

## 第2章 比較操業実験から選択性曲線を推定するための統計モデル

### 1. 従来の解析手法の問題点と新たな解析手法

甲殻類を対象としたかご漁具の網目、脱出口あるいは入口の漁獲選択性を評価する手法には、網目や脱出口のサイズと対象水族の体サイズの関係に基づく理論的な方法と、実験結果に基づく方法がある。さらに、漁獲選択性についての実験は水槽実験と野外実験に区分することができる。どの手法を用いるべきかは目的により異なるであろうが、網目規制などの具体的な資源管理方策の根拠を得ることが目的であれば、最終的には実際の操業条件下での実験結果に基づく漁獲選択性の評価が望ましい。

かご漁具では、網目など分離部位の大きさが異なる複数種のかごを用いた比較操業実験<sup>26-31)</sup>と二重かごによる操業実験が行われている<sup>32)</sup>。外網と内網を持つ二重かごによる実験では、カバーネットを用いる底曳き網のコードエンドの選択性試験と同様に、漁具の構造が通常のものとは異なるため、正常性に問題があるが、比較操業実験では通常のものと同じ構造のかごを用いることができるため正常性は保たれる。しかし、比較操業実験は一般操業に近い条件で実施できる反面、選択性以外の実験条件を等しく保つのが困難であるため、等質性に問題がある。このため、比較操業実験では、選択性の違いとそれ以外の漁獲性能の違いが複合されて結果に表れることが指摘されている<sup>33)</sup>。

比較操業実験から選択性曲線を求めるために、これまで主に2つの方法が用いられてきた。網目の選択性曲線を例にとると、1つは実験に使用した目合のうちで最小の目合による漁獲物のサイズ組成を、実験した海域の対象資源のサイズ組成とみなし、サイズ別にその他の目合による漁獲個体数との比、すなわち漁獲比を計算し、選択性を求める方法である<sup>26,27,34,35)</sup>。この方法では、最小目合での漁獲が0の階級のデータは利用できない。また、目合の違いにより漁獲性能が異なる場合には、補正が必要となる。1975年に出されたFAOのマニュアル<sup>36)</sup>では、底曳き網の交互操業実験データの解析を例に、このような漁獲性能の違いを補正して漁獲選択性を評価する手法が説明されているが、補正方法は必ずしも客観的ではない。Simpson<sup>37)</sup>は、漁獲比が1を越える階級のデータを用いて、

<sup>2</sup> 検定により漁獲性能の違いを客観的に評価しようとした。しかし、両方法とも漁獲比を用いているため、選択率が1となる階級を明確には定義できない<sup>10)</sup>。

もう1つは、刺網の選択性曲線推定のために開発された石田の方法<sup>38)</sup>の適用である<sup>28,30,31)</sup>。石田の方法はBaranovの仮定に基礎を置き、体長毎に求めた各目合に対する相

対効率を、ある目合における換算体長の相対効率とみなして選択性を求める方法であり、任意の目合の網目選択性曲線を決定できる<sup>39)</sup>。なお、Baranovの仮定とは、ある選択性を示す目合と魚の大きさとの組み合わせには幾何学的な相似関係が成り立つという仮定である。魚類の大きさは一般的に全長や体長などで示され、甲殻類の大きさは甲長や甲幅で示されることが多いが、これらの部位が網目や脱出口などの漁具の分離部位を通過できるかどうかに関係するとは限らない。魚が網目を抜けるかどうかを表現するためには、一般に最大胴周長と網目内周長を用いるのが妥当であり、カニ類を対象としたかご漁具の脱出口では甲高と脱出口の高さの関係あるいは甲長と脱出口の幅の関係が、またアナゴ筒の水抜き孔では最大胴周と水抜き孔内周長の関係が、それぞれ重要といわれる<sup>40)</sup>。全長、体長、甲長、甲幅といった一般的な測定部位を用いた場合、測定部位の大きさが漁具の分離部位を通過できるかどうかに関係する部位の大きさと比例関係にない時には、Baranovの仮定は成立しない。さらに網目についても、蛙又結節では2脚間隔があるため、網目内周は目合の2倍よりも大きくなり<sup>33)</sup>、目合と網目内周は比例関係にはない。石田の方法を使用する場合には、Baranovの仮定の成立を確認する必要があることが指摘されている<sup>39)</sup>。また、石田の方法では漁獲性能の違いを評価することは困難であり、漁具間に漁獲性能の違いがある場合には、選択性の評価に大きく影響することが考えられる。梨本<sup>41)</sup>は、サケ・マス類の資料を使って刺網の刺し漁獲による選択性を力学的に求め、尾叉長が大きくなると相対的効率は増加し、相対的効率が最大となる目合と尾叉長との比は、尾叉長が大きくなるとともに減少し、同じ曲線状には表示できないことを示した。

選択性曲線の推定には、上記2つの方法が使われる場合が多いが、累積度数分布が用いられる場合もある<sup>29,42)</sup>。

従来、体サイズ別に求められた漁獲比あるいは相対効率のプロットへの選択性曲線の当てはめには、フリーハンドや最小二乗法などの方法が用いられてきた。しかし、プロットのパラツキが大きい場合には、フリーハンドによる当てはめは、かなり主観的なものになってしまう。また、最小二乗法の場合には、はずれ値に大きく影響されるため、重み付けなどが必要となる<sup>11)</sup>。

このように、従来の解析方法には、漁獲性能の違いと漁獲選択性の違いの分離や、同じ相対効率を示す魚体の測定部位と漁具の分離部位の大きさの組み合わせにBaranovの仮定が成立しない場合の取り扱い、さらには

選択性曲線の当てはめに多くの問題があった。しかし、これらの問題は、SELECTモデル (Share Each Length's Catch Total)<sup>9,43)</sup> とマスターカーブ法<sup>44-46)</sup> により、大きく改善されてきている。

近年、水産資源学分野において、最尤法を適用した研究が増えており、その有用性が示されている<sup>11,47,48)</sup>。漁具の漁獲選択性の研究においても、最尤法を用いる方法は標準的な方法となりつつある<sup>49,50)</sup>。SELECTモデルは、選択性以外の漁獲性能をパラメータとしてモデルに組み込み、選択性曲線のパラメータとともに最尤推定することにより、漁獲選択性と漁獲性能を分離して評価することを可能とした。また、SELECTモデルでは、選択性曲線の種類が異なるモデルや、漁獲性能に対する仮説が異なるモデルなど、複数のモデルのデータへの適合度を評価し、より適切なモデルを選択することができる。さらに、最尤法により、選択性曲線の当てはめにおける観測度数の小さい階級の取り扱いの問題も解消されている。このように、SELECTモデルには従来の選択性の解析手法に比べ多くの利点があるため、底曳き網やかご漁具などで適用例が増えている<sup>13,51-61)</sup>。

