

## 2012–2017年の道東から鹿島灘にかけての海域で漁獲された マサバの粗脂肪含量と肥満度の季節変化と経年変動

谷津明彦<sup>1†</sup>, 高橋清孝<sup>1</sup>, 渡邊一功<sup>1</sup>, 本田 修<sup>1</sup>

### Seasonal and interannual variability in crude fat content and condition factor of chub mackerel *Scomber japonicus* captured from waters off northeastern Japan during 2012–2017

Akihiko YATSU<sup>1†</sup>, Kiyotaka TAKAHASHI<sup>1</sup>, Kazuyoshi WATANABE<sup>1</sup> and Osamu HONDA<sup>1</sup>

マサバ太平洋系群の粗脂肪含量 (Fc) と肥満度 (Cf) の季節変化と経年変動要因を明らかにするため、尾叉長と漁獲日 (各年1月1日からの日数) および漁獲年に対する Fc と Cf の関係を調べた。道東から鹿島灘の海域で2012–2017年にまき網で漁獲された2,085個体 (尾叉長21–42 cm) の Fc、尾叉長、体重を測定した。Fc と Cf は9–1月に高く、2月にやや低下した。試料の少ない3–8月の Fc は2月より低水準であったが、Cf は2月の水準に近かった。Cf と Fc の関係、尾叉長と Fc および Cf の関係は非線形であった。応答変数を Fc または Cf、説明変数を年 (カテゴリー変数)、漁獲日と尾叉長をスプライン関数として独立または同時に考慮した場合について、AIC で最適とされた一般化加法モデルでは、Fc・Cf と年との効果が見られた。Fc について2016年と2017年に強い正の効果認められ、この原因を考察した。

キーワード：一般化加法モデル、季節変化、粗脂肪含量、経年変動、尾叉長、肥満度、マサバ太平洋系群

In order to elucidate factors affecting seasonal and interannual variability in crude fat content (Fc) and condition factor (Cf) of the Pacific stock of chub mackerel *Scomber japonicus*, we examined Fc and Cf in relation to fork length (Fl), capture date (Cd, number of days elapsed from January 1st in each year) and year. We measured Fc, Fl and body weight of 2,085 individuals of chub mackerel (21–42 cm Fl) captured by purse seine fleets from waters off northeastern Japan during 2012–2017. Fc and Cf were high from September to January, and slightly decreased in February. During March–August, when sample size was small, Fc was lower than in February, and Cf level was close to that in February. Non-linear relationships were detected between Cf and Fc, between Fl and Fc, and between Fl and Cf. The best GAM model in terms of AIC, with Fc or Cf as a response variable, and year (categorical variable), Cd and Fl (spline functions regardless of their independent or simultaneous usages) as explanatory variables, effects of year were statistically significant. Potential causes of strong positive effects of 2016 and 2017 on Fc were discussed.

**Key words:** chub mackerel, crude fat content, condition factor, fork length, GAM, interannual variability, seasonal variability

#### はじめに

マサバ *Scomber japonicus* は漁獲可能量制度の対象である重要な水産資源であり、マサバ太平洋系群は、近年の資源管理や卓越年級群の発生などにより資源量と漁獲量が増大し

ている (由上ほか, 2018)。特に、マサバ太平洋系群の2013年級群は加入量が129億尾と推定される卓越年級群であり、成長の遅れが著しく、2015年の2歳魚および2016年の3歳魚としての漁獲物の平均体重は1970年以降で最低値を示した (由上ほか, 2018)。マサバ太平洋系群は我が国太平洋南部沿岸から千島列島沖合に分布し、寿命は7–8歳で、近年の成魚と未成魚の生活史は以下のものである (川端, 2014; 由上ほか, 2018)。成魚 (2歳の一部, 3歳の大部分および4歳以上) は主に3–5月に伊豆諸島北部海域などで産卵する。稚魚は春季に我が国太平洋南岸から黒潮統流域、

2018年3月23日受付, 2019年1月9日受理

<sup>1</sup> 漁業情報サービスセンター, 〒104-0055 東京都中央区豊海町4-5  
Japan Fisheries Information Service Center, 4-5 Toyomi-cho, Chuo-ku,  
Tokyo 104-0055, Japan

† yatsu@jafic.or.jp

黒潮親潮移行域に広く分布し, 外洋域に輸送された稚魚は夏季に亜寒帯域に索餌回遊する。秋季には成魚・未成魚とも三陸の沿岸・沖合を南下し, その後成魚は産卵し, 未成魚は主に房総・常磐海域, 一部は三陸海域で越冬する。産卵・越冬後は成魚・未成魚とも北上し, 夏季を中心に主に三陸・北海道沖で索餌する。

可食部の粗脂肪含量(%, 以下脂肪量という)は, 八戸市のマサバ, 高知県の清水サバ(ゴマサバ *Scomber australasicus*), 浜田市のマアジ *Trachurus japonicus* やアカムツ *Doederleinia berycoides* ではブランド品としての価値を大きく左右する(清川・井岡, 2007; 五十川ほか, 2008; 中神・石川, 2010; 吉田・山内, 2014)。以下に示すように, マサバ太平洋系群の脂肪量は季節や尾叉長により大きく変動する。これに加えて, 脂肪量の多寡はマサバの商品価値に大きく影響するため, 迅速な測定結果の提供が望まれる。脂肪量の測定結果が得られるまでの時間は, ソックスレー法などの化学的分析法では1日以上を要するのに対し, 近赤外分光分析法では非破壊でほぼ瞬時である(矢口, 2016)。なお, 茨城県水産試験場(2013)が茨城県沖で得られたマサバの脂肪量の測定結果をソックスレー法と近赤外分光分析法で比較したところ, 測定結果の差は4%以下であった。

