の方法によった。すなわち、引きのぼし対象の漁協・期間について、各銘柄別漁獲尾数分の体長データを当該漁協の全年の銘柄別測定データからランダム抽出して作り、Age-Length-Keyを用いて年齢に分解した。1996年以前は標本年齢データがなく、体長

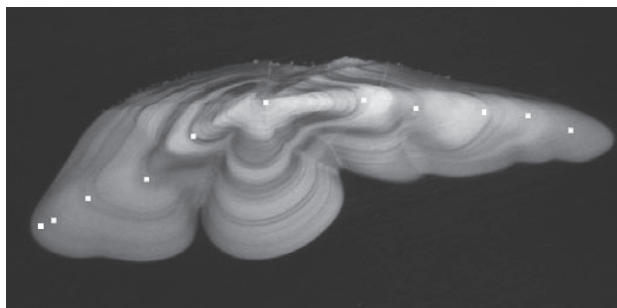


Fig.2 Photograph of a sagittal otolith of a Pacific cod from the Sea of Japan off Hokkaido.

組成データのみであるため、1997～2002年度の沖合底曳き網漁業によるAge-Length-Key平均値を用いて、それぞれの年の体長組成データを年齢組成に分解した。

3. VPA

上記2で推定した年別・年齢別漁獲尾数値に基づきVPAを行った。当資源については、資源量指数などVPAのチューニングに利用可能な情報がないので、I型VPA⁵⁾を適用した。計算式は平松⁶⁾である。なお、事前の設定条件として必要な最近年の年齢別F（漁獲死亡係数）は過去5年平均とし、M（自然死亡係数）は田内・田中⁷⁾により、これまでの年齢査定最高齢として出現した「10歳」を寿命と考え、 $2.5/10=0.25$ とした。最高齢を7プラスグループ、最若齢（新規加入年齢）を2歳とした。2003～2008年度は、7プラスグループと6歳のFが等しいと仮定して計算し、それによって得られた

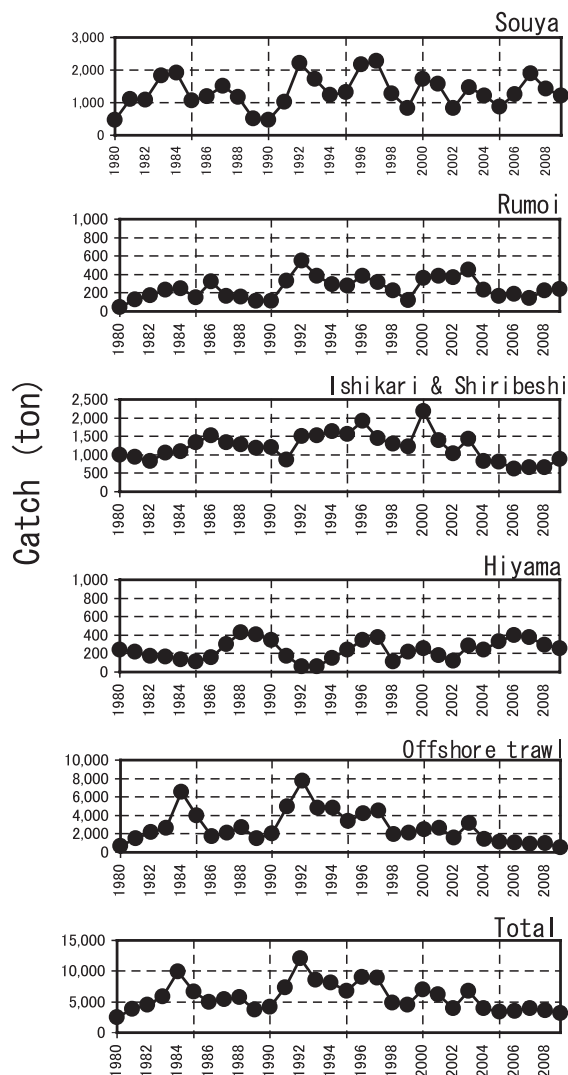


Fig.3 Changes in the annual catch of Pacific cod for coastal fisheries and offshore trawl.

2003～2008年度の F_{7+} 平均値0.856を、1990～2002年度の F_{7+} とした。

結果

1. 漁獲動向

Fig.3に、各支庁および沖合底曳き網漁業の漁獲量推移を1980年以降について示した。なお、石狩支庁の漁獲量はわずかなので後志支庁と合算した。年変動の全体的な傾向を対比すると、1990年代前半までは、宗谷、留萌の両支庁および沖合底曳き網漁業（以下、沖底漁業）は相似した動向を、檜山支庁ではそれらと逆相を呈している。すなわち、宗谷、留萌、沖底漁業では1984年まで増加傾向で、その後、減少傾向を示すものの1992年にかけて顕著な増加傾向となっている。檜山支庁では1985年まで減少傾向が続き、その後は比較的高い水準となるが1993年にかけて急減している。一方、石狩・後志支庁の漁獲量は、これらの特徴が相殺されたような変動の少ない推移となっている。1990年代後半は、各海域・漁業で1997年から1999年にかけて急減し、2000年は沿岸4支庁

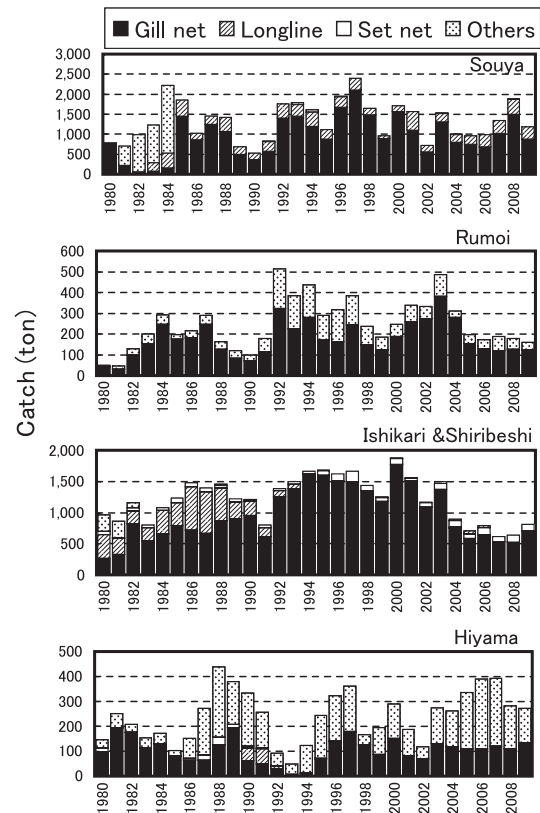


Fig.4 Annual catch of Pacific cod in the coastal waters in terms of fishing gear.

で大きく増加したが沖底漁業では増加率が小さかった。2000年代前半は、留萌、石狩・後志、沖底漁業では減少傾向で推移しており、特に2003年から2004年の減少幅が大きかった。一方、宗谷支庁では変動しつつも一方向的な増減の傾向はみられず、檜山支庁では明瞭な増加傾向となっている。2000年代以降の北海道日本海産マダラの著しい漁獲減は、漁獲量の多い沖底漁業と後志支庁で顕著であり、海域全体の漁獲量の減少傾向は、多産海域である宗谷沿岸の比較的安定した漁獲量によって緩和され

ている状況と見てとれる。

Fig.4に、各支庁沿岸漁業の漁業種別漁獲量を示した。近年は、宗谷、留萌、石狩・後志の各沿岸での漁獲量の多くは刺し網漁業によるもので、留萌支庁のみ、えびこぎ網などその他の漁業による漁獲がある。檜山支庁は刺し網漁業よりその他の割合が多くなっているが、これは釣り漁業によるものが多い。

Fig.5に月別漁獲割合の年変化を各支庁沿岸漁業および沖底漁業について示した。宗谷、石狩・後志の沿岸漁

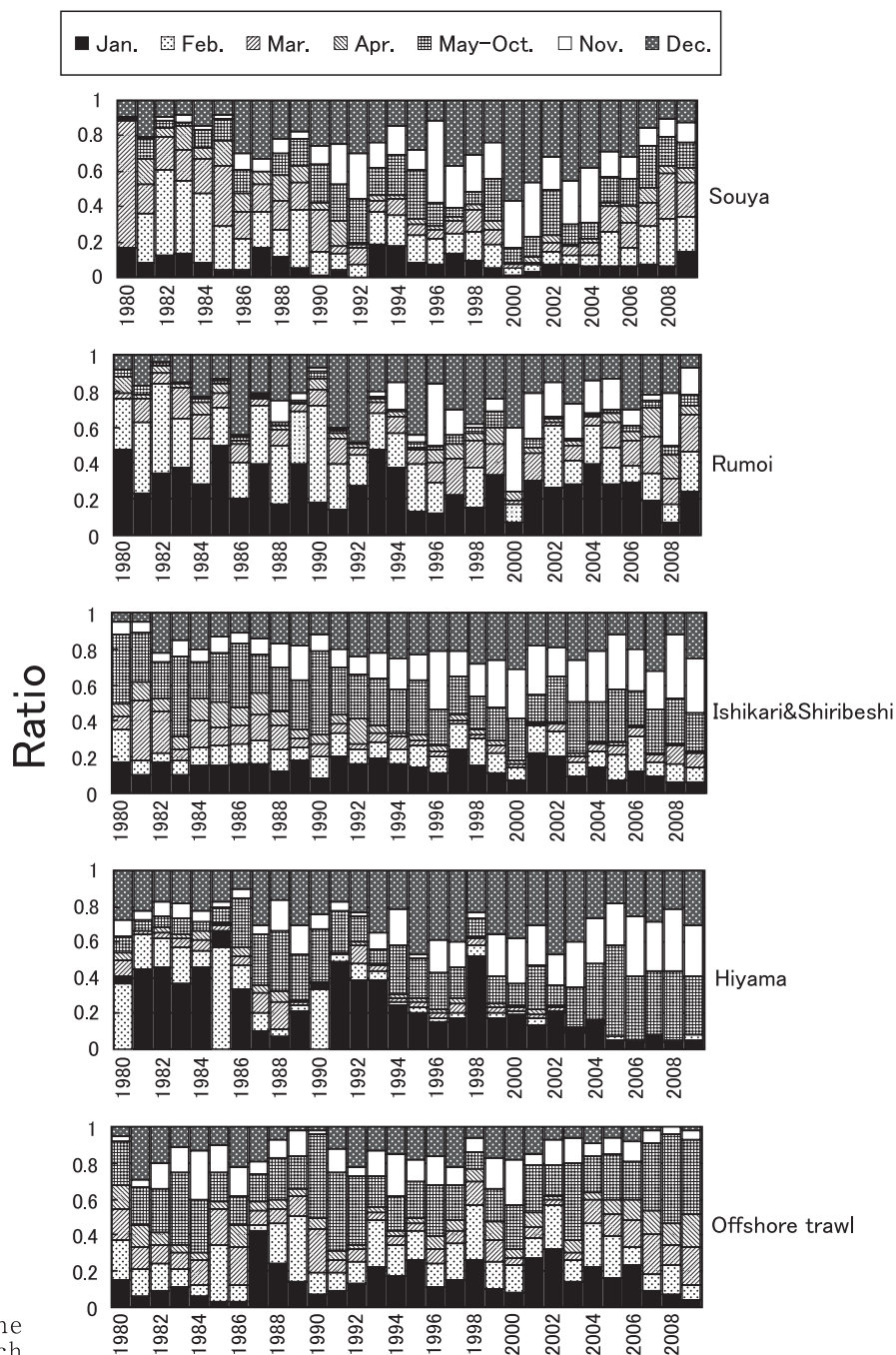


Fig.5 Annual changes in the fishing season for each fishery.

業と沖底漁業について、2000年代以降の推移をみると、宗谷では11～12月の漁獲割合の減少、2～4月にかけての漁獲割合の増加が顕著に進行している。後志では、宗谷とは逆の傾向、すなわち2～4月の漁獲割合の減少と11～12月の割合の増加という傾向が進んでいる。沖底漁業は宗谷と同様に、従来の盛漁期であった12～2月の漁獲割合が減り、3～4月の漁獲割合の増加が顕著に進んでいる。沖底漁業については5～10月にかけての漁獲割合の増加も目立つが、その内訳は5月と10月の増加である。

2. 年別・年齢別漁獲尾数

上記の漁獲動向、漁業種、漁期などの特性に基づいて、日本海マダラ漁業を4つの海域・漁業に大別し、それぞれの年別・年齢別漁獲尾数を1990～2008年度（7月1日基準日）について推定した。

北部沖合域

稚内機船漁業協同組合所属の沖底船主体による漁獲で、当該漁協の漁獲物年齢組成を「稚内ノース場」、「利尻周辺」、「武蔵堆」の3小海区における漁獲量で引きのばした（Fig.6-a）。

北部沿岸域

大半を礼文町の水揚げが占める。漁場は礼文島周辺で

あり、北部沖合域と近接・重複する。2000年1月に船泊漁業協同組合に水揚げされた漁獲物成は、同年同月に稚内機船漁業協同組合に水揚げされた漁獲物と、体長約450mm以上で年齢-体長組成がほぼ同一であり、450mm以下の個体はほとんど漁獲対象となっていなかった。これを根拠に、当該海域の年別・年齢別漁獲尾数は、北部沖合域の頻度分布から450mm未満の階級度数を除去した年齢組成を、宗谷支庁管内の沿岸漁業漁獲量で引きのばした（Fig.6-b）。

南部沖合域

小樽機船漁業協同組合所属の沖底船が主体であり、当該漁協の漁獲物年齢組成を、北部沖合域以外の小海区漁獲量の合計値で引きのばした（Fig.6-c）。

南部沿岸域

基本的には留萌支庁沖の海域が主漁場であり、後志および留萌管内の刺し網漁業と沖底漁業、えびこぎ網漁業などが漁場利用調整を行いつつ操業している。余市郡漁業協同組合の漁獲物年齢組成を留萌、石狩、後志、檜山の沿岸漁業漁獲量で引きのばした（Fig.6-d）。

年、年代によって各漁協の年齢組成を得られていない場合があり、その際は、他の海域の組成を当該海域の漁獲量で引き伸ばすことで補完した。

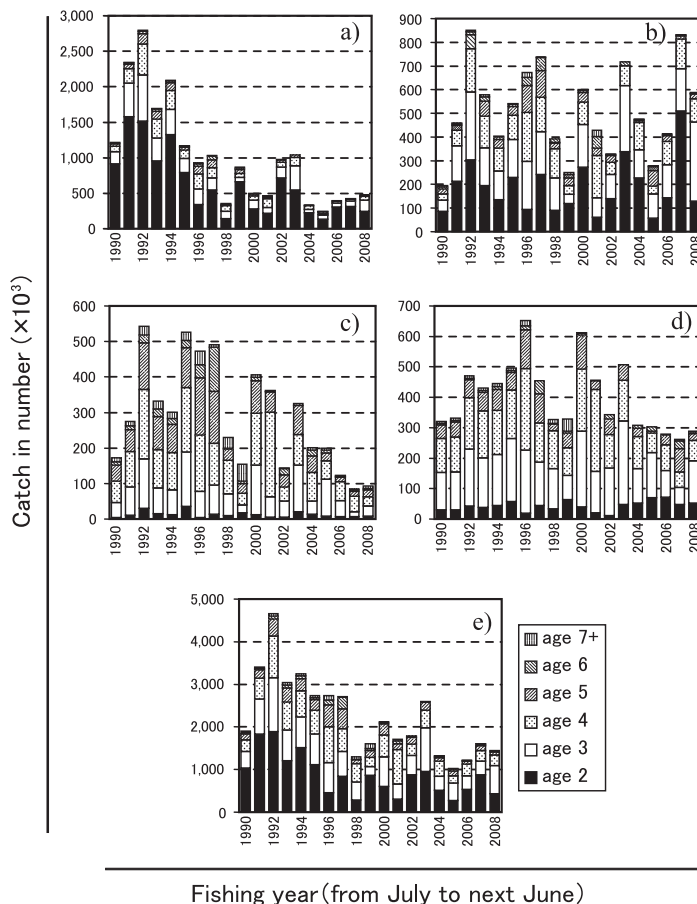


Fig.6 Annual changes in the catch-at-age of Pacific cod.

Graph a, Northern offshore; Graph b, Northern coastal waters; Graph c, Southern offshore; Graph d, Southern coastal waters; Graph e, Total number.

概観すると、南部海域の漁獲主体は3～5歳であるのに対し、北部海域では2歳魚の漁獲割合が高い傾向がある。全体としては、高齢化あるいは若齢化といった年齢組成の一方向的な変化は認められないが、漁獲量の推移同様に近年の尾数は約100～150万尾と低水準である (Fig.6-e)。

3. VPA

Fig.6-eの数値からVPAにより年別・年齢別資源尾数を計算した (Fig.7)。また、年齢別平均体重推定値を各年齢の尾数に乗じて資源重量に変換した (Fig.8)。各年齢群の2歳初めの資源尾数すなわち新規加入尾数の推移をFig.9-a示した。各年齢群の親資源重量を、 t 年発

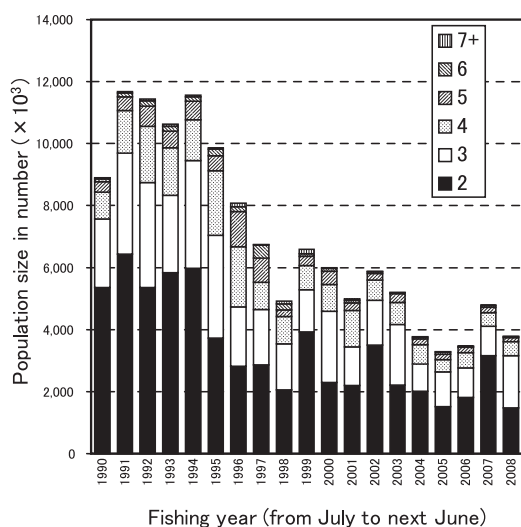


Fig.7 Annual change of population size in terms of number of Pacific cod estimated using VPA in the Sea of Japan off Hokkaido.

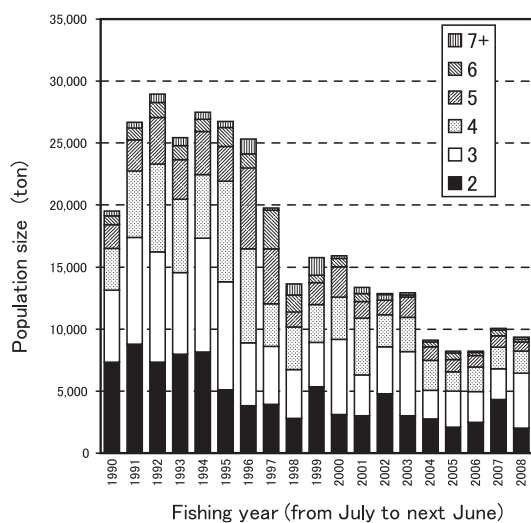


Fig.8 Annual change of biomass estimated by VPA.

