

北海道水産試験場研究報告

第 91 号

SCIENTIFIC REPORTS OF HOKKAIDO FISHERIES RESEARCH INSTITUTES No. 91

北海道立総合研究機構水産研究本部

北海道余市町

2017年3月

Hokkaido Research Organization
Fisheries Research Department

Yoichi, Hokkaido, Japan

March, 2017

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。

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 (Hamanaka-cho, Yoichi, Hokkaido 046-8555, Japan)
函館水産試験場 (Hakodate Fisheries Research Institute)	040-0051 函館市弁天町20-5 函館市国際水産・海洋総合研究センター内 (Benten-cho, Hakodate, Hokkaido 040-0051, Japan)
釧路水産試験場 (Kushiro Fisheries Research Institute)	085-0027 釧路市仲浜町4-25 (Nakahama-cho, Kushiro, Hokkaido 085-0027, 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)	097-0001 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91号

目 次

虎尾 充，柳本 卓

ミトコンドリアDNA分析による根室海峡沿岸河川に遡上した

カラフトマス奇数年級群の集団構造 1

宮腰靖之，隼野寛史，大森 始，藤原 真，竹内勝巳，永田光博

北海道北部河川の上流および下流に放流したサクラマスの冬季間の生残率とスモルト降河尾数 ... 9

吉田秀嗣，金森 誠

北海道，噴火湾におけるホタテガイの麻痺性貝毒発生を予測するための

Alexandrium tamarense 細胞密度の有効性について（資料） 19

（2017年3月）

**SCIENTIFIC REPORTS
OF
HOKKAIDO FISHERIES RESEARCH INSTITUTES**

No.91
CONTENTS

MITSURU TORAO and TAKASHI YANAGIMOTO

Mitochondrial DNA analysis of population structure in odd-year pink salmon
(*Oncorhynchus gorbuscha*) from the Nemuro Strait, Hokkaido, Japan 1

YASUYUKI MIYAKOSHI, HIROFUMI HAYANO, HAJIME OMORI

MAKOTO FUJIWARA, KATSUMI TAKEUCHI and MITSUHIRO NAGATA

Overwinter survival and smolt run of masu salmon stocked in upper old-growth and
lower clear-cut reaches of a river in northern Hokkaido 9

HIDETSUGU YOSHIDA and MAKOTO KANAMORI

Effectiveness of using *Alexandrium tamarense* density for predicting the occurrence of paralytic shellfish
poisoning in scallops in Funka Bay, Hokkaido, Japan (Note) 19

(March, 2017)

ミトコンドリアDNA分析による根室海峡沿岸河川に遡上したカラフトマス 奇数年級群の集団構造

虎尾 充^{*1}, 柳本 卓²

¹北海道立総合研究機構さけます・内水面水産試験場道東センター,

²水産研究・教育機構中央水産研究所

Mitochondrial DNA analysis of population structure in odd-year pink salmon (*Oncorhynchus gorbuscha*) from the Nemuro Strait, Hokkaido, Japan

MITSURU TORAO^{*1} and TAKASHI YANAGIMOTO²

¹ Doto Research Branch, Salmon and Freshwater Fisheries Research Institute, Hokkaido Research Organization, Nakashibetsu, Hokkaido 086–1164, Japan

² National Research Institute of Fisheries Science, Japan Fisheries Research and Education Agency, 2–12–4 Fukuura, Kanazawa, Yokohama, Kanagawa 236–8648, Japan

In this study, we evaluated the genetic structure of the odd-year brood line of pink salmon *Oncorhynchus gorbuscha* populations sampled from the eight rivers in the Nemuro Strait, eastern Hokkaido, in 2015. Pink salmon sampled from the Sashirui, Rausu, Shunkari–kotan, Kunbetsu, Ichani, Shibetsu, Touhoro, and Nishibetsu rivers were examined using the three mitochondrial DNA (mtDNA) regions (COI, ND5, and D–Loop). We observed no significant genetic differences in the three mtDNA regions among the pink salmon populations from the eight rivers. However, genetic differences were observed between the odd- and even-year lineages of the pink salmon populations that returned in 2014. Moreover, when comparing COI and ND5 regions with the previously reported data of the Rusha River facing the Okhotsk Sea in 2008 and 2009, significant differences were observed only between different lineage groups. These results suggest that the genetic structure of the pink salmon populations in the Nemuro Strait region have similarities within the even- or odd-year lineages. Moreover, the two-year life cycle of pink salmon has resulted in the odd- and even-year lineages being genetically isolated in eastern Hokkaido. In addition, the haplotype and nucleotide diversities indicated greater differentiation within the even-year than within the odd-year lineage in the Nemuro Strait population.

キーワード：ミトコンドリアDNA, *Oncorhynchus gorbuscha*, 集団構造, 年級群

カラフトマス *Oncorhynchus gorbuscha* は、北太平洋、ベーリング海、オホーツク海、日本海および北極海に分布するサケ属魚類 *Oncorhynchus spp.* の遡河回遊魚である (Heard, 1991)。カラフトマスは河川で孵化・浮上後、直ちに降海し (小林・原田, 1966; 虎尾ら, 2010)、沿岸域で数ヶ月を過ごした後、オホーツク海を経由して北西太平洋に回遊し成長する (高木ら, 1982)。約1年半の海洋生活を経て北海道沿岸に回帰し、8–10月にかけて、主に根室海峡を含むオホーツク海沿岸の河川に遡上し繁殖する。ほぼ全ての個体が2年で成熟し繁殖後に死亡するため、

偶数年級群と奇数年級群には生殖的隔離が生じる (Heard, 1991)。また、サケ科魚類は繁殖のために生まれた川に戻ってくる性質 (母川回帰性) をもっているが (例えば Hasler and Scholz, 1983)、カラフトマスは母川以外で繁殖する迷入の割合が高い傾向がある (Quinn, 1993; Hendry *et al.*, 2004)。北海道においては、カラフトマスの人工孵化放流が継続的に行われており、近年は年間およそ1億4千万尾が放流されている (Nagata *et al.*, 2012)。一方で、カラフトマス資源では野生魚由来資源の割合が高いことも明らかにしつつある (Morita *et al.*, 2006; Ohnuki *et al.*, 2015)。

このようにカラフトマスは、年級群間の生殖的隔離、母川回帰時の迷入率の高さ、孵化場魚と野生魚の存在など集団構造の構成に関わる複雑な要因を持っている。カラフトマスの資源管理のためには集団構造の把握は重要な課題であるが、日本系カラフトマスの遺伝的な集団構造に関する研究例は極めて少ない。著者らは2014年に根室海峡沿岸河川に回帰した偶数年級群のカラフトマスについて、mtDNA分析によって河川集団間での遺伝的な差を調べた(虎尾・柳本, 2015)。その結果、河川集団間では有意な差は認められず、山田ら(2012)が報告した2009年回帰の奇数年級群のオホーツク海側ルシャ川との比較では遺伝的な差が見られた。

本研究では、根室海峡沿岸河川のカラフトマスの集団構造を検討するため、2015年に根室海峡沿岸河川に回帰した奇数年級群カラフトマスのmtDNA分析を行い、河川集団間および2014年回帰の偶数年級群との遺伝的差異を検討した。

材料と方法

標本採集

Fig.1に分析に用いたカラフトマス親魚を採集した河川の位置を示した。根室海峡沿岸の8河川(サシルイ川、羅白川、春茹古丹川、薫別川、伊茶仁川、標津川、当幌川および西別川)において、一般社団法人根室管内さけ・ます増殖事業協会が捕獲し2015年9月8, 9, 17日に採卵に用いた親魚から胸鰭を採集し、100%エタノールで固定したものを標本として用いた。採集した標本数は、雌雄それぞれ30個体であった。

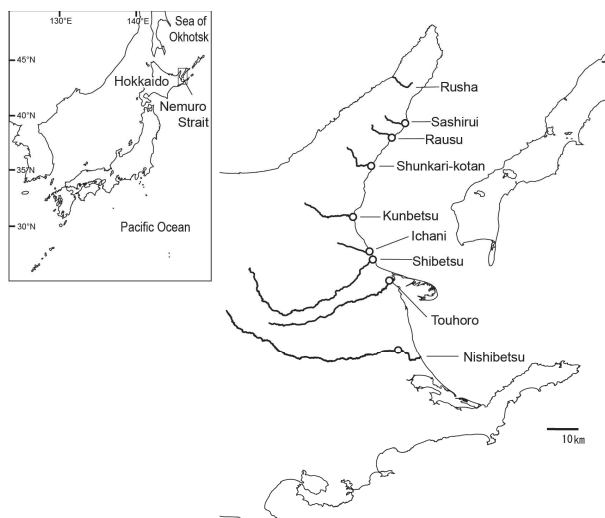


Fig.1 Location (open circles) of eight sampling rivers in this study from the Nemuro Strait and the Rurua River (Yamada et al., 2012).

DNA抽出とPCR

採集された胸鰭の一部約10 mgを切り取り、核酸抽出システム Quick Gene (Fuji film 社) を用いて全DNAを抽出した。抽出された全DNAを鋳型として、PCR法により、mtDNAのCytochrome c oxidase subunit I (COI) 領域、NADH dehydrogenase subunit 5 (ND5) 領域、D-Loop領域を増幅した。ND5領域用にND5-F (5'-TACCCCAATTGCCCTGTACG-3')とND-R (5'-TAGACTCCCCGATTGTAAGGC-3')を、COI領域用にCOI-F (5'-TAAACCAACCACAAGACATTGGCAC-3')とCOI-R (5'-TAGACTTCTGGGTGGCCAAAGAA-3')を、D-Loop領域用にtRNA-Thr (5'-TCTTGTAATCCGGAAGTCGGA-3')とtRNA-Phe (5'-AACAGCTTCAGTGTATGCT-3')をプライマーとして用いた(Ward et al., 2005; Sato et al., 2001)。サーマルサイクラーにはABI9700 (Applied Biosystems 社) を用いた。DNA溶液1 μ L, 2.5 mM dNTP溶液2.5 μ L, 10 $\times$ Buffer (TaKaRa) 2.5 μ L, 50 μ Mの各プライマー0.5 μ L, TaKaRa Ex Taq Polymerase 0.125 Uに、総量が25 μ Lになるように超純水を加えPCR反応溶液とした。最初に94 $^{\circ}$ C 2分で熱変性させ、熱変性94 $^{\circ}$ C 30秒、アニーリング57 $^{\circ}$ C 30秒、伸長反応72 $^{\circ}$ C 2分を30サイクル行い、最後に72 $^{\circ}$ C 7分の伸長反応をして、PCR反応を行った。PCR産物を1.5%アガロースゲル(NuSieve 3:1, TaKaRa)で電気泳動し、エチジウムブロマ이드染色によって増幅産物の確認をした。

シーケンス分析

得られた増幅産物から、未反応のプライマーと余分な塩類を除去するため、Quick PCR Purification Kit (Qiagen 社) を用いて精製した。精製した増幅産物をテンプレートとして、PCRで用いたプライマーとBigDye Terminator Ver 3.1 Cycle sequencing kitを用いて、同製品のプロトコルに従い、シーケンス反応を行った。なおD-Loop領域については、PCRで用いたプライマーで塩基配列データがあまり得られなかったため、得られた一部の塩基配列と既存のカラフトマスのD-Loop領域の塩基配列(EF455489)から、新たにシーケンス用のプライマーOGCRH (5'-GTGGGTAACGCAATAAGA-3')を設計した。シーケンス反応産物をDyeEx 2.0 Spin Kit (Qiagen 社) で精製し、ABI PRISM 3730 XL Genetic Analyzer (Applied Biosystems 社) にて電気泳動して塩基配列を決定した。

データ解析

得られた塩基配列をBlast分析(Altschul et al., 1990)によって、カラフトマスのmtDNAの調節領域であるかを調

べた。塩基配列からCLUSTAL W (Thompson *et al.*, 1994)によりアライメント分析を行った後、DnaSPVer4.10.9 (Rozas *et al.*, 2003)を用いてハプロタイプの分類を行った。その際に、山田ら (2012) が報告しているハプロタイプにあわせて名前を付け、新たに出現したハプロタイプには別途名前を付けた。河川間の遺伝的分化を検討するため、ペアワイズの F_{ST} 分析 (Slatkin, 1995)を行った。また、遺伝的集団構造をAMOVA (analysis of molecular variance) 分析 (Excoffier *et al.*, 1992)により検討した。遺伝的変異性の指標としてハプロタイプ多様度 (Nei, 1987), 塩基多様度 (Tajima, 1983), 平均塩基置換数 (Tajima, 1983)を求めた。これらの分析には、Arlequin Ver. 3.1 program (Excoffier and Lischer, 2005)を用いた。なお、COI領域とND5領域の分析には山田ら (2012) のデータも合わせて、検討した。

本研究で得られた塩基配列データと2014年の根室海峡沿岸河川集団で得られたデータ (虎尾・柳本, 2015), 2008年と2009年のルシャ川の結果 (山田ら, 2010)を合わせて、偶数年と奇数年級群間に遺伝的な差があるか調べた。ただし、D-Loop領域については、2014年と2015年の根室海峡沿岸河川集団について検討した。

本研究で得られたカラフトマスの塩基配列について、山田ら (2012) と虎尾・柳本 (2015) で登録されていないものをDNAデータベースに登録した。COIのMからXまでのハプロタイプをアクセス番号LC145744–145755で、ND5の17から24までのハプロタイプをアクセス番号LC145756–145763で登録した。また、D-Loop領域については、2015年に得られた塩基配列すべてをアクセス番号LC147661–148001で登録した。

結 果

COI領域

根室海峡沿岸河川で採集されたカラフトマス431個体について、COI領域の486塩基配列を決定した (Table 1)。

Blast分析の結果、DNAデータベースに登録されているカラフトマスのCOI領域の塩基配列と相同性が高く、目的の領域の塩基配列が得られたことが分かった。得られたすべての塩基配列を雌雄に分けてAMOVA分析を行った結果、雌雄間の変異は0.55%となり、0より有意に高い値とはならなかった。雌雄では差がないものと考えられたため、以下の解析では集団間の比較には雌雄を合わせたデータを用いた。河川集団あたり5–9個のハプロタイプが出現した。ハプロタイプ多様度は0.439–0.626, 平均塩基置換数は0.638–0.983, 塩基多様度は0.002–0.013であった (Table 1)。ハプロタイプの出現頻度を見ると、ハプロタイプAとBが多く主要なタイプであり、他のハプロタイプは1集団に1–2個しか出現しないマイナーなハプロタイプであった (Table 1)。ペアワイズ F_{ST} 分析を行った結果、河川集団には差がなかった (Table 2)。また、AMOVA分析を行った結果、集団間の変異の割合は0.58%で、0より有意に高い値とはならなかった ($p<0.01$)。

Table 1 Haplotype frequencies based on the sequences of mitochondrial COI region by sampling site.

Haplotype	Sampling sites							
	SAS	RAU	SHK	KUN	ICH	SHI	TOH	NIS
A	18	17	7	3	16	15	10	18
B	33	37	35	28	28	35	43	30
C	1	0	0	0	0	1	0	0
D	1	0	2	2	2	4	2	4
F	1	1	1	1	0	0	0	0
M	2	1	1	2	1	2	1	3
N	1	0	0	0	0	0	0	0
O	1	0	0	0	0	0	0	0
P	1	1	2	0	1	1	2	0
Q	1	0	0	1	0	0	1	0
R	0	0	0	1	0	0	0	1
S	0	0	0	1	0	0	0	0
T	0	0	1	1	0	0	0	0
U	0	0	0	1	0	0	0	0
V	0	0	0	0	1	0	0	0
W	0	0	0	0	1	0	0	0
X	0	0	0	0	0	0	0	1
Total	60	57	49	41	50	58	59	57
Parameter								
H	9	5	7	9	7	6	5	6
HD	0.601	0.497	0.474	0.529	0.593	0.572	0.439	0.626
K	0.866	0.638	0.951	0.983	0.882	0.932	0.755	0.930
π	0.002	0.013	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002

Sampling sites: SAS, RAU, SHK, KUN, ICH, SHI, TOH, and NIS indicates rivers Sashirui, Rausu, Shunkari-kotan, Kunbetsu, Shibetsu, Touhoro, and Nishibetsu. Haplotypes of A–N referred to Yamada *et al.* (2013) and Torao and Yanagimoto (2015). Haplotypes O–W appeared in this study. Parameter: H, HD, K, and π indicate number of haplotypes, haplotype diversity, average number of nucleotide differences, and nucleotide diversity, respectively.

Table 2 Estimates of pairwise differentiation for mitochondrial COI haplotypes in collections of pink salmon from the rivers of the Nemuro Strait, eastern Hokkaido. F_{ST} values are shown above diagonal and $F_{ST} p$ values below diagonal.

	Sampling sites							
	SAS	RAU	SHK	KUN	ICH	SHI	TOH	NIS
SAS		-0.002	0.021	0.027	-0.016	-0.010	0.035	-0.011
RAU	0.369±0.058		-0.002	0.000	-0.007	-0.004	0.002	0.015
SHK	0.072±0.026	0.279±0.046		-0.020	0.009	0.000	-0.016	0.033
KUN	0.072±0.030	0.360±0.056	0.991±0.003		0.016	0.007	-0.017	0.040
ICH	0.937±0.028	0.423±0.043	0.198±0.038	0.126±0.024		-0.016	0.022	-0.012
SHI	0.649±0.052	0.505±0.043	0.297±0.041	0.261±0.048	0.874±0.027		0.013	-0.008
TOH	0.054±0.031	0.288±0.038	0.829±0.018	0.910±0.029	0.099±0.039	0.171±0.025		0.052
NIS	0.757±0.028	0.126±0.024	0.090±0.030	0.009±0.009	0.721±0.038	0.621±0.031	0.036±0.015	

No significant differences were found after applying sequential Bonferroni correction. Sampling sites: SAS, RAU, SHK, KUN, ICH, SHI, TOH, and NIS indicates the rivers Sashirui, Rausu, Shunkari-kotan, Kunbetsu, Shibetsu, Touhoro, and Nishibetsu, respectively.

