

## トロール調査による魚類の豊度推定値の精度について\*

永井達樹\*\*

Precision on the fish stock abundance estimates based on trawl survey\*

Tatsuki NAGAI\*\*

The mean catch per tow based on trawl survey is used as an index of fish stock abundance. The author examined the variability of catch per tow (CPT) and effectiveness of stratification based on the three trawl survey data. The results were summarized as follows: any allocations except that of Neyman was not so effective compared to simple random sampling (SRS); the coefficient of variation (C.V.) of CPT ranged from 1.0 for walleye pollock to about 3.5 for horse mackerel and shortfinned squid; from the simulation made for the latter two species with variable CPT's, a sample size of 100-200 tows seems adequate to calculate mean CPT's in linear scale which are used as abundance indices for usually occurring species; taking it into account that the number of tows ( $n$ ) are generally limited within the range of 100-200 due to man-power and etc., the precision of abundance estimates ( $D = C.V. / \sqrt{n}$ ) mostly depends on C.V. under SRS; in case of C.V. being equivalent to 1, the 95% confidence intervals of 100 (200) tows, i.e.,  $\pm 20\%$  ( $\pm 14\%$ ) of the abundance estimate, are fairly usable for management purpose.

近年魚群探知機を始めとする漁労機器の発達と普及、及び漁船、漁具の大型化は目覚ましく、トロール操業は著しく効率化して来た。これに伴って漁業が資源に与える漁獲圧としての努力量（トロールの場合ひき網回数やひき網時間）に質的変化が起こったと考えられる。そのような変化を補正して努力量を継続的に評価することはなかなか困難な状況にある。そのような場合、サンプリング理論に基づくトロール調査は、開発された漁場において資源の豊度を直接推定したり、加入量予測に使われるほか、未開発水域における開発の可能性予測のために行われる。調査点は、普通地理的区分と等深線で区分した層別ランダムサンプリングに基づくか、便宜的にはグリッド状に配置する。調査点数は100から200のことが多く、通常1～2ヶ月の内に調査を完了する。

本研究では遠洋水産研究所が実施した3つのトロール調査を例にとり、それらの調査における層別の効果と1網当たり漁獲量の魚種による変動性を調べた後、豊度の推定精度について検討することを目的とする。

---

1988年11月22日受理 遠洋水産研究所業績第257号

\* 本研究の一部は昭和58年4月に日本水産学会春季大会において講演発表した。

\*\* 南西海区水産研究所 (Nansei Regional Fisheries Research Laboratory; Ohno, Saeki-gun, Hiroshima 739-04, Japan)

本研究を取りまとめる際して、水産庁参事官佐藤哲哉博士及び遠洋水産研究所企画連絡科長畠中寛博士から御指導と種々御教示いただいた。また同水研遠洋底魚研究室長川原重幸氏、及び同主任研究官魚住雄二氏からは数々の有益な助言と建設的な御批判をいただいた。これらの各位に深く感謝したい。

## 資料及び方法

本研究で使用した資料は3つの水域を異にするトロール調査からなる。いずれも日本国籍の当業船を使用して調査を行ったものである。スケトウダラについてはペーリング海東部での以東船による1977年の一斉調査資料(山口, 1978), そのほかは大型のスタントローラーによる南アフリカのアグラスバンク(Hatanaka, Watanabe and Augustyn, 1981) 及び米国大西洋岸のジョージスバンク(永井, 1977 MS)で行った調査資料に基づいている。それらの調査時期、調査水深、船のトン数、使用した網のヘッドロープ長、1網のひき網時間、ひき網数及び調査点の配置状況を表1に示した。

**Table 1.** Summary of the data used for the present analysis.

Authors	Nagai (1977MS)	Hatanaka et al. (1981)	Yamaguchi (1978)
Area	Georges Bank	Agulhas Bank	Bering Sea
Date	JUL-AUG/'77	OCT-DEC/'80	AUG-SEPT/'77
Days covered	20	28	20
Depth range	110-376m	78-192	80-300
Res. vessel	Trawler (2,529tons)	Trawler (1,858tons)	Danish seiners*
Sampling time	Whole day	Daytime	Daytime
No. of stations	125	146	109
Area/st. (n.m. <sup>2</sup> )	30	136	576
Head rope (m)	60	50	92-130
Duration of tow (min.)	30	30	70- 80
Area covered per tow (n.m. <sup>2</sup> )	0.0236	0.033	0.0472
Sampling design	SRS	SRS	Grid
Allocation	Neyman	Proportional	

SRS: Stratified random sampling.

