

# 鳥取県沖合底曳き網(かけまわし)のハタハタに対する選択性 マスターカーブの推定

誌名	北海道大学水産科学研究彙報
ISSN	13461842
著者名	楠元,彩香 藤森,康澄 倉長,亮二 志村,健
発行元	北海道大学大学院水産科学研究科
巻/号	65巻1号
掲載ページ	p. 39-45
発行年月	2015年3月

農林水産省 農林水産技術会議事務局筑波産学連携支援センター  
Tsukuba Business-Academia Cooperation Support Center, Agriculture, Forestry and Fisheries Research Council  
Secretariat



## 鳥取県沖合底曳き網 (かけまわし) のハタハタに対する選択性マスターカーブの推定

楠元 彩香<sup>1)</sup>・藤森 康澄<sup>1)</sup>・倉長 亮二<sup>2)</sup>・志村 健<sup>2)</sup>

(2014年11月27日受付, 2014年12月24日受理)

### Estimation of selectivity curve of Danish seine for Japanese sandfish *Arctoscopus japonicus* off Tottori Prefecture

Ayaka KUSUMOTO<sup>1)</sup>, Yasuzumi FUJIMORI<sup>1)</sup>, Ryoji KURANAGA<sup>2)</sup> and Tsuyoshi SHIMURA<sup>2)</sup>

#### Abstract

Bycatch of immature Japanese sandfish *Arctoscopus japonicus* in Danish seine fishery is an issue in Tottori Prefecture. To manage the size of fish caught, mesh selectivity should be understood. This study aims to estimate a master curve of selectivity and to evaluate an adequate codend mesh size of Danish seine in this area. The sea experiment was conducted using three mesh sizes (43.0, 34.2, 30.0 mm) for codend with cover net under the same condition of the commercial fishery. The estimated master curves are compared in total of four ways which consist of two kinds of data sets (Whole set and AIC min) and two kinds of estimation methods (Separate and Simultaneous). From this result, it was concluded that the 43.0 mm mesh size was the most effective to decreasing the catch of immature sandfish preventing a decrease in the amount of mature fish.

**Key words :** Sandfish, Mesh selectivity, Master curve

#### 緒 言

ハタハタ *Arctoscopus japonicus* は、朝鮮半島東岸から沿海州、サハリン、カムチャッカを経て北米まで北太平洋北部に広く分布しており、水深 450 m 以浅の大陸棚に生息する冷水性底魚類である(草刈, 1994)。日本海には秋田県の牡鹿半島付近を産卵場とする「日本海北部系群」と韓国の東岸を産卵場にする「日本海西部系群」の2郡が存在している(京都府立海洋センター, 2005)。藤原ら(2011)の報告によると、鳥取県のハタハタは日本海西部系群に属し、本系群は近年、我が国周辺における本州の漁獲量の半分以上を占めており、資源状態は高水準で横ばいと判断されている。また、本県においてハタハタはかけまわし漁法(倉長, 2010)で漁獲されており、漁期は9月から翌年の5月までである。雌雄とも2歳から成熟過程に入り(三尾, 1967)、漁場に現れる満1歳の2~3月頃には体長 100 mm 前後、2歳で体長 150 mm、3歳 180 mm、4歳 200 mm 前後と見られ、メスの方がやや大きめのサイズになる(藤原ら, 2011)。小型個体は市場価値が低く、さらに再生産の点で未成魚の保護が将来の資源保護に繋がることから、未成魚の漁獲を防ぐ必要がある。そのため同県水産試験場では、これまでにハタハタに対してコッドエンドの網目規制による管理を検討してきた(倉長ら,

1999; 倉長, 2010)。こういった小さな個体の混獲を減少させる方法としては、コッドエンドの網目拡大が有効であるが、その効果を定量的に評価するためには、網目選択性を求める必要がある。

そこで、本研究では倉長(2010)と同様のデータを用いて、同かけまわし網における選択性のマスターカーブの推定を行い、本漁業における適切な目合について定量的に検討することを目的とした。

#### 方 法

##### 供試データの詳細

漁獲試験は、コッドエンドの外側に目合の小さな外網を装着するカバーネット方式で行われた。コッドエンドには7節、8節、9節の3種類の目合を使用し、カバーネットにはコッドエンドよりも細かい11節の目合を使用した。2002年4月に鳥取県漁協網代港支所所属の平成丸において7節のコッドエンドを使用し、1回の曳網試験を行った。また2003年5月に、同所属の福興丸で8節のコッドエンドを使用し5回の曳網試験を行い、さらに9節のコッドエンドで4回の曳網試験を行った。なお、各網の内径はデジタルノギスを用いて測定を行った結果、7節は43.0 mm、8節は34.2 mm、9節は30.0 mmであった。

<sup>1)</sup> 北海道大学大学院水産科学院海洋計測学講座  
(Chair of Marine Environment and Resource Sensing, Faculty of Fisheries Sciences, Hokkaido University)

<sup>2)</sup> 鳥取県水産試験場  
(Tottori Prefectural Fisheries Experimental Station, Sakaiminato)

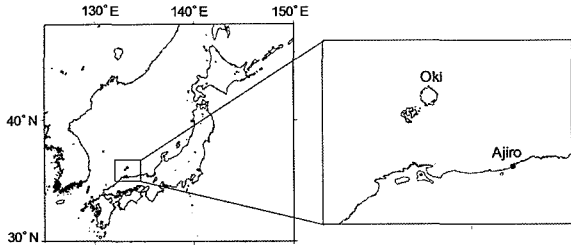


Fig. 1. Location of the sea experiment.

