

スルメイカの資源学的研究—III

—日本海におけるスルメイカ秋生まれ群の
資源水準の推定と予測の方法について—

安 達 二 朗

(島根県水産試験場)

Studies on the Stocks of the Common Squid, *Todarodes pacificus* STEENSTRUP—III Clues on the Estimation and the Forecasting of the Stock Level of the Autumn Population in the Japan Sea

Jiro ADACHI

(Shimane Prefectural Fisheries Experimental Station, Hamada, Shimane)

Abstract

Recently, it seems that the stock level of the autumn population in the Japan Sea is decreasing. The catch records of offshore squid fishing boats in Hamada from June to September in 1971-1977 were analyzed statistically in respect to the frequency distributions of daily catch and catch per unit efforts in order to estimate and forecast the stock level.

The results obtained were summarized as follows:

(1) The annual frequency distribution of daily catch of fishing boats represents a negative binominal distribution. It is interpreted that the decrease in CPUE and the reduction of daily catch in the recent years are due to a fall in the stock level of this population but not to an increase of the competition among fishing boats.

(2) The raw data of catch were transformed in $\log(x+k/2)$ in considering a characteristic of the frequency distribution pattern and this transformation applied for an analysis of variance of squid catch. Population size index (P) based on mean catch was compared with the recent stock level.

(3) The value of P for 1971 is 1.0, 0.8 for 1972-1973, 0.6 for 1974-1976 and 0.4 for 1977. These results undoubtedly show that the stock level of the autumn population has gradually been decreasing.

(4) The changes of the stock level of the autumn population shown by the ratio (C/X) of the total catch index (C) in Hamada to the total fishing day index (X), which was obtained by multiplying number of fishing day per trip, are very similar to those of (P). But, the fishing day per trip is almost equal each year except 1971. So the confidence level is low. It is considered that the changes of the stock level are able to be estimated on the basis of annual total catch data in recent years.

(5) As the relation of P to C/X is in a simple equation, P is obtained at calculation of C/X, with which forecast of the stock level will be made.

スルメイカの資源研究において、資源水準の比較や、漁場の分布密度を推定する場合には、単位努力あたり漁獲量（この研究の場合は、漁船の1日操業あたり漁獲量の平均）がよく用いられている。単位努力あたり漁獲量が、相対資源量を表わす基本的な数値、すなわち、資源

量指数として用いることができるかどうかを知るためには、その度数分布を解析する必要がある。一般には、資源量指数を母平均の推定値として標本平均をもって示しているが、このような算術平均のみで相互の比較を行うことは妥当ではない。度数分布の型と母数（平均と分散）

スルメイカの資源学的研究—Ⅲ

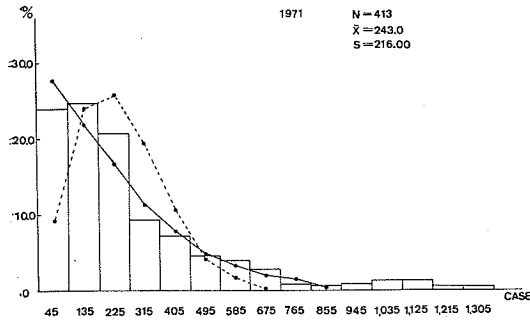


Fig. 1-1 Frequency distribution of daily catch of fishing boat in 1971.
Solid line: Negative binomial distribution
Broken line: Poisson distribution
Histogram: Observation

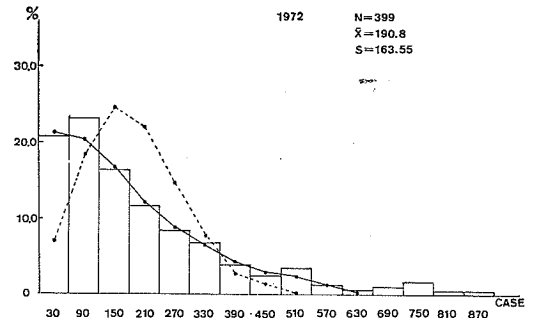


Fig. 1-2 Frequency distribution of daily catch of fishing boat in 1972.

Table 1-1 χ^2 tests of goodness of fit by Poisson and Negative binomial distribution in 1971

Class mark	Frequency				χ^2	
	X	U	Calculated		P	N. B
O.			P	N. B		
45	0	100	45.76	111.59	64.2914	1.2038
135	1	101	100.65	93.86	0.0012	1.3051
225	2	86	110.72	68.36	5.5191	4.5519
315	3	39	81.19	47.41	21.9238	1.4918
405	4	29	44.75	31.87	5.5432	0.2584
495	5	19	19.62	21.21	0.0195	0.2303
585	6	16	7.28	13.83	10.4448	0.3405
675	7	10	2.27	8.99	26.3228	0.1135
765	8	2	0.61	5.90		
855	9	1	0.12	3.83		
945	10	2	0.03	2.49		
1,035	11	3	0.006	1.68	195.0086	0.5223
1,125	12	3	0.001	0.97		
1,215	13	1	0.0003	0.62		
1,305	14	1	0.00004	0.39		
Total	413	413.00	413.00		329.0744*	10.0176
Probability					<0.001	0.25~0.10
d. f.					7	6
Parameter		2.20	2.20			
			1.36			

$$U_i = \frac{x_i - a}{b}$$

a ; first class mark, b ; class interval
O; Observed P; Poisson distribution
N.B; Negative binomial distribution
*; Significant at 5%

