

東シナ海・黄海陸棚上における冬季底びき網調査による スルメイカ豊度の経年変化

Abundance Estimates of Japanese Common Squid, *Todarodes pacificus*
on the Continental Shelf of the East China and Yellow Seas
from Bottom Trawl Surveys in Winter of 1991 to 1997

山田 陽巳

Harumi Yamada

西海区水産研究所

要　旨

1993, 94 年を除く 1991 年から 1997 年の冬季に毎年東シナ海・黄海陸棚上のほぼ全域で、底びき網調査を実施した。スルメイカの尾数と重量を一曳網ごとに計った。豊度は、層ごとの一網あたり平均漁獲尾数及び重量にそれぞれの層の面積を乗じて推定した。

その結果、本種の冬季における分布様式に経年的な変化は認められなかった。豊度は、1991 年と 1992 年ではそれほど差はなかったが、1995, 96 年はそれよりも高い豊度水準を示し、特に、1996 年の水準は 1991, 92 年と比べ、明らかに高いと判断された。1997 年は中国寄りでの調査ができなかったが、1991, 92 年と同様の水準であったと推察された。これらの推定値と以西底びき網漁業の漁獲統計値との比較検討を試みたが、比較できる結果がまだ 3 年分しかないこと、豊度推定値の精度が低いことなどから、さらに資料の蓄積が必要であることが考察された。

本推定値を太平洋側におけるスルメイカ漁獲量や調査船による来遊量指指数値と比較したところ、最近年の増加傾向は良く一致しており、両資源の関連性について興味深い示唆が得られた。1991 年と 1992 年の豊度推定値にはそれほど差がなかったのに対して、太平洋側の資料ではいずれも 1992 年は前年に比べ増加傾向を示したが、これは太平洋側の資料は豊度水準そのものほかに漁場形成等の要因が加味されているためであり、これらの数値は見かけ上の豊度水準を表している可能性のあることを指摘した。

豊度推定値の 95% 信頼区間をブートストラップ法により求めた。調査点が少なく、網ごとの漁獲量に飛び値が生じた場合には、無作為抽出法よりも有効であることがわかった。

はじめに

スルメイカ冬生まれ群は、道東から三陸沖の太平洋側で多く漁獲される。太平洋側での本種の年間漁獲量は 1990 年代に入ってから増大し、1996 年には 23 万トンを越え日本海よりも多かつた。以西底びき網漁業と九州沿岸における漁獲量の相関関係(庄島 1971)や卵稚仔調査(庄島 1972)により、東シナ海・黄海に分布するスルメイカは冬生まれ群が主体であることが示されている。また、山田(1998)は周年にわたる底びき網調査による分布量の季節変化や成熟などの生物学的知見から冬季に本海域陸棚縁辺部周辺にそれら産卵群が多く分布していることを示すとともに、これまでの、そこで孵化したものは黒潮に取り込まれ、本邦太平洋岸を索餌、回遊し再び産卵場に戻るという見解を支持した。

西海区水産研究所では、1991 年以降、1993, 94 年を除いて、毎年冬季に本海域で底びき網による底魚類の現存量調査を実施しており、これらのデータから、スルメイカ冬生まれ産卵群の豊度の経年変化を知ることができる。また、我が国は 1997 年より総漁獲量制による漁業管理制度を導入し、スルメイカも近々この対象魚種にすることが検討されている。そこで、冬季における本種の資源量が推定できれば、漁期後の生き残り産卵親魚量が把握でき、さらに、それからの産卵量や加入量が予測でき、漁獲可能量を設定する上で、極めて有益な情報を与えると思われる。

ここでは、そのような観点から、まず、本海域の冬季におけるスルメイカの豊度推定値の経年変化を同時期の以西底びき網漁業による統計値と比較し、前者が本種冬生まれ群の豊度を指示示す値となりうるか、検討した。また、この豊度推定値を含め、本海域におけるスルメイカの資源量指標値を太平洋側の諸資源量指標値と比較し、両資源の関連性を検討した。さらに、今後、スル

メイカの資源を管理していく上で、特に、いかつり漁業による各資源量指標の問題点を指摘し、将来にわたった底びき網調査による豊度推定値の有効性について若干述べた。

なお、本研究を進めるにあたり、終始、適切なご助言をいただき、本論文に対しても丁寧なご校閲を賜った、当水研、村田守資源管理部長、時村宗春底魚資源管理研究室長に深謝する。中村好和北海道水産研究所頭足類資源研究室長には太平洋系スルメイカ資源に関する漁獲統計や調査資料の利用に当たってご配慮いただいた。お礼申し上げる。

