

気仙沼港における竿釣漁業による生鮮未成熟カツオ水揚量の予測

谷津明彦^{1†}, 緑川 聡¹, 高橋浩二¹, 高口俊之¹

Forecasting landing of immature fresh skipjack tuna *Katsuwonus pelamis* at Kesenuma port, northeastern Japan, captured by pole-and-line fishery

Akihiko YATSU^{1†}, Satoshi MIDORIKAWA¹, Kouji TAKAHASHI¹ and Toshiyuki KOHGUCHI¹

気仙沼港の生鮮未成熟カツオの主要群別水揚量を5月に予測する方法を提唱した。2002–2018年の気仙沼港と房総勝浦港の月別銘柄別水揚量を体成長式により、大型(XA群)・中型(BC群)・小型(DE群)の水揚量に変換した。それら群間の水揚量の関係を把握するため、長期的な漁獲努力量の減少に伴う水揚量の変動を直線回帰により除去した。主群のBC群は初夏に三陸沖に北上する群で、気仙沼港の5–12月と房総勝浦港の1–4月の経年傾向を除去した水揚量間に有意な正相関がみられた。XA群は前年のDE群が黒潮域などで越冬後、三陸沖に再北上すると想定され、気仙沼港の5–12月のXA群と同港前年同期のDE群の経年傾向をそれぞれ除去した水揚量間に有意な正相関がみられた。また、気仙沼港のBC群の水揚量は房総勝浦港の1–4月の水揚量に加え、3月の伊豆諸島南部の表面水温を説明変数とする重回帰モデルにより予測可能と考えられた。

キーワード：気仙沼港, 生鮮カツオ, 表面水温, 房総勝浦港, 水揚量予測

We proposed a new forecasting method of annual (May–December) landing of immature fresh skipjack tuna at Kesenuma port (northeastern Japan) in May, whose annual landing of fresh skipjack tuna has been the largest in Japan over the past 22 years. Monthly landing of fresh skipjack tuna by commercial size categories at Kesenuma during May–December and Boso Katsuura (middle-eastern Japan, hereafter called Katsuura) during January–April, 2002–2018 were converted into putative seasonal cohorts: large-sized (XA group), middle-sized (BC group), and small-sized (DE group), by using estimated growth curves for these groups. In order to examine relationships among annual/seasonal landing of these groups, considering an observed declining trend in fishing effort of Japanese skipjack pole-and-line fishery, which is the major fishery for fresh skipjack tuna, original landing data for each group was detrended as year-specific residuals from a fitted linear regression line. The BC group, the most abundant among the three groups, migrates from subtropical waters to northeastern waters off Japan, i.e., Kuroshio-Oyashio Transition Zone (KOTZ), during early summers. There was a statistically significant positive relation between detrended annual landing of BC group at Kesenuma and detrended landing during January–April at Katsuura. The XA group is supposed to represent DE groups in a previous year according to recently estimated growth curves, and it migrates to KOTZ in summers. There was also a statistically significant positive correlation between detrended annual landing of XA group and that of DE group in a previous year at Kesenuma. The best multiple regression model suggested that annual landing of the BC group at Kesenuma in a given year can be forecasted with two explanatory variables: landing of BC group at Katsuura during January–April and mean March sea surface temperature around the southern Izu Islands, south of Katsuura, in the same year.

Key words: Boso Katsuura port, fresh skipjack tuna, Kesenuma port, landing forecast, sea surface temperature

2019年1月22日受付, 2019年7月4日受理

¹ 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

はじめに

日本近海に來遊するカツオ *Katsuwonus pelamis* は熱帯・亜熱帯海域でほぼ周年にわたって発生し、その一部は3–5月には黒潮や黒潮続流付近、6–11月に日本近海の主漁場である三陸・常磐沖(黒潮親潮移行域)に來遊し、9月頃か

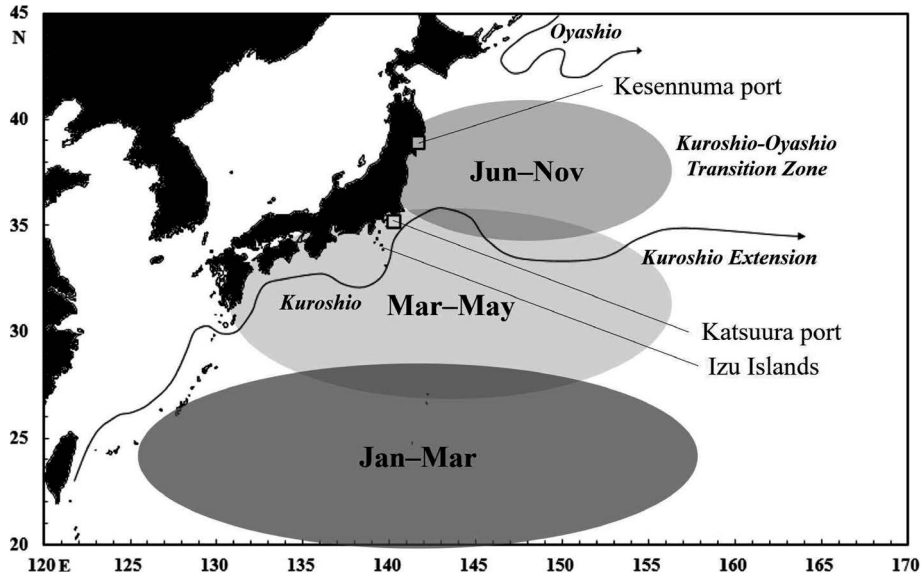


Figure 1. Schematic oceanographic characteristics (indicated in italics) and fishing grounds of skipjack tuna pole-and-line fishery near Japan (ellipses), with locations of Katsuura port, Kesennuma port, and Izu Islands.

