

北海道オホーツク海側沿岸域における地まきホタテガイの成長不良年の予測

品田晃良^{*1}, 栗原康裕¹, 宮園 章^{*2}

Predictive model for the harvest failure of maricultured scallop, *Mizuhopecten yessoensis*, in the coastal area, northeastern part of Hokkaido, Japan.

Akiyoshi SHINADA^{*1}, Yasuhiro KUWAHARA^{*1} and Akira MIYAZONO^{*2}

The predictive model for harvest failure of maricultured scallop, *Mizuhopecten yessoensis*, in the coastal area, northeastern part of Hokkaido, Japan, was constructed by scallop, temperature and chlorophyll *a* data observed from 1992 to 2004. The appropriate logistic regression model was selected by AIC method, so that the model using spring chlorophyll *a* data was adapted.

キーワード：ホタテガイ，地まき，成長不良現象，オホーツク海，ロジスティック回帰分析

まえがき

北海道オホーツク海側沿岸域では，種苗放流による輪採制のホタテガイ漁業（地まき漁業）が行われている¹⁾。地まき漁業は，中間育成により1年貝まで育てた稚貝を放流して，3年後に4年貝を漁獲する過程を，前浜に設置した4漁区でそれぞれ別の年に繰り返す漁業である。本漁業は，ヒトデ駆除の徹底，種苗生産技術および放流技術等の技術革新により安定性，生産性とも高水準にある²⁾。

北海道オホーツク海側沿岸域のホタテガイは，毎年4～5月に産卵して，7～8月に貝柱重量が年間の最大値を示す³⁾。しかし，1989年以降，春先（4～5月）の低水温や餌不足の影響で7～8月になっても貝柱重量の増加が見られない等の成長不良現象が数回観測されている^{2,4,5)}。放流後3年間の育成期間中に成長不良年を経験したホタテガイは水揚げ時のサイズや質の低下を伴うため，地元漁協をはじめ加工および流通業者に経済的損失を与える。このため，成長不良年の有無を早い段階で予測出来るならば，漁獲量の調整，処理配分および輸出先の検討といった経営的判断により，経済的損失を最小限に抑えるこ

とが出来ることがある。本研究は，ある年の春先（4～5月）のデータからその年が成長不良年であるか否かを確率予測するモデルを構築することを目的とした。

材料および方法

1. ホタテガイデータ

ホタテガイデータは，網走管内の常呂漁場より1992年から2004年の4月から11月にかけて月1回の頻度でホタテ桁網により採集した放流3年貝のデータを使用した。各30個体について殻高，殻重量，粗重量，軟体部重量，貝柱重量および貝柱歩留（貝柱重量／粗重量×100）を測定した。また，これとは別に5個体の貝柱を摘出して，グリコーゲン含有率をアンスロン-硫酸法にて測定した⁶⁾。

報文番号 A388 (2005年7月19日受理)

*1 北海道立網走水産試験場 (Hokkaido Abashiri Fisheries Experimental Station, Abashiri, Hokkaido 099-3119, Japan)

*2 北海道立函館水産試験場 (Hokkaido Hakodate Fisheries Experimental Station, Abashiri, Hokkaido 042-0932, Japan)

2. 海洋観測

海洋観測は、常呂漁場B-C海区の境界線上の定点(44°10'N, 143°57'E, 水深約35m)でホタテガイの測定とほぼ同時期に行われた(図1)。底層水温は、STD(アレック電子:AST-1000)で測定した。底層クロロフィルa濃度分析用試水は、バンドン採水器で水深35mから採水して、ワットマンGF/Cフィルターでろ過したのち分析まで凍結保存した。クロロフィルaの抽出は、n,n-ジメチルホルムアミド(DMF)で行い、ターナー蛍光光度計を用いWelschmeyer法で測定した⁷⁾。