Table 1-2 χ^2 tests of goodness of fit by Poisson and Negative binomial distribution in 1972

Class mark	Frequency				χ^2	
	X	U	Calculated		P	N. B
O.			P	N. B		
30	0	81	27.33	85.39	105.3958	0.2257
90	1	93	73.29	82.54	5.3006	1.3255
150	2	64	98.23	66.38	11.9280	0.0853
210	3	47	87.74	49.60	18.9166	0.1362
270	4	33	58.77	35.77	11.2938	0.2145
330	5	27	31.58	25.11	0.6642	0.1270
390	6	15	14.15	17.49	0.0510	3.3545
450	7	9	5.41	12.18	2.3822	0.8302
510	8	14	1.79	9.16	83.2872	2.5574
570	9	4	0.53	5.52		
630	10	2	0.14	3.71		
690	11	3	0.04	2.48	323.6360	0.0339
750	12	5	0.008	1.65		
810	13	1	0.003	1.19		
870	14	1	0.0003	0.73		
Total	399	399.00	399.00		560.4732*	5.8563
Probability					<0.001	0.75~0.50
d. f.					8	7
Parameter		2.68	2.68			
			1.61			

$$U_i = \frac{x_i - a}{b}$$

a ; first class mark, b ; class interval
O; Observed P; Poisson distribution
N.B; Negative binomial distribution
*; Significant at 5%

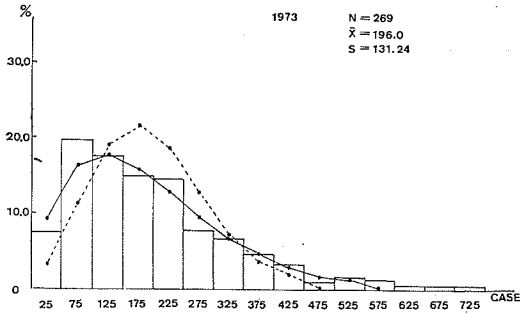


Fig. 1-3 Frequency distribution of daily catch of fishing boat in 1973.

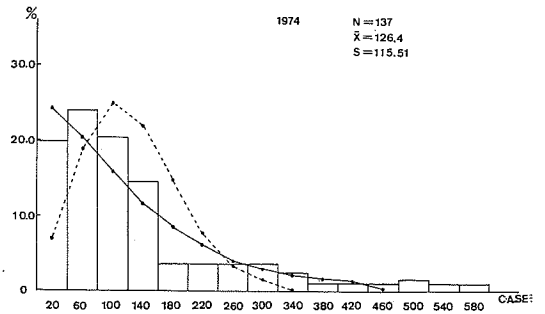


Fig. 1-4 Frequency distribution of daily catch of fishing boat in 1974.

Table 1-3 χ^2 tests of goodness of fit by Poisson and Negative binomial distribution in 1973

Class mark	Frequency				χ^2		
	X	U	Calculated		P	N. B	
O.			P	N. B			
25	0	20	8.79	25.37	14.2962	1.1366	
75	1	51	30.09	43.17	14.5306	1.2928	
125	2	47	51.46	47.42	0.3865	0.0031	
175	3	40	58.64	42.74	5.9251	0.1756	
225	4	39	50.14	34.38	2.4750	0.6208	
275	5	21	34.30	25.55	5.1571	0.8102	
325	6	18	19.55	17.88	0.1228	0.0005	
375	7	12	9.55	12.16	0.6285	0.0021	
425	8	9	4.08	7.87	32.5070	0.0220	
475	9	2	1.56	5.00			
525	10	4	0.62	3.22			
575	11	3	0.16	1.91			
625	12	1	0.05	1.25			
675	13	1	0.01	0.68			
725	14	1	0.003	0.40			
Total	269	269.00	269.00	76.0288*			4.0417
Probability				<0.001			0.90~0.75
d.f.				7			6
Parameter		3.42	3.42		3.37		

$$U_i = \frac{xi - a}{b}$$

a ; first class mark, b ; class interval
 O; Observed P; Poisson distribution
 N.B; Negative binomial distribution
 *; Significant at 5%

Table 1-4 χ^2 tests of goodness of fit by Poisson and Negative binomial distribution in 1974

Class mark	Frequency				χ^2		
	X	U	Calculated		P	N. B	
O.			P	N. B			
20	0	26	9.57	33.00	28.2074	1.4848	
60	1	33	25.48	27.99	2.2194	0.8967	
100	2	28	33.89	21.52	1.0236	1.9512	
140	3	20	30.06	15.80	3.3667	1.1164	
180	4	5	19.99	11.42	11.2405	3.6091	
220	5	5	10.63	8.26	2.9818	1.2866	
260	6	5	4.86	5.88	0.0004	0.1317	
300	7	5	1.71	4.08	6.3298	0.2074	
340	8	3	0.59	2.96	103.8758	0.0997	
380	9	1	0.17	2.16			
420	10	1	0.04	1.49			
460	11	1	0.01	0.97			
500	12	2	0.002	0.67			
540	13	1	0.0005	0.47			
580	14	1	0.00009	0.33			
Total	137	137.00	137.00	159.2454*			10.6833
Probability				<0.001			0.50~0.25
d.f.				7			6
Parameter		2.66	2.66		1.25		

$$U_i = \frac{xi - a}{b}$$

a ; first class mark, b ; class interval
 O; Observed P; Poisson distribution
 N.B; Negative binomial distribution
 *; Significant at 5%