ら南下を開始する (Fig. 1; 二平, 1996; 清藤, 2013; 小河, 2013; 石井ほか, 2016; Aoki et al., 2017; 青木, 2019; <http://www.jfa.maff.go.jp/j/press/sigen/attach/pdf/180629-1.pdf>, 2019年3月6日)。また, 熱帯・亜熱帯海域から夏秋季に35°Nを超えて北上するカツオは, 日本近海の漁場域から北太平洋中央部にかけて広く分布する (Yatsu et al., 1993; 二平, 1996)。カツオの三陸・常磐沖漁場への北上過程には水温などの海洋環境が密接に関係している (二平, 1996; 為石ほか, 1998)。特に, 春季に房総沖から四国沖にかけての黒潮南側 (28°N以北) に表面水温19°C以下の冷水域が出現した場合, その規模は3-4月頃に最大となり, カツオはこれを避けて回遊することが知られている (清藤, 2014; 石井ほか, 2016; 青木, 2019)。

日本近海に來遊するカツオのうち, 5-8月に黒潮前線 (黒潮あるいは黒潮続流) を超えて三陸・常磐沖に北上したカツオはすべて生殖腺熟度指数が1以下の未成熟個体であり, 成熟状態 (生殖腺熟度指数が6以上) にある個体は31°N以南に分布する (二平, 1996)。また, 成熟開始尾叉長は雌で40.0 cm, 雄で35.5 cm (体重換算0.8-1.2 kg) であり, すべての個体が成熟する体サイズに関する知見は日本近海ではないが, 中西部熱帯太平洋では約70 cm (体重約8 kg) とされている (芦田, 2010; Ashida et al., 2010)。二平 (1996) によると, 東北近海域 (28°N線, 45°N線, 160°E線および野島崎から南東に延びる線で囲まれる海域) では尾叉長60 cm以上のカツオはほとんど漁獲されない。そのため, 日本近海における100%成熟尾叉長は中西部熱帯太平洋より小さい可能性や尾叉長60 cm以上のカツオは日本近海にはほとんど來遊しない可能性がある。

二平 (1996) は, 東北近海域で主に5-11月に漁獲されたカツオの月別尾叉長組成の複合正規分布への分解に基づく月別モードの追跡により, 発生時期が異なると考えられる体サイズ群 (Fig. 2; A, B, C, D, E群) について5-11月の体成長を推定した。また, 二平 (1996) は標識放流採捕結果に基づき, 黒潮前線を超えて北上したD群とE群は黒潮周辺で越冬し, 翌春にそれぞれB群とC群として再北上するという仮説を提唱した。一方, 谷津ほか (2018) は, カツオの耳石輪紋解析と標識放流採捕結果に基づく成長式により各群の周年にわたる体成長を推定した。また, 谷津ほか (2018) は, 二平 (1996) の5-11月の推定成長は妥当だが, 冬季の体成長 (D群とE群が翌春のB群とC群にそれぞれ連続するという仮説) は過小評価されていたことを明らかにし, D群とE群は翌春にはA群より大型のX群とA群にそれぞれ連続するという仮説を提唱した。X, A, B, C, D, E群のうち, 主群はC群であり, B群が主群となる年もある (Fig. 3; 二平, 1996)。また, D群とE群以外の群は6月にはすでに成熟開始体重に達しているため (Fig. 2), 三陸・常磐沖に北上回遊し, 肥満度や肝臓重量指数が高まった個体, すなわち繁殖準備が整った個体から順次南下するとされている (二平, 1996)。したがって, 三陸・常磐沖に分布するX, A, B, C群には季節や体長に応じて繁殖準備を開始する個体としない個体が混在すると考えられるが, 生殖腺熟度指数からみて全て未成熟である (二平, 1996)。

カツオ竿釣漁業は遠洋と近海に区分され, 生鮮カツオは近海竿釣漁業 (以下, 竿釣という) により水揚げされる (小河, 2013)。気仙沼港は過去22年間において生鮮カツオ水揚げ量が国内で最も多く, 房総勝浦港 (以下, 勝浦港という)

