

寄稿

漁獲量変動の水準依存性

中村元彦¹, 上野正博²

Dependence of Catch Fluctuation on Its Level

Motohiko NAKAMURA¹, Masahiro UENO²

We studied the dependence of catch fluctuation on its level using annual catch data of the Japanese sardine (*Sardinops melanostictus*) and determined a transformation which could reduce the dependence. Although yearly changes of catch had little bias from 0, absolute value of yearly changes depended on catch except in the 1980s, in which catch levels were tremendously high and the absolute values slightly decreased. We calculated the mean of the squared value of yearly change (MSC) and the mean of catch (MC) from the data sets which consisted of five data in increasing order of catch, and found that the common logarithm of MSC was nearly in proportion to common logarithm of MC ($R^2=0.715$, $P<0.001$). Therefore, the expectation of the squared value of yearly change could be approximated by a power function of catch, and a transformation could be derived from a power function. The transformed catch figures were independent on level of catch with various time scales.

Key words: Japanese sardine, catch fluctuation, dependence, transformation

はじめに

さまざまな生物の採集個体数において、時空間変動の大きさを表す分散が平均値に依存し、分散が平均値のべき関数で表されることが報告されている (Taylor, 1961; Taylor *et al.*, 1978; 久野, 1968; 上野, 1986, 1990). また、経済時系列データのいくつかでも、トレンドまわりの変動の大きさがトレンドの増大とともに大きくなることが知られている (藤沢・池内, 1988). このように、変動量の値がその変動の大きさに影響する、すなわち、変動の大きさが水準依存性を持つ変動量は少なくない。回帰分析などの統計解析や時系列データの解析では、変動の大きさの水準依存性は平均値と分散の関係で表され、分散の非定常が解析の障害となる場合は、平均値と分散の関係に基づいて分散安定化のためにデータの加工・変換が行なわれる。

水産生物の資源量も、その変動が生息域の環境の影響を受けると同時に、資源量水準の影響を受けている可能性がある。そのため、漁獲利用率が一定と仮定して、漁獲量を

用いて環境などの資源量水準以外の要因による資源量の変動を調べるには、あらかじめ漁獲量がどのような水準依存性を有するかを明らかにして、変動から水準の影響を除去しておく必要があると考えられる。そこで、本報では、長期的に大きく変動するマイワシの年間漁獲量について解析を行って、マイワシなどの水産資源の漁獲量を持つ変動の水準依存性を明らかにし、変動の水準依存性の除去に有効な変換の導出を試みた。そして、漁獲量変動を持つ水準依存性について理論的な考察を行うとともに、求められた変換の問題点を整理し、変動の水準依存性が時系列データの解析に与える影響について検討した。

理論

ある変動量 S を考える。 S の変動 ΔS は、 ΔS の期待値 $E(\Delta S)$ と偏差 e を用いて、

$$\Delta S = E(\Delta S) + e \quad (1)$$

と表される。 $E(\Delta S)$ は変動の偏り、 e は変動のばらつきを意味している。

ΔS の偏りとばらつきの大きさが水準 S に依存すると仮定すると、 $E(\Delta S)$ と偏差の2乗の期待値 $E\{[\Delta S - E(\Delta S)]^2\}$ は、それぞれ適当な関数 $f(S)$ と $g(S)$ を用いて、

2001年4月2日受付, 2002年4月8日受理

¹ 愛知県水産試験場 漁業生産研究所

Marine Resources Research Center, Aichi Fisheries Research Institute, Toyohama, Minamichita-cho, Chita-gun, Aichi 470-3412, Japan

² 京都大学大学院 農学研究所

Graduate School of Agriculture, Kyoto University, Kitashirakawa-oiwake-cho, Sakyo-ku, Kyoto 606-8502, Japan

$$E(\Delta S) = f(S)$$

$$E\{[\Delta S - E(\Delta S)]^2\} = g(S) \quad (2)$$

と表される。変動の大きさ $(\Delta S)^2$ の期待値 $E\{(\Delta S)^2\}$ は、(2) より、

$$E\{(\Delta S)^2\} = \{f(S)\}^2 + g(S) \quad (3)$$

と表されるので、変動が水準に依存すれば、変動の大きさも水準に依存する。改めて、(3) 式の右辺 $\{f(S)\}^2 + g(S)$ を $h(S)$ とおいて、

$$E\{(\Delta S)^2\} = h(S) \quad (4)$$

とする。(2) 式は変動の水準依存性を表し、(4) 式は変動の大きさの水準依存性を表している。 ΔS の S に依存した偏りが十分小さければ $f(S) \approx 0$ 、変動の大きさ $E\{(\Delta S)^2\}$ は変動のばらつきの大きさ $E\{[\Delta S - E(\Delta S)]^2\}$ に等しいと見なすことができる。

なお、変動は水準以外の要因の影響を受けると考えられるが、ここでは、変動の偏りやばらつきの大きさおよび変動の大きさと水準との関係に注目しているので、水準以外の要因の影響は(2) および(4) 式で示されるそれらの平均的な関係に対するデータのばらつきと見なす。

さて、変動の水準依存性を除去するには、 ΔS の S に依存した偏りが大きい場合、 ΔS から $E(\Delta S)$ を差し引く処理を行う必要がある。ここでは、簡単に ΔS の S に依存した偏りが十分小さい場合について考える。このとき、 $f(S) \approx 0$ かつ $h(S) \approx g(S)$ であるから、変動の大きさの水準依存性を除去する変換によって、変動の水準依存性を除去することができる。