スルメイカの資源学的研究一Ⅲ

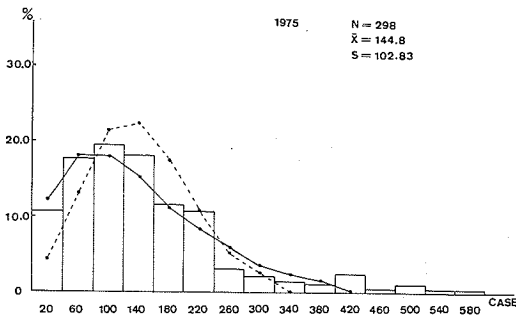


Fig. 1-5 Frequency distribution of daily catch of fishing boat in 1975.

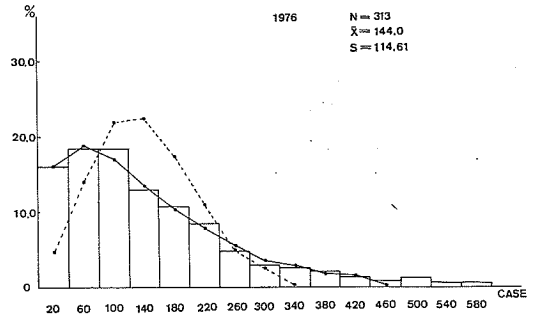


Fig. 1-6 Frequency distribution of daily catch of fishing boat in 1976.

Table 1-5 χ^2 tests of goodness of fit by Poisson and Negative binomial distribution in 1975

Class mark	Frequency				χ^2	
	Calculated			P	N. B	
X	U	O.	P			N. B
20	0	31	13.16	36.71	24.1843	0.8881
60	1	53	41.06	54.06	3.4720	0.0207
100	2	58	64.65	54.08	1.0770	0.2841
140	3	54	66.63	45.78	2.3940	1.4759
180	4	35	51.80	34.83	5.4486	0.0015
220	5	32	32.35	24.97	0.0037	1.9792
260	6	9	16.68	17.12	1.3658	3.3208
300	7	6	7.40	11.34		
340	8	4	2.88	7.53		
380	9	3	0.99	4.64		
420	10	7	0.29	2.88		
460	11	1	0.09	1.77		
500	12	3	0.02	1.27		
540	13	1	0.005	0.64		
580	14	1	0.0001	0.38		
Total	298	298.00	298.00			
Probability					<0.001	0.25~0.10
d.f.					5	4
Parameter		3.12	3.12	2.79		

$$U_i = \frac{x_i - a}{b}$$

a ; first class mark, b ; class interval
 O; Observed P; Poisson distribution
 N.B; Negative binomial distribution
 *; Significant at 5%

Table 1-6 χ^2 tests of goodness of fit by Poisson and Negative binomial distribution in 1976

Class mark	Frequency				χ^2			
	Calculated			P	N. B			
X	U	O.	P			N. B	P	N. B
20	0	50	14.09	50.13	91.5208	0.0003		
60	1	57	43.71	58.68	4.0408	0.0480		
100	2	57	67.75	52.61	1.7057	0.3663		
140	3	40	70.03	42.35	12.8773	0.1304		
180	4	33	54.26	32.26	8.3300	0.0169		
220	5	26	33.64	24.55	1.7351	0.0856		
260	6	14	17.37	16.80	0.6538	0.4666		
300	7	9	7.67	11.78	46.7700	0.0004		
340	8	8	2.98	8.23				
380	9	6	1.05	5.56				
420	10	4	0.34	3.77				
460	11	2	0.08	2.63				
500	12	3	0.03	1.69				
540	13	2	0.005	1.22				
580	14	2	0.0001	0.74				
Total	313	313.00	313.00				167.6335*	1.1145
Probability							<0.001	0.975~0.95
d.f.					6	5		
Parameter		3.10	3.10	1.88				

$$U_i = \frac{x_i - a}{b}$$

a ; first class mark, b ; class interval
 O; Observed P; Poisson distribution
 N.B; Negative binomial distribution
 *; Significant at 5%

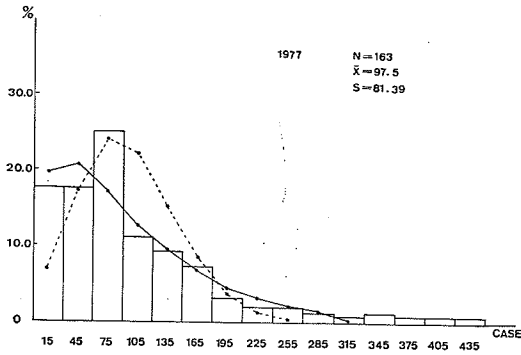


Fig. 1-7 Frequency distribution of daily catch of fishing boat in 1977.

