

スルメイカの資源学的研究—Ⅳ*

日本海におけるスルメイカ秋生まれ群稚仔分布密度の統計的検討

安 達 二 朗

卵稚仔調査は、漁業とは独立した資源量の推定方法の一つとされ、スルメイカの資源研究において、漁業開始前の資源量を評価する有効な方法として期待されている。この方法による資源量推定の理論は、ネット採集によって卵稚仔の分布密度を知り、総産卵量を推定、さらに産卵親魚量（資源量）を推定するものであろう。しかしながら、スルメイカの卵稚仔調査は、未だ稚仔の分布密度を推定する段階にあり、資源量を推定するまでには至っていない。

一般に、卵稚仔の分布密度は、1曳網あたりの採集個体数の平均で示され、スルメイカの場合は庄島¹⁾(1972)、村田²⁾(1977)、笠原³⁾(1978)が、稚仔の分布密度を $\Sigma\sqrt{n}/s$ (S: 曳網点数, n: 稚仔出現個体数)という出現稚仔数の平方根の合計値を全採集地点数で除した値で表わしている。これは、分布密度を統計的に比較する場合、1曳網あたり採集個体数の分布を、正規分布に近似させる意味のもとに平方根変換したものであろうが、その妥当性については吟味されていない。したがって、ここでは試行錯誤的に各種の変換を行い、parameterの独立性を確保する方法を検討するとともに、得られた変換値をもとに、日本海におけるスルメイカ秋生まれ群稚仔分布密度の統計的比較を行ったので報告する。

資 料 と 方 法

1973～1978年に日本海区水産研究所から編集発行された“日本海および九州近海におけるスルメイカ稚仔分布調査報告Ⅰ～Ⅵ”を資料として用いた。これは、1972年以降継続して毎年9～11月に秋生まれ群を対象とし、日本海の漁況海況予報事業沿岸定線、第2次スルメイカ漁場一斉調査定線、および九州近海において北太平洋標準ネット鉛直曳きによる方法で実施された調査をまとめたものである。

分析方法は度数分布法を用い、1曳網あたり採集個体数の母集団分布を推定、その結果から適切な変数変換の方法を決定した。また、それに基づき分散分析することによって、1972～1977年の稚仔分布密度を比較した。

* 1979年3月17日、第9回スルメイカ資源研究連絡協議会（札幌）にて口頭発表。

結 果 お よ び 考 察

1 曳網あたり採集個体数の分布型の推定

1972～1977年の日本海における秋生まれ稚稚子の1曳網あたり採集個体数の度数分布を表1に示した。6年間の総曳網回数は4,372回、総採集個体数は853尾である。年ごとにみると、曳網数は1973年が1,248回で6年を通して最多であり、1976年が573回で最小となっている。この2年の曳網数の相違は、調査計画の段階で起ったものであり、1976年と他の4年の平均曳網数は625回となっており、曳網回数の偏りは小さい。また、採集個体数も同様に1973年が356尾で最も多く、他の年は74～145尾でばらつきは小さくなっている。これらの結果は見かけ上、分布密度に差のないことを示していると思われる。

表 1 日本海におけるスルメイカ稚子1曳網あたり採集個体数の度数分布

年 \ 数	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	総曳網数	採集個体数
1972	629 (9.17)	46 (6.7)	6 (0.9)	4 (0.6)	1 (0.1)	—	—	—	—	—	686 (100)	74
1973	1,049 (84.1)	124 (9.9)	37 (3.0)	18 (1.4)	9 (0.7)	3 (0.2)	6 (0.5)	—	1 (0.1)	1 (0.1)	1,248 (100)	356
1974	600 (90.1)	53 (8.0)	7 (1.1)	5 (0.8)	1 (0.2)	—	—	—	—	—	666 (100)	86
1975	525 (85.7)	62 (10.1)	14 (2.8)	4 (0.7)	3 (0.5)	—	1 (0.2)	1 (0.2)	—	2 (0.3)	612 (100)	145
1976	520 (90.7)	33 (5.8)	15 (2.6)	4 (0.7)	1 (0.2)	—	—	—	—	—	573 (100)	79
1977	511 (87.1)	54 (9.2)	14 (2.4)	3 (0.5)	3 (0.5)	2 (0.3)	—	—	—	—	587 (100)	113
total	3,834 (87.7)	372 (8.5)	93 (2.1)	38 (0.7)	18 (0.4)	5 (0.1)	7 (0.2)	1 (0.02)	1 (0.02)	3 (0.1)	4,372 (100)	853