ND5領域

根室海峡沿岸河川で採集されたカラフトマス434個体について、ND5領域の431塩基配列を決定した (Table 3)。Blast 分析の結果、DNA データバンクに登録されているカラフトマスのND5領域の塩基配列と相同性が高く、目的の領域の塩基配列が得られたことが分かった。得られたすべての塩基配列を雌雄に分けて AMOVA 分析を行った結果、集団内の変異は0.88%となり、0より有意に大きな値ではなかった。このことから、雌雄では差がないものとして、集団間の比較には雌雄を合わせた結果を用いた。河川集団あたり、3~7個のハプロタイプが出現した。ハプロタイプ多様度は0.425~0.663であった (Table 3)。平均塩基置換数は0.435~0.848、塩基多様度は0.001~0.002であった (Table 3)。ハプロタイプの出現頻度をみると、ハプロタイプ1と2が多く主要なタイプであり、他のハプロタイプは1~3個しか出現しないマイナーなタイプであった (Table 3)。ペアワイズ F_{ST} 分析を行った結果、河川集団間には差がなかった (Table 4)。また、AMOVA 分析を行った結果、集団間の変異の割合は1.32%で、0より有意

Table 3 Haplotype frequencies based on the sequences of mitochondrial ND5 region by sampling site.

Haplotype	Sampling sites							
	SAS	RAU	SHK	KUN	ICH	SHI	TOH	NIS
1	19	21	12	22	22	17	15	27
2	34	36	37	25	25	25	40	29
4	0	0	0	0	0	1	0	0
14	0	0	0	0	0	2	0	0
17	4	2	1	1	2	5	0	3
18	0	0	1	0	0	0	0	0
19	0	0	0	0	0	0	1	0
20	0	0	0	0	0	1	0	0
21	0	0	0	0	0	1	0	0
22	0	0	0	0	0	0	0	1
23	1	0	0	0	0	0	0	0
24	1	0	0	0	0	0	0	0
Total	59	59	51	48	49	52	56	60
Parameter								
H	5	3	4	3	3	7	3	4
HD	0.569	0.508	0.426	0.529	0.548	0.663	0.425	0.571
K	0.663	0.533	0.445	0.549	0.585	0.848	0.435	0.637
π	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001	0.001

Sampling sites: SAS, RAU, SHK, KUN, ICH, SHI, TOH, and NIS indicates the pink salmon populations from the rivers Sashirui, Rausu, Shunkari-kotan, Kunbetsu, Shibetsu, Touhoro, and Nishibetsu, respectively. Haplotypes 1-14 referred to Yamada et al.(2012) and Torao and Yanagimoto(2015). Haplotypes 17-24 appeared in this study. The parameters H , HD , K , and π indicate number of haplotypes, haplotype diversity, average number of nucleotide differences, and nucleotide diversity, respectively.

Table 4 Estimates of pairwise differentiation for mitochondrial ND5 haplotypes in the collections of pink salmon from the rivers of the Nemuro Strait, eastern Hokkaido. F_{ST} values are shown above diagonal and $F_{ST} p$ values below diagonal.

	Sampling sites						
	SAS	RAU	SHK	KUN	ICH	SHI	NIS
SAS		-0.014	0.013	0.003	-0.003	-0.006	0.004
RAU	0.955±0.020		0.012	0.001	-0.003	0.000	0.005
SHK	0.063±0.019	0.207±0.031		0.075	0.066	0.043	0.076
KUN	0.252±0.056	0.333±0.033	0.045±0.020		-0.020	0.002	-0.017
ICH	0.414±0.047	0.477±0.049	0.009±0.009	0.991±0.003		-0.004	-0.018
SHI	0.423±0.051	0.324±0.049	0.027±0.014	0.279±0.044	0.441±0.034		-0.001
TOH	0.225±0.046	0.216±0.034	0.775±0.024	0.090±0.024	0.072±0.030	0.081±0.032	0.058
NIS	0.243±0.047	0.243±0.024	0.018±0.012	0.892±0.021	0.991±0.003	0.333±0.019	0.045±0.020

No significant differences were observed after applying sequential Bonferroni correction. Sampling sites: SAS, RAU, SHK, KUN, ICH, SHI, TOH, and NIS indicates the rivers Sashirui, Rausu, Shunkari-kotan, Kunbetsu, Shibetsu, Touhoro, and Nishibetsu, respectively.

に高い値とならなかった ($p < 0.01$)。

D-Loop領域

根室海峡沿岸河川で採集されたカラフトマス341個体について、D-Loop領域の431塩基配列を決定した。Blast 分析の結果、DNA データバンクに登録されているカラフトマスのD-Loop領域の塩基配列と相同性が高く、目的の領域の塩基配列が得られたことが分かった。得られたすべての塩基配列を雌雄に分けて AMOVA 分析を行った結果、集団内の変異は1.47%となり、0より有意に大きな値ではなかったことから雌雄では差がないものとして、集団間の比較には雌雄を合わせた結果を用いた。河川集団あたり、3~7個のハプロタイプが出現した。ハプロタイプ多様度は0.425~0.663であった (Table 5)。平均塩基置換数は0.435~0.848、塩基多様度は0.001~0.002であった

Table 5 Haplotype frequencies based on the sequences of mitochondrial D-Loop region by sampling site.

Haplotype	Sampling sites							
	SAS	RAU	SHK	KUN	ICH	SHI	TOH	NIS
CR15-1	9	9	2	8	14	7	7	8
CR15-2	5	1	2	5	4	7	6	3
CR15-3	1	0	0	0	0	0	0	0
CR15-4	14	17	6	8	14	25	22	10
CR15-5	9	10	7	2	2	5	13	2
CR15-6	3	2	0	0	2	4	0	1
CR15-7	1	0	0	0	0	0	0	0
CR15-8	3	0	1	1	2	1	0	2
CR15-9	4	0	1	1	2	3	3	0
CR15-10	2	5	1	2	2	1	5	0
CR15-11	1	0	0	0	0	0	0	0
CR15-12	1	0	0	0	0	0	0	0
CR15-13	1	0	0	0	0	0	0	0
CR15-14	1	2	0	1	2	0	0	2
CR15-15	0	3	0	0	2	0	0	0
CR15-16	0	1	1	0	1	0	0	0
CR15-17	0	0	0	0	0	1	0	0
CR15-18	0	0	0	0	0	1	0	0
CR15-19	0	1	0	0	0	0	0	0
Total	55	51	21	28	47	55	56	28
Parameter								
H	12	10	7	7	10	9	6	6
HD	0.835	0.818	0.790	0.799	0.794	0.740	0.768	0.738
K	1.604	1.658	1.276	1.439	1.630	1.274	1.251	1.339
π	0.003	0.003	0.002	0.003	0.003	0.002	0.003	0.002

Sampling sites: SAS, RAU, SHK, KUN, ICH, SHI, TOH, and NIS indicates the rivers Sashirui, Rausu, Shunkari-kotan, Kunbetsu, Shibetsu, Touhoro, and Nishibetsu, respectively. Haplotypes appear in this study. Parameter: H , HD , K , and π indicate number of haplotypes, haplotype diversity, average number of nucleotide differences, and nucleotide diversity, respectively.

Table 6 Estimates of pairwise differentiation for mitochondrial D-Loop haplotypes in the collections of pink salmon from the rivers of the Nemuro Strait, eastern Hokkaido. F_{ST} values are shown above diagonal and $F_{ST} p$ values below diagonal.

	Sampling sites							
	SAS	RAU	SHK	KUN	ICH	SHI	TOH	NIS
SAS		-0.008	-0.004	0.024	0.017	-0.007	-0.006	0.037
RAU	0.694±0.053		0.001	0.032	0.014	0.002	0.000	0.039
SHK	0.586±0.060	0.297±0.056		0.102	0.077	0.025	-0.019	0.122
KUN	0.108±0.023	0.063±0.019	0.000±0.000**		-0.022	0.033	0.076	-0.023
ICH	0.099±0.032	0.126±0.034	0.027±0.014	0.964±0.014		0.022	0.061	-0.020
SHI	0.721±0.041	0.351±0.037	0.144±0.034	0.036±0.015	0.072±0.026		0.009	0.040
TOH	0.568±0.058	0.369±0.034	0.721±0.038	0.000±0.000*	0.009±0.009	0.225±0.037		0.102
NIS	0.063±0.031	0.036±0.015	0.009±0.009	0.928±0.027	0.901±0.019	0.054±0.020	0.000±0.000**	

**indicate significant differences after sequential Bonferroni correction. Sampling sites: SAS, RAU, SHK, KUN, ICH, SHI, TOH, and NIS indicates Sashirui, Rausu, Shunkari-kotan, Kunbetsu, Shibetsu, Touhoro, and Nishibetsu, respectively.

(Table 5)。ハプロタイプの出現頻度をみると、CR15-1, 2, 4, 5, 10の出現頻度が高く主要なハプロタイプであり、他のハプロタイプは数個しか出現しないマイナーなタイプであった (Table 5)。ペアワイズ F_{ST} 分析を行った結果、薫別川－当幌川、薫別川－春茹古丹川、西別川－当幌川の3集団に5%で有意差があったが、他の集団間には差がなかった (Table 6)。また、AMOVA分析を行った結果、集団間の変異の割合は1.54%で、0より有意に高い値とならなかった ($p<0.01$)。

偶数年級群と奇数年級群の比較

2014年と2015年に採集された根室海峡沿岸河川集団、およびルシャ川の2008年と2009年の4集団について、COI領域およびND5領域の塩基配列によるペアワイズ F_{ST} 分析を行った結果、いずれの領域でも差が認められたのは、根室海峡沿岸河川の2014年と2015年、根室海峡沿岸河川の2014年とルシャ川の2009年、根室海峡沿岸河川の2015年とルシャ川2008年、およびルシャ川2008年と2009年の4つの組み合わせであった (Table 7, 8)。また、根室海峡沿岸河川の2014年と2015年について、D-Loop領域の塩基配列によるペアワイズ F_{ST} 分析を行った結果、有意な差が認められた ($p<0.01$)。

Table 7 Estimates of pairwise differentiation for mitochondrial COI haplotypes among the year-classes of pink salmon. F_{ST} values are shown above diagonal and $F_{ST} p$ values below diagonal.

	Sampling sites			
	RU08	RU09	NMS14	NMS15
RU08		0.487	-0.007	0.446
RU09	0.000±0.000		0.510	-0.001
NMS14	0.811±0.038	0.000±0.000		0.460
NMS15	0.000±0.000	0.333±0.039	0.000±0.000	

The populations RA08, RU09, NMS14, and NMS15 indicate the Rusha River in 2008, the Rusha River in 2009 (Yamada et al., 2010), the rivers facing the Nemuro Strait in 2014 (Torao and Yanagimoto 2015), and the rivers facing the Nemuro Strait in 2015 (In this study), respectively.

考 察

2015年に回帰した根室海峡沿岸の河川のカラフトマス奇数年級群について、mtDNAの3つの領域の塩基配列を用いて河川集団間の遺伝的分化を調べたところ有意差は認められず、遺伝的には1つの集団と考えられた。遡河回遊魚であるサケ科魚類において、河川集団間で遺伝的な差異が生じるためには、遡上時期の違いによる時間的な隔離や母川回帰による地理的な隔離など、生殖隔離が生じる機構が必要である。しかし、カラフトマスはサケ属魚類の中では比較的迷入率が高いことが知られ (Quinn, 1993; Hendry et al., 2004), 北米のカラフトマスでは頻繁な迷入により近隣河川集団間で遺伝的交流が生じている (Gharrett et al., 1988; Shaklee et al., 1991; Hendry et al., 2004)。近年の調査では、北海道においてもカラフトマスの迷入率の高さを示唆するデータが得られており (藤原, 2011; 虎尾, 2012), これが根室海峡沿岸河川に回帰する集団間の遺伝的な均一性の要因となっている可能性がある。また、カラフトマスの人工孵化放流で、捕獲河川以外への移植放流が頻繁に行われていることも影響しているかも知れない。本研究では河川集団間で遺伝的な差異は見られなかったが、北海道におけるカラフトマスは漁獲動向の類似性や形態的特徴から、緩やかな地域集団を形成している可能性もある (星野ら, 2008; 下田ら, 2010;

Table 8 Estimates of pairwise differentiation for mitochondrial ND5 haplotypes among the year-classes of pink salmon. F_{ST} values are shown above diagonal and $F_{ST} p$ values below diagonal.

	Sampling sites			
	RU08	RU09	doto14	doto15
RU08		0.345	0.002	0.399
RU09	0.000±0.000		0.287	0.002
doto14	0.189±0.034	0.000±0.000		0.381
doto15	0.000±0.000	0.297±0.047	0.000±0.000	

The populations RA08, RU09, doto14, and doto15 indicate the Rusha River in 2008, the Rusha River in 2009 (Yamada et al., 2010), the eastern area of Hokkaido in 2014 (Torao and Yanagimoto 2015), and the eastern area of

Ando *et al.*, 2010)。野生魚資源が多いとされる北海道のカラフトマスの集団構造を明らかにするためには、自然産卵が行われている河川や異なる遡上時期のカラフトマス集団についても、今後の検証が必要である。

根室海峡沿岸河川に回帰したカラフトマスの偶数年級群（2014年回帰）と奇数年級群（2015年回帰）の遺伝的な差異を検討したところ、年級群間では遺伝的な差異が認められた。また、山田ら（2012）の2008年と2009年のルシャ川のデータを用いて、根室海峡沿岸河川集団と比較したところ、同様に同じ偶数・奇数年級群内では有意差は認められず、異なる年級群間のみで遺伝的な差異が認められた。偶数年と奇数年級群間で遺伝的な差が認められるという結果は、北米やロシアのカラフトマスでも多くの報告があり（岡崎, 1991; Aspinwall, 1974; Beacham *et al.*, 1985; 2012; Olsen *et al.*, 1998; Hawkins *et al.*, 2002）、カラフトマスの集団構造として一般的なものと考えられる。一方で、北米のカラフトマスでは、偶数年級群よりも奇数年級群内での遺伝的変異性が大きいとの報告がある（Beacham *et al.*, 2012; Seeb *et al.*, 2014）。根室海峡沿岸河川集団の偶数年級群（虎尾・柳本, 2015）と奇数年級群（本研究）におけるmtDNAのハプロタイプ多様度と塩基多様度はむしろ偶数年級群において高い傾向がみられ、北米のカラフトマス集団の結果とは異なる。多様性についてはデータが十分ではないものの、1つの可能性としては、回帰資源量の影響を受ける可能性がある。根室海区における沿岸漁獲数は2014年が約63,000尾、2015年は322,000尾であり、サンプリングを行った2年間では、遺伝的変異性が高いと考えられた偶数年級の回帰資源量が少なかった。また、根室海区におけるカラフトマスの標識放流試験からは、偶数年級群で母川回帰性が高い傾向が見られており（虎尾・宮本, 2015; 2016）、遺伝的多様性に関連しているかも知れない。今後、北海道におけるカラフトマスの分布域で広くサンプリングを行い集団構造や遺伝的多様度を検証するとともに、カラフトマスの母川回帰性や迷入程度など生態との関連性を含めて研究を進める必要がある。

謝 辞

本研究を行うにあたり、カラフトマスの標本採集にご協力いただいた一般社団法人根室管内さけ・ます増殖事業協会および職員の方々に感謝いたします。

引用文献

Altschul SF, Gish W, Miller W, Myers EW, Lipman DJ. Basic

local alignment search tool. *J. Mol. Biol.* 1990; **215**: 403–410.

Ando D, Fujiwara M, Miyakoshi Y, Shinriki Y, Hayano H. Evaluation of population differences using gill raker count in pink salmon, *Oncorhynchus gorbuscha*, in three rivers on Hokkaido Island. *Fish Genetics and Breeding Science* 2010; **40**: 19–28.

Aspinwall N. Genetic analysis of North American populations of the pink salmon. *Evolution* 1974; **28**: 295–305.

Beacham TD, Withler RE, Gould AP. Biochemical Genetic stock identification of pink salmon (*Oncorhynchus gorbuscha*) in southern British Columbia and Puget Sound. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1985; **42**: 1474–1483.

Beacham TD, McIntosh B, MacConnachie C, Spilsted B, White BA. Population structure of pink salmon (*Oncorhynchus gorbuscha*) in British Columbia and Washington, determined with microsatellites. *Fish. Bull.* 2012; **110**: 242–256.

Clement MD, Posada D, Crandall KA. TCS: A computer program to estimate gene genealogies. *Mol. Evol.* 2000; **9**: 1657–1659.

Excoffier L, Smouse PE, Quattro JM. Analysis of molecular variance inferred from metric distances among DNA haplotypes; application to human mitochondrial DNA restriction data. *Genetics* 1992; **131**: 479–491.

Excoffier L, Lischer HEL. Arlequin suite ver 3.0: An integrated software package for population genetics data analysis. *Evol. Bioinform.* 2005; **1**: 47–50.

Gharrett AJ, Smoot C, McGregor AJ. Genetic relationship of even-year northwestern Alaskan pink salmon. *Trans. Am. Fish. Soc.* 1988; **117**: 536–545.

Hasler AD, Scholz AT. *Olfactory Imprinting and Homing in Salmon*. Springer-Verlag, Berlin. 1983.

Hawkins SL, Varnavskaya NV, Matzak EA, Efremov VV, Guthrie III CM, Wilmot RL, Mayama H, Yamazaki F, Gharrett AJ. Population structure of odd-broodline Asian pink salmon and its contrast to the even-broodline structure. *J. Fish Biol.* 2002; **60**: 370–388.

Heard WR. Life history of pink salmon (*Oncorhynchus gorbuscha*). In: Groot C, Margolis L (eds). *Pacific Salmon Life Histories*. The University of British Columbia Press, Vancouver, Canada. 1991; 119–230.