Table 1-7 χ^2 tests of goodness of fit by Poisson and Negative binomial distribution in 1977

Class mark	Frequency				χ^2	
	Calculated					
X	U	O	P	N. B	P	N. B
15	0	29	11.29	32.47	27.7806	0.3708
45	1	29	28.46	33.51	0.0102	0.6069
75	2	41	39.20	27.74	0.0826	6.3384
105	3	18	36.12	20.93	9.0900	0.4101
135	4	15	24.62	15.50	3.7589	0.0161
165	5	12	13.45	10.75	0.1563	0.1453
195	6	5	6.26	7.45		
225	7	3	2.43	5.09		
155	8	3	0.83	3.44		
285	9	2	0.25	2.31		
315	10	1	0.07	1.44	8.4595	0.4479
345	11	2	0.02	1.02		
375	12	1	0.004	0.67		
405	13	1	0.0008	0.44		
435	14	1	1.00002	0.29		
Total	163	163.00	163.00	49.3381*	8.3355	
Probability d.f.				<0.001	0.25~0.10	
Parameter		2.75	2.75	5	4	
			1.64			

$$U_i = \frac{x_i - a}{b}$$

a; first class mark, b; class interval
 O; Observed P; Poisson distribution
 N.B; Negative binomial distribution

*; Significant at 5%

とを検討することにより、初めて比較が可能になる。ここでは、漁船の1日操業あたり漁獲量の分布型を推定し、分散分析することにより、1971~1977年のスルメイカ秋生まれ群の資源水準を比較した。さらに得られた資源量指数をもとに、翌年の漁業開始後におけるある時点での資源水準の予測方法を検討したので報告する。

1. 資 料

1971~1977年の6~9月に浜田港に入港した沖合スルメイカ漁船(50~100トン階層)の操業記録表を資料として用いた。操業記録表は、5月上旬の沖合スルメイカ漁業開始直後入港した全漁船に手渡し、操業月日、操業位置、日別漁獲量(箱)、操業時間を記してもらい、記入されたものだけを回収した。したがって、操業記録は確率的なもののみならずとみなすことができる。この操業記録表の操業時期と操業位置からスルメイカの分布域を想定し、これまでの新谷(1967)、伊東(1972)、安達(1975)の報告から秋生まれ群とみなした。また、漁獲量の単位を箱数で示したのは、この時期において1箱あたり20尾を収めたものが、漁獲の大部分を占めるからである。

2. 漁船の1日操業あたり漁獲量の分布型の推定

1971~1977年の漁船の1日操業あたり漁獲量の度数分布を、Fig. 1-1からFig. 1-7に示した。この度数分布図は分布の型を明瞭にする目的で、各年ともあらかじめ階級数を15と定め、1日あたりの最高漁獲量と最低漁獲量から階級幅を決めた。1日操業あたり漁獲量の範囲を階級値で示すと、1971年が45~1,305箱、1972年が30~870箱、1973年が25~725箱、1974~1976年が20~580箱、1977年が15~435箱となる。また、1日操業あたり漁獲量のモードは二項から三項目にあり、各年の分布は右に尾をひく型となっている。いずれの場合も分布がかなり歪んでいるため、度数分布図から平均漁獲量を読みとることは不可能である。各図の中にN(標本の大きさ)、 \bar{X} (平均漁獲量)、S(標準偏差)を記入して、漁船の1日操業あたり漁獲量の集まりが示す性質を示した。

一般に、1日操業あたり漁獲量のような離散量の示す分布型としては、ポアソン分布と負の二項分布が想定される。ポアソン分布は、1日あたり漁獲量がランダム分布する場合、負の二項分布は、偏りを持つ場合の統計的モデルである。したがって、Fig. 1-1からFig. 1-7までの度数分布が、いずれの統計的モデルに適合するかを検討することにより、漁船の1日操業あたり漁獲量の分布型を推定した。その検定結果をTable 1-1からTable

1-7 に示した。また、各図の中に計算によって得たポアソン分布と負の二項分布の理論相対度数を示した。各表によると、1971~1977年は、どの年もポアソン分布の χ^2 値が大きく有意であり、負の二項分布の χ^2 値は小さく有意でない。つまり、漁船の1日操業あたり漁獲量の分布型は、負の二項分布であることが推定される。これは、現象的には漁船の1日操業において、スルメイカが多獲されることがきわめて稀であることを示している。このことは、各年の漁船の1日操業あたり漁獲量が、平均漁獲量(各図の中のポアソン分布のモード)以下のものが、全体の56~70%を占めていることから明らかである。また、漁船の操業が集中的に行われていることを前提とすれば、Fig. 1-1 から Fig. 1-7 に示した1日操業あたり漁獲量の範囲が年ごとに縮小している現象を、スルメイカ秋生まれ群の資源水準の低下とみなすこともできるし、平均漁獲量の減少傾向を、漁船の競合によるものと考えるより、むしろ資源量自体の低下によるものと判断することも可能である。