操業は鳥取県沖合及び隠岐島北側の水深 200 m 前後の海域 (Fig. 1) で行われ、曳網時間は全て概ね 1 時間、曳網速度は 1-1.5 kt であった。漁獲したハタハタについては船上でコッドエンドとカバーネットによるものを区別してそれぞれパンチング用紙に 5 mm 単位で体長を記録した。なお、漁獲量が多いときは各網で 10 kg 程抽出して計測した後、漁獲量で重み付けして尾数を概算した。

網目選択性曲線の推定

コッドエンドの網目選択性曲線は、体長  $l$  を変数とするロジスティック曲線で表すことができる。

$$r(l) = \frac{\exp(al+b)}{1+\exp(al+b)} \quad (1)$$

ここで  $a$  と  $b$  は任意のパラメータである。このとき、入網した魚の内半数が網内に保持される体長  $l_{50}$  (50% 選択体長) と、選択性の鋭さを示す指標である選択レンジ  $S.R.$  は、次のように表される。

$$l_{50} = -\frac{b}{a} \quad (2)$$

$$S.R. = l_{75} - l_{25} = \frac{2 \ln 3}{a} \quad (3)$$

また、カバーネット試験における選択率  $\varphi_{ij}$  は以下の式で求められる。

$$\varphi_{ij} = \frac{n_{Dijl}}{n_{Dijl} + n_{Vijl}} \quad (4)$$

ここで、 $i$  は  $i$  番目 ( $i=1, 2, 3$ ) の目合のコッドエンドを、 $j$  は  $j$  回目 ( $j=1, 2, \dots, 5$ ) の曳網を表す。また、 $n_D$  はコッドエンドの標本個体数、 $n_V$  はカバーネットの標本個体数を表す。

標本抽出率を考慮した選択性曲線の推定は、東海 (2012) の方法に従い行った。コッドエンドとカバーネットの標本抽出率をそれぞれ  $q_D$ 、 $q_V$  とすると、カバーネットに対するコッドエンドの標本抽出率の比  $Q$  は  $Q = q_D/q_V$  で表すことができる。よって (4) 式は、選択性  $r(l)$  の関数を用いて以下のように表すことができる。

$$\varphi_{ij}(l) = \frac{Q_{ij} r(l)}{Q_{ij} r(l) + 1 - r(l)} \quad (5)$$

また (5) 式を (1) 式に代入すると、

$$\varphi_{ij}(l) = \frac{Q_{ij} \exp(a_{ij}l + b_{ij})}{1 + Q_{ij} \exp(a_{ij}l + b_{ij})} \quad (6)$$

となる。ただし、(6) 式の  $a_{ij}$  と  $b_{ij}$  は、 $i$  番目の目合のコッドエンドを用いて行った  $j$  回目の曳網における網目選択性曲線のパラメータを表している。すなわち、曳網ごとに網目選択性が異なる (Fryer, 1991) ため、本研究では曳網別に網目選択性曲線の推定を行った。(6) 式のパラメータは、次に示す定数項を省いた対数尤度関数を最大化することで推定できる。

$$\ln L(a_{ij}, b_{ij}) = \sum_{k=1}^K [n_{Dijl_k} \ln \varphi_{ij}(l_k) + n_{Vijl_k} \ln (1 - \varphi_{ij}(l_k))] \quad (7)$$

ここでの  $l_k$  は  $k$  番目の体長階級を示す。この (7) 式が最大となるパラメータは Microsoft Excel のソルバーで探索した (東海, 1997)。またこの方法により各操業で求めた曲線について、赤池情報量規準 (AIC) により曲線の当てはまりの良さを比較した。

マスターカーブの推定

各曳網で推定した網目選択性曲線の結果より、2 つのデータセット (Whole set: 全 10 回の曳網データ, AIC min: 各目合で AIC 値が最小の曳網データ) を作成した。

マスターカーブ (Tokai and Kitahara, 1989) とは、目合相対体長を導入した標準化曲線のことであるが、これも同様にロジスティック式を利用し、標本抽出比を式内に導入して推定した。

$$S(R) = \frac{Q \exp(\alpha R + \beta)}{1 + Q \exp(\alpha R + \beta)} \quad (8)$$