変動の大きさの水準依存性を除去するための変換は、 $h(S)$ がわかれば次のようにして求めることができる。変換を $S' = H(S)$ とすると、 ΔS が十分小さければ、

$$\Delta S' \approx (dH(S)/dS)\Delta S \quad (5)$$

と近似できるので、2乗して期待値をとれば、

$$E\{(\Delta S')^2\} \approx (dH(S)/dS)^2 E\{(\Delta S)^2\} \quad (6)$$

となる。求める変換 $H(S)$ によって、 $E\{(\Delta S')^2\}$ が S' によらず一定になればよいので、(6) 式右辺を任意の定数 k とおくと、

$$H(S) = \int (k/h(S))^{1/2} dS \quad (7)$$

となる。この変換は、平均値と分散の関係から求められる分散安定化変換(竹内・藤野, 1981) に等しい。

資料と解析

解析は、マイワシの全国および太平洋岸の漁獲量と太平洋岸の産卵量について行った。全国の漁獲量は、1905

年～1953年については黒田(1991)、1954年～1998年については農林水産統計年報の年計値に基づいた。また、太平洋岸の漁獲量は、農林水産統計年報年計値(1973年～1996年)に基づき、北海道区、太平洋区、瀬戸内海区の合計値とした。さらに、太平洋岸の産卵量(1978～1996年)は、森ら(1988)、菊池・小西(1990)、石田・菊池(1992)、銭谷ら(1995)、久保田ら(1999)に基づき、常磐から薩南海域(I～IV海区)の前年10月から9月までの合計値とした。

変動の大きさの水準依存性については、長期変動を表すトレンドと短期変動を表すトレンドまわりの変動についても検討するため、全国の漁獲量について加重移動平均法を用いてトレンド(移動平均値)とトレンドまわりの変動(移動平均値からの残余)の分離を行った。移動平均の項は5年とし、項 t についての重み $w(t)$ は、次式により-2年から2年までに付けた。

$$w(t) = \sin(2\pi t/5) / \pi t / \sum_{-2}^2 \{\sin(2\pi t/5) / \pi t\} \quad (8)$$

y 年の漁獲量(以後、漁獲量と略す)は C_y 、その移動平均値は M_y 、残余は R_y 、また、産卵量は E_y と表記した。

漁獲量変動と水準の関係

本報では、年間漁獲量の年変動に注目しているので、変動 ΔS は $C_{y+1} - C_y$ に相当する。まず、変動の水準依存性を検討するため、全国の漁獲量について $C_{y+1} - C_y$ と C_y の関係を調べた。

次に、漁獲量変動の大きさの水準依存性に加えて、その移動平均値および残余についても変動の大きさの水準依存性を検討するため、全国の漁獲量について $E\{(C_{y+1} - C_y)^2\}$ 、 $E\{(M_{y+1} - M_y)^2\}$ および $E\{(R_y)^2\}$ と C_y の関係を調べた。ただし、データでは C_y に対して $(C_{y+1} - C_y)^2$ 、 $(M_{y+1} - M_y)^2$ 、および $(R_y)^2$ の各値は1つしか存在しないので、3者と C_y の関係は厳密には求められない。そこで、全国の漁獲量について、 C_y を小さい方から順に列べ、5個毎に C_y と $(C_{y+1} - C_y)^2$ 、 $(M_{y+1} - M_y)^2$ 、および $(R_y)^2$ の平均値をそれぞれ算出し(以後それぞれの平均値を MC, MSC, MSM, MSR とする)、それらの常用対数値の関係として調べた。なお、ここでは特に $E\{(C_{y+1} - C_y)^2\}$ が C_y のべき関数で表されるかに注目した。また、MSC, MSM および MSR の計算は、5個毎の平均値が求められるように、それぞれ1908年～1998年、1909年～1998年および1905年～1998年のデータを用いた。

産卵量と漁獲量の変動の比較

漁獲量と資源量とで変動の水準依存性を比較するため、太平洋系群の資源量を反映すると期待される太平洋岸の産卵量と漁獲量について、それぞれ $E_{y+1} - E_y$ と E_y および $C_{y+1} - C_y$ と C_y の関係を調べた。そして、両者の違いに影響すると考えられる漁獲利用率と資源量の間接関係を検討するために、産卵量と漁獲量の間接関係を調べた。

変換の選定

C_y の変動の大きさの水準依存性を除去するための変換は, MC と MSC の関係から (7) 式を用いて求めることができる. しかし, 計算に用いた5個毎の C_y のばらつきが大きい場合, MC と MSC の関係は, C_y と $E\{(C_{y+1}-C_y)^2\}$ の関係と大きく異なる可能性がある. そこで, どのような変換が変動の大きさの水準依存性除去に有効かを次のようにして調べた. $E\{(C_{y+1}-C_y)^2\}$ が C_y のべき関数 αC_y^β として表されると仮定すると, 変換は (7) 式より $\beta=2$ のとき C_y の対数関数, $\beta \neq 2$ のとき C_y のべき関数となる. このとき変換は, べきを β' として (7) 式の k を適当におけば,

$$H(C_y) = \begin{cases} C_y^{\beta'} & : \beta' \neq 0 \\ \log(C_y) & : \beta' = 0 \end{cases} \quad (9)$$

と表される. 変動の大きさの水準依存性除去に有効な変換では, C_{y+1} と C_y の変換値 C'_{y+1} と C'_y から求められる $(C'_{y+1}-C'_y)^2$ と C'_y の相関が低くなることが期待される. そこで, 全国の漁獲量 (MSC を求めた 1908 年~1998 年のデータ) について, β' に 0~1 の値を与え, 各 β' について $(C'_{y+1}-C'_y)^2$ と C'_y との相関係数を算出し, 相関係数がほぼ 0 となる β' ($\beta'_{(r=0)}$ とする) を求めた. ここで, αC_y^β を (7) 式の $h(S)$ に当てはめると, (9) 式との関係から $C_y^{\beta'} = \{k/(\alpha C_y^\beta)\}^{1/2} dC_y$ となり,

$$\beta = 2(1-\beta') \quad (10)$$

が得られるので, (10) 式を用いて $\beta'_{(r=0)}$ から β を推定した. 時系列解析への適用

変動の大きさの水準依存性が時系列解析に与える影響を検討するため, 無変換の値, 求められた変換の値, 対数変換の値の3つについて簡単な時系列解析を行って変動を比較した.