3. 分散と平均の関係

前項において、漁船の1日操業あたり漁獲量が負の二項分布することを推定したが、負の二項分布の平均と分散の関係式は、 $\sigma^2 = \mu + \mu^2/k$ (ただし、 $\sigma^2 \dots$ 分散、 $\mu \dots$ 平均、 $k \dots$ 負の二項分布の母数)で表わされ、これは平均に関して原点を通る二次曲線であることを示している。したがって、縦軸に分散、横軸に平均をとり、各年の数値をプロットすると Fig. 2 が得られる。Table 2 の平均と分散の計算にあたっては、1974~1976 年の階級幅 40 を 1 とし、他の年に対して α という重みをつけた。すなわち、1971 年の α が 2.25、1972 年が 1.5、1973 年が 1.25、1977 年が 0.75 である。Table 2 から関係式の k を BLISS (1958) の方法によって計算すると、1.5643 が得られ、さらに、この k の値が各年を通じての共通の値であるかどうかを、同じく BLISS (1958) の方法により χ^2 検定すると、危険率 1% で有意ではなく、共通の k であることが推定される。共通の k を求める目的のひとつは、浜田港におけるスルメイカ漁獲状況の推定にあり、他のひとつは、分散分析の際の変数変換のためにある。前者は、負の二項分布の最初の項が、 $P = (1+m/k)^{-k}$ 、以下 $P_i = \frac{k+N-1}{N} \cdot \frac{p}{1+p} \cdot P_{i-1}$ と表わされることから、漁船からの聞きとりによって平均漁獲量 (m) を知り、漁獲協同組合の水揚台帳からおおよその延操業日数 (N) を求めて、度数分布図を作ることができる。後者は、1日操業あたり漁獲量という離散型のデータを検定する

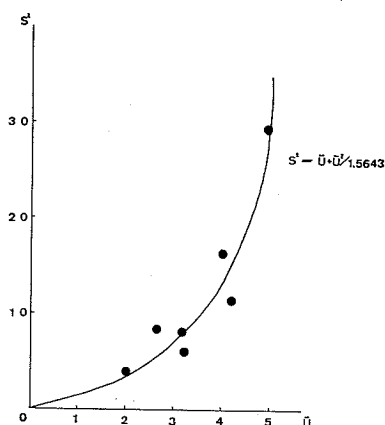


Fig. 2. Relationship between mean and variance. $s^2 = \bar{x} + \bar{x}^2/k$.

Table 2. Means and variances and χ^2 tests of common k calculated by Bliss's method (1958).

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
\bar{x}	4.95	4.02	4.28	2.66	3.12	3.10	2.07
s^2	29.35	16.83	10.82	8.36	6.68	8.28	4.13
k_c	1.5643 $\chi^2 = 12.5656 < \chi^2(5, 0.01) = 15.09$ BLISS (1958)						

$$u_i = \alpha \left(\frac{x_i - a}{b} \right)$$

$$\alpha = 2.25 \text{ (1971), } 1.5 \text{ (1972), } 1.25 \text{ (1973), } 1.0 \text{ (1974~1976), } 0.75 \text{ (1977)}$$

a ; first class mark

b ; class interval

場合、その分布型が推定できれば、経験的な試行錯誤により、データを変換して正規分布に近似させたり、等分散性を確保するなどの方法が採用されているが、ANSCOMBE (1949) が負の二項分布の場合、共通の k を求めることができるならば、そのデータを $\log(x+k/2)$ と変換することにより、分散分析の前提である母数の独立性、等分散性が確保されると報告している。このことから各年の漁獲量の数値を同じように変換すれば、その前提条件をかなえることができるであろう。ANSCOMBE (1949) にしたがって、1971~1977 年の1日操業あたり漁獲量を $\log(x+k/2)$ と変換して求めた平均と分散を Table 3 に示した。Table 3 によると、平均は 0.49929~0.82168 で変動が大きく、分散は 0.04732~0.06711 で変動が小さくなっている。この平均と分散の関係を Fig. 3 に示したが、分散は 0.05 あたりにはほぼ一定しているかのようみえる。しかし、Fig. 3 の 7 標本については、分散と平均の間に相関係数 0.57636 をもつ相関関係があり、見

かけ上、分散と平均は独立していない。したがって相関係数が有意であるかどうか ($\rho=0$ の検定) によって、母数の独立性を検討する必要がある。その検定結果は、 $t=1.5771 < t(5; 0.01)=4.0321$ で有意性は認められず、母平均と母分散は互いに独立していると推定され、分散分析に供することができる。

4. 平均漁獲量の比較

$\log(x+k/2)$ と変換したデータについて分散分析したものが Table 4 である。分散分析にあたっては、各年の標本の大きさが等しくなるよう相対度数を用いた。分散分析の結果、分散比は 21.18492 できわめて有意であり、各年の平均漁獲量に差のあることが推定される。しか

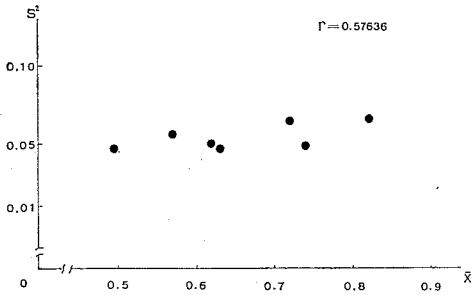


Fig. 3. Relationship between mean and variance transformed in $\log(x+k/2)$.