ここで、 $R = (l - l_0)/(m - m_0)$  であり、 $l$  は体長、 $m$  は網目内径、 $\alpha$  と  $\beta$  は推定すべきパラメータである。 $m_0$  と  $l_0$  は定数であり、網目内径  $m$  と体長  $l$  の比例関係を  $m=0$  のとき  $l=0$  となるよう補正するために導入するパラメータである (東海, 2002)。定数  $l_0$ 、 $m_0$  値を推定する方法として、本研究では次の 2 つの方法を比較した。① Tokai and Kitahara (1989) で提案され従来用いられてきた方法であり、 $l_0$ 、 $m_0$  値を目合に対する  $l_{90}$  と  $l_{50}$  値の回帰直線の交点から推定する方法。これを以降、独立推定と呼ぶ。② マスターカーブのパラメータ  $\alpha$ 、 $\beta$  を最尤推定する際に  $l_0$ 、 $m_0$  値をパラメータとして網目選択性曲線のパラメータと同時に推定する方法。以降、同時推定と呼ぶ。これら 2 種類のマスターカーブ推定方法を、上記 2 つのデータセットそれぞれに適用し、結果を比較した。ただし Whole set については、対数尤度の合計値を目合別に曳網回数で割ることで重み付けを行った。

結 果

漁獲試験結果

各曳網の試験結果を Table 1 に示した。目合 34.0 mm で

Table 1. Number of fish caught, Japanese sandfish which were sub-sampled from codend and cover net.

Mesh size (mm)	Haul no.	34.2					30.0			
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
<b>Codend</b>										
Number of fish	201	395	379	213	330	76	384	446	397	165
Sampling fraction	1.00	0.08	0.11	0.31	0.10	1.00	0.49	0.11	0.13	1.00
<b>Cover net</b>										
Number of fish	210	629	565	90	556	50	33	156	95	16
Sampling fraction	1.00	0.09	0.07	1.00	0.09	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
<b>Total numbers</b>	<b>411</b>	<b>1,024</b>	<b>944</b>	<b>303</b>	<b>886</b>	<b>126</b>	<b>417</b>	<b>602</b>	<b>492</b>	<b>181</b>
<b>Sampling ratio</b>	<b>1.00</b>	<b>0.87</b>	<b>1.62</b>	<b>0.31</b>	<b>1.14</b>	<b>1.00</b>	<b>0.49</b>	<b>0.11</b>	<b>0.13</b>	<b>1.00</b>

は全5回の曳網が行われたので、曳網 no. を順に 1-5 とした。また、目合 30.0 mm では全4回の曳網が行われたので、曳網 no. を 6-9 とした。標本抽出率は曳網ごとに異なっており、曳網間で漁獲量にばらつきがあった。目合 43.0 mm, 34.0 mm の no. 9, および 30.0 mm の no. 4 はコッドエンドとカバーネットの両方で標本抽出率が 1.0 であった。また、目合 30.0 mm ではコッドエンドの漁獲尾数よりもカバーネットの漁獲尾数の方が少なくなっており、カバーネットの標本抽出率は全て 1.0 であった。

Fig. 2 に各曳網の標本尾数のヒストグラムを示した。目合が小さくなるほど、カバーネットの漁獲量が少なく、コッドエンドの漁獲量は多くなった。特に目合 30.0 mm では、カバーネットの標本抽出率が 1.0 であるのにも関わらず、その漁獲量は非常に少なかった。

曳網別網目選択性曲線

各曳網について推定した網目選択性曲線のパラメータ  $a$  と  $b$ , 標準誤差 (Standard Error),  $l_{50}$ ,  $S.R.$ , AIC 値を Table 2 に示した。 $l_{50}$  値を見ると、目合 34.0 mm では 124.1-131.0, 30.0 mm では 97.4-109.2 と目合ごとに近い値となっていることが分かる。一方、 $S.R.$  値は目合 43.0 mm で 30.5, 34.0 mm では 13.0-23.0, 30.0 mm では 8.2-14.1 と目合が小さくなるほど  $S.R.$  値が小さく曲線が鋭くなることが分かった。また AIC 値を目合ごとに比較すると、目合 34.0 mm では曳網 no. 7, 30.0 mm では曳網 no. 4 において最小となった。

Fig. 3 に曳網毎の網目選択性曲線を示した。目合が大きくなるほど、曲線が右にずれ、その傾きが緩やかになった。また、曲線の傾きの上限部分、つまり漁獲されたハタハタの大半が保持される体長では、目合が小さいほど、曲線のプロットへの当てはまりが良いことが分かった。一方、曲線の立ち上がりの部分、つまりハタハタがコッドエンドに保持され始める体長では、目合によらず曲線のプロットへの当てはまりはあまり良くなかった。この曳網別に推定した網目選択性曲線の結果より、マスターカーブを推定するためのデータセットとして、Whole set については全曳網を、AIC min については各目合で AIC 値が最小となった目合 43.0 mm, 34.2 mm の曳網 no. 3, 30.0