気仙沼の竿釣未成熟カツオ水揚量の予測

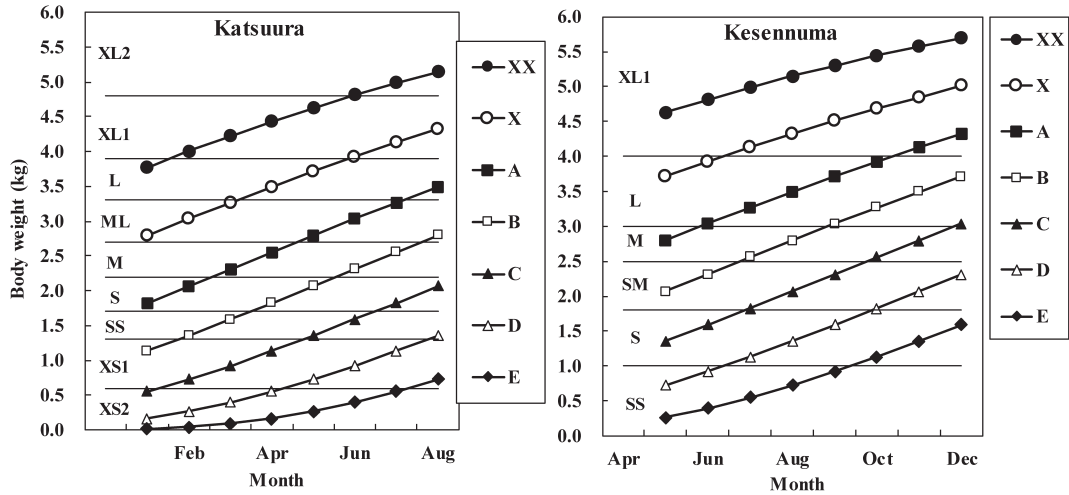


Figure 2. The von Bertalanffy growth curves of groups XX–E of skipjack tuna, in relation to commercial size categories (indicated by abbreviations on the left side of each panel) at Katsuura and Kesenuma ports.

がこれに次ぐ (https://www.kahoku.co.jp/tohokunews/201811/20181121_12027.html, 2018年12月17日). 両港への水揚量が多い理由は、漁場や竿釣漁船への活餌の積込場が近いこと、多くの竿釣漁船が集中して水揚するため相場が安定していることとされる (<https://www.kochikatsuo.net/blank-cneh>, 2018年12月21日). 竿釣により漁獲された生鮮カツオは漁場近傍の漁港に水揚されるため (Sakuramoto et al., 1995; 小河, 2013), 気仙沼港の水揚物は三陸・常磐沖で漁獲された未成熟個体が主体と考えられる. また、生鮮カツオは主に竿釣とまき網および少量が曳縄などにより漁獲され、近年の竿釣漁獲量は生鮮カツオの全漁獲量の6–8割を占める (<http://osakana-hiroba.jafic.jp/>, 2019年6月10日). 両港における竿釣漁船による生鮮未成熟カツオの主な水揚時期は漁場の北上 (Fig. 1) に応じて、勝浦港が4–7月、気仙沼港が6–11月である (Fig. 3). なお、勝浦港ではXX群が2–4月に多く水揚げされるが、上記のようにXX群は大部分が成熟していると想定されるため、三陸・常磐沖にはほとんど北上しないと考えられる. 実際、気仙沼港におけるXX群の水揚量は極めて少ない.

日本近海の主漁場である三陸・常磐沖へのカツオ来遊量を漁期前に予測することは、効率的操業や経営の安定など、カツオ業界にとって重要な課題である (Sakuramoto et al., 1995; 為石ほか, 1998). そのため、6–12月の30°N以北かつ138°E以東海域に対する「カツオ長期来遊動向予測」が水産庁により毎年6月下旬に行われている (青木・清藤, 2018; <http://www.jfa.maff.go.jp/j/press/signen/180629.html>, 2018年7月5日). この予測の根拠は、当年5月の20°N以北かつ138°E以東海域における竿釣漁業の1日1隻当たり漁獲量 (CPUE) と予測対象海域と期間のCPUEに対する直線回帰式である. そのため、予測発表時には既に気仙沼港で

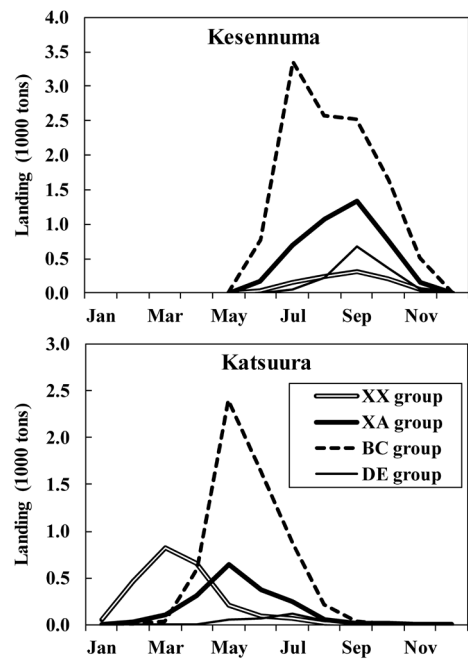


Figure 3. Mean monthly landings of XX, XA, BC, and DE groups of fresh skipjack tuna at Katsuura and Kesenuma ports, captured by pole-and-line fishery during 2002–2018.

水揚げが始まっているという問題がある. このことから、気仙沼漁業協同組合などからは、漁業情報サービスセンターに対して5月以前の予報の要望があり、2018年4月に本研究の原型に基づく予報を行った (https://www.kesenuma.miyagi.jp/sec/s002/020/030/050/020/070/3004/2018-04-23_sui_sanka.pdf, 2019年3月1日). 一方、小澤・渡邊 (2010) は、1989–2008年の東北主要港における竿釣によるカツオ水揚

量を目的変数, 前年の竿釣による小型カツオ(8-11月の尾又長45 cm未満; D群とE群に相当)の漁獲尾数を説明変数とした回帰分析の結果, 自由度調整済決定係数が0.535であったことから, 予測可能性が高いとした。しかし, 得られた回帰式の切片(約3万トン)に関する資源学的な説明がなされていないという問題がある。すなわち, 谷津ほか(2018)によるとD群とE群は翌春にはX群とA群にそれぞれ連続するため, および東北近海域における主群はC群またはB群であるため(二平, 1996), この切片の値は主にB群とC群の合計水揚量を代表していると考えられるが, 小澤・渡邊(2010)はこれを一定の切片とみなしたことから, 現実的なモデルとは考えられない。また, 来遊量とエルニーニョ・南方振動や表面水温の関係(稲掛, 2014)などに基づき, 漁期前に海表面水温変動を利用した来遊量予測も行われているが, 仮説に留まっている(森永ほか, 2018)。さらに, 森永ほか(2018)は上記群別の北上期の海況と来遊資源豊度の関係を明らかにする必要があるとしている。