結果

漁獲量変動の水準依存性

全国の漁獲量 C_y とその移動平均値 M_y および残差 R_y の変動を Fig. 1 に示した. 漁獲量の変動には, 1930 年代と 1980 年代に高水準期, 1900 年代と 1960 年代に低水準期を持つ長期変動が明瞭に現れている.

全国の漁獲量における $C_{y+1}-C_y$ と C_y の関係を Fig. 2 に示した. なお, C_y が小さい範囲にデータが偏るのを防ぐため, 図の横軸には C_y の常用対数値をプロットした. また, Fig. 1 で見られるように, 漁獲量は位相の変化をともなう長期変動が明瞭であり, データが長い期間に及ぶことから年代により漁業規模が変化している可能性がある. そこで, 漁獲量変動の位相や年代による $C_{y+1}-C_y$ と C_y の関係の違いがわかるように, データを極小年 (1965 年) と極大年 (1936 年と 1988 年) で4つの期間に区切って示した.

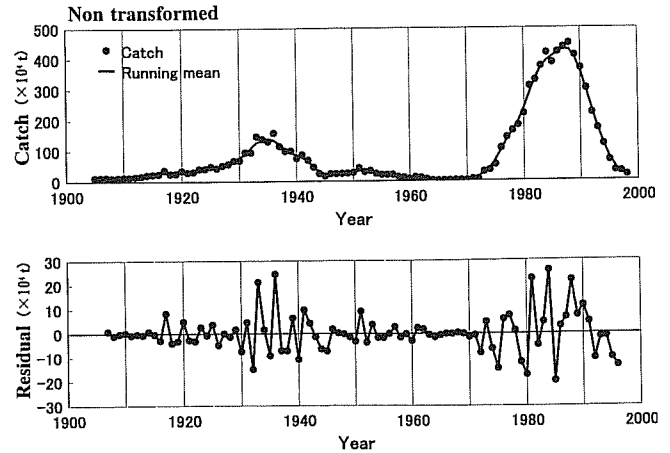


Figure 1. Variations of sardine catch around Japan. Catch and weighted running mean of that for 5 years: upper. Residual of catch from running mean: lower.

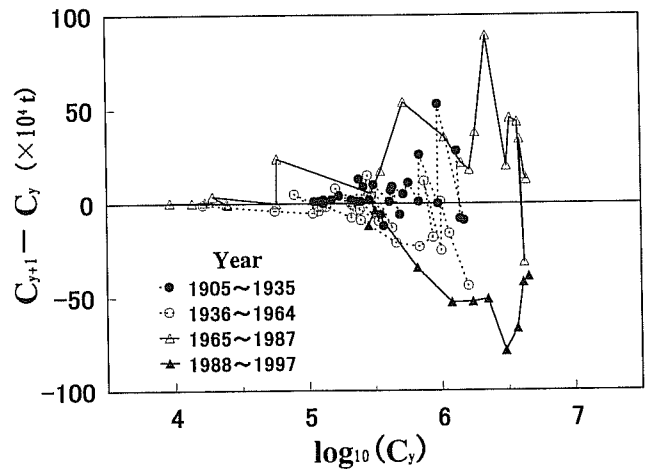


Figure 2. Relation between sardine catch around Japan in year y , C_y , and that yearly change, $C_{y+1}-C_y$.

$C_{y+1}-C_y$ は, 1980 年代の漁獲量高水準期に相当する $\log_{10}(C_y)$ が 6.4 (約 250 万トン) を上回る範囲でやや負に偏る傾向が見られるが, その偏りは小さく, $\log_{10}(C_y)$ が 6.4 を下回る範囲でも大きな偏りは見られない. $C_{y+1}-C_y$ の絶対値は, C_y の増加にともない大きくなる傾向があるが, $\log_{10}(C_y)$ が 6.4 を上回る範囲で相対的にやや小さい傾向がある. また, $C_{y+1}-C_y$ の絶対値は年代により異なり, 1965 年以前より 1965 年以降の方が大きい傾向がある.

Fig. 3 に, 全国の漁獲量における $\log_{10}(\text{MSC})$, $\log_{10}(\text{MSM})$ および $\log_{10}(\text{MSR})$ それぞれと $\log_{10}(\text{MC})$ の関係を示した. $\log_{10}(\text{MC})$ と 3 者それぞれの関係は概ね直線関係にあり, 最小 2 乗法による回帰直線の決定係数は 0.715~0.739 ($p < 0.001$) と高かった. ただし, 3 者とも各値が, 回帰直線に

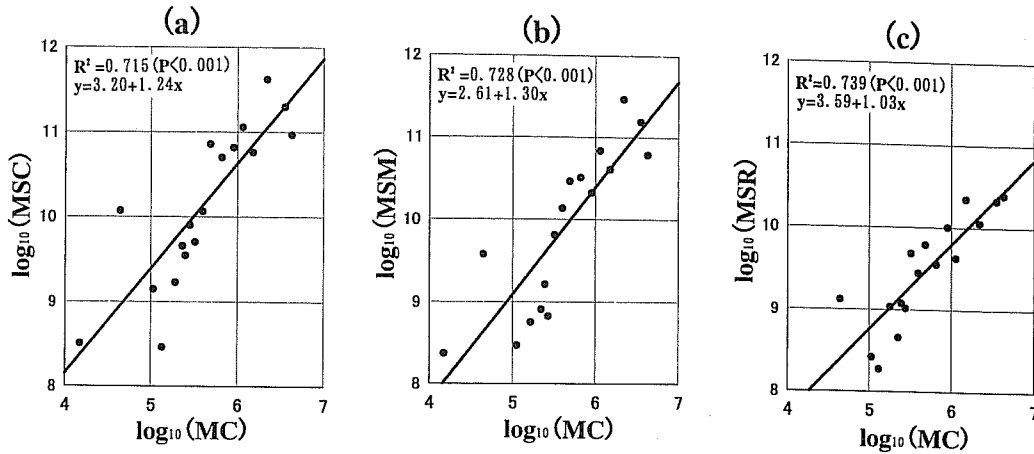


Figure 3. Relations between $\log_{10}(\text{MSC})$ and $\log_{10}(\text{MC})$: (a), between $\log_{10}(\text{MSM})$ and $\log_{10}(\text{MC})$: (b), and between $\log_{10}(\text{MSR})$ and $\log_{10}(\text{MC})$: (c), for sardine catch around Japan. MSC, MSM, MSR and MC were respectively mean value of $(C_{y+1}-C_y)^2$, $(M_{y+1}-M_y)^2$, $(R_y)^2$, and C_y , calculated by the data sets which consisted of five data in increasing order of C_y . Where, M_y was running mean of C_y and R_y was residual of catch from running mean.