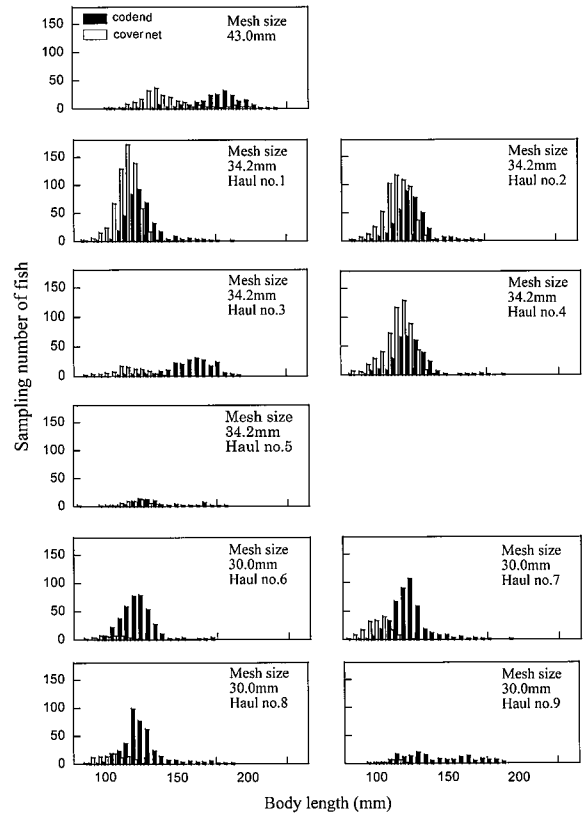


Fig. 2. Body length compositions of Japanese sandfish caught in the codend and cover net.

mm の曳網 no. 9 を選択した。

マスターカーブの推定

マスターカーブを推定するために、独立推定により  $l_0$  と  $m_0$  の推定を行った。Table 3 に各曳網の  $l_{50}$  と  $l_{90}$  値を示した。また、これらを Fig. 4 に示した。いずれにおいても決定係数  $R^2$  値は高く、回帰の妥当性を確認できたため、それらの交点としてマスターカーブの補正値  $l_0$  と  $m_0$  を求めた。得られた値は Whole set においては  $l_0 = 76.2$ ,  $m_0 = 22.5$  であり、AIC min においては  $l_0 = 77.3$ ,  $m_0 = 21.5$  であった。

Table 2. Estimated parameters, standerd error (SE) and AIC values of selectivity curves in each haul.

Mesh size (mm)	Haul no.	Sampling ratio	<i>a</i>		<i>b</i>		<i>l</i> <sub>50</sub>		<i>S.R.</i>		AIC
				SE		SE	(mm)	SE	(mm)	SE	
43.0		1.00	0.07	4.01E-05	-11.76	0.007	163.21	0.012	30.49	0.017	358.87
	1	0.87	0.17	9.70E-05	-20.90	0.012	124.06	0.004	13.04	0.008	993.94
	2	1.62	0.12	7.74E-05	-16.25	0.010	131.02	0.006	17.72	0.011	1,006.38
34.2	3	0.31	0.16	1.52E-04	-20.33	0.020	125.18	0.014	13.53	0.013	108.99
	4	1.14	0.10	7.38E-05	-13.10	0.009	130.07	0.007	21.81	0.016	989.21
	5	1.00	0.10	1.67E-04	-11.90	0.021	124.24	0.019	22.95	0.040	133.74
	6	0.49	0.22	2.90E-04	-22.37	0.032	100.14	0.017	9.83	0.013	130.74
30.0	7	0.11	0.27	2.13E-04	-27.23	0.024	101.20	0.010	8.17	0.006	272.42
	8	0.13	0.18	1.59E-04	-17.56	0.018	97.42	0.017	12.19	0.011	275.52
	9	1.00	0.16	3.32E-04	-17.02	0.039	109.23	0.026	14.10	0.030	72.75

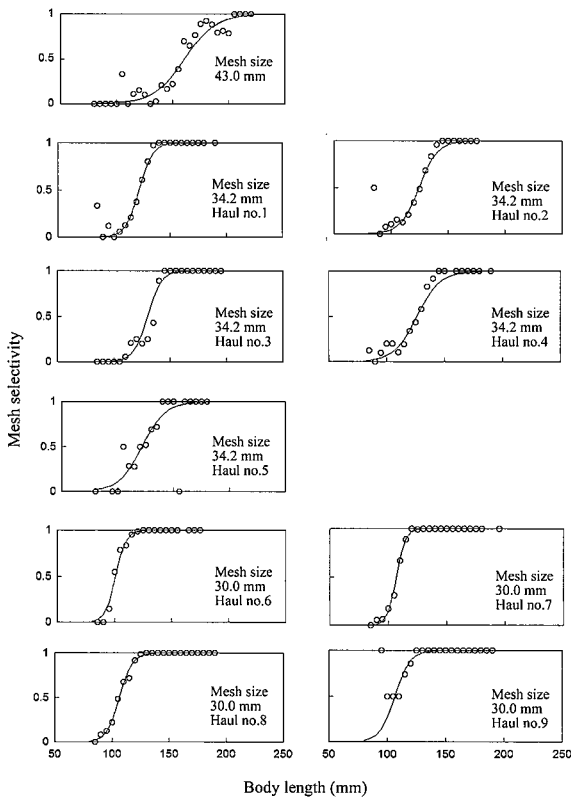


Fig. 3. Selectivity curves in each haul.