マサバ太平洋系群の脂肪量の季節変化は銚子港と八戸港周辺での知見がある(中神・石川, 2010; 小山, 2012; 松原ほか, 2017)。これらの報告によると, 1月から産卵盛期(3-5月)に向けて低下し, 6-7月に最低値となった後8月から増加し, 10月にピークを迎えてから若干低下したが, 尾叉長32 cm未満では上記の変動幅は小さかった。また, 2010-2015年の8-11月に八戸周辺で漁獲された体重300-400 g(尾叉長29-32 cm前後に相当)のマサバ太平洋系群の脂肪量は2010年から2012年にかけて減少し, その後は年々増加した(松原ほか, 2017)。

脊椎動物の体長の増加と体重の増加は深い関係を持つが, 両者の関係は常に一定ではなく, 発育と成長の時期, 季節, 餌の質や量などにより変動することが少なくない(上田, 2016)。マサバ太平洋系群の肥満度は, 同時期では尾叉長が大きいほど高いが直線的には増加しないこと, 同じ体サイズでは6-7月より9-11月で高いことが報告されている(佐藤ほか, 2016)。肥満度と脂肪量の関係はマサバ対馬暖流系群で知られており, 4月, 5月および8月以外では相関が強かったが, 周年においては肥満度から脂肪量を推定することは困難であった(石原, 2013)。しかし, マサバ太平洋系群の脂肪量と肥満度の年変動や肥満度と脂肪量の関係を同時に解析した報告は知られていない。

そこで, 本論文ではマサバ太平洋系群の脂肪量と肥満度の季節変化と経年変動を明らかにすることを目的とした。まず, 2012-2017年の秋季から冬季を中心に道東から鹿島灘にかけてまき網により漁獲された試料を用い, 近赤外分光分析法により脂肪量を測定した。そして脂肪量と肥満度

について, 尾叉長, 漁獲日(各年の1月1日からの漁獲までの経過日数)および漁獲年との関係を調べた。このことにより, 本系群の脂肪量と肥満度の変動要因や資源変動機構の検討, ブランド化など魚価への反映, さば類の個別割当(IQ)制度(<http://www.jfa.maff.go.jp/j/kanri/other/attach/pdf/arikata-4.pdf>, 2018年6月15日)のもとでの漁獲戦略の策定などに資することが期待できる。

## 材料と方法

測定に供した試料は, 35-42°N, 140-145°Eでまき網により2012-2017年に漁獲され, 石巻魚市場に水揚げされた尾叉長20.9-42.3 cm, 体重91-1,181 gの2,085個体であった(Table 1)。これらは, 漁獲後数日以内に水揚げされたが, 漁獲後は水氷によりほぼ一定温度に保たれていたと考えられる。なお, 3-8月に測定データが少ない理由は, ①この時期にまき網で漁獲され, 石巻港に水揚げされるマサバが少ないこと, ②この期間に定置網で漁獲されたマサバを多く測定したことによる。なお, 同じ月に定置網とまき網により漁獲された試料について尾叉長と脂肪量の関係を検討したところ, 同じ尾叉長でも定置網で得た試料の脂肪量が低い傾向があったことから, 本研究では定置網から得た試料は使用しなかった。水揚げされたマサバ太平洋系群の尾叉長, 体重および脂肪量の測定は, 1回あたり広く尾叉長をカバーするように抽出した5-63尾(平均24.8尾)について行った。脂肪量の測定は, ポータブル型近赤外分光分析装置(FQA-NIRGUN, シブヤ精機(株)社製)を用いて行い, 測定部位(可食部全体の平均値に相関が高い体の左側の尻鰭と側線の間付付近; 矢口, 2016)と校正方法などは本装置のユーザーズ・マニュアルに従った。使用した波長は720, 740, 772, 900, 948 nm, 測定時間は150 msで, 検量線はシブヤ精機(株)から提供されたマサバ用のものを適用

**Table 1.** Number of individuals examined by year and month.

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Total
Jan		55	132	82			269
Feb		104	53			15	172
Mar			17				17
Apr							0
May			26	33			59
Jun						19	19
Jul							0
Aug							0
Sep	37	63	25				125
Oct	28	123	108	77	32	20	388
Nov	74	56	117	138	107	144	636
Dec	40	128	54	73	46	59	400
Total	179	529	532	403	185	257	2,085

**Table 2.** Results of analyses of deviance between linear and spline models for three combinations of condition factor, fat content and fork length.

Model	Residual Df	Residual deviance	Df	Deviance	F value	p
Condition factor and fat content						
Linear	2,083	27,210				
Spline	2,078	26,742	5.200	469	7.009	<0.001
Fork length and fat content						
Linear	2,083	49,893				
Spline	2,076	48,653	6.822	1,240	7.761	<0.001
Fork length and condition factor						
Linear	2,083	2,365				
Spline	2,076	2,306	6.706	59	7.891	<0.001

した。1回の測定におけるスキャン回数は3回とし、外れ値が生じた場合は値が安定するまで測定を繰り返した。なお、本装置による測定では、体表面から皮下約5 mmまでの脂肪量を表すとされている(清川・井岡, 2007)。また、肥満度は $1000 \times \text{体重}(\text{g}) / \text{尾又長}(\text{cm})^3$ として算出した。