材料と方法

本研究に用いた資料は、1993, 94 年を除く 1991 年から 1997 年にかけて毎年冬季に実施した底びき網調査によるものである。調査船には海邦丸(沖縄県教育庁所属、466 トン)を用船した。調査海域は日韓共同規制水域、以西底びき網漁業の操業禁止区域及び調査期間に該当する休漁区を除いた $26^{\circ}30'N$ 以北、 $37^{\circ}30'N$ 以南、 $128^{\circ}E$ 以西、水深 200m 以浅の東シナ海、黄海である。ただし、1995, 96 年は水深 50m 以浅を、1997 年は中国の対外国との中間線内側を調査水域から除いた。調査点は、1991, 92 年は調査水域全体に緯度 1 度毎、経度 30 分毎のグリッド状に配し、1995 年以降は、予め調査水域を緯度 $30^{\circ}N$, $35^{\circ}N$, 経度 $125^{\circ}E$ 線で 5 層に分けてから(Fig. 2 参照)、層ごとに開始無作為抽出法により調査点を設定した。Table 1 に各年の調査における層ごとの調査面積と調査点数を示す。

調査に用いた底びき網はいずれも同型で、曳網中の袖先間隔、網高さは漁網監視装置(スキンヤンマー社製)によりそれぞれ 20m 及び 5m 程度と観察された。コッドエンドの外径目合は 66mm で、その外側に外径目合 18mm のカバーネット

Table 1. Survey period, area (km²) and number of hauls by stratum in each survey year.

Survey Period	stratum I		stratum II		stratum III		stratum IV		stratum V	
	Area	hauls	Area	hauls	Area	hauls	Area	hauls	Area	hauls
14 Jan. - 6 Feb. 1991	62899	14	75887	17	132617	24	54977	8	75984	16
11 Jan. - 3 Feb. 1992	62899	14	75887	17	132617	24	54977	8	63719	10
20 Jan. - 18 Feb. 1995	47451	9	84224	16	67691	16	53734	10	75228	14
14 Jan. - 22 Feb. 1996	47451	13	84224	31	67691	26	53734	18	75228	30
17 Jan. - 18 Feb. 1997	47451	5	84224	26	67691	16	53734	14	84626	12

が装着されている。ここでは、冬生まれ産卵親魚量の豊度を推定する観点から、コッドエンドに漁獲された比較的大型のスルメイカの漁獲尾数、重量のデータを用いた。曳網は昼間のみとし、原則として、曳網速度は 3.0 ノット、曳網時間は 1991, 92 年は 60 分、1995 年以降は 30 分である。

豊度は、層ごとの一網あたり平均漁獲尾数あるいは重量をそれぞれの層の面積で引き伸ばし、層別に求めた。漁獲効率は 1 とした。1997 年の調査については、それ以前の調査結果との比較のため、面積は 1996 年と同様とした。つまり、日本側のデータを中国側の水域に外挿したことになる。日本寄りの II, III 区については外挿面積が比較的小さいので、それほど問題はないと思われるが、V 区は調査点毎の漁獲量に変動が大きく、外挿面積も大きいので信頼性は極めて低いと思われるが、ここではこれ以上の補正はしていない。また、豊度推定値の 95% 信頼区間は年により調査設計が異なるので、反復を許した繰り返し抽出による層毎の平均豊度の和の 1000 回の繰り返し計算(ブートストラップ法 (Efron 1979))により推定した。

結果と考察

1. 分布の経年変化

Fig. 1 に、1991, 92, 95, 96 年 1~2 月の底びき網調査によるスルメイカの漁獲尾数分布を示す。1991, 92 年は実際の調査では 60 分びきで

あつたが、1995 年以降との比較を容易にするため、30 分びき当たりに換算して示す。

1991, 92, 95 年は黄海にも本種が分布したが、これらのほとんどは体長(外套背長)10cm 未満で、熟度も低く、主に、前年秋に生まれたものであろう。東シナ海では長江河口の 50m 以浅を除き広く分布するが、特に 1995 年以降、陸棚縁辺部で多く漁獲される傾向にある。1997 年は生物多様性保存条約への手続き上の遅れにより中国の対外国との中間線以内では調査できなかったが、それ以外での分布状況はそれ以前の年と同様で、黄海に分布せず、縁辺部で多獲される傾向が認められた(Fig. 2)。

山田(1998)は 1991 年冬の分布状況や 1995 年冬の生物測定結果などから、本海域縁辺部に冬生まれ産卵群が分布すると推測しているが、ここで示した 1992 年以降の結果から見ても、縁辺部での本種の高密度分布は年に依らず認められる現象であることが裏付けられた。

2. 豊度の経年変化

Fig. 3 に毎冬の豊度推定値を層別に示す。1991, 92 年の豊度は 1500~2000 万尾、4400~4700 トンであったのが、1995, 96 年には 2400~3600 万尾、7600~12100 トンに増大した。1997 年は 2000 万尾、6700 トンに減少している。また、層別に見ると、黄海の層 I, III では尾数ではある程度の豊度が認められるが、重量にした場合、それらはほとんど認められなくなることから、これ