これらの  $l_0$  と  $m_0$  を定数としてマスターカーブの式に組み込んだ(独立推定)。一方、同時推定では  $l_0$  と  $m_0$  をパラメータとして、マスターカーブのパラメータと同時に推定を行った。各条件下のマスターカーブのパラメータ  $\alpha$  と  $\beta$ ,  $l_0$  と  $m_0$ , AIC 値を Table 4 に示した。データセット別で比較すると、Whole set では AIC 値は同時推定の方が小さく、独立推定よりも同時推定の方がモデルの当てはまりが良いという結果が得られた。AIC 値は、AIC min では独立推定で 541, 同時推定では 544 であり、独立推定の方が、AIC 値が小さかったものの、同時推定の方が AIC 値計算の際のパラメータが多かったことを考慮すると、

Table 3. Estimated  $l_{50}$  and  $l_{90}$  values in each haul.

Mesh size (mm)	Haul no.	$l_{50}$ (mm)	$l_{90}$ (mm)
43.0		*	163.2
	1	124.9	137.9
34.2	2	127.1	144.9
	3	*	132.3
	4	128.8	150.6
	5	124.2	147.2
30.0	6	103.3	113.2
	7	109.4	117.6
	8	108.9	121.1
	9	*	109.2

\* : minimum AIC values

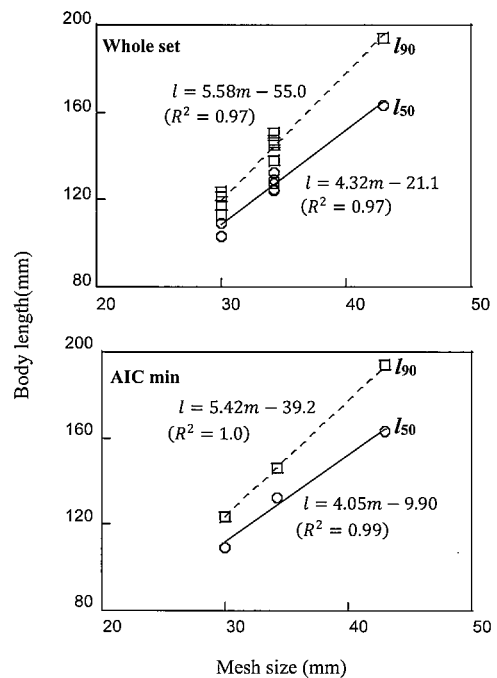


Fig. 4. The 50% and 90% selectivity length plotted against codend mesh size in each data set.

Table 4. Estimated parameters of the master curves in each estimation method for  $m_0, l_0$ .

Data set	Estimation method for $m_0, l_0$	$\alpha$	$\beta$	$m_0$	$l_0$	$R_{50}$	S.R. in R	AIC
Whole set	Separate estimation	1.89	-7.88	22.5	76.2	4.2	1.1	1,312
	Simultaneous estimation	1.13	-5.66	26.1	84.9	5.0	1.9	1,257
AIC min	Separate estimation	1.72	-6.71	21.5	77.3	3.9	1.3	541
	Simultaneous estimation	1.63	-6.69	22.0	76.3	4.1	1.3	544

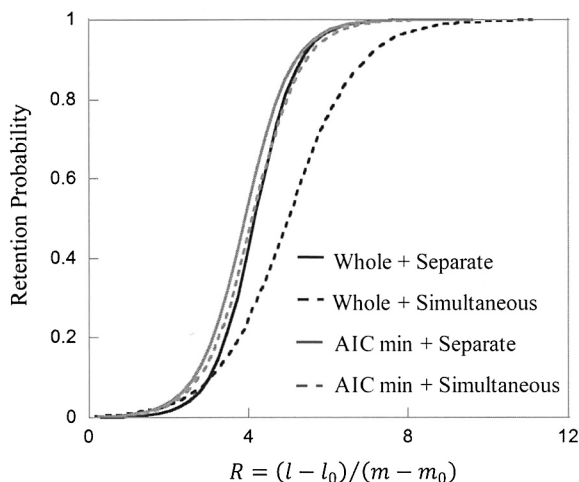


Fig. 5. Estimated master curves in different method for estimation of  $m_0$  and  $l_0$  ( $Q = 1.0$ ).