Hendry AP, Castaic V, Kinnison MT, Quinn TP. The evolution of philopatry and dispersal: homing versus straying in salmonids. In: Hendry AP, Stearns SC (eds). *Evolution Illuminated*. Oxford University Press, New

- York. 2004; 52–91.
- 星野 昇, 藤原 真, 春日井潔, 宮腰靖之, 竹内勝巳.
北海道におけるカラフトマスの集団構造: 奇数年回
帰群にみられる漁獲動向および形態的特徴の地域変
異. 北海道立水産孵化場研究報告 2008; **62**: 1–14.
- 藤原 真. カラフトマスの放流効果は?. 北水試だより
2011; **82**: 17–19.
- 小林哲夫, 原田 滋. 西別川におけるサケ・マスの生態
調査II. カラフトマス稚魚の降海移動, 成長, 食性.
北海道さけ・ますふ化場研究報告 1966; **20**: 1–10.
- Morita K, Morita SH, Fukuwaka M. Population dynamics of
Japanese pink salmon (*Oncorhynchus gorbuscha*): are
recent increases explained by hatchery programs or
climatic variations? *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 2006; **63**:
55–62.
- Nagata M, Miyakoshi Y, Urabe H, Fujiwara M, Sasaki Y,
Kasugai K, Torao M, Ando D, Kaeriyama M. An
overview of salmon enhancement and the need to
manage and monitor natural spawning in Hokkaido,
Japan. *Environ. Biol. Fish.* 2012; **92**: 311–323.
- Nei M. *Molecular Evolutionary Genetics*. Columbia University
Press, New York. 1987.
- 岡崎登志夫. サケ属魚類の遺伝的構造と資源変動. 漁業
資源研究会議報 1991; **27**: 1744–1749.
- Olsen JB, Seeb LW, Bentzen P, Seeb JE. Genetic interpretation
of broad-scale microsatellite polymorphism in odd-year
pink salmon. *Trans. Am. Fish. Soc.* 1998; **127**: 535–550.
- Ohnuki T, Morita K, Tokuda H, Okamoto Y, Ohkuma K.
Numerical and economic contributions of wild and
hatchery pink salmon to commercial catches in Japan
estimated from mass otolith markings. *N. Am. J. Fish.
Manag.* 2015; **35**: 598–604.
- Quinn TP. A review of homing and straying of wild and
hatchery-produced salmon. *Fish. Res.* 1993; **18**: 29–44.
- Rozas J, Sanchez-DelBarrio JC, Messeguer X, Rozas R.
DnaSP, DNA polymorphism analyses by the coalescent
and other methods. *Bioinformatics* 2003; **19**: 2496–2497.
- Sato S, Ando J, Ando H, Urawa S, Urano A, Abe S. Genetic
variation among Japanese populations of chum salmon
inferred from the nucleotide sequences of the
mitochondrial DNA control region. *Zool. Sci.* 2001; **18**:
99–106.
- Seeb LW, Waples RK, Limborg MT, Warheit KI, Pascal CE,
Seeb JE. Parallel signatures of selection in temporally
isolated lineages of pink salmon. *Mol. Ecol.* 2014; **23**:
2473–2485.
- Shaklee JB, Klaybor DC, Young S, White BA. Genetic stock
structure of odd-year pink salmon, *Oncorhynchus
gorbuscha* (Walbaum), from Washington and British
Columbia and potential mixed-stock fisheries
applications. *J. Fish Biol.* 1991; **39** (Suppl. A): 21–34.
- Slatkin M. A measure of population subdivision based on
microsatellite allele frequencies. *Genetics* 1995; **139**:
457–462.
- 下田和孝, 神力義仁, 春日井潔, 星野 昇. 北海道産カ
ラフトマスの形態変異. 日本水産学会誌 2010; **76**:
20–25.
- Tajima F. Evolutionary relationship of DNA sequences in
finite populations. *Genetics* 1983; **105**: 437–460.
- 高木健治, K.V.アロー, A.C.ハート, M.D.デル. 北太平洋
の沖合水域におけるカラフトマス (*Oncorhynchus
gorbuscha*) の分布及び起源. 北太平洋漁業国際委員
会研究報告 1982; **40**: 1–78.
- Thompson JD, Higgins DG, Gibson TJ. CLUSTAL W:
improving the sensitivity of progressive multiple
sequence alignment through sequence weighting,
position specific gap penalties and weight matrix choice.
Nucleic Acids Res. 1994; **22**: 4673–4680.
- 虎尾 充. カラフトマスの生物学と資源. 育てる漁業 (社
団法人北海道栽培漁業振興公社) 2012; **458**: 2–7.
- 虎尾 充, 竹内勝巳, 佐々木義隆, 春日井潔, 村上 豊,
永田光博. 当幌川におけるカラフトマス放流魚と野
生魚の降河生態. 北海道立水産孵化場研究報告 2010;
64: 7–15.
- 虎尾 充, 柳本 卓. ミトコンドリアDNA分析による根
室海峡沿岸河川に遡上したカラフトマス偶数年級群
の集団構造. 北海道立水産試験場研究報告 2015; **88**:
17–24.
- 虎尾充・宮本真人. 根室海区におけるカラフトマスの回
帰特性に関する研究. 「平成25年度道総研さけます・
内水面水産試験場事業報告書」, 恵庭. 2015; 20–21.
- 虎尾充, 宮本真人. 根室海区におけるカラフトマスの回
帰特性に関する研究. 「平成26年度道総研さけます・
内水面水産試験場事業報告書」, 恵庭. 2016; 21–23.
- Ward RD, Zelmak TS, Innes BH, Last PR, Hebert PDN. DNA
barcoding Australia's fish species. *Phil. Trans. R. Soc.
B.* 2005; **360**: 1847–1857.
- 山田 綾, 越野陽介, 工藤秀明, 阿部周一, 荒井克俊,
帰山雅秀. ミトコンドリアDNA分析によるカラフト
マス *Oncorhynchus gorbuscha* 集団構造の年級群比較.
日本水産学会誌 2012; **78**: 973–975.

北海道北部河川の上流および下流に放流したサクラマスの冬季間の生残率と スモルト降河尾数

宮腰靖之^{*1}, 隼野寛史², 大森 始², 藤原 真¹, 竹内勝巳³, 永田光博⁴

¹ 北海道立総合研究機構さけます・内水面水産試験場

² 北海道立総合研究機構さけます・内水面水産試験場道東センター

³ 北海道立総合研究機構さけます・内水面水産試験場道南支場

⁴ 北海道立総合研究機構網走水産試験場

Overwinter survival and smolt run of masu salmon stocked in upper old-growth and lower clear-cut reaches of a river in northern Hokkaido

YASUYUKI MIYAKOSHI^{*1}, HIROFUMI HAYANO², HAJIME OMORI², MAKOTO FUJIWARA¹,
KATSUMI TAKEUCHI³ and MITSUHIRO NAGATA¹

¹ Salmon and Freshwater Fisheries Research Institute, Hokkaido Research Organization, *Eniwa, Hokkaido 061-1433*,

² Doto Research Branch, Salmon and Freshwater Fisheries Research Institute, Hokkaido Research Organization, *Nakashibetsu, Hokkaido 086-1164*,

³ Donan Research Branch, Salmon and Freshwater Fisheries Research Institute, Hokkaido Research Organization, *Yakumo, Hokkaido 043-0402*,

⁴ Abashiri Fisheries Research Institute, Hokkaido Research Organization, *Abashiri, Hokkaido 099-3119, Japan*

In this study, we compared the overwinter survivals of the juvenile masu salmon (*Oncorhynchus masou*) stocked in the upper old-growth and lower clear-cut reaches of the Masuho River in northern Hokkaido, Japan. Two size groups of the hatchery-reared masu salmon (mean weights were 13.9 g for the large-sized group and 9.3 g for the small-sized group) were stocked in the Masuho River in October 1998. In the spring of 1999, the numbers of the downward-migrating smolts and resident-type parr were surveyed for each group, and their overwinter survivals were estimated. The overwinter survivals of the large-sized groups (19.2% in the upper and 14.1% in the lower reaches) were higher than those of the small-sized groups (9.4% in the upper and 10.2% in the lower reaches) in both reaches of the river. The average survival rate of the fish stocked in the upper reach (14.3%) was slightly higher than that of the fish stocked in the lower reach (12.2%). The mean smolt size of the fish stocked in the lower reach (13.0 cm) was larger than that in the upper reach (12.5 cm). These results indicate that the instream habitat conditions, such as the abundance of instream cover, affected the overwinter survival of the juvenile masu salmon, and the canopy conditions affected the growth of smolts in spring.

キーワード：サクラマス, 生残率, 冬季, 放流

サケ科魚類では、漁業資源の増大や個体群の維持を目的として多くの魚種で種苗放流が行われており、高い効果を得るために卵、稚魚、幼魚など多くの発育段階での種苗放流が試みられてきた (Kennedy, 1988; 真山, 1992)。河川生活期の長い魚種では一般的に、降海型幼魚 (スモ

ルト) は放流後の生残率が高く、放流河川の環境収容力に左右されないことから、効果の高い放流方法と考えられることが多いが、飼育期間が長く多くの経費がかかるため、実際の放流事業ではスモルトよりも飼育経費のかからない放流方法を選択する場合も多い。その場合、放

流された魚は降海までの数カ月間を河川内で過ごすことから、放流場所の選択が放流効果を左右する重要な要素となる。

サクラマス *Oncorhynchus masou* 幼魚の秋季放流は、放流後の河川内での遊漁による減耗が少なく（安藤ら, 2002; Miyakoshi *et al.*, 2009）、夏季の河川の生産力による制約を受けないなどの理由から、サクラマス資源増殖の有効な手段の一つと考えられてきた（真山, 1992; 宮腰, 2006）。1990年代以前に北海道内で実施された標識放流では、放流魚の沿岸および河川への回帰も報告され（真山ら, 1988; 奈良ら, 1997; 宮腰・神力, 1998）、稚魚放流よりも生残率が高く、スモルト放流よりも飼育コストが低く、いわば両者の中間的な放流方法として期待が持たれていた。しかし、その後得られた秋季放流の効果もそれほど高いものとはなっておらず（宮腰ら, 2006; 2008）、放流方法の確立までには至っていない。真山（1992）は試験放流の結果に基づき放流場所などについて詳しく考察しており、その後もこの放流方法の確立に向けて多くの調査が行われ（河村, 1994; 1998）、放流サイズと生残率の関係を示した研究なども発表された（宮腰ら, 1999; Miyakoshi *et al.*, 2003）。しかしながら、放流技術に関する課題は多く（河村, 1998）、放流場所の環境と生残率の関係などについての検討は十分とは言えなかった。

本報告では、1990年代に北海道北部の河川で実施された試験放流から、河畔林が残る上流域と河川改修され河畔林が伐採された下流域に放流したサクラマス幼魚の放流後の移動、冬季間の生残率、翌春のスモルトのサイズについて得られた結果を報告する。

試料と方法

調査河川

調査河川である増幌川は源流を宗谷丘陵北部に発し、日本海北部の宗谷湾に注ぐ流路延長23.6 km、流域面積120 km²の小規模河川である（Fig. 1）。増幌川の上流域は河畔林など自然の状態が残されているが、河口から概ね15 kmの地点までの下流域の流域には酪農地帯が形成されており、治水対策のため河道は直線化されるなど河川改修が行われている。この河川改修区間の河畔林はほぼすべて伐採されており、最近になりわずかにヤナギ類（*Salix* spp.）が再生している程度である。増幌川の水温の周年変動の幅は大きく、下流部では夏季には20℃を超える一方、冬季の12～3月にかけては0℃近くまで低下する。河川の流量（1996～1999年）は冬季には少なく、1～2月には毎分0.5 m³程度まで減少し、4月以降の融雪により毎分20～30 m³まで増加した。

増幌川本支流の多くは保護水面に指定されており、遊漁などによる水産動物の採捕は周年禁止されている。

試験魚の飼育と放流

試験放流用の供試魚には、暑寒別川に遡上したサクラマス親魚を起源とし、1997年秋に北海道立水産孵化場熊石支場（現 さけます・内水面水産試験場道南支場）で採卵された池産サクラマスを用いた。発眼卵を北海道立水産孵化場増毛支場（2010年にさけます・内水面水産試験場道北支場に改称、2011年廃場）へ輸送し、稚魚の浮上から放流までの約6カ月間、同支場で飼育した。増毛支場では浮上直後から試験魚を2群に分け、給餌率を調整することによって両群の放流時のサイズに違いができるよう飼育した。1998年9月には試験魚への標識作業を行った。大型群は背鰭の後半部を切除し、小型群は背鰭の前半部を切除した。さらに、大型群、小型群それぞれの半数は尾鰭上葉の先端部を数ミリメートル切除し、残りの半数は尾鰭下葉の先端部を数ミリメートル切除した。これにより大小2群、さらにそれぞれを2群、計4群に識別できるように標識した。標識作業時に早熟雄は除いた。1998年10月1日、これらの幼魚を北海道北部の増幌川へ輸送し、上流と下流に分けて放流した（Fig. 1）。上流の放流場所は河畔林が残されている自然河川の区間であり、下流の放流場所は河川改修された区間の上流端に近い場所である。上流および下流の地点への放流尾数は大小各8,500尾ずつ、合わせて17,000尾、上下流計34,000尾であった。放流時の各試験群の平均尾叉長と平均体重はTable 1のとおりであった。放流時の大型群と小型群の尾叉長および体重の平均値の差は有意であった（尾叉長：t = 16.81, 体重：t = 16.53, 尾叉長と体重いずれも df = 398, *P* < 0.01）。放流時の河川水温は10～11℃であった。

放流45日後の幼魚の移動状況

放流から45日が経過した1999年11月16～18日、増幌川の上流から下流にかけて17地点でサクラマス幼魚を採捕し、放流魚の移動状況を調べた。積雪のため上流側へのアクセスが制限されたため、放流地点よりも下流を中心に調査地点を設けた（Fig. 1）。調査地点はそれぞれ延長50 mとし、下流から上流に向かって電気漁具（Model 12, Smith-Root 社, Vancouver, WA）を用いて採捕を行った。各調査地点での生息尾数は1回採捕の除去法（Seber and LeCren, 1967）により推定した。

$$\hat{N}_i = \frac{C_i}{\hat{p}_j} = C_i \cdot \frac{C_{j1}}{C_{j1} - C_{j2}} \quad (1)$$

ここで、 N_i は調査地点*i*での生息尾数、 p_j は調査地点*j*での採捕効率、 C_i は調査地点*i*における採捕尾数、 C_{j1} は

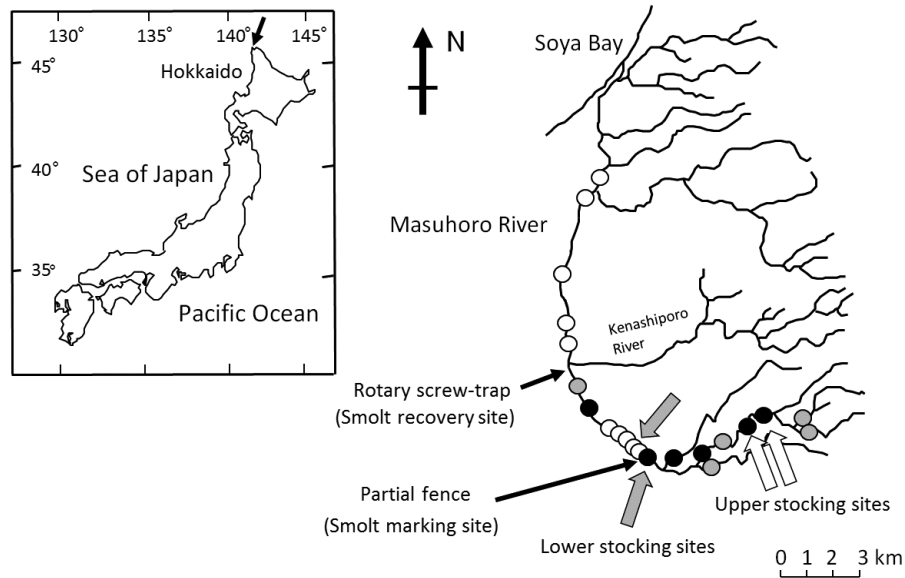


Fig.1 Locations of the stocking, tagging, and recovery sites of masu salmon in the Masuhoro River, northern Hokkaido. Circles indicate the sites surveyed for masu salmon in November 1998 (○), in July 1999 (●), and both in November 1998 and July 1999 (◐).