三陸・常磐沖を中心とするカツオの漁獲量予測に関する先行研究結果(Sakuramoto et al., 1995; 二平, 1996; 為石ほか, 1998; 二平ほか, 1999)は現在の予測には使用されていない。その理由として, 「カツオ長期来遊動向予測」は漁獲量ではなく来遊量(CPUE)を対象としていることに加え, それぞれの先行研究の前提条件が当時の想定とは異なるためと考えられる。すなわち, 1) Sakuramoto et al. (1995)が使用した千葉県における曳縄漁業の水揚隻数と漁獲量の近年の大幅な減少(千葉県水産総合研究センター, 2017), 2) 二平(1996), 為石ほか(1998)および二平ほか(1999)が仮定した成長は過小評価されていたこと(芦田, 2010; Ochi et al., 2016; 谷津ほか, 2018), 3) 上記全ての先行研究において一定と仮定されていた竿釣漁獲努力量の近年の減少(小河, 2013; 青木・清藤, 2018)である。

そこで, 本論文では, カツオの体成長やX群と前年のD群の連続性およびA群と前年のE群の連続性, 漁獲努力量に関する最新の知見およびカツオ漁場における春季北上期の表面水温の影響に基づき, 1) 気仙沼港と勝浦港における竿釣漁業による生鮮カツオの主要群別水揚量の関係を検討し, 2) 三陸・常磐沖漁場に近く, 生鮮カツオ水揚量が長年にわたり日本最多である気仙沼港における竿釣漁業による未成熟魚の水揚量を5月に予測することを目的とした。

材料と方法

データが得られた2002-2018年の気仙沼港と勝浦港における竿釣漁業による月別銘柄別の水揚量(kg)は, 全国近海かつお・まぐろ漁業協会, 気仙沼漁業協同組合および勝浦漁業協同組合が作成した資料によった。これら各港における月別銘柄別の水揚量を von Bertalanffy 成長式(Ochi et al.,

2016; 谷津ほか, 2018)を用いて以下のように月別に各群に割り振った(Fig. 2)。使用した体重ベースの成長式は, 式(1)と式(2)から求めた(Ochi et al., 2016; http://kokushi.fra.go.jp/H27/H27_29.pdf, 2018年7月20日)。

$$L_t = L_{\infty} \{1 - \exp(-k(t - t_0))\} \quad (1)$$

$$W_t = 5.5293 \cdot 10^{-6} L_t^{3.336} \quad (2)$$

ここで, k は成長係数(0.23), L_t は四半期令 t における尾又長(cm), L_{∞} は極限尾又長(68.44 cm), t_0 は尾又長=0となる理論上の t (-0.68), W_t は t における体重(kg)である。

特定の銘柄が2群にまたがる場合, 各月の当該銘柄の体重範囲と上記成長式の関係から水揚量を2群に案分した。この案分は当該2群の平均体重を境界値とし, 当該銘柄の体重範囲と境界値の関係が各群の水揚量と直線関係にあると仮定して行った。例えば, A群とB群の境界体重が当該銘柄の体重範囲の上位20%にあった場合, 当該銘柄の水揚量のうち20%をA群, 80%をB群に案分した。しかし, この仮定は各群の推定水揚量に誤差を生じさせる可能性がある。各群の水揚量推定精度を向上させるため, この誤差の原因となる2群を含む銘柄数を減じ, 体サイズが類似した2群ごとにまとめて水揚量を推定した。すなわち, XA群(X群とA群の合計), BC群(B群とC群の合計)およびDE群(D群とE群の合計)である。また, 気仙沼港の特大型(XL1)銘柄以上, 勝浦港の大(L)銘柄以上にはX群とこれより大型の個体(以下, XX群という)が含まれる。XX群は気仙沼の水揚開始期である6月には体重5 kg程度(尾又長60 cm程度)に達しており, 本研究で使用した成長式は尾又長60 cm程度以上で観測値(個体ごとの日齢と尾又長の関係)が少なく観測値と成長式の乖離が著しい(谷津ほか, 2018)。したがって, 成長式を体重5 kg以上の月別銘柄別水揚量に適用するには知見が不十分であるため, 各月のX群とA群の体重差をX群の体重に加算した値をXX群の体重とみなして水揚量を案分した(Fig. 2)。

DE群は気仙沼港と勝浦港の2002-2018年水揚量のそれぞれ8%と3%を占めるに過ぎなかったため(Fig. 3), 予測対象としなかった。XX群は気仙沼港と勝浦港の同期間における水揚量のそれぞれ5%と23%を占めた。目的とする気仙沼港の水揚量に占めるXX群の割合は低いことに加え, 勝浦港におけるXX群の主な水揚期間と漁場は2-4月の黒潮前線以南であるため(Fig. 1), 前述のように, 勝浦港に水揚げされるXX群の多くは成熟個体である可能性が高く, 三陸・常磐沖に北上する未成熟個体の割合は極めて少ないと考えられるため, XX群も予測対象としなかった。