その差は僅かなものであった。得られたマスターカーブを Fig. 5 に示した。Whole set+ 独立推定, AIC min+ 独立推定, および同時推定による曲線はほとんど重なっていたものの, Whole set+ 同時推定のみ曲線の傾きが緩やかで, 大きく右にずれていた。

### 考 察

#### 標本抽出の考慮

本研究で用いたデータの標本抽出比は目合 30.0 mm の曳網 no. 7 が最小で 0.11 であり, 最大で 34.2 mm の曳網 no. 2 の 1.62 であった。Wilman et al. (1996) では, 標本抽出比は 0.33-3.0 が推奨されている。この範囲外である目合 30.0 mm の曳網 no. 7, 8 を見ると Table 2 より 30.0 mm の中では高い AIC 値を示しているものの, Fig. 2 の体長組成が他の曳網と似た組成をしており, むしろ 34.2 mm 曳網 no. 3, 5 と 30.0 mm 曳網 no. 9 の方が同じ目合の曳網と比べてその組成が異なっている。東海 (2012) が, 標本抽出の大きさよりもそれぞれの体長階級で十分な標本の確保が必要だと指摘していることから, これら 3 つの目合では, それぞれの体長階級で標本抽出が十分に行われていなかったことが考えられる。

#### マスターカーブの推定方法

マスターカーブ推定のために Whole set と AIC min の 2 つのデータセットを用意した。各目合の最適モデルを基

にする AIC min だが, そのモデルが最適であると判断することは難しい。制御不能な曳網時の要因 (例えば, 潮流速, 水深など) は曳網間誤差として網目選択性曲線の推定に影響している (Fryer, 1991) ことから, これらを含めてマスターカーブを推定できる Whole set の方がより妥当であると考えられる。さらに, 今回のように目合別に曳網回数で重み付けを行うことで, 各目合で曳網回数が異なる場合であっても全データを用いてマスターカーブの推定が可能である。

マスターカーブを求めるための補正值  $l_0$  と  $m_0$  の推定方法として, 従来の独立推定では, 回帰式を推定 (Fig. 4) する際に誤差が生じる。特に Whole set になるとデータ数が増えその誤差はより大きくなると思われる。その点, パラメータとしてモデルに組み込む同時推定では, 独立推定のような誤差が生じることは無く, 曲線のパラメータとのバランスをとることができる。しかし, 本研究では目合 43.0 mm の曳網回が 1 度と, データ数が少ないため, 今後, 曳網間誤差のモデルへの組み込み方を含め, 補正值  $l_0$  と  $m_0$  の推定方法について更なる検討が必要であると考ええる。

#### 適切な目合の選定

4 つのマスターカーブ推定法のうち, 最も妥当であると考えられる Whole set+ 同時推定のマスターカーブを基に, 標本抽出比  $Q=1.0$  として目合別の選択性曲線を求めた (Fig.

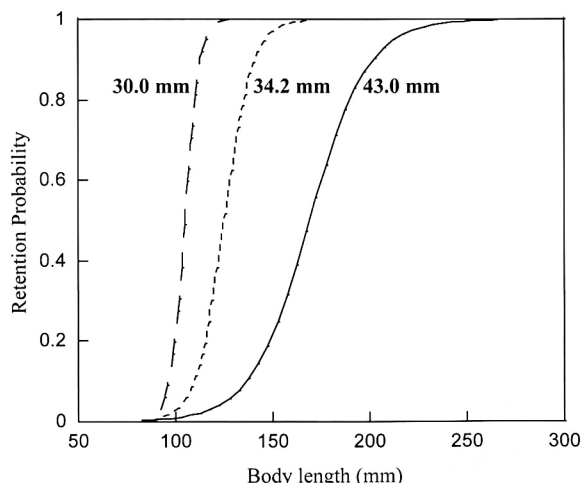


Fig. 6. Estimated selectivity curves for 43.0 mm, 34.2 mm, and 30.0 mm mesh size from the master curve of Whole set with simultaneous estimation of  $m_0$  and  $l_0$  ( $Q = 1.0$ ).

6)。これより、 $l_{50}$  は目合 43.0 mm, 34.2 mm, 30.0 mm の順に 169 mm, 125 mm, 105 mm であった。この結果を基に、目合 43.0 mm の漁獲試験でのカバーネットとコッドエンドによる全漁獲尾数を網への遭遇尾数とみなして、目合別に体長階級ごとの漁獲割合を求めた (Fig. 7)。ハタハタは、雌雄ともにおよそ 2 歳魚 (150 mm 前後) で成熟を始める (三尾, 1967; 藤原ら, 2011)。目合 43.0 mm では、成熟個体である体長 150 mm 以上の個体は 74% 漁獲できる一方で、体長 150 mm 未満の未成熟個体の漁獲は 13% に留めることができる。目合が小さくなると、当然大きい個体をほとんど漁獲でき、目合 34.0, 30.0 mm ではほぼ 100% であったのに対し、未成熟個体の漁獲率は 34.0 mm で 74%, 30.0 mm では 99% と未成熟から成熟個体まで全ての体長階級でそのほとんどを漁獲してしまうことが分