生年級群に対して $t-2$ 年の3歳以上の資源重量と仮定して、その推移をFig.9-bに示した。ただし、2～3歳魚には未成魚が含まれているため、3歳、4歳の資源重量には任意の数値として0.5を乗じてから合算した。また、Fig.10には、再生産関係 (親子関係) を表した。

資源は1990年代前半に1,000万～1,200万尾、重量にして2.5万～3万トンに達したが、その後激減し、近年は1990年代前半の3分の1程度の水準で推移している。新規加入尾数は1993～1996年級群で著しく低下しており、引き続いて産卵親魚量も1996年をピークに、以降は急速に低下し現在に至っている (Fig.9)。再生産関係は、1994, 1995, 1996年級群について全体傾向から大きく外れ低い水準となった。その後、1997, 2000, 2005年

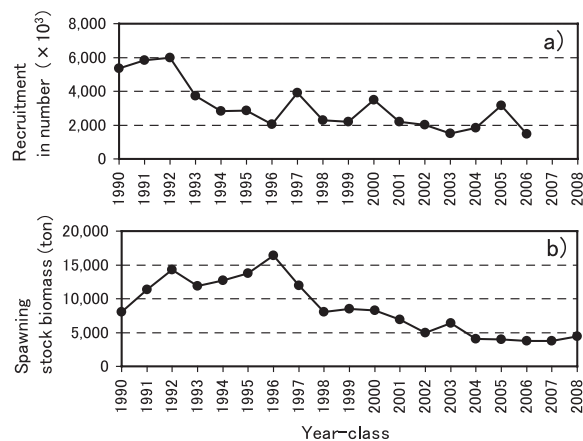


Fig.9 Recruitment in number (Graph a) and spawning stock biomass (Graph b) estimated using VPA of Pacific cod in the Sea of Japan off Hokkaido.

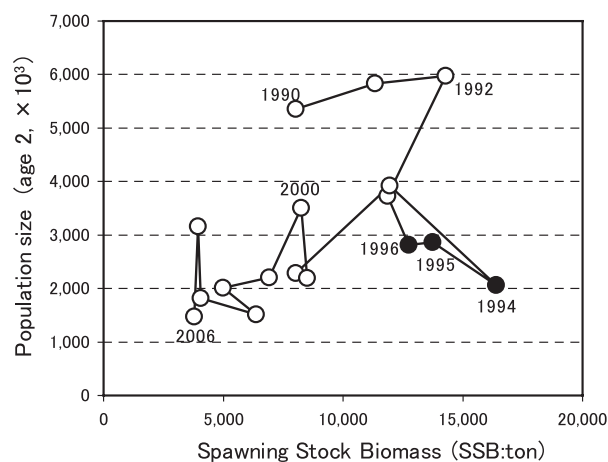


Fig.10 Relationship between spawning stock biomass (SSB, ton) and population size in terms of the number of age 2 of Pacific cod in the Sea of Japan off Hokkaido.

級群の再生産成功率はいずれも前年より大幅に好転して新規加入尾数が増加したが、資源量全体の増加にはつながっていない。Fig.11 に2歳時Fおよび3～5歳時の平均Fより求めた漁獲率の変化を示した。1990年代に比べ、どちらの漁獲率も高めに推移している傾向がみられる。さらに、年級群ごとの年齢別漁獲割合を示した(Fig.12)。例えば、1988年級群は2歳初めの資源尾数のうち2歳時に約20%、3歳時までに35%、最終齢までに約60%が漁獲されたということである。年級群豊度の水準が下がった1997年級以降のトレンドは、特に3歳の漁獲割合が高くなっていることがわかる。また、年級群ごとの2歳初め時点での%SPRの直線トレンドは負(傾き-0.006/年, $p<0.05$)の傾向が明瞭であった(Fig.13)。

考察

漁獲量が低水準で推移している北海道日本海のマダラ資源について、各海域・漁業の漁獲動向と漁獲物標本の年齢査定結果に基づき、4個に大別した海域・漁業ごとに年別・年齢別漁獲尾数を推定し、その合計値からVPAにより資源動向を把握した。

VPAによる最近年の資源尾数計算値は1990年代の3分の1程度に低下しており、1990年代後半から2000年代初めにかけて、資源量は大きく減少したことが示された。特に1994～1996年級群の親から加入までの再生産成功率が低く推移したことで、1990年代後半に新規加入尾数が大きく減退した。これは初期減耗期における生息環境の変化に起因するものと考えられるが、日本海マダラ資源については、0歳魚の採集がほとんどできておらず、その詳細な検討は現状では困難である。一方、同海域のスケトウダラ資源の再生産成功率にも、1993～1996年級群に低水準の傾向が現れている¹⁾。三宅ら⁸⁾、板谷ら⁹⁾は、日本海スケトウダラの生残に水温が影響している可能性を指摘している。北海道日本海のマダラの産卵盛期は2月(星野、私信)で、沈性粘着卵を砂地に産する¹⁰⁾のに対し、スケトウダラはマダラよりやや早い時期に分離浮遊卵を産するので、スケトウダラと単純に比較することはできないが、東北海域産のマダラでは清水ら¹¹⁾が、浮遊期と水温レジームとの関係性を見出している。また、北海道日本海の水温は1990年前後から1990年代にわたって高水温レジームに入ったことが知られており¹²⁾、スケトウダラ、マダラとともに北海道日本海の最有用魚種であるホッケの動向にも大きな影響を及ぼした可能性を、星野ら¹³⁾が指摘している。これらのことから、北海道日本海産マダラにおいても1990年代半ばの低い再生産成功率には産卵期後の高水温傾向の影響が示唆される

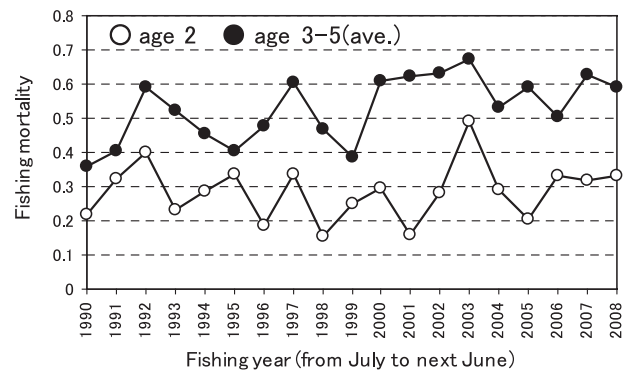


Fig.11 Change in fishing mortality (i.e., $1-\exp(-F_{a,t})$) for age2 and age 3-5 average.

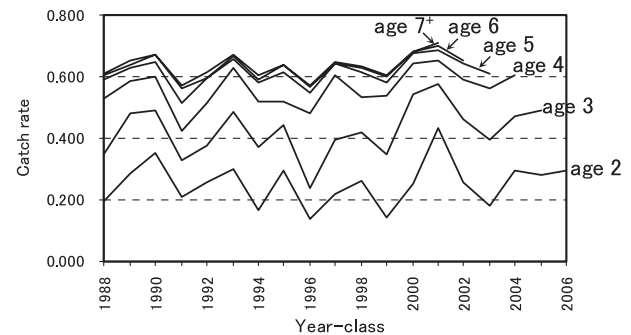


Fig.12 Catch rate for number of recruitment by age.

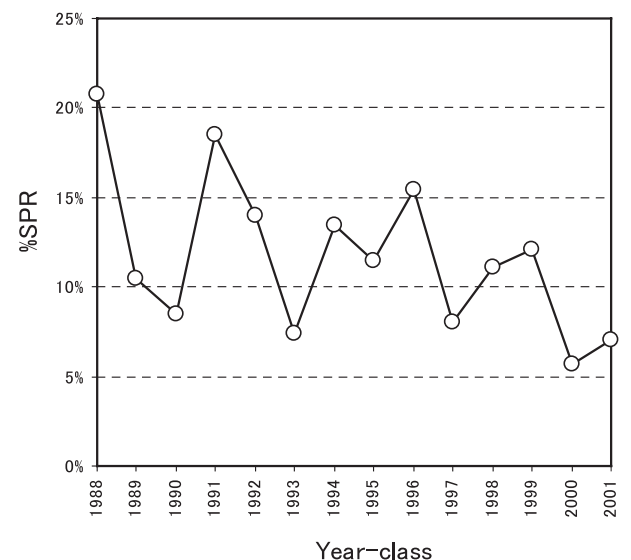


Fig.13 Change in %SPR of age 2 fish for year-class.

が、マダラ卵仔稚魚に水温がどのように影響するのか、もしくはスケトウダラやホッケなどバイオマスの大きな資源とどのような種間関係で変動しているのか、これら他魚種の状況も含めさらに解析を進める必要がある。

1994～1996年の再生産成功率が低かった時期を除くと、その他の年級群の再生産関係には正相関の傾向が認められる ($r=0.75$)。2000年代以降も再生産関係が悪化しているような状況はみられない。しかし、1997、2000、2005年など相対的に高い再生産成功率となる年が出現しているにもかかわらず、資源水準は回復していない。これは、資源が大きく減少して親魚量が少ない状態が慢性化しているため、不連続に生存条件の良い年があっても、連続して高豊度の加入がなく資源量が増加しない状態と考えられる。さらに、各年級群の新規加入尾数に対し3歳までに漁獲される割合が増加傾向にあり (Fig.11)、% SPR値も次第に低下 (Fig.12) している。これらの結果は、漁獲管理により親魚量を確保する資源回復方策の必要性和その有効性を同時に示している。F削減率や許容漁獲量の算出などを早急に進める必要がある。

マダラ資源に対するVPAによる資源量推定は、東北太平洋海域の資源について、トロール調査結果を併用して行われている¹⁴⁾。それによると、東北太平洋海域の新規加入尾数 (1歳) の年間変動率は最大で4.8倍程度と大きく変動しているのに対し、北海道日本海ではFig.7に示したとおり2歳資源尾数の年間変動率は最大でも1.9倍と比較的変動幅が小さい。成松¹⁵⁾は東北太平洋マダラの変動要因のひとつに、0歳期成長量の密度依存性を挙げているものの、本海域と異なりあまり明瞭な親子関係は見出せないとしている。

本稿では、これまで資源評価の範囲として便宜的に設定している海域、すなわち宗谷支庁稚内市から檜山支庁にかけての沿岸域と沖合域における漁獲動向に対してVPAによる資源計算を行って、以上の結果を得た。しかし、この海域範囲が同一の再生産動向に基づいた資源変動の単位とみなせるか不明瞭である。本種は、北米での標識放流結果¹⁶⁾などにに基づき、水平方向の移動範囲がせまく集団規模が小さいと考えられている。北海道日本海における漁獲動向や漁獲物の年齢組成は海域間で様ではない (Fig.3, Fig.6) ので、サハリン海域やオホーツク海、本州日本海などに主産卵場のある資源の動向が含まれている可能性もある。これについては、標識放流試験や分子遺伝学的手法による集団構造の把握など、今後の研究が待たれる。一方、Fig.3やFig.6に示した漁獲動向の海域差は、北海道日本海のマダラ資源の移動・分散生態を反映したものである可能性が考えられる。北

部沖合域と北部沿岸域の漁獲物には2歳魚が比較的多く含まれているのに対し、南部海域では少ない。さらに、参考としてFig.14に、後志南端に位置する島牧村沖の底建網で漁獲されランダムに抽出された標本の年齢-体長関係を示した。単年の結果ではあるが、当該海域の年齢組成は南部沖合・沿岸海域の年齢組成よりもさらに高齢で若齢個体の漁獲が少ないことが現れている。また、檜山の沿岸漁業は、他の海域とは異なる漁獲変動傾向を示した (Fig.2) が、この動向は後志以北の海域で漁獲量の高水準傾向が続くと、数年後に遅れて檜山海域の漁獲量が高水準になるという時間遅れのパターンと見ることもできる。これらのことを併せ考えると、北海道日本海のマダラ資源は浮遊期に分散した稚魚が北方から加入し、成熟、加齢とともに次第に南部海域の根に付くような生態を持っている可能性を指摘できる。VPAの計算結果である程度の再生産関係が検出されていることから、当面は現行の資源評価範囲に基づいて資源計算を行い、資源診断や資源管理技術の検討などを進めることが必要かつ適当と考えられる。

本資源でVPAを行う場合の技術的問題はいくつかある。例えば、この資源の年齢組成が、もとより高度な読輪技術を要するうえに、他資源のモニタリングと比べ著しく少ない標本数より推定されていることにより、特に最高齢など高齢の年齢別漁獲尾数推定値が、読輪ミスや抽出誤差の影響を受けやすいという点が挙げられる。VPA後退計算では、年級群数が十分にあり、それらの漁獲尾数が最高齢に対し圧倒的に多い場合は、新規加入尾数など若齢部分の推定値に最高齢のFや漁獲尾数の影響はほとんど及ばなくなることは明らかである。しかし、本資源のような場合では、ある年級群の7プラスグループや6歳の尾数が著しく過小もしくは過大に推定される場合があると想定される。このとき、7プラスグループと6歳のFが等しいと仮定し計算を進めると、状況に

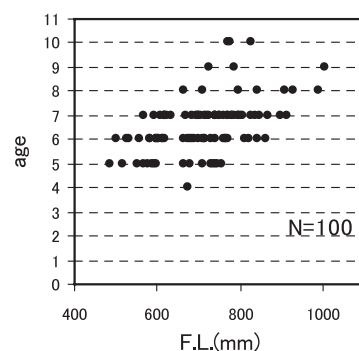


Fig.14 Relationship between fork length and age of Pacific cod caught by bottom set nets in southern coastal waters (Shimamaki, December and February 2007).

よっては、それより1年前の年級群の高齢部分推定値に著しい誤差がもたらされ、当該年級群の全年齢推定値にその誤差が伝播する。その可能性があることから、本稿では、2003年以降の計算のみこの仮定を用い、それ以前については、2003年以降のF（7プラスグループ）推定値の平均値を一律で与えた。本資源で、年別・年齢別漁獲尾数推定値を用いて実用に耐えるVPAを行う際には、年齢査定や引きのばし方法の「妥当性の程度」といった、主観的な情報も重要である。

要約

近年、漁獲量が低水準で推移している北海道日本海産マダラの資源状態を、漁獲動向の検討やVPAによる資源量推定に基づき評価した。

漁獲量は宗谷地方の沿岸漁業を除いて2000年代以降減少が続いており、特に沖合底曳き網漁業の漁獲減が著しい。これに伴って漁期の変化もみられ、沖合底曳き網漁業などで従来の盛漁期であった冬季の漁獲割合が減少し、産卵期後の3～5月の漁獲割合が増加している。VPAによる資源量推定結果から、1990年代に2.5万～3万トンあった資源は、1990年代後半に急減し、近年はおよそ3分の1の水準で推移している。その要因として、1994～1996年の再生産成功率が低く、その間の新規加入尾数が急減したことで資源量が減ったことが示された。その後の再生産条件は良好で、正の相関関係がみられているが、親魚量が少ないことで豊度の高い年級群が連続加入しないため資源が増加傾向とならない状況にあると推察された。漁獲管理による親魚確保の方策が有効であると考えられた。

謝辞

本稿で用いたデータは、稚内水産試験場と中央水産試験場の歴代マダラ担当者によって収集された。また、その際には、稚内機船漁業協同組合、小樽機船漁業協同組合、余市郡漁業協同組合、船泊漁業協同組合をはじめ、関係各機関のご協力を常にいただいている。その成果としてここにとりまとめた。また、とりまとめに際しては、北海道立総合研究機構水産研究本部、中央水産試験場の西内修一博士、高柳志朗氏に有益なご意見をいただいた。皆様に感謝申し上げます。

文献

1) 山下夕帆, 千村昌之: 平成21年度スケトウダラ日本

- 海北部系群の資源評価. 我が国周辺水域の漁業資源評価 第1分冊. 311-366 (2009)
- 2) 成松庸二, 伊藤正木, 服部 努, 奥田武弘: 平成21年度マダラ太平洋北部系群の資源評価. 我が国周辺水域の漁業資源評価 第2分冊. 851-866 (2009)
- 3) 星野 昇: 北海道日本海産マダラにおける漁獲物年齢組成の推定方法. 北水試研報. 77, 35-44 (2010)
- 4) 服部 努, 桜井泰憲, 島崎健二: マダラの耳石薄片法による年齢査定と成長様式. 日水誌. 58(7), 1203-1210 (1992)
- 5) 平松一彦: マイワシ太平洋系群の資源評価に用いられるVPAの信頼性の検討. 日水誌. 75(4), 661-665 (2009)
- 6) 平松一彦: “VPA (Virtual Population Analysis)”. 資源評価解析手法教科書. 東京, 社団法人日本水産資源保護協会, 2001, 104-128.
- 7) 田中昌一: 水産生物の Population Dynamics と漁業資源管理. 東海水研報. 28, 1-200 (1960)
- 8) 三宅博哉, 田中伊織: 北海道日本海のスケトウダラ資源の変動. 月刊海洋. 38, 187-191 (2006).
- 9) 板谷和彦, 三宅博哉, 和田昭彦, 宮下和士: 北海道日本海・オホーツク海沿岸域におけるスケトウダラ仔稚魚の分布. 水産海洋研究. 73, 80-89 (2009)
- 10) Sakurai Y. and Hattori T.: Reproductive behavior of Pacific cod in *captivity*. *Fish. Sci.* 62, 222-228 (1996)
- 11) 清水勇吾, 北川大二, 成松庸二: 東北海域におけるマダラ加入量変動の環境要因の考察. 東北底魚研究. 22, 12-16 (2002)
- 12) 田中伊織: 北海道西岸における20世紀の沿岸水温およびニシン漁獲量の変遷. 北水試研報. 62, 41-55 (2002)
- 13) 星野 昇, 高嶋孝寛, 渡野辺雅道, 藤岡 崇: 北海道南部沿岸域におけるホッケ資源の年齢構造および漁獲動向. 北水試研報. 76, 1-12 (2009)
- 14) 上田祐司, 成松庸二, 服部 努, 伊藤正木, 北川大二, 富川なす美, 松石 隆: VPA と着底トロール調査による資源量から推定された東北海域におけるマダラの漁獲効率. 日水誌. 72(2), 201-209 (2006)
- 15) 成松庸二: マダラの生活史と繁殖生態－繁殖特性の年変化を中心に－. 水研センター報. 別冊4号, 137-146 (2006)
- 16) Westrheim S. J. and Tagart J. V.: Bathymetric distribution of Pacific cod (*Gadus macrocephalus*) off British Columbia and Washington State. *Int. North Pac. Fish. Comm. Bull.* 42, 189-199 (1984)

後志北部海域沿岸におけるイカナゴ稚魚漁業の特徴について

星野 昇*

Characteristics of juvenile sand eel (*Ammodytes personatus*) fishing in the north coastal waters off Shiribeshi, Hokkaido.