統計学的分析にはフリーソフトウェアR (ver. 3.3.1)を用いた。はじめに、今回のデータを用いて、①肥満度と脂肪量の関係、②尾又長と脂肪量の関係、③尾又長と肥満度の関係について、一般化線形回帰モデルと平滑化(スプライン)モデルを逸脱度分析(analysis of deviance; 今泉, 2010)により比較したところ、残差逸脱度(residual deviance)はいずれも平滑化モデルの方が有意に小さく、当てはまりが良かった(Table 2)。また、尾又長、脂肪量および肥満度の季節変化は非線形であったため(Fig. 1)、応答変数として脂肪量または肥満度、説明変数として尾又長と漁獲日および漁獲年(カテゴリカル変数)を用いた一般化加法モデル(GAM)による分析を行った。GAMの適用と結果の解釈、AICによる変数選択などはWoods (2006) および金 (2017) に従った。応答変数は正の連続値をとるためGamma分布を仮定し、リンク関数はlogを用い、平滑化パラメータは一般化クロス・バリデーション(GCV)を基準として選択した(辻谷・外山, 2007)。また、今回のGAM分析においては、2つのモデルを設定した。モデル1では尾又長と漁獲日は個々のスプライン関数、モデル2では尾又長と漁獲日の影響を同時に考慮したスプライン関数 $s$ (漁獲日, 尾又長)を用いた(Woods, 2006)。

$$\log(\mu) = \alpha + s(Cd) + s(Fl) + \sum_{i=2013}^{i=2017} \beta_i c(i) \quad (\text{モデル 1})$$

$$\log(\mu) = \alpha + s(Cd, Fl) + \sum_{i=2013}^{i=2017} \beta_i c(i) \quad (\text{モデル 2})$$

ここで、 $\mu$ は応答変数の平均値(期待値)、 $\alpha$ は切片、 $\beta$ は係数、 $c$ はカテゴリカル変数、 $Cd$ は漁獲日、 $Fl$ は尾又長、

$i$ は年、 $s$ はスプライン関数である。カテゴリカル変数を含むRによる分析においては、制約条件として初年(2012年)の係数を $\alpha$ の値としているため、各年の切片は、推定された各年の $\beta$ に $\alpha$ を加算した値となる。

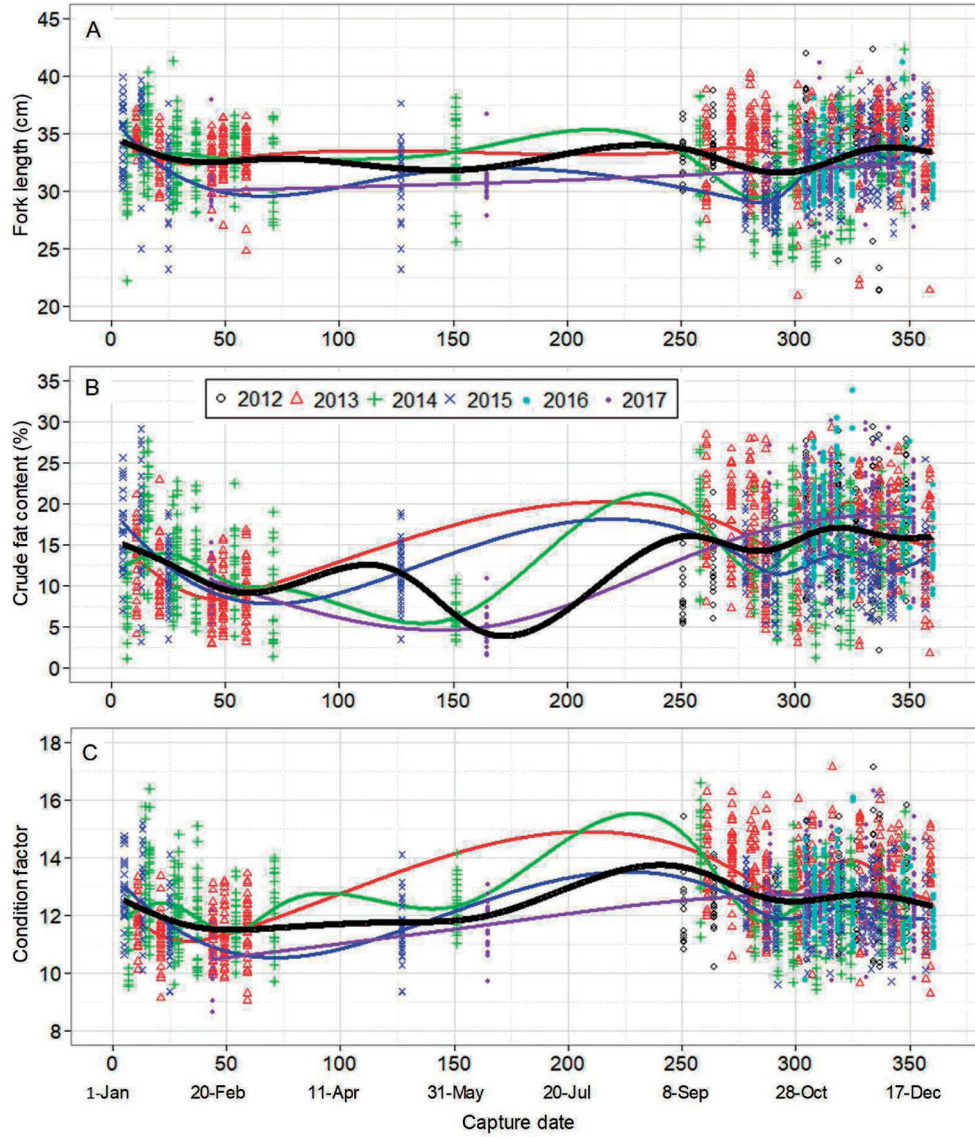
## 結果

各個体の尾又長、脂肪量および肥満度のそれぞれと漁獲日の関係を年別および全年込みのスプライン曲線とともにFig. 1に示した。なお、データが得られた時期は年により多少異なるが(Table 1)、尾又長と漁獲日の関係に当てはめたスプライン曲線は年や月による変動は少なかった。脂肪量と肥満度のスプライン曲線は年によらず1月から2月にかけて減少し、9月以降は2月に比して高水準でほぼ安定していたが、3-8月は試料が少ないためスプライン曲線の信頼性は低い。しかし、試料が得られた5-6月の脂肪量は2月よりもおおむね低水準であったのに対し、肥満度は2月の水準に近かった。