\*: Multi-vessel survey using nine seiners of 96-124 tons.

層別ランダムサンプリングによる1網当たり漁獲量の平均値（ここでは1網平均と呼ぶ）は調査水域における魚類の豊度の指標とみなされる。1網平均の推定値 $\bar{y}_{st}$ は下記のように表わせる(Cochran, 1963)。

$$\bar{y}_{st} = (\sum N_h \bar{y}_h) / N$$

ここで,  $\bar{y}_h$  : h層の標本平均,

$N_h$  : 1網当たりひき網面積を1単位としたh層の単位の総数( $\sum N_h = N$ )。

表1に示した3海域のトロール調査で漁獲した魚種のうち、東部ペーリング海の若齢スケトウダラとスケトウダラ計(若齢魚を含む)、アグラスバンクのケープマアジ、キシマダイ、ヤリイカ類の1種(以

下ヤリイカと呼ぶ), ケープヘイクと漁獲量計, 及びジョージスパンクのカナダイレックス(通称マツイカ)について, 以下の分析を行う。

3つの調査からそれぞれ層別サンプリングの下における推定値の分散( $V_{st}$ )を計算することができる。これはそれぞれの調査で実行した通りの, 言わば現実の値である。これに対し, 層別の効果を検討するため, 調査水域を層別にしなかった, つまり単純ランダムサンプリングを行ったと仮定した場合や, 同じ層別サンプリングであっても, 各層への調査点の配分を, 各層の面積で比例配分した比例割当の場合, 及び面積と標準偏差の大きさとから配分するネイマン割当の場合の3通りを仮定することができる。それら3通りの推定値の分散(各々 $V_{ran}$ ,  $V_{prop}$ ,  $V_{Ney}$ )と $V_{st}$ を下式(Cochran, 1963)から計算し, それらを比較する。

$$V_{ran} = [\sum W_h S_h^2 - \sum (W_h S_h^2 / n_h) + \sum (W_h^2 S_h^2 / n_h) + \sum W_h \bar{y}_h^2 - (\sum W_h \bar{y}_h)^2] / n$$

$$V_{st} = \sum (W_h^2 S_h^2 / n_h)$$

$$V_{prop} = \sum W_h S_h^2 / n$$

$$V_{Ney} = (\sum W_h S_h)^2 / n$$

ここで,  $S_h^2$  : h層の分散,

$W_h$  : h層のウエイト( $W_h = N_h / N$ ),

$n_h$  : h層のサンプルに含まれる単位の個数, つまり網数( $\sum n_h = n$ )。

魚種による1網当たり漁獲量(CPT)の変動性を次のように調べる。すなわち, 調査点が属する層を考慮せずに, 調査で行った全体の網数について, 1網毎の漁獲量の平均値( $\bar{y}$ )とその標準偏差(s)を求め, 変動係数( $C.V. = s/\bar{y}$ )の大きさを調べる。また調査で観測したCPTの分布型を母集団の分布型と仮定すると, CPTの母集団の累積分布関数を調査資料から図1のように描くことができる。次に0から1