Table 3. Means and variances transformed in $\log(x+k/2)$

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
\bar{x}	0.82168	0.72026	0.74409	0.57610	0.63747	0.62146	0.49929
s^2	0.06711	0.06803	0.04995	0.05773	0.04632	0.05843	0.04732

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^k \log\left(u_i + \frac{k}{2}\right) \cdot f_i / n$$

Table 4. Test differences between mean catches by analysis of variance

Source of variance	Degree of freedom	Sum of squares	Mean squares	Rate of variance	F (6,693:0.01)
Year	6	7.17025	1.19504	21.18492**	2.80...
Error	693	39.09539	0.05641		
Total	699	46.26564			

** significant at 5%

Table 5. Comparison of mean catch transformed in $\log(x+k/2)$

	1971	1973	1972	1975	1976	1974	1977
\bar{x}	0.82168	0.74409	0.72026	0.63747	0.62146	0.57610	0.49929

l.s.d (0.05)=0.6583

し、どの年に差があるのか不明のため、最小有意差法を用いて各年を比較したのが Table 5 である。危険率 5% での最小有意差は 0.6583 であるので、平均漁獲量の大きい順にならば、各年の差が 0.6583 より大きければ平均漁獲量に差があるものとみなした。Table 5 から 1971年、1973年と 1972年、1975~1976年と 1974年、1977年の合計 4つのグループに分類され、その順位は 1971年、1972~1973年、1974~1976年、1977年である。

次に、各年の標本が平均漁獲量を比較するために必要な大きさを持っているかどうかを検討したのが Table 6 である。標本抽出理論から母集団の大きさ、信頼度、誤差率、標本の変動係数を知ることにより、標本の必要な大きさを求めることができる。母集団の大きさは漁船の操業が 1ヶ月間に 15日として、6~9月の 4ヶ月間に 1,500隻が稼働したと仮定すると、延 90,000日の操業日数になる。信頼度を 95.45%、誤差率を 5% として標本の必要な大きさを求めると、1971年が 159、1972年が 210、1973年が 145、1974年が 279、1975年が 183、1976年が 242、1977年が 304となる。標本の中で必要な大きさを持たないものは、1974年と 1977年であるが、これは母集団の大きさを過大に評価してあることから、誤差率を 7% に高めることにより、それぞれ 137、163となり、必要な標本の大きさの条件を満たすことができる。

Table 6. Analysis of sample size in each year

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
Size of population 1,500 boat×15 day×4 month	90,000	90,000	90,000	90,000	90,000	90,000	90,000
Confidence level ($u=2$)	95.45	95.45	95.45	95.45	95.45	95.45	95.45
Rate of error (%)	5	5	5	(5) 7	5	5	(5) 7
Coefficient of variance (s/\bar{x})	0.3152	0.3621	0.3003	0.4175 (279)	0.3376	0.3889	0.4356 (304)
Necessary size of sample (day)	159	210	145	137	183	242	163
Size of used sample	413	399	269	137	298	313	163

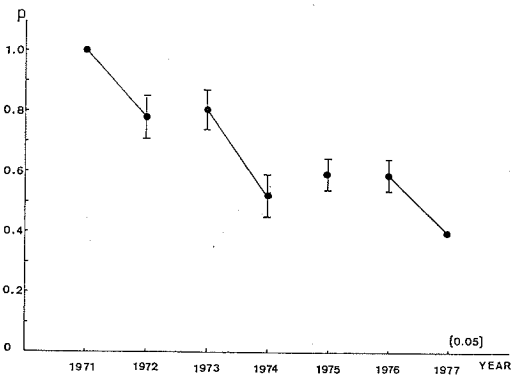


Fig. 4. Changes of the stock level of the autumn population in the Japan Sea.

これまで平均漁獲量(1日操業あたり漁獲量の平均)の比較について論じてきたが、努力あたり漁獲量が、資源の相対量を表わすかどうかについては検討していない。ここでは、各年の1日操業あたり漁獲量の分布が、その分布型の性質から確率的でなく、集中的な分布をしていることを示し、この共通した偏りを適用することにより検討を加えた。すなわち、努力あたり漁獲量は、もともと資源の分布密度を示す指数であるが、現実にはスルメイカは、空間的にも時間的にも確率的に分布しているわけではなく偏った分布をしており、それにもない漁獲努力も分布するので、偏りを持つことは避けられない。したがってスルメイカの密度の大きな水域に漁獲努力が集中すれば、努力あたり漁獲量は過大に評価されることになる。しかし、スルメイカの漁場が年によって変化はあっても、時間的、空間的に一定していること、言い換えれば、漁船の操業している海域以外では、スルメイカは棲息していないとみなせること、また、日本海という一定空間、4カ月間という一定時間において漁獲率のほぼ等しい漁船が漁獲している状態では、努力あたり漁

獲量が、日本海に加入したスルメイカ秋生まれ群の資源量に比例していると考えられることも、資源量の指数として用いることも無謀であるとは思えない。以上のことから、各年の平均漁獲量が、資源の相対量を表わすものとみなし、ここでは1971年を1として、各年を相対的な値(P)で示し、それを資源量の指数とした。Fig. 4は、以上の方法で表わしたスルメイカ秋生まれ群の資源水準の変動である。資源水準に差のない年は、信頼区間(5%)の重なることによって示したが、秋生まれ群の資源水準は1971年に対して1972~1973年が約80%、1974~1976年が約60%、1977年が約40%を示し、資源の低減傾向が推定される。この推定は、笠原(1977)が近畿農政局による1971~1975年の西部日本海域におけるいか釣漁業漁場別統計資料を用い、漁船トン数階層別の1出漁日あたり平均漁獲量の減少傾向より、近年では秋生まれ群の資源水準は低減状態にあると報告していることもあり、ほぼ確実であると考えられる。