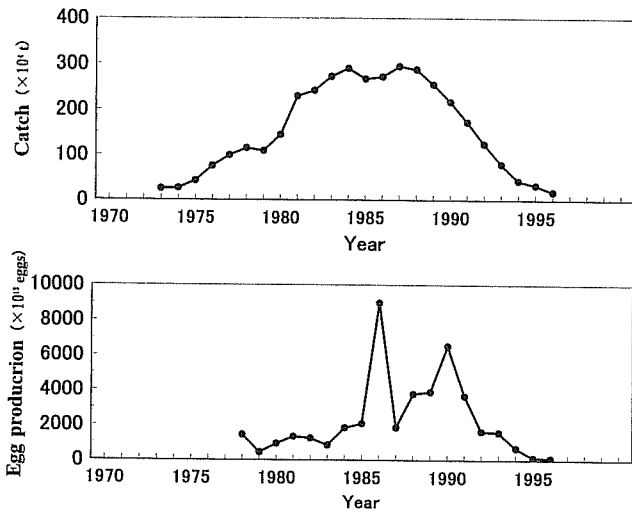


Figure 4. Variation of catch: upper, and that of egg production: lower, for sardine along the Pacific coast of Japan.

対して $\log_{10}(\text{MC})$ が 6.0 付近で大きいのに対し、 $\log_{10}(\text{MC})$ が 6.5 以上では小さく、多少上に凸状に分布する傾向が見られる。回帰直線の傾きは、 $\log_{10}(\text{MSC})$ では 1.24, $\log_{10}(\text{MSM})$ では 1.30, $\log_{10}(\text{MSR})$ では 1.03 であった。

産卵量と漁獲量の比較

太平洋岸の漁獲量 C_y と産卵量 E_y の変動を Fig. 4 に示した。産卵量のピークは漁獲量のピークより数年遅れている。漁獲量では 1980 年代の高水準期の変動がさほど大きくないのに対して、産卵量では 1986 年から 1991 年にかけての高水準期の変動が大きい。

C_y と $C_{y+1}-C_y$ の関係および E_y と $E_{y+1}-E_y$ の関係を Fig. 5 に示した。 $C_{y+1}-C_y$ の絶対値は $\log_{10}(C_y)$ が 6.2 付近で最

も大きく、 $\log_{10}(C_y)$ がそれより大きいところではやや小さい傾向がある。一方、 $E_{y+1}-E_y$ の絶対値は、 E_y の大きいところで小さくなる傾向は見られず、 E_y の増加とともに大きくなる。

産卵量は産卵親魚量を反映し、数年前の資源量を表すと期待される。産卵量と漁獲量の関係を 0~5 年のタイムラグをとって調べたところ、両者の関係には対数関数のあてはまりが比較的良く、回帰式の決定係数は産卵量 E_y と 2 年前の漁獲量 C_{y-2} との間で最も高かった ($R^2=0.688$, $P<0.001$)。 E_y と C_{y-2} との関係を Fig. 6 に示した。 E_y が約 2,000 兆粒、 C_{y-2} が約 250 万トンを下回る範囲では、 C_{y-2} は概ね E_y に比例して大きくなるが、それらを上回る範囲では、 E_y が増加しても C_{y-2} はほとんど大きくならない。

変換の選定とパラメータ β の推定

全国の漁獲量について、(9) 式の β' に対する $(C'_{y+1}-C'_y)^2$ と C'_y の相関係数を求めたところ、相関係数がほぼ 0 となる β' ($\beta'_{(r=0)}$) は 0.30 で、 β' が 0.11 から 0.48 の範囲では相関は 5% 水準で有意ではなかった。 $\beta'_{(r=0)}$ (=0.30) から (10) 式を用いて推定される β は 1.40 で、 $\log_{10}(\text{MSC})$ と $\log_{10}(\text{MC})$ の回帰直線の傾きとして推定される値 1.24 よりやや大きい。

全国の漁獲量について、 $(C'_{y+1}-C'_y)^2$ と C'_y との相関係数が 0 となる $\beta'_{(r=0)}$ (=0.30) における C'_y と $C'_{y+1}-C'_y$ の関係を Fig. 7 に示した。1980 年代の高水準期に相当する C'_y が 83 (約 250 万トン) を上回る範囲では、 $C'_{y+1}-C'_y$ の絶対値が C'_y の増加とともにやや減少する傾向が見られるが、全体として $C'_{y+1}-C'_y$ の絶対値が C'_y の大きさに依存する傾向は大きく緩和されている。