上記のようにカツオ漁場の三陸・常磐沖への北上過程には, 1) 特に黒潮南側かつ28°N以北の房総沖から四国沖までに出現する年がある冷水域(3-4月に最大規模となる)が密接に関係していること, 2) 予測を5月に行うことか

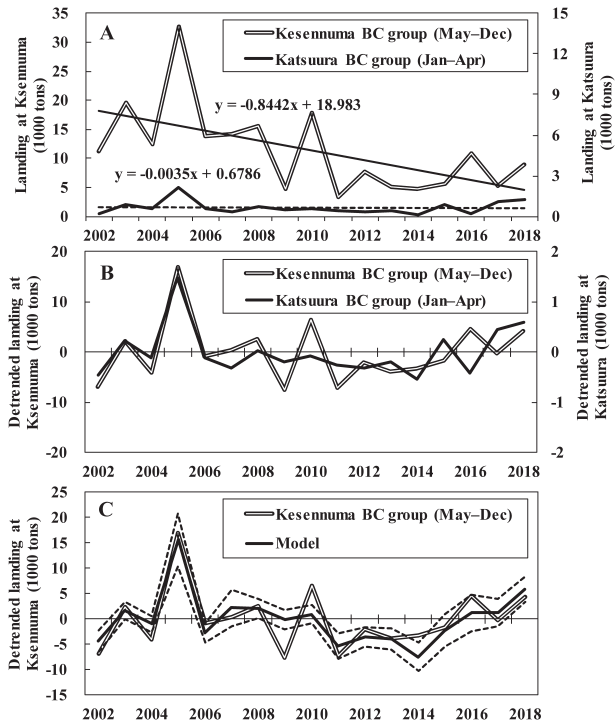


Figure 4. Trajectories of original and detrended annual (from May to December) landing of BC group at Kesennuma port and those (from January to April) at Katsuura port (A, B) and detrended and modeled (see Table 1A) annual landing with 95% confidence intervals of prediction (broken lines) (C). Regression lines are indicated for original data (A): a solid line for Kesennuma port and a broken line for Katsuura port.

ら、本研究では3月と4月における表面水温も来遊量予測の説明変数として検討した。これに用いた年月別緯度経度1度升目別の平均表面水温は気象庁のCOBE-SST (https://www.data.jma.go.jp/gmd/goos/data/pub/JMA-product/cobe_sst_glb_M/, 2018年10月23日) から得た。

本研究での予測方法は、1) BC群の北上に伴い、気仙沼港におけるBC群の年間水揚量(目的変数)は勝浦港におけるBC群の同年1-4月の水揚量(以下同様、説明変数)と正相関があるという仮説、2) 前年のDE群が当年のXA群に連続するという谷津ほか(2018)の仮説に従い、気仙沼港におけるXA群の年間(5-12月、以下同様)の水揚量(目的変数)と同港前年同期のDE群の水揚量(説明変数)の関係に加え、3月と4月の表面水温も説明変数とする重回帰モデルによった。

気仙沼港におけるBC群の年間(5-12月、以下同様)の水揚量と勝浦港におけるBC群の同年1-4月の水揚量および気仙沼港におけるXA群の年間水揚量と前年同港におけるDE群の年間水揚量の推移は、増減しながらも減少傾向を示した(Figs. 4A, 5A)。また、竿釣の漁獲努力量にも直

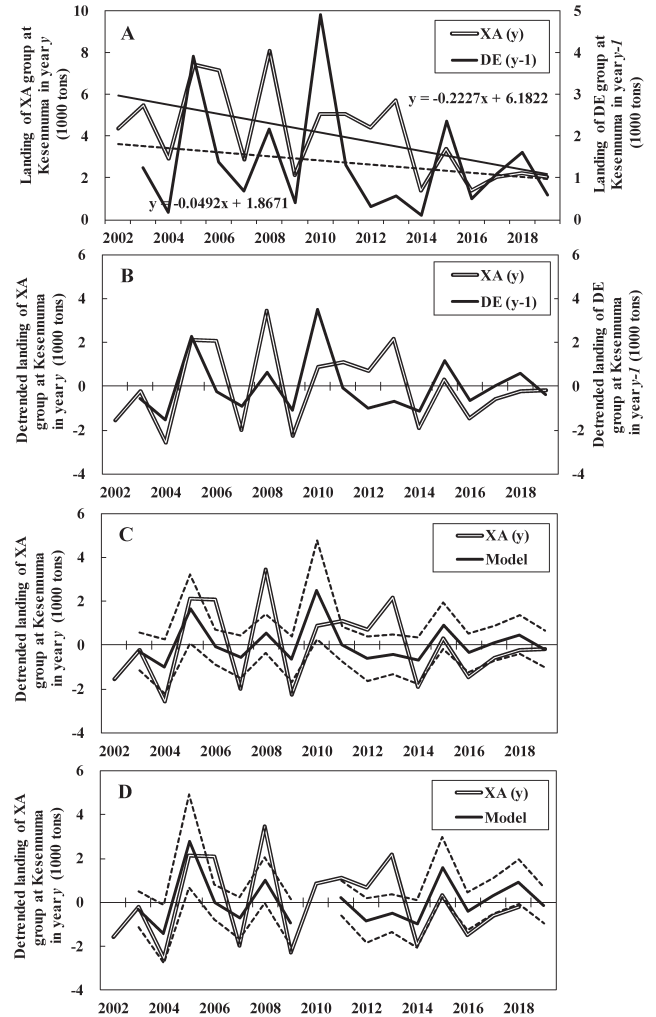


Figure 5. Trajectories of original and detrended annual (from May to December) landing of XA group in year y and those of DE groups in year $y-1$ at Kesennuma port (A, B) and detrended and modeled (see Table 2) annual landing of XA group at Kesennuma port using entire data period (2003–2018, C and without 2010 data, D) with 95% confidence intervals of prediction (broken lines). Regression lines are indicated for original data (A): a solid line for XA group port and a broken line for DE group.