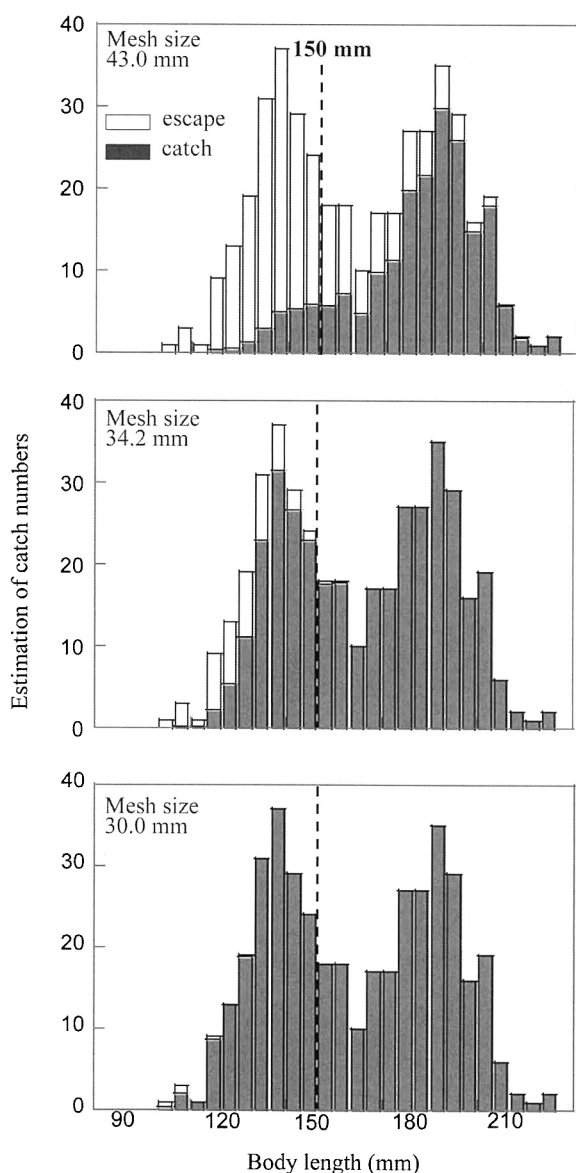


Fig. 7. Simulated number of fish escaped and fish caught for each mesh size based on the estimated master curve using the total catch (codend + cover).

かった。

本種を対象とした底曳き網は隣県でも行われている (藤原ら, 2011) が、宮嶋ら (2012) がかけまわし式底曳き網で使用した目合は 7 節が 48.6 mm, 8 節が 42.0 mm, 9 節が 35.6 mm と、呼称目合が本研究と同じであっても、実測目合内径が本研究で使用した目合よりも少し大きくなっている。これについて宮嶋ら (2012) は、その呼称目合は同じであっても実測網目内径は異なっており、漁具の仕立ての違いによる細部の違いによる影響を指摘し、目合内径の標準的な計測方法の確立が重要であると述べている。このことから、実測網目内径でそれぞれの  $l_{50}$  値を比較した。同県にて、かけまわし式底曳き網よりも曳網時間の長いトロール網で漁獲試験を行った倉長ら (1999) は、網目内径 60 mm, 50 mm, 43 mm の順に  $l_{50}$  値が 129 mm, 118 mm, 105 mm であり、本研究の結果とは大きく異なった。一方、京都で行った試験 (宮嶋ら, 2012) では、網目内径 48.6 mm, 42.0 mm, 35.6 mm の順に  $l_{50}$  値は 163 mm, 138 mm, 114 mm となり、本研究を比較するとほぼ近い結果であることが分かった。

最後に、本漁業における適切な目合について考察する。ハタハタは 2 歳、150 mm で成熟することから、150 mm を基準とし、Fig. 7 の結果からそれぞれの体長階級毎に漁獲割合を求めたものが Fig. 8 である。また、その曲線のパラメータを Table 5 に示した。回帰曲線には上下で曲率の

Table 5. Estimated parameters of the regression curves to estimating catch ratio.