()は%

次に、各年の1曳網あたり採集個体数の度数分布を図1-(1)から図1-(2)に示した。これによると階級数は5～10にあり、いずれの年も初項の度数が極めて高く、右に尾をひく歪んだ型となっている。各図の中に標本の大きさ、平均、標準偏差を記して、分布の性質を示した。これらの度数分布図は、各年共通した型を示し、その分布型は、分散指数(分散と平均との比)からランダムな分布ではなく、偏りをもつ負の二項分布であることが想定される。したがって、あらかじめ分布型を負の二項分布と仮定し、理論値を求めて χ^2 検定したのが表2である。1972～1977年まで、どの年も χ^2 値は小さく有意でない。すなわち、1曳網あたり採集個体数の分布型は、負の二項分布であることが推定される。これは、スルメイカ稚子の生態学的な空間分布構造を推定するための統計的モデルではなく、標本に関する単位成績あたりの分布型を示したものである。

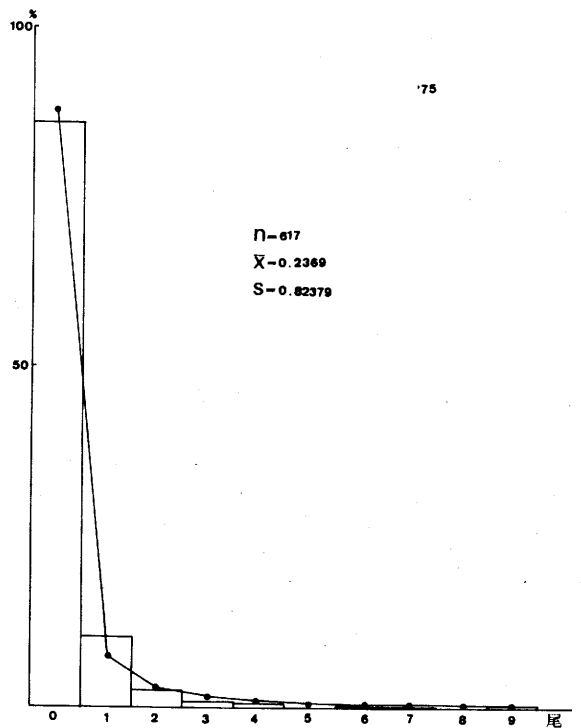
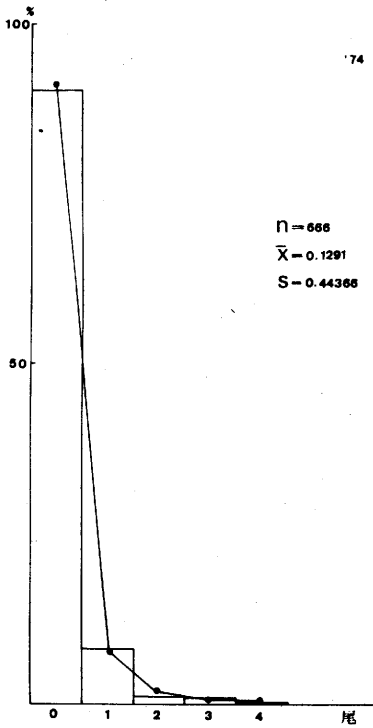
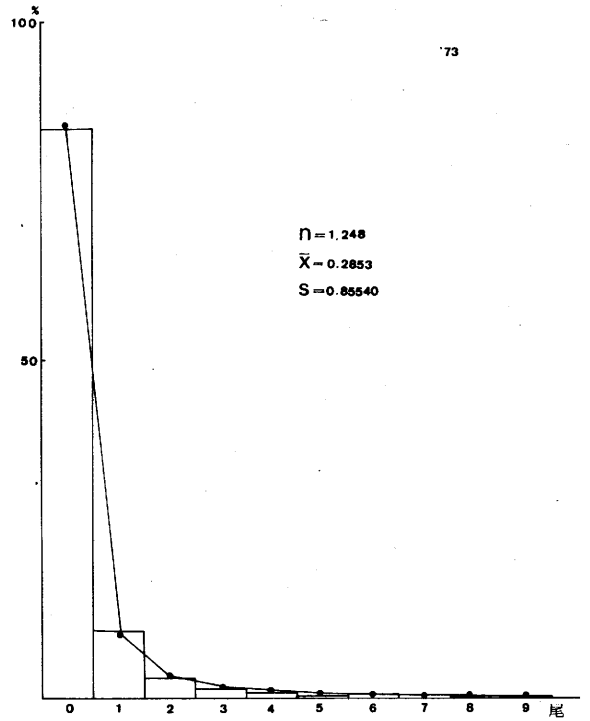
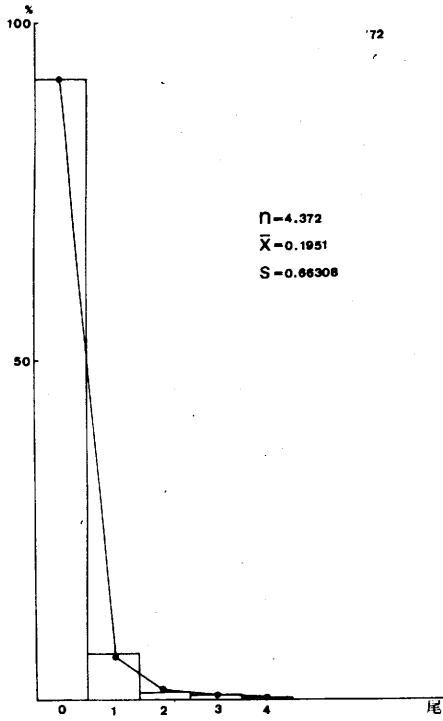