時系列解析への適用

Fig. 8 に全国の漁獲量の 0.30 乗変換値を、Fig. 9 に対数 (常用対数) 変換値を、それぞれ加重移動平均値と残余と

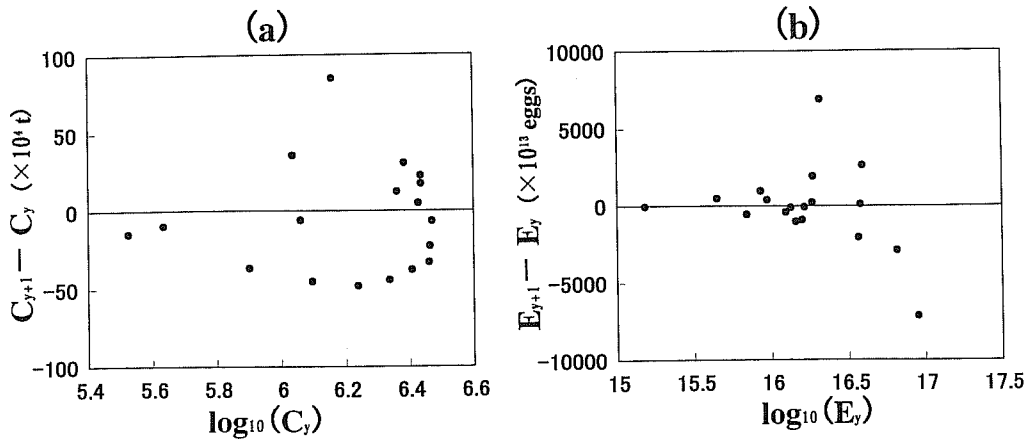


Figure 5. Relation between C_y and $C_{y+1} - C_y$: (a) and relation between egg production in year y , E_y , and that yearly change, $E_{y+1} - E_y$: (b), for sardine along the Pacific coast of Japan.

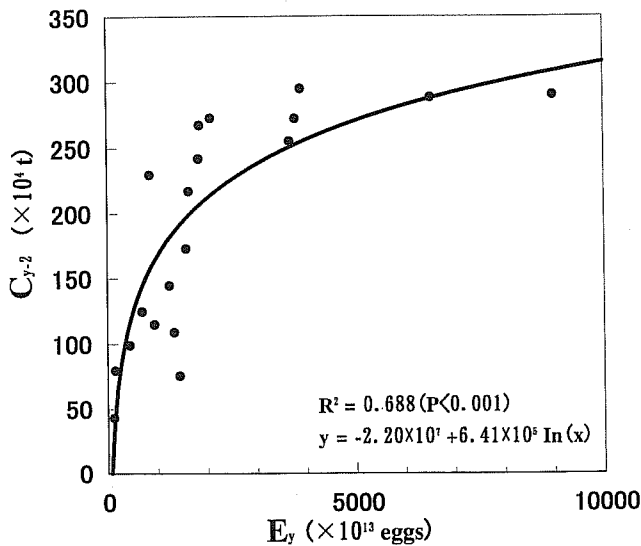


Figure 6. Relation between E_y and catch in 2 years before, C_{y-2} , for sardine along the Pacific coast of Japan.

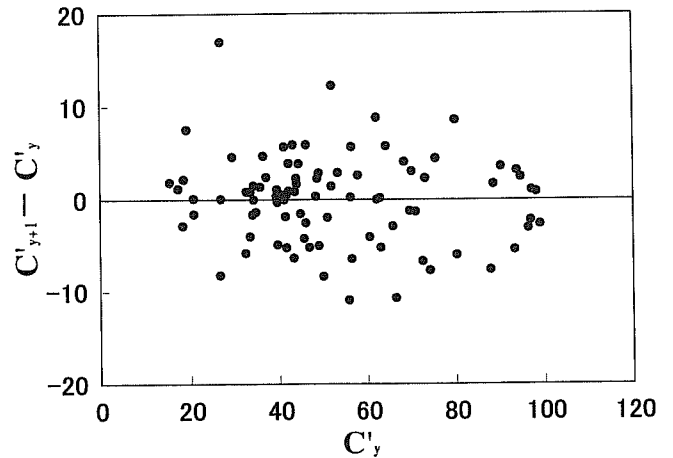


Figure 7. Relation between C'_y and $C'_{y+1} - C'_y$ for sardine catch around Japan. C'_y was transformed from C_y by $C'_y = C_y^{\beta}$ with $\beta'_{(r=0)} (=0.30)$ which enabled a correlation coefficient between C'_y and $(C'_{y+1} - C'_y)^2$ to be 0.

ともに示した, 0.30 乗変換は先の解析で全国の漁獲量において変動の大きさの水準依存性除去に最適と推定された変換, 対数変換は $E\{(C_{y+1} - C_y)^2\}$ が C_y の 2 乗に比例する場合 ($\beta=2$) の水準依存性除去に有効な変換であり, 漁獲量変動の記述や解析の際にしばしば用いられる。

Fig. 2 の無変換を加えた3つの変換で値の変動を比較すると, 長期変動を示す移動平均値は, 無変換では上に突出しているのに対して, 対数変換では下に突出している。すなわち, 無変換では漁獲量高水準期の変動が, 対数変換では低水準期の変動がそれぞれより明瞭に現れる。一方, 0.30 乗変換では, 移動平均値は両者の中間的な変動を示し, 変動の大きさが水準に依存する傾向はほとんど見られない。移動平均値の年変動の 2 乗 ($(M_{y+1} - M_y)^2$ もしくは $(M'_{y+1} - M'_y)^2$) と変換値 (C_y もしくは C'_y) の相関を求めたと

ころ, 相関は無変換では 0.535 ($P < 0.001$), 対数変換では 0.240 ($P < 0.05$) と高かったが, 0.30 乗変換では 0.173 ($P > 0.1$) と低かった。

短期変動を示す残余の変動も, 無変換では高水準期に大きいのに対して, 対数変換では低水準期に大きく, 両者とも水準に依存して変動の大きい期間の変動が強調されている。一方, 0.30 乗変換では, 変動の大きさが水準に依存する傾向は見られず, 全期間に渡って数年スケールの変動が表れている。残余の 2 乗 ($(R_y)^2$ もしくは $(R'_y)^2$) と変換値 (C_y もしくは C'_y) の相関を求めたところ, 相関は, 無変換では 0.532 ($P < 0.001$), 対数変換では 0.434 ($P < 0.05$) と高かったが, 0.30 乗変換では 0.120 ($P > 0.1$) と低かった。

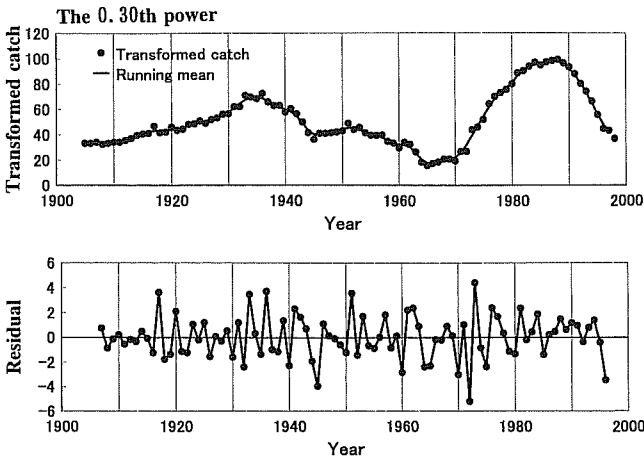


Figure 8. Variations of sardine catch around Japan transformed with the 0.30th power. Transformed catch and weighted running mean of that for 5 years: upper. Residual of transformed catch from running mean: lower.