Noboru HOSHINO*

The catch of juvenile sand eel (*Ammodytes personatus*), one of the most important species in Shiribeshi, Hokkaido, has been decreasing in recent years, especially in northern Shiribeshi. The characteristics of the fishery products and catch fluctuations were investigated in order to understand the recruitment mechanism of sand eel stock in northern Shiribeshi. Using otolith (lapillus) increment analysis, the frequency distributions of hatch dates sampled in northern Shiribeshi were shown to be polymodal as is the case in southern Shiribeshi, suggesting that spawning intense on several occasions during each fishing season. For each year, the mean individual growth rate in northern Shiribeshi was greater than that in southern Shiribeshi. Factor analysis for catch fluctuations at each fishing site in Shiribeshi indicated that the spawning site of northern Shiribeshi stock was in the coastal sea around Cape Syakotan. The decrease in the sand eel catch in northern Shiribeshi may be attributed to a decline of spawning sites around Cape Syakotan.

キーワード：イカナゴ，稚魚，後志，日周輪，礫石，因子分析，漁獲動向

まえがき

北海道後志地方では、4～6月にイカナゴ仔稚魚（通称コウナゴ）が漁獲される。集魚灯を海面に照らし集群したコウナゴを敷網で漁獲する。小樽市から島牧村にかけての沿岸域一帯（Fig.1）で漁業が営まれ、近年の漁獲量はFig.2に示すとおり、全体で約200～600トンの水準で推移している。積丹半島の東側範囲（後志北部海域）の漁獲量は、2006～2008年に過去最低の水準にまで低下し、漁業関係者や加工業者からは資源状態に対する不安の声があがっている。

後志地方のイカナゴ資源に関する最近の調査研究は、後志南部海域、すなわち島牧村や寿都町にかけての海域において、2000年前後から現在にいたるまで、漁獲物のモニタリングや漁期前調査などが進められてきた。その中で、来遊親魚の年齢組成¹⁾、耳石解析による漁獲物のふ化日組成と個体成長および海水温との関係²⁾などが明

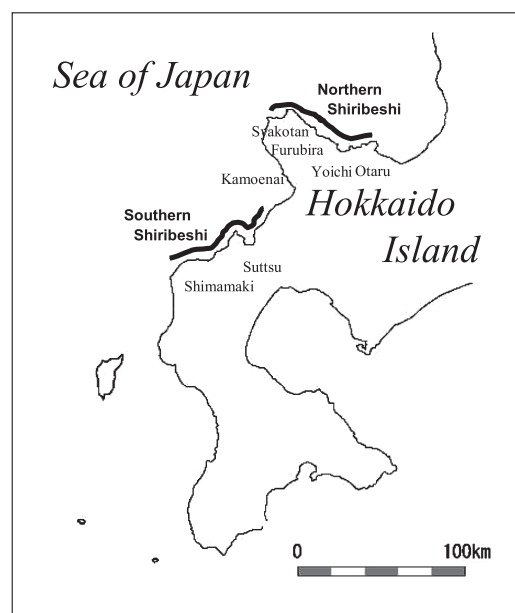


Fig.1 Fishing grounds of juvenile sand eel in Shiribeshi.

報文番号 A457（2010年07月30日受理）

* 中央水産試験場 (Central Fisheries Research Institute, Hamanaka-cho Yoichi Hokkaido, 046-8555, Japan)

らかにされている。一方、後志北部海域ではそのような調査研究が行われておらず、漁獲対象となる資源の特性には不明な点が多い。例年、後志北部海域で漁獲対象となるのは、南部海域に比べ比較的大型の群で、漁期もやや遅くなる傾向のあることが知られている。しかし、その漁獲物の特徴や漁獲動向を後志南部海域と比較するなどの検討を行った事例はない。

イカナゴ漁業は春季のごく短い期間に集中して行われるが、操業経費がさほどかからず魚価も比較的高いので後志地方沿岸の漁家経営にとって依存度は高い。したがって、近年の後志北部海域における漁獲量急減の背景について研究を進めることは喫緊の課題であり、そのためには、最も基本的な情報として、漁獲動向や漁獲物の特徴に関する知見を得る必要がある。

そこで、2008～2010年の3か年に、後志北部海域の主要産地のひとつである余市町沖合で漁獲された漁獲物の耳石解析によるふ化日組成および成長傾向と、1985年以降の各産地の漁獲量や漁期の推移を、後志南部海域の特徴と比較しながら検討した。本稿では、得られたいくつかの結果に基づき、後志北部海域産イカナゴの資源生態的特徴と、ここ数年の減少傾向の背景について考察する。

材料と方法

1. 漁獲物の特徴

2008～2010年の3か年について、後志北部海域の主要産地である余市町沖で漁獲され、余市郡漁業協同組合に出荷された漁獲物の中から10kgを標本採集し、70%アルコールで保存後、よく混ぜ合わせてから一つまみ10～15g程度を抽出し、そのすべてを標本とした。標本処理の過程で耳石を破損した個体を除き、データ処理に供した標本数をTable 1に示す。また、比較のため、それぞれの年の同時期に後志南部海域の島牧、寿都沿岸において漁獲された漁獲物標本を用いた。標準体長をデジタルノギスを用いて0.01mm単位で計測した。

イカナゴ稚魚の扁平石に形成される輪紋については、ふ化輪の位置や輪紋の日周性が確認されている^{3,4)}。前述のとおり、後志北部海域産のイカナゴ稚魚は、体長40mm以上の比較的大型のものが漁獲主体となる傾向がある。イカナゴ稚魚の扁平石では、体長35mm前後から二次核状の組織が輪紋を覆うように形成され始め、輪紋の観察に際しては研磨などの処理が煩雑なうえに、ふ化輪付近や縁辺部の輪紋が著しく不明瞭になる。一方、本種の礫石は、扁平石より体成長に対する伸長は遅いものの、大型個体についても輪紋が明瞭に観察できる (Fig.3)。そこで、本研究では標本から礫石を採取しその輪紋数を計数

した。

礫石については、ふ化輪の特徴や輪紋の日周性は確認されておらず、観察された輪紋数をそのまま日齢と読み替えることはできない。そこで、Table 1に示した標本のうち、2009年の後志南部海域の標本については、礫石

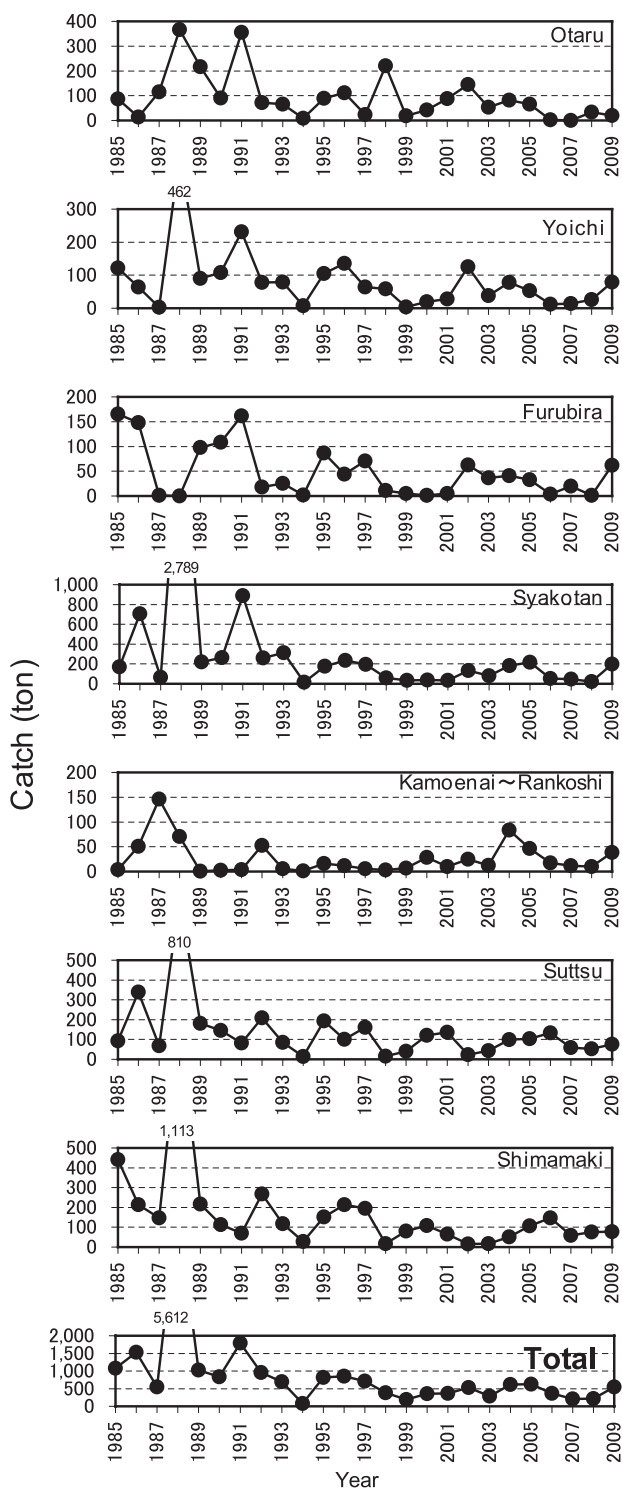


Fig. 2 Catch of juvenile sand eel in each fishing area off Shiribeshi (Statistics; Hokkaido Suisan Gensei).

と扁平石を採取し双方の輪紋数を計数した。礫石のふ化輪の位置は、核から9~10 μ m付近に形成されているひときわ明瞭な輪紋 (Fig.3) とみなした。輪紋の計数については、礫石、扁平石のいずれも耳石表面を0.05~0.1Nの塩酸で輪紋や核が明瞭に観察できるまで浸漬した後、アルコール系樹脂で封入し、対物レンズ100倍の光学顕微鏡の観察像をCCDカメラによりPCモニタに出力し、その画像上で行った。

各漁獲物標本のふ化日組成を次のように得た。2009年後志南部海域の標本で得られた各個体の礫石と扁平石の輪紋数の差のデータ群 (結果の項Fig.4参照) から、擬似乱数によって一つの値を抽出する。各漁獲物標本について、得られた礫石の輪紋計数データ群から擬似乱数によって抽出した値にこれを足すことで1個体分の日齢を得て、それを採集日から減じて当該個体のふ化日を得る。この工程を各漁獲物標本について1,000回繰り返し、それぞれの標本のふ化日組成をブートストラップ標本組成として得た。

2. 漁獲動向

各産地の漁獲動向にみられる相互の関連性をみるため、「北海道水産現勢」の中から、各市町村のイカナゴ漁獲量のうち「火光を利用する敷網 (知事許可漁業)」による漁獲量数値を集計し、因子分析 (最尤因子推定法, varimax回転) を行った。因子分析のケース値には、 t 年の漁獲量に対する $t+1$ 年の漁獲量 (漁獲量の年増加率) を対数変換した値を用いた

また、各産地の漁期およびCPUEを把握するため、後志北部海域については、北海道漁業協同組合連合会発行の「鮮こうなご日報」の日別・産地別漁獲量および出漁隻数を集計した。後志南部海域については、寿都町漁業協同組合における荷受け伝票から日別漁獲量および出漁隻数を集計した (後志地区水産技術普及指導所調べ)。各産地の毎年の漁期を定量的に評価、比較するため、毎年の漁獲総重量を1とした場合の累積漁獲量の日変化に対しロジスティック曲線を適合させ、Y軸数値が0.5に

対する日付値を「盛漁期」と考え、これらを産地・年ごとに求めて比較した。

結果

1. 漁獲物の特徴

Fig.4に、2009年の後志南部海域の46標本について、各個体の扁平石の輪紋計数値から礫石の輪紋計数値を引いた値の頻度分布を示した。最頻値は0、すなわち、礫石と扁平石の輪紋計数値が同じとなった個体が最も多かった。しかし、双方の輪紋計数値が異なる個体も多く、最も大きく異なった個体で6本の差異が認められ、礫石の輪紋の方がやや少なく計数される傾向にあった。両耳石の輪紋計数値の差と体長の間には相関がなく ($p>0.05$)、小型で若日齢の個体でも計数値が大きく異なる場合があった。以上のことから、礫石に形成される輪紋については、ふ化輪とみなした輪紋の位置から縁辺側に形成された輪紋は、概ね扁平石に形成される輪紋数、すなわち日齢と対応するものではあるが、主にふ化輪とみなした輪紋から縁辺方向に10 μ m程度の範囲における、

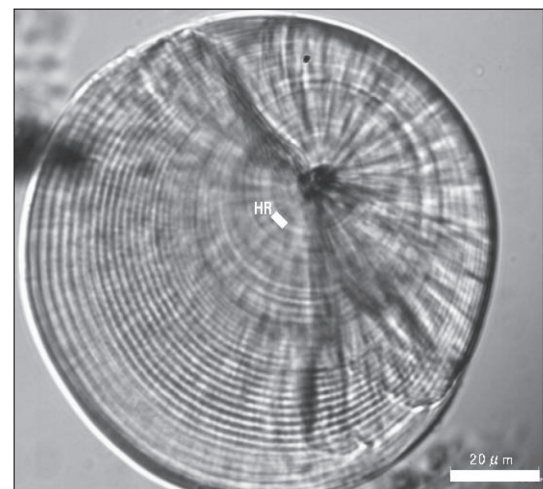


Fig.3 Photograph of a lapillus of a juvenile sand eel. HR (hatched ring) indicates an increment formed at the hatch date.

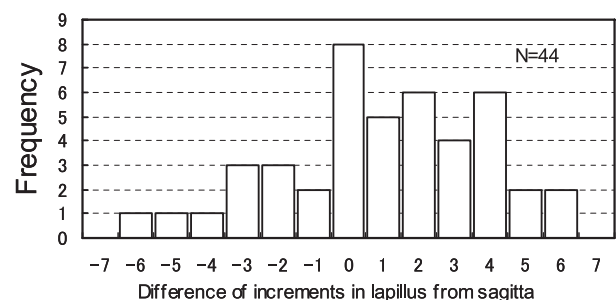


Fig.4 Difference in the increment of lapillus from sagitta in the southern Shiribeshi sample in 2009.

Table 1 Sampling information for the sand eels used in this study.

Sampling area	Sampling date (Year/Month/Day)	N	S.L.(mm)	
			mean	min-max
North	2008/5/19	44	40.4	30.8-52.5
South	2008/5/24	44	35.3	20.0-48.6
North	2009/5/21	50	41.9	34.1-49.2
South	2009/5/22	46	31.7	21.0-48.0
North	2010/5/22	36	28.1	20.0-39.1
South	2010/5/21	39	24.5	14.9-34.8

やや不明瞭な観察域における計数精度の違いにより、礫石の方が少なく計数される傾向にあると考えられた。

そこで、3か年・2海域、計6標本のそれぞれについて、Fig.4の輪紋数差異のデータ群から擬似乱数により抽出した値を、礫石測定値のデータ群から擬似乱数により抽出した値に加算して日齢を得て、標本採集日から減じてふ化日推定値を得るという工程を1,000回くり返し、各標本のふ化日組成とした（Fig.5）。2008年の標本については、後志南部海域産が4月上旬にふ化した個体が最も多く、後志北部海域産では3月下旬、4月上旬、4月中旬の複数時期にモードがみられた。2009年の標本では、後志南部海域産が3月中旬から4月下旬にかけてほぼ毎旬にふ化日のモードがあるのに対し、北部海域産では3月下旬と4月上旬の2群が主体となっていた。2010年の標本では、2008、2009年に比べ両海域産とも期間前半

のふ化個体が少なく、4月中旬のふ化群が主体となっていた。これら3か年分の対比から、これまで不明であった後志北部海域産の漁獲物についても、基本的にはおよそ旬ごとの間隔で集中的にふ化したいくつかのふ化群で構成されるという、後志南部海域における特徴²⁾と同様であることがわかった。ふ化時期の範囲についても後志南部海域と同様であるが、毎年の漁獲物の主体となっているふ化群は後志南部海域と異なる傾向があった。

Fig.6に、ふ化時期（旬）ごとに採集時の体長平均値を示した。同時期にふ化した群を北部、南部両海域間で対比すると、ふ化から採集時までの成長量は、3か年とも後志北部海域産の方が大きい傾向が明瞭であった。2008年については後志北部海域産標本の採集日が5日遅いため、そのまま比べられないが、その間の成長量を0.7 mm/day²⁾と想定しても後志北部海域産の成長量が勝る。

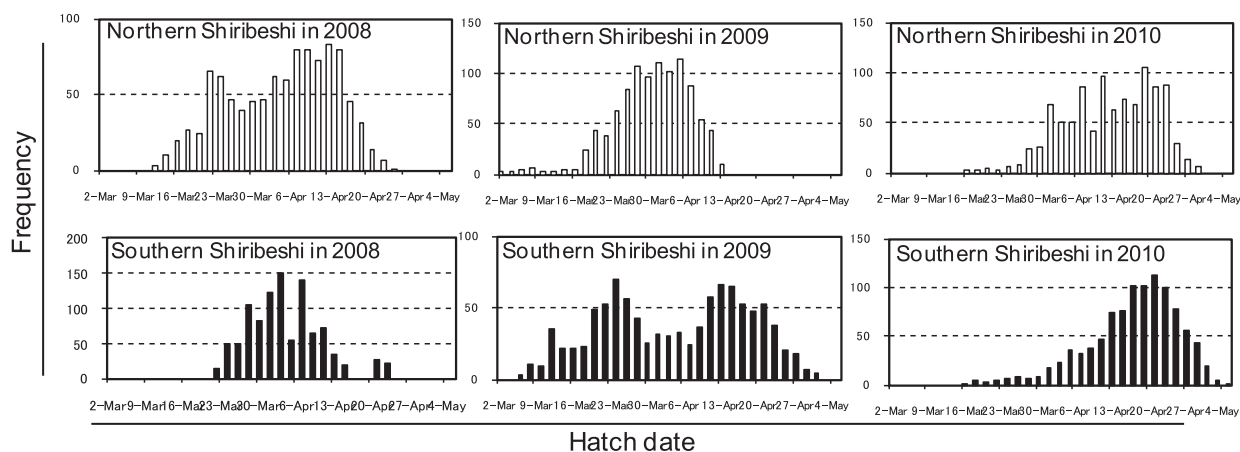


Fig.5 Bootstrap distributions of hatch dates of the juvenile sand eel.