線的な減少傾向が認められた(5-11月の操業隻・日数が2002年の5121から2016年の3376へ; 青木・清藤, 2018)。このように、各群の水揚量の長期的な変動は漁獲努力量の減少に依存していると考えられる。そこで、各群の水揚量の年変動傾向を抽出して相互関係を把握するため、以下の解析では各年の水揚量の直線回帰式からの差をもって、経年傾向を除去した水揚量データ(以下、水揚量という)とした(Figs. 4B, 5B)。なお、この直線回帰式の x は1-17であり、最古年を1、最新年を17とした。表面水温の影響検討には、BC群とXA群のそれぞれについて、経年傾向を除去した目的変数と説明変数の差の経年値と3月と4月の緯

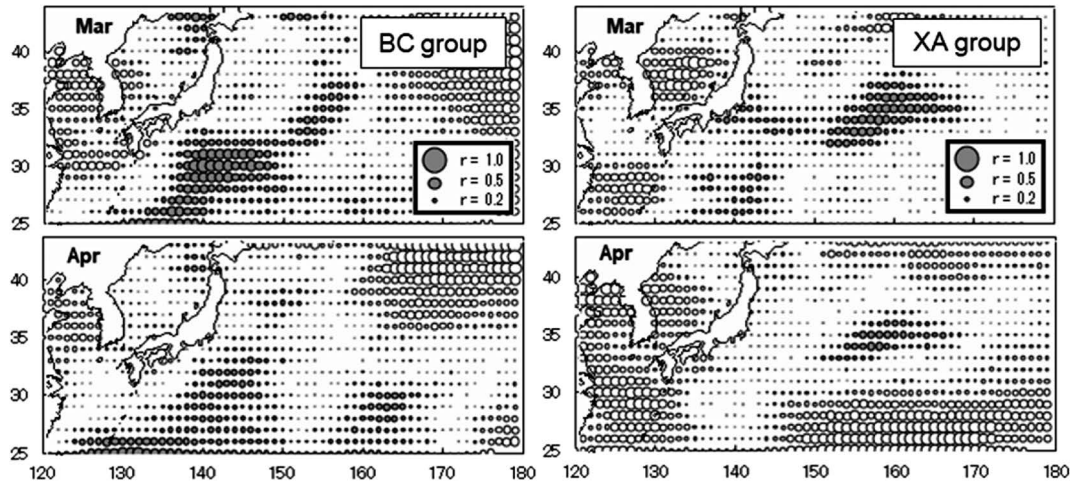


Figure 6. Correlation maps between one-degree block (latitude and longitude) mean monthly sea surface temperature (SST, °C) for March and April, and differential of detrended annual (May–December) landing of BC group at Kesenuma port from detrended January–April landing of BC group at Katsuura port in the same year during 2002–2018 (left panels) and those between mean monthly SST and differential of detrended annual landing of XA group in year y at Kesenuma port from that of DE group in year $y-1$ during 2003–2018 (right panels). Solid and open circles represent positive and negative correlations, respectively. Circle size is proportional to correlation coefficient (see legend at bottom-right corner of top panels).

度経度1度升目別の平均表面水温の経年値の間の相関マップ (Fig. 6) を使用し、カツオが19°C未満の冷水域を避けるという先行研究結果に基づき、比較的高い正相関が認められた月と海域の表面水温を特定した。

相関係数は、比較する2つのデータ間に直線関係が認められ、かつ両データとも正規分布とみなせる場合には、Pearsonの積率相関係数、それ以外の場合はSpearmanの順位相関係数を用いた(市原, 1990)。分布の正規性検定には検出力の面からShapiro–Wilk検定が推奨されているため、これを有意水準5%として用いた(Razali and Wah, 2011)。交互作用を含む重回帰分析の定式化、変数選択法および検討法(残差が正規分布に従うという重回帰分析の前提条件を評価するQ–Qプロットと異常値(外れ値)の影響を評価するCookの距離)は金(2017)に従った。重回帰分析における多重共線性の問題を回避するため、説明変数の各年の観測値からそれぞれの全年の観測値の平均値を差し引いて中心化した(前田, 2008)。また、多重共線性の判断はVIF (variance inflation factor) により行った(大垣, 2010)。重回帰分析による変数選択には、標本数が20以下であり、モデルの誤差が正規分布に従うとみなされたため(後述)、c-AICを用いた(庄野, 2001)。さらに、得られた予測モデルの妥当性を検討するために、最近年のデータを1–3年間除去した場合について、前述の方法で最も妥当とされた予測モデルを用いて、予測値と観測値を比較した。なお、経年傾向の除去は使用したデータに応じて行った。これら統計的分析にはフリーソフトウェアR (ver. 3.3.1)を用いた。