一方、網目などの分離部位の大きさのみが異なる数種類の漁具を用いた比較操業実験結果の解析では Baranov の仮定が成立する場合には、石田の方法などを用いて任意の分離部位の大きさに対する選択性曲線を求めることができる。しかし、刺網や底曳き網の目合と漁獲された魚の体長のように、Baranov の仮定が必ずしも成立しない場合でも、マスターカーブ法を用いると任意の目合に対する選択性曲線の推定が可能である<sup>44,45)</sup>。これは、マスターカーブ法では同じ選択率を示す体長 ( $l$ ) と目合 ( $m$ ) の関係が比例関係からずれている場合に、これを補正する変数  $l_0$  と  $m_0$  を用いるためである。このような補正のための変数導入は、本研究が対象とするケガニのように、選択性を決定する体の部位が明確になっていない場合にも、柔軟なデータ解析を可能にすると考えられる。マスターカーブ法は刺網や底曳き網の網目選択性に限らず、かご網や定置網の箱網の網目選択性、底曳き網のグリッドバー間隔やかご漁具の脱出口のサイズ選択性にも適用可能である<sup>46)</sup>。

本研究では、上述したように多くの利点を有する SELECTモデルとマスターカーブ法を基本として、ケガニかごの網目選択性と脱出口の選択性の解析方法の検討を行った。

## 2. 目合別及び脱出口サイズ別の選択性曲線の推定

### 2.1 2種類の漁具を用いた場合のSELECTモデル

ケガニかごの網目選択性を求めるための比較操業実験

を例に、SELECTモデルによるケガニかごの漁獲過程のモデル化について述べる。Fig. 8 に示したように、非選択な目合の対照かごと、漁獲選択性を求めようとする目合の実験かごに注目する。ただし、対照かごと実験かごは、目合の違いを除きすべて同じ構造とする。これら2種類のかご全体に接触する甲長階級  $i$  のケガニの数が、平均  $\mu_i$  のポアソン分布をすると仮定する。ただし、ここでいう接触とはかごの選択性への接触を意味する。これらのケガニが選択性を求めようとする実験かごに接触する確率を  $p$  とすると、対照かごに接触する確率は  $1-p$  となる。したがって、実験かごに接触するケガニの数は  $\mu_i \cdot p$  であり、対照かごに接触するケガニの数は  $\mu_i \cdot (1-p)$  である。実験かごでは、ケガニは先ずかごの網面を登る時に網目の選択性を受け、次に入口の選択性を受けてかごの内部に入る。その後、かごから出ようとするケガニは、再度、網目の選択性を受ける。一方、対照かごの網目は非選択であるので、ケガニは入口の選択性のみを受ける。実験かごにおいて網面を登る時の網目の選択率、入口の選択率、ケガニがかごから出ようとする時の目合の選択率を、それぞれ甲長階級  $i$  のケガニの甲長  $l_i$  の関数として  $r_a(l_i)$ 、 $r_b(l_i)$ 、 $r_c(l_i)$  とすると、最終的に実験かごによる漁獲尾数の期待値  $N_{i1}$  と、対照かごによる漁獲尾数の期待値  $N_{i2}$  は、次式 (2-1)、(2-2) で示される。

$$N_{i1} = \mu_i \cdot p \cdot r_a(l_i) \cdot r_b(l_i) \cdot r_c(l_i) \quad (2-1)$$

$$N_{i2} = \mu_i \cdot (1-p) \cdot r_b(l_i) \quad (2-2)$$

ここで、 $p$  は分割率パラメータ (split parameter) あるいは相対漁獲強度 (relative fishing intensity) と呼ばれるパラメータであり、選択性を含まない漁具の相対的な漁獲の強さを表す。対照かごと実験かごで相対漁獲強度が等しい ( $p = 0.5$ ) と仮定するモデルは Equal split model と呼ばれ、そう仮定しないモデルは Estimated split model と呼ばれる<sup>9)</sup>。漁獲尾数の期待値  $N_{i1}$  と  $N_{i2}$  はそれぞれポアソン分布に従い、両方のかごによる漁獲尾数の期待値  $N_{i\cdot} (=N_{i1} + N_{i2})$  が所与の時に、実験かごで  $N_{i1}$  尾が漁獲される確率は、2項分布に従う。その確率  $\pi_i$  は、次式 (2-3) の条件付き確率となり、 $\mu_i$  と入口の選択率  $r_b(l_i)$  には依存しない。

$$\begin{aligned} \pi_i &= \frac{\mu_i \cdot p \cdot r_a(l_i) \cdot r_b(l_i) \cdot r_c(l_i)}{\mu_i \cdot (1-p) \cdot r_b(l_i) + \mu_i \cdot p \cdot r_a(l_i) \cdot r_b(l_i) \cdot r_c(l_i)} \\ &= \frac{p \cdot r_a(l_i) \cdot r_c(l_i)}{(1-p) + p \cdot r_a(l_i) \cdot r_c(l_i)} \end{aligned} \quad (2-3)$$

一方、対照かごで  $N_{i2}$  尾が漁獲される確率は、 $1 - \pi_i$  となる。 $r_a(l_i)$  と  $r_c(l_i)$  はともに S 字状の曲線になると考えられるが、網面を登る時には左右の歩脚の間隔が重要であり、網目を通過する時には体の周長が重要であると考え