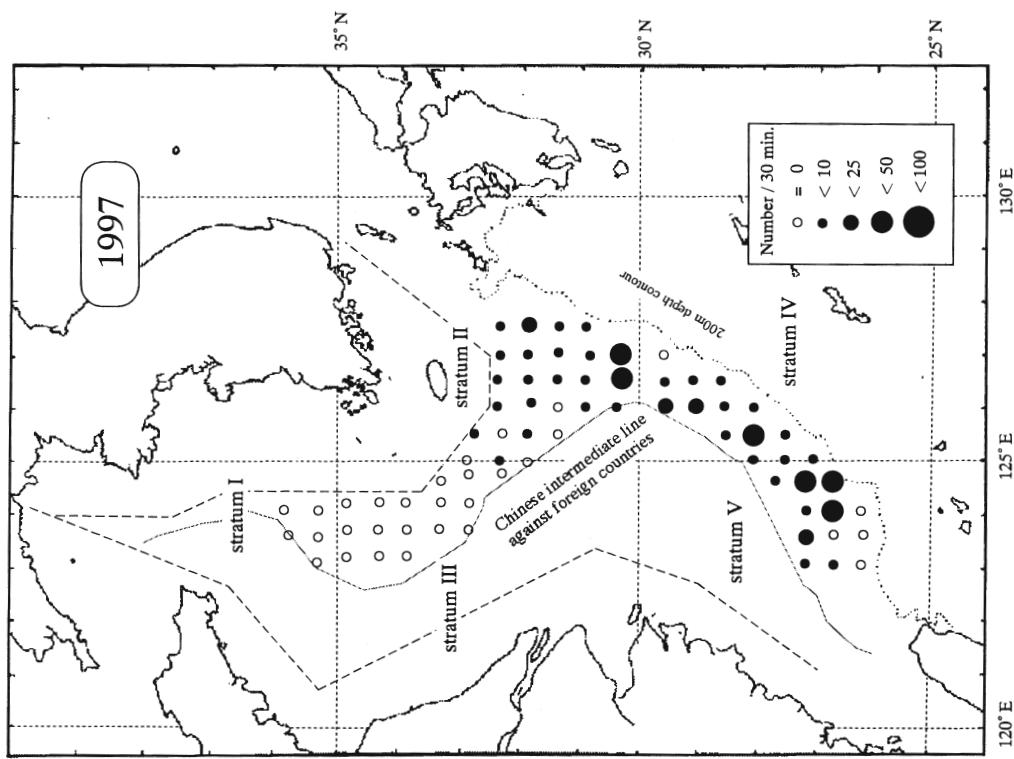


Fig. 2. Distributions of the Japanese common squid number caught by bottom trawl survey in winter of 1997.

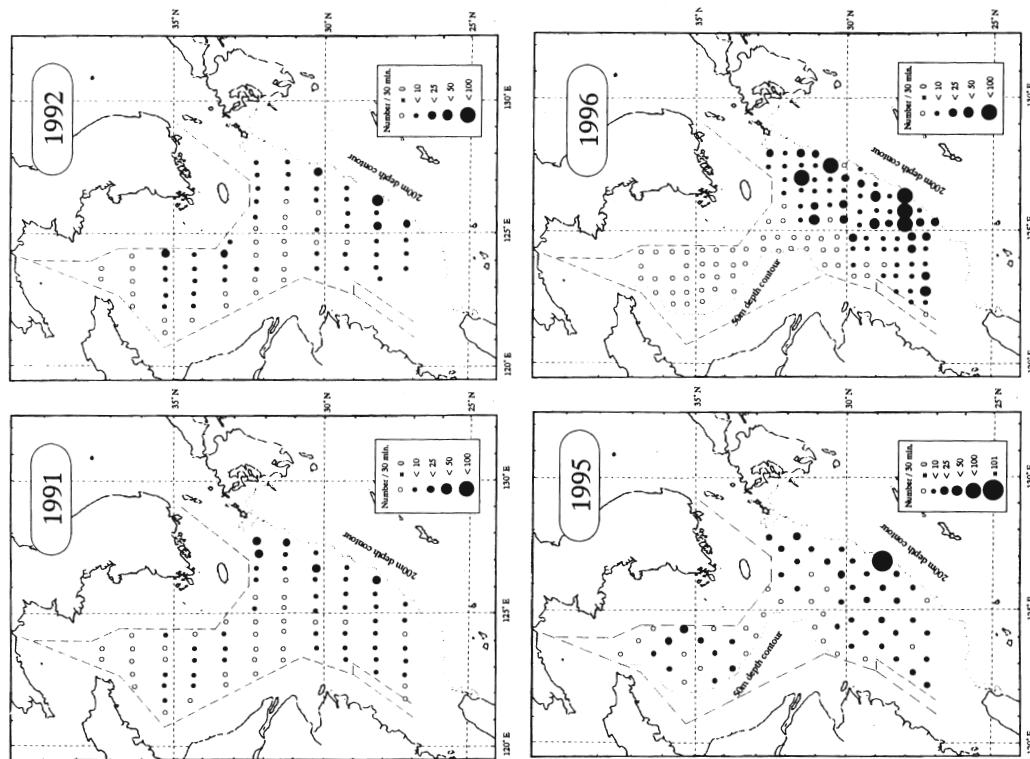


Fig. 1. Distributions of the Japanese common squid number caught by winter bottom trawl surveys on 1991, 1992, 1995 and 1996.