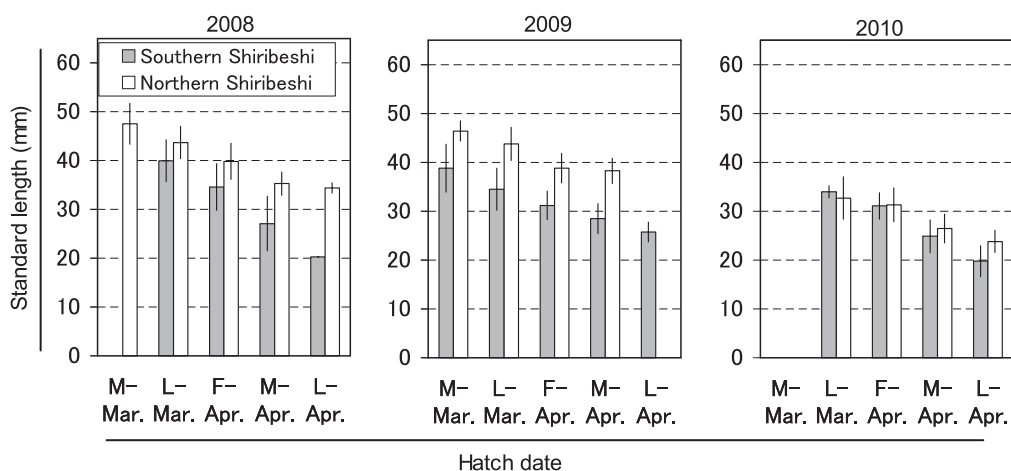


Fig.6 Mean values of body length estimated for each hatch-timing group.

“F”, “M” and “L” indicate the first, middle and last ten days of each month, respectively.

3 か年とも期間後半にふ化した群の方が、海域間の差が大きかった。2010年の3月下旬および4月上旬のふ化群のみ両海域間で差がなかった(ANOVA, $P>0.05$)。また、2010年はその他2か年と比べ、特に後志北部海域産で成長量が著しく小さかった。

2. 漁獲動向

Fig.7に、各地域の漁獲量年間増加率(対数変換値)をケース値とした因子分析を、漁獲統計のある1985~2009年の全期間と、それを2分して、1985~1997, 1998~2009年の2期間、それぞれについて行い、第一、第二因子負荷量をヒストグラムで示した。第二因子負荷量までの累積寄与率は65%であった。いずれの期間に対する解析結果からも、後志管内各地域の漁獲量増減をもたらす共通因子として、積丹半島先端から西側にかけての範囲(北部海域因子)と、寿都から島牧方面範囲(南部海域因子)の2要素が検出された。1985~1997年の期間については、寿都~島牧方面の漁獲増減に北部海域因子が、余市・小樽方面の漁獲増減に南部海域因子がいずれも同方向のベクトルを持っており、それぞれの海域に漁獲増をもたらす共通因子は、他方の海域の漁獲増と同調している。しかし、1998~2009年では、北部海域因子は寿都~島牧方面に無作用で、南部海域因子は積丹から余市・小樽方面に対し逆方向のベクトルを示しており、南部海

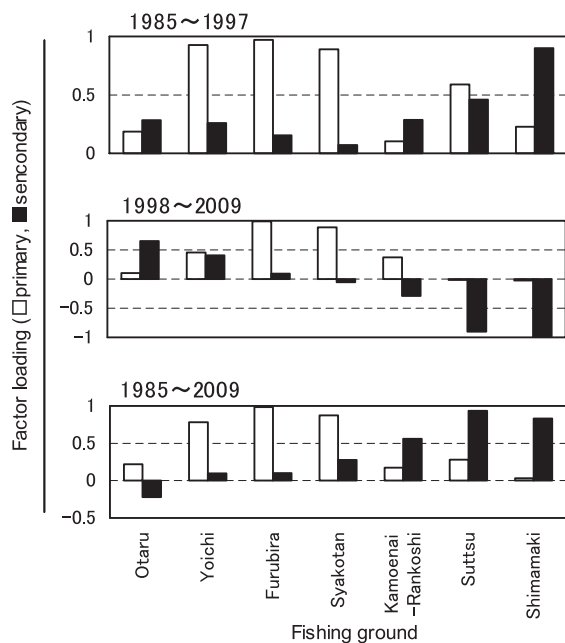


Fig.7 Results of factor analysis for catch fluctuations of juvenile sand eel in the coastal sea area off Shiribeshi.

域で漁獲が前年を上回る年は、北海域ではむしろ減少するといった傾向を示すものとなっている。

Fig.8に、毎年の延べ出漁隻数の得られている2001年以降のCPUE(漁獲量/延べ出漁隻数)を北部海域、南部海域について示した。ただし、両海域では漁獲物の主体サイズや努力量あたりの漁獲効率などが異なることが想定されるため、平均値に対し標準化した値で示した。また、北部海域については、さらに小樽・余市海域と古平・積丹海域に細分した値も示した。北部、南部それぞれの海域のCPUEの変化は基本的に同傾向で推移しているといえるが、2002年や2010年に大きな差異がみられるなど、必ずしも同調しない年がある。北部海域については、小樽・余市海域と古平・積丹海域の増減の傾向は同調的であるが、2005, 2006, 2008年には大きく乖離するなど、異なる年もある。

Fig.9に、各地域の毎年の累積漁獲量推移にロジスティック曲線を適合させて推定した、漁獲量が50%を超過した日付の年推移を、4月20日を基準日として示した。これを毎年の“盛漁日”とみなすと、北部海域の2地域範囲の盛漁日は南部海域より5日間から10日間程度

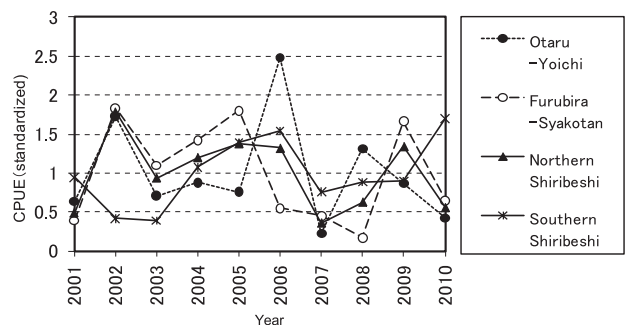


Fig.8 Change in the standardized CPUE for each fishing area.

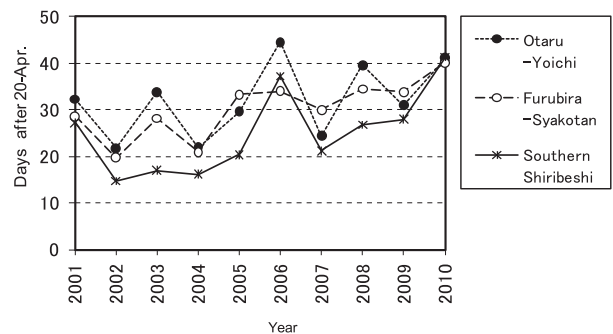


Fig.9 Change in the major fishing season for each fishing area.

遅い傾向があり、その年変化は概ね同傾向で推移していることが示された。

考察

後志北部海域で漁獲されるイカナゴ稚魚資源については、漁期が後志南部海域より5~10日程度遅く (Fig.9)、また、例年の傾向として漁獲物が後志南部海域より大型である。これらのことから、北部海域で漁獲される資源は、南部海域に産し成長に伴って北部海域に移動してくる資源であるという考え方を持つ漁業関係者が多い。まず、その可能性について、得られた結果に基づき考察する。

北部海域の漁獲物が南部海域からの移動群を中心に構成されているとすれば、北部海域産の漁獲物のふ化時期は南部海域産のものより相対的に早くなるはずである。しかし、本研究で対象とした2008~2010年の3か年については、その傾向は認められなかった (Fig.5)。北部海域 (余市沖) で漁獲された漁獲物標本のふ化日組成は、南部海域の例年の傾向である、ふ化の集中する時期が数回あり、いくつかの「ふ化群」で漁獲物が構成されるという特徴と基本的に同様であった。Fig.5に示した各年、各海域のふ化日組成は、その年、その海域のふ化日組成を代表するものではない。星野ら⁵⁾が後志南部海域について示すとおり、漁獲物組成は、例年、出漁日によって、あるいは出漁船によってその都度大きく異なる。しかし一方で、漁期後半であればその年に発生したふ化群の大半は、ひとつの漁獲物標本のなかに確認できると考えてよい⁵⁾。これらのことから、北部海域のふ化時期は、南部海域に対して特に早いとはいえず、両海域で同様のふ化時期であると考えられる。

また、北部海域の漁獲物は同じ時期にふ化した南部海域産の漁獲物に比べ、成長量が大きいということが示された (Fig.5)。もし、南部海域に産した資源が体成長とともに遊泳能力が高まることで、北部海域に移動するならば、採集時点で体長がさほど大きくはならない4月中旬など遅い時期のふ化群で、より顕著に認められた成長量の海域差は生じないはずである。ふ化から漁獲に至る間の海域特性が異なっていることが、海域間の成長差をもたらしていると考えるのが妥当であろう。

以上のことから、北部海域で漁獲対象となる資源は、南部海域から移動してきたものが主体ではなく、北部海域沿岸に産した資源が基本となっている可能性が大きい。

海域間の成長差をもたらす要因については、星野ら²⁾が、南部海域産資源の成長について水温の影響を強く受

けることを示しているが、北部海域の表面水温には南部海域と大きな違いは認められていないので、水温差のみが成長差の主要因になっているとは考えにくい。また、漁業関係者の多くは、北部海域は南部海域に比べ集魚灯に蝸集する小型甲殻類など他の生物が多い傾向にあるという。もし、北部海域の方が何らかの海洋環境条件の違いなどにより小型生物の分布密度が高い傾向にあるとすれば、それは同時に、イカナゴ稚魚の主要餌生物といわれる小型かいあし類⁶⁾などの密度も高いということになる。すなわち、餌環境の差が成長差をもたらしている可能性もある。一方で、イカナゴ稚魚以外の生物量が多い状況では、長時間の海面照射は他生物の混獲が増加し魚価を下げる要因となるため、照射時間を短くすることにより、結果的に光に向かう遊泳能力の強い大型個体のみが先に選択的に漁獲されている可能性もある。イカナゴ稚魚は、日中は表層から中間層に、夜間は底層に分布し、視覚依存の索餌行動をとるとされる⁷⁾。操業は、夜間に強い光を集中的に照射すると表層に向かって移動して同時に蝸集した小型生物を摂食することを利用して漁獲している。そのため、分布水深が深い場合には、成長段階の早い小型個体は集魚灯に蝸集されず底層付近に留まっている状態となっている可能性もある。成長の海域差をより詳しく検討する際には、このような視点を加える必要がある。

Fig.8に示したとおり、2001年以降のCPUEは、北部海域、南部海域間で同様のトレンドを示している。また、毎年の盛漁期も各海域で同調して推移する傾向がある (Fig.9)。これらのことは、両海域に來遊する産卵群は基本的に同一の資源変動下にあり、北部海域の産卵量の多い年は南部海域でも多くなるといった傾向によって、稚魚資源の加入量も同調して推移していることを示唆している。その一方で、1985年以降の漁獲動向の因子分析では、北部海域、南部海域それぞれの変動を特徴付ける別個の因子が検出され、1998年以降の両海域の漁獲量の年間増加率は、それ以前と比べ相反している傾向を示した (Fig.7)。これには、両海域のCPUE動向 (Fig.8) にも現れているように、2002年など漁獲状況が両海域で大きく異なる結果となった年が反映されている。これらのことから、毎年のイカナゴ稚魚の加入量は、大局的には後志沿岸一帯に來遊する親資源の豊度によって決定付けられてはいるが、その多寡は必ずしも北部海域と南部海域では同調しておらず、特に近年は、その傾向が明瞭に現れている状況と考えられる。さらに、北部海域全体のCPUEが南部海域と同様のトレンドを示すにもかかわらず、北部海域のうち、積丹・古平と余市・小樽のCPUEには相反するような推移をとっている。このこと

は、北部海域の稚魚資源は、年によって積丹・古平方面と余市・小樽方面のいずれかに偏る傾向があることを示していると考えられる。

後志海域においては、近年、親魚の漁獲がほとんどないため、親魚の来遊実態については不明な点が多い。南部海域では、高柳ら¹⁾が2000年に刺し網による親魚の採集調査を行っており、親魚群の年齢組成や産卵時期を把握している。また、漁業者の証言によれば、島牧沖では1～2月に親魚の群泳やクキ現象も認められるといい、これらのことから、寿都～島牧周辺海域に産卵場が形成されていることは確かである。一方、北部海域については、1976～1977年に宮口⁸⁾が積丹半島付近における産卵場の存在を、ホッケの胃中に含まれるイカナゴ卵の出現状況から推定している。これによれば、1月中旬から2月中旬にかけて神威岬および積丹岬沖の水深40～60mの砂礫地帯を産卵場と推定している。その後、最近までに北部海域において同様の調査あるいは親魚の採集調査はないが、宮口⁸⁾の見解と本稿Fig.7の解析結果に基づき、積丹岬周辺にかけても親魚の産卵が行われているものと考えられる。さらに、小樽・余市と積丹・古平とのCPUEの相反傾向から、小樽・余市海域にも産卵場があり、年によっては積丹岬周辺の産卵場との間に親魚群来遊量のトレードオフがあることも予想される。これらのことを明らかにするためには、積丹町、小樽・余市方面のいずれの海域でも漁期を通して継続的な標本採集を行い、標本のふ化日組成などを追跡する必要がある。

以上をまとめると、積丹半島から島牧村にかけての海域一帯に1～2月に親魚群が来遊し産卵を行うが、特に、産卵の集中する海域は、積丹半島先端付近と寿都～島牧の2海域に大別して捉えることができる。双方の海域のふ化時期には明瞭な違いがないが、ふ化の集中する時期に違いがみられたことから、おそらく産卵の集中する時期にも海域間で差があるとみられる。寿都～島牧海域を主産卵場とし発生した群は、島牧から岩内にかけての海域で漁獲対象となる。積丹半島（先端から西側）を主産卵場として発生した群は、積丹から小樽にかけての海域で漁獲対象となる。そのため、双方の海域の漁獲量年変動は同調的に推移するものの、毎年の漁獲主体となる資源のふ化時期や成長傾向に海域間で差があるため、それぞれに固有の変動要素もみられる、という状況であると推察される。

両海域ともに体長40mm台までは漁獲対象となるが、それより大きなサイズはあまり漁獲対象とならなくなるのが例年の傾向である。このサイズまで成長すると集魚灯に寄らなくなり、潜砂行動をとるようになる⁹⁾ことから、漁獲対象となった資源は砂地の海底付近に分布域を移す

と想像される。石狩湾では、夏季に行われる他魚種の調査で7cm程度まで成長した幼魚が採集されることがあり、また5月頃には定置網類に1歳魚がまとまって混獲されることもある。これらのことから、成熟までの期間は、石狩湾、岩内湾、寿都湾などの砂地のある海域を基本的な分布域としながら、比較的近海を索餌回遊していると考えられる。

その資源量の推移を定量的に解析するだけの情報はないが、漁獲量は1980年代と比べ低水準で推移している。さらに1950～70年代頃までは成魚（オオナゴ）を対象とした漁業も盛んに行われていた¹⁰⁾。このような経過を踏まえた漁業関係者の感覚としては、資源量が明らかに減ってきているという意見が大半を占める。本種の資源変動要因については、水温の影響¹¹⁾、気象や海流の影響¹²⁾、稚魚の親魚による捕食圧¹³⁾など、本州産地においては明らかにされているが、当海域では検討の例をみない。Fig.7で示したとおり、1980年代半ばから1990年代半ばまでは、北部海域、南部海域それぞれの変動要素が、他方の海域に同方向の影響をもたらしていたのに対し、以降は、北部海域の変動要素は南部海域に及ばなくなり、さらに南部海域の漁獲増があった年は、むしろ小樽・余市海域では漁獲減となるといった傾向が現れている。これらのことから、資源量全体が漸減しているうえに、近年は特に南部海域に来遊が偏るなどして、積丹半島の産卵場への来遊規模がより小さくなっていることで北部海域の漁獲減が進行した可能性が考えられる。両海域での漁獲物や漁獲統計のモニタリングにくわえ、産卵期、卵仔漁期に関わる海洋環境の影響などの検出作業も必要である。

要約

1. 近年、漁獲量減少の著しい後志北部海域におけるイカナゴ（稚魚）漁業の減少要因を理解するため、2008～2010年に余市沖で漁獲された漁獲物の特徴と、1985年以降の漁獲動向を、後志南部海域と比較検討した。
2. 耳石（礫石）には扁平石と同様の日周性が認められ、その日周輪解析から、後志北部海域産の漁獲物のふ化時期の範囲は後志南部海域と同様で、いくつかの時期に段階的にふ化した群で構成されていた。主体となっているふ化群のふ化時期は、年間・海域間で異なった。
3. 後志北部海域の漁獲物の方が、南部海域の漁獲物よりふ化からの成長量は大きい傾向があった。
4. 漁獲動向の解析から、後志北部海域の稚魚資源は南部海域と同じ資源変動範囲にある親魚により産み出されているが、北部海域で漁獲対象となる資源は、南部海域と

は異なり積丹半島周辺の産卵場から産み出された資源であることが示唆された。

5. 近年の特徴として、資源量の低下と産卵海域の偏重により、北部海域の産卵場から産み出される資源の規模が縮小傾向であり、これによって積丹町から小樽市にかけての漁獲減が目立つ状況となっていることが推察された。

謝辞

余市郡漁業協同組合、寿都町漁業協同組合、島牧漁業協同組合の職員皆様には標本採集や漁業情報の提供にあたって常々ご協力をいただいている。また、後志南部海域の調査研究は、後志南部地区水産技術普及指導所および島牧村、寿都町両役場と共同で行っている。また、本稿をまとめるにあたり、北海道立総合研究機構水産研究本部、釧路水産試験場の石田良太郎氏、中央水産試験場の高柳志朗氏には有益なご意見をいただいた。皆様に感謝申し上げます。