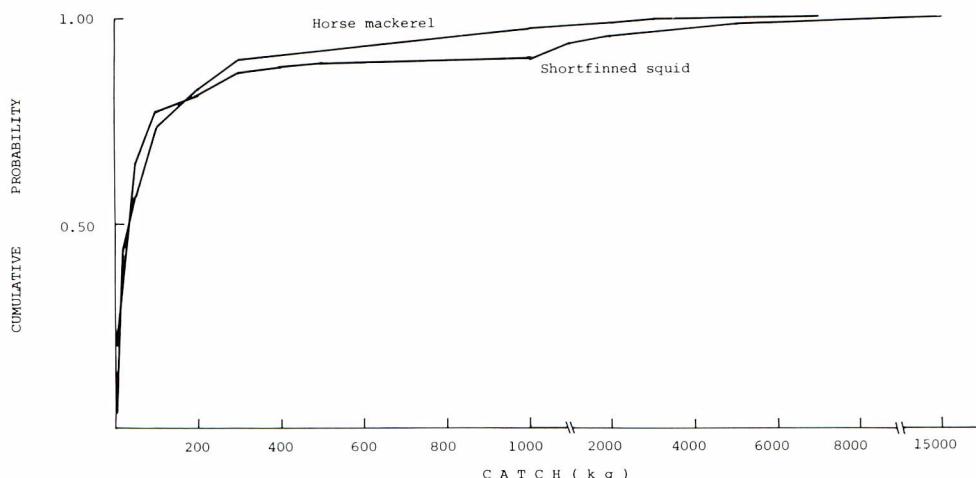


Fig. 1. Hypothetical cumulative distribution functions based on survey data.

の一様乱数を発生させ、それぞれの乱数に対応するCPTを逆変換法で求め、試行回数(網数)を25, 100, 200の3通りとして、1網平均を計算する。その際CPTを対数変換した $\log_e(y+1)$ の場合とそのような変換を行わない場合との2通りについて1網平均を求める。このようにして1網平均の分布に正規性が期待できるか、シミュレーションを行う。1網平均のシミュレーションは後で述べるようにケープマアジとマツイカについてのみ行う。

図1に示した分布で漁獲量が0となるのはケープマアジで3.4%, マツイカで21%であり、CPTの最大値はケープマアジで7トン、マツイカで15トンであった。なおケープマアジについての調査はほぼ比例割当で行われたが、マツイカについては調査点の配分がネイマン割当に近かったので、観測した分布型を層別に整理し直し、全体の網数を変えずに、層の面積で各層の網数に重みを付け、比例割当で調査を行ったように調整する。このようにシミュレーションにおける調査点の配分はいざれも比例割当によるものとみなしえる。

## 結 果

### 層別の効果

本研究で取り上げた漁獲量計を含む8種について、層別の効果がどの程度であったのか、各層別サンプリングの方法ごとに求めた推定値の標準誤差( $\sqrt{V_{st}}$ ,  $\sqrt{V_{prop}}$ ,  $\sqrt{V_{ney}}$ )を単純ランダムサンプリングの下における推定値の標準誤差 $\sqrt{V_{ran}}$ に対する相対値として表した(表2)。

**Table 2.** Relative precision of different kinds of allocation under stratified random sampling.

Species		$\sqrt{V_{st}}^*$	$\sqrt{V_{prop}}^*$	$\sqrt{V_{ney}}^*$	C.V.
<i>Illex illecebrosus</i>					
Shortfinned squid カナダイレックス		72	98	56	3.6
<i>Trachurus capensis</i>					
Cape horse mackerel	ケープマアジ	86	96	53	3.5
<i>Pagrus laniarius</i>					
Panga	キシマダイ	108	94	56	2.2
<i>Loligo reynaudi</i>					
Longfinned squid	(ヤリイカ)	100	94	77	1.5
<i>Merluccius capensis</i>					
Cape hake	ケープヘイク	104	96	75	1.2
Catch total	漁獲計量	96	98	84	0.9
<i>Theragra chalcogramma</i>					
Young walleye pollock	若齢スケトウダラ	86	88	63	2.0
Walleye pollock	スケトウダラ計	78	70	60	1.0

\* : Relative value (%) to  $\sqrt{V_{ran}}$ .