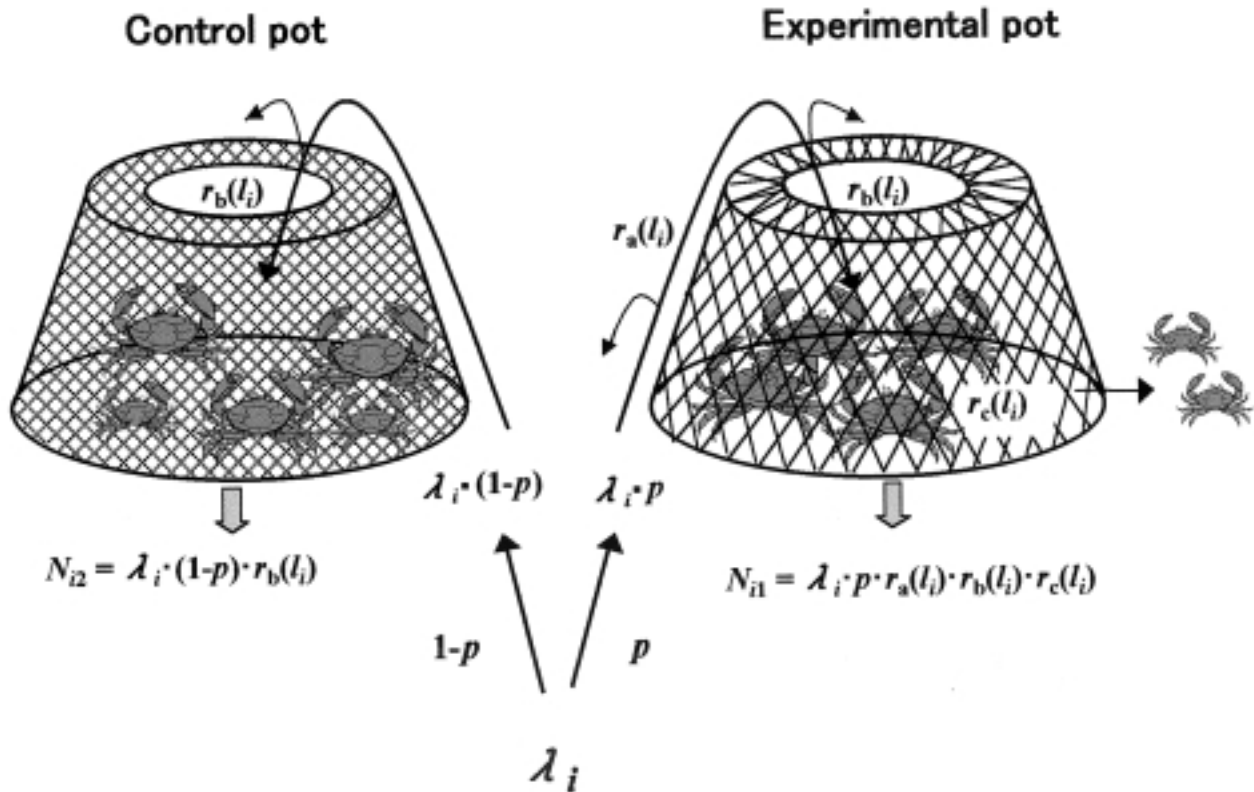


Fig.8 SELECT model to analyze data from comparative fishing experiments using control pots with non-selective mesh and experimental pots with selective mesh.

られるので、両曲線は異なることが推察される。しかし、比較操業実験の結果から、両曲線を分離して求めることは困難である。ただし、網面を登る時の網目の選択性がなければ、網目の選択性はかごの中に入ったケガニがかごから脱出しようとする時のみ作用するので、 $r_a(l_i)=1$ とでき、改めて $r_c(l_i)$ を $r(l_i)$ と表せば、式(2-3)は次式(2-4)で表すことができる。

$$r(l_i) = \frac{p \cdot r(l_i)}{(1-p)+p \cdot r(l_i)} \quad (2-4)$$

求めようとする網目の選択性曲線はS字状になると考えられるので、選択性曲線の候補として式(2-5)のLogistic曲線または式(2-6)のRichard曲線などが考えられる。

$$r(l_i) = \frac{\exp(a+bl_i)}{1 + \exp(a+bl_i)} \quad (2-5)$$

$$r(l_i) = \left\{ \frac{\exp(a+bl_i)}{1 + \exp(a+bl_i)} \right\}^{1/\beta} \quad (2-6)$$

ここで、 $a, b, \beta$  は曲線のパラメータである。Richard曲線は $r(l_i)=0.5$ の周りに非対称な曲線であり、 $0 < \beta < 1$ の時に右側に裾をひき、 $\beta > 1$ の時に左に裾をひく。また、 $\beta=1$ の時にはLogistic曲線に一致する。これらの曲線のパラメータは最尤法により推定できる。実際の比較操業実

験による実験かごと対照かごの甲長階級 $i$ の漁獲尾数をそれぞれ $n_{i1}, n_{i2}$ とし、両方のかごでの漁獲尾数の合計を $n_{i+} (= n_{i1} + n_{i2})$ とし、未知パラメータを $\lambda_i$ で表す。各甲長階級が独立と仮定できるので、未知パラメータ $\lambda_i$ に対する尤度関数 $L(\lambda_i)$ を(2-7)式のように、2項分布の確率関数の積で定義できる。

$$L(\lambda_i) = \frac{n_{i+}!}{n_{i1}! \cdot n_{i2}!} \cdot \lambda_i^{n_{i1}} \cdot (1 - \lambda_i)^{n_{i2}} \quad (2-7)$$

$\lambda_i$ がパラメータ $\lambda_i$ には依存しないため、選択性曲線にLogistic曲線を用いた場合、 $\lambda_i = (a, b, p)$ であり、Richard曲線を用いた場合、 $\lambda_i = (a, b, \beta, p)$ である。

パラメータの推定には(2-7)式の両辺の対数を取り、パラメータに依存しない定数項を除いた次式(2-8)の対数尤度関数を用いる。

$$\log_e L(\lambda_i) = \{ n_{i1} \log_e \lambda_i + n_{i2} \log_e (1 - \lambda_i) \} \quad (2-8)$$

## 2.2 モデルの適合度の評価

モデルの適合度の評価には、SELECTモデルで一般的に利用されている逸脱度(model deviance) $D^2$ と逸脱度残差 $D_i$ を用いる<sup>62,63</sup>。逸脱度によりモデル全体としての適合度を評価し、残差のプロットにより仮定したモデルの各

甲長階級への当てはまりを視覚的にとらえることができる。2項分布のモデルの場合には、逸脱度は次式(2-9)で計算される。

$$D^2 = 2 \sum_i \left\{ n_{i1} \cdot \log_e \frac{n_{i1}}{n_{i+} \cdot \hat{\lambda}_i} + n_{i2} \cdot \log_e \frac{n_{i2}}{n_{i+} \cdot (1 - \hat{\lambda}_i)} \right\} \quad (2-9)$$

$$= 2 \sum_i \left( n_{i1} \cdot \log_e \frac{n_{i1}}{N_{i1}} + n_{i2} \cdot \log_e \frac{n_{i2}}{N_{i2}} \right)$$

ここで、 $N_{i1}$  及び  $N_{i2}$  は期待値 (当てはめ値) である。漁獲尾数がゼロでない甲長階級の数  $k$ 、推定するパラメータの数を  $np$  とすると、逸脱度  $D^2$  はモデルが正しいとき、漸近的に自由度  $k - np$  の  $\chi^2$  分布に従うことが知られている。そこで、自由度  $k - np$  における  $\chi^2$  分布の値が  $D^2$  の値以上となる確率、すなわち  $p$  値を計算し、0.05 以下ときにはモデルは適合していないと判断する。

また、甲長階級別の逸脱度残差  $D_i$  は、式 (2-9) の逸脱度に対する各甲長階級の寄与の符号付き平方根として計算される。すなわち、

$$D_i = \text{sign}(n_{i1} - N_{i1}) \sqrt{2 \left( n_{i1} \cdot \log_e \frac{n_{i1}}{N_{i1}} + n_{i2} \cdot \log_e \frac{n_{i2}}{N_{i2}} \right)} \quad (2-10)$$