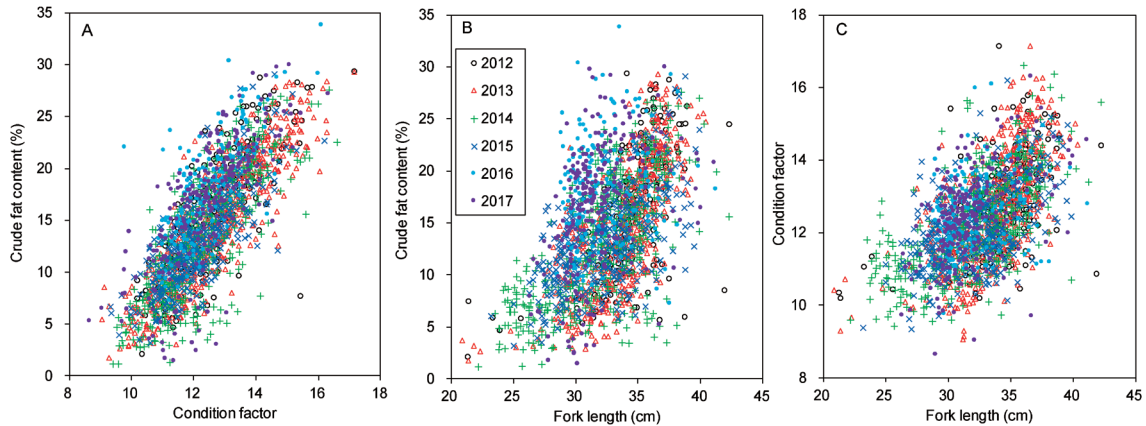
肥満度と脂肪量、尾又長と脂肪量、尾又長と肥満度の関係を年別にFig. 2に示した。いずれの組合せでもばらつきが多く、正の相関があるように見えるが、前述のように、いずれも非線形関係にあった(Table 2)。なお、尾又長と脂肪量の関係では、28 cm以上の個体で2016年と2017年の脂肪量が他年より多い傾向が見られた(Fig. 2B)。脂肪量に対する肥満度の効果および脂肪量と肥満度に対する尾又長の効果をFig. 3に示した。脂肪量への肥満度の効果はS字状で、肥満度が10-14の間は右上がりの直線状であった。脂肪量への尾又長の効果は37 cm付近を境に右上がりから右下がりに変化していたが、30 cm付近と33 cm付近にも変曲点が認められ、右上がりの傾向は一樣ではなかった。肥満度への尾又長の効果も37 cm付近までは右上がりの直線状で、その後はほぼ一定となった。

AICに基づく変数選択の結果、最適および2番目に最適とされた各モデルの説明変数とモデルの適切性に関する統計量をTable 3に示した。脂肪量および肥満度のモデル1と

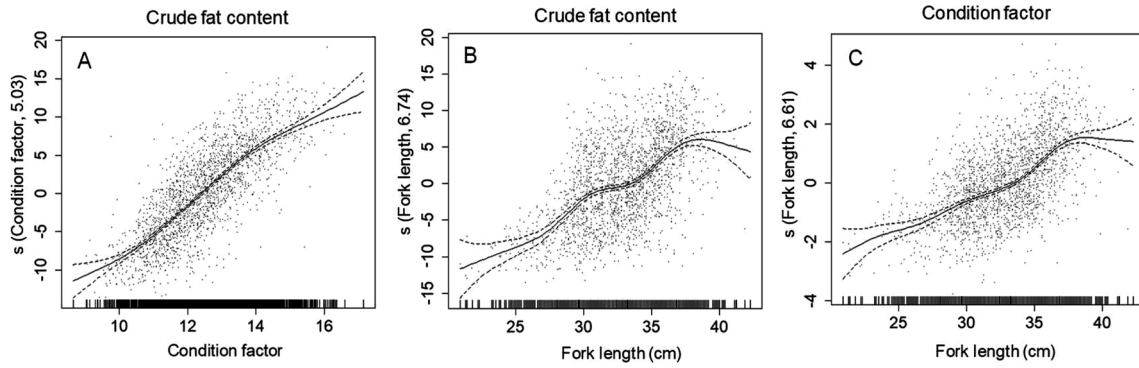




**Figure 1.** Relationships between capture date and fork length (A), crude fat content (B) and condition factor (C), with fitted spline curves during 2012–2017. Colors of thin spline curves correspond to those of year symbols. Black thick curve is fitted for pooled data. No spline curve was fitted to 2012 and 2016 owing to the data limitations.



**Figure 2.** Relationships between condition factor and crude fat content (A), fork length and crude fat content (B), and fork length and condition factor (C) during 2012–2017. Year symbols and colors are same as those of Figure 1.



**Figure 3.** Effects of condition factor on crude fat content (A), and effects of fork length on crude fat content (B), and condition factor (C) during 2012–2017. Dots indicate data points. Rug plots on the x-axes indicate the observations. Spline curves and their 95% confidence intervals (broken curves) are derived from GAM results. Estimated degrees of freedom are shown in parentheses (y-axes).

**Table 3.** Statistically significant explanatory variables (indicated by “+”) and statistical evaluations of the best and second-best GAM model 1 and model 2 for crude fat content and condition factor in terms of AIC.