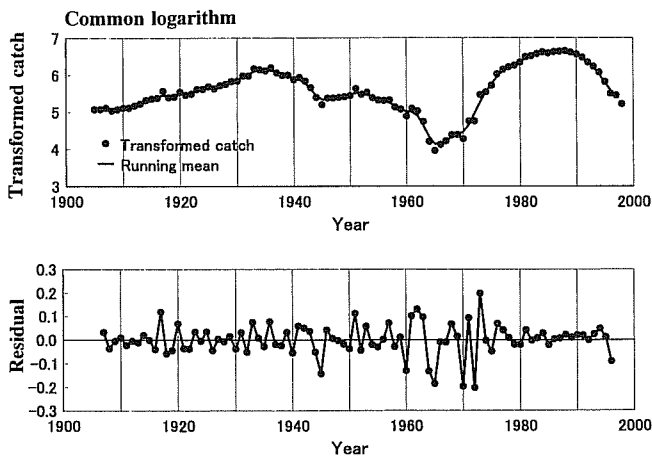


Figure 9. Variations of sardine catch around Japan transformed with the common logarithm. Each panel shows same as Figure 8.

考察

漁獲量変動の水準依存性

漁獲量変動への環境など漁獲量水準以外の要因の影響は、データから漁獲量の変動および変動の大きさと水準の関係をみだす際に偏りを生じる原因になる可能性がある。全国の漁獲量は周期的な長期変動が明瞭であることから、資源量の位相にともなう変動の大きさも変わっている可能性がある。また、Fig. 2 では、年代により変動の大きさが異なる傾向が見られた。これら資源量の位相や年代による変動の大きさの違いは、漁獲量水準以外の要因の影響を含んでいると考えられる。データ数は必ずしも十分ではないので、本報の結果は、漁獲量水準以外の要因の影響による偏りを含んでいる可能性があり、その点に注意を要する。

全国の漁獲量では、 $C_{y+1}-C_y$ は $\log_{10}(C_y)$ が 6.4 を上回る範囲でやや負に偏る傾向が見られたが、その偏りは小さく、他の範囲でも大きな偏りは見られなかった (Fig. 2)。このことから、漁獲量の変動は漁獲量水準の高いところで負にやや偏るものの、水準に依存した変動の偏り $E(\Delta S)$ は十分小さいと見なせる。したがって、変動の大きさ $(E\{\Delta S\}^2)$ は、変動のばらつきの大きさ $(E\{\Delta S - E(\Delta S)\}^2)$ に等しいと仮定しても大きな誤りを導くことはないと言える。

全国の漁獲量では、 $C_{y+1}-C_y$ の絶対値が C_y の増加にともない大きくなる傾向は明瞭であった (Fig. 2)。このことは、漁獲量の変動の大きさは漁獲量水準に依存し、概ね漁獲量の増加にともない変動も大きくなることを示している。 $\log_{10}(MC)$ と $\log_{10}(MSC)$ の回帰直線の決定係数が 0.715 ($P < 0.001$) と高いことから (Fig. 3), $E\{(C_{y+1}-C_y)^2\}$ は概ね C_y のべき関数で表すことができる。ただし、 $C_{y+1}-C_y$ の絶対値は 1980 年代の漁獲量高水準期に相当する $\log_{10}(C_y)$ が 6.4 を上回る範囲で相対的にやや小さい傾向があり、 $\log_{10}(MSC)$ は回帰直線に対し、 $\log_{10}(MC)$ が 6.5 以上では小さい傾向がみられた。これに対して、太平洋岸の産卵量では、漁獲量高水準期に変動が小さくなる傾向が見られなかったことから (Fig. 5)、漁獲量の変動が高水準期に相対的に小さくなる現象は、資源量の位相に対応した変動の縮小にともなうものではなく、漁獲量水準に依存した現象と考えられる。

以上のような漁獲量の変動と水準の関係を数理的に考察する。漁獲量の変動 ΔC が漁獲量 C に比例するならば、 $E\{(\Delta C)^2\}$ は C^2 に比例する。このときは $\beta=2$ となり、 $E\{(\Delta C/C)^2\}$ は C と独立になる。 $E\{(C_{y+1}-C_y)^2\}$ を C_y のべき関数と仮定した場合のべき β は、 $\beta'_{(=0)}$ から 2 よりも小さい値 (1.40) と推定された。また、 $\log_{10}(MSC)$ と $\log_{10}(MC)$ の関係は C_y の大きいところで直線関係から下へずれる傾向が見られた。これらのことは、 $E\{(\Delta C/C)^2\}$ が C の増加とともに減少し、特に C が大きいところでより大きく減少することを示唆している。

漁獲量 C が資源量 N と漁獲利用率 F の積 ($C=NF$) で表されるならば、

$$\Delta C = F\Delta N + N\Delta F \tag{11}$$

と近似できるので、

$$E\{(\Delta C/C)^2\} = E\{(\Delta N/N)^2\} + 2E\{(\Delta N/N)(\Delta F/F)\} + E\{(\Delta F/F)^2\} \tag{12}$$

となる。

マイワシは 0 歳で資源加入し、1~2 歳で産卵を開始することが知られている (近藤ら, 1976)。太平洋岸の産卵量 E_y と 2 年前の漁獲量 C_{y-2} との間で強い相関が見られたことは、 E_y が 2 年前の資源量を、また、産卵量に対する 2 年