2回の繰り返し採捕を行った調査地点jにおける1回目の採捕尾数、 C_{j2} は調査地点jにおける2回目の採捕尾数である。採捕効率を推定するための2回の繰り返し採捕は、多くの幼魚が採捕された上流の放流地点で行った。採捕された幼魚は鱗切除部位 (Table 1)を確認して、放流群を識別したのち、採捕した場所に放流した。

幼魚の採捕作業が終わった後、各調査地点におけるサクラマスの越冬環境を評価するための環境測定を行った。

サクラマス幼魚は倒流木や植生のかげ、河岸のえぐれなど流速が遅くなっている場所で越冬することから (井上・石城, 1968; 真山ら, 1988; 鈴木ら, 2000), 各調査地点における水中カバー (倒流木, 抽水植物, 河岸のえぐれ)の占有面積を測定した。越冬環境の豊度は各調査地点の水面の面積に対する水中カバーの占有面積で表すこととした。この調査時の河川水温は1~3℃であった。

Table 1 Number, length (cm), and weight (g) of juvenile masu salmon stocked at sites in the upper and lower reaches of the Masuhoro River on 1 October 1998

Release site	Size group	Number of fish stocked	Fork length (cm)		Weight (g)		Mark given by fin clipping
			Mean	SD ¹	Mean	SD	
Upper site (undisturbed reach)	Large	8,500	10.85	0.73	13.92	3.03	Posterior part of dorsal fin and upper lobe of caudal fin
	Small	8,500	9.41	0.81	9.18	2.41	Anterior part of dorsal fin and upper lobe of caudal fin
	Total	17,000	10.13	1.05	11.55	3.62	
Lower site (clear-cut reach)	Large	8,500	10.83	0.66	13.88	2.54	Posterior part of dorsal fin and lower lobe of caudal fin
	Small	8,500	9.44	1.10	9.42	3.11	Anterior part of dorsal fin and lower lobe of caudal fin
	Total	17,000	10.14	1.14	11.65	3.61	

¹ Standard deviation

スモルト降河尾数の調査

放流魚のスモルト降河尾数は2つのトラップを用いた標識再捕によって調べた(宮腰ら, 2001a)。上流側のトラップとして, 1999年5月上旬, 増幌川の河口から15 km上流に位置する北海道立水産孵化場宗谷支場(現 一般社団法人宗谷管内さけ・ます増殖事業協会 増幌ふ化場)の飼育用水取水口の地点にフェンスを設置し, 上流から降河移動してきたスモルトを宗谷支場の飼育池内へと誘導した。5月21日から飼育池内でサクラマス幼魚の採捕を行い, 久保(1974)の基準に従い前期スモルトよりスモルト化の進行した幼魚にのみリボンタグを付けて放流した。1999年5月中旬には, 河口から10.5 km上流の地点にロータリー式スクリュートラップ(E.G. Solutions社, Eugene, OR)(Thedinga *et al.*, 1994; Roper and Scarnecchia, 1996; 宮腰ら, 2001a; 2001b)を設置し, 5月21日以降, 下流側に降河してきたスモルトを採捕した。これら2つのトラップでのスモルトの採集および標識はスモルトの降河移動が終わる7月中旬まで継続した。採捕された幼魚は鱗切除部位(Table 1)を確認して放流群を識別し, 尾叉長を測定したのち, スクリュートラップの下流側に放流した。

2つのトラップ間を移動する間のリボンタグの脱落率と標識作業によるスモルトの斃死率を調べるため, リボンタグで標識したスモルトの一部は放流せず, 無給餌で2週間までの生残率を調べた。宗谷支場において6月17日から収容した50尾のスモルトのうち2週間までに1尾が死亡し, タグの脱落は1尾もなかった。そこで上流トラップからの標識尾数に0.98(49/50)を乗じて放流尾数を補正し, これを有効放流尾数として個体数推定に用いた

(Table 2)。

スモルト降河尾数の推定にはPetersen法のChapmanによる修正式(Ricker, 1975)を用いた。推定値および分散は次式で与えられる。

$$\hat{N} = \frac{(M+1)(C+1)}{R+1} \quad (2)$$

$$V(\hat{N}) = \frac{(M+1)^2(C+1)(C-R)}{(R+1)^2(R+2)} \quad (3)$$

ここで, N : スモルト降河尾数

M : 上流トラップ地点からの標識放流尾数(有効放流尾数)

C : 下流トラップでのスモルト(標識魚も含む)採捕尾数

R : 下流トラップでの標識魚の再捕尾数

Petersen法による個体数推定においては, 標識放流から再捕までの間に対象となる個体群に加入, 逸散, 死亡のないこと(閉鎖系であること)が仮定条件として要求される。スモルトは2つのトラップ間を比較的短期間で移動することから(宮腰ら, 2001a), 標識放流から再捕までの間の幼魚の死亡は無視できるほど小さく, 閉鎖系を満たしているものと仮定した。

河川に残留した幼魚の個体数調査

1999年7月12~15日, スモルト化せずに河川に残留した放流魚の個体数を推定するため, 増幌川の本支流において幼魚の生息尾数を調べた。調査および推定の対象範囲の下流端は増幌川本流とケナシポロ川の合流点, 上流

Table 2 Summary statistics of the data from mark-recaptures of the hatchery-origin masu salmon smolts in the Masuhoro River in 1999

Release site	Size group	Upper sampling site			Lower sampling site		Fork length (cm) ¹	
		Number of fish tagged	Tag retained	Effective number of fish tagged	Number of fish recovered	Number of tagged fish recaptured	Mean	Standard deviation
Upper site (undisturbed reach)	Large	456	0.98	447	283	84	12.59	0.68
	Small	147	0.98	144	76	19	12.03	0.76
	Total	603	0.98	591	359	103	12.45	0.74
Lower site (clear-cut reach)	Large	496	0.98	486	238	99	13.17	0.79
	Small	228	0.98	223	131	41	12.73	0.76
	Total	724	0.98	710	369	140	13.03	0.81

¹ Fork length of smolts measured at the lower sampling site

端は上流の放流地点から1 km上流の地点とした。Hankin (1984) が示したサンプリング方法を利用し、増幌川の対象範囲を長さ100 mの単位に分割した上で、そのうち11単位を抽出した (Fig. 1)。幼魚の生息尾数推定値および分散 (漸近分散: 平均平方誤差) は下記の式で計算される (Hankin, 1984)。

$$\hat{N} = \frac{K}{k} \sum_{i=1}^k \hat{N}_i \quad (4)$$

$$\hat{V}(\hat{N}) = \frac{K(K-k) \sum_{i=1}^k (\hat{N}_i - \hat{N})^2}{k(k-1)} + \frac{K \sum_{i=1}^k \hat{V}(\hat{N}_i)}{k} \quad (5)$$

ここで、 K : 対象範囲内の単位の総数

k : 抽出された調査定点の数

N_i : 定点*i*での幼魚の生息尾数 (後述の (6) 式あるいは (8) 式により推定)

$\bar{N}$: 幼魚の生息尾数の平均値, 推定値は

$$\hat{\bar{N}} = \sum_{i=1}^k \hat{N}_i / k \text{ で与えられる}$$

$V(\hat{N}_i)$: 定点*i*での幼魚の推定生息尾数の分散 (後述の (7) あるいは (9) 式により推定)

上式のように、幼魚の生息尾数は、各調査定点での生息尾数を定点の抽出率で引き伸ばすことにより推定される。分散は定点間の幼魚の生息尾数のばらつきによる分散 (定点間分散) と各定点での生息尾数推定の分散 (定点内分散) の合計で与えられる。

各定点でのサクラマス幼魚の個体数は2回除去法 (Seber and Le Cren, 1967) により推定した。各定点では下流から上流に向かって、はじめに投網を用いて魚の採捕を行い、それに続いて電気漁具を用いて採捕を行った。この採捕作業を2回繰り返した (以下、1回目の採捕作業を1stパス、2回目を2ndパスと記す)。1stパスで採捕した幼魚は尾鰭上葉をわずかに切除することによって標識したのち放流し、翌日または翌々日に2ndパスを行った。2ndパスでは標識魚と未標識魚が採捕されたが、未標識魚の採捕尾数を2ndパスでの採捕尾数として、除去法を適用した。ここで、1stパス、2ndパスでの採捕努力量は同じとした。2回除去法 (Seber and Le Cren, 1967) では、定点*i*での生息尾数 N_i および分散 $V(N_i)$ は次の式により推定される。

$$\hat{N}_i = \frac{C_{i1}^2}{C_{i1} - C_{i2}} \quad (6)$$

$$\hat{V}(\hat{N}_i) = \frac{C_{i1}^2 C_{i2}^2 (C_{i1} + C_{i2})}{(C_{i1} - C_{i2})^4} \quad (7)$$

ここで、 C_{i1} は定点*i*における1stパスでの放流魚の採捕尾数、 C_{i2} は定点*i*における2ndパスでの放流魚の採捕尾数を示す。いくつかの定点では、2ndパスでの採捕尾数が1stパスでの採捕尾数と同数あるいはそれを上回り、(6) 式

では推定値を得ることができなかった。そのような定点 ($C_{i1} \leq C_{i2}$) では、同じ定点での野生魚の採捕尾数を用い、1stパスでの放流魚の採捕尾数を野生魚の採捕効率で除すことにより個体数を推定した。この場合の生息尾数 N_i および分散 $V(N_i)$ は

$$\hat{N}_i = \frac{C_{i1}}{\hat{p}_i} = C_{i1} \cdot \frac{C_{iw1}}{C_{iw1} - C_{iw2}} \quad (8)$$

$$\hat{V}(\hat{N}_i) = \frac{\hat{N}_i^2 \hat{q}_i (1 + \hat{q}_i)}{\hat{N}_{iw} \hat{p}_i^3} + \frac{\hat{N}_i \hat{q}_i}{\hat{p}_i} + \frac{\hat{N}_i \hat{q}_i^2 (5 + \hat{q}_i)}{\hat{N}_{iw} \hat{p}_i^4} \quad (9)$$

により推定される (Seber and Le Cren, 1967)。ここで、 C_{iw1} は定点*i*における1stパスでの野生魚の採捕尾数、 C_{iw2} は定点*i*における2ndパスでの野生魚の採捕尾数、 $\hat{N}_{iw}$ は定点*i*での野生魚の推定生息尾数、 p_i は定点*i*での野生魚に対する採捕効率 ($q_i = 1 - p_i$) である。

冬季間の生残率の推定

冬季間の生残率 ($O_{survival}$) は1+スモルトの降河尾数 (N_{smolt} : (2) 式で得られた個体数) と河川残留魚の生息尾数 (N_{parr} : (4) 式で得られた個体数) の合計値を放流尾数 ($N_{stocked}$) で除すことにより求めた。すなわち、

$$O_{survival} = (N_{smolt} + N_{parr}) / N_{stocked}$$

とした。

生残個体数の分散は (3) 式で得られたスモルト降河尾数の分散推定値と (5) 式で得られた河川残留魚の個体数の分散推定値を合計することによって得られ、その平方根をとることによって標準誤差を推定した。95%信頼区間は、推定値 $\pm 1.96 \times$ 標準誤差により推定した。

結 果

放流45日後の生息密度調査

サクラマス幼魚の越冬場所となる水中カバーの密度は、河川改修された区間では顕著に低く、自然河川の区間では高い傾向がみられた (Fig. 2)。サクラマス幼魚の生息密度も上流ほど高く、下流にいくほど低い結果となった (Fig. 3)。河川改修区間でのサクラマス幼魚の生息密度は顕著に低く、1尾も採捕されない地点も多かった。放流地点付近だけでなく、上流の放流地点付近でのサクラマス幼魚の生息密度 (97~157尾/100m²) と比較して、下流側の放流地点付近での生息密度は顕著に低かった (3~22尾/100m²)。また、上流に放流した幼魚は放流地点付近でしか再捕されなかったのに対して、下流に放流した幼魚は放流地点の2.7 km上流から1 km下流の範囲で再捕された。

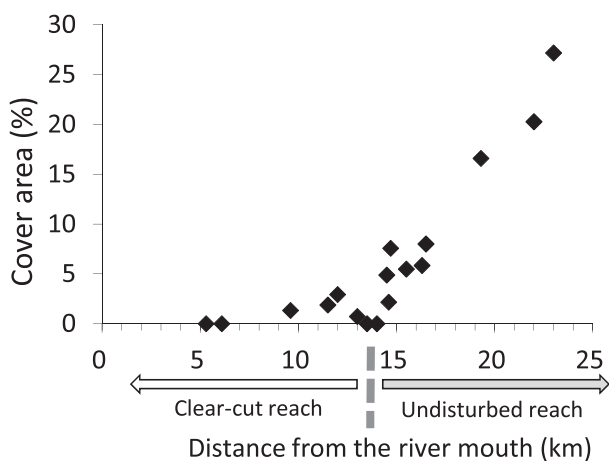


Fig.2 Relationship between the distance from the river mouth and instream cover area (%) in each survey reach in November 1998.

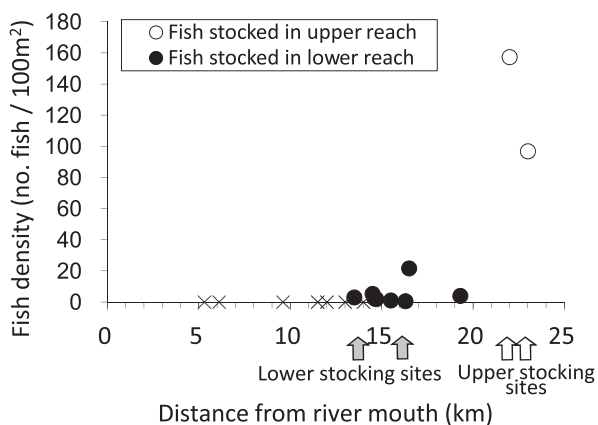


Fig.3 Densities of masu salmon in the Masuhoro River from 16–18 November 1998 (45 days after stocking). Cross marks (×) indicate no fish was captured in the sites.

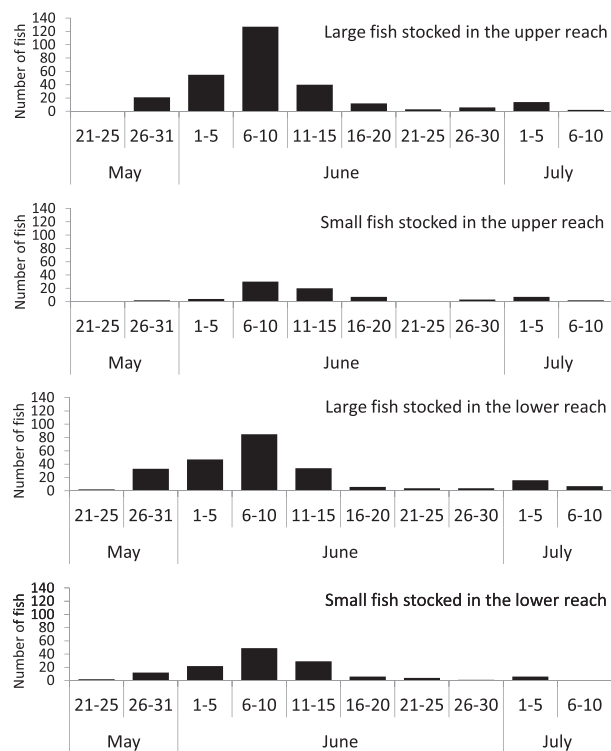


Fig.4 Number of the masu salmon smolts captured using a rotary-screw trap at the recovery site in the Masuhoro River in 1999

スモルト降河尾数およびサイズ

スモルトは5月21日から7月12日にかけて採捕された (Fig. 4)。放流魚4群いずれもスモルトの降河移動のピークは6月上旬にみられた。

放流魚4群それぞれのスモルト降河尾数の推定値を Table 3 に示した。同じ場所に放流した2群を比較すると、上下

Table 3 Estimates and variances of the numbers of the 1+ smolts and resident fish in the Masuhoro River in spring 1999

Release site	Size group	Number of smolts				Number of resident fish				Number of survivors				Percent smolt ³
		Estimate	Variance	SE ¹	CV ²	Estimate	Variance	SE	CV	Estimate	Variance	SE	CV	
Upper site (undisturbed reach)	Large	1,496	18,225	135	0.09	138	4,947	70	0.51	1,634	23,172	152	0.09	91.6
	Small	558	11,025	105	0.19	237	25,603	160	0.68	795	36,628	191	0.24	70.2
	Total	2,054	29,250	171	0.08	375	30,550	175	0.47	2,429	59,800	245	0.10	84.6
Lower site (clear-cut reach)	Large	1,164	7,744	88	0.08	38	736	27	0.71	1,202	8,480	92	0.08	96.8
	Small	705	7,921	89	0.13	165	4,609	68	0.41	870	12,530	112	0.13	81.0
	Total	1,869	15,665	125	0.07	203	5,345	73	0.36	2,072	21,010	145	0.07	90.2

¹ Standard error

² Coefficient of variation

³ Number of 1+smolt divided by number of survivor

流いずれも大型群のスモルト降河尾数が多かった。小型群同士で比べると下流に放流した群のほうが多くなっており、上流に放流した小型群は4群の中でスモルト降河尾数が最も少なかった。

スクリーントラップで採捕されたスモルトの尾叉長はTable 2のとおりであった。同じ場所に放流した2群を比較すると、上下流いずれも大型群のほうが大きかった。一方、放流地点間でスモルトサイズを比較すると、下流放流群（平均±標準偏差：13.0±0.8 cm）のほうが上流放流群（12.5±0.7 cm）よりも大きく（ $t = 13.47$, $df = 1324$, $P < 0.001$ ）、上流に放流した大型群（12.6±0.7 cm）よりも下流に放流した小型群（12.7±0.8 cm）のほうが大きくなっていた（ $t = 2.39$, $df = 681$, $P < 0.05$ ）。上流放流群ではスモルト降河時期を通して平均サイズに大きな変化がなかったのに対して、下流放流群では降河移動がピークを過ぎた6月下旬以降、平均サイズが大きくなる傾向がみられた（Fig. 5）。

河川残留魚の個体数および冬季間の生残率

スモルトにならずに河川に残留していた幼魚の尾数はいずれの群でもスモルトとして降河した尾数と比べて少なかった（Table 3）。小型群では大型群と比べてスモルト化せずに河川に残留した幼魚の尾数の割合が高くなっていった。

放流した4群の冬季間の生残率をFig. 6に示した。上流に放流した大型群の生残率が19.2%（95%信頼区間：15.7～22.7%）と最も高く、次いで下流放流の大型群が14.1%（95%信頼区間：12.0～16.3%）、下流放流の小型群が10.2%（95%信頼区間：7.7～12.8%）となり、上流放流の小型群が9.4%（95%信頼区間：4.9～13.8%）と最も低かった。放流地点間で比較をすると、上流放流群が14.3%（95%信頼区間：11.5～17.1%）であり下流放流群の12.2%（95%信頼区間：10.5～13.9%）よりも高かった。生き残っ

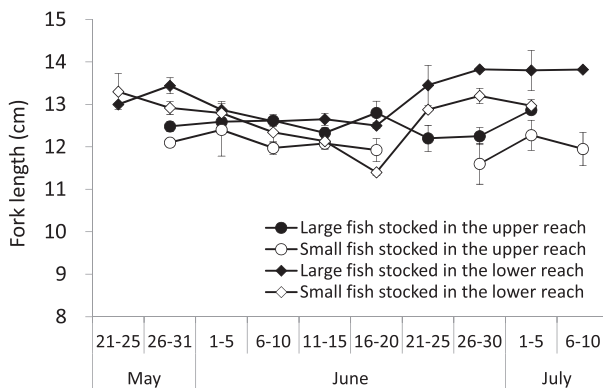


Fig.5 Mean fork lengths of the masu salmon smolts captured at the recovery sites in the Masuhoro River in 1999. Vertical bars indicate standard errors of the mean.