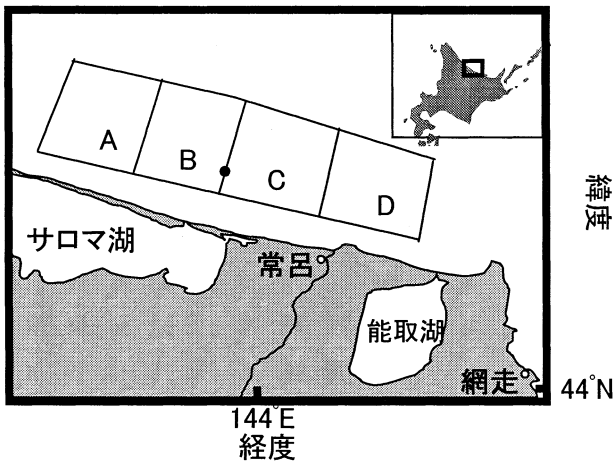


図1 調査漁区(A~D)と海洋観測点

3. 統計処理

各年におけるホタテガイの成育状況を判定するため、Bradley-Terryのモデル⁸⁾で算出した強度によって、ホタテガイの各測定値に順位を付けた。更に、これらの順位を主成分分析に供して、第1および第2主成分得点を算出した後、クラスター解析(ユークリッド距離, ウォード法)を行ってホタテガイの成育状況を「成育状況の良い年」と「成育状況の悪い年」に区分した。

海洋環境データ(底層水温および底層クロロフィルa濃度)は、通年および春先(4~5月)に区分してBradley-Terryのモデルによって算出した強度によって、各年に順位を付けた。

最後に、ロジスティック回帰分析により、「成育状況の悪い年」(被説明変数)が発生する確率を、春先の底層水温、春先の底層クロロフィルa濃度および春先の貝柱歩留の順位データ(説明変数)で推定した。この際、AIC法により説明変数を選択した。

Bradley-Terryのモデルおよび強度の定義は次の通り。 m 年分のデータを月別に区分し、 i 年と j 年の同月の値を比較して、勝敗表 Y_{ij} を作成する($i \neq j$)。これを引き分け

がないと仮定すると、二項分布

$$P(Y_{ij} = y_{ij}) = \binom{y_{ij} + y_{ji}}{y_{ij}} (p_{ij})^{y_{ij}} (p_{ji})^{y_{ji}},$$

$$(p_{ij} + p_{ji} = 1)$$

y_{ij} : i 年が j 年より値が大きい回数

p_{ij} : i 年が j 年より値が大きい確率

y_{ji} : j 年が i 年より値が大きい回数

p_{ji} : j 年が i 年より値が大きい確率

に従うので、勝敗表全体では全ての組み合わせの積

$$f(p | y) = \prod_{i=1}^{m-1} \prod_{j=i+1}^m \binom{y_{ij} + y_{ji}}{y_{ij}} C_{y_{ij}} (P_{ij})^{y_{ij}} (P_{ji})^{y_{ji}} \dots \textcircled{1}$$

p, y : すべての p_{ij} と y_{ij} のベクトル

が確率分布となる。この場合に確率 p_{ij} , p_{ji} を

$$P_{ij} = \frac{\theta_i}{\theta_i + \theta_j}, P_{ji} = \frac{\theta_j}{\theta_i + \theta_j} \dots \textcircled{2}$$

θ_i, θ_j : i 年, j 年の「強さ」を表すある正数

と表して、 θ を強度と定義する。

正数 θ_i は、①式を尤度 $L(p)$ として、これに②式を代入して対数尤度 $l(\theta)$ をとりこれを最大になるように定める。ところで、②式が満たされれば、

$$P_{ij} P_{jk} P_{ki} = \frac{\theta_i \theta_j \theta_k}{(\theta_i + \theta_j)(\theta_j + \theta_k)(\theta_k + \theta_i)} = P_{ji} P_{ik} P_{kj}$$

が成り立つ。つまりこのモデルでは $P_{ij} P_{jk} P_{ki} > P_{ji} P_{ik} P_{kj}$ の様な、 i が j に強く、 j が k に強く、 k が i に強いという「三すくみ」関係が無いこと(従って1次元に並べられる)を仮定している。そのため、実際の勝数と推定された勝数との適合度検定が必要である(詳細は、矢島ら⁹⁾を参照)。

結果と考察

1. 成長良年, 不良年の区分

Bradley-Terryのモデルにより算出されたホタテガイデータの強度と順位を表1に示す。2003, 2004年は順位が上位の項目が多く, 1996, 1998および2000年は順位が下位の項目が多かった。クラスター解析の結果, 上位の項目が多かった2003, 2004年を含む「Group 1」と, 下位の項目が多かった1996, 1998および2000年を含む「Group 2」に大別することが出来た(図2)。ここではGroup 1およびGroup 2を, それぞれ成長良年, 成長不良年と区分した。貝柱歩留をGroup毎に見ると, Group 1は, Group 2と比べ春先(4~5月)の値が平年値を上回っている回数が多い傾向にあり(図3), 春先の貝柱歩留は, 年間の成育状況を代表する指標と成り得ることが