結果

気仙沼のBC群とXA群の水揚量は正規分布に従うとみなされたが、勝浦港のBC群と気仙沼港のDE群の水揚量は正規分布に従うとはみなされなかった。重回帰分析に使用した気仙沼港におけるBC群の年間水揚量と同年勝浦港におけるBC群の1–4月の水揚量の間には有意な正相関が認められた (Fig. 7A)。また、気仙沼港におけるXA群の年間水揚量と同港前年におけるDE群の水揚量の間にも有意な正相関が認められた (Fig. 7B)。

次に、相関マップ (Fig. 6) により検討した結果、BC群では3月の28–31°N, 136–144°E (以下、伊豆諸島南部海域という) 付近において比較的強い正相関が認められたため、3月の伊豆諸島南部海域の平均表面水温も説明変数として用いた (Fig. 8)。また、目的変数と3月の伊豆諸島南部海域の表面水温の相関は有意であった (Fig. 7A)。XA群では3月の33–35°N, 155–159°Eおよび35–37°N, 158–163°E (以下、黒潮続流域という) 付近で弱い正相関が認められたため (Fig. 6)、3月の黒潮続流域における平均表面水温も説明変数として使用した (Fig. 8)。しかし、目的変数と3月の黒潮続流域の表面水温の相関は有意ではなかった (Fig. 7B)。なお、両群とも4月ではカツオ漁場がこの時期に形成されると想定される海域 (Fig. 1) ではほとんど相関がみられなかったため (Fig. 6)、説明変数としては使用しなかった。

気仙沼港におけるBC群とXA群の年間水揚量に関する重回帰分析に関するc-AICによる変数選択の結果をそれぞれTable 1とTable 2に示した。このように、説明変数間の

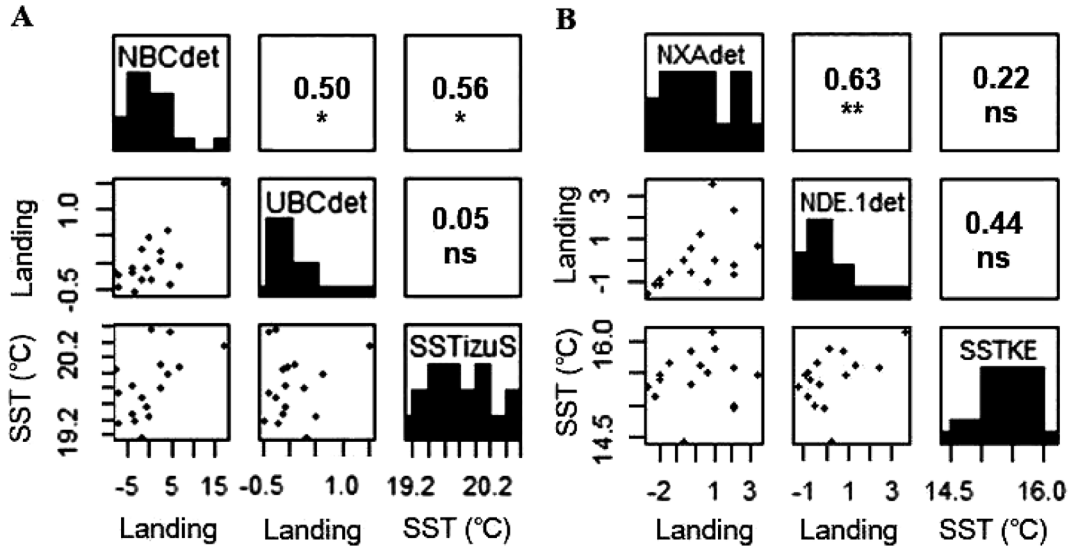


Figure 7. Scatter plots and Spearman's rank correlation coefficient among detrended annual landing of BC group at Kesenuma port (NBCdet), that at Katsuura port (January–April) (UBCdet), and March SST (°C) in the southern area of Izu Islands (SSTizuS) during 2002–2018 (A) and among detrended annual landing of XA group at Kesenuma port in year y (NXAdet), that of DE group in year $y-1$ (NDE.1det), and March SST (°C) in Kuroshio Extension (SSTKE) during 2003–2018 (B). Unit of landing is 1000 tons. Histogram indicates frequency distribution of each variable. **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, n.s.: $p \geq 0.1$.

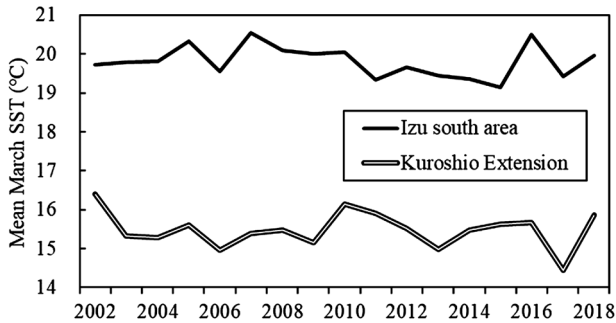


Figure 8. Trajectories of mean March SST of southern area of Izu Islands (28–31°N, 136–144°E) and Kuroshio Extension (33–35°N, 155–159°E and 35–37°N, 158–163°E).