図 1 - (1)、1 曳網あたりスルメイカ稚仔数の度数分布

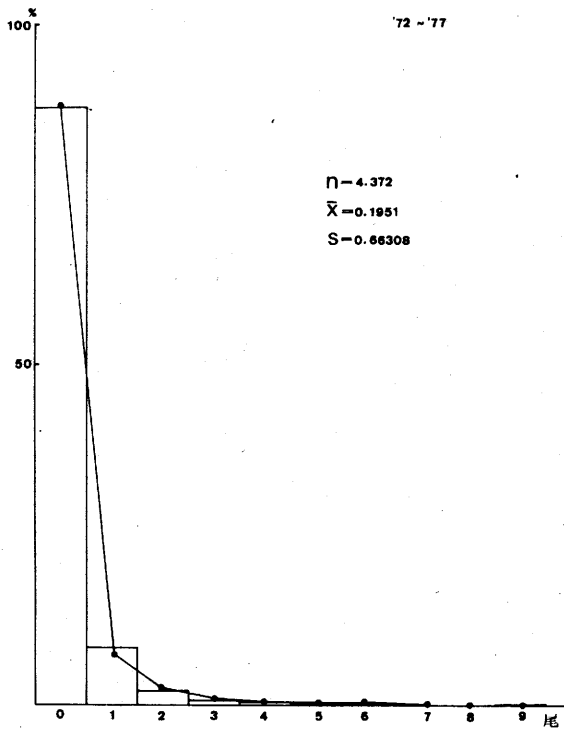
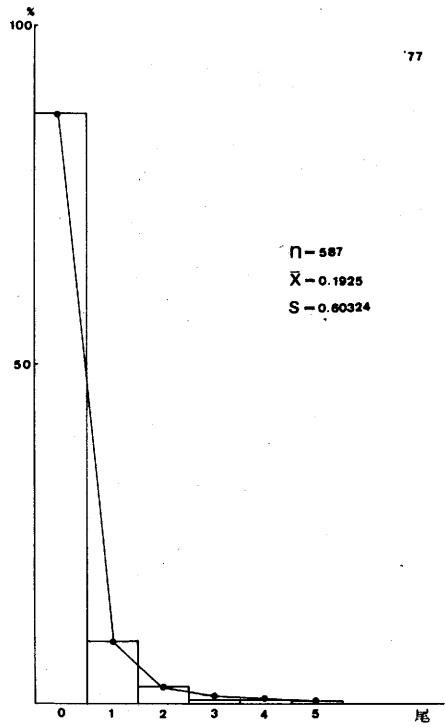
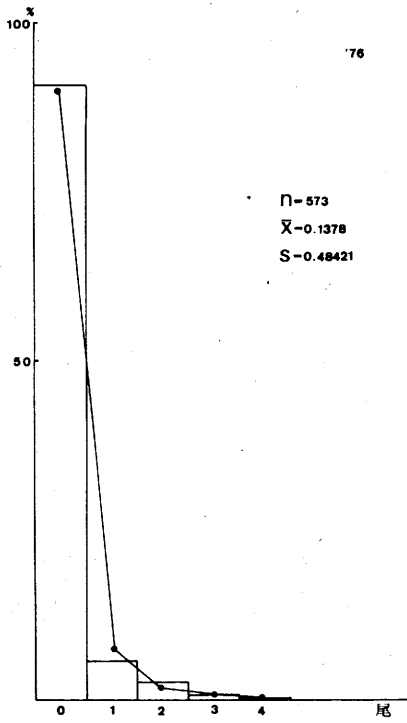