$\text{sign}(x)$  は符号関数であり、 $x > 0$  の時 1、 $x < 0$  の時 -1 である。モデルが適切であれば、残差の度数分布において  $\pm 1.96$  を越える残差が 5% 以上あってはならず、残差のプロットはいかなる系統的パターンも示してはならない<sup>62)</sup>。従って、残差の値が  $\pm 1.96$  を越える甲長階級の割合を計算するとともに、甲長に対して残差をプロットすることにより、外れ値の検出とモデルの適切さを評価できる。

### 2.3 50% 選択甲長 ( $l_{50}$ ) 及び選択性レンジ (SR) の推定

選択性の指標として、各目合あるいは脱出口サイズについて、選択性曲線から 50% 選択甲長 ( $l_{50}$ ) と選択性レンジ (SR) を推定する。50% 選択甲長は、選択率が 50% を示す甲長であり、選択性の良さの指標となる<sup>64)</sup>。50% 選択甲長が大きいことは、ケガニが網目あるいは脱出口から抜けやすく、選択性が良いことを示す。選択性レンジは選択性スパンとも呼ばれ<sup>33)</sup>、75% 選択甲長 ( $l_{75}$ ) と 25% 選択甲長 ( $l_{25}$ ) の差 ( $l_{75} - l_{25}$ ) であり、選択性の鋭さの指標となる。選択性レンジが小さいことは、選択性曲線の傾斜が急であり、選択性が鋭いことを示す。

Logistic 曲線の 50% 選択甲長と選択性レンジは次式 (2-12) 及び (2-13) により推定される<sup>49)</sup>。

$$\hat{l}_{50} = - \frac{a}{b} \quad (2-12)$$

$$SR = \frac{2 \log_e(3)}{b} \quad (2-13)$$

また、Richard 曲線の 50% 選択甲長と選択性レンジは次式 (2-14) 及び (2-15) により推定される<sup>49)</sup>。

$$\hat{l}_{50} = \frac{\text{logit}(0.5^{\wedge}) - a}{b} \quad (2-14)$$

$$SR = \frac{\text{logit}(0.75^{\wedge}) - \text{logit}(0.25^{\wedge})}{b} \quad (2-15)$$

ただし、 $\text{logit}(x) = \log_e(x/(1-x))$  である。

### 2.4 選択性曲線のパラメータ並びに $l_{50}$ 及び SR 推定値の分散

選択性曲線のパラメータ並びに  $l_{50}$  及び SR 推定値の精度を調べるために、それぞれの分散を推定する。

最尤法によるパラメータ推定値の分散や信頼区間を求める方法は幾つかあるが<sup>47)</sup>、本研究では Fisher 情報行列  $I(\hat{\theta})$  を用いる。パラメータの最尤推定値を  $\hat{\theta}$  とすると、Fisher 情報行列の逆行列  $I^{-1}(\hat{\theta})$  として漸近的な分散共分散行列が得られるので、その対角要素が推定したパラメータの分散の推定値となる。さらに、それら分散の推定値の平方根として標準誤差 (S.E.) を推定できる。2項分布の尤度を用いた場合、 $I(\hat{\theta})$  の  $(f, g)$  要素  $I_{fg}(\hat{\theta})$  は、

$$I_{fg}(\hat{\theta}) = - \sum_i n_{i+} \left( \frac{\hat{\lambda}_i}{f} \right) \left( \frac{\hat{\lambda}_i}{g} \right) \frac{1}{\hat{\lambda}_i (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (2-16)$$

となる<sup>65)</sup>。選択性曲線に Logistic 曲線を用いたとき、 $I(\hat{\theta})$  は Equal split model では  $2 \times 2$  行列、Estimated split model では  $3 \times 3$  行列となる。これらの行列の各要素については、Millar and Walsh<sup>9)</sup> や Wileman et al.<sup>49)</sup> が具体的な式を示している。すなわち、Equal split model では、推定するパラメータ  $\theta = (a, b)$  であり、

$$I_{11}(\hat{\theta}) = - \sum_i \frac{n_{i+} d_i^2}{\hat{\lambda}_i (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (2-17)$$

$$I_{12}(\hat{\theta}) = I_{21}(\hat{\theta}) = - \sum_i \frac{n_{i+} l_i d_i^2}{\hat{\lambda}_i (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (2-18)$$

$$I_{22}(\hat{\lambda}) = \frac{n_{i+} I_i^2 d_i^2}{\hat{\lambda}_i (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (2-19)$$

ここで、

$$d_i = \frac{\exp(\hat{a} + \hat{\theta} l_i)}{(1 + 2 \exp(\hat{a} + \hat{\theta} l_i))^2} \quad (2-20)$$

であり、 $\hat{\lambda}_i$  のパラメータ  $a$  に関する偏微分である。

Estimated split model の場合には、 $\hat{\lambda}_i = (a, b, p)$  であり、 $I_{11}(\hat{\lambda})$ 、 $I_{12}(\hat{\lambda})$ 、 $I_{21}(\hat{\lambda})$ 、 $I_{22}(\hat{\lambda})$  は Equal split model の場合と同じである。ただし、

$$d_i = \frac{\hat{\theta} (1 - \hat{\theta}) \exp(\hat{a} + \hat{\theta} l_i)}{(1 - \hat{\theta} + \exp(\hat{a} + \hat{\theta} l_i))^2} \quad (2-21)$$

である。その他の要素は、

$$I_{13}(\hat{\lambda}) = I_{31}(\hat{\lambda}) = \frac{n_{i+} d_i h_i}{\hat{\lambda}_i (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (2-22)$$

$$I_{23}(\hat{\lambda}) = I_{32}(\hat{\lambda}) = \frac{n_{i+} I_i d_i h_i}{\hat{\lambda}_i (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (2-23)$$

$$I_{33}(\hat{\lambda}) = \frac{n_{i+} h_i^2}{\hat{\lambda}_i (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (2-24)$$

である。ここで、

$$h_i = \frac{\exp(\hat{a} + \hat{\theta} l_i) (1 - \exp(\hat{a} + \hat{\theta} l_i))}{(1 - \hat{\theta} + \exp(\hat{a} + \hat{\theta} l_i))^2} \quad (2-25)$$

であり、 $\hat{\lambda}_i$  のパラメータ  $p$  に関する偏微分である。各パラメータ推定値の分散は、 $\hat{V}(\hat{a}) = I^{-1}_{11}(\hat{\lambda})$ 、 $\hat{V}(\hat{\theta}) = I^{-1}_{22}(\hat{\lambda})$ 、 $\hat{V}(\hat{\beta}) = I^{-1}_{33}(\hat{\lambda})$  として推定できる。

選択性曲線に Richard 曲線を用いたときの Fisher 情報行列  $I(\hat{\lambda})$  の各要素は、(2-16) 式の偏微分を数値的に求めて得られる。