5. 資源水準の予測方法

1971~1977年(6~9月)の浜田港におけるスルメイカ漁獲量と漁獲努力数をTable 7に示した。推定延操業日数は、漁船の操業記録より、1航海あたり平均操業日数と浜田港へ入港した漁船の入港隻数を単純に乗じたものである。前項の資源量指数(P)は、1971年を1として標準化したので、総漁獲量と推定延操業日数も1971年を基準として標準化するとTable 8のようになる。総漁獲量指数(C)は、1972年の2.4892を最大として順次小さくなり、1977年は0.5056で、1971年の漁獲に対してほぼ半分の漁獲しかなかったことがわかる。一方、操業日数指数も1972年の3.1653が最大で、1977年の1.0309が最小となっている。これは、1972年の場合は総漁獲量が1971年の2.4892倍に対し、漁獲努力数は3.1655倍であ

Table 7. Catch of squid during June to September and number of fishing effort in Hamada.

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
Number of catch in case	436.782	1,087.257	929.231	597.817	567.284	520.081	220.842
Number of trip	499	1,232	802	633	685	565	352
Fishing day per trip	3.9	5.0	5.3	5.1	6.4	6.1	5.7
Total estimated fishing day	1,946.1	6,160.0	4,250.6	3,228.3	4,384.0	3,446.5	2,006.4

Table 8. Each index based on catch and fishing day in 1971.

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
Index of catch (C)	1	2.4892	2.1274	1.3687	1.2988	1.1907	0.5056
Index of fishing day (X)	1	3.1653	2.1842	1.6589	2.2527	1.7709	1.0309
(C/X)	1	0.7864	0.9739	0.8251	0.5766	0.6724	0.4904
(P)	1	0.7852	0.8066	0.5202	0.5959	0.5926	0.4012

ることを示し、1977年は漁獲量がほぼ半分であっても、努力数はほぼ同じであったことを示している。この総漁獲量と漁獲努力数との関係を明らかにするため、総漁獲量指数(C)を操業日数指数(X)で除した値(C/X)をTable 8の下欄に示した。この場合(X)が推定された努力数であるため、(C/X)は努力あたり漁獲量を相対的に表わしたものであっても、その精度は(P)に比較してかなり低いと考えられる。したがって、(C/X)の経年変動が(P)の変動傾向とほぼ同じであるにもかかわらず、各年の間の資源水準を明確に比較することはできない。(C/X)の値から推定できることは、秋生まれ群の資源水準が低減状態にあることのみで、このことは笠原(1977)の報告にもいえる。すなわち、Fig. 5に笠原(1977)による日本海西部海域における1出漁日あたり漁獲量の変動と、浜田港における(C/X)の変動を示したが、減少傾向は同じである。これは、(C/X)も1出漁日あたり漁獲量も、その算出基礎である延操業日数が航海数と1航海あたり平均操業日数との積で求められていることによる。それ故に、両方がほぼ同じ減少傾向を示すことは、浜田港における漁獲統計を、近畿農政局によって集計された漁獲統計の縮小されたものとみなすことも大きな誤りではないと思われる。しかし、統計量として1航海あたり平均操業日数をみる時、各年のそれに差のない場合には、(C/X)も1出漁日あたり漁獲量も意味がなくなってくるので、各年の1航海あたり平均操業日数に差があるものかどうかを検討する必要が生じてくる。したがって、漁船の操業記録表から求めた1航海あたり平均操業日数について、分散分析した結果をTable 9に示した。危険率1%で平均操業日数に差のあることが推定されるが、どの年との間に差があるのかは不明のため、最小有

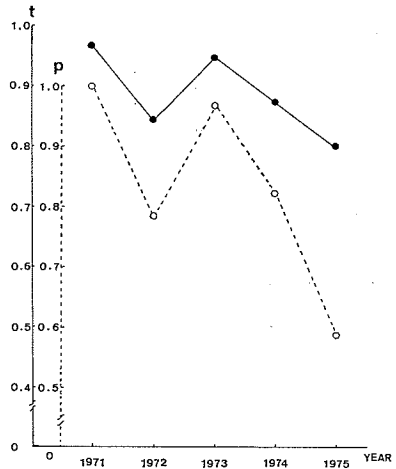


Fig. 5. Changes of catch per fishing day by 50~100 tons class of boat in the offshore area in the Japan Sea (solid line) and of (c/x) in Hamada (broken line)

意差法を用いて各年を比較した。Table 10にその結果を示したとおり、1971年と他の年にだけ差のあることが推定される。このことは、沖合スルメイカ漁船においては、1航海あたり平均操業日数から延操日数を求めて換算した1日操業あたり漁獲量の平均よりも、1航海あたり漁獲量の平均を努力あたり漁獲量として用いる方がいくらか精度の高いこと、統計量としては、総漁獲量しか用いることのできないことを示している。また、現今においては、資源水準の変動傾向を論ずるだけなら、総漁獲量の変動傾向を検討することだけで十分であることも示している。したがって、Fig. 5の(C/X)の変動は計算上のもので信頼度は低いと考えられるが、代数的に資源量