考えられた。

2. 成長良年, 不良年の海洋環境の比較

Bradley-Terryのモデルにより算出された海洋環境データの強度と順位を表2に示す。Group 2に分類された年は, 通年または春先の底層水温および底層クロロフィルa濃度の順位のいずれかが10位以下であった。Group 1とGroup 2で春先の底層水温と底層クロロフィルa濃度を比較したところ, 春先の底層水温にはGroup間に明確な違いが認められなかったが, 春先の底層クロロフィルa濃度はGroup 2で平年値を大きく下回る傾向が見られ(図3), 春先の餌不足がホタテガイの成長不良現象を引き起こしている可能性が示唆された。

表1 Bradley-Terryのモデルにより算出されたホタテガイデータの各パラメータの強度, 各パラメータの順位および第1, 第2主成分得点

年	海区	殻高		殻重量		粗重量		軟体部重量		貝柱重量		貝柱グリコーゲン含有率		貝柱歩留		第一主成分得点	第二主成分得点
		強度	順位	強度	順位	強度	順位	強度	順位	強度	順位	強度	順位	強度	順位		
1992	A	1.6.E-05	8	5.1.E-05	8	5.8.E-03	6	4.6.E-03	6	1.0.E-02	6	1.7.E-01	2	7.5.E-02	6	0.65	-0.92
1993	C	2.3.E-05	7	5.7.E-05	7	2.7.E-03	7	1.4.E-03	8	2.0.E-03	9	2.2.E-02	9	2.3.E-02	11	-0.82	1.05
1994	B	4.7.E-06	11	7.9.E-06	10	5.6.E-04	11	8.2.E-04	11	3.6.E-03	7	5.7.E-02	7	2.1.E-01	1	-1.23	-2.18
1995	D	1.9.E-04	5	5.2.E-04	3	3.0.E-02	5	1.6.E-02	5	2.6.E-02	5	8.6.E-02	5	5.2.E-02	7	1.52	0.37
1996	A	2.7.E-07	13	1.7.E-07	13	3.3.E-05	13	3.5.E-05	13	9.7.E-05	13	5.9.E-03	12	2.6.E-02	10	-4.05	-0.20
1997	C	5.1.E-06	10	1.8.E-05	9	1.3.E-03	9	1.3.E-03	9	9.1.E-04	10	9.1.E-03	11	2.1.E-02	12	-2.09	1.01
1998	B	8.1.E-06	9	1.6.E-06	12	6.3.E-04	10	1.2.E-03	10	8.7.E-04	11	1.4.E-02	10	4.1.E-02	8	-2.25	-0.20
1999	D	3.2.E-05	6	8.7.E-05	6	1.3.E-03	8	2.1.E-03	7	2.5.E-03	8	1.5.E-01	3	9.6.E-02	5	0.51	-0.87
2000	A	4.0.E-06	12	6.8.E-06	11	5.1.E-04	12	1.6.E-04	12	2.2.E-04	12	3.1.E-03	13	3.8.E-03	13	-3.69	0.87
2001	C	3.3.E-04	4	5.1.E-04	4	4.0.E-02	3	8.3.E-02	3	8.9.E-02	2	2.6.E-01	1	1.4.E-01	3	2.98	-0.79
2002	B	4.6.E-04	3	2.0.E-04	5	3.1.E-02	4	2.7.E-02	4	2.8.E-02	4	1.1.E-01	4	1.1.E-01	4	2.18	-0.28
2003	D	1.0.E+00	1	1.0.E+00	1	7.2.E-01	1	5.9.E-01	1	7.9.E-01	1	7.1.E-02	6	1.7.E-01	2	3.83	0.34
2004	A	2.7.E-03	2	1.5.E-03	2	1.6.E-01	2	2.7.E-01	2	4.9.E-02	3	3.8.E-02	8	3.9.E-02	9	2.45	1.79
df		66		66		66		66		66		66		66			
χ^2		21.27		21.99		20.46		23.24		28.41		38.09		34.58			