文献

- 1) 高柳志朗, 石田良太郎: 後志西部海域におけるイカナゴ産卵状況調査. 平成12年度北海道立中央水産試験場事業報告書. 186-194 (2001)
- 2) 星野 昇, 三原行雄, 稲村明宏: 耳石日周輪解析による北海道後志南部沿岸産イカナゴ稚魚の初期成長. 北水試研報. 76, 13-20 (2009)
- 3) 大美博昭, 日下部敬之, 斉藤真美: イカナゴ仔稚魚における耳石輪紋形成の日周性の確認. 大阪府立水産試験場研究報告. 16, 1-5 (2006)
- 4) 日下部敬之, 大美博昭, 斉藤真美: 耳石日周輪解析による東部瀬戸内海産イカナゴ仔稚魚の成長. 水産海洋研究. 71(4), 263-269 (2007)
- 5) 星野 昇: イカナゴ. 平成18年度北海道立中央水産試験場事業報告書. 54-58 (2008)
- 6) 元田 茂, 田中義昭: 北海道沿岸に來遊するイカナゴ幼魚の生態調査. 第2報 食性. 北水試研報. 7, 56-67 (1950)
- 7) 日下部敬之, 中島昌紀, 佐野雅基, 渡辺和夫: 大阪湾におけるイカナゴ *Ammodytes personatus* 仔魚の鉛直分布と摂餌に対する水中照度の影響. 日水誌. 66, 713-718 (2000)
- 8) 宮口喜一: 積丹水域におけるイカナゴの産卵について. 北水試月報. 34(9), 1-8 (1977)
- 9) 柳橋茂昭, 船越茂雄, 向井良吉, 中村元彦: 伊勢湾産イカナゴの夏眠期における生き残りと成熟, 産卵機構. 愛知水試研報. 4, 23-31 (1997)
- 10) 石垣富雄: 北海道周辺のイカナゴ漁業 (その1). 北水試月報. 13, 394-407 (1956)
- 11) 富山 実, 小松輝久: 水温が伊勢湾産イカナゴ初期生活史の成長と加入資源量に与える影響. 水産海洋研究. 70(2), 114-121 (2006)
- 12) Fujiwara T., Nakata H., Tanda M. and Karakawa J.: Biological and physical parameter of the population dynamics of sand eel larvae in the Eastern Seto Island Sea. *Nippon Suisan Gakkaishi*. 56(7), 1029-1037 (1990)
- 13) 山田浩且, 津本欣吾, 久野正博: 伊勢湾産イカナゴ仔魚の成魚による捕食減耗. 日水誌. 64(5), 807-814 (1998)

ガラモ場造成におけるウガノモク幼体着生用基質の設置条件に関する研究

櫻井 泉^{*1}, 小野 勲^{*2}, 石田英雄^{*2}

Construction of *Cystoseira hakodatensis* seaweed beds: study of optimal placement conditions for epiphytic substrata

Izumi SAKURAI^{*1}, Isao ONO^{*2} and Hideo ISHIDA^{*2}

A study was conducted to examine the optimal placement conditions of epiphytic substrata for thalli of *Cystoseira hakodatensis* in the construction of seaweed beds off the coast of Noboribetsu, Hokkaido, Japan. The substrata were placed at various water depths in May 2009 by adjusting the height of plinth blocks. The density and growth of thalli on the substrata were measured, in addition to counting the individual numbers of herbivorous animals, in October and December. Observations of wave, littoral drift and light intensity were conducted in parallel. The density and growth of thalli tended to decrease with water depth, in association with increased littoral drift and a decline of light intensity. Temporal changes in light intensity seemed to be synchronized with those of wave action. Although two herbivorous limpets, *Omphalius rusticus* and *Acmaea pallida*, were found, their distribution was limited to certain substrata. It is suggested that a major factor limiting the density and growth of thalli is a decline of light intensity and an increase of littoral drift due to wave action. Accordingly, the substrata need to be placed at a depth where cumulative photon flux density remains at more than 0.7 mol/m²/day when constructing seaweed beds of *C. hakodatensis*.

キーワード：ウガノモク，幼体，初期成長，藻場造成，漂砂，光量子束密度

はじめに

ウガノモク *Cystoseira hakodatensis* は、褐藻綱ヒバマタ目ホンダワラ科に属する多年生の大型海藻であり、北海道から東北地方太平洋沿岸にかけて広く分布している¹⁾。本種は、北海道沿岸ではガラモ場と呼ばれる濃密な群落を形成し²⁾、ウニ類など有用植食動物の餌料や生息場となるほか³⁾、ハタハタ *Arctoscopus japonicus* の産卵場として機能している²⁾。また、ガラモ場は、一般には葉上に生息する小動物を餌料として供給する餌場機能⁴⁻⁶⁾や、藻体が創り出す複雑な立体構造により捕食者からの逃避場所を提供する隠れ場機能^{6,7)}を有しており、水産資源を含む海産魚介類の生息場として重要な役割を

果たしている。

こうした中、北海道ではウガノモクを産卵基質とするハタハタを対象として、2006年より登別市富浦海域において資源増大を目的とした産卵場整備のためのガラモ場造成事業を実施している。本事業では、造成手法として天然のウガノモク群落内に縦20cm×横20cmのコンクリート製基質（以下、プレートと表記）を複数設置し、これらに幼体を着生させ、約半年間生育させた後、プレートごと造成対象地へ移設して新たな群落を造成する基質移設法⁸⁾を採用している。しかし、着生した幼体の生残率は低く、移設用プレートの基準としている生育密度（3個体/0.04m²）を確保することが困難な状況にあり、幼体の生残率向上が課題となっている。

報文番号 A 458 (2010年07月30日受理)

^{*1} 北海道立総合研究機構中央水産試験場 (Hokkaido Research Organization, Central Fisheries Research Institute, Yoichi, Hokkaido, 046-8555, Japan)

^{*2} 北海道胆振総合振興局 (Hokkaido Government Iburi General Subprefectural Bureau, Muroran, Hokkaido, 051-8558, Japan)

一般にホンダワラ類幼体の初期減耗は極めて大きく⁹⁻¹¹⁾, その主要因として低塩分や光量不足による生育阻害¹¹⁻¹⁵⁾, 漂砂による摩耗¹⁶⁾, 波浪による剥離^{10, 11)}, 植食動物による食害⁹⁾などが報告されている。このうち, 低塩分による生育阻害については, 事業実施海域に河川水の流入はないことから, 幼体の減耗要因になっているとは考えにくい。しかし, 光量不足による生育阻害と漂砂による摩耗については, 事業実施海域が砂泥底であるため, 波浪等による物理的な底質攪乱に伴って発生した濁りや漂砂が幼体の成長や生残に影響を及ぼしていることが予想される。また, 波浪による剥離についても, 事業実施海域は漁港内に設定されており, 比較的静穏な波浪条件にあると推察されるものの, 実態は不明であることから, 影響を検討しておく必要がある。さらに, 植食動物による食害については, 植食性の小型巻貝類の生息が近隣のウガノモク群落内で確認されており¹⁷⁾, これらによる食害も幼体の減耗要因になりうると考えられる。

そこで本研究では, 当該事業においてプレートに着生したウガノモク幼体の成長初期における密度および全長変化を観測するとともに, 現場の波浪, 漂砂および光環境と植食動物の生息実態を調査することにより, 幼体の生育に適したプレートの設置条件を検討したので, その結果を報告する。

材料および方法

北海道登別市富浦地区では, 2007年~2009年にかけてハタハタ産卵場整備のためのガラモ場造成事業を実施し

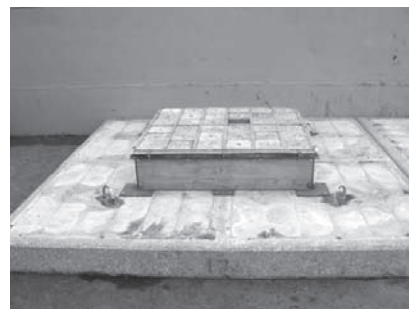


Fig. 2 An example of the device used for adjusting the depth of epiphytic substrata. Photograph indicates a 30-cm increase in the level of plinth block No. 47.

ている。当該事業では, 毎年5月に140枚のプレートを取り付けた縦2.8m×横2.8m×高さ0.2mのコンクリートブロック(以下, 基盤ベースと表記)を富浦漁港内のウガノモク群落が形成された水深1.5~3.2m域に51台設置し(Fig. 1), 6月~7月の成熟期に放出される本種の幼胚を着生・生育させた後, 翌年5月に基盤ベースを陸揚げするとともに, プレートを取り外し, これらを港外の岩礁帯に移設することによりガラモ場造成を図っている。

そこで, 本研究ではNo. 42~51の基盤ベースを試験対象とし, 幼体の生育に適したプレートの設置条件を検討するため, 2009年5月にプレートの天端高を調整するための嵩上げ施設をNo. 46~51の基盤ベース上に設置した(Fig. 2)。嵩上げ施設の高さは, No. 46と49については20 cm, No. 47と50については30 cm, No. 48と51については50 cmとし, No. 46~48の天板上には35枚ずつ, No. 49~

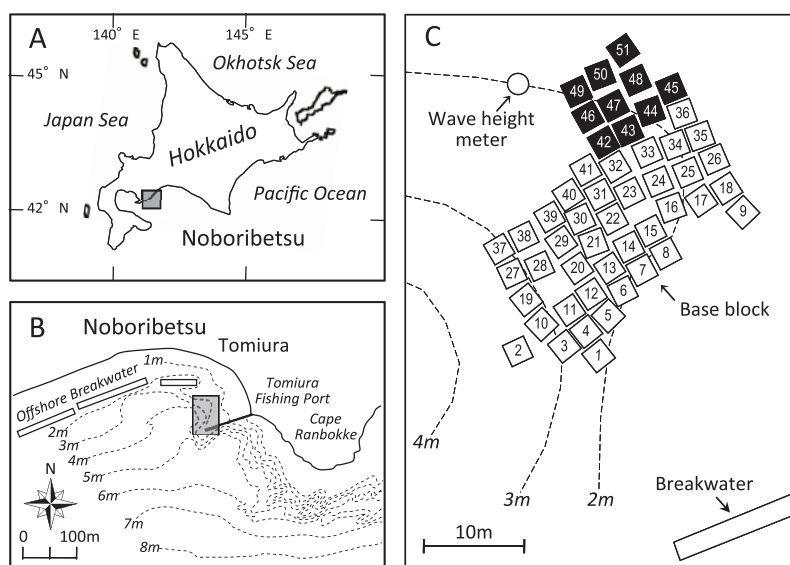


Fig. 1 Map showing location of the experiment area off the Tomiura coast, Noboribetsu, Hokkaido, Japan (A). Shaded portion indicates the experiment area (B). Squares labeled with Nos. 1-51 represent plinth blocks with epiphytic substrata (C).

51の天板上には9枚ずつのプレートを取り付けた。また、No.42～45については、事業と同様、基盤ベース上にプレートを140枚ずつ直付けした。

ウガノモク幼体の着生・生育状況と植食動物による食害の程度を把握するため、2009年10月19日と12月16日に、幼体の着生数、全長および植食動物の付着数を潜水により計数した。なお、No.46～48については西側2列（各12枚）、No.49～51については全数（各9枚）、No.42～45については西側1列（各6枚）のプレートを計数の対象とした。また、全長の計測については、各基盤ベースにおいて最大10個体とした。

当該海域における波浪・流動環境を把握するため、2009年11月17日～12月16日にかけて、No.49から西方向に5m離れた場所に波高計（Wave Hunter H201；アイオーテック社製）を設置し、有義波高、有義波周期および水位を1時間間隔で観測した。また、得られた値を用いて、各プレート直上の底面波浪流速を微小振幅波理論¹⁸⁾により算出した。

当該海域における漂砂の実態を明らかにするため、波浪観測と同期間に、No.46～51については嵩上げ施設、No.42～45については基盤ベースの4側面にセジメントトラップ（口径5cm、長さ30cm）を、開口部がプレートと同じ高さになるように1本ずつ設置し、プレート上を浮遊する漂砂を採集した。採集した漂砂については、80℃の恒温器で24時間乾燥させた後、重量を秤量し、得られた値を設置日数で除することにより日堆積量を求めたほか、乾燥試料の一部を篩分け法（湿式）により粒径1mm以上、0.5～1mm、0.25～0.5mm、0.125～0.25mm、0.063～0.125mmおよび0.063mm以下の6段階に区分し、その重量組成から粒径分布累積曲線を作成することにより中央粒径値を算出した。

プレート上の光環境を把握するため、2009年10月19日～12月16日にかけて各基盤ベースの中央部に位置するプレート上に水中照度計（HOBO Pendant Light Data Logger；Onset社製）を設置し、照度および水温を10分間隔で観測した。得られた値については、光源を昼間の太陽光6,500Kとした稻田の換算係数¹⁹⁾を用いて光量子束密度に変換した。

結 果

1. プレーターの設置水深と水温

プレターの設置水深をTable 1に示した。No.46～51およびNo.42～45上のプレターの設置水深は、それぞれ0.56～1.62mおよび1.66～1.97mの範囲にあり、嵩上げ施設の取り付けにより約1.4mの範囲にプレターを設置す

Table 1 List of placement depths of epiphytic substrata

Plinth block	Height of raising	Depth	Distance from bottom
No.42	-	1.97m	0.2m
No.43	-	1.88m	0.2m
No.44	-	1.77m	0.2m
No.45	-	1.66m	0.2m
No.46	0.2m	1.62m	0.4m
No.47	0.3m	1.48m	0.5m
No.48	0.5m	1.13m	0.7m
No.49	0.2m	1.47m	0.4m
No.50	0.3m	0.85m	0.5m
No.51	0.5m	0.56m	0.7m

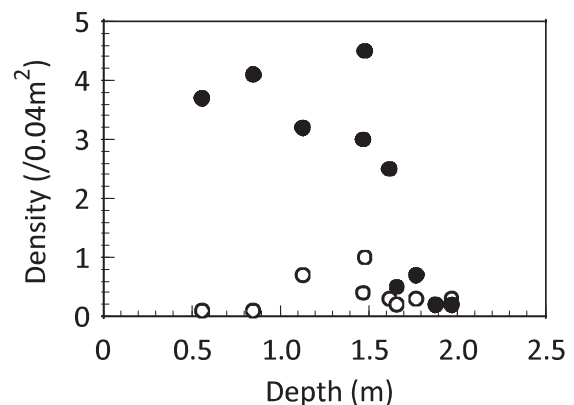


Fig.3 Relationship between depth of epiphytic substrata and mean density of *Cystoseira hakodatensis* thalli in October (clear circles) and December (solid circles).

ることができた。ただし、No.46～51上のプレターの水深は、基盤ベース自体の設置水深が各々異なっていたため、嵩上げ施設の高さを反映したものにはならなかった。

プレート上の水温は、計測開始時（10月16日）の14℃から漸次下降し、11月3日には12℃、11月21日には10℃、12月14日には8℃となり、計測終了時（12月16日）には7℃に低下した。

2. 幼体の密度と全長

プレターの設置水深とウガノモク幼体の平均密度の関係をFig.3に示した。密度は、10月が0.1～1.0個体/0.04m²、12月が0.2～4.5個体/0.04m²の範囲にあった。また、10月は設置水深と密度の間に有意な相関は認められなかったが（ $r = -0.116$, $P > 0.05$ ）、12月は両者の間に負の相関が検出され（ $r = -0.770$, $P < 0.05$ ）、設置水深の浅いプレートほど密度が多くなることが示された。なお、No.44～51の基盤ベースでは10月～12月にかけて密度が増加していたため、今回の試験では幼体の減耗状況を把握するためのデータを得ることはできなかった。

プレターの設置水深とウガノモク幼体の平均全長の

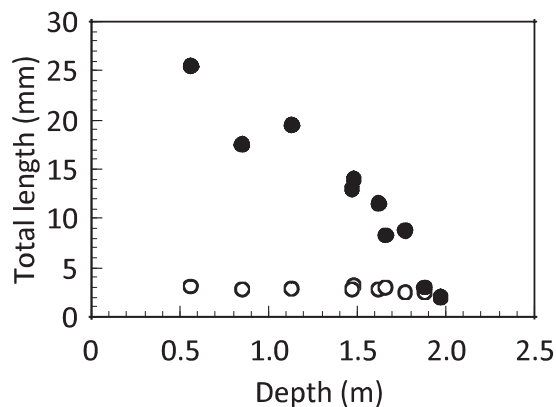


Fig.4 Relationship between depth of epiphytic substrata and mean total length of *Cystoseira hakodatensis* thalli in October (clear circles) and December (solid circles).

関係を Fig.4 に示した。全長は、10月が2.0~3.2mm, 12月が2.0~25.5mmの範囲にあった。また、10月は設置水深と全長の間に有意な相関は認められなかったが ($r = 0.617$, $P > 0.05$), 12月は両者の間に負の相関がみられ ($r = -0.951$, $P < 0.01$), 設置水深の浅いプレートほど幼体が大型化することが示された。

3. 植食動物の個体数

各プレート上で観察された植食動物の個体数を Table 2 に示した。確認された植食動物は、小型巻貝の一種であるコシダカガンガラ *Omphalius rusticus* およびユキノカサガイ *Acmaea pallida* の2種であった。個体数は両月とも少なく、10月は No.46 と 51 において 0.11~0.17 個体/0.04m², 12月は No.51 において 0.78 個体/0.04m² が確認されただけであった。

Table 2 Individual numbers of herbivorous limpets on epiphytic substrata

Plinth block	Oct 2009	Dec 2009
No.42	0	0
No.43	0	0
No.44	0	0
No.45	0	0
No.46	0.17 ± 0.39	0
No.47	0	0
No.48	0	0
No.49	0	0
No.50	0	0
No.51	0.11 ± 0.33	0.78 ± 1.30

Each value represents mean (/0.04m²) ± standard deviation

Table 3 Velocity of wave-induced current above epiphytic substrata

Plinth block	Velocity (cm/s)		
	Minimum	Mean	Maximum
No.42	7.5	26.4	119.3
No.43	7.6	26.9	120.9
No.44	7.7	27.4	123.0
No.45	7.9	28.0	125.2
No.46	7.9	28.3	126.0
No.47	8.1	29.1	128.9
No.48	8.7	31.6	137.9
No.49	8.1	29.2	129.1
No.50	9.2	34.0	148.7
No.51	9.9	37.3	162.7

Each velocity was calculated by using small-amplitude wave theory (based on data in Fig. 5)

4. 波浪・流動環境

有義波高と有義波周期の時系列変化を Fig.5 に示した。有義波高および有義波周期は、それぞれ 0.09~1.47

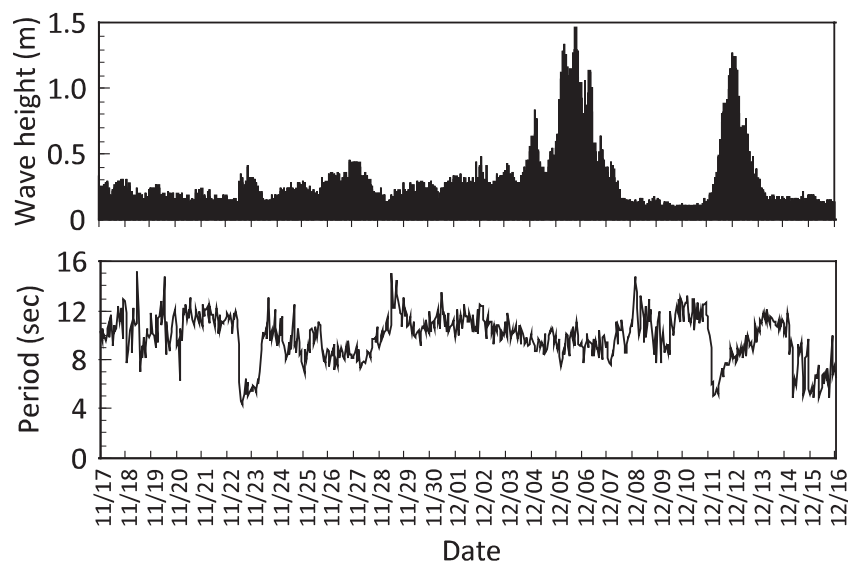


Fig.5 Hourly variation of significant wave height (upper) and period (lower) from November 17 to December 16, 2009 off the Tomiura coast.