前の漁獲量の比 C_{y-2}/E_y が 2 年前の漁獲利用率を反映していることを示している。Fig. 6 で、 C_{y-2} は、 E_y が約 2,000 兆粒を下回る範囲では概ね E_y に比例して大きくなるのに対して、 E_y が約 2,000 兆粒を上回る範囲では E_y が増加してもほとんど大きくならなかった。このことは、漁獲利用率は資源量に依存し、資源量が小さい範囲では一定であるが、資源量がある程度大きくなると漁獲量が一定となるように変化することを示唆している。

このように、漁獲利用率が資源量に依存することから、 $E\{(\Delta C/C)^2\}$ は、資源量による $E\{(\Delta N/N)^2\}$ の変化と資源量に依存した漁獲利用率による $2E\{(\Delta N/N)(\Delta F/F)\} + E\{(\Delta F/F)^2\}$ の変化の両方に影響されると考えられる。

まず、資源量に依存した漁獲利用率による $2E\{(\Delta N/N)(\Delta F/F)\} + E\{(\Delta F/F)^2\}$ の変化について考える。資源量が小さいとき漁獲利用率が一定と仮定すると、 $\Delta F=0$ だから、 $2E\{(\Delta N/N)(\Delta F/F)\} + E\{(\Delta F/F)^2\} = 0$ となり、 $E\{(\Delta C/C)^2\} = E\{(\Delta N/N)^2\}$ となる。一方、資源量がある程度大きいとき漁獲量が一定 ($\Delta C=0$) と仮定すると、(12) 式より、資源量の増減に対して漁獲利用率が $\Delta F/F = -\Delta N/N$ となるような応答をする。そのため、 $2E\{(\Delta N/N)(\Delta F/F)\} + E\{(\Delta F/F)^2\} = -E\{(\Delta N/N)^2\}$ となり、当然ではあるが、 $E\{(\Delta C/C)^2\} = 0$ となる。

以上のように、資源量に依存した漁獲利用率による $2E\{(\Delta N/N)(\Delta F/F)\} + E\{(\Delta F/F)^2\}$ の変化により、 $E\{(\Delta C/C)^2\}$ は $0 \sim E\{(\Delta N/N)^2\}$ の値をとり、資源量がある値より大きくなると $E\{(\Delta N/N)^2\}$ より小さくなると考えられる。 $E\{(\Delta C/C)^2\}$ が C の増大にともなって減少する、特に C の大きいところで大きく減少するのは、漁獲利用率の資源量変動に対する応答によるものと推察される。

漁獲能力に対して資源量が大きすぎると漁具の飽和と呼ばれる漁獲能率の低下が起こることが指摘されている (Gulland, 1990)。また、マイワシでは、漁獲量が需要量を大きく上回る豊漁期に価格維持のため漁獲制限が行われたことが報告されている (愛知水試, 1985)。1980 年代の高水準期における漁獲利用率の低下は、漁具の飽和や漁獲制限によるものと考えられる。

次に、資源量による $E\{(\Delta N/N)^2\}$ の変化について考える。太平洋岸の $E_{y+1} - E_y$ の絶対値は、 E_y の大きいところで小さくなる傾向は見られなかった。このことから、 $E\{(\Delta N/N)^2\}$ が資源量の増加にともない急激に減少することはないと考えられる。ただし、太平洋岸のマイワシの再生産率 (産卵量に対する加入量の比) が資源量の増大とともに低下することから (Wada and Jacobson, 1998)、 $\Delta N/N$ は資源量によって正・負に偏る傾向があると考えられる。それにともない $E\{(\Delta N/N)^2\}$ も変化する可能性があるが、細かな $E\{(\Delta N/N)^2\}$ の変化は、資源量を反映すると考えられる産卵量のデータがそれを見いだせるほど十分な数がないので、今後の課題である。

最後に、漁獲量の変動の大きさが年代によっても異なることについて、若干検討しておく。Fig. 2 では、1965 年以降の C_y の変動はそれ以前に比べて大きい傾向が見られた。(11) 式で ΔC と F との関係に注目すると、 F が大きいほど ΔC の絶対値も大きくなる。戦後、漁船の大型化や漁具・漁労設備の発展にともなって、漁獲利用率が大きくなっている可能性がある。1965 年以降の C_y の変動がそれ以前に比べて大きいことは、1965 年以降の漁獲利用率がそれ以前に比べて大きいことが原因と考えられる。

求められた変換の問題点

漁獲量変動の水準依存性の除去は、漁獲利用率が一定という仮定の下で、漁獲量変動から資源量水準の影響を除去して、資源量水準以外の要因による資源量の変動を抽出することを目的としている。求められた変換は、漁獲量変動の大きさの水準依存性を除去するための変換だが、水準の高いところで変動が多少負に偏る傾向のあることを除けば、変動の偏りは小さいことから、変動の水準依存性を除去するための変換と見なしても良い。そして、Fig. 7 に示されるように、 $E\{(C_{y+1} - C_y)^2\}$ が C_y のべき関数として求めた変換 (0.3 乗変換) は C_y の増加にともなう変動の増大を大幅に軽減することができた。したがって、変換値は資源量水準以外の要因による資源量の変動をある程度表していると考えられる。

ただし、 $E\{(C_{y+1} - C_y)^2\}$ が C_y のべき関数から多少ずれているために、変換値の変動は 1980 年代の高水準期にやや小さく、変動の水準依存性は完全には除去されていない。また、変換では、年代による漁獲利用率の違いが原因と考えられる漁獲量変動の大きさの年代による違いは除去できない。このように、変換値には、1980 年代の高水準期における変動の相対的な縮小の原因と考えられる漁獲利用率の変化や年代による漁獲利用率の違いの影響が残っていることに注意を要する。変動の大きさの水準依存性をさらに厳密に除去するには、 $E\{(C_{y+1} - C_y)^2\}$ と C_y との関係にべき関数よりあてはまりの良い関数を採用する、あるいは、資源量に依存した漁獲利用率の変化を補正する必要がある。また、漁獲量変動の大きさの年代による違いについては、年代による漁獲利用率の違いを補正する必要がある。