それによると、単純ランダムサンプリングを仮定した場合を100%として、ジョージスバンクのマツイカについて実行した調査では標準誤差を72%に小さくし、ペーリング海のスケトウダラ計についても78%に小さくできたが、アグラスバンクではケープマアジの86%がやや小さいものの、キシマダイ、ヤリイカ、ケープヘイク、漁獲量計のいずれでも96~108%の値が得られ、層別にした効果はほとんどみられない。また比例割当では取り上げた8種類の内の4種類で標準誤差がやや小さくなるが、逆にマツイカとケープマアジではやや大きくなると期待される。ネイマン割当ではケープマアジ、マツイカ、キシマダイで標準誤差をほぼ50%にまで小さくすることを期待でき、そのほかの種類でもスケトウダラの60%からアグラスバンクの漁獲量計の84%まで、全般に標準誤差を小さくすることが期待できる。

このようにネイマン割当では全般に層別の効果は高いが、これに比較すれば比例割当ではスケトウダラを除いて層別の効果は低いようである。

### CPTの変動性と1網平均の正規性

今回取り上げた8種について、各々の調査水域全体におけるCPTの変動係数を種別に求め、表2に示した。

それによると、アグラスバンクのケープヘイクと漁獲量計、及び東部ペーリング海のスケトウダラ計では、変動係数が1.0に近く、相対的に小さいのに対して、ヤリイカ、若齢スケトウダラ、キシマダイでは1.5~2.2の範囲にあって中程度であり、ケープマアジとマツイカではそれぞれ3.5と3.6で大きかった。

8種の内で最も変動係数の高かったケープマアジとマツイカについて、1網平均に正規性を期待できるかシミュレーションを行った結果を図2に示した。

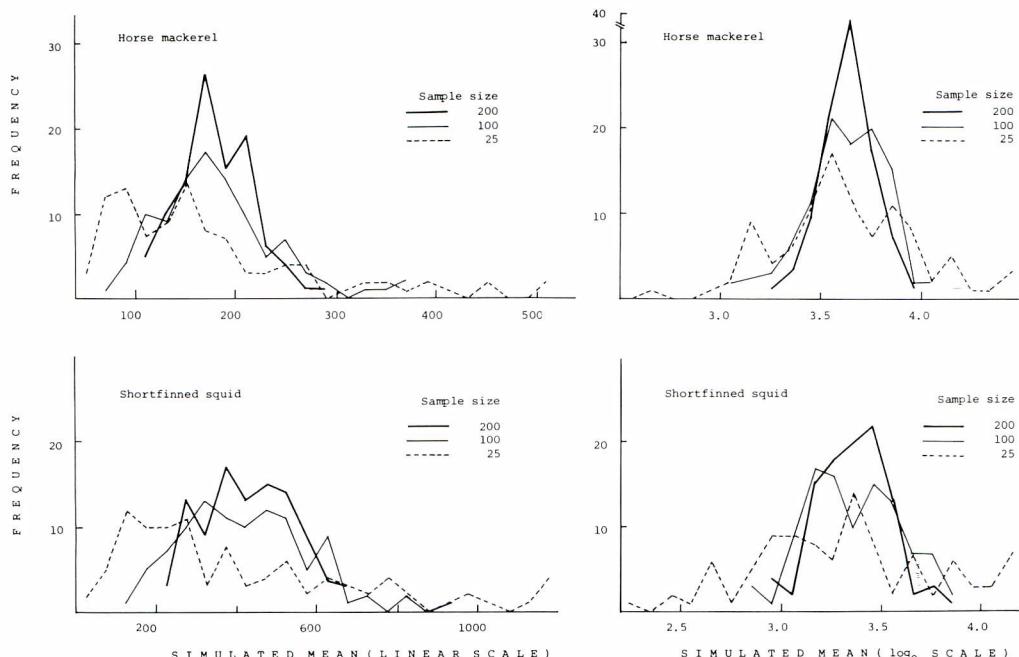


Fig. 2. Frequency distribution of simulated means based on the hypothetical functions.