Explanatory variable	Response variable: Crude fat content				Response variable: Condition factor			
	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2	
	Best	2nd best	Best	2nd best	Best	2nd best	Best	2nd best
Intercept	+	+	+	+	+	+	+	+
Year	+		+		+		+	
s (Cd)	+	+			+	+		
s (Fl)	+	+			+	+		
s (Cd, Fl)			+	+			+	+
Adjusted $R^2$	0.532	0.494	0.499	0.481	0.478	0.464	0.483	0.471
Deviance explained	57%	52%	57%	51%	49%	48%	50%	49%
Degree of freedom	22	17	33	29	21	16	30	26
log likelihood	-5,803	-5,929	-5,803	-5,940	-2,805	-2,834	-2,788	-2,813
AIC	11,651	11,895	11,674	11,939	5,654	5,700	5,637	5,679

Cd: Capture date, Fl: fork length, s: spline function

2とも、最適となったのは年の効果を含むモデルであった。年の効果を含むモデル1と2の比較では、脂肪量ではモデル1、肥満度ではモデル2が最適とされたが、AICの差は小さかった (Table 3)。これら最適ケースについて、観測値のモデル値からの残差のQ-Qプロットと残差の分布を検討したところ、モデルの妥当性が確認された。また、いずれの応答変数の最適ケースにおいても平滑化に関する統計学的有意性の近似値 (approximate significance of smooth terms; Woods, 2006) は0.0001未満であった。脂肪量への年の効果は2013年と2015年を除き統計的に有意であり、2016年と2017年の切片 ( $\alpha + \beta$ ) は2012–2015年の切片より著しく大きかった (Table 4上)。肥満度への年の効果は2015年を除き統計的に有意であり、各年の切片は脂肪量ほど大き

くは異ならなかった (Table 4下)。

次に、 $s$  (漁獲日、尾叉長) の応答変数に対する効果を Fig. 4の等高線により検討した。脂肪量への正の効果は、季節を通じて尾叉長が大きいほど高かった。一方、尾叉長によらず、1–3月に減少、4–5月に若干増加、7月に極小 (正の効果最低)、8–9月に急増する季節変化も認められた。ただし、極大値 (正の効果最高) は小型個体ほど早く (9月)、大型個体ほど遅く (10月) 認められ、その後、脂肪量の正の効果は12月まで緩やかに減少した。一方、肥満度への正の効果は、①季節を通じて尾叉長が大きいほど高く、②季節変化は尾叉長にかかわらず、1月から2月の極小値まで減少した後、緩やかに変化しつつ、9月に極大値を示した以降は減少傾向となった。この9月以降の減少傾向は

小型個体ほど顕著であった。

考 察

脂肪量と肥満度の季節変化および尾叉長との関係

脂肪量, 肥満度および生殖腺重量指数の季節変化は, 主産

卵場である伊豆諸島周辺における産卵盛期(3-5月)に向けた生殖腺の増大と脂肪量の減少, および索餌期である夏秋季に三陸から北海道沖に北上回遊する生活年周期に関連すると考えられている(中神・石川, 2010; 佐藤ほか, 2016; 由上ほか, 2018). 今回観測された脂肪量の季節変化(Fig. 1B)は, 3-8月の試料が少なかったが, マサバ太平洋系群について比重法やソックスレー法で測定された既往の知見(中神・石川, 2010; 小山, 2012; 松原ほか, 2017)と整合していた. 佐藤ほか(2016)は, 2003-2011年の道東から三陸沖合における肥満度を同じ尾叉長で比較すると6-7月より9-11月の方が高かったことを報告したが, 本研究では6-7月の試料がほとんどなかったため(Fig. 1C), 比較は困難であった.

一方, 2009年3月-2010年2月に境港に水揚げされたマサバ対馬暖流系群の成魚(尾叉長27.5 cm以上)では, 脂肪量の最低値は8月(雄)または1月(雌)に見られ, 産卵期(4-5月)に最低値を示さなかった(石原, 2013). これらのことから, 脂肪量の季節変化も系群あるいは海域により異なる可能性がある. また, 上記の境港に水揚げされたマサバでは, 月別の肥満度と脂肪量間のPearsonの相関係数の範囲は-0.23(5月)から0.88(11月)まで月により変動したものの, 4-5月(産卵期)と8月を除き, 0.67-0.88とやや強い正の相関を示した(石原, 2013). しかし, 本研究試料で月別の肥満度と脂肪量の関係を検討したところ, すべての月で肥満度が増加すると脂肪量も増加する傾向にあり, 系群による生活史や生息環境の相違が原因と思われる.

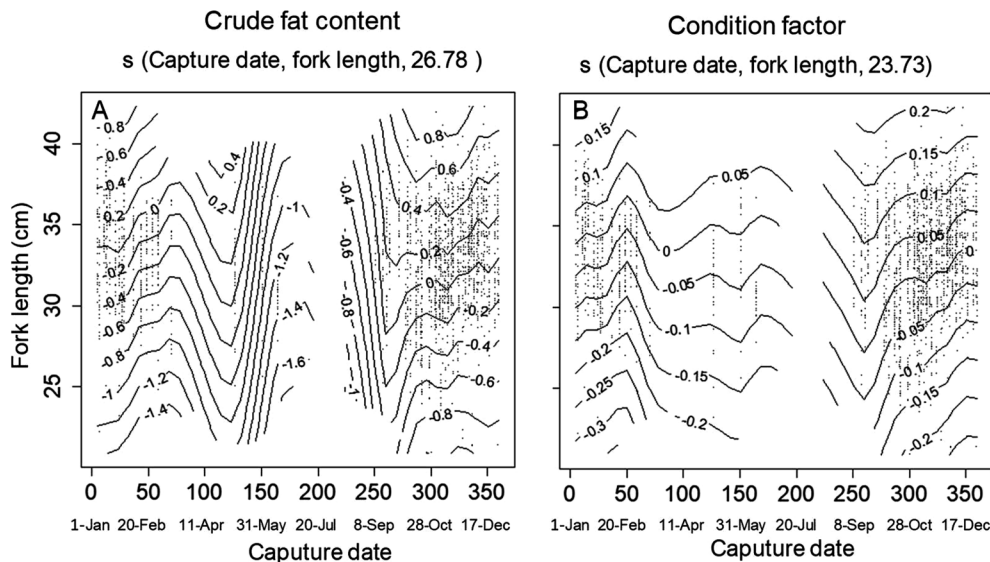
中神・石川(2010)は, マサバ太平洋系群の夏秋季における脂肪量の増加条件として, 産卵期の終了と栄養価の高