Parameters	<150 mm	>150 mm
$P_1$	0	0
$P_2$	1	1
$P_3$	-0.62	-0.33
$P_4$	36.35	45.80
$P_5$	-0.28	-0.15
$C_f$	0.39	0.21
Residual sum of squares	0.0070	0.0161
Root mean squared error	0.0192	0.0215

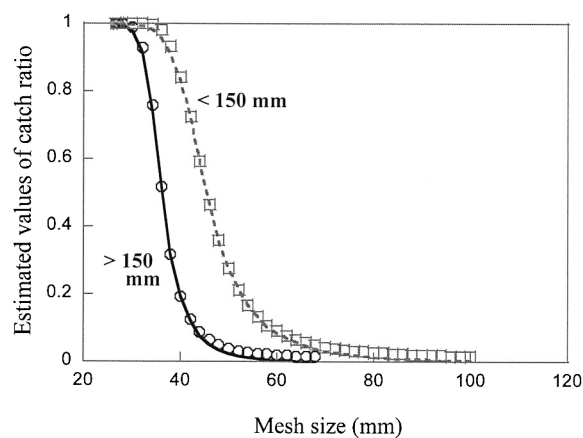


Fig. 8. The regression curves for estimated catch ratios.

異なる非対称のロジスティック曲線である Five-parameter logistic equation (Ricketts and Head, 1999) を用いた。

$$y = P_1 + \frac{P_2}{1 + f_x \exp(P_3(P_4 - x)) + (1 - f_x) \exp(P_5(P_4 - x))}$$

ただし、

$$f_x = \frac{1}{1 + \exp(-C_f(P_4 - x))}, \quad C_f = \frac{2P_3P_5}{|P_3 + P_5|}$$

$P_1$  は方程式の漸近的最小値,  $P_2$  は応答範囲,  $P_3$  は第 1 曲率パラメータ,  $P_5$  は第 2 曲率パラメータを表し,  $P_4$  は曲線の曲率が変わる中央の点, つまり漁獲割合が 50% となるときの目合を表す。この漁獲割合を基に, 未成熟個体である 150 mm 未満の漁獲を最も抑えることができかつ成熟個体を最も漁獲できる目合を考える。Fig. 8 において, 150 mm 未満と以上の 2 曲線の差が最大となるときの, つまり漁獲率の差が最大となるときの, 未成熟個体の漁獲を最も抑え成熟個体を最も漁獲できる目合であり, その目合は約 40 mm と推定される。7 節は網目内径が 43.0 mm であることから, 7 節は本試験で用いた 3 つの目合の中で, ハタハタの資源管理において最も適当な目合であることが分かった。未成魚は単価が低く, より大型個体の単価は高いことから, 目合 43.0 mm の導入は本種の資源管理の点だけでなく, 漁業者の漁獲収入についても良い影響をもたらすことが期待できる。

## 文 献

草刈宗晴 (1994) ハタハタの生態と漁獲量の動向について。釧路水試だより, **70**, 10-21.  
 京都府立海洋センター (2006) ハタハタの資源管理。季報, **88**, 1-12.  
 藤原邦浩・上田祐司・廣瀬太郎・松下貴裕 (2011) 平成

22 年度ハタハタ日本海西部系群の資源評価, pp. 1212-1226, 平成 22 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 水産庁・水産総合研究センター, 東京。  
 三尾真一 (1967) ハタハタの資源生物学的研究 I. 年令・成長および成熟。日水研報告, **18**, 23-37.  
 倉長亮二 (2010) ハタハタを対象にした沖合底びき網 (かけまわし) の網目選択試験。鳥取水誌報告, **38**, 6-9.  
 倉長亮二・増谷龍一郎・下山俊一・永井浩爾 (1999) オッタートロール網によるハタハタの網目選択率と網目が漁獲に与える影響。鳥取水誌報告, **36**, 43-53.  
 東海 正 (2012) 標本抽出を行ったデータからのコッドエンド選択性曲線のパラメータ推定について。水産工学, **48**, 205-211.  
 Fryer, R.J. (1991) A model of between-haul variation in selectivity. *ICES J. mar. Sci.*, **48**, 281-290.  
 東海 正 (1997) MS-Excel のソルバーによる曳網の網目選択性 Logistic 式のパラメータの最尤推定。水産海洋研究, **61**, 288-298.  
 Tokai, T. and Kitahara, T. (1989) Methods of Determining the Mesh Selectivity Curve of Trawl-net. *Nippon Suisan Gakkaishi*, **55**, 643-649.  
 東海 正 (2002) 操業実験データからマスターカーブを求める方法。pp. 49-58, 東海 正, 平成 13 年度資源評価体制確立推進事業報告書—資源解析手法教科書—補遺集, 水産総合研究センター・日本水産資源保護協会, 東京。  
 Wileman, D.A., Ferro, R.S.T., Fonteyne, R. and Millar, R.B. (1996) *ICES Cooperative Research Report No. 215 Manual of methods of measuring the selectivity of towed fishing gears*. International Council for the Exploration of the Sea, Copenhagen.  
 宮嶋俊明・柳下直己・山崎 淳・東海 正 (2012) ハタハタに対する駆け廻し式底曳網の網目選択性。日本水産学会誌, **78**, 27-36.  
 Ricketts, J.H. and Head, G.A. (1999) A five-parameter logistic equation for investigating asymmetry of curvature in baroreflex studies. *Am. J. Physiol. Regul. Integr. Comp. Physiol.*, **277**, R441-R454.