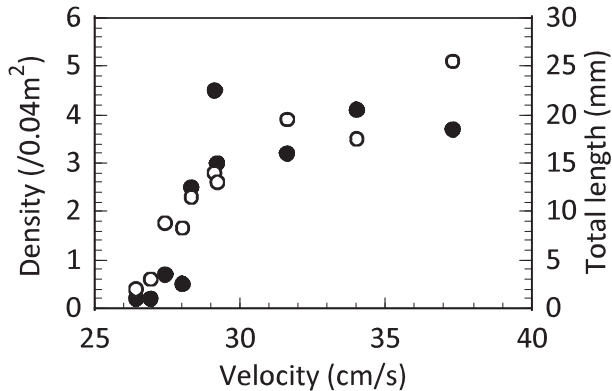


Fig. 6 Relationship between velocity of wave-induced current above epiphytic substrata and the mean density (solid circles) and mean total length (clear circles) of *Cystoseira hakodatensis* thalli in December. Each velocity was calculated by using small-amplitude wave theory (based on data in Fig. 5).

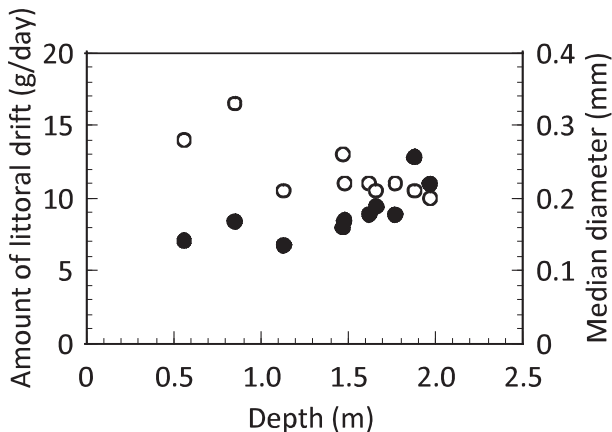


Fig. 7 Relationship between depth of epiphytic substrata and amount of littoral drift that accumulated in a sediment trap (solid circles), and median diameter (clear circles). Each trap was placed at the same depth as the upper surface of the epiphytic substrata from November 17 to December 16, 2009.

mおよび4.3～15.1秒の範囲にあった。また、11月23日、11月26日～27日、12月4日～6日および12月11日～12日の4期間に有義波高の増大がみられた。

有義波高の最大値、平均値および最小値を用いて算出した各プレート上の底面波浪流速をTable 3に示した。また、有義波高の平均値から求めた底面波浪流速と12月における幼体の平均密度および平均全長との関係を示したのがFig. 6である。有義波高の最小値、平均値および最大値から算出した底面波浪流速は、それぞれ7.5～9.9cm/s、26.4～37.3cm/sおよび119.3～162.7cm/sの範囲にあり、設置水深の浅いプレートほど高い値となった。また、底面波浪流速と密度および全長の間には正の相関が認められ（それぞれ $r = 0.708$ および 0.923 、ともに P

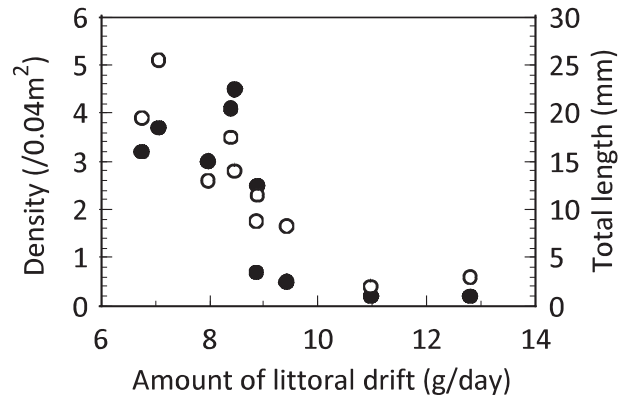


Fig. 8 Relationship between amount of littoral drift that accumulated in a sediment trap and mean density (solid circles), and mean total length (clear circles) of *Cystoseira hakodatensis* thalli in December.

< 0.05), 底面波浪流速が大きいほど密度が増加し、幼体が大型化することが示された。

5. 漂砂の日堆積量と中央粒径値

プレートの設置水深と漂砂の日堆積量および中央粒径値の関係をFig. 7に示した。日堆積量は6.8～12.8g/dayの範囲にあり、設置水深が深いプレートほど増加する傾向がみられた ($r = 0.737$, $P < 0.05$)。また、中央粒径値は0.20～0.33mmの範囲にあり、日堆積量と同様、設置水深が深いプレート上の漂砂ほど細かい粒径の砂で構成されていることが示された ($r = -0.765$, $P < 0.05$)。

漂砂の日堆積量と12月における幼体の平均密度および全長の関係をFig. 8に示した。日堆積量と密度および全長の間には負の相関が認められ（それぞれ $r = -0.743$ および -0.876 、ともに $P < 0.05$ ）、漂砂量の増加に伴って密度が減少し、幼体が小型化する傾向が示された。

6. 光環境

積算光子束密度の時系列変化をFig. 9に示した。光子束密度は、各基盤ベースともほぼ同様の変動傾向を示しており、10月26日～27日、11月1日、11月13日～16日、11月27日、12月5日～7日および12月12日～13日に著しく低下した。このうち、11月27日、12月5日～7日および12月12日～13日については、有義波高が高くなった期間とほぼ一致しており、特に1m以上の有義波高を記録した12月5日～6日および12月12日は光子束密度が0となった。なお、No.42および43に設置した照度計は、回収時には砂に埋没していた。両者の時系列変化をみると、No.42では11月16日以降、No.43では12月6日以降に光子束密度が0となっており、これらの日時に埋没したことが窺われた。

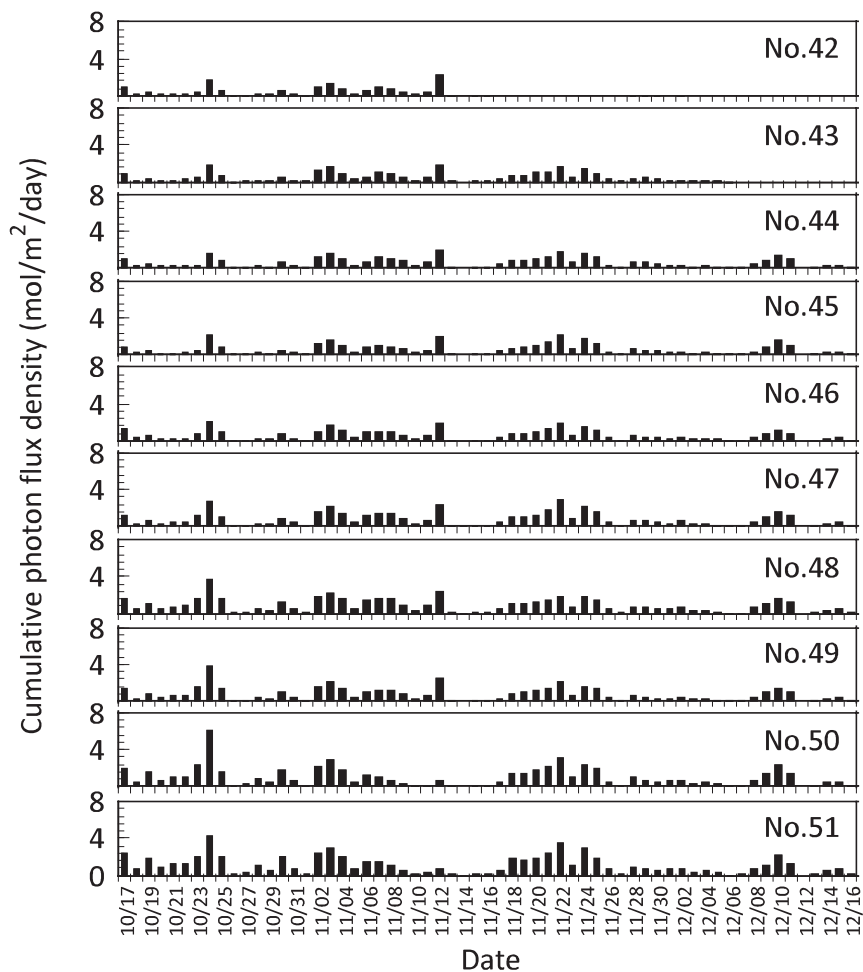


Fig.9 Daily variation of cumulative photon flux density above epiphytic substrata from October 17 to December 16, 2009 off the Tomiura coast.

プレートの設置水深と積算光量子束密度の日平均の関係を Fig.10 に示した。また、積算光量子束密度の日平均と幼体の平均密度および全長の関係を整理したのが Fig.11 である。積算光量子束密度は設置水深の深いプレートほど低下するとともに、積算光量子束密度の低下に伴って密度が減少し、幼体が小型化する傾向がみられた（それぞれ $r = -0.961$, 0.842 および 0.965 , すべて $P < 0.05$ ）。

考 察

1. 試験設定の妥当性

本研究では、ウガノモク幼体の生育に適したプレートの設置条件を明らかにするため、嵩上げ施設を用いて種々の水深帯にプレートを設置することにより、食害、波浪、漂砂および光量の程度に勾配を設け、これら因子が幼体の密度と成長に及ぼす影響を評価した。基盤ベースの設置水深が同一ではなかったため、プレートは嵩上

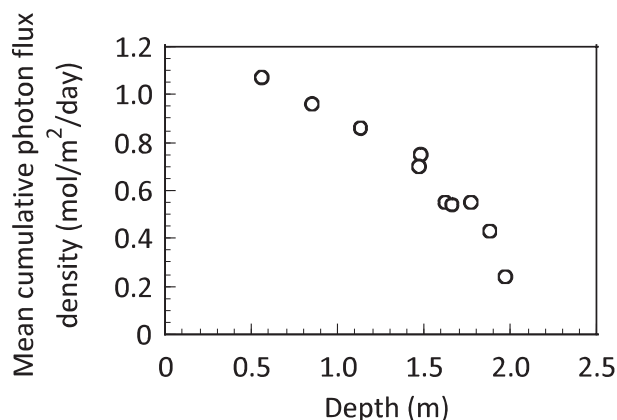


Fig.10 Relationship between depth of epiphytic substrata and mean cumulative photon flux density from October 17 to December 16, 2009.

げ施設の高さを反映した水深とはならなかったが、約 1.4m 幅の水深勾配を設定することができた。また、設置水深の浅いプレートほど幼体の密度が多く、成長が良好であることが確認されたことから、試験設定は妥当で

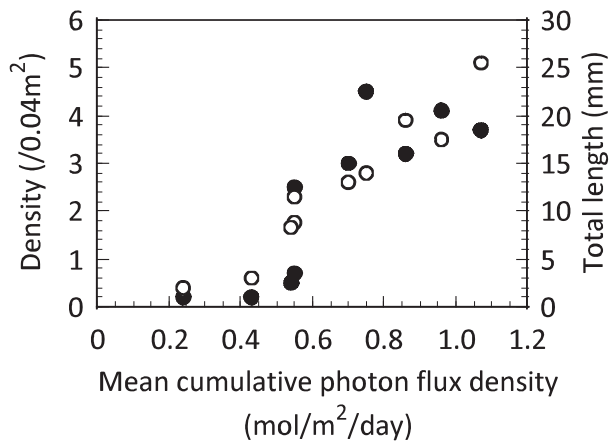


Fig.11 Relationship between mean cumulative photon flux density above epiphytic substrata from October 17 to December 16, 2009, and mean density (solid circles), and mean total length (clear circles) of *Cystoseira hakodatensis* thalli in December.

あったと考えられる。

プレートの設置水深とウガノモク幼体の密度および全長の関係を検討した結果、10月は両者の間に有意な相関は認められなかったが、12月は設置水深が浅くなるほど密度が高く、幼体が大型化することが示された。このことは、10月～12月の環境条件が幼体の生育に強く関与しており、この間の環境把握がプレートの設置条件の解明に重要であることを示唆している。

なお、本研究では、ほとんどのプレートにおいて10月～12月にかけて幼体の密度増加が認められた。これは、10月時点で確認できなかった小型の幼体が12月までに目視観察できるサイズに生育したことが原因と考えられる。このため、本研究の結果から成長初期における幼体の減耗とその要因を検討することはできなかったが、プレートの設置水深と12月時点での幼体の密度および全長との間に有意な負の相関が検出されたことから、幼体の生育に適した環境条件を評価する上では十分な結果が得られたものと判断される。

2. 食害の影響

本研究では、幼体に対する食害の程度を検討するため、植食動物の種類およびプレートへの付着数を調査した。その結果、確認された植食動物はコシダカガンガラとユキノカサガイの2種であったが、分布は一部のプレートに限定されていたほか、個体数は0.11～0.78個体/0.04㎡と僅かであった。これら巻貝の幼体に対する摂食量については検討しなかったが、10月～12月にかけて幼体の密度低下が確認されなかったことから、当該期間中の巻貝による食害の程度は低いものと推察される。

なお、浅野ら²⁰⁾は、植食性小型巻貝のエゾチグ

サガイ *Cantharidus jessoensis* とエゾサンショウガイ *Homalopoma amussitatum* を用いてマコンブ幼体の生残に及ぼす食害の影響を実験的に調べている。その結果によると、幼体の生残は葉長に依存しており、葉長5mm以下では巻貝の密度が高いほど幼体の生残率は低下するが、葉長5mm以上になると巻貝による食害の影響は解消し、幼体は密度を維持できることが示されている。本研究で対象となったウガノモク幼体の全長は、10月が2.7～3.2mmであった。また、12月の幼体の全長は3.9～25.5mmの範囲にあり、設置水深の深いプレートの個体ほど小型化する傾向がみられた。これらのことから、当該海域では巻貝による食害の程度は全体的には低いと推察されるものの、マコンブと同様、ウガノモク幼体にも食害に対するサイズ依存性があるならば、成長初期の個体ほど、そして設置水深の深いプレートの個体ほど食害の影響を受けやすくなると考えられる。

3. 波浪の影響

ホンダワラ類幼体の減耗要因の一つとして、波浪による剥離の可能性が示唆されている^{10, 11)}。そこで本研究では、波浪観測を行うとともに、プレート上の底面波浪流速を推算した。その結果、10月～12月における当該海域の波浪は、有義波高が1.5m以下で、有義波周期が4～15秒程度の比較的静穏な条件にあることが分かった。また、プレート直上に作用する底面波浪流速は設置水深が浅くなるほど上昇し、最も深い水深帯のプレートでは7.5～119.3cm/s、最も浅い水深帯のプレート上では9.9～162.7cm/sと推定された。

一方、波浪によるウガノモクの付着限界を推定した報告によると²¹⁾、底面波浪流速が162.7cm/sの場合、全長130mm以下の藻体は基質から剥離されないことが示されている。本研究で観察されたウガノモクの全長は、12月時点で最大25.5mmであった。また、10月～12月にかけて幼体の密度低下はみられず、設置水深が浅く底面波浪流速が大きなプレートほど幼体の密度が多くなる傾向もみられた。これらのことから、当該海域において波浪による剥離は幼体の減耗要因にはなっていないと考えられる。

4. 漂砂・光の影響

本研究では、セジメントトラップに堆積した砂を指標として漂砂の実態を検討した。その結果、設置水深の深いプレートほど砂の日堆積量が多くなるとともに、粒径が細粒化することが示された。波浪による底質攪乱に伴って発生する浮遊漂砂は、一般には海底に近いほど濃度や泥分含有率が高くなる²²⁾。したがって、海底に近い

プレートほど砂の堆積量は多く、粒径は細かくなることが予測される。本研究では、嵩上げ施設の効果により設置水深の浅いプレートほど海底から遠い距離に置かれていた (Table 1)。このため、設置水深の深いプレートほど漂砂量が多く、粒径が細粒化したものと考えられる。

こうした漂砂環境の中、ウガノモク幼体は漂砂の日堆積量が多いプレートほど密度が低下するとともに、小型化する傾向が認められた。この原因の一つとしては、浮遊漂砂の増加に起因した光量低下による幼体の生育阻害が考えられる。そこで、有義波高と積算光量子束密度の時系列変化を照合した結果、両者には同調した傾向がみられた。特に 1m 以上の有義波高を記録した期間は、積算光量子束密度が 0 となった。このことは、光量低下の主要因が波浪による浮遊漂砂の発生であることを示唆している。また、幼体は積算光量子束密度の低下に伴って密度が減少するとともに小型化したことを考慮すると、当該海域においてウガノモク幼体の生育を制限している主要因は、波浪に起因した浮遊漂砂の増加に伴う光量低下であると推察される。

このほか、漂砂の日堆積量の増加に伴って幼体の密度が低下した原因として、漂砂による摩耗も疑われる。峰ら²³⁾は、砂床上にシオミドロ科の海藻を附着させた基質を設置し、各種振動流を作用させて漂砂による藻体の摩耗状況を観察している。その結果によると、粒径 0.3mm の砂を 140cm/s の振動流下で作用させた時に浮遊漂砂の衝突による藻体の摩耗が起こることが示されている。本研究で計測された漂砂の中央粒径値は 0.20~0.33mm の範囲にあり、上述の報告とほぼ一致する。また、水深 0.85m および 0.56m に設置された No.50 および 51 のプレート上では、それぞれ最大 148.7cm/s および 162.7cm/s の底面波浪流速が作用したことが試算されたことから、これらプレート上の幼体については漂砂による摩耗の影響を受けている可能性が示唆される。ただし、実際は 10月~12月の間に幼体の密度低下は確認されなかったことから、当該海域において漂砂による摩耗は幼体の主な減耗要因にはなっていないと考えられる。