た個体に占めるスモルト化した幼魚の割合は下流放流群で高く、同じ放流地点で比べると大型群のほうが高い割合となっていた（Table 3およびFig. 6）。

考 察

本研究では北海道北部の増幌川の上流と下流に大小2群（平均体重13.9 gおよび9.3 g）のサクラマス幼魚を放流し、放流45日後の河川内での分布状況、冬季間の生残率、翌年のスモルト降河尾数とサイズを調べた。自然河川である上流域に放流した幼魚は、放流45日後も放流地点近くの水中カバーの下に高い密度で生息していたのに対し、河川改修された下流域の放流地点近くではわずかに数尾が再捕されたにとどまり、3 km近く上流への移動も確認された（Fig. 3）。サケ科魚類が越冬前に夏季とは異なる場所に生息場所を変えることはよく調べられており（Murphy *et al.*, 1986; 真山ら, 1988; Tschaplinski and Hartman, 1983; Nickelson *et al.*, 1992; Cunjak, 1996; Miyakoshi *et al.*, 2002）、水温が低下する時期に越冬に適した環境を求めて2～3 kmの移動をする個体のいることが知られている（Murphy *et al.*, 1986; 真山, 1992; 宮腰ら, 2007）。中には7.5 km（Brown and Mackay, 1995）から32.6 km（Peterson, 1982）にも及ぶ長距離移動をした事例も報告されている。本研究でも、越冬場所に適した環境の少ない下流域（Fig. 2）に放流した幼魚は、放流後短期間のうちに越冬場所を求めて河川内を広く分散したものと考えられる。

冬季間の生残率は、上流に放流した群（14.3%）が下流に放流した群（12.2%）よりも高い結果となった。河畔林の伐採された河川では倒流木の供給がなくなるため、サ

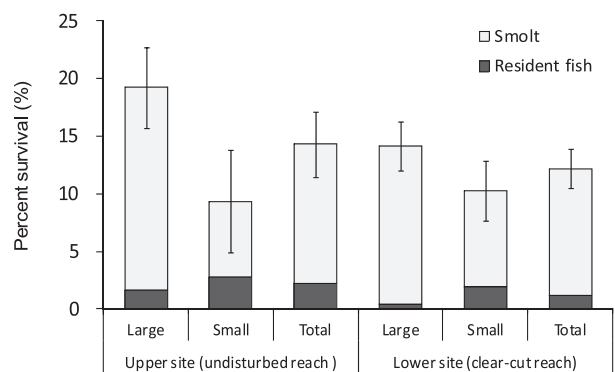


Fig.6 Estimated overwinter survival rates of the masu salmon smolts stocked in the Masuhoro River in October 1998. Gray bars indicate the numbers of fish migrated as smolts, and black bars indicate the numbers of fish residing in the river as parr in the spring of 1999. Vertical bars indicate 95% confidence intervals of the estimates.

ケ科魚類幼魚の越冬に適した環境が少なくなること (Tschaplinski and Hartman, 1983; Heifetz *et al.*, 1986; Johnson *et al.*, 1986), また, 倒流木などが作り出すカバーなど河川環境の複雑さがサケ科魚類の冬季間の生残率に影響することが知られている (Quinn and Peterson, 1996; Solazzi *et al.*, 2000)。増幌川の下流側にはサクラマス越冬に適した倒流木などによる水中カバーは非常に少ない (Fig. 2)。そのため, 上流域および下流域での水中カバーの豊度など, 河川環境の違いがサクラマスの生残率の違いに影響したものと考えられる。ただし, 上下流間の生残率の違いはそれほど大きくなく, むしろ上流区間に放流した小型群の生残率 (9.5%) は下流に放流した小型群 (10.2%) よりも低い結果となった。下流放流群が河川内で広く分散したのに対し, 上流に放流した群は放流地点付近にとどまっており, その結果, 生息密度が高くなり小型群の生残率が低くなったことも考えられる。

同じ地点に放流した大型群と小型群で比較すると, 上下流いずれも大型群の生残率が高い結果となった。河川型のサケ科魚類の冬季間の生残率はサイズ依存的であることがこれまでも報告されている (Hunt, 1969; Holtby, 1988; Miyakoshi *et al.*, 2003; Ebersole *et al.*, 2006)。魚体サイズに比例して脂質の蓄積が増加することが知られており (Mason, 1976; Metcalfe and Thorpe, 1992; 隼野ら, 1999; Finstad *et al.*, 2004), 大型幼魚は栄養状態が良好で, そのことが高い冬季間の生残率につながった一因と考えられる。1990年代以前に調べられたサケ科魚類の幼魚24個体群の一年目の冬季間の生残率が平均49.8% (標準偏差18.0%) と報告されており (Smith and Griffith, 1994), 真山 (1992) は秋季に尻別川に放流したサクラマスの翌春までの生残率を52%と推定している。これら既往の知見と比べると, 本研究の増幌川におけるサクラマスの冬季の生残率は低いものとなっている。

次に, スモルトサイズについてみると, 下流に放流した群のほうが上流に放流した群よりも大きかった。放流時点での河川水温は約10℃となっており, その後急速に低下したことから, 放流魚のスモルトサイズの差は放流翌年の春先の成長率の違いを反映しているものと考えられる。河畔林の伐採された河川では水面への日射量が増加して水温が上昇して一次生産量も増加し, これによって餌が豊富になり, サケ科魚類幼魚の成長率の促進につながることが多くの研究で指摘されている (Murphy *et al.*, 1986; Holtby, 1988; Thedinga *et al.*, 1989)。また, 河川の下流域で成育した幼魚は大型のスモルトとなる現象も観察されており, 下流域では上流域と比べて水温が高いことに加えて生息密度が低いこともその一因と考えられている (Bradford *et al.*, 1997; Ebersole *et al.*, 2006)。河川

生活期の成長量の促進はスモルトサイズの大型化につながり, 結果として, 海洋での生残率の向上につながる可能性もある (Holtby *et al.*, 1990; Henderson, 1990; Hartman *et al.*, 1996; Miyakoshi *et al.*, 2001)。増幌川においても, 放流場所付近の水中や河畔の環境の違いがサクラマス幼魚の冬季間の生残率や春季の成長率などに様々な形で影響したものと考えられる。

サクラマスの放流方法について真山 (1992) は試験放流の結果をもとに詳しく検討しており, 放流場所の選定にあたっては多くの場所に少量ずつ分けて放流するのがその後の分布密度を平均化させる上で望ましいが, 秋季放流の場合には, 河川の水温が10℃から5℃前後に低下する間の時期に, いくつかの支流が流れ込む合流点に近い本流の深みなどにある程度まとまった数の幼魚を放流することで広範囲に分散することが期待できると述べている。本研究の結果をみると, 越冬に適した生息環境の多い上流域への放流群のほうが生残率の高いものの, 放流場所付近では生息密度が過密となっていた可能性もある。一カ所あたりの放流数をさらに多くした場合や野生魚が多く生息している場合にはさらに過密となり, 生残率にも影響する可能性がある。この放流方法では, 10 g程度に育てたサクラマス幼魚をトラックで輸送放流することとなるが, トラックの走行が難しい林道もあり, 上流域の多くの地点に幼魚を放流するのは現実的には難しい。一方, 下流域への放流群では生残率はやや低かったものの, 幼魚は放流後に広く分散したものと考えられる。本研究では真山 (1992) に従い, 河川水温が10℃から5℃に低下する時期を見計らって放流し, 結果として, 水温が3℃に低下するまでの45日間のうちに下流放流群は広く分散した。数万尾以上の規模でサクラマス幼魚を秋季に放流する場合には, サクラマスの越冬前の移動の時期を逃さず, 下流域を中心に放流することが現実的と思われる。

謝 辞

本研究の実施にあたりご協力いただいた北海道立水産孵化場の杉若圭一氏, 大久保進一氏, 鈴木研一氏, 鷹見達也氏ほか職員の皆様に感謝申し上げます。

文 献

安藤大成, 宮腰靖之, 竹内勝巳, 永田光博, 佐藤孝弘, 柳井清治, 北田修一. 都市近郊の河川におけるサクラマス幼魚の遊漁による釣獲尾数の推定. 日本水産学会誌 2002; 68: 52-60.

Bradford MJ, Taylor GC, Allan J. Empirical review of coho

- salmon smolt abundance and the prediction of smolt production at the regional level. *Trans. Am. Fish. Soc.* 1997; **126**: 49–64.
- Brown RS, Mackay WC. Fall and winter movements of and habitat use by cutthroat trout in the Ram River, Albata. *Trans. Am. Fish. Soc.* 1995; **124**: 873–885.
- Cunjak RA. Winter habitat of selected stream fishes and potential impacts from land–use activity. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1996; **53** (Supplement 1): 267–282.
- Ebersole JL, Wigington PJ, Baker JP, Cairns MA, Church MR, Hansen BP, Miller BA, LaVigne HR, Compton JE, Leibowitz SG. Juvenile coho salmon growth and survival across stream network seasonal habitats. *Trans. Am. Fish. Soc.* 2006; **135**: 1681–1697.
- Finstad AG, Ugedal O, Forseth T, Naesje T. Energy-related juvenile winter mortality in a northern population of Atlantic salmon (*Salmo salar*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 2004; **61**: 2358–2368.
- Hankin DG. Multistage sampling designs in fisheries research: applications in small streams. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1984; **41**: 1575–1591.
- Hartman GH, Scrivener JC, Milles MJ. Impacts of logging in Carnation Creek, a high-energy coastal stream in British Columbia, and their implication for restoring fish habitat. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1996; **53** (Supplement 1): 237–251.
- 俣野寛史, 永田光博, 宮腰靖之. 北海道北部増幌川におけるサクラマス幼魚の秋季放流試験. 1. サイズの異なる4群の栄養状態と冬季の生残率. 北海道立水産孵化場研究報告 1999; **53**: 39–47.
- Heifetz J, Murphy ML, Koski KV. Effects of logging on winter habitat of juvenile salmonids in Alaskan streams. *N. Am. J. Fish. Manage.* 1986; **6**: 52–58.
- Henderson MA, Cass AJ. Effect of smolt size on smolt-to-adult survival for Chilko Lake sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1990; **48**: 988–994.
- Holtby LB. Effects of logging on stream temperatures in Carnation Creek, British Columbia, and associated impacts on the coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1988; **45**: 502–515.
- Holtby LB, Andersen BC, Kadowaki RK. Importance of smolt size and early ocean growth to interannual variability in marine survival of coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1990; **47**: 2181–2194.
- Hunt RL. 1969. Overwinter survival of wild fingerling brook trout in Lawrence Creek, Wisconsin. *J. Fish. Res. Board Can.* 1969; **26**: 1473–1483.
- 井上 聡・石城謙吉. 冬期の河川におけるヤマメの生態. 陸水学雑誌 1968; **29**: 27–36.
- 河村 博. サクラマスの秋放流. 魚と水 1994; **31**: 213–217.
- 河村 博. 最近5カ年(1994–1998年)の池産サクラマス幼魚放流技術の現状と展望. 魚と水 1998; **35**: 269–278.
- Johnson SW, Heifetz J, Koski KV. Effects of logging on the abundance and seasonal distribution of juvenile steelhead in some southeastern Alaska streams. *N. Am. J. Fish. Manage.* 1986; **6**: 532–537.
- Kennedy GJA. 1988. Stock enhancement of Atlantic salmon (*Salmo salar* L.). In: Mills D, Piggins D (eds). *Atlantic Salmon: Planning for the Future*. Timber Press, Portland, 1988; 345–371.
- 久保達郎. サクラマスの幼魚の相分化と変態の様相. 北海道さけ・ますふ化場研究報告 1974; **28**: 9–26.
- Mason JC. Response of underyearling coho salmon to supplemental feeding in a natural stream. *J. Wildlife Manage.* 1976; **40**: 775–788.
- 真山 紘. サクラマス *Oncorhynchus masou* (Brevoort) の淡水域の生活および資源培養に関する研究. 北海道さけ・ますふ化場研究報告 1992; **46**: 1–156.
- 真山 紘, 野村哲一, 大熊一正. 越冬前の秋季に放流されたサクラマス *Oncorhynchus masou* 標識魚のスマルト降海と親魚としての回帰. 北海道さけ・ますふ化場研究報告 1988; **42**: 21–36.
- Metcalfe NB, Thorpe JE. Anorexia and defended energy levels in over-wintering juvenile salmon. *J. Animal Ecol.* 1992; **61**: 175–181.
- 宮腰靖之. 北海道におけるサクラマスの放流効果および資源評価に関する研究. 北海道立水産孵化場研究報告 2006; **60**: 1–64.
- 宮腰靖之. 種苗放流効果と資源増殖—北海道のサクラマスを事例として—. (北田修一, 帰山雅秀, 浜崎活幸, 谷口順彦編)「水産資源の増殖と保全」. 成山堂書店, 東京, 2008: 48–65.
- 宮腰靖之・神力義仁. 3つの放流方法による池産サクラマスの回帰. 魚と水 1998; **35**: 217–233.
- Miyakoshi Y, Nagata M, Kitada S. Effect of smolt size on postrelease survival of hatchery-reared masu salmon. *Fish. Sci.* 2001; **67**: 134–137.
- Miyakoshi Y, Hayano H, Omori H, Nagata M, Irvine JR.

- Importance of instream cover for young masu salmon *Oncorhynchus masou* Brevoort in autumn and winter. *Fish. Manage. Ecol.* 2002; **9**: 237–242.
- Miyakoshi Y, Hayano H, Fujiwara M, Nagata M, Irvine JR. Size-dependent smolt yield and overwinter survival of hatchery-reared masu salmon stocked in fall. *N. Am. J. Fish. Manage.* 2003; **23**: 264–269.
- Miyakoshi Y, Sasaki Y, Fujiwara M, Tanaka K, Matsueda N, Irvine JR, Kitada S. Implications of recreational fishing on juvenile masu salmon stocked in a Hokkaido river. *N. Am. J. Fish. Manage.* **29**: 33–39.
- 宮腰靖之, 隼野寛史, 永田光博. 北海道北部増幌川におけるサクラマス幼魚の秋季放流試験. 2. サイズの異なる4群の放流魚の冬季間の生残率とスモルト降河尾数. 北海道立水産孵化場研究報告 1999; **53**: 49–58.
- 宮腰靖之, 隼野寛史, 永田光博, Irvine J. 層別 Petersen 法を用いたサクラマススモルトの個体数推定. 日本水産学会誌 2001a; **67**: 231–237.
- 宮腰靖之, 隼野寛史, 藤原 真, 杉若圭一, 永田光博. ロータリー式スクリュートップによる野生および放流サクラマススモルトの再捕率の比較. 水産増殖 2001b; **49**: 445–450.
- 宮腰靖之, 竹内勝巳, 安藤大成, 北村隆也, 永田光博. 秋季に放流したサクラマスの放流効果. 水産増殖 2006; **54**: 407–408.
- 宮腰靖之, 矢部浩規, ト部浩一, 真野修一, 川村洋司, 山下彰司. 晩秋の後志利別川におけるサクラマス幼魚の河川内移動—スクリュートラップを用いて秋に魚類を採捕した初めての試み—. 寒地土木研究所月報 2007; **646**: 9–16.
- Murphy ML, Heifetz J, Johnson SW, Koski KV, Thedinga JF. Effects of clear-cut logging with and without buffer strips on juvenile salmonids in Alaskan streams. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1986; **43**: 1521–1533.
- 奈良和俊・松本雅彦・大端 孝・福澤博明・伊藤二三男・渡邊 伸・羅津三則. 北海道北部の天塩川におけるサクラマス幼魚の効果的な放流方法の検討. 魚と卵 1997; **166**: 1–11.
- Nickelson TE, Rodgers JD, Johnson SL, Solazzi MF. Seasonal changes in habitat use by juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) in Oregon coastal streams. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1992; **49**: 783–789.
- Peterson NP. Immigration of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) into riverine ponds. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1982; **39**: 1308–1310.
- Quinn TP, Peterson NP. The influence of habitat complexity and fish size on overwinter survival and growth of individually marked juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) in Big Beef Creek, Washington. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1996; **53**: 1555–1564.
- Ricker WE. Computation and interpretation of biological statistics of fish population. *Bull. Fish. Res. Board Can.* 1975; **191**: 382 pp.
- Roper B, Scarnecchia DL. A comparison of trap efficiencies for wild and hatchery age-0 chinook salmon. *N. Am. J. Fish. Manage.* 1996; **16**: 214–217.
- Seber GAF, Le Cren ED. Estimating population parameters from catches large relative to the population. *J. Animal Ecol.* 1967; **36**: 631–643.
- Smith RW, Griffith JS. Survival of rainbow trout during their winter in the Henrys Fork of the Snake River, Idaho. *Trans. Am. Fish. Soc.* 1994; **123**: 747–756.
- Solazzi MF, Nickelson TE, Johnson SL, Rodgers JD. Effects of increasing winter rearing habitat on abundance of salmonids in two coastal Oregon streams. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 2000; **57**: 906–914.
- 鈴木研一・永田光博・中島美由紀・大森 始. 北海道北部河川におけるサクラマス幼魚の越冬時の微生息環境とその物理環境. 北海道立水産孵化場研究報告 2000; **54**: 7–14.
- Tschaplinski PJ, Hartman GF. Winter distribution of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) before and after logging in Carnation Creek, British Columbia, and some implications for overwinter survival. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1983; **40**: 452–461.
- Thedinga JF, Murphy ML, Heifetz J, Koski KV, Johnson SW. Effects of logging on size and age composition of juvenile coho salmon (*Oncorhynchus kisutch*) and density of presmolts in southeast Alaska streams. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1989; **46**: 1383–1391.
- Thedinga JF, Murphy ML, Johnson SW, Lorenz JM, Koski KV. Determination of salmonid smolt yield with rotary-screw traps in the Situk River, Alaska, to predict effects of glacial flooding. *N. Am. J. Fish. Manage.* 1994; **14**: 837–851.