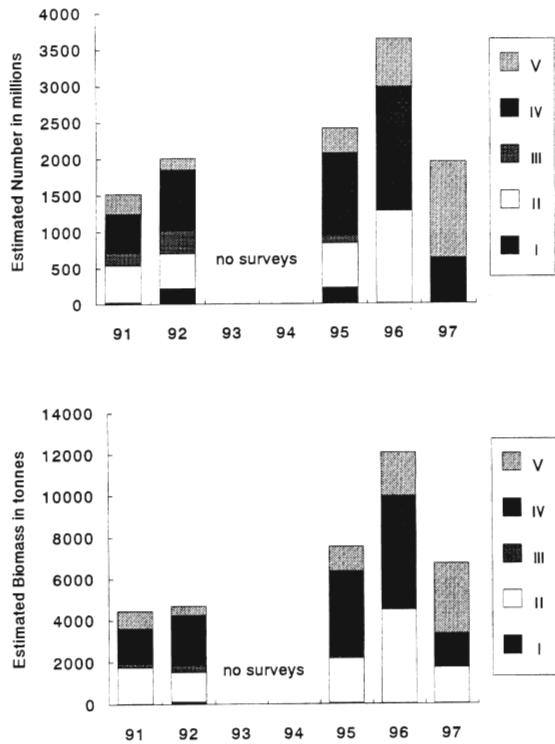


Fig. 3. Yearly abundance indices of the Japanese common squid by stratum I - V from winter bottom trawl surveys for 1991 - 1997, except for 1993 and 1994.

らは小型で冬生まれ産卵群ではないことがわかる。1995年冬の体長組成調査からもこのことは明らかである(山田 1998)。そこで冬生まれの産卵親魚量を把握するにはこれらを除いた東シナ海縁辺部を含む層II, IV, Vを対象とした重量で見る方がより適当であると言えよう。

そこで、層I, IIIを除くと、層Vでの割合が高かった1997年を除いて、漁獲量、尾数ともいずれの年も層IV, II, Vの順に多く、その比率も大

きく変わらない。1997年は層Vの調査水域がそれ以前の調査結果から類推して、比較的分布密度の高い縁辺部に狭められているにもかかわらず、その結果を層V全域に引き伸ばしているため、推定値が高めに偏っている可能性が考えられる。そのため、1997年の豊度は全体としても過大に推定されており、層II, IVの推定値や例年の層比率を考慮すると1991, 92年と同様の豊度水準ではなかったかと類推される。次に、1991年から1996年までの層II, IV, Vを合わせた本種の豊度推定値を経年的に見ると、1991, 92年には4200トンであったのが、95, 96年には7400, 12100トンに倍増した(Fig. 4)。しかし、1995年の豊度推定値はその信頼区間が広いこともあり、1991, 92年の推定値と差があるとは認められないが、1996年の95%信頼区間下限値は1991, 92年の上限値より高いことから1996年の豊度水準はそれ以前より明らかに高かったと判断される(Fig. 5)。

3. ブートストラップ法による豊度推定値の信頼区間の推定

調査水域がほぼ同様な1991, 92, 95, 96年の層II, IV, Vのデータを用いて、単純無作為抽出法、層化無作為抽出法そしてブートストラップ法による推定資源尾数の95%信頼区間を比較した(Table 2)。すなわち、各年の調査点の抽出方法が単純無作為抽出法あるいは層化無作為抽

Table 2. Comparison of 95% confidence limits of abundance indices (million number) of the Japanese common squid in the area of stratum II, IV and V by sampling design from winter bottom trawl surveys data.

	1991 (41 hauls) Interval (Lower ~ Upper)	1992 (35 hauls) Interval (Lower ~ Upper)	1995 (40 hauls) Interval (Lower ~ Upper)	1996 (79 hauls) Interval (Lower ~ Upper)
Simple random sampling	901 (814 ~ 1715)	1106 (862 ~ 1968)	3346 (416 ~ 3761)	2480 (2274 ~ 4754)
Stratified random sampling	835 (947 ~ 1782)	1109 (929 ~ 2038)	3712 (237 ~ 3949)	2547 (2362 ~ 4909)
Bootstrapping (based on 1000 iterations)	784 (931 ~ 1714)	957 (1032 ~ 1989)	2976 (1009 ~ 3985)	2451 (2519 ~ 4970)