表2 Bradley-Terryのモデルにより算出された海洋環境データの強度および順位

年	Group	底層の水温				底層クロロフィルa濃度			
		(通年)		(4-5月)		(通年)		(4-5月)	
		強度	順位	強度	順位	強度	順位	強度	順位
1992	1	2.2E-02	12	1.3E-02	11	5.0E-02	9	1.4E-03	5
1993	2	4.7E-02	9	7.0E-02	5	4.7E-02	10	1.5E-04	12
1994	1	9.5E-02	6	5.1E-02	7	9.5E-02	5	3.3E-03	2
1995	1	8.9E-02	7	1.9E-01	2	8.9E-02	7	1.0E-03	8
1996	2	1.9E-02	13	4.0E-03	12	5.9E-02	8	7.3E-04	9
1997	2	4.4E-02	10	2.9E-02	8	1.2E-01	2	1.3E-03	6
1998	2	1.3E-01	2	9.0E-02	4	4.6E-02	11	6.8E-04	10
1999	1	1.0E-01	5	1.8E-02	10	1.1E-01	3	9.8E-01	1
2000	2	1.1E-01	4	2.8E-02	9	3.2E-02	12	1.5E-04	13
2001	1	3.4E-02	11	3.9E-03	13	2.1E-02	13	6.7E-04	11
2002	1	1.2E-01	3	2.6E-01	1	1.3E-01	1	1.2E-03	7
2003	1	5.6E-02	8	7.0E-02	6	9.3E-02	6	3.2E-03	3
2004	1	1.3E-01	1	1.7E-01	3	1.1E-01	4	2.6E-03	4
df		66		66		66		66	
χ^2		30.8		28.2		27.5		25.3	