Table 9. Analysis of variance of fishing day per trip in each year

Source of variance	Degree of freedom	Sum of squares	Mean squares	Rate of variance	F (6.693; 0.01)
Year	6	395.2449	65.8741	21.7895**	2.80...
Error	693	2,095.1138	3.0232		
Total	699	2,490.3588			

l. s. d (0.01)=0.6334 l. s. d (0.05)=0.4819 l. s. d (0.01)=0.4044 l. s. d (0.20)=0.3152
 l. s. d (0.30)=0.2547 l. s. d (0.40)=0.2070 l. s. d (0.50)=0.1657 l. s. d (0.60)=0.1280
 ** significant at 5%

Table 10. Comparison of fishing day per trip

	1975	1976	1977	1973	1974	1972	1971
$\alpha \setminus \bar{x}$	6.4182	6.1106	5.6786	5.2917	5.1428	5.0128	3.9352
0.01	●	●	●	●	●	●	●
0.05	●	●	●	●	●	●	●
0.10	●	●	●	●	●	●	●
0.20	●	●	●	●	●	●	●
0.30	●	●	●	●	●	●	●
0.40	●	●	●	●	●	●	●
0.50	●	●	●	●	●	●	●
0.60	●	●	●	●	●	●	●

l. s. d (0.01)=0.6334 l. s. d (0.05)=0.4819

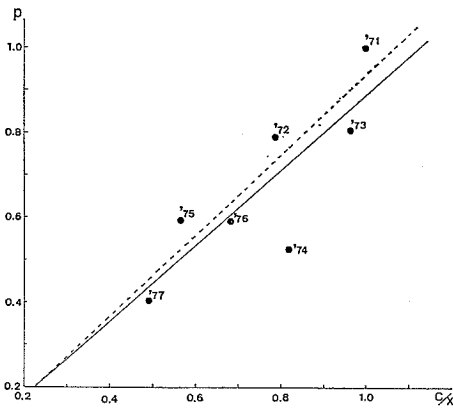


Fig. 6. Relationship between (c/x) and (p).

linear equation

solid line; $p_1 = 0.8752 c/x + 0.0059$

broken line; $p_2 = 0.9451 c/x - 0.0134$

(without 1974)

指数 (P) を推定する場合に必要で、今後も継続した調査をもつ必要がある。

Table 8 の (P) と (C/X) は、1971 年を基準として標準化したもので、各年がそれぞれ対応している。したがって、Fig. 6 に示したように、(P) と (C/X) の関係は一次の回帰式で表わされ、この回帰式にある時期の

(C/X) を求めて代入すれば、その時期の (P) が求められる。この結果は、漁況の予測に有効であると考えられる。

6. 要 約

1971~1977 年の 6~9 月に浜田港へ入港した沖合スルメイカ漁船の操業記録から、漁船の 1 日操業あたり漁獲量の分布型、努力あたり漁獲量、秋生まれ群の資源水準の推定および予測方法について検討した。

- 1) 各年の 1 日操業あたり漁獲量の分布型は、負の二項分布と推定された。このことは、近年における努力あたり漁獲量の低下と漁獲量の範囲の縮少が、漁船間の競争よりも資源量自体の低下によるものとの判断をあたえる。
- 2) 1 日操業あたり漁獲量の分布特性から漁獲量の数値を $\log(x+k/2)$ と変換して分散分析した。得られた平均漁獲量をもとに資源量の指数 (P) を求め、これによって近年の資源状態を比較した。
- 3) 1971 年の資源水準 (P) を 1 とすると、1972~1973 年は 0.8、1974~1976 年は 0.6、1977 年は 0.4 という漸減傾向が明らかになった。
- 4) 総漁獲量指数 (C) と操業日数指数 (X) との比 (C/X) により資源動向をみると、(P) とほぼ同じ傾向が認められた。しかし、各年の 1 航海あたり平均操業日数に

は1971年を除いて差がないので、(C/X)の信頼度は低く、また、現時点では、総漁獲量の検討で資源動向を推測できると考えられる。

- 5) (P)と(C/X)の関係は一次式で表わされ、これによってある時期の(C/X)を求めてその時期の(P)が得られ、資源水準を予測することができる。

終りに、ご指導いただいた島根県水産試験場新井都登司場長、山崎繁海洋科長、資料を快く提供して下さった長崎県、島根県、鳥取県、兵庫県、青森県の沖合イカ釣漁船の方々に、また、資料の整理、作図にご協力いただいた宇津巻勝子氏に心から感謝する。

参 考 文 献

- 1) 新谷久男 (1967) スルメイカの資源. 水産研究叢書, 16.
- 2) 伊東祐方 (1972) スルメイカの漁況予測精度向上のための資源変動機構に関する研究, スルメイカ漁業, 生活史および資源の現状の概要. 農林水産技術会議研究成果.
- 3) 安達二郎 (1975) スルメイカの資源学研究—I. 日本海西南海域における系統群についての検討. 水産海洋研究会報, 27.
- 4) BLISS C.I. and A.R.G. OWEN (1958). Negative binomial distribution with a common k . *Biometrika*, 45.
- 5) ANSCOMBE F.J. (1949). The Transformation of Poisson. binomial and negative binomial data. *Biometrika*, 35.
- 6) 笠原昭吾 (1977) スルメイカ資源・漁海況検討会議シンポジウム報告, 日本海スルメイカ秋生まれ群資源の現状と問題点. 日水研.