北海道，噴火湾におけるホタテガイの麻痺性貝毒発生を予測するための *Alexandrium tamarense* 細胞密度の有効性について（資料）

吉田秀嗣*, 金森 誠

北海道立総合研究機構函館水産試験場

Effectiveness of using *Alexandrium tamarense* density for predicting the occurrence of paralytic shellfish poisoning in scallops in Funka Bay, Hokkaido, Japan (Note)

HIDETSUGU YOSHIDA* and MAKOTO KANAMORI

Hakodate Fisheries Institute, Hokkaido Research Organization, Hakodate, Hokkaido 040-0051, Japan

キーワード：*Alexandrium tamarense*, 事前予測, 出荷規制, 噴火湾, ホタテガイ, 麻痺性貝毒

我が国で確認されている麻痺性貝毒の原因プランクトンは、*Alexandrium tamarense*, *A. catenella*, *A. tamiyavanichii*, *A. ostenfeldii*, *A. minutum*, *Gymnodinium catenatum*である（農林水産省，2015a）。そのうち北海道の噴火湾では、*A. tamarense*が麻痺性貝毒の主な原因種とされている（北海道立水産試験場，2000）。これら貝毒プランクトンを捕食し、毒を蓄積した二枚貝等をヒトが食べると、中毒症状を引き起こすことがあり、重症な例では呼吸麻痺により12時間以内に死亡する（農林水産省，2015a）。

北海道沿岸では、月1～2回の貝毒プランクトンモニタリング調査とともに、貝毒による食中毒を未然に防ぐため、沿岸海域を19海域に区分し、二枚貝等の貝毒検査が実施されている。二枚貝等を生産する漁業協同組合は、生産開始1週間前および水揚げ期間中は毎週1回、貝毒検査を行っているほか、行政による貝毒検査も行われている（北海道はたて流通食品協会・北海道ぎょれん，2011；北海道，2015）。

麻痺性貝毒における北海道の規制として、ホタテガイでは可食部毒量が 3 MU g^{-1} または中腸腺毒量が 20 MU g^{-1} を超えた場合に出荷の「自粛規制」が措置される（北海道，2015）。また、国の規制として、二枚貝等の可食部毒量が 4 MU g^{-1} を超えた場合に出荷の「自主規制」が措置される（農林水産省，2015b）。本稿では可食部毒量 3 MU g^{-1} または中腸腺毒量 20 MU g^{-1} を「規制値」と表現し、また、出荷の自粛規制と自主規制の両者を含めて「出荷規

制」と表現する。

出荷規制が措置されると、二枚貝等の水揚げおよび処理加工は禁止となるが、ホタテガイは貝毒が中腸腺に偏在していることから、有毒部位の除去など条件付処理加工し、出荷することが認められている（北海道はたて流通食品協会・北海道ぎょれん，2011；厚生労働省，2015）。

噴火湾東部海域（豊浦町から室蘭市の海域）および噴火湾西部海域（森町から長万部町の海域）における1986～2016年の麻痺性貝毒によるホタテガイの出荷規制の期間を図1および付表1に示した。1986年以後31カ年の内、噴火湾東部海域では19カ年、西部海域では20カ年でホタテガイの出荷が規制された。両海域ともに1991年までは、ほぼ周年規制されることもあったが、1992年以後は春季から秋季にかけて規制されることが多い。

噴火湾のホタテガイ養殖は、耳吊り方式（耳殻に孔を開けピン等でロープに取り付けて吊す養殖方法）および籠方式で実施されているが、貝毒原因プランクトンの摂餌によりホタテガイが毒化する時期を外し、冬季から早春に出荷するサイクルで発展してきた（北海道立水産試験場，2000; Imai *et al.*, 2014）。しかし、図1に示したように出荷が規制されない年もあり、また、近年、中国など国外への輸出も好調なため、周年出荷のニーズが高まっている。そのため、漁業者がホタテガイを計画的に出荷するためには、麻痺性貝毒により出荷が規制されるか否かを事前に予測することが切に望まれている。そこで、本稿ではこれまで得られた貝毒プランクトン調査や貝毒

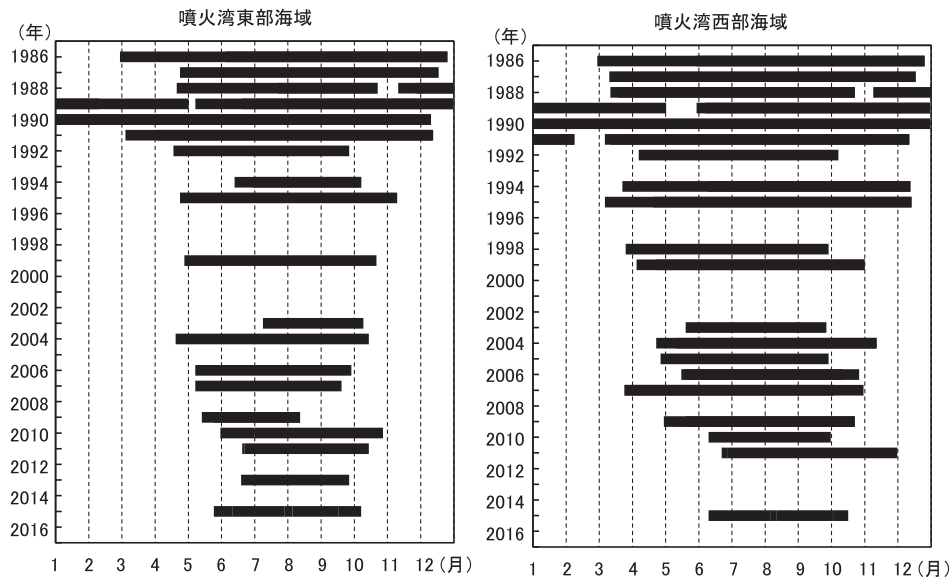


図1 噴火湾東部および西部海域における麻痺性貝毒によるホタテガイ出荷規制が措置された期間
2016年は10月31日時点では規制されていない。

検査結果に基づき、*A. tamarense*細胞密度と麻痺性貝毒量との関係を整理し、*A. tamarense*細胞密度を用いて、ホタテガイの出荷規制を事前に予測できるか否かを検討するための基礎資料を得ることを目的とした。

材料と方法

解析に用いたデータ 解析には*A. tamarense*の細胞密度、ホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量と可食部毒量およびホタテガイの出荷規制時期のデータを用いた。*A. tamarense*細胞密度は、噴火湾東部海域の洞爺湖町沖1マイル（水深約30m）、噴火湾西部海域の八雲町沖3マイル（水深約32m）および森町沖1.6マイル（水深約60m）で実施された貝毒プランクトンモニタリング調査の結果を用いた（北海道，1985–2006；北海道，2007–2010；地方独立行政法人北海道立総合研究機構・北海道，2011–2016；（地独）道総研函館水産試験場ホームページ，Internet web. Download from: (<http://www.hro.or.jp/list/fisheries/research/hakodate/index.html> (2016.10.31))；図2）。麻痺性貝毒の中腸腺毒量と可食部毒量は、いぶり噴火湾漁業協同組合（洞爺湖町在所）、八雲町漁業協同組合および森漁業協同組合の養殖場で採取されたホタテガイの貝毒検査結果を用いた（北海道，1985–2001；北海道漁業協同組合連合会資料；北海道水産林務部資料；（地独）道総研中央水産試験場資料）。これら*A. tamarense*細胞密度、中腸腺毒量および可食部毒量のデータが得られたのは、洞爺湖町沖では1984–2016年、八雲町沖では2000–2016年、森町沖では2005–2016年だった。麻痺性貝毒によるホタテ

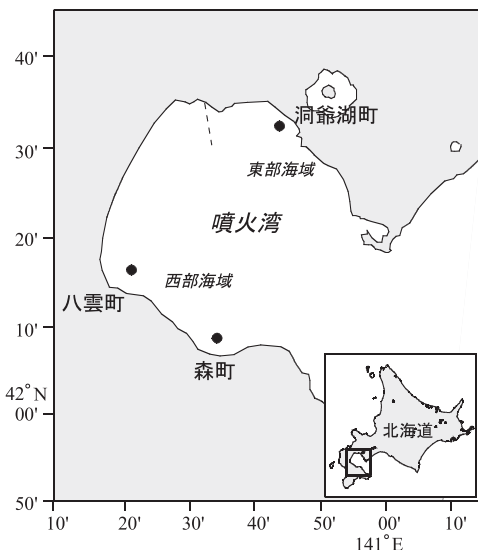


図2 貝毒プランクトン調査（●）の位置
破線は噴火湾東部と西部海域の境界を示す。

ガイの出荷規制は、生産海域ごとに実施されるため、解析には噴火湾東部および西部海域における出荷規制の開始時期を用いた（北海道，1985–2006；北海道，2007–2010；地方独立行政法人北海道立総合研究機構・北海道，2011–2016；北海道漁業協同組合連合会資料；北海道水産林務部資料）。

***Alexandrium tamarense* 細胞密度と麻痺性貝毒量との関係** 洞爺湖町沖、八雲町沖および森町沖における*A. tamarense*細胞密度の年最高値とホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量ならびに可食部毒量の年最高値がみられる時期を比較検討した。*A. tamarense*細胞密度と中腸

腺毒量との相関関係および *A. tamarense* 細胞密度と可食部毒量との相関関係は、スピアマンの順位相関係数で検定した（事前に χ^2 適合度検定により、細胞密度、中腸腺毒量および可食部毒量のいずれかが非正規分布であることを確認した）。ただし、麻痺性貝毒量の検出限界未満（ $<2.0 \text{ MU g}^{-1}$ ）については 0 MU g^{-1} として検定に供した。麻痺性貝毒の発生を警戒すべき *Alexandrium tamarense* 細胞密度 洞爺湖町沖、八雲町沖および森町沖において、前記方法で *A. tamarense* 細胞密度と麻痺性貝毒量との間に有意な正の相関が得られた場合、ホタテガイの麻痺性貝毒発生を警戒すべき *A. tamarense* 細胞密度を求めた。警戒すべき *A. tamarense* 細胞密度は、下記の「予測の正確度」が最高となる *A. tamarense* 細胞密度とした。予測の正確度とは、「全調査年の内、規制値を超えるか否かを正しく予測した年の割合」を示す。

$$\text{予測の正確度 (\%)} = (ai + bi) / c \times 100 \cdots (1)$$

ai : *i* 細胞密度以上の *A. tamarense* が出現した初日が、中腸腺毒量または可食部毒量が規制値を超えた初日以前だった場合の年数 (*i* 細胞密度以上の *A. tamarense* の出現から、事前に規制値を超えることが予測できた年数を示す)

bi : *i* 細胞密度以上の *A. tamarense* が出現せず、かつ中腸腺毒量および可食部毒量が規制値を超えなかった場合の年数 (*i* 細胞密度以上の *A. tamarense* の出現がなく、その年は規制値を超えないことが予測できた年数を示す)

i : *A. tamarense* 細胞密度で、 $10 \sim 1,000 \text{ 細胞 L}^{-1}$ の間で変化させた。変化させる細胞密度の最小単位は、採水した海水 1L の $1/10$ 量を検鏡しているため、 10 細胞 L^{-1} である。

c : 調査年数

得られた結果の妥当性を評価するため、前述した予測の正確度以外に、1) 「規制値を超えると予測した年の内、予測後に規制値を越えた年の割合（規制の予測率）」、2) 「規制値を超えると予測しなかった年の内、規制値を超えなかった年の割合（非規制の予測率）」、3) 「規制値を超えた年の内、事前に規制値を越えると予測した年の割合（予測の感度）」および 4) 「規制値を超えなかった年の内、規制値を超えると予測しなかった年の割合（予測の特異度）」を求めた。

結果と考察

Alexandrium tamarense 細胞密度と麻痺性貝毒量との関係 洞爺湖町沖における 1984～2016 年の *A. tamarense* 細胞密度の年最高値、ホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸

腺毒量および可食部毒量の年最高値を図 3 に示した。*A. tamarense* 細胞密度の年最高値は $20 \sim 9,400 \text{ 細胞 L}^{-1}$ で 2～8 月に出現した。中腸腺毒量の年最高値は $2.2 \sim 1,446.0 \text{ MU g}^{-1}$ だった。ただし、1996 年は中腸腺毒量の検査は実施されなかった。中腸腺毒量の年最高値は、32 年の内、24 年で *A. tamarense* 細胞密度が年最高値となった当月から 3 ヶ月以内にみられた。3 ヶ月後に中腸腺毒量の年最高値がみられた 2015 年の事例を図 4 に示した。5 月に *A. tamarense* 細胞密度の月最高値が $2,760 \text{ 細胞 L}^{-1}$ に急増したことに伴い、中腸腺毒量の月最高値は 24.4 MU g^{-1} に増加した。その後、6 月に *A. tamarense* 細胞密度の月最高値は 180 細胞 L^{-1} に急減したが、中腸腺毒量の月最高値は 50.4 MU g^{-1} へと増加し続けた。7 月以後、*A. tamarense* はほぼ消滅したが、中腸腺毒量は 8 月に年最高値 54.4 MU g^{-1} を記録した。

洞爺湖町沖における中腸腺毒量の年最高値は、*A. tamarense* 細胞密度が年最高値となった当月から 3 ヶ月以内に多くみられたが、1988 年は 5 ヶ月後の 12 月に最も高かった（図 3）。秋季から冬季に貝毒量が上昇したのは *A. catenella* の増殖が原因とされている（北海道、1989）。また、1990 年の中腸腺毒量の年最高値は、*A. tamarense* 細胞密度が年最高値となる 3 ヶ月前にみられたが、これは前年の高毒が当年まで影響したためと推察される。その他のケースもみられたが、いずれも検査していない月があり、中腸腺毒量の年最高値は捉えられていない可能性がある。

洞爺湖町沖における可食部毒量の年最高値は $2.0 \sim 141.0 \text{ MU g}^{-1}$ だったが、1993、1998、2000～2002、2005、2012 年は全ての検査で検出限界未満（ $<2.0 \text{ MU g}^{-1}$ ）だった（図 3）。可食部毒量の年最高値は、*A. tamarense* 細胞密度が年最高値となった当月から 2 ヶ月以内に多くみられた（検出限界未満だった 7 年を除く 26 年の内、19 年）。その他のケースもみられたが、中腸腺毒量と同じ理由が考えられた。

洞爺湖町沖における *A. tamarense* 細胞密度の年最高値とそれが出現した当月から 3 ヶ月以内の麻痺性貝毒量（中腸腺、可食部）の最高値との間には、中腸腺および可食部毒量ともに有意な正の相関が認められた（細胞密度と中腸腺毒量： $r=0.741$, $p<0.01$ ；細胞密度と可食部毒量： $r=0.736$, $p<0.01$ ；図 5）。

八雲町沖における 2000～2016 年の *A. tamarense* 細胞密度の年最高値は $20 \sim 960 \text{ 細胞 L}^{-1}$ で 4～6 月に出現した（図 6）。ただし、2002 年は全ての調査で *A. tamarense* の出現は認められなかった。中腸腺毒量の年最高値は $2.8 \sim 144.8 \text{ MU g}^{-1}$ であり、*A. tamarense* 細胞密度が年最高値となった当月から 3 ヶ月以内に多くみられた（*A. tamarense* の出現が認められた 16 年の内、14 年）。

八雲町沖における可食部毒量の年最高値は $2.3 \sim 9.4 \text{ MU}$

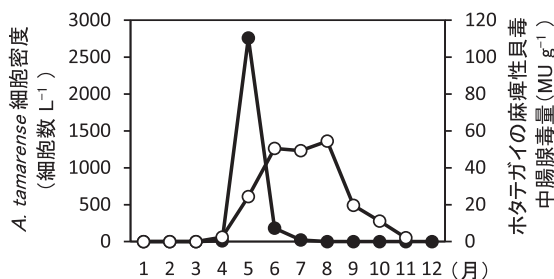
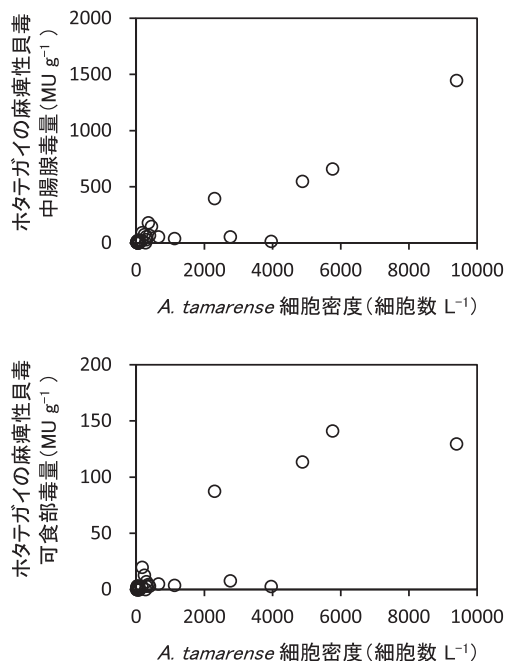
単位: <i>Alexandrium tamarense</i> 細胞密度: 細胞数 L ⁻¹ , 麻痺性貝毒量: MU g ⁻¹														
年	調査・検査項目	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	備考
1984	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					4,880								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							549.2						
	麻痺性貝毒・可食部毒量						113.5							
1985	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							180						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							91.8						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							19.7						
1986	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							2,300						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							396.0						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							87.5						
1987	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					5,760								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						658.0							
	麻痺性貝毒・可食部毒量						141.0							
1988	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							80						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量												47.3	
	麻痺性貝毒・可食部毒量												5.3	
1989	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							9,400						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							1,446.0						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							129.5						
1990	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							300						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					230.5								
	麻痺性貝毒・可食部毒量					40.5								
1991	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							3,960						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						43.7							
	麻痺性貝毒・可食部毒量					11.8								
1992	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				40									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				18.1									
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.7									
1993	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				60									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				10.0									
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
1994	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					660								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							54.1						
	麻痺性貝毒・可食部毒量						4.8							
1995	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					240	240							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					73.8								
	麻痺性貝毒・可食部毒量					12.8								
1996	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					60								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量													検査なし
	麻痺性貝毒・可食部毒量		2.0											
1997	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							80						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					5.6								
	麻痺性貝毒・可食部毒量					2.1								
1998	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					20								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				3.3									
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
1999	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							100						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					12.6								
	麻痺性貝毒・可食部毒量					2.8								
2000	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				20									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					10.4								
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2001	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					40		40						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					3.8								
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2002	<i>A. tamarense</i> 細胞密度						280							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量									2.2	2.2			
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2003	<i>A. tamarense</i> 細胞密度						80							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							26.2						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							2.6						
2004	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					450								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						145.8							
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.4									
2005	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							20						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				3.5									
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2006	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					1,130								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					40.2								
	麻痺性貝毒・可食部毒量					3.6								
2007	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				40									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量									3.4				
	麻痺性貝毒・可食部毒量					3.2								
2008	<i>A. tamarense</i> 細胞密度			30					30					
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				4.5									
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.0									
2009	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					390								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						66.6							
	麻痺性貝毒・可食部毒量					2.9								
2010	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					300								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						28.8							
	麻痺性貝毒・可食部毒量						3.0							

図3 洞爺湖町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度の年最高値とホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量および可食部毒量の年最高値