50% 選択甲長  $l_{50}$  と選択性レンジ  $SR$  の推定値の分散は、Fisher 情報行列から求められたパラメータ推定値の分散共分散を用いて、デルタ法により推定できる<sup>9,49)</sup>。また、標準誤差はそれら分散の推定値の平方根として得られる。Logistic 曲線を用いたときの  $l_{50}$  及び  $SR$  の推定値の分散は、次式(2-26)と(2-27)で推定される。

$$\hat{V}(\hat{l}_{50}) = \frac{\hat{V}(\hat{a}) + \hat{l}_{50}^2 \hat{V}(\hat{\theta}) + 2 \hat{l}_{50} \hat{Cov}(\hat{a}, \hat{\theta})}{\hat{\theta}^2} \quad (2-26)$$

$$\hat{V}(SR) = \left( \frac{2 \log_e(3)}{\hat{\theta}^2} \right)^2 \hat{V}(\hat{\theta}) \quad (2-27)$$

一方、Richard 曲線を用いたときの  $l_{50}$  の推定値の分散は、デルタ法を用いると、

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{l}_{50}) &= \hat{V}(\hat{a}) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{a} \right)^2 + \hat{V}(\hat{\theta}) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{b} \right)^2 + \hat{V}(\hat{\lambda}) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{a} \right)^2 \\ &+ 2 \hat{Cov}(\hat{a}, \hat{\theta}) \frac{\hat{l}_{50}}{a} \frac{\hat{l}_{50}}{b} + 2 \hat{Cov}(\hat{a}, \hat{\lambda}) \frac{\hat{l}_{50}}{a} \frac{\hat{l}_{50}}{a} \\ &+ 2 \hat{Cov}(\hat{\theta}, \hat{\lambda}) \frac{\hat{l}_{50}}{b} \frac{\hat{l}_{50}}{a} \end{aligned} \quad (2-28)$$

で推定される。式中の偏微分を具体的に書くと、

$$\frac{\partial \hat{l}_{50}}{\partial a} = - \frac{1}{\hat{\theta}} \quad (2-29)$$

$$\frac{\partial \hat{l}_{50}}{\partial b} = \frac{\hat{a} - \text{logit}(0.5 \hat{\lambda})}{\hat{\theta}^2} \quad (2-30)$$

$$\frac{\partial \hat{l}_{50}}{\partial \lambda} = \frac{\log_e(0.5)}{\hat{\theta} (1 - 0.5 \hat{\lambda})} \quad (2-31)$$

となる。また、Richard 曲線を用いたときの  $SR$  の推定値の分散は、デルタ法を用いると、

$$\hat{V}(SR) = \hat{V}(\hat{\theta}) \left( \frac{SR}{b} \right)^2 + \hat{V}(\hat{\lambda}) \left( \frac{SR}{b} \right)^2 + 2 \hat{Cov}(\hat{\theta}, \hat{\lambda}) \frac{SR}{b} \frac{SR}{b} \quad (2-32)$$

で推定される。式中の偏微分を具体的に書くと、

$$\frac{\partial SR}{\partial b} = \frac{\text{logit}(0.25 \hat{\lambda}) - \text{logit}(0.75 \hat{\lambda})}{\hat{\theta}^2} \quad (2-33)$$

$$\frac{\partial SR}{\partial \lambda} = \frac{1}{\hat{\theta}} \left( \log_e(3) - \frac{0.25 \hat{\lambda} - \log_e(0.25)}{1 - 0.25 \hat{\lambda}} + \frac{0.75 \hat{\lambda} - \log_e(0.75)}{1 - 0.75 \hat{\lambda}} \right) \quad (2-34)$$

となる。なお、過分散 (overdispersion) が考えられる場合には、逸脱度 (model deviance) の自由度に対する比 ( $D^2 / \text{d.f.}$ ) で過分散の大きさ  $c$  を推定し、標準誤差に  $c$  の平方根を乗じて対応する<sup>63)</sup>。

### 3. SELECT モデルによる選択性マスターカーブの推定

3.1 3 種類以上の漁具を用いた場合の SELECT モデル  
刺網の網目選択性実験のように、漁獲選択性の実験では、網目などの分離部位の大きさが異なる数種類の漁具

を同時に用いた比較操業実験がよく行われる。このような場合には、多項分布の尤度を用いた SELECT モデルにより、データを一括して解析することができる<sup>43,56,63</sup>。

目合が異なる J 種類のケガニかごを用いた比較操業実験を例にとる。J 種類のケガニかご全体に接触するケガニの数が、平均  $\mu_j$  のポアソン分布に従うと仮定し、前項の式(2-4)を導いたのと同様に、ケガニが網面を登るときの選択性を無視できる場合を考える。J 種類のかごで漁獲される甲長  $l_j$  のケガニの総漁獲尾数の期待値  $N_{i+}$  が与えられたとき、各目合のかごでそれぞれ  $N_{i1}, \dots, N_{ij}, \dots, N_{iJ}$  が漁獲される確率分布は多項分布に従う。そして、j 番目の目合  $m_j$  のかごで  $N_{ij}$  尾が漁獲される確率  $p_{ij}$  は、網目の選択性を  $r_j(l_j)$ 、相対漁獲強度を  $p_j$  とすると、次式(2-35)の条件付き確率となり、 $p_{ij}$  には依存しない。

$$p_{ij} = \frac{\mu_j \cdot p_j \cdot r_j(l_j)}{\sum_j \mu_j \cdot p_j \cdot r_j(l_j)} = \frac{p_j \cdot r_j(l_j)}{\sum_j p_j \cdot r_j(l_j)} \quad (2-35)$$

実際の比較操業実験において、j 番目の目合のかごによる甲長階級  $i$  のケガニの漁獲尾数が  $n_{ij}$  であり、各目合のかごによる漁獲尾数の合計が  $n_{i+}$  であったとすると、各甲長階級は独立と仮定できるので、尤度関数は次式(2-36)のように、各甲長階級毎の多項分布の尤度の積となる。

$$L(\cdot) = \prod_i \left( \frac{n_{i+}!}{n_{ij}!} \prod_j p_{ij}^{n_{ij}} \right) \quad (2-36)$$

ここで、 $p_{ij}$  は選択性曲線及び相対漁獲強度  $p_j (j=1, \dots, J)$  に含まれる未知パラメータである。ただし、SELECT モデルでは漁具全体に接触するケガニのみを対象とするため、相対漁獲強度  $p_j$  は条件付き確率となり、

$$\sum_{j=1}^J p_j = 1 \quad (2-37)$$

とおけるので、

$$p_j = 1 - \sum_{i=1}^{j-1} p_i \quad (2-38)$$

となる。したがって、 $p_j$  に関して推定するパラメータは J-1 個となる。

パラメータの推定には、(2-36) 式の両辺の対数をとって、パラメータに依存しない定数項を除いた次式(2-39)の対数尤度関数を用いることができる。

$$\log_e L(\cdot) = \sum_i \left( n_{i+} \cdot \log_e \left( \sum_j p_{ij} \right) \right) \quad (2-39)$$