なお、 $\log_{10}(\text{MSC})$ と $\log_{10}(\text{MC})$ の関係は $E\{(C_{y+1} - C_y)^2\}$ と C_y のおおよその関係を調べるのに便利だが、 $\log_{10}(\text{MC})$ と $\log_{10}(\text{MSC})$ の回帰直線の傾きとして推定される β は $\beta_{(r=0)}$ から推定される β と多少異なり、平均値を求めることによる偏りを含んでいる可能性がある。変換は、 $\log_{10}(\text{MSC})$ と $\log_{10}(\text{MC})$ との関係から求めるより、本報で用いた $\log_{10}(\text{MSC})$ と $\log_{10}(\text{MC})$ との関係から関数型を決めて最適な関数パラメータを探索する方法により求めた方が合理的であろう。

水準依存性の時系列データ解析への影響

Fig. 3 で示されるように、全国漁獲量において、 $\log_{10}(\text{MSM})$

および $\log_{10}(\text{MSR})$ それぞれと $\log_{10}(\text{MC})$ の関係は $\log_{10}(\text{MSC})$ と $\log_{10}(\text{MC})$ の関係とよく類似しており、 $\log_{10}(\text{MSM})$ と $\log_{10}(\text{MSR})$ の回帰直線の傾き（それぞれ 1.30 と 1.03）は $\log_{10}(\text{MSC})$ の傾き (1.24) に近い値であった。このように、漁獲量変動の大きさに見られる水準依存性は、変動の時間スケールによらず、長期変動と短期変動にも概ね同様に表れる。求められた変換は、変換値の移動平均値の年変動および残余の2乗と変換値の間で相関が認められなかったことから、変動の時間スケールによらず、変動の大きさの水準依存性の除去に有効と考えられる。

変動の様子は変換により大きく異なり、0.30 乗変換では水準によらず変動が比較的明瞭に現れていたが、無変換や対数変換ではそれぞれの変換に特徴的な水準の変動が強調された (Fig. 1, Fig. 8 および Fig. 9)。このことは、変動の水準依存性が十分に除去されていないデータでは、資源量水準以外の要因による変動が必ずしも適正に現れていない可能性のあることを示している。変動の水準依存性は、漁獲量に限らずあらゆる変動量が持っている可能性があるため、それらの解析には十分注意する必要がある。データ解析の目的によっては、変動の水準依存性の除去が必要と考えられる。

本報の方法で求められた変換はいくつかの問題点を持つものの、水準依存性の影響をある程度除去することができた。また、変換に用いたべき関数自体が平易なものであり、 $\beta'_{(r=0)}$ は最適化問題を処理できる表計算ソフトを用いれば簡単に求めることができるので、厳密さを必要としない解析では、十分に実用的と思われる。

引用文献

- 愛知県水産試験場 (1985) 沿岸漁船漁業における経済生産性の解明。愛水試Cしゅう59号, 77 pp.
 藤沢偉作・池内智 (1988) 予測の理論。現代数学社, 京都, 117 pp.
 Gulland, J.A. (1990) 水産資源解析学入門。恒星社厚生閣, 東京,

- 288 pp.
 石田実・菊池弘 (1992) 日本の太平洋岸（常磐～薩南海域）におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類の月別, 海域別産卵状況: 1989年1月～1990年12月。水産庁中央水産研究所, pp 86.
 菊池弘・小西芳信 (1990) 日本の太平洋岸（常磐～薩南海域）におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類の月別, 海域別産卵状況: 1987年1月～1988年12月。水産庁中央水産研究所, 72 pp.
 近藤恵一・堀義彦・平本紀久雄 (1976) マイワシの生態と資源。水産研究業書, 30, 68 pp.
 久保田洋・大関芳沖・石田実・小西芳信・後藤常夫・銭谷弘・木村量 (1999) 日本周辺水域におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ属魚類, ウルメイワシの卵仔魚およびマアジ仔魚とスルメイカ幼生の月別分布状況: 1994年1月～1996年12月。水産庁研究所資源管理研究報告, A-2, 352 pp.
 久野英二 (1968) 水田における稲ウンカ・ヨコバイ類個体群の動態に関する研究。九州農試集報, 14, 131-246.
 黒田一紀 (1991) マイワシの初期生活期を中心とする再生産過程に関する研究。中央水研研究報, 3, 25-278.
 森慶一郎・黒田一紀・小西芳信 (1988) 日本の太平洋岸（常磐～薩南海域）におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類の月別, 海域別産卵状況: 1978年1月～1986年12月。東海区水産研究所資料集, 321 pp.
 竹内啓・藤野和建 (1981) 2項分布とポアソン分布。東京大学出版会, 東京, pp 262.
 Taylor, L.R. (1961) Aggregation, variance and the mean. Nature, London, 189, 732-735.
 Taylor, L.R., I.P. Woiwod and J.N. Perry (1978) The density dependence of spatial behaviour and the rarity of randomness. J. Anim. Ecol., 47, 383-06.
 上野正博 (1986) 反復ネット採集におけるカタクチイワシ卵仔魚採集数の変動。日本誌, 52, 1149-1152.
 上野正博 (1990) 卵仔魚採集個体数の平均値と分散の関係。日本海洋学会誌, 46, 125-134.
 Wada, T. and L.D. Jacobson (1998) Regimes and stock-recruitment relationships in Japanese sardine (*Sardinops melanostictus*), 1951-1995. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55, 2455-2463.
 銭谷弘・石田実・小西芳信・後藤常夫・渡邊良朗・木村量 (1995) 日本周辺水域におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類, ウルメイワシ, およびマアジの卵仔魚とスルメイカ幼生の月別分布状況: 1991年1月～1993年12月。水産庁研究所資源管理研究報告, A-1, 368 pp.