**Table 4.** Estimated parameters and their statistical evaluations of the best GAM model 1 for crude fat content (top panel) and the best GAM model 2 for condition factor (bottom panel).

Explanatory variable	Estimate	Std. error	t value	p
Intercept ( $\alpha$ )	2.536	0.022	113.360	0.000
$\beta$ (2013)	0.003	0.026	0.105	0.916
$\beta$ (2014)	0.102	0.026	3.892	0.000
$\beta$ (2015)	0.026	0.028	0.936	0.349
$\beta$ (2016)	0.305	0.032	9.651	0.000
$\beta$ (2017)	0.329	0.029	11.196	0.000

Explanatory variable	Estimate	Std. error	t value	p
Intercept ( $\alpha$ )	2.491	0.006	412.933	0.000
$\beta$ (2013)	0.031	0.007	4.367	0.000
$\beta$ (2014)	0.030	0.007	4.261	0.000
$\beta$ (2015)	0.012	0.007	1.563	0.118
$\beta$ (2016)	0.034	0.008	3.965	0.000
$\beta$ (2017)	0.046	0.008	5.793	0.000



**Figure 4.** Effects of isotropic smooth (equally smoothing functions) of capture date and fork length on crude fat content (A) and condition factor (B) during 2012-2017 based on the GAM model 2. Dots indicate data points. Estimated degrees of freedom are shown in parentheses.



い魚類を捕食することを指摘した。マサバ太平洋系群の50%成熟尾叉長は1970–2007年（極度の低水準期から高水準期を含む）の間、密度効果と環境変動により27–33 cmで変化し、平均的には30 cm程度であった（渡邊, 2010）。また、2005–2014年（低水準期）における1歳以下は成熟せず、50%成熟年齢は2歳、100%成熟年齢は3歳であり、2011–2014年における1, 2, 3歳魚の平均尾叉長はそれぞれ約30 cm, 33 cm, 35 cmであった（由上ほか, 2018）。これに対し、2015年以降の1, 2, 3歳魚の成熟率はそれぞれ0%, 30%と90%とされ、2015年の2歳魚と2016年の3歳魚（いずれも2013年級群）の平均尾叉長はそれぞれ約28 cmと約30 cmであった（由上ほか, 2017, 2018）。そのため、今回の試料のうち2014年以前は、尾叉長35 cm以上と30 cm未満はそれぞれ成魚と未成魚を代表していると考えられるが、2015年以降は30 cm未満の個体にも成魚が多く混在していることに注意が必要である。

脂肪量と肥満度は季節によらず大型個体ほど高い傾向であった（Fig. 4）。ただし、9–12月は脂肪量と肥満度が小型個体ほど急激に増加・減少し、大型個体ほど安定して推移していた。このことは、①秋冬季には成魚が主産卵場の伊豆諸島周辺へ、未成魚は常磐鹿島灘海域を中心とする越冬場にむけて南下回遊すること、②夏秋季には未成魚の方がより沖合にも回遊すること（渡邊, 2010; 川端, 2014）に伴い、餌など環境条件や回遊生態の違いを反映した可能性を示唆している。

#### 脂肪量と体サイズの経年変動

松原ほか（2017）によると、八戸沖で2010–2015年の8–11月に漁獲された体重300–400 g（尾叉長29–32 cm前後に相当）の96個体のマサバ太平洋系群についてソックスレー法で測定した脂肪量は、2010年から2012年の間に約19%から約13%まで低下し、その後2015年の約16%へと徐々に回復した。本研究の脂肪量データのうち、松原ほか（2017）と同じ体重と月範囲における294個体を用いて2012–2017年の年平均値を求めたところ、順に9, 12, 14, 13, 18, 17%であった。両者の脂肪量の経年変動は、2015年を除き相対的に一致し、2013年から増加傾向にあった。特に、2016年と2017年の平均脂肪量は2015年以前より著しく多かった。

これに対して、2013–2015年の年齢別体重は低下傾向にあったが（由上ほか, 2018）、この体重低下傾向は密度効果だけでは説明できず、分布・回遊域の変化による餌や水温履歴などの変化やマイワシ（*Sardinops melanostictus*）増加による餌の競合が今後の研究の課題とされている（[http://www.jfa.maff.go.jp/j/suisin/s\\_kouiki/taiheiyo/attach/pdf/index-46.pdf](http://www.jfa.maff.go.jp/j/suisin/s_kouiki/taiheiyo/attach/pdf/index-46.pdf), 2018年7月17日）。2016年以降の年別年齢別体重の確定値はまだ公表されていないが、2013年級の成長の遅れは2016年以降も続く可能性が高いとされ、2013年級群の3歳魚（2016年）および4歳魚（2017年）の平均体重には過去に観測された3歳魚および4歳魚平均体重の最低値