以上の結果を踏まえて、積算光量子束密度と幼体密度の関係をみると (Fig.11)、0.5mol/m²/day 以下の条件では幼体の生育は見込めないことが分かる。なお、この値は、北海道釧路沿岸に分布し、同じ褐藻綱に属するナガコンブの夏季における日補償積算光量子束密度 0.52mol/m²/day²⁴⁾ともほぼ一致している。また、北海道におけるウガノモクを対象とした藻場造成事業では、0.04m²当たり 3 個体以上の幼体が着生したプレートを移設に使用しているが、この密度を確保するには 0.7mol/m²/day 以上の日積算光量子束密度が必要であることが

理解できる。したがって、当該海域においてウガノモクを対象とした藻場造成を実施するに当たっては、0.7mol/m²/day 以上の日積算光量子束密度が保障される場所にプレートを設置する必要がある。また、近隣海域において同様の藻場造成を行う場合でも、今回得られた光量子束密度の値は、必要とする幼体の密度を確保する上で有効な基準になると考えられる。

要 約

北海道登別地区富浦漁港内に設置した基質プレートを対象として、ウガノモク幼体の密度および全長の変化を観察するとともに、波浪、漂砂および光条件と植食動物の生息実態を把握し、幼体の生育に適した基質プレートの設置基準を検討した。その結果、幼体は設置水深の深いプレートほど密度が低下するとともに、小型化する傾向が認められた。また、設置水深の深いプレートほど漂砂の日堆積量は増大し、日積算光量子束密度は低下したほか、有義波高と日積算光量子束密度の時系列変化には同調した傾向がみられた。さらに、幼体は、日積算光量子束密度の低下に伴って密度が低下するとともに小型化した。以上のことから、当該海域において幼体の生育を制限している主要因は、波浪に起因した漂砂の増加に伴う光量低下であると推察され、本種を対象とした藻場造成を行うに当たっては 0.7mol/m²/day 以上の日積算光量子束密度が保障される水深帯に基質プレートを設置する必要があると考えられた。なお、植食動物としてコシダカガンガラとユキノカサが確認されたが、分布は一部のプレートに限定されていたことから、幼体の減耗に及ぼす食害の影響は小さいものと推察された。

謝 辞

本報告にあたり、調査にご協力いただいたいぶり中央漁業協同組合登別支所の今浦日出男支所長、並びに(株)海洋探査の北端由人氏に深く感謝いたします。

文 献

- 1) 吉田忠生: "Cystoseira hakodatensis (Yendo) Fensholt (ウガノモク)". 藻類の生活史集成 第2巻 褐藻・紅藻類 (堀 輝三編). 東京, 内田老鶴圃, 1993. 153pp.
- 2) 名畑進一, 酒井勇一: 北海道東部におけるウガノモクの初期形態形成と成長. 北水試研報. 52, 1-8(1998)
- 3) 津田藤典, 吾妻行雄, 谷口和也: 北海道南西部日本

- 海沿岸における大型褐藻4種の垂直分布. 日本生態学会誌. 54, 95-103 (2004)
- 4) Holbrook, S. J. and Schmitt, R. J. : The combined effects of predation risk and food reward on patch selection. *Ecology*. 69, 125-134 (1988)
 - 5) Levin, P. S. : Small-scale recruitment variation in a temperate fish : the roles of macrophytes and food supply. *Environ. Biol. Fish.*, 40, 271-281 (1994)
 - 6) Ornellas, A. B. and Coutinho, R. : Spatial and temporal patterns of distribution and abundance of a tropical fish assemblage in a seasonal Sargassum bed, Cabo Frio Island, Brazil. *J. Fish Biol.*, 53, 198-208 (1998)
 - 7) Ebeling, A. W. and Laur, D. R. : The influence of plant cover on surfperch abundance at an offshore temperate reef. *Environ. Biol. Fish.*, 12, 169-179 (1985)
 - 8) 金田友紀：モク類藻場造成成功の鍵は？. 北水試だより. 64, 21-26 (2004)
 - 9) 名畑新一, 新原義昭, 松谷 実, 武井文雄：利尻島におけるフシスジモク *Sargassum confusum* の生態. 北水試研報. 23, 53-64 (1981)
 - 10) 吉田吾郎, 寺脇利信, 吉川浩二, 有馬郷司：広島湾大野瀬戸における秋に成熟するアカモクの初期成長と減耗. 南西水研研報. 30, 125-135 (1997)
 - 11) 吉田吾郎, 新井章吾, 寺脇利信：広島湾大野瀬戸産ノコギリモク幼体の成長に及ぼす光量・水温の影響. 南西水研研報. 30, 137-145 (1997)
 - 12) 月舘潤一：ヤツマタモクとヨレモクの幼体の最適成長条件について. 南西水研研報. 16, 1-9 (1984)
 - 13) 新井朱美, 三浦昭雄：オオバモク幼体の成長に及ぼす塩分と照度の影響. 水産増殖. 39(3), 315-319 (1991)
 - 14) 松井敏夫, 大貝政治, 村瀬 昇：褐藻類アカモク・ヤツマタモクの幼胚および葉状部の成長に及ぼす光質・光量の影響. 日水誌. 60, 727-733 (1994)
 - 15) 吉田吾郎, 有馬郷司, 内田卓志：褐藻アカモクの初期成長に及ぼす日長, 照度, 水温の影響. 南西水研研報. 28, 21-32 (1995)
 - 16) 新井章吾：磯根生物と住み場環境の安定性. 月刊海洋科学. 20(6), 355-362 (1988)
 - 17) 北海道胆振支庁：胆振海域地区広域漁場整備事業(特定) 富浦漁場 箇所別事業計画補足資料. (2006)
 - 18) 土木学会：水理公式集 昭和60年版. 土木学会, 東京, 1985, 82-84.
 - 19) 稲田勝美：光と植物生育－光選択利用の基礎と応用. 養賢堂, 東京, 1984, 415pp.
 - 20) 浅野昌充, 菊地省吾, 河村知彦：コンブ類繁茂に対する小型植食巻貝の影響. 東北水研研報. 52, 65-71 (1990)
 - 21) 桑原久実, 金田友紀, 川井唯史：波浪によるウガノモクの幼胚および成体の基質付着限界. 海岸工学論文集. 46, 1146-1150 (1999)
 - 22) 中川康之, 石貫國郎, 添田 宏, 中村嘉邦：干潟浅海域沖合における底質輸送の現地観測. 土木学会論文集. B2-65, 471-475 (2009)
 - 23) 峰 寛明, 桑原久実, 坪田幸雄, 高橋和寛, 山下俊彦：海藻への漂砂摩耗の影響に関する一実験. 平成11年度日本水産工学会学術講演会講演論文集. 45-46 (1999)
 - 24) 坂西芳彦, 鈴木健吾, 宇田川徹, 飯泉 仁, 山本正昭：釧路市沿岸における夏季のナガコンブの日補償深度. 北水研報告. 65, 127-128 (2001)

能取湖における貧酸素水塊の分布特性（短報）

品田晃良^{*1}, 多田匡秀^{*2}, 西野康人^{*3}, 川尻敏文^{*4}

Spatial distribution of hypoxic water in Lake Notoro (Short paper)

Akiyoshi SHINADA^{*1}, Masahide TADA^{*2}, Yasuto NISHINO^{*3} and
Toshifumi KAWAJIRI^{*4}

キーワード：貧酸素水塊，ホタテガイ，能取湖

まえがき

北海道オホーツク沿岸海域に位置する能取湖は，周囲32km，面積58.4km²，最大水深23.1mの楕円形の湖であり，北東側にオホーツク海に通じる湖口を持っている¹⁾。主な漁業は，ホタテガイの種苗生産で年間5億円程度の生産がある。これは，1974年に湖口が開口され外海水の特徴が強くなったこと，半閉鎖的な環境であるのでホタテガイ浮遊幼生が高密度に存在することが影響していると考えられている²⁾。

能取湖におけるホタテガイの種苗生産は，採苗器に付着した殻長10mmほどの稚貝を網籠に収容して，3～14mの水深帯で中間育成を行い，翌春に1齢貝を出荷する工程で行われる。しかし，近年，夏季に湖内最深部を中心に形成される貧酸素水塊³⁾の上昇によるホタテガイ稚貝の斃死が問題となっており⁴⁾，貧酸素水塊の発生機構や分布特性が把握できれば，ホタテガイ種苗に対する被害を低減できる可能性がある。

瀬戸ら⁴⁾は，能取湖において数値シミュレーションにより潮汐や風に伴う水塊の挙動特性を推察し，4ms⁻¹程度の南風により底層水が水深12mまで上昇すること，6ms⁻¹以上の南風で鉛直混合が促進されることを示した。品田ら³⁾の現場観測でも，風による鉛直混合が底層への酸素供給にとって重要であると示されている。この

ように能取湖における貧酸素水塊の発生機構については明らかにされつつあるが，発生機構の調査は湖心部1点の調査であるので，貧酸素水塊の分布特性については明らかではない。貧酸素水塊の分布特性を明らかにすることは，ホタテガイ稚貝の養殖を安全に行う場所の選定に役立つと考えられる。本研究は，断面観測を行うことにより，能取湖における貧酸素水塊の分布特性を示すことを目的とした。

材料及び方法

調査は，能取湖湖心部の底層に貧酸素水塊が観測された2008年9月17日と2009年8月4日に9定点で行った（図1）。湖口（St.1）から湾奥部（St.G）までのラインを卯原内ライン，能取（St.A）から湖深部（St.D）までのラインを能取ラインとした。水温，塩分の鉛直分布はSTD（ACT20-D, Alec. Electronics Inc.）で，溶存酸素濃度の鉛直分布はポータブルマルチメータ（HQ30d, Hach Campany）で測定した。貧酸素水塊の定義に関しては，門谷⁵⁾が2.9～4.3mgL⁻¹，柳⁶⁾が0.036～3.6mgL⁻¹と定義しているが，本研究ではホタテガイ稚貝の生存が困難になると実験的に示されている2mgL⁻¹以下の水塊を貧酸素

報文番号 A459（2010年07月30日受理）

^{*1} 中央水産試験場 (Central Fisheries Research Institute, Hamanaka-cho Yoichi Hokkaido, 046-8555, Japan)

^{*2} 網走水産試験場 (Abashiri Fisheries Research Institute, Abashiri, Hokkaido, 099-3119, Japan)

^{*3} 東京農業大学生物産業学部 (Faculty of Bio-industry, Tokyo University of Agriculture, Abashiri, Hokkaido, 099-2493, Japan)

^{*4} 西網走漁業協同組合 (Nishiabashiri Fisheries Cooperative Association, Abashiri, Hokkaido, 093-0045, Japan)

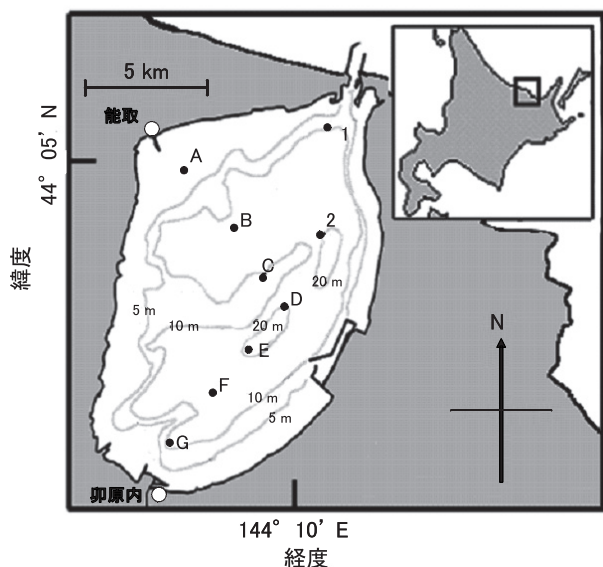


図1 調査地点

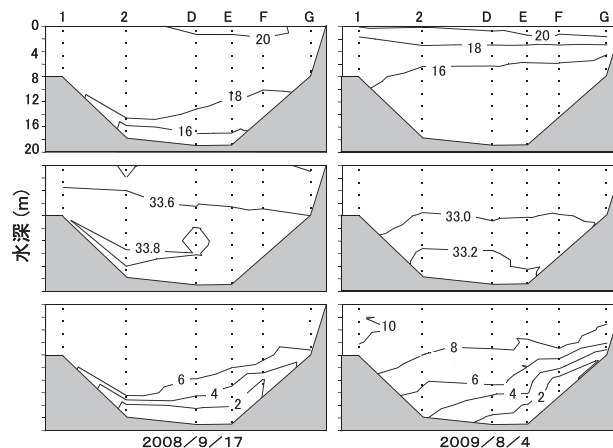
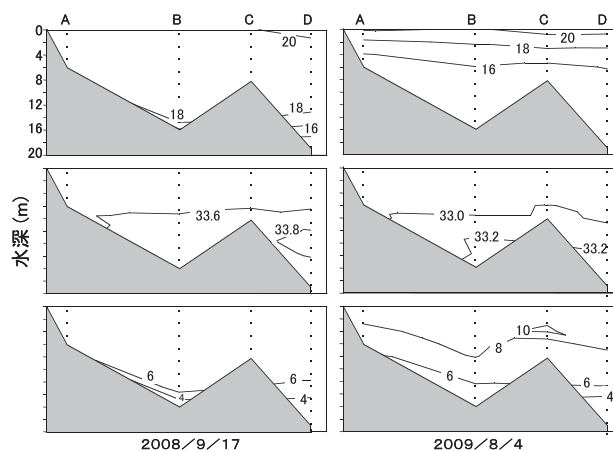
水塊とした⁴⁾。

結果及び考察

卯原内ライン（湖口から湾奥部：St.1 から St.Gまで）の断面図を図2に示す。水温は表層では両年とも約20℃であった。底層は2008年に16℃以下の水塊が16m以深にしか存在しないのに対し、2009年は16℃以下の水塊が6mにも認められた。塩分は両年で大きな違いが見られ、2008年は2009年に比べ0.6ほど高かった。また、2008年は湖口から湖心にかけて33.8以上の水塊が底層付近で、33.6以下の水塊の上に存在していた。貧酸素水塊は、2008年にはSt.2から湾奥部（St.F）の底層に見られ、湾奥部（St.F）では12mまで上昇していた。2009年は湖心（St.D）から湾奥部（St.F）の底層に見られ、さらに最湾奥部（St.G）の底層（約6m）にも貧酸素水塊が迫っていた。

能取ライン（能取から湖深部：St.A から St.Dまで）の断面図を図3に示す。水温、塩分は卯原内ラインとはほぼ同様な傾向を示した。貧酸素水塊については、最も深いSt.Bの底層（16m）でも4mgL⁻¹程度であった。

以上の結果より、能取湖において貧酸素水塊は湖口に近い能取ラインにはほとんど分布せず、主に湖心部から湾奥部の底層に存在することが明らかとなった。特に、湾奥部では、2009年に観測されたように、水深6m付近にも貧酸素水塊が上昇してくる可能性が示された。同様な傾向は2007年にも認められており³⁾、数値シミュレーションによっても夏季の南風による吹送循環流によって

図2 湖口から卯原内(卯原内ライン)における水温(℃, 上段), 塩分(中段), 溶存酸素濃度(mgL⁻¹, 下段)の鉛直断面図図3 能取から湖心部(能取ライン)における水温(℃, 上段), 塩分(中段), 溶存酸素濃度(mgL⁻¹, 下段)の鉛直断面図

湾奥部の底層に貧酸素水塊が上昇することが示されている⁴⁾。また、湖心付近から西に向かい海底地形の隆起がみられるが(図1)、今田ら⁷⁾が指摘しているように、この隆起が湖心から湾奥部の海水を停滞させ貧酸素水塊の分布にも影響を与えているのかもしれない。能取湖のホタテガイ稚貝の中間育成は、能取ラインのSt.B付近や卯原内ラインのSt.F付近で行われている。よって、St.F付近の水域を利用する際には、St.Bの水域を利用するのに比べ貧酸素水塊による漁業被害に注意を払う必要がある。

文献

- 1) 北海道新聞社：北海道大百科事典下巻。札幌、北海道新聞社、1981、1122p.

- 2) 蔵田 護, 西浜雄二: 能取湖における海洋条件の季節変化. 北水試研報. 29, 17-24 (1987)
- 3) 品田晃良, 大森 始, 多田匡秀, 西野康人, 佐藤智希: 能取湖における風による貧酸素水塊の挙動特性. 北水試研報. 75, 1-5 (2009)
- 4) 瀬戸雅文, 金子和恵, 新居久也: 能取湖に形成される貧酸素水塊がホタテガイに及ぼす影響. 海洋開発論文集. 2, 1049-1054 (2004)
- 5) 門谷 茂: "瀬戸内海の水質". 瀬戸内海の自然と環境. 神戸, 神戸新聞総合出版センター, 1998, 100-129.
- 6) 柳 哲雄: 貧酸素水塊の生成・維持・変動・消滅機構と化学・生物的影響. 海の研究. 13, 451-460 (2004)
- 7) 今田和史, 坂崎繁樹, 川尻敏文, 小林耕一: 網走市 4 湖沼（網走湖, 能取湖, 濤沸湖, 藻琴湖）の湖盆形態と塩分環境. 北海道水産孵化場研報. 49, 37-48 (1995)

2005・2006 年夏期に北海道南部～東北沿岸海域に分布したスルメイカの発生時期について（短報）

佐藤 充^{*1}, 澤村正幸^{*2}, 三橋正基^{*3}

Hatching dates of the Japanese common squid, *Todarodes pacificus*, in the coastal waters of southern Hokkaido and Tohoku in summer 2005 and 2006 (Short Paper)

Toru SATO^{*1}, Masayuki SAWAMURA^{*2} and Masaki MITSUHASHI^{*3}

キーワード：スルメイカ，平衡石，日齢，日本海

まえがき

スルメイカは、北海道において重要な漁業資源である。スルメイカの系群は、発生時期で分けられると考えられ、その分布回遊について研究が行われてきた¹⁻⁵⁾。その分け方については多くの議論がされてきたが⁶⁾、木所ら⁵⁾は「秋季発生系群：日本海を北上する9～12月発生群、冬季発生系群：太平洋を北上する1～3月発生群」と区分している。

近年では、平衡石を用いて日齢を推定する解析方法（以下、日齢解析法）によって、発生時期別の分布が明らかになってきている^{4,7-9)}。しかし、夏期の道南～東北日本海沿岸では时期的にも海域的にも秋季発生系群と冬季発生系群の分布が混在する可能性が示唆されてはいるものの¹⁻⁵⁾、発生時期を日齢解析法で推定された研究例はない。この海域では夏期以降も継続的にスルメイカ漁業が行われており、秋期の漁況を予測する上で、群構造を知ることが重要である。このため、夏期に道南～東北日本海沿岸に分布するスルメイカの発生時期を推定し、群構造を把握するため、本研究を実施した。

材料及び方法

発生時期を推定するために、2005年および2006年8月下旬に、中央水産試験場調査船おやしお丸（178トン、

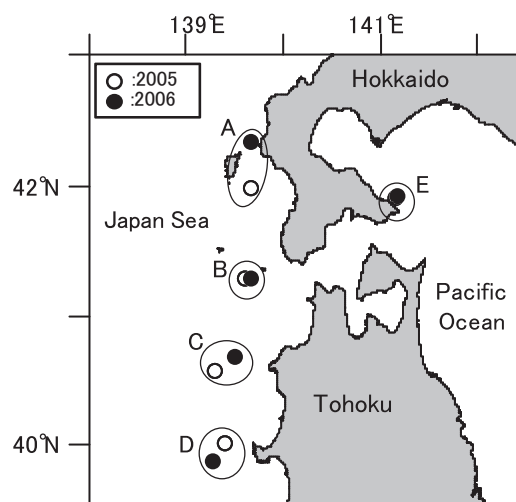


Fig.1 Map of sampling points and area (A,B,C,D,E).