白色部分：調査や検査が実施されなかった月，灰色部分：調査や検査が実施された月，黒色部分：麻痺性貝毒量が規制値を超えた月を示す。－：2016年10月31日時点で調査や検査が実施されていないことを示す。

		単位: <i>A. tamarens</i> 細胞密度: 細胞数 L ⁻¹ , 麻痺性貝毒量: MU g ⁻¹												備考
年	調査・検査項目	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	
2011	<i>A. tamarens</i> 細胞密度						360							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						179.6							
	麻痺性貝毒・可食部毒量								4.5					
2012	<i>A. tamarens</i> 細胞密度					80			2.6					全て<2.0
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量													
	麻痺性貝毒・可食部毒量													
2013	<i>A. tamarens</i> 細胞密度						170							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						20.6							
	麻痺性貝毒・可食部毒量						2.8							
2014	<i>A. tamarens</i> 細胞密度		20			20			6.1					
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量								1.9					
	麻痺性貝毒・可食部毒量													
2015	<i>A. tamarens</i> 細胞密度					2,760								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量								54.4					
	麻痺性貝毒・可食部毒量						7.7							
2016	<i>A. tamarens</i> 細胞密度					60						—	—	
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						14.7					—	—	
	麻痺性貝毒・可食部毒量						2.2	2.2				—	—	

図3 続き

図4 洞爺湖町沖における2015年の*Alexandrium tamarens*細胞密度の月最高値(●)およびホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量の月最高値(○)の推移図5 洞爺湖町沖における*Alexandrium tamarens*細胞密度の年最高値とそれが出現した当月から3ヵ月以内のホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量の最高値(上図)および可食部毒量の最高値(下図)との関係。可食部毒量の検出限界未満(<2.0 MU g⁻¹)は0 MU g⁻¹としている。

g⁻¹だったが、2000～2002、2012、2014、2016年は全ての検査で検出限界未満(<2.0 MU g⁻¹)だった。可食部毒量の年最高値も*A. tamarens*細胞密度が年最高値となった当月から3ヵ月以内に多くみられた(検出限界未満だった6ヵ年を除く11ヵ年の内、9ヵ年)。ただし、2004、2006、2007、2009年のように中腸腺毒量が高く、規制値を超えている期間に可食部毒量の検査をしていないことがあり、可食部毒量の年最高値は捉えられていない可能性がある。

八雲町沖における*A. tamarens*細胞密度の年最高値とそれが出現した当月から3ヵ月以内の麻痺性貝毒量(中腸腺、可食部)の最高値との間には、中腸腺および可食部毒量ともに有意な正の相関が認められた(細胞密度と中腸腺毒量: $r=0.798$, $p<0.01$; 細胞密度と可食部毒量: $r=0.544$, $p<0.05$; 図7)。

森町沖における2005～2016年の*A. tamarens*細胞密度の年最高値は20～1,400細胞L⁻¹で4～7月に出現した(図8)。ただし、2005年は全ての調査で*A. tamarens*の出現は認められなかった。中腸腺毒量の年最高値は3.2～135.0 MU g⁻¹で、*A. tamarens*細胞密度が年最高値となった当月から3ヵ月以内に多くみられた(*A. tamarens*の出現が認められた11ヵ年の内、9ヵ年)。

森町沖における可食部毒量の年最高値は2.1～3.8 MU g⁻¹だったが、2014、2016年は全ての検査で検出限界未満(<2.0 MU g⁻¹)だった。可食部毒量の年最高値は、*A. tamarens*細胞密度が年最高値となった当月から1ヵ月以内に多くみられた(*A. tamarens*の出現が認められなかった1ヵ年および検出限界未満だった2ヵ年を除く9ヵ年の内、5ヵ年)。ただし、2006、2007、2009、2011年のように中腸腺毒量が高く、規制値を超えている期間に可食部毒量の検査をしていないことがあり、可食部毒量の年最高値は捉えられていない可能性がある。

森町沖における*A. tamarens*細胞密度の年最高値とそれ

単位: *Alexandrium tamarense* 細胞密度: 細胞数 L^{-1} , 麻痺性貝毒量: $MU g^{-1}$

年	調査・検査項目	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	備考
2000	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					140								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					7.8								
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2001	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				40									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				4.8									
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2002	<i>A. tamarense</i> 細胞密度													全て0
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				3.0									
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2003	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				180									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							39.6						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							3.7						
2004	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					880								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							143.2						
	麻痺性貝毒・可食部毒量											2.3		
2005	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				40									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					9.7								
	麻痺性貝毒・可食部毒量					2.4								
2006	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					200								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							108.0						
	麻痺性貝毒・可食部毒量					2.9								
2007	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				630									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					122.3								
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.3									
2008	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				30									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				10.3									
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.7									
2009	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					960								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							104.3						
	麻痺性貝毒・可食部毒量										2.0			
2010	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					730								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							31.1						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							3.4						
2011	<i>A. tamarense</i> 細胞密度						470							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							144.8						
	麻痺性貝毒・可食部毒量						9.4							
2012	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					60								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				3.5									
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2013	<i>A. tamarense</i> 細胞密度						150							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							18.9						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							2.5						
2014	<i>A. tamarense</i> 細胞密度							20						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				2.8									
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0
2015	<i>A. tamarense</i> 細胞密度						640							
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							36.0						
	麻痺性貝毒・可食部毒量							4.7						
2016	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					20								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量							9.0						
	麻痺性貝毒・可食部毒量													全て<2.0

図6 八雲町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度の年最高値とホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量および可食部毒量の年最高値
 白色部分：調査や検査が実施されなかった月，灰色部分：調査や検査が実施された月，黒色部分：麻痺性貝毒量が規制値を超えた月を示す。－：2016年10月31日時点で調査や検査が実施されていないことを示す。

が出現した当月から3ヵ月以内の麻痺性貝毒量（中腸腺，可食部）の最高値との間には，中腸腺および可食部毒量ともに有意な相関は認められなかった（細胞密度と中腸腺毒量： $r=0.434$, $p>0.05$ ；細胞密度と可食部毒量： $r=0.085$, $p>0.05$ ；図9）。細胞密度と中腸腺毒量との間で相関が認められなかったことについては，2007年の細胞密度の年最高値が100細胞 L^{-1} と低かったにもかかわらず，中腸腺毒量の年最高値が135.0 $MU g^{-1}$ と12ヵ年で最も高かったことが原因の一つと考えられる。また，細胞密度と可食部毒量の間で相関が認められなかったことについては，前述したように可食部毒量の年最高値が捉えられていないことが原因の一つと考えられる。

麻痺性貝毒の発生を警戒すべき *Alexandrium tamarense* 細胞密度 前項で洞爺湖町沖および八雲町沖における *A.*

tamarense 細胞密度と麻痺性貝毒量（中腸腺，可食部）との間に正の相関が認められたため，この2カ所のホタテガイにおける麻痺性貝毒の発生を警戒すべき *A. tamarense* 細胞密度を求めた。

洞爺湖町沖における（1）式から求めた予測の正確度を図10に示した。ただし，1984～1991年のデータは予測の正確度の算出には不適だったため使用しなかった。その理由はプランクトン調査の開始が5月と遅かったこと（1984～1988年），麻痺性貝毒の規制値を超える時期が4月以前あるいはほぼ周年規制されていたこと（1985～1987, 1989～1990年）など，1984年と1988年を除く年でプランクトン調査が実施される前に麻痺性貝毒の規制値を超えていた等のためである（図3）。1992～2016年のデータから求めた予測の正確度は，*A. tamarense* 細胞密度が110～170

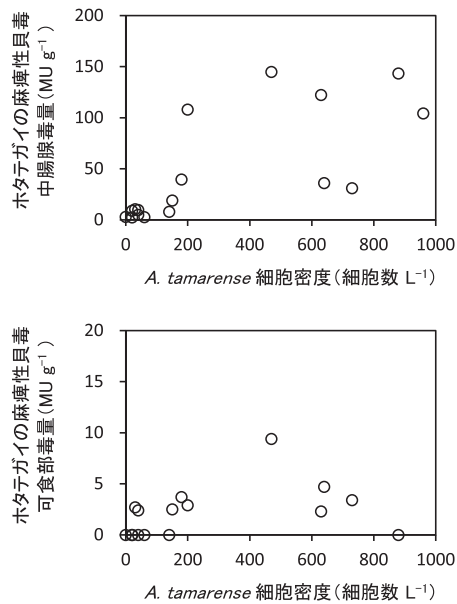


図7 八雲町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度の年最高値とそれが出現した当月から3ヵ月以内のホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量の最高値（上図）および可食部毒量の最高値（下図）との関係
可食部毒量の検出限界未満（ $<2.0 \text{ MU g}^{-1}$ ）は 0 MU g^{-1} としている。

細胞 L^{-1} の時に84%で最も高く、警戒すべき細胞密度は少なくとも 110 細胞 L^{-1} 以上となる。 110 細胞 L^{-1} 以上を貝毒の発生を予測する細胞密度と設定した場合の事例を表1に示す。規制値を超えるか否かを正しく予測したケースは、25ヵ年の内、規制値を超えると予測し、その2～50日後（平均24日後）に規制値を超えた年が8ヵ年、規制値を超えると予測しなかった年に、規制値を超えなかった年が13ヵ年であり、併せて21ヵ年だった。この場合、予測の正確度は84%，その他の予測の評価に関する4項目の割合は73～93%であり、いずれも7割を超えていた（表2）。

八雲町沖における2000～2016年のデータから求めた予測の正確度は、*A. tamarense* 細胞密度が $160 \sim 180 \text{ 細胞 L}^{-1}$ の時に94%で最も高く、警戒すべき細胞密度は少なくとも 160 細胞 L^{-1} 以上となる（図11）。 160 細胞 L^{-1} 以上を貝毒の発生を予測する細胞密度と設定した場合の事例を表3に示す。規制値を超えるか否かを正しく予測したケースは、17ヵ年の内、規制値を超えると予測し、その7～81日後（平均41日後）に規制値を超えた年が7ヵ年、規制値を超えると予測しなかった年に、規制値を超えなかった年が9ヵ年であり、併せて16ヵ年だった。この場合の予測の正確度は94%，その他の予測の評価に関する4項目

単位: <i>Alexandrium tamarense</i> 細胞密度: 細胞数 L^{-1} , 麻痺性貝毒量: MU g^{-1}														
年	調査・検査項目	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	備考
2005	<i>A. tamarense</i> 細胞密度													全て0
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					16.2								
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.7									
2006	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					1,180								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					82.0								
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.1									
2007	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				100									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				135.0									
	麻痺性貝毒・可食部毒量				3.8									
2008	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				150									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				14.4									
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.6									
2009	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					970								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					104.2								
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.1									
2010	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				460									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量				13.3									
	麻痺性貝毒・可食部毒量				2.3									
2011	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					1,400								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量									68.6				
	麻痺性貝毒・可食部毒量										2.2			
2012	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					160								
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量	6.6												
	麻痺性貝毒・可食部毒量	2.6												
2013	<i>A. tamarense</i> 細胞密度				420									
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量									15.5				
	麻痺性貝毒・可食部毒量										2.3			
2014	<i>A. tamarense</i> 細胞密度						20	20						
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量										3.2			
	麻痺性貝毒・可食部毒量													
2015	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					690								全て <2.0
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量					27.9								
	麻痺性貝毒・可食部毒量					3.6								
2016	<i>A. tamarense</i> 細胞密度					60								全て <2.0
	麻痺性貝毒・中腸腺毒量						5.7							
	麻痺性貝毒・可食部毒量													

図8 森町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度の年最高値とホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量および可食部毒量の年最高値
白色部分：調査や検査が実施されなかった月，灰色部分：調査や検査が実施された月，黒色部分：麻痺性貝毒量が規制値を超えた月を示す。－：2016年10月31日時点で調査や検査が実施されていないことを示す。

の割合は88～100%であり、いずれも8割を超えていた(表4)。

警戒すべき *Alexandrium tamarense* 細胞密度の生産海域への利用 噴火湾東部海域における麻痺性貝毒の発生によるホタテガイの出荷規制は、1992～2016年の25カ年の内、13カ年で実施された(図1)。洞爺湖町沖で得られた麻痺性貝毒の発生を警戒すべき細胞密度110細胞 L^{-1} 以上を、出荷規制を予測する細胞密度として、噴火湾東部海域に用いた場合の事例を表5に示す。出荷規制の有無を正しく予測したケースは、25カ年の内、出荷規制を予測し、その1～43日後(平均20日後)に出荷規制された年が7カ年、出荷規制を予測しなかった年に、出荷規制されなかった年が11カ年であり、併せて18カ年だった。

この場合の予測の正確度は72%、その他の予測の評価に関する4項目の割合は54～92%で、予測の感度が54%と低かった(表6)。この原因は、1992年と1999年には洞爺湖町沖では麻痺性貝毒量の規制値を超えなかったが(表1)、噴火湾東部海域では他地区で規制値を超えたため出荷規制されたこと(表5)、1995年には洞爺湖町沖では事前に規制値を超えることを予測したが(表1)、噴火湾東部海域では出荷規制の方が*A. tamarense*が110細胞 L^{-1}

表1 洞爺湖町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度(110細胞 L^{-1} 以上)を用いたホタテガイの麻痺性貝毒発生の予測結果

年	At ^{※1} が110細胞 L^{-1} 以上出現した初日	ホタテガイの麻痺性貝毒量が規制値を超えた初日	事前予測日数	事前予測の可否
1992				○
1993				○
1994	5月9日	6月7日	29日	○
1995	5月8日	5月10日	2日	○
1996				○
1997				○
1998				○
1999				○
2000				○
2001				○
2002	6月17日			×
2003		7月9日		×
2004	4月19日	6月3日	45日	○
2005				○
2006	5月22日 ^{※2}	5月8日		×
2007		5月7日		×
2008				○
2009	4月20日	5月11日	21日	○
2010	5月24日	6月14日	21日	○
2011	5月9日	6月28日	50日	○
2012				○
2013	6月3日	6月19日	16日	○
2014				○
2015	5月18日	5月25日	7日	○
2016				○

※1: *Alexandrium tamarense*

※2: 麻痺性貝毒量が規制値を超えた後に、Atが110細胞 L^{-1} 以上出現しており、事前予測にはなっていない。

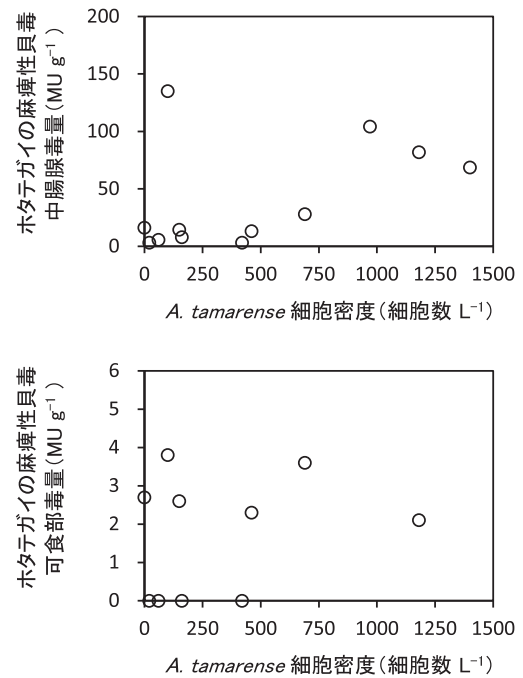


図9 森町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度の年最高値とそれが出現した当月から3ヵ月以内のホタテガイにおける麻痺性貝毒の中腸腺毒量の最高値(上図)および可食部毒量の最高値(下図)との関係
可食部毒量の検出限界未満($<2.0 MU g^{-1}$)は0 $MU g^{-1}$ としている。

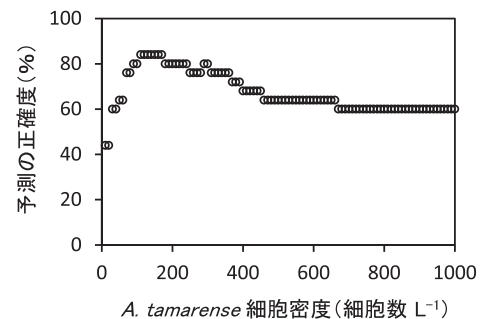


図10 洞爺湖町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度を10～1,000細胞 L^{-1} の間で変化させた場合の予測の正確度

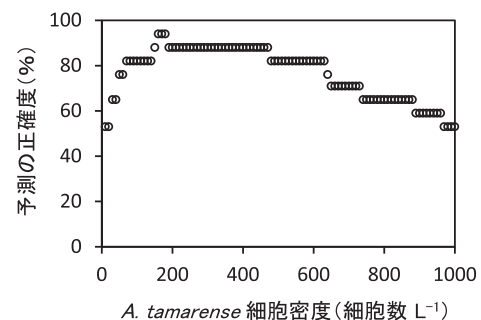


図11 八雲町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度を10～1,000細胞 L^{-1} の間で変化させた場合の予測の正確度

表2 洞爺湖町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度 (110細胞L⁻¹以上) を用いたホタテガイの麻痺性貝毒発生予測に関する評価

項 目	予測と結果の内容	aの 年数	bの 年数	b/a (%)
予測の正確度	全調査年(a)の内, 規制値を超えるか否かを正しく予測した年(b)	25	21	84
規制の予測率	規制値を超えると予測した年(a)の内, 予測後に規制値を超えた年(b)	9	8	89
非規制の予測率	規制値を超えると予測しなかった年(a)の内, 規制値を超えなかった年(b)	16	13	81
予測の感度	規制値を超えた年(a)の内, 事前に規制値を超えると予測した年(b)	11	8	73
予測の特異度	規制値を超えなかった年(a)の内, 規制値を超えると予測しなかった年(b)	14	13	93

表3 八雲町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度 (160細胞L⁻¹以上) を用いたホタテガイの麻痺性貝毒発生の予測結果

年	At ^{※1} が160細胞L ⁻¹ 以上出現した初日	ホタテガイの麻痺性貝毒量が規制値を超えた初日	事前予測日数	事前予測の可否
2000				○
2001				○
2002				○
2003	4月7日	6月27日	81日	○
2004	4月28日	5月20日	22日	○
2005				○
2006	5月24日 ^{※2}	5月16日		×
2007	4月24日	5月14日	20日	○
2008				○
2009	4月13日	5月26日	43日	○
2010	5月17日	7月5日	49日	○
2011	6月20日	6月27日	7日	○
2012				○
2013				○
2014				○
2015	5月18日	7月21日	64日	○
2016				○