図 1 - (2) 1 曳網あたりスルメイカ稚仔数の度数分布

表 3 変換後の平均と分散

変換	\bar{x}, s^2	1972	1973	1974	1975	1976	1977
raw	\bar{x}	0.1079	0.2853	0.1291	0.2369	0.1378	0.1925
	s^2	0.1664	0.7317	0.1968	0.6786	0.2345	0.3639
\sqrt{x}	\bar{x}	0.09212	0.20222	0.11200	0.17484	0.11089	0.15131
	s^2	0.09951	0.24758	0.12066	0.21256	0.12798	0.16879
$\log(x+1)$	\bar{x}	0.02877	0.06517	0.03507	0.05558	0.03548	0.04750
	s^2	0.01006	0.02701	0.01230	0.02256	0.01357	0.01716
$\sin\sqrt{x}$	\bar{x}	0.01222	0.02689	0.01502	0.02322	0.01470	0.02009
	s^2	0.00175	0.00440	0.00215	0.00378	0.00226	0.00298
$\sin\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ [※]	\bar{x}	0.01682937	0.02255047	0.01781978	0.02164755	0.01768240	0.01966004
	s^2	0.00021743	0.00076674	0.00026832	0.00091993	0.00027762	0.00038497

※ $a < b, a = 1, b = 10$ (階級数)

表 3 に変数変換しないデータ, および 4 種の変換をほどこしたデータの, それぞれの平均と分散を示した。変換の方法として, 平方根変換, 対数変換, 逆正弦変換 2 種の合計 4 種を試行した。逆正弦変換 2 種は, 平方根変換されたデータを逆正弦変換するものと, 度数分布の階級数が 10 であるので(第 1 図-2), 平方根内を $x+a/b-x$ ($a=1, b=10$) とし, その値を平方根変換し, さらに逆正弦変換するものである。このような変換は, 等分散性を確保するため分散が小さな値になるよう試みるものであるが, 表 3 に示したとおり $\sqrt{x}, \log(x+1), \sin\sqrt{x}, \sin\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ の順に分散は小さくなり, 変換をしない場合の分散と, $\sin\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ と変換した場合の分散とでは, 極めて大きな差がでてくる。このように分散を小さくする目的としては, $\sin\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ 変換が最も適当であるが, 分散と平均を独立させているかどうかはこの段階では不明である。また, 分布型が負の二項分布と推定された場合, Anscombe⁴⁾(1949) は変換の方法として, 平均が大きく $k > 1$ ($k \cdots$ 負の二項分布の共通の k) という条件のもとに, $\log(x + \frac{k}{2})$ 変換を提案している。しかし, この研究では表 2 に示したように, 共通の k が 0.1563 で 1 よりも小さいため Anscombe (1949) の方法は採用できない。

一般に, 母数の独立性をみるためには, 平均と分散の相関関係を検定する方法が採用されている。表 4 に変換をしない場合と, 上述の 4 種の変換をほどこした場合の, 平均と分散の相関関係を示した。いずれの場合も, 相関関係は 0.9 以上で極めて高い値を示している。その検定結果は表 4 に示したとおり, 有意水準 0.1% で $\sin\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ だけが有意でない。つまり, 母数の独立性を確保できる変換方法は, この場合 $\sin\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ 変換であることが推定される。したがって, 稚仔の分布密度