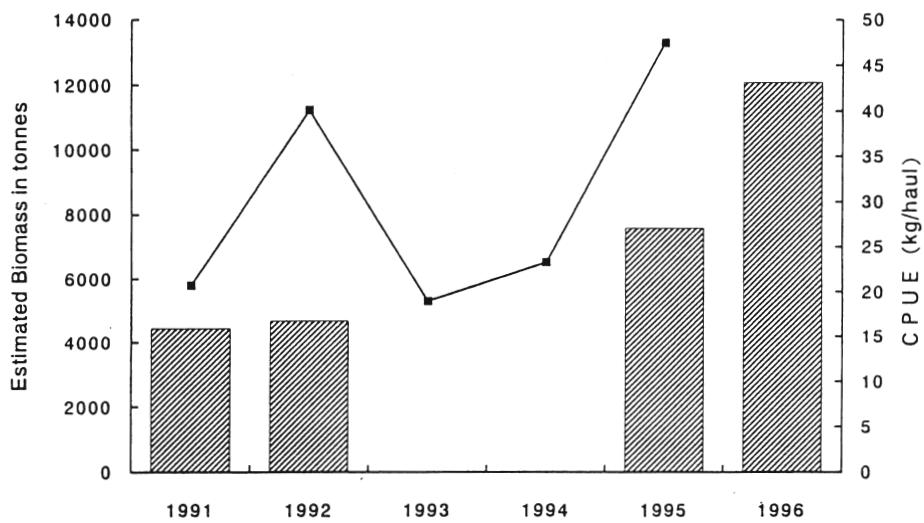


Fig. 4. Yearly biomass indices of the Japanese common squid for stratum II+IV+V from winter bottom trawl surveys for 1991 - 1996, except for 1993 and 1994, with yearly CPUE change of category "sonota-ika", which almost consists of the Japanese common squid, for the Japanese pair trawlers operated January to February for 1991 - 1995.

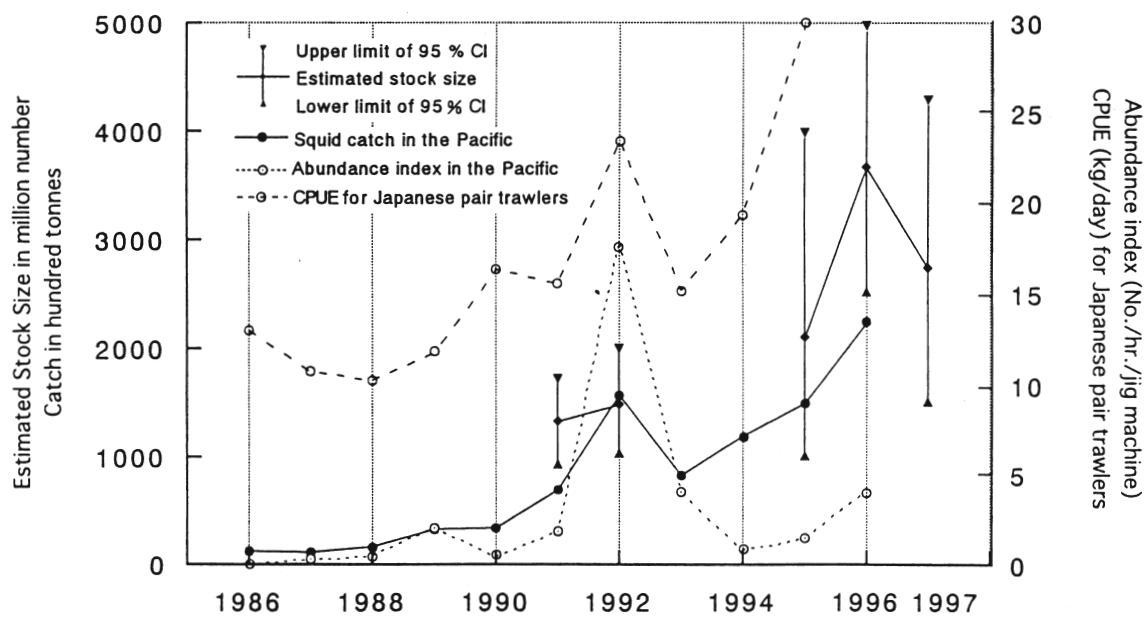


Fig. 5. Yearly stock size indices of the Japanese common squid for stratum II+IV+V from winter bottom trawl survey for 1991 - 1997, except for 1993 and 1994, with yearly changes of the squid catch and abundance index off the Pacific coast of Hokkaido to Honsyu for 1998 - 1996, and with yearly CPUE change of category "sonota-ika" for the Japanese pair trawlers in the East China and Yellow Seas for 1991 - 1995.