※1: *Alexandrium tamarense*※2: 麻痺性貝毒量が規制値を超えた後に, Atが160細胞L⁻¹以上出現しており, 事前予測にはなっていない。

以上出現する時期より早かったこと (表5) により, 出荷規制を事前予測できなかったためである。また, 非規制の予測率も65%と低く, この原因も前述した1992, 1995, 1999年のケースによる。

噴火湾西部海域における麻痺性貝毒の発生によるホタテガイの出荷規制は, 2000~2016年の17カ年の内, 9カ年で実施された (図1)。八雲町沖で得られた麻痺性貝毒

の発生を警戒すべき細胞密度160細胞L⁻¹以上を, 出荷規制を予測する細胞密度として, 噴火湾西部海域に用いた場合の事例を表7に示す。出荷規制の有無を正しく予測したケースは, 17カ年の内, 出荷規制を予測し, その3~44日後 (平均23日後) に出荷規制された年が5カ年, 出荷規制を予測しなかった年に, 出荷規制されなかった年が8カ年であり, 併せて13カ年だった。

この場合の予測の正確度は76%, その他の予測の評価に関する4項目の割合は56~100%で, 予測の感度が56%と低かった (表8)。この原因は, 2004年と2007年には八雲町沖では事前に規制値を超えることを予測したが (表3), 噴火湾西部海域では出荷規制の方が *A. tamarense* が160細胞L⁻¹以上出現する時期より早かったこと (表7), 2005年には八雲町沖では麻痺性貝毒量の規制値を超えなかったが (表3), 噴火湾西部海域では他地区で規制値を超えたため出荷規制されたこと (表7) により, 出荷規制を事前予測できなかったためである。また, 非規制の予測率も67%と低く, この原因も前述した2004, 2005, 2007年のケースによる。

今後の課題 本稿では, *A. tamarense* 細胞密度を用いて, ホタテガイの出荷規制を事前に予測できるか否かを検討するための基礎資料を得ることを目的とした。ホタテガイにおける麻痺性貝毒の発生を警戒すべき *A. tamarense* 細胞密度を噴火湾東部海域では110細胞L⁻¹以上とすると1992~2016年の内72%の年で, 西部海域では160細胞L⁻¹以上とすると2000~2016年の内76%の年でそれぞれ出荷

表4 八雲町沖における *Alexandrium tamarense* 細胞密度 (160細胞L⁻¹以上) を用いたホタテガイの麻痺性貝毒発生予測に関する評価

項 目	予測と結果の内容	aの 年数	bの 年数	b/a (%)
予測の正確度	全調査年(a)の内, 規制値を超えるか否かを正しく予測した年(b)	17	16	94
規制の予測率	規制値を超えると予測した年(a)の内, 予測後に規制値を超えた年(b)	7	7	100
非規制の予測率	規制値を超えると予測しなかった年(a)の内, 規制値を超えなかった年(b)	10	9	90
予測の感度	規制値を超えた年(a)の内, 事前に規制値を超えると予測した年(b)	8	7	88
予測の特異度	規制値を超えなかった年(a)の内, 規制値を超えると予測しなかった年(b)	9	9	100

表5 噴火湾東部海域における *Alexandrium tamarense* 細胞密度 (110細胞L⁻¹以上) を用いた麻痺性貝毒によるホタテガイ出荷規制の予測結果

年	At ^{※1} が110細胞L ⁻¹ 以上出現した初日	ホタテガイの出荷規制の開始初日	事前予測日数	事前予測の可否
1992		4月18日		×
1993				○
1994	5月9日	6月14日	36日	○
1995	5月8日 ※2	4月25日		×
1996				○
1997				○
1998				○
1999		4月29日		×
2000				○
2001				○
2002	6月17日			×
2003		7月10日		×
2004	4月19日	4月20日	1日	○
2005				○
2006	5月22日 ※2	5月9日		×
2007		5月9日		×
2008				○
2009	4月20日	5月15日	25日	○
2010	5月24日	6月1日	8日	○
2011	5月9日	6月21日	43日	○
2012				○
2013	6月3日	6月20日	17日	○
2014				○
2015	5月18日	5月26日	8日	○
2016				○

※1: *Alexandrium tamarense*

※2: 出荷規制が措置された後に, Atが110細胞L⁻¹以上出現しており, 事前予測にはなっていない。

表6 噴火湾東部海域における *Alexandrium tamarense* 細胞密度 (110細胞L⁻¹以上) を用いた麻痺性貝毒によるホタテガイの出荷規制予測に関する評価

項 目	予測と結果の内容	aの年数	bの年数	b/a (%)
予測の正確度	全調査年(a)の内, 出荷規制の有無を正しく予測した年(b)	25	18	72
規制の予測率	出荷規制されると予測した年(a)の内, 予測後に出荷規制された年(b)	8	7	88
非規制の予測率	出荷規制されないと予測しなかった年(a)の内, 出荷規制されなかった年(b)	17	11	65
予測の感度	出荷規制された年(a)の内, 事前に出荷規制されると予測した年(b)	13	7	54
予測の特異度	出荷規制されなかった年(a)の内, 出荷規制されると予測しなかった年(b)	12	11	92

表7 噴火湾西部海域における *Alexandrium tamarense* 細胞密度 (160細胞L⁻¹以上) を用いた麻痺性貝毒によるホタテガイ出荷規制の予測結果

年	At ^{※1} が160細胞L ⁻¹ 以上出現した初日	ホタテガイの出荷規制の開始初日	事前予測日数	事前予測の可否
2000				○
2001				○
2002				○
2003	4月7日	5月21日	44日	○
2004	4月28日 ※2	4月23日		×
2005		4月28日		×
2006	5月24日 ※2	5月17日		×
2007	4月24日 ※2	3月26日		×
2008				○
2009	4月13日	5月1日	18日	○
2010	5月17日	6月11日	25日	○
2011	6月20日	6月23日	3日	○
2012				○
2013				○
2014				○
2015	5月18日	6月11日	24日	○
2016				○

※1: *Alexandrium tamarense*

※2: 出荷規制が措置された後に, Atが160細胞L⁻¹以上出現しており, 事前予測にはなっていない。

表8 噴火湾西部海域における *Alexandrium tamarense* 細胞密度 (160細胞L⁻¹以上) を用いた麻痺性貝毒によるホタテガイの出荷規制予測に関する評価

項 目	予測と結果の内容	aの 年数	bの 年数	b/a (%)
予測の正確度	全調査年(a)の内, 出荷規制の有無を正しく予測した年(b)	17	13	76
規制の予測率	出荷規制されると予測した年(a)の内, 予測後に出荷規制された年(b)	5	5	100
非規制の予測率	出荷規制されないと予測しなかった年(a)の内, 出荷規制されなかった年(b)	12	8	67
予測の感度	出荷規制された年(a)の内, 事前に出荷規制されると予測した年(b)	9	5	56
予測の特異度	出荷規制されなかった年(a)の内, 出荷規制されないと予測しなかった年(b)	8	8	100

規制の予測が可能だったことを示した。なお, 最近の10ヵ年に限れば, 両海域ともに9ヵ年で予測が可能だった(表5, 7)。

今後, *A. tamarense*細胞密度を用いた方法を毎年得られるデータで解析し直すなど改良するとともに, 実際に事前予測できるか否かを数年かけて検証することが必要である。また, 吉田ら(2016)は, 冬季から春季の降水量からホタテガイの出荷規制を事前に予測できる可能性を示唆している。*A. tamarense*細胞密度を用いる方法と降水量など環境要因とを組み合わせることで, 予測の正確度をさらに高めるとともに, より早い時期に予測できるようにすることも重要である。

北海道では *A. tamarense* が100細胞L⁻¹以上に増加した場合, ホタテガイの麻痺性貝毒量の上昇を警戒することになっている(農林水産省, 2015a)。現行の100細胞L⁻¹以上は, 細胞毒量, 貝毒の蓄積率等の既往知見から推定して設定された基準であるが(北海道水産林務部水産経営課聞き取り), 今回, 噴火湾の長期モニタリングで得られた野外データから, 改めてその妥当性が裏付けられたと言える。

謝 辞

北海道貝毒プランクトンモニタリング調査に携わった水産技術普及指導所および水産試験場の職員の皆様に感謝いたします。また, 貴重なデータを提供してくださった北海道漁業協同組合連合会, 北海道水産林務部水産局水産経営課衛生管理グループおよび道総研中央水産試験場資源管理部海洋環境グループの皆様には心から厚く御礼申し上げます。

引用文献

地方独立行政法人北海道立総合研究機構・北海道, 平成22~27年度赤潮・特殊プランクトン予察調査報告書。Internet web. Download from: (<http://www.hro.or.jp/list>

/fisheries/research/central/section/kankyoku/kaidoku/j12s220000000dgw.html (2011~2016)) (2016.4.1)

北海道, 昭和59年度~平成16年度赤潮・特殊プランクトン予察調査報告書, 札幌, 1985~2006。

北海道, 平成17~21年度赤潮・特殊プランクトン予察調査報告書, Internet web. Download from: (<http://www.hro.or.jp/list/fisheries/research/central/section/kankyoku/kaidoku/j12s220000000dgw.html> (2007~2010)) (2016.4.1)

北海道, 北海道における二枚貝等の貝毒管理要綱(平成27年6月1日策定, 平成27年7月8日一部改正, 平成27年10月1日一部改正), 札幌, 2015。

北海道はたて流通食品協会・北海道ぎょれん, はたて加工必携ハンドブック(平成22年度改訂版), 札幌, 2011; 208pp。

北海道立水産試験場, 北海道沿岸における貝毒の研究(貝毒プロジェクト報告書), 北海道立水産試験場技術資料, 余市, 2000; 3: 69pp。

Imai I, Shimada H, Shinada A, Baba K, Kanamori M, Sato M, Kuwahara Y, Miyoshi K, Tada M, Hirano K, Miyazono A, Itakura S. Prediction of toxic algal bloom occurrences and adaptation to toxic blooms to minimize economic loss to the scallop aquaculture industry in Hokkaido, Japan. PICES Scientific Report, Sidney. 2014; 47: 7~16。

厚生労働省, 麻痺性貝毒等により毒化した貝類の取扱いについて(平成27年3月6日付け食安発0306第1号, 厚生労働省医薬食品局食品安全部長通知), 東京, 2015。

農林水産省, 二枚貝等の貝毒のリスク管理に関するガイドライン, 2015a; 29pp。Internet web. Download from: (http://www.maff.go.jp/j/syoutan/tikusui/gyokai/g_kenko/busitu/pdf/150306_kaidoku_guide.pdf) (2016.4.1)

農林水産省, 生産海域における貝毒の監視及び管理措置について(平成27年3月6日付け26消安第6073号, 農林水産省消費・安全局長通知), 東京, 2015b。

吉田秀嗣, 金森 誠, 佐藤政俊. 北海道, 噴火湾における
麻痺性貝毒原因プランクトン *Alexandrium tamarense*

のブルーム形成要因について (資料). 北水試研報
2016; 89: 27-40.

付表1 噴火湾東部および西部海域における麻痺性貝毒によるホタテガイ出荷の自粛規制と自主規制期間
自粛規制期間は北海道漁業協同組合連合会資料および北海道水産林務部水産局水産経営課衛生管理グループ資料より, 自主規制期間は北海道 (1985~2006), 北海道 (2007~2010), 地方独立行政法人北海道立総合研究機構・北海道 (2011~2016) および北海道水産林務部水産局水産経営課衛生管理グループ資料より作表した。

年	噴火湾東部海域				噴火湾西部海域				備 考	
	自粛規制		自主規制		自粛規制		自主規制			
	開始日	解除日	開始日	解除日	開始日	解除日	開始日	解除日		
1986	3/1	12/26	6/6	12/26	3/1	12/26	5/31	12/26	自粛開始時は噴火湾海域	
1987			4/25	12/18			3/12	12/18		
1988	4/21	10/22	7/23	10/22	3/12	10/22	3/19	10/22		
	11/10	年内継続中	11/26	年内継続中			11/8	年内継続中		
1989	前年より継続	5/3	前年より継続	2/10	5/31	年内継続中	前年より継続	5/3		
	5/9	年内継続中	6/21	年内継続中			6/8	年内継続中		
1990	前年より継続	12/11	前年より継続	12/11	前年より継続	年内継続中	前年より継続	年内継続中	東部海域の自主規制期間 を1990.6.20~1991.2.7とする 報告もあり	
1991	3/6	12/13	4/4	12/12	前年より継続	2/8	前年より継続	2/8		
					3/8	12/13	3/13	12/12		
1992	4/18	9/26			4/7	10/7				
1994	6/14	10/8	7/1	10/8	3/24	12/12	6/10	12/13		
1995			4/25	11/10	3/8	12/14	4/21	12/14		
1998					3/27	9/29				
1999	4/29	10/22			4/6	11/1	4/24	11/1		
2003	7/10	10/10			5/21	9/27				
2004			4/20	10/14	4/23	11/11	5/11	11/11		
2005							4/28	9/29		
2006			5/9	9/29	5/17	10/27	5/19	10/12		
2007	5/9	9/20			3/26	10/31	5/10	10/4		
2009	5/15	8/13	5/26	8/13	5/1	10/23	5/21	10/23		
2010	7/2	10/28	6/1	7/2	6/11	10/1				
2011	6/21	6/23	6/23	10/15	6/23	6/28	6/28	12/1		
2013	6/20	9/27								
2015	5/26	6/12	6/12	7/30	8/7	8/12	6/11	8/7		
	7/30	8/6	8/6	9/17	10/3	10/17	8/12	10/3		
	9/17	10/8								

注1) 1985年以前の自主規制期間は, 噴火湾東部と西部海域に分けられておらず, また, 自粛規制期間は不明だった。

注2) 各海域で自粛規制と自主規制の期間が重なっている場合は, 自主規制が措置されている。

注3) 2016年は10月31日時点では自粛および自主規制は措置されていない。

ミトコンドリアDNA分析による根室海峡沿岸河川に遡上したカラフトマス奇数年級群の集団構造

虎尾 充, 柳本 卓

2015年に根室海峡沿岸の8河川に回帰した奇数年級群のカラフトマス河川集団について、ミトコンドリアDNAのCOI, ND5, D-Loopの3領域の塩基配列情報に基づき遺伝的差異を検討した。カラフトマス河川集団間では遺伝的差異は認められなかったが、2014年回帰の偶数年級群と比較したところ年級群間での差異が認められた。また、COIとND5領域について、既報のオホーツク海側ルシャ川2008年/2009年と比較したところ、異なる年級群間のみで有意差がみられた。道東に回帰するカラフトマスでは、同一年級の河川集団間では遺伝的な差はなく、奇数年と偶数年の年級群間で遺伝的差異があると考えられた。また、遺伝的な多様度は偶数年級で高いことが示唆された。

A 541 北水試研報 91 1-7 2017

北海道北部河川の上流および下流に放流したサクラマスの冬季間の生残率とスモルト降河尾数

宮腰靖之, 隼野寛史, 大森 始
藤原 真, 竹内勝巳, 永田光博

北海道北部を流れる増幌川の上流域と下流域に大小2群（平均体重13.9gおよび9.3g）のサクラマス幼魚を放流し、翌春までの生残率とスモルトサイズを調べた。上下流のいずれにおいても大型群のほうが小型群よりも高い生残率を示し、放流地点間で比べると、上流に放流した群がわずかではあるが高い生残率を示した。一方、スモルトサイズは下流に放流した群のほうが大きかった。増幌川の上流域は河畔林が残されているのに対して、下流域は河川改修され河畔林や水中構造物が少ない。これらの生息環境の違いが上下流に放流したサクラマス幼魚の冬季間の生残率や春季の成長率に影響したものと考えられた。

A 542 北水試研報 91 9-18 2017

北海道、噴火湾におけるホタテガイの麻痺性貝毒発生を予測するための *Alexandrium tamarense* 細胞密度の有効性について（資料）

吉田秀嗣, 金森 誠

北海道、噴火湾において麻痺性貝毒原因プランクトン *Alexandrium tamarense* の細胞密度を用いて、ホタテガイの出荷規制を事前に予測できるか否かを検討するための基礎資料を得ることを目的とした。噴火湾東部海域の洞爺湖町沖および西部海域の八雲町沖では、*A. tamarense* 細胞密度とホタテガイの麻痺性貝毒量との間には正の相関が認められた。ホタテガイにおける麻痺性貝毒の発生を警戒すべき *A. tamarense* 細胞密度は、洞爺湖町沖では110細胞 L^{-1} 、八雲町沖では160細胞 L^{-1} と算出された。これら警戒すべき *A. tamarense* 細胞密度を用いると、噴火湾東部海域では1992～2016年の内72%の年で、西部海域では2000～2016年の内76%の年でそれぞれホタテガイ出荷規制の予測が可能だったことを示した。

A 543 北水試研報 91 19-30 2017

水産研究本部図書出版委員会

委員長 夏目 雅史
委 員 三橋 正基 辻 浩司 赤池 章一
山口 幹人 佐々木正義 宮腰 靖之
事務局 前田 圭司 池田 秀樹 吉田 英雄

水産研究本部出版物編集委員会

委員長 前田 圭司
委 員 中明 幸広 星野 昇 宮園 章 中島 幹二
木村 稔 武田 忠明 宮腰 靖之 春日井 潔
佐々木義隆 中島美由紀
事務局 池田 秀樹 吉田 英雄（作業補助：大下 芹香）

北海道水産試験場研究報告 第91号

2017年3月30日発行 ISSN : 2185-3290

編集兼 北海道立総合研究機構水産研究本部
発行者 〒046-8555 北海道余市郡余市町浜中町238
電話 総合案内 0135(23)7451（総務部総務課）
図書案内 0135(23)8705（企画調整部企画課）
FAX 0135(23)3141
Hamanaka-cho 238, Yoichi-cho, Hokkaido 046-8555, Japan
印刷所 岩橋印刷株式会社
〒063-8580 札幌市西区西町南18丁目1番34号
電話 (011)669-2500