を比較するのならば、この変換値を用いて分散分析することが妥当であると考えられる。

表 4 平均と分散の相関関係と検定

	raw	\sqrt{x}	$\log(x+1)$	$\sin^{-1}\sqrt{x}$	$\sin^{-1}\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$
r	0.97615	0.99605	0.99377	0.97849	0.93435
d.f	4	4	4	4	4
t	8.99281 ^{***}	22.43504 ^{***}	17.83341 ^{***}	9.48635 ^{***}	5.24420

*** 有意水準 0.1%

稚仔分布密度の比較

表 5 $\sin^{-1}\sqrt{\frac{x+a}{b-a}}$ 変換後の分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	分散比	F(5,594; 0.01)
年	5	0.00268	0.000536	1.13319	3.107...
誤差	594	0.28071	0.000473		
全体	599	0.28339			

表 6 変換前の分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	分散比	F(5,594; 0.01)
年	5	2.4134	0.48268	1.19348	3.107...
誤差	594	240.2298	0.40443		
全体	599	242.6432			

$\sin^{-1}\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ 変換したデータについて分散分析した結果を、表 5 に示した。分散比は 1.13319 と小さく有意ではなく、1972~1977年の稚仔分布密度に差のないことが推定される。また、表 6 に変数変換しないデータについての分散分析表を示したが、これも各年の稚仔分布密度に差のない結果が出ている。この分散分析は標本数が 4 以上であるならば、統計的比較をする場合、実用上さしつかえないという中心極限定理に基づき試みたものである。これらの結果は、現在のスルメイカ稚仔の採集方法に定量面での問題点があること、稚仔の分布密度から資源水準を予測推定す

ることの困難さを示していると考えられる。しかし、笠原(1978)が報告したように、産卵場の範囲を知るような定性面においては有効な方法であり、今後もこの方法による稚仔分布調査は必要である。

ここにおいて、各年の稚仔分布密度に統計的な差のないことが明らかにされたので、稚仔の分布に何らかの差を見つける目的のため、1曳網あたり採集個体数の分布型である負の二項分布の各年の偏りについて検討した。

表 7 各年の Iδ 指数と稚仔分布密度

	1972	1973	1974	1975	1976	1977
Iδ	6.09552	6.49773	5.10205	8.91034	6.13729	5.65850
\bar{x}	0.10787	0.28526	0.12913	0.23693	0.13787	0.19250

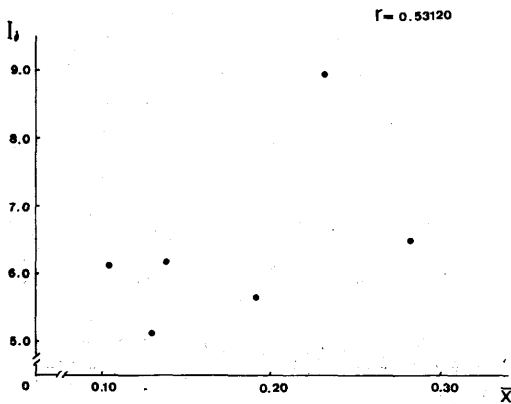


図 2 Iδ 指数と稚仔分布密度の関係

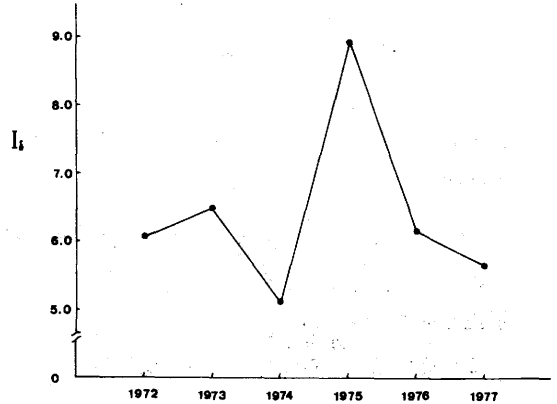


図 3 Iδ 指数の経年変化

MORISHITA⁵⁾(1959)の Iδ 指数を第7表に示したが、これは生態学において動物の空間分布の集中度を表わす指数として広く利用されている。この研究では、Iδ 指数はスルメイカ稚仔の分布の集中度を示すものではないが、単位成績あたり採集個体数の分布の偏りの度合を表わすものとみなし、この偏りを指標として、各年の稚仔分布の差をみようとするものである。第2図に示したように、Iδ 指数は稚仔の分布密度と相関関係がないので、分布密度の影響を受けることなく、稚仔分布の偏りを比較することができる。このような考え方から、1972～1977年の Iδ 指数の変動を 図3 に示した。図3によると、Iδ 指