が資源量予測に用いられている（由上ほか, 2018）。一方、2016年と2017年の肥満度は他年並みであった。このように、2013年以降の体重や肥満度と脂肪量の経年変動は異なっていた。そのため、体成長や肥満度の変動メカニズムと脂肪量蓄積のメカニズムや獲得したエネルギーの配分先が異なる可能性が示唆された。例えば、卓越である2013年級群は2016年7月（資源評価における漁期年初）には3歳（尾叉長約30 cm）となり翌春には大部分が成熟し、2018年春には全てが成熟したとされるため（由上ほか, 2018）、2016年と2017年夏秋季に獲得したエネルギーを脂肪として一旦蓄積し、体成長よりも繁殖活動へ優先的に振り向けた可能性がある。

2016年と2017年の脂肪量が2012–2015年に比べ多かった原因を探るため、2016年と2017年の水温と餌環境について検討した。2016–2017年1–4月のマサバ分布域に近い35–45°N, 140–150°Eの表面水温は2015年以前の同期間に比べ高かった（[http://www.data.jma.go.jp/kaiyou/data/db/kaiyo/series/wnpsst\\_series1.html#sea4](http://www.data.jma.go.jp/kaiyou/data/db/kaiyo/series/wnpsst_series1.html#sea4), 2018年6月19日）。また、親潮域における動物プランクトンの現存量は、冬季表面水温の高温化に伴う表層混合層の浅化により親潮表層の光条件が向上したことなどにより増加すると考えられている（友定・小達, 1995; Chiba et al., 2008）。このことから、2016–2017年1–4月の高水温化が親潮域でマサバの主餌料の一つである動物プランクトンの増加をもたらした可能性はあるものの、両年にマサバが亜寒帯域の動物プランクトンを多食したかは不明である。実際、中神・石川（2010）は脂肪量と表面水温には関係が見られないとしていることから、両者を単純に関連付けることはできないと考えられる。

マサバ太平洋系群の重要な餌生物はカタクチイワシ（*Engraulis japonicus*）などの小型魚類とオキアミなどの甲殻類プランクトンとサルパ類である（由上ほか, 2018）。餌生物として本研究対象海域に多く分布し、かつ資源量情報がある魚種としてカタクチイワシ太平洋系群とマイワシ太平洋系群について以下に検討した。カタクチイワシ太平洋系群の資源量は2003年のピークから急減したのに対し、マイワシ太平洋系群の資源量は2006年から増加傾向にあり、近年の資源量はマイワシがカタクチイワシをはるかに上回る（古市ほか, 2018; 上村ほか, 2018; <http://www.fra.affrc.go.jp/pressrelease/pr2018/20180730/20180730press.pdf>, 2018年9月3日）。また、2011年以降ではマイワシとマサバ太平洋系群は夏秋季に三陸・北海道沖で広く分布が重複する（古市ほか, 2018; 由上ほか, 2018）。さらに、マサバは環境中に多く存在する餌生物を柔軟に利用すること、マイワシも捕食することが知られている（高橋, 1966; Fujita et al., 1995; 森脇・宮邊, 2012）。以上に加え、尾叉長28 cm以上の大型個体で2016年と2017年の脂肪量が他年より多い傾向が見られたこと（Fig. 2B）、餌生物としての魚類は栄養価が高いこと（中神・石川, 2010）、およびマサバの

体長とマサバが捕食したカタクチイワシの体長の関係 (高橋, 1966)などを考慮すると, 2016年と2017年のマサバ太平洋系群のうち, 大型個体は加入量が近年では多かったマイワシの0歳魚に加え, 1歳魚のなかでも体成長の遅い個体を捕食した可能性が考えられる。しかし, マイワシ以外の餌生物を多食した可能性は排除できない。なお, 本研究対象海域の甲殻類プランクトンとサルパ類については量的指標値が利用できなかったため, 2016年と2017年のマサバ太平洋系群の餌生物として評価できなかった。

#### まとめと今後の展望

本研究により観測された脂肪量の季節変化はソックスレー法と比重法による先行研究 (中神・石川, 2010; 小山, 2012)と整合した。また, 観測された脂肪量の経年変動もソックスレー法による先行研究 (松原ほか, 2017)とおおむね一致し, 2012–2017年に増加傾向を示した。さらに, 2016年と2017年は2012–2015年に比して脂肪量が多かったが, 肥満度は平年並みであった。しかし, 今回の試料は6年間に限られており, 測定個体の年齢査定も行われず年級群別の解析はできなかった。今後もマサバ太平洋系群の脂肪量の測定を継続し, 測定個体の年齢査定を行うことにより, 各年級群の脂肪量と体成長量, 肥満度, および海洋環境の経年変動の関係が解析可能となり, これらの変動要因の解明が期待できる。ちなみに, 親魚の成熟年齢や魚体の大きさ, 栄養状態などが, 生み出される卵稚仔の成長や生残などに影響する現象は母性効果として知られている (渡邊, 2014)。したがって, マサバ太平洋系群の資源変動要因の一つとして脂肪量や肥満度を指標に栄養状態を検討する価値もある。一方, 年や海域などにより変動する可能性のある脂肪量の把握において, 近赤外分光分析法はソックスレー法などに比して, 精度はやや低いものの測定結果が瞬時かつ容易に得られ, 水揚市場や漁船上でも利用できる。従って, IQ制度のもとで各漁業者に割り当てられたさば類 (マサバが主体)の漁獲可能量を最適に利用するため, 漁獲時期や漁場の選定に近赤外分光分析法による脂肪量測定を活用できる。