### 3.2 マスターカーブの推定について

ケガニかごの網目選択性が網目内周長 (M) とケガニの胴周長 (G) により決定し、ある選択性を示す網目内周長と胴周長とが比例関係にある場合を考える。この時、マスターカーブ法<sup>40,46</sup>によれば、胴周長を網目内周長で標準化した変数 (G/M) を用いると、選択性曲線は 1 本の曲線  $r(G/M)$  で表現できる。また、網目内周長 M と目合 m、胴周長 G と甲長 l がそれぞれ比例関係にあれば、 $M = m \cdot m_0$  及び  $G = l \cdot l_0$  と表すことができ、

$$r(G/M) = r(l/m) \quad (2-40)$$

となり、目合と甲長を用いたマスターカーブも求めることができる。ただし、比例関係にない場合でも、マスターカーブは求めることができる<sup>40,46</sup>。すなわち、網目内周長 M と目合 m、胴周長 G と甲長 l がそれぞれ 1 次式  $M = m + m_0$  及び  $G = l + l_0$  で表せるとき、

$$r(G/M) = r((l - l_0)/(m - m_0)) \quad (2-41)$$

となる。ここで、 $l_0 = -l_0/l_0$ 、 $m_0 = -m_0/m_0$  であり、定数  $l_0/m_0$  は除いている。

同様に、網目内周長 M と目合 m とは比例関係にあるが、胴周長 G と甲長 l とが比例関係にない場合には、

$$r(G/M) = r((l - l_0)/m) \quad (2-42)$$

となる。逆に、胴周長と甲長とが比例関係にあるが、網目内周長と目合とが比例関係にない場合には、

$$r(G/M) = r(l/(m - m_0)) \quad (2-43)$$

となる。

このように、目合による甲長の標準化にはいくつかの方法が考えられるが、ケガニかごでは、網目選択性を決定する体の部位が明らかになっていないため、どの標準化が適切かを事前に判断することは難しい。このことは脱出口の選択性の場合にもいえる。しかし、変数  $l_0$  と  $m_0$  の与え方の異なるモデルを作り、どのモデルがより適切かを評価することはできる。(2-41) 式の場合について、マスターカーブを具体的に書くと、Logistic 曲線は、

$$r(l_i, m_j) = \frac{\exp\{a+b(l_i - l_0)/(m_j - m_0)\}}{1 + \exp\{a+b(l_i - l_0)/(m_j - m_0)\}} \quad (2-44)$$

となる。また、Richard 曲線は

$$r(l_i, m_j) = \left[ \frac{\exp\{a+b(l_i - l_0)/(m_j - m_0)\}}{1 + \exp\{a+b(l_i - l_0)/(m_j - m_0)\}} \right]^{1/\nu} \quad (2-45)$$

となる。(2-35) 式の  $r_j(l_j)$  を (2-44) 式あるいは (2-45) 式の

$r(l_i, m_j)$  で置き換えて、マスターカーブのパラメータを推定する。

### 3.3 モデルの適合度の評価

多項分布の尤度を用いた SELECT モデルの場合にも、逸脱度  $D^2$  と逸脱度残差  $D_{ij}$  により適合度を評価できる。多項分布の逸脱度  $D^2$  は、式 (2-39) の対数尤度から、

$$D^2 = 2 \sum_{i,j} n_{ij} \log_e \frac{n_{ij}}{n_{i+} \hat{\pi}_{ij}} = 2 \sum_{i,j} n_{ij} \log_e \frac{n_{ij}}{N_{ij}} \quad (2-46)$$

で定義される。また、多項分布の各セルがポアソン分布に従うことから、ポアソン分布の対数尤度より

$$D^2 = 2 \sum_{i,j} \left( n_{ij} \log_e \frac{n_{ij}}{N_{ij}} - n_{ij} + N_{ij} \right) \quad (2-47)$$

を定義できる。本研究では (2-47) 式を用いる。(2-46) 式と (2-47) 式から計算される逸脱度は同値である。モデルが正しいとき、 $D^2$  は近似的に自由度  $(J-1)k-np$  の  $\chi^2$  分布に従うことを利用し、 $p$  値により適合度を評価する。ただし、ここで  $k$  は漁獲が 0 でない甲長階級の数を表す。多項分布の各セルに対する逸脱度残差  $D_{ij}$  は (2-47) 式右辺の符号付き平方根、

$$D_{ij} = \text{sign}(n_{ij} - N_{ij}) \sqrt{2 \left( n_{ij} \log_e \frac{n_{ij}}{N_{ij}} - n_{ij} + N_{ij} \right)} \quad (2-48)$$

で定義される。なお、多項分布の周辺分布が二項分布であることから、次式 (2-49) で定義される逸脱度残差  $D_{ij}$  も用いることができる<sup>65)</sup>。

$$D_{ij} = \text{sign}(n_{ij} - N_{ij}) \left\{ 2n_{ij} \log_e \frac{n_{ij}}{N_{ij}} + 2(n_{i+} - n_{ij}) \log_e \frac{n_{i+} - n_{ij}}{N_{i+} - N_{ij}} \right\} \quad (2-49)$$

### 3.4 50% 選択甲長 ( $l_{50}$ ) 及び選択性レンジ ( $SR$ ) の推定

選択性曲線として Richard 曲線を用いたときのマスターカーブの 50% 選択甲長と選択性レンジの推定について述べる。

Richard 曲線を用いたときの、50% 選択甲長  $l_{50}$  及び選択性レンジ  $SR$  は、(2-45) 式より、

$$\hat{l}_{50} = \frac{\text{logit}(0.5^{\wedge}) - \hat{a}}{\hat{b}} \cdot (m_j - \hat{m}_0) + \hat{l}_0 \quad (2-50)$$

$$SR = \frac{\text{logit}(0.75^{\wedge}) - \text{logit}(0.25^{\wedge})}{\hat{b}} (m_j - \hat{m}_0) \quad (2-51)$$

で推定される。(2-50) 式と (2-51) 式において  $\hat{\pi} = 1$  とす

ると、Logistic 曲線の 50% 選択甲長と選択性レンジに一致する。すなわち、

$$\hat{l}_{50} = \frac{-\hat{a}(m_j - \hat{m}_0)}{\hat{b}} + \hat{l}_0 \quad (2-52)$$

$$SR = \frac{2 \log_e(3) \cdot (m_j - \hat{m}_0)}{\hat{b}} \quad (2-53)$$

### 3.5 選択性曲線のパラメータ並びに $l_{50}$ 及び $SR$ 推定値の分散

選択性曲線のパラメータの最尤推定値  $\hat{\pi}$  の漸近的な分散共分散は、Fisher 情報行列の逆行列  $I^{-1}(\hat{\pi})$  として推定される。マスターカーブの推定では、多項分布の尤度を用いるので、Fisher 情報行列の  $(f, g)$  要素は、

$$I_{fg}(\hat{\pi}) = \sum_i n_{i+} \sum_j \left( \frac{\hat{\pi}_{ij}}{f} \right) \left( \frac{\hat{\pi}_{ij}}{g} \right) \frac{1}{\hat{\pi}_{ij}} \quad (2-54)$$