それによると、網数が 25 で CPT を対数変換しない場合には、1 網平均の変動が大きく、分布の非対称性も強い。対数変換すると、網数が 25 でも 1 網平均は中心に集まる傾向を示すようになるが、変動はやや大きい。網数が 100 の時には対数変換しないと分布は右側に裾を引き、非対称性を若干残すが、正規性を増している。網数が 200 の時には対数変換しない場合でも対称性がほぼみられるようになり、形状も正規分布と言えよう。このように網数を多くすると、中心極限定理により、1 網平均は中心に集まり、正規性を増すようになる。

上記の分析からケープマアジやマツイカについては網数が少なくとも 100 から 200 の範囲にあれば、対数変換しなくとも、1 網平均の分布に正規性を期待できることになる。ケープマアジとマツイカの 2 種は CPT の変動性が大きな種類であるから、本研究で取り上げたほかの種では網数が 100 から 200 程度あれば、1 網平均の分布型に正規性を十分期待できよう。

### 豊度の推定精度

トロール調査の網数は労力や経費と時間を勘案して、普通 100 から 200 に限られることが多い。一方先にみた通りネイマン割当以外の場合には、層別の効果はそれほど大きくはない。従って豊度の推定精度は CPT のバラツキの程度に依存すると言えるであろう。

網数が 100 から 200 の場合、調査で普通にみられる種については、1 網平均の分布に正規性を期待できると考えて差し支えないであろうから、その場合単純ランダムサンプリングにおける豊度の推定精度 D は、

$$D = (s/\bar{y}) \cdot (1/\sqrt{n})$$

と表すことができよう。

仮に網数が 100 (又は 200) とすれば、変動係数が 1 ならば推定精度は 10% (7%), 2 の時 20% (14%), 3 の時 30% (21%), 4 の時 40% (28%) となる。

豊度の推定値の 95% 信頼幅は、これらの推定精度の ± 2 倍の範囲である。従ってケープマアジやマツイカのような CPT の変動係数が大きい魚種では、変動係数が 3.5 とすると、95% 信頼幅は推定値の ± 70% (± 49%) になり、スケトウダラ計やケープヘイクのように変動係数が 1.0 ならば、それが ± 20% (± 14%) となる。

### 考 察

本研究で検討した 3 海域のトロール調査の内、ジョージスパンクのマツイカの場合には調査を層別にしたこと、単純ランダムサンプリングに比べ、推定値の標準誤差を 72% に小さくできた。つまり層別の効果は 28% であると言えよう。この調査の場合には事前にマツイカの水深別分布に関する情報があつたので、実際の調査点の配置がネイマン割当に近いものに設計されていた。東部ベーリング海のスケトウダラ計についても層別の効果がややみられたが、これについてもスケトウダラの現存量推定に焦点を合わせた調査点の配置が行われた (山口, 1978) からであろう。アグラスパンクの調査では分布水深を異にするいくつかの種について包括的な調査が行われ、比例割当によると本来調査点の配分の少ない層にも、層内の分散を計算できるよう、実際には調査点を少なくとも 2 点以上与えた。このため 5 種の内 3 種において、比例割当に比べて、層別の効果が劣った。

なおネイマン割当による層別が精度の向上に大きく貢献するようにみえたが、本研究では各層における

るサンプルの分散が母集団のそれに等しいと仮定した上で、層別の効果を評価しているので、ネイマン割当について得た結果はいわば理想的なものとなっている。

一般に魚種によって出現する水域や水深帯が決まっているし、その中で豊度も異なるので、トロール調査を行う場合に水域や水深による層別を行う利点は否定できない。しかし網数は労力そのほかの理由から普通100から200に限られるので、分布する水域や水深を異にした種を同時に調査対象とする包括的な調査ほど、特定の種が出現する水域や水深に割り振る網数が減るので、推定精度を上げるのはむずかしくなる。また種によってはCPTに昼夜による差が明らかに見られる場合もある。このことを考慮しなければならない時には、昼夜の別なく行った調査の場合、CPTの変動が大きなものとなっている。このような時昼間の網のみを取り扱うことになると、有効な網数が半減することになる。

米国北東岸におけるサバのCPTの変動係数は、例えば豊度の高い1973年で13.5、豊度の低い1975年に5であり、シミュレーションで1網平均を求めたところ、網数が100と200の場合のいずれの時にも、対数変換による正規近似が適切であるとされた(Sissenwine, 1978)。しかしこの研究では全体の70~80%の網で漁獲無しを仮定している。つまりサバについては余りに空網が多いので、平均値を安定させるのに有効な網数、つまり漁獲があった網数は、少ないと意味しており、結局対数変換しなければならないという結果になったと思われる。本種は群をつくる傾向が強いので、空網が多くなるのであろう。またサバのCPTは夜間に比べ昼間には3.5から6.7倍も大きい(Anderson and Ackerman, 1978)ので、そのこともCPTの変動を大きくしている。米国の調査船資料に基づくサバの豊度としては、結局CPTの対数平均にその時の分散を考慮して、それをもとのスケールに変換する(Anderson, 1976)ことが行われている。しかしサバのような極端な場合を除くと、各網に普通にみられる種については、網数が100から200であれば、対数変換しなくとも1網平均に正規分布を仮定しても良いと考えられる。