#### 謝辞

試料の測定に便宜を図っていただいた石巻魚市場の関係者各位, 本研究の統計学的な扱いについて貴重なご助言を頂いた水産研究・教育機構中央水産研究所の岡村 寛博士, マサバに関する文献をご教示いただいた同研究所の中神正康博士, 初期の原稿に対して建設的かつ有用なご意見を賜った編集委員と匿名の査読者に感謝する。本研究の予算の一部は, 水産庁補助事業「人工衛星・漁船活用型漁場形成情報等収集分析事業」を利用した。

#### 引用文献

Chiba, S., M. Aita, K. Tadokoro, T. Saino, H. Sugisaki and K. Nakata (2008) From climate regime shifts to lower-trophic level phenology:

- Synthesis of recent progress in retrospective studies of the western North Pacific. *Prog. Oceanogr.*, **77**: 112–126.
- Fujita, T., D. Kitagawa, Y. Okuyama, Y. Ishito, T. Inada and Y. Jin (1995) Diets of the demersal fishes on the shelf off Iwate, northern Japan. *Mar. Biol.*, **123**: 219–233.
- 古市 生・渡邊千夏子・由上龍嗣・上村泰洋・井須小羊子・宇田川美穂 (2018) 平成29 (2017) 年度マイワシ太平洋系群の資源評価。平成29年度我が国周辺水域の漁業資源評価 第1分冊, 水産庁・水産研究・教育機構, 15–52.
- 茨城県水産試験場 (2013) 近赤外分光器を使った簡易脂肪測定技術の開発。水産の窓, 25年—No. 10.
- 今泉智通 (2010) Rを用いた一般化線形モデル (仮説検定編): 割合データを例に。雑草研究, **55**, 275–286.
- 石原幸雄 (2013) 鳥取県で水揚げされる魚介類の食品・栄養学的特性の解明。鳥取大学大学院連合農学研究科学学位論文, 136 pp.
- 五十川章子・山岡耕作・森岡克司 (2008) 清水さばの脂質含量と生態形質の季節変動一句の解明の一考察一。日水誌, **74**, 207–212.
- 上村泰洋・由上龍嗣・渡邊千夏子・古市 生・亘 真吾・岸田 達 (2018) 平成29 (2017) 年度カタクチイワシ太平洋系群の資源評価。平成29年度我が国周辺水域の漁業資源評価 第2分冊, 水産庁・水産研究・教育機構, 799–832.
- 川端 淳 (2014) マサバ太平洋系群の資源動向とくに2013年級の出現状況について。第21回「食」と「漁」を考える地域シンポジウム報告集, 11–22.
- 金 明哲 (2017) 「Rによるデータサイエンス (第2版)」。森北出版, 東京, 336 pp.
- 清川智之・井岡 久 (2007) ポータブル型近赤外分光分析装置によるマアジ, アカムツ脂質含有量の非破壊測定とその活用事例。島根水技七研報, **1**, 11–17.
- 小山智之 (2012) 銚子漁港に水揚げされる多獲性魚類の脂肪量。漁海況旬報ちば, **24**, 1–2.
- 松原 久・木村優輝・竹内 萌・小野寺陽子 (2017) 八戸港に水揚げされるマサバとゴマサバの粗脂肪等について。青森産技七食総研報, **8**, 56–61.
- 森脇晋平・宮邊 伸 (2012) 日本海南西沿岸海域におけるマサバの摂餌生態。島根水技七研報, **4**, 39–44.
- 中神正康・石川 哲 (2010) 2006–2008年における八戸沖漁場のマサバ, ゴマサバ脂肪含有量。第58回サンマ等小型浮魚資源研究協議会報告, 196–202.
- 佐藤愛美・東海 正・森 泰雄・中明幸広 (2016) 太平洋道東沖マサバ資源調査に適した調査用流し網における目合の組み合わせ。日水誌, **82**, 290–297.
- 高橋正雄 (1966) マサバの摂餌生態に関する研究1. 食性と摂餌の選択性。広島大学水畜産学部紀要, **6**, 431–446.
- 友定 彰・小達和子 (1995) 動物プランクトンバイオマスと環境の長期変動。海と空, **71**, 1–7.
- 辻谷将明・外山信夫 (2007) RによるGAM入門。行動計量学, **34**, 111–131.
- 上田 宏 (2016) 成長。「水産海洋ハンドブック (第3版)」竹内俊郎ほか編, 生物研究社, 東京, 97–99.
- 渡邊千夏子 (2010) マサバ太平洋系群の繁殖特性の変化とその個体群動態への影響。水産海洋研究, **74**, 46–50.
- 渡邊千夏子 (2014) 親魚の量的・質的変動。「水産海洋学入門 海洋生物資源の持続的利用」水産海洋学会編, 講談社, 東京, 144–151.
- Woods, S. N. (2006) Generalized additive models: An introduction with R. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 391+ xviii pp.
- 矢口登希子 (2016) 携帯型近赤外分光計によるマサバ脂肪量の非破壊測定の実用化。茨城水試研報, **46**, 16–17.
- 吉田 彰・山内 悟 (2014) 小型近赤外測定機により測定した静岡県近海におけるゴマサバ成魚の脂肪含量。静岡水研研報, **46**, 109–112.



マサバの粗脂肪含量と肥満度の季節変化と経年変動

由上龍嗣・西嶋翔太・井須小羊子・渡邊千夏子・上村泰洋・橋本  
緑(2018)平成29(2017)年度マサバ太平洋系群の資源評価.  
平成29年度我が国周辺水域の漁業資源評価 第1分冊, 水産  
庁・水産研究・教育機構, 157-200.

由上龍嗣・渡邊千夏子・上村泰洋・岸田 達(2017)平成28(2016)  
年度マサバ太平洋系群の資源評価. 平成28年度我が国周辺水  
域の漁業資源評価 第1分冊, 水産庁・水産研究・教育機構,  
154-200.