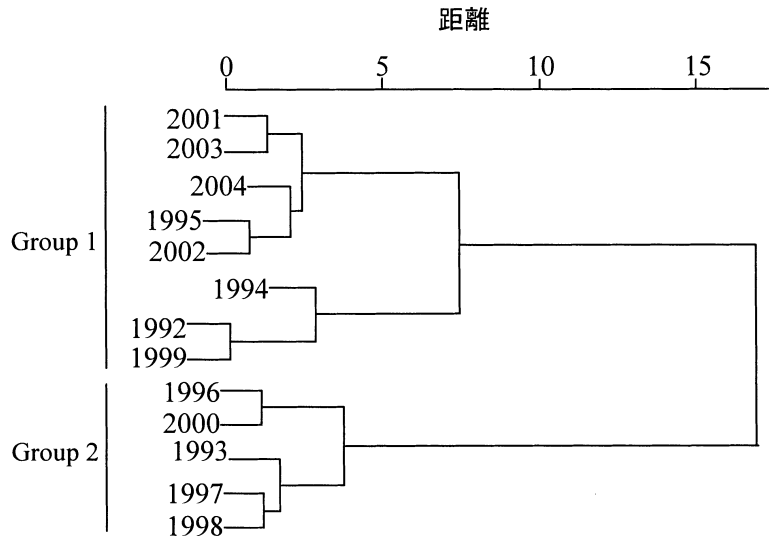


図2 クラスタ解析によるホタテガイの生育状況のグループ分け。
Group 1は生育状況の良い年, Group 2は生育状況の悪い年

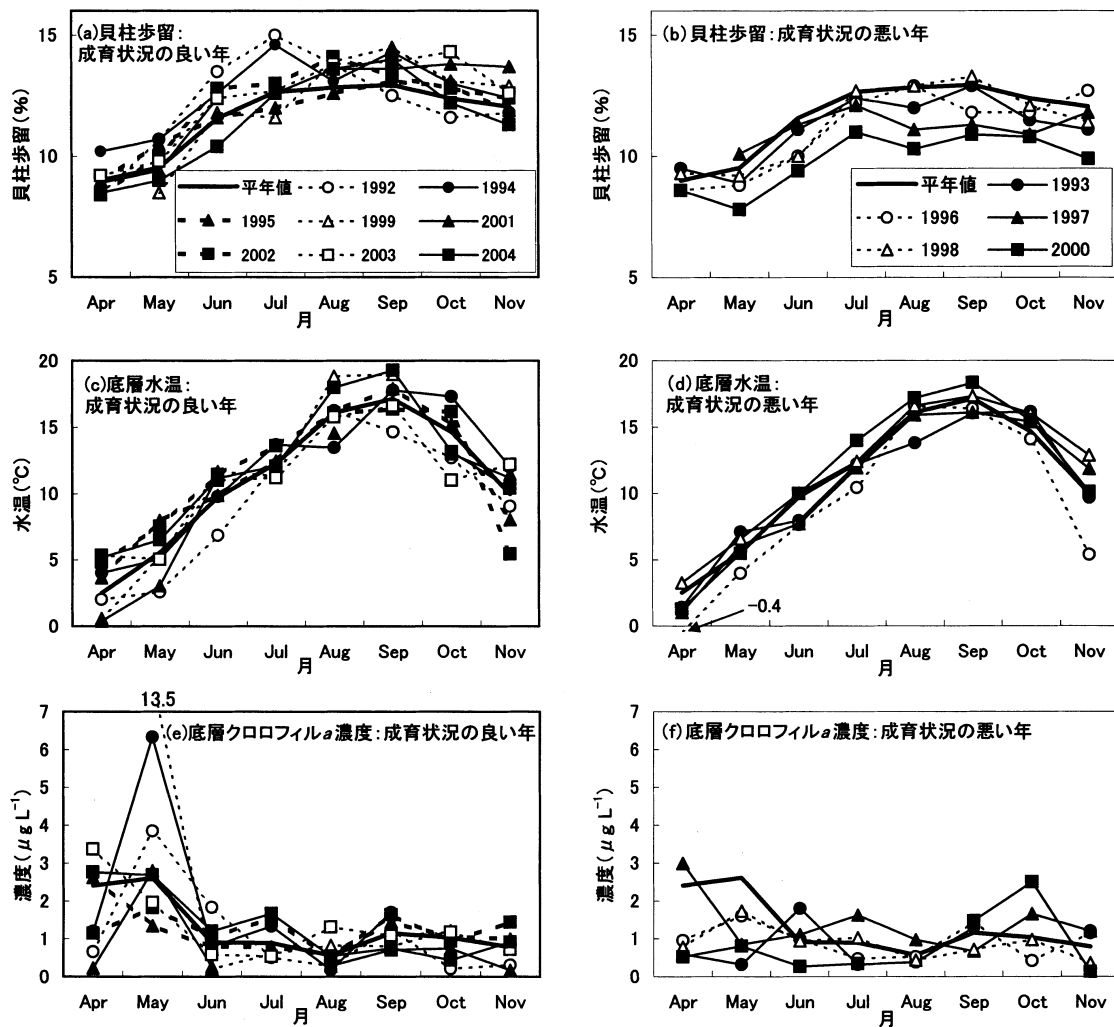


図3 生育状況が良い年と悪い年の貝柱歩留(a~b), 底層水温(c~d)および底層クロロフィルa濃度(e~f)の季節変化

表3 成育状況が悪い年が発生する確率を推定するロジスティック回帰分析の係数とAIC

説明変数	係数 (p 値)				AIC
	β_0 (intercept)	β_1 (T)	β_2 (Chl)	β_3 (Ad)	
T	-0.971 (0.44)	0.070 (0.65)	-	-	21.1
Chl	-4.384 (0.06)	-	0.508 (0.06)	-	15.1
Ad	-2.684(0.11)	-	-	0.299 (0.12)	18.1
T, Chl	-4.545 (0.07)	0.034 (0.85)	0.500 (0.07)	-	17.1
T, Ad	-2.725 (0.14)	0.009 (0.96)	-	0.296 (0.14)	20.2
Chl, Ad	-5.380 (0.05)	-	0.416 (0.10)	0.249 (0.34)	16.2
T, Chl, Ad	-5.351 (0.05)	-0.024 (0.90)	0.420 (0.10)	0.262(0.36)	18.1

T: 水温, Chl: クロロフィル *a* 濃度, Ad: 貝柱歩留

3. 成長良年, 不良年の確率予測

ホタテガイの成育状況は, 2003年や2004年を代表とする「成長良年」と1996, 1998および2000年を代表とする「成長不良年」に大別できた(表1, 図2)。そこで, ロジスティック回帰分析により「成長不良年」が発生する確率を示すモデルを推定した。解析に用いたロジスティックモデルは以下の通り。

$$Y = \frac{1}{1 + \exp[-(\beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 \text{Chl} + \beta_3 \text{Ad})]}$$