Table 1 Locations of *Todarodes pacificus* collection sites, date of collection, and numbers of measured and aged specimens.

Sampling area	Sampling date	Location		No. of measured specimens	No. of aged specimens
		N	E		
A	Aug.24 2005	41° 59'	139° 40'	100	18
	Aug.27 2006	42° 20'	139° 41'	64	14
B	Aug.29 2005	41° 17'	139° 37'	100	16
	Aug.26 2006	41° 17'	139° 40'	100	14
C	Aug.28 2005	40° 35'	139° 18'	100	15
	Aug.25 2006	40° 41'	139° 31'	99	14
D	Aug.27 2005	40° 01'	139° 25'	100	16
	Aug.23 2006	39° 52'	139° 17'	81	15
E	Aug.22 2005	41° 55'	141° 08'	50	14
	Aug.23 2006	41° 55'	141° 09'	55	14

報文番号 A460 (2010年07月30日受理)

^{*1} 中央水産試験場 (Central Fisheries Research Institute, Hamanaka-cho Yoichi Hokkaido, 046-8555, Japan)

^{*2} 函館水産試験場 (Hakodate Fisheries Research Institute, Yunokawa, Hakodate, Hokkaido, 042-0932, Japan)

^{*3} 釧路水産試験場 (Kushiro Fisheries Research Institute, Hama-cho, Kushiro, Hokkaido, 085-0024, Japan)

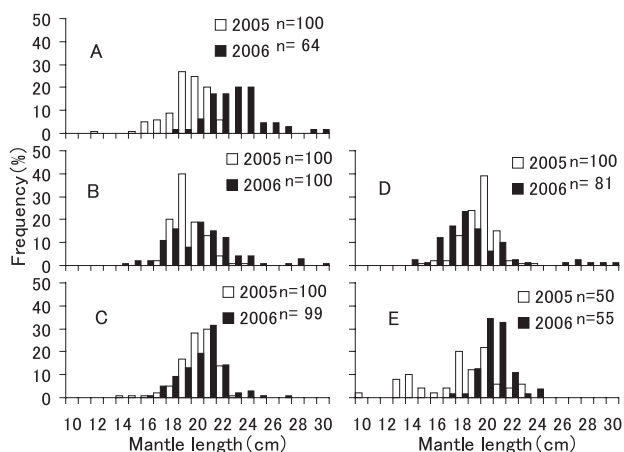


Fig.2 Mantle length distributions of *Todarodes pacificus* in the waters off southern Hokkaido and Tohoku in summer 2005 and 2006.

2010年3月退任)および函館水産試験場調査船金星丸(151トン)で自動いか釣り機によって漁獲されたスルメイカを標本とした。道南日本海の奥尻島東部海域(A)および松前小島周辺海域(B), 東北日本海の青森県久六島周辺海域(C)および秋田県男鹿半島沖合(D), そして道南太平洋の恵山岬沖合(E)の5海域で標本を採取した(Fig.1, Table 1)。漁獲後スルメイカの外套長を1mm単位で測定し, 1cm単位の外套長組成にまとめた。そして, 各標本の外套長組成をおおむね比例するように, 14~18個体の標本を選び, 日齢解析用の検体とした。

日齢の解析は, 中村¹⁰⁾および坂口¹¹⁾の手法を参考に, 選んだ検体から平衡石を摘出し, スライドガラスに固定した状態で表面の研磨を行った。その後, 光学顕微鏡(ORYMPUS製, BX51)に接続した耳石輪紋計測システム(RATOCシステムエンジニアリング製)を用いて, 3,000倍に拡大したモニター上で輪紋を計数した。平衡石の輪紋を3度計数し, その平均値を日齢とした。漁獲日から日齢を引いた値を発生日とした。解析結果は, 年別海域別にデータを取りまとめた。

結果および考察

スルメイカの体サイズの変化を, 外套長組成のモードで見ると(Fig.2), 2005年は19cm(A), 19cm(B), 21cm(C), 20cm(D), 20cm(E)であった。道南日本海の調査海域AとBではモードが小さい傾向であった。また道南太平洋の調査海域Eでは13~14cmと小型スルメイカの漁獲も他の調査海域より多かった。2006年のモードは23と24cm(A), 20cm(B), 21cm(C), 18cm(D), 20cm(E)であり, 東北日本海沿岸の調査海域Dが調査海域の中で最も小さかった。両年のモードを比べると, 道南日本

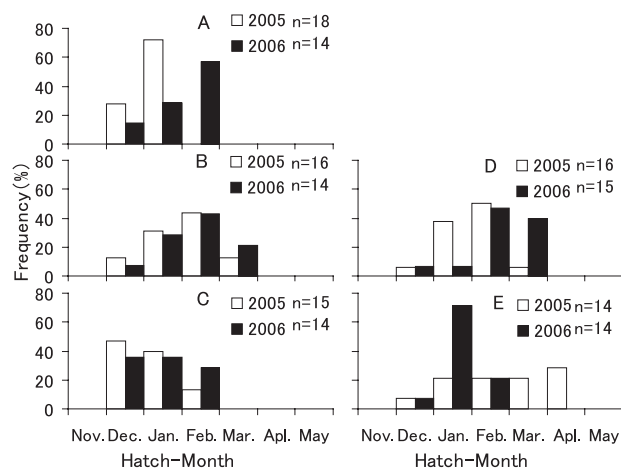


Fig.3 Estimated hatch-month distributions of *Todarodes pacificus* in the waters off southern Hokkaido and Tohoku in summer 2005 and 2006.

海の調査海域AとBでは2006年が大きく, 東北日本海沿岸の調査海域Dでは2005年が大きい傾向が見られた。

推定したスルメイカの発生日を月別にとりまとめ, 調査海域別に比較した(Fig.3)。2005年の推定発生時期の範囲は, 12月~4月, 2006年では12月~3月であった。各調査海域別にスルメイカの主要発生月を見ると, 2005年は1月(A), 2月(B), 12月(C), 2月(D), 4月(E)であった。同様に2006年は, 2月(A), 2月(B), 12月と1月(C), 2月(D), 1月(E)であった。日本海側の調査海域では2006年の方が遅い時期に発生した群が多い傾向が見られたが, 道南太平洋(E)では逆に2005年の方が発生時期の遅い個体が多かった。日本海側と太平洋側で発生時期が違う傾向が見られた。

坂口ら⁹⁾は, 北海道周辺に分布するスルメイカについて発生時期を調べ, 11~12月発生群と2~5月発生群に分け, 1月発生の割合は少なかったと報告している。しかし, 本報告では, 1月に発生した個体も多かった。スルメイカは環境変動の影響を受け, 年によって資源が大きく変動するため⁵⁾, 主要な発生月も年によって違いがあると考えられる。

また, 坂口ら⁹⁾は11~12月発生群と2~5月発生群は, それぞれ秋季発生系群と冬季発生系群に対応していることを示した。本報告では12月発生が主体となっているのは東北日本海沿岸の調査海域Cのみであり, 2005年A海域を除き, 12月およびそれ以前の発生群はいずれの年および海域でも少ない。このことから, 2005年および2006年の夏期に, 道南~東北日本海沿岸および道南太平洋では, 秋季発生系群の分布は少なく, 冬季発生系群の分布の割合が高かったと考えられる。

冬季発生系群は主に太平洋を北上して北海道周辺海域

に来遊すると考えられている^{1,5)}。しかし、夏期に佐渡沖など本州側日本海沖合で標識放流したスルメイカが道南日本海で再捕された例もあり^{12,13)}、日本海を北上する冬季発生系群の存在も指摘されている⁷⁾。本報告の結果を見ると、太平洋側のE海域と日本海側のA～D海域の発生月は違う傾向を示している。2005年の日本海側では12月～2月発生が主体であるのに対し、太平洋側では4月発生が主体であった。2006年の日本海側では、C海域を除くと、2月発生主体であるのに対し、太平洋側ではそれより早い1月発生が主体であった。したがって、日本海側と太平洋側では同じ冬季発生系群でも発生時期の異なる群が分布していたと考えられる。特に2006年の東北日本海沿岸のD海域については、発生時期が太平洋側よりも遅いだけでなく、他の日本海側の海域より外套長が小さい。したがって、2006年のD海域には、日本海を北上した冬季発生系群が分布していた可能性が高いと考えられる。また、他の日本海側の海域でも、発生時期や外套長がD海域と一部重複しているため、日本海を北上する冬季発生系群が混在していたことが示唆される。

2005年については、太平洋側の発生月範囲内に日本海側もあることから、発生時期からだけでは回遊経路の特定はできない。しかし、日本海側と太平洋側で発生時期の傾向が異なるため、同じ冬季発生系群でも回遊経路が異なる可能性があることについて検討する必要がある。

道南太平洋における夏期の発生時期については、坂口ら⁹⁾と本報告を合わせて3年分の情報が示されたが、3年間とも発生時期の傾向が違っていた。このことは、この海域に分布するスルメイカの群構造には年変動があることを示すものである。

本報告では、夏期における道南～東北沿岸海域に分布するスルメイカの発生時期を明らかにした。この海域における夏以降の漁況を予測する上で、日本海を北上する冬季発生系群も考慮する必要があることを示した。また、この海域に来遊するスルメイカの発生時期には年による違いがあることが示され、今後もより長期的に発生時期を調べ、秋季発生系群と冬期発生系群から構成される群構造の年変動を詳しく把握するとともに、その要因について検討する必要がある。加えて、回遊との関係を調べるためには、標識放流による移動解明が必要である。

謝辞

本報告をまとめるにあたり、貴重な助言を賜った釧路水産試験場坂口氏に感謝する。長年スルメイカ調査に貢献し、退任した試験調査船おやしお丸および関係者に感

謝する。標本採取に協力いただいた金星丸関係者に感謝する。

文献

- 1) 新谷久男：スルメイカの資源。水産研究叢書。(16) 東京、日本水産資源保護協会、1967、60pp
- 2) 笠原昭吾：対馬暖流域におけるスルメイカの資源構造。イカ類資源・漁海況検討会議報告(昭和56年度)。北海道区水産研究所。7-10 (1982)
- 3) 安達二郎：日本海西部海域におけるスルメイカ *Todarodes pacificus Steenstrup* の漁業生物学的研究。島根県水産試験場研究報告。5、1-93 (1988)
- 4) 中田 淳：平衡石日齢査定による道南日本海のスルメイカの発生時期の推定。イカ類資源・漁海況検討会議報告(平成4年度)。遠洋水産研究所。1-11 (1994)
- 5) 木所英昭、森賢、後藤常夫、木下貴裕：我が国におけるスルメイカの資源評価・管理方策について。水産資源管理談話会報。30、18-35 (2003)
- 6) 木所英昭：スルメイカの分布回遊と系群仮説の整理。イカ類資源・漁海況検討会議報告(平成18年度)。日本海区水産研究所。105-114 (2007)
- 7) 坂口健司、中田 淳：2001年の北海道北部海域におけるスルメイカの日齢と群構造。水産海洋研究。70 (1)、16-22 (2006)
- 8) 佐藤充、坂口健司：2001・2002年に北海道オホーツク海沿岸海域へ来遊したスルメイカの発生時期について。北水試研報。72、9-13 (2007)
- 9) 坂口健司、佐藤 充、三橋正基、木所英昭：北海道周辺海域におけるスルメイカの日齢と発生時期。日本水産学会誌。75 (2)、204-212 (2009)
- 10) 中村好和：平衡石によるいか類の日齢査定方法。特定水産資源評価技術開発調査成果集1。いか類、小型浮魚類日齢査定マニュアル。中央水産研究所。1-17 (2000)
- 11) 坂口健司：スルメイカの平衡石の採取および輪紋計数マニュアル。技術資料 No. 4。釧路水産試験場。60pp
- 12) 伊東祐方、沖山宗雄、笠原昭吾：日本海沖合におけるスルメイカについての2・3の考察。日水研報告。15、55-70 (1965)
- 13) 笠原昭吾：日本海におけるスルメイカ群の移動に関する研究Ⅰ。1965年夏季に佐渡近海へ来遊した群の性状とその移動。日水研報告。17、99-110 (1967)

標本誤差による不確実性を考慮した資源管理方策評価方法の開発

山口 宏史

漁獲物標本の測定結果にブートストラップ法を適用し、1000組の資源尾数を算出した。

また、将来の加入量の予測には、変動を考慮し、将来の漁獲圧の変動も考慮した。得られている1000組の資源尾数推定値を用いて、それぞれについて30年間の将来予測を行った。

スケトウダラとソウハチの資源評価データを資源管理方策評価方法に適用した。

管理方策案の評価は、資源保全に関する指標は、より厳しい管理方策案がより優れた結果を示した。資源利用に関する指標では、期間により効果の差が見られた。

本研究では、標本誤差の資源管理方策評価に与える影響を定量的に示す手法を提案できた。本研究で開発した手法は資源管理における合意形成にとって有効であると結論付けられた。

A455 北水試研報 78 1-40 2010

北海道日本海におけるマダラの資源状態について

星野 昇

北海道日本海産マダラの資源状態を、漁獲動向の検討やVPAによる資源量推定に基づき評価した。漁獲量は宗谷の沿岸を除いて2000年代以降減少が続いており、沖合底曳き網漁業の漁獲減が著しい。漁期の変化もみられ、沖合底曳き網漁業などでは3～5月の漁獲割合が増加している。VPAによる資源量推定結果から、資源は1990年代後半に急減し、その要因として、1994～1996年の再生産成功率が低く、その間の新規加入尾数が急減したことが示された。親魚量が少ないことで豊度の高い年級群が連続加入しないため資源が増加傾向とならない状況にあると推察された。漁獲管理による親魚確保の方策が有効であると考えられた。

A456 北水試研報 78 41-49 2010

後志北部海域沿岸におけるイカナゴ稚魚漁業の特徴について

星野 昇

後志北部海域におけるイカナゴ（稚魚）漁獲量の減少要因を理解するため、漁獲物の特徴と漁獲動向を後志南部海域と比較検討した。耳石（礫石）による日周輪解析から、後志北部産の漁獲物のふ化期間は後志南部海域と同様、段階的にふ化した複数の群で構成されていた。主体となっているふ化群のふ化時期は、年間・海域間で異なった。北部海域の漁獲物は南部海域より成長量が大きい傾向にあった。漁獲動向の解析から、北部海域で漁獲対象となる資源は、積丹半島周辺が主産卵場になっていることが示唆された。資源量の低下と産卵海域の南偏により、北部海域の漁獲が減少していることが推察された。

A457 北水試研報 78 51-58 2010

ガラモ場造成におけるウガノモク幼体着生用基質の設置条件に関する研究

櫻井 泉, 小野 勲, 石田 英雄

北海道登別海域に設置したガラモ場造成用の基質プレートを対象として、ウガノモク幼体の密度と全長を計測するとともに、波浪・漂砂・光条件と植食動物量を調べた。その結果、幼体は光量が低い深所のプレートほど低密・小型となった。また、深所のプレートほど漂砂量が多く光量が低かったほか、有義波高と光量の変化は同調していた。さらに、植食動物の密度は低く、分布は一部のプレートに限られていた。以上のことから、幼体の生育を制限する主要因は波浪に起因した漂砂の増加に伴う光量低下と推察され、ガラモ場造成に際しては0.7mol/m²/day以上の光量子束密度が保たれる場所にプレートを設置する必要があると考えられた。

A458 北水試研報 78 59-67 2010

能取湖における貧酸素水塊の分布特性（短報）

品田 晃良, 多田 匡秀
西野 康人, 川尻 敏文

能取湖で夏季に発生する貧酸素水塊の分布特性を海洋観測で明らかにした。貧酸素水塊は湖口に近い水域にはほとんど分布せず、湖心部から湾奥部の底層に広く分布することが分かった。これは、湖心付近から西に向かう海底地形の隆起が原因で、湖心から湾奥部の海水が停滞していることと関係しているかもしれない。よって、湾奥部の水域を漁業で利用する際には、湖口に近い水域を利用するのに比べ貧酸素水塊による漁業被害に注意を払う必要がある。

A 459 北水試研報 78 69-71 2010

2005・2006年夏期に北海道南部～東北沿岸海域に分布したスルメイカの発生時期について（短報）

佐藤 充, 澤村 正幸, 三橋 正基

夏期に北海道南部～東北日本海沿岸海域に分布するスルメイカについて、日齢解析法による発生時期推定はまだ報告がない。そこで、2005・2006年に北海道南部～東北日本海沿岸海域に分布したスルメイカの発生時期を調べた。各標本の外套長組成を反映するように平衡石解析個体を選び、平衡石の輪紋を日齢として計数し、発生時期を推定した。採取した標本の外套長モードは2005年が19～21cm、2006年が18～24cmであった。主要発生月は、2005年が12～4月、2006年が12～2月であった。分布したスルメイカの発生時期から、秋季発生系群よりも冬季発生系群の割合が多く分布していた。少なくとも2006年の東北日本海沿岸海域には、日本海北上群と考えられる冬季発生系群が分布していた。

A 460 北水試研報 78 73-75 2010

北海道水産試験場研究報告 第78号

2010年9月24日発行

編集兼
発行者

北海道立総合研究機構水産研究本部
〒046-8555 北海道余市郡余市町浜中町238
電話 総合案内 0135(23)7451 (総務課)
図書案内 0135(23)8705 (企画調整部)
FAX 0135 (23) 3141
Hamanaka-cho 238, Yoichi-cho, Hokkaido 046-8555, Japan

印刷所

株式会社 おおはし
〒046-0004 余市郡余市町大川町14丁目14番地
電話 0135 (23) 4591