層別によって推定の精度を上げるには、特定の対象種にねらいを定めたネイマン割当による調査計画をたて、それを実行すればよい。しかし実際には比例割当による層別調査や、ランダムサンプリングではないが、グリッド調査を採用する場合が多い。それは1つには、スケトウダラについて山口(1978)が指摘しているように、対象種を特定してもその魚種の分布パターンが毎回安定しているとは限らないので、安全を見越すとネイマン割当を採用しにくいからである。今1つには折角調査を行うならばほかの重要な種についても資料を得たいので、包括的な調査計画を優先するからである。

なおグリッド調査の場合には事前の情報が少ない時にも調査計画をたてやすいし、調査点の間隔が同一であるので、漁労作業をやりやすいという利点がある。Cochran(1963)によると、等間隔サンプル(グリッド調査)は層別ランダムサンプルと比較して精度の点で有利なことが多いが、予期しない周期性がある時に精度が極めて悪くなることと、サンプル・データから平均値の分散の推定量を作る場合、信頼するに足る方法が知られていないことが欠点である。また母集団における単位の配列順序(トロール調査の場合単位面積当たりの魚の分布と言い換えることができよう)が本質的にランダムであるか、せいぜい軽度な層別になっている場合には、精度の向上をほとんど期待しておらず、この時等間隔サンプリングは便利であるということで利用されるし、誤差分散の不偏推定量が使えると指摘されている。

豊度の推定値の95%信頼幅については、ケープマアジやマツイカのようなCPTの変動係数が大きい魚種では、通常の網数(100から200程度)を前提にすると、推定幅が広くて実用に供しにくいと言わざるを得ない。スケトウダラ計やケープヘイクのように変動係数が1ならば、推定値の信頼幅は狭く、資源管理に使いやすいものとなろう。

なおトロール調査から得た豊度を絶対量に変換する場合には、漁具の漁獲効率、網の掃海面積の評価等(Sissenwine, 1976), 解決すべき困難な問題が多い。

## 文 献

- Anderson, E.D. 1976 : Measures of abundance of Atlantic mackerel off the Northeastern coast of the United States. *ICNAF Res. Bull.*, 12 : 5-21.
- Anderson, E.D. and B.B. Ackerman 1978 : Comparison of USA spring bottom trawl survey abundance indices for Atlantic mackerel based on day, night and total catches. *ICNAF Sel. Pap.*, 3 : 45-48.
- Cochran, W.G. 1963 : Sampling techniques, 2nd. ed. 413 pp., Wiley, New York.
- Hatanaka, H., M. Watanabe, and J. Augustyn 1981 : Preliminary report on the Japan/South Africa joint trawling survey on the Agulhas Bank in November/December 1981. ICSEAF SAC/81/S.P./29, 3 pp.
- 永井達樹 1977 MS : 日米共同調査に基づくマツイカ資源の評価. 北西大西洋 (ICNAF水域) 乗船生物調査報告資料, 遠洋水産研究所.
- Sissenwine, M.P. 1976 : A review of stock size estimates of squid (*Loligo* and *Illex*) in Subarea 5 and Statistical Area 6. *ICNAF Res. Doc.* 76/VI/31, 5 pp.
- Sissenwine, M.P. 1978 : Using the USA research vessel spring bottom trawl survey as an index of Atlantic mackerel abundance. *ICNAF Sel. Pap.*, 3 : 49-55.
- 山口閑常 1978 : 昭和51年および52年の東部ベーリング海大陸棚における底びき定点調査報告. 110 pp., 遠洋水産研究所.