パラメータ推定のためのデータセットは, 被説明変数として成育状況 (Y : 良い, 悪いの2値データ), 説明変数として春先の底層水温 (T : 4~5月の順位データ), 春先の底層クロロフィル *a* 濃度 (Chl : 4~5月の順位データ) および春先の貝柱歩留 (Ad : 5月の順位データ) とした。このうち春先の貝柱歩留は, 前年までの成長を示す指標と考えている。モデル選択をAIC法で行ったところ, 説明変数として春先の底層クロロフィル *a* 濃度を使用するモデルが選択された(表3)。底層クロロフィル *a* 濃度は, 地まきホタテガイの餌環境の指標であるので, 春先のクロロフィル *a* 濃度が低い年には, 地まきホタテガイは餌不足の状態となり, その結果ホタテガイの成育状況が悪くなると考えられる。実際, ホタテガイの成育状況が悪い年 (Group 2) は, 良い年 (Group 1) と比較して春先の底層クロロフィル *a* 濃度が平年値を下回る場合が多かった(図3)。

北海道オホーツク海側沿岸域では, 1990年代前半にホタテガイの小型化現象が報告されている⁹⁾。この現象は, 種苗生産技術と放流技術の改善によって生残率が向上し

て, 生息密度が増加した結果, 密度効果により発生したと考えられている⁹⁾。小型化期間中にも成長不良年は1993年に観測されているが(表1, 図2), 1993年の春先の底層クロロフィル *a* 濃度は第12位と極めて悪く, 1993年の成長不良は密度効果ではなく海洋環境が原因と考えられる。よって, 小型化現象がロジスティック回帰分析に与える影響は少ないと考えられる。

ロジスティック回帰分析におけるパラメータの推定はデータセットが増えるほど精度が向上するので, データの蓄積により今回とは異なる説明変数が選択される可能性がある。また, 今回はデータ数が少なかったため解析に用いることが出来なかった海区の情報も将来的にはモデルに組み込むべきであり, 精度の良いモデルを構築するために今後も継続してモニタリングを行う必要がある。

要 約

北海道オホーツク海側沿岸域における地まきホタテガイの成長不良年が発生する確率を算出するモデルを, 1992年~2004年のデータセットで推定した。モデル選択をAIC法で行った結果, 説明変数として春先の底層クロロフィル *a* 濃度を使用するモデルが選択された。

謝 辞

本稿を終わるに当たり, 野外調査及び測定にご協力頂いた常呂漁業協同組合, 網走地区水産技術普及指導所, 同水産技術普及指導所東部支所並びに網走水産試験場資源増殖部の方々に謹んでお礼申し上げます。なお, 本研究は北海道が北海道ほたて漁業振興協会より受託している「ホタテガイ成長モニタリング調査」の一部である。

文 献

- 1) 蔵田 護：“73. ホタテガイ *Mizuhopecten yessoensis* (JAY)”. 新北のさかなたち. 北海道, 北海道新聞社, 2003, 290-295.
- 2) 西浜雄二：オホーツクのホタテ漁業. 北海道, 北海道大学図書出版刊行会, 1994, 218p.
- 3) 宮園 章, 中野 広：北海道オホーツク海沿岸域における地まきホタテガイの閉殻筋中のタンパク質量とグリコーゲン量の季節変化. 北水試研報. 58, 23-32 (2000)
- 4) 蔵田 護, 栗原康裕：1995年オホーツク海の放流ホタテガイ貝柱歩留不良現象について. 平成7年度北海道立網走水産試験場事業報告書. 252-254 (1998)
- 5) 成田正直, 木村 稔, 阪本正博, 福士暁彦, 高橋玄夫：ホタテガイ歩留まり, 成分調査. 平成12年度北海道立網走水産試験場事業報告書. 159-160 (2001)
- 6) Osborn, D.R. and Voggt, P.：食品栄養分析 (監訳 横川誠次). 東京, 講談社, 1980, 282p.
- 7) Welschmeyer, N.A.：Fluorometric analysis of chlorophyll *a* in the presence of chlorophyll *b* and pheopigments. *Limnol. Oceanogr.* 39, 1985-1992 (1994)
- 8) 矢島美寛, 廣津千尋, 藤野和建, 竹村彰通, 竹内啓, 縄田和満, 松原 望, 伏見正則：自然科学の統計学. 東京, 東京大学出版会, 1992, 366p.
- 9) 蔵田 護：北海道オホーツク海沿岸におけるホタテガイの小型化の実態とその原因. 北水試研報. 54, 25-32 (1999)