出法によると仮定した場合の推定資源尾数の95%信頼区間をブートストラップ法による場合と比較した。層化無作為抽出法では、自由度として有効自由度数(Satterthwaite 1946)を用いて信頼区間を推定した。

調査水域を層化しても、層化しない場合(単純無作為抽出法)と比べ、期待されたほど信頼区間は狭まらなかった。1995年のように、1割程度増大してしまった場合もあった。つまり、スルメイカはこの水域(層II, IV, V)では、層間での分布密度の差や変動があまりなく、この水域層化が本種に対してあまり有効でないことを示す。底びき網調査の場合、多魚種を対象にするため、このように層化の効果が明瞭にでない魚種がしばしば生じる。

ブートストラップ法による信頼区間推定値も1995年を除き、両無作為抽出法とほぼ同様の値を示した。1995年については、その信頼区間下限値のみ他の方法のものと大きく異なり、大きい数値を与える結果として信頼区間は狭まった。この年は漁獲されない調査点がある一方、1調査点で非常に多獲された。そのため、層化無作為抽出法ではその層の精度の悪さが全体の精度低下につながってしまい、むしろ層を込みにし調査点数を多くすることによりその多獲される確率を小さくしている単純無作為抽出法の方が信頼区間が狭まったと思われる。しかし、ブートストラップ法では非常に多獲されたデータは信頼区間上限値のみを引き上げ、下限値には影響を与せず、信頼区間は単純無作為抽出法よりもさらに1割狭めることができたと考えられる。無作為抽出法では左右対称型のパラメトリックな誤差分布を仮定しているため、片側の信頼性の悪さは反対側にも影響を及ぼす。このような場合には、調査点数の増加によって、変動が小さくなることを期待するしかないであろう。調査点数が少なく、こ

のような飛び値が出るときには、ノンパラメトリックなブートストラップ法による信頼区間の推定が有効であることがわかった。つまり資源が減少し分布がパッチ状になったような場合にも、この方法により精度良く豊度推定値を推定することが可能ではないかと推察される。

論 議

以上より、本海域におけるスルメイカの冬生まれ産卵群の豊度を把握するには、冬季の層II, IV, Vにおける底びき網調査による資料を用いて問題のないことが示された。そこで、次に、本研究に用いた底びき網調査結果によるスルメイカの豊度推定値を評価したい。

1. 以西底びき網漁業による漁獲統計資料による豊度推定値の評価

以西底びき網漁業の漁獲統計(水産庁資料)では、スルメイカはコウイカ、シリヤケイカ、ケンサキイカ、ジンドウイカ類以外の「その他いか」に計上されるため、それからは正確な漁獲量はわからない。しかし、特に漁場が縁辺部に狭まってきた近年では、これはほとんどスルメイカと推察される。本種以外に縁辺部で漁獲されそうな「その他イカ」としては、ヒョウモンコウイカなども考えられるが、今までの当水研の調査結果からこれらはスルメイカに比べ量的に少ないこともその理由の一つに挙げられる。当地では、スルメイカを「岩石」とも呼称し、価格は余り良くないので主対象となることはない。主対象ではないということは、資源を計る尺度としては、経済状況などに影響されることが少ないというメリットがある一方、投棄され易く、資源状態が漁獲量に反映されないというデメリットがある。しかし、近年では漁獲される魚が全般に減ったことや、最近では中国に売れるなどの理由から、獲れたら水揚げしているようであ

る。

また、この統計資料による「その他イカ」漁獲量の漁区別分布の季節変化は底びき網調査によるスルメイカのそれ（山田 1998）と比較し、夏を除き概ね良く一致している。そこで、底びき網調査によるスルメイカの豊度推定値は以西底びき網漁業による冬季の「その他いか」の統計量と比較して問題ないとと思われる。しかし、ここ 10 年ほど漁業は縮小し、ひき網数もかなり減少しているので、本推定値を以西底びき網業による「その他いか」の 1~2 月の CPUE（ひき網あたり漁獲量）と比較した。また、これらの統計量は 1995 年までしか集計されていないため、ここでは 1991, 92 そして 95 年の 3 年分しか比較できない。

層 II+IV+V の底びき網調査による豊度推定値は 1991 年と 1992 年はほぼ同様であったのが、1995 年は倍近くに増大した。これに対し、漁業による同年 1~2 月の「その他いか」CPUE は 1991 年から翌年にはほぼ倍増しており、1995 年はさらにそれよりやや高かった（Fig. 4）。両者の相関は余り良くないが、1995 年の豊度推定値は 1991, 92 年に比べ調査点数が少なく、推定値に対する 95% 信頼区間がそれら各 2 年の 3 割程度から 9 割と大幅に広がっていることも考慮する必要があろう。底びき網調査から得られる豊度推定値の評価は、調査のさらなる継続と、調査点数を倍増しつつ高い値を示した 1996 年の豊度推定値と未集計の漁獲統計との比較などを待ち、再度検討したい。