となる。

一方、 $l_{50}$  及び  $SR$  の推定値の分散はデルタ法により推定できる。選択性曲線に Richard 曲線を用い、変数  $l_0$  及び  $m_0$  を導入したモデルについて述べる。(2-50) 式から、 $\hat{l}_{50}$  の分散は次式 (2-55) で推定される。

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{l}_{50}) = & \hat{V}(\hat{a}) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{a} \right)^2 + \hat{V}(\hat{b}) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{b} \right)^2 + \hat{V}(\hat{\pi}) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{\hat{\pi}} \right)^2 \\ & + \hat{V}(\hat{l}_0) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{l_0} \right)^2 + \hat{V}(\hat{m}_0) \left( \frac{\hat{l}_{50}}{m_0} \right)^2 \\ & + 2Cov(\hat{a}, \hat{b}) \frac{\hat{l}_{50}}{a} \frac{\hat{l}_{50}}{b} + 2Cov(\hat{a}, \hat{\pi}) \frac{\hat{l}_{50}}{a} \frac{\hat{l}_{50}}{\hat{\pi}} \\ & + 2Cov(\hat{a}, \hat{l}_0) \frac{\hat{l}_{50}}{a} \frac{\hat{l}_{50}}{l_0} + 2Cov(\hat{a}, \hat{m}_0) \frac{\hat{l}_{50}}{a} \frac{\hat{l}_{50}}{m_0} \\ & + 2Cov(\hat{b}, \hat{\pi}) \frac{\hat{l}_{50}}{b} \frac{\hat{l}_{50}}{\hat{\pi}} + 2Cov(\hat{b}, \hat{l}_0) \frac{\hat{l}_{50}}{b} \frac{\hat{l}_{50}}{l_0} \\ & + 2Cov(\hat{b}, \hat{m}_0) \frac{\hat{l}_{50}}{b} \frac{\hat{l}_{50}}{m_0} + 2Cov(\hat{\pi}, \hat{l}_0) \frac{\hat{l}_{50}}{\hat{\pi}} \frac{\hat{l}_{50}}{l_0} \\ & + 2Cov(\hat{\pi}, \hat{m}_0) \frac{\hat{l}_{50}}{\hat{\pi}} \frac{\hat{l}_{50}}{m_0} + 2Cov(\hat{l}_0, \hat{m}_0) \frac{\hat{l}_{50}}{l_0} \frac{\hat{l}_{50}}{m_0} \end{aligned} \quad (2-55)$$

ここで、各パラメータの推定値の分散  $V(\hat{\cdot})$  と共分散  $Cov(\hat{\cdot}_i, \hat{\cdot}_j)$  は、上述の Fisher 情報行列の逆行列により推定される。偏微分を具体的に書くと、

$$\frac{\hat{l}_{50}}{a} = - \frac{m_j - \hat{m}_o}{\hat{b}} \quad (2-56)$$

$$\frac{\hat{l}_{50}}{b} = \frac{\hat{a} - \text{logit}(0.5^\wedge)}{\hat{b}^2} \cdot (m_j - \hat{m}_o) \quad (2-57)$$

$$\frac{\hat{l}_{50}}{m_o} = \frac{(m_j - \hat{m}_o) \cdot \log_e(0.5)}{\hat{b}(1 - 0.5^\wedge)} \quad (2-58)$$

$$\frac{\hat{l}_{50}}{l_o} = 1 \quad (2-59)$$

$$\frac{\hat{l}_{50}}{m_o} = \frac{\hat{a} - \text{logit}(0.5^\wedge)}{\hat{b}} \quad (2-60)$$

となる。また、SR の分散は(2-51)式から、デルタ法により次式(2-61)で推定される。

$$\begin{aligned} \hat{V}(SR) = & \hat{V}(\hat{b}) \left( \frac{SR}{b} \right)^2 + \hat{V}(\hat{a}) \left( \frac{SR}{a} \right)^2 + \hat{V}(\hat{m}_o) \left( \frac{SR}{m_o} \right)^2 \\ & + 2Cov(\hat{b}, \hat{a}) \frac{SR}{b} \frac{SR}{a} + 2Cov(\hat{b}, \hat{m}_o) \frac{SR}{b} \frac{SR}{m_o} \\ & + 2Cov(\hat{a}, \hat{m}_o) \frac{SR}{a} \frac{SR}{m_o} \end{aligned} \quad (2-61)$$

偏微分を具体的に書くと、

$$\frac{SR}{b} = \frac{\text{logit}(0.25^\wedge) - \text{logit}(0.75^\wedge)}{\hat{b}^2} \cdot (m_j - \hat{m}_o) \quad (2-62)$$

$$\frac{SR}{m_o} = \frac{m_j - \hat{m}_o}{\hat{b}} \left\{ \log_e(3) - \frac{0.25^\wedge \cdot \log_e(0.25)}{1 - 0.25^\wedge} + \frac{0.75^\wedge \cdot \log_e(0.75)}{1 - 0.75^\wedge} \right\} \quad (2-63)$$

$$\frac{SR}{m_o} = \frac{\text{logit}(0.25^\wedge) - \text{logit}(0.75^\wedge)}{\hat{b}} \quad (2-64)$$

となる。Logistic 曲線の  $l_{50}$  と SR の推定値の分散は、(2-55)式及び(2-61)式の  $\hat{V}(\hat{b})$  に関する分散、共分散の項を除き、偏微分の式で  $\hat{a} = 1$  として推定できる。

### 3.6 SR と $l_{50}$ との関係

ケガニでは、甲長80mmのサイズ規制があり、サイズ規制に対応した分離部位の大きさの選択が資源管理上重要である。規制サイズ以上の選択率が100%であり、規制サイズ未満の選択率が0%となる絶対選択が理想的であろうが、実際の漁具で絶対選択を実現することは困難である。そこで規制サイズを選択率が、資源管理に効果があり、かつ漁業者に受け入れ可能な値となるようなかご網の目合あるいは脱出口サイズを決定することが考えられる。このような目合あるいは脱出口サイズは、それぞれのマスターカーブから求めることができる。一方、網目による選択を行うか、脱出口による選択を行うかを判断するには、規制サイズに対する選択率が同じである目合と脱出口サイズを選択性の鋭さ、すなわち選択性レンジ SR を比較する方法が考えられる。そのため、SR と任意の選択率  $\times 100\%$  を示す甲長との関係を求める。ただし、 $0 < \times < 1$  である。Richard 曲線を例にとると、 $\times 100\%$  選択甲長  $l_{\times 100}$  は、(2-45)式より、

$$l_{\times 100} = \frac{\text{logit}(\times) - a}{b} (m_j - \hat{m}_o) + l_o \quad (2-65)$$