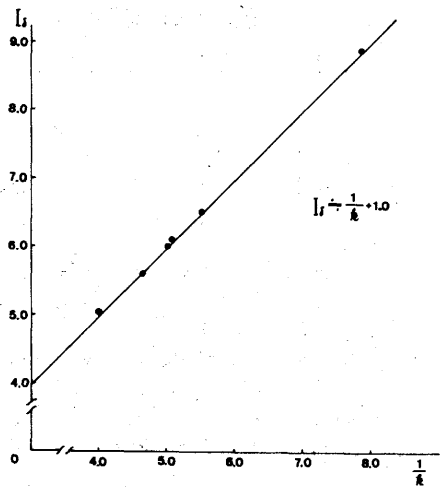


図 4 Iδ 指数と $\frac{1}{\bar{x}}$ の関係

数は1975年が8.8で最大，1974年が5.2で最小となっている。他の年のI δ 指数は5.6～6.5の間にあり，大きな差はみられない。このようなI δ 指数の各年の変動が，何に原因しているのか明らかでなく，また，この偏りの生物学的な意味付けもできていないが，スルメイカ稚仔の分布に何らかの差を求めるといふ初めの目的に，ひとつの答えを与えていると思われる。また，図4に示したように，I δ 指数は負の二項分布の母数kの逆数との間に $I\delta = \frac{1}{k} + 1.0$ という関係がなりたち，負の二項分布の理論値を計算する過程で求められる。これは，分布の偏りを表わすものとして，I δ 指数と $\frac{1}{k}$ の両者の使用が可能であることを示している。

この項では，各年のスルメイカ稚仔の分布密度に統計的な差がないこと，そのため分布密度にかわるものとして，分布の偏りを示すI δ 指数，あるいは $\frac{1}{k}$ を用いて分布の差をみることについて論議した。先に述べたように，卵稚仔調査は資源量の推定方法の一つであり，この論議は，スルメイカ稚仔の採集方法の再検討，資源水準と稚仔分布の関係という問題を引き出している。

要 約

1972～1977年の日本海および九州近海におけるスルメイカ稚仔分布調査結果をもとに，秋生まれ群稚仔の1曳網あたり採集個体数の分布型を推定し，各年の秋生まれ群稚仔の分布を統計的に検討した。

1) スルメイカ稚仔の1曳網あたり採集個体数の分布型は，負の二項分布と推定された。これは，スルメイカ稚仔の空間分布を推定するための統計的モデルではなく，分散分析のための変数変換の根拠を示すものである。

2) 負の二項分布の特性から，採集個体数について4種の変換を試みたところ， $\sin\sqrt{\frac{x+a}{b-x}}$ ($a=1, b=10$)の変換が分散分析の前提条件を満たした。

3) 分散分析の結果から，各年の稚仔分布密度に差のないことが推定された。これは，現在のスルメイカ稚仔の採集方法に問題のあることを示している。

4) 稚仔分布を比較するものとして，I δ 指数あるいは負の二項分布の母数の逆数 $\frac{1}{k}$ を提案した。

文 献

- 1) 庄島洋一(1972)，東シナ海域のスルメイカーⅡ，卵・稚仔・産卵場，西水研報。
- 2) 村田 守(1977)，スルメイカ冬生まれ群資源の現状と問題点，スルメイカ資源・漁海況検討会議シンポジウム報告，日本水研。
- 3) 笠原昭吾(1978)，秋季日本海および九州近海における稚仔の分布と経年変動，イカ類資源・漁海況検討会議議事録・東北水研。
- 4) F. J. ANSCOMBE(1949)，The Transformation of Poisson, binomial and negative binomial data, *Biometrika*, 35.
- 5) MORISITA, Masaaki(1959)，Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. *Facul. Sci. Kyushu Univ. Ser. E. 2.*