2. 太平洋側におけるスルメイカの資源量指數値との比較

次に、本海域陸棚縁辺部には太平洋側で漁獲対象とされている本種冬生まれ群が回帰することが示唆されているので、底びき網調査から得られた豊度推定値を太平洋側におけるスルメイカの

資源量指數値（北水研資料）と比較した。これら指數値として、1986 年以降の太平洋側のスルメイカ漁獲量及び来遊量指數を用いた。来遊量指數は北水研と関係試験研究機関により毎年 8~9 月に一定の水域で行なわれている調査結果に基づくもので、つり機 1 台 1 時間当たりの漁獲尾数で示されている。太平洋側における 1992 年の漁獲量、来遊量指數は 1991 年に比べかなり増大しているが、底びき網調査による豊度推定値はわずかに増加しているに過ぎない（Fig. 5）。1995 年から 96 年にかけては、三者とも同様な増加傾向を示している。

また、Fig. 5 には以西底びき網漁業による「その他いか」CPUE も併せて示したが、ここでは先ほどと異なり年間の CPUE を示した。夏には、本種以外のイカ類の漁獲も多く含まれると推察されたが、年間の「その他いか」漁獲量に占める夏の漁獲量の割合は小さいので、この CPUE は周年にわたって陸棚上に多く分布するスルメイカ冬生まれ群の資源豊度を示す指數として問題ないであろう。これを見ると、1992 年の漁獲水準の高さ（1991 年と比較し、太平洋側における各資源量指數値ほど大きな差はないが）や 1993 年からの増加傾向は太平洋側の各指數値と良く一致し、太平洋側のスルメイカ資源と本海域の冬季を中心としたスルメイカ資源は量的変動に強い関連のあることが示唆され興味深い。

山田（1998）は、本海域で冬生まれたものは黄海にも移動するが、黒潮に運ばれて、冬に再び産卵親魚として帰ってくるものもいるのではないかと推測している。もし両者が親子の関係とするならば、本海域と太平洋側のスルメイカ資源の量的変動におけるこのような強い関連性は親とその子の量的変動が良く一致していることを示す。笠原（1984）は日本海における秋生まれ群の稚仔量と翌年の漁獲量に正の相関関係を認めている

が、このことは稚仔から加入までの自然死亡に及ぼす海洋環境要因の影響はそれほど大きくないことを示す。すなわち、稚仔量が一定であれば、その漁期末の産卵親魚量の多少は、稚仔から加入までの自然死亡に及ぼす海洋環境要因より、むしろ漁獲後の取り残し量により決定されることを示す。もしそうならば、スルメイカ冬生まれ群に対する漁獲は、東シナ海よりも道東から三陸にかけてのものが圧倒的に大きく、そこでの漁獲が本資源の変動に対して大きな影響を及ぼすことになる。しかし、1990年以降、太平洋側での漁獲量を増大させながらも東シナ海縁辺部における産卵親魚の豊度推定値は上昇しており、親魚量の年変動には漁獲以外の要因があることも確かであろう。

3. 資源量を把握する尺度としてのいかつい漁獲統計資料の問題点

冬生まれ群の資源は、特に、本種を対象とした太平洋側での漁獲の影響を大きく受ける。しかし、これらは主に漁業であるため漁場形成に大きく依存し、資源が豊富でも、これが良くなければ、漁獲につながらず、取り残し量を増やす。反対に、資源量が例年と変わらないとしても、漁場形成がよければ漁獲量が増え、見かけ上、資源が増えたかの様に見えてしまうこともあろう。つりによる漁獲量は、

$$\text{つり漁獲量} = \text{資源量} \times \text{漁獲効率}$$

$$\quad \times \text{漁場形成要因} \times \text{経済要因}$$

と表すことができる。山田・平松(1991)は調査船による調査資料から日本海沖合域のスルメイカ漁獲量の予測モデルを作成したが、9例中2例で大きくはずれ、それらはいずれも、実際の漁獲量より高めに予測された。つまり、資源状態はよかつたのに、漁場形成あるいは経済的要因で漁獲が伸びなかつたと考えることもできる。

中村(1996)はデルーリー法により1990~92年の太平洋側における本種、すなわち冬生まれ群の初期資源尾数を推定し、1992年のそれはその前2年の倍近くであったとしている。しかし、その際に自然死亡係数Mを、いかついによる漁獲量やCPUEの経年変化を考慮することにより、3年間で3倍に増やしている。Mの年変動はそれほど大きくないと思われる所以これは不自然である。彼の示した1990~92年の太平洋側のいかつい漁業における月別CPUEを見ると、漁期前半にはどの年も努力量が多いにもかかわらず、漁獲量の多い年ほどきれいな減少傾向が見られており、漁獲量の少なかった年の漁期前半の低いCPUEはそのころの漁場形成がうまくいかなかったためとも考えられる。すなわち、1990、91年もそれなりの資源があったにもかかわらず、漁獲量や調査船CPUEにそれが反映されなかつたと考えられ、1992年の資源量は1991年の倍近いものではなかつた可能性も否定できない。デルーリー法の適用に当たって、1991年と1992年のMに同一の値を用いれば、両年の初期資源尾数の違いは小さくなり、本研究で示した両年の現存量推定値の差に近づく。