となるので、(2-51)式(2-65)式から、

$$SR = \frac{\text{logit}(0.75) - \text{logit}(0.25)}{\text{logit}(\times) - a} \cdot (l_{\times 100} - l_o) \quad (2-66)$$

を得る。すなわち、SR は  $l_{\times 100}$  の1次式となる。(2-66)式から Richard 曲線の SR- $l_{50}$  の関係は、

$$SR = \frac{\text{logit}(0.75) - \text{logit}(0.25)}{\text{logit}(0.5) - a} \cdot (l_{50} - l_o) \quad (2-67)$$

となる。また、Logistic 曲線の場合の SR- $l_{\times 100}$  関係は、(2-66)式において  $\times = 1$  として得られる。Logistic 曲線の場合の SR- $l_{50}$  関係は、

$$SR = \frac{2\log_e(3)}{a} (l_{50} - l_o) \quad (2-68)$$

となる。網目の選択性マスターカーブから求めた SR- $l_{\times 100}$  関係と、脱出口の選択性マスターカーブから求めた SR- $l_{\times 100}$  関係を同時に図示すれば、 $\times 100\%$  選択甲長という同一の規準のもとで、両分離部位の選択性の鋭さを比較することが可能となる。

### 4. 相対漁獲強度 $p_j$ について

相対漁獲強度  $p_j$  は、ケガニが  $j$  番目の種類のかごに接触する確率を表し、相対漁獲努力量と相対漁獲効率により決まる。このため、各種類のかごの使用かご数が同じ



であれば、相対漁獲強度は相対漁獲効率に等しい。選択性の解析において関心があるのは、相対漁獲強度そのものではなく、相対漁獲効率である。本研究では、かごをすべてブロックで管理し、各種類のかごの使用かご数が同じになるようにデータを収集したので、相対漁獲強度は相対漁獲効率に等しい。

### 5. 仮説検定とモデルの選択

本研究では、個別の目合あるいは脱出口サイズの選択性曲線を求める場合には、SELECT モデルの特徴の一つである、相対漁獲強度  $p$  を等しいと仮定するモデル Equal split model と、特別な仮定をもうけない Estimated split model を比較する。これら両モデルは包含関係にあるため、尤度比検定により帰無仮説  $p=0.5$  を検定することによりモデル選択を行うことができる。ただし、過分散が疑われる場合には、逸脱度 (model deviance) の自由度に対する比 ( $D^2/d.f.$ ) で過分散の大きさ  $c$  を推定し、検定統計量を  $c$  で除して対応する<sup>63)</sup>。

一方、選択性マスターカーブの推定では、相対漁獲強度  $p$  に関する仮定の他に、(2-41) ~ (2-43) 式で示したように、マスターカーブのパラメータの設定方法によりいくつかのモデルが考えられる。これらのモデルには包含関係のない組み合わせが含まれる。たとえば、マスターカ

ーブのパラメータ  $l_0$  だけを用いたモデルと  $m_0$  だけを用いたモデルである。尤度比検定では、これらのモデルを比較できない。そこで、最尤法による解析で広く用いられている赤池情報量規準、AIC<sup>66,67)</sup> を用いる。AIC は包含関係のないモデルが存在する場合にも、モデル選択の客観的な規準となる。AIC は次式 (2-69) で定義される。

$$AIC = -2MLL + 2np \quad (2-69)$$

ここで、 $MLL$  は最大対数尤度を、 $np$  は自由パラメータ数を表す。AIC の値が最小となるモデルを適切なモデルとして選択する。

### 6. パラメータの最尤推定

漁具の選択性の解析において、対数尤度関数からパラメータを推定する場合、一般化線形モデルと最尤法が用いられる。最尤法を用いる場合、最適解の探索にはシンプレックス法<sup>47)</sup> が用いられる他、表計算ソフトである MS-Excel のソルバーも利用される<sup>11,50,68)</sup>。本研究では、表計算ソフト MS-Excel のアドインソフトである「ソルバー」により、(2-8) 及び (2-39) 式の対数尤度を最大化する最適解を探索する。なお、ソルバーを使用した場合、1 回で最適解に収束する保証がないので、推定する各パラメータの初期値などを変えて計算を繰り返し、対数尤度の値とパラメータの値から最適解への収束を判断する。

## 第3章 ケガニかごの網目選択性の推定

北海道ではケガニの資源管理のために、1964年以降、北海道海面漁業調整規則により雌ガニと甲長 8 cm 未満の雄ガニの採捕が禁止されている。この規制措置の実効を上げるために北海道水産林務部では、漁獲選択性が良く、たとえ雌ガニや甲長 8 cm 未満の雄ガニが漁獲されても、生かしたまま放流が容易なかご漁法による漁獲を基本方針としており、1994年には、かご網の目合を 115mm (3.8 寸) 以上とする目合規制を許可条件に盛り込んだ。この目合規制導入以前には、61 ~ 112mm (2.0 ~ 3.7 寸) の範囲の様々な目合が用いられていたが<sup>69)</sup>、一般に目合は小さく、水揚げ対象外の小型の雄や雌の漁獲が問題となっていた。かご漁法では、水揚げ対象外のカニを放流することが可能であるが、選別作業による傷や、カニ同士のハサミ合いによる付属肢の脱落、漁獲量が多い場合に起こる長時間の空中露出により、ケガニの活力が著しく低下する。Watanabe and Sasakawa<sup>29)</sup> と山本<sup>70)</sup> は、このような水揚げ対象外のカニへの悪影響を最小限にとどめ、甲長 8 cm 以上の雄のみを効率的に漁獲できるかご網の目合の研究を行った。Watanabe and Sasakawa<sup>29)</sup> は水槽実験と噴火湾内

外における野外実験の結果から、また、山本<sup>70)</sup> はオホーツク海における野外実験の結果から、それぞれ適正な目合を検討し、両者とも 121mm (4.0 寸) の目合が適正であると結論している。北海道水産部はこれらの実験結果を受けて、1986年に 121mm (4.0 寸) の目合規制案を示したが、漁業者の間には漁獲量の減少につながるのではないかという不安の声が多く、実現には至らなかった。一方、研究者間では、噴火湾内外での実験では、実験海域に甲長 8 cm 以上のケガニが極めて少なかったこと、オホーツク海での実験は資源調査に付随して行われたため、各目合の使用かご数が異なるとともに、かごの配置がランダムとなっていなかったことが問題点として指摘された。これらの問題を解決するため、著者は 1987 ~ 1989 年にオホーツク海のケガニ漁場において、ケガニかごの網目選択性に関する比較操業実験を実施し、このうち 1987 年及び 1988 年の実験結果から、石田<sup>38)</sup> の方法によって網目選択性曲線を求めた<sup>31)</sup>。この選択性曲線をもとに、北海道水産部では、1994年に 115mm (3.8 寸) 以上の目合規制を許可条件に盛り込んだ。この目合 (115mm) は、目合規