4. 東シナ海・黄海における底びき網調査によるスルメイカ豊度推定値の有効性

底びき網漁業による漁獲量も経済的要因などに左右されるが、当水研が実施しているような底びき網調査による豊度推定値は

$$\text{豊度推定値} = \text{資源量} \times \text{漁獲効率}$$

と表される。スルメイカに対する漁獲効率は年あるいは資源量などに依らないと考えられるため、これの経年変化はスルメイカ冬生まれ産卵親魚量の経年変化を示すよい指標となる。そのため、本資源の変動に対する漁獲や環境要因の影響を検討する際に基礎的な資料を提供する。

今回推定された 1992 年の資源尾数 1500 万尾から性比を 1, 卵塊中の卵数を 20 万粒 (Bower and Sakurai 1996) とし, それを 1 個産出するという仮定を置くと, 産出された卵数は 14×10^{11} となる. これと中村 (1996) が推定した 1992 年の初期資源尾数 (7 月頃に相当する) 467×10^6 とを比較すると, 産出された卵数は 7 月の漁場加入までに 3 千分の 1 以下になるように減耗, 逸散することになる. この群れの孵化後, 特に減耗の大きい 7~8mm に達するまでの 15 日間の生残率は 39~54/1000 と推定されており (松田ら 1972, 庄島 1972), その後, 漁場加入までに 0.7% 程度に減少することになる. すなわち, この期間の全減少係数 (この場合, 自然死亡係数と等しい) は月当たり 1 度と推測することができる.

もちろん, これらの推定値はどれも改善余地がある. 底びき網調査では相当量の産卵群が分布すると思われる陸棚斜面域を調査水域としていることで親魚量を過小に見積り, 漁獲効率を 1 としている点では過大推定値を与える. 中村 (1996) による推定値は, M が既往の知見と比べてかなり小さいため, 過小であると思われる. 今後, 松田ら (1972) が試算したように, 再び稚仔調査により稚仔量が推定できれば, それと産卵親魚量の豊度推定値を比較することにより, 天然海域における雌 1 尾による産卵数, あるいは卵塊数についても論議できよう. 生活史の中の様々な段階で, 定量的な把握を試みることにより, 相互にその推定法や推定された資源特性値を検討し, 改善させることが重要である.

産卵親魚量の豊度推定値から稚仔量が推定できれば, あとは年変動のあまりないそれぞれの発育段階における M を用いて, 漁場加入尾数が推定できる. 今後, 本種の漁獲量が総漁獲量制によりその上限が設定されるようになれば, 最大漁獲量は既知となり, 取り残し量も予測できる

ようになる. その場合には, 底びき網調査は今度は漁期前に予想した取り残し量を確認とともに, 翌年の生物学的漁獲可能量を設定するための基礎的な情報を与えることになる.

引用文献

- Bower, J. B. and Y. Sakurai. 1996: Laboratory observation on *Todarodes pacificus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) egg masses. Amer. Malaco. Bull., 13: 65-71.
- Efron, B. 1979: Bootstrap methods: Another look at the jackknife. Annals of Statistics, 7: 1-26.
- 笠原昭吾. 1984: 日本海スルメイカの漁況予測に関する 2, 3 の情報. 日水研調査資料, 84-02: 28-30.
- 松田星二・花岡藤雄・古藤 力・浅見忠彦・浜部基次. 1972: 本邦南西海域におけるスルメイカの再生産機構とその変動要因. 農林水産技術会議研究成果, 57: 10-30.
- 中村好和. 1996: 東北・北海道太平洋海域に来遊したスルメイカの資源量推定. イカ類資源・漁海況検討会議研究報告(平成6年度), 北水研, 7-14.
- Satterthwaite, F. E. 1946: An approximate distribution of estimates of variance components. Biometrics, 2: 110-114.
- 庄島洋一. 1971: 東シナ海域のスルメイカ - 分布と漁獲量. 西水研研報, 41: 21-44.
- 庄島洋一. 1972: 東シナ海域のスルメイカ - 卵・稚仔・産卵場. 西水研研報, 42: 25-58.
- 山田陽巳. 1998: 底びき網調査結果からみた東シナ海・黄海の陸棚上におけるスルメイカの分布と成熟度などの若干の生物学的知見. イカ類資源・漁海況検討会議研究報告(平

- 成8年度), 遠洋水研, 27-41.
- 山田陽巳・平松一彦. 1991: 日本海沖合域におけるスルメイカ漁獲量のベイズ予測モデル.
- イカ類資源・漁海況検討会議研究報告(平成2年度), 北水研, 61-69.