交互作用は除外された。また、多重共線性は認められなかった (VIF<10)。なお、本研究のすべてのモデルの切片は0と有意には異ならなかったため (Tables 1, 2)、小澤・渡邊 (2010) の予測モデルに対して指摘した切片に関する問題はなかった。

気仙沼港の主群であるBC群の水揚量予測モデルは0.1%水準で有意であり、目的変数の変動の71%を説明できた (自由度調整済決定係数0.707) (Table 1A)。また、BC群の観測値は17年中12年 (71%) が予測値の95%信頼区間に入っていた (Fig. 4C)。Q-Qプロットは直線的であり重回帰分析の前提条件は満足しており、Cookの距離も最大で0.36であった。Cookの距離が0.5以上であればモデルへの

影響が大きく、異常値である可能性が示唆されるため、この重回帰モデルでは異常値の可能性はないと判断した (金, 2017)。また、この重回帰モデルから表面水温を説明変数から除外した場合、目的変数の変動の51%しか説明できなかったことから、表面水温の重要性が認められた (Table 1B)。

気仙沼港におけるXA群の水揚量予測モデルでは、c-AICにより前年のDE群水揚量のみが説明変数として選択された。この単回帰モデルは5%水準で有意であったが、目的変数の変動の20%しか説明できなかった (Table 2A)。また、XA群の観測値は16年中6年 (38%) のみが予測値の95%信頼区間に入っていた (Fig. 5C)。Q-Qプロットは直線的であったが、Cookの距離は2010年で約1.0であったため、回帰モデルへの影響が特に大きい可能性が示唆された。そのため、XA群の予測モデルから2010年データを除去した結果をTable 2BとFig. 5Dに示した。それらによると、XA群の観測値が予測値の95%信頼区間に入った割合は15年中5年 (33%) とやや低下したものの、目的変数の変動の31%を説明でき、上記データを除去する前 (20%) より説明力が若干向上した。

得られた予測モデルに対して、最近年のデータを1–3年間除去した場合について、気仙沼港における水揚量の予測値と観測値をTable 3に比較した。その結果、BC群では1年間 (2018年) および2年間 (2017年と2018年) のデータを除去した場合には予測値は観測値を若干上回ったが、2016–2018年のデータを除去した場合、予測値は観測値の約半分

Table 1. Results of multiple regression models for detrended landing of BC group at Kesennuma port from May to December (panel A). Results of a regression model without SSTizuS is indicated in panel B. SSTizuS: sea surface water temperature of southern Izu Island in March. UBCdet: detrended landing of BC group at Katsuura port from January to April. Explanatory variables were centralized.

A					
Factor	Adjusted $R^2=0.707$		$p<0.001$		c-AIC=96.687
	Estimate	Std. Error	<i>t</i> value	<i>p</i>	
Intercept	0.314	0.798	0.394	0.699	
UBCdet	8.198	1.677	4.888	0.000	
SSTizuS	6.596	2.002	3.294	0.005	
B					
Factor	Adjusted $R^2=0.514$		$p<0.001$		c-AIC=102.956
	Estimate	Std. Error	<i>t</i> value	<i>p</i>	
Intercept	0.000	1.025	0.000	1.000	
UBCdet	9.038	2.134	4.236	0.001	

Table 2. Results of regression models for detrended landing of XA group at Kesennuma port from May to December in year *y*, with entire data period (from 2003 to 2018) (panel A) and without 2010 data (panel B). NDEdet: detrended landing of DE group at Kesennuma port from May to December in year *y-1*. Explanatory variables were centralized.

A					
Factor	Adjusted $R^2=0.201$		$p<0.05$		c-AIC=66.718
	Estimate	Std. Error	<i>t</i> value	<i>p</i>	
Intercept	0.081	0.405	0.200	0.844	
NDEdet (<i>y-1</i>)	0.692	0.311	2.229	0.043	
B					
Factor	Adjusted $R^2=0.314$		$p<0.05$		c-AIC=61.807
	Estimate	Std. Error	<i>t</i> value	<i>p</i>	
Intercept	0.035	0.401	0.087	0.932	
NDEdet (<i>y-1</i>)	1.113	0.409	2.72	0.018	

であった。一方, XA群については, 全ての場合で予測値が観測値を上回った。

Table 3. Results of retrospective analysis of regression models for annual landing (1000 t) of BC group and XA group at Kesennuma port in target years.

Data period	Target year	BC group		XA group	
		Model	Observation	Model	Observation
2002–2017	2018	9.53	8.93	3.58	2.23
2002–2016	2017	7.34	5.23	3.35	2.06
2002–2015	2016	5.31	10.84	2.45	1.39

考 察

最近のデータを1–3年間除去した場合, BC群の予測値と観測値の間には一貫した傾向は見られなかったが, XA群では一貫して予測値が観測値を上回った (Table 3)。これらの現象は, 2002–2018年の全データを使用した予測モデルの結果 (Figs. 4C, 5D) と一致した。したがって, XA群の近年の予測値は過大評価となる可能性が示唆された。

XA群の水揚量予測精度が, BC群のそれよりも低かった理由については, 以下の2つの可能性が考えられる。第1に, 前年の漁期終了 (11月または12月) から翌年の初漁期 (5月または6月) までの期間がかなり長いため, この間の自然死亡率, 漁獲死亡率 (竿釣以外の漁業による) や漁場とその沖側海域間の移出入率などの年変動が大きい可能性である。第2にDE群は小型のため価格が低く, 大型魚が漁場に多く存在する場合は積極的に小型魚を漁獲しないこと (高知市で竿釣漁船の漁労長から聞き取り, 2018年12月19日) である。なお, 東日本大震災が生じた2011年は特異的な値を示さなかった (Figs. 4, 5)。この理由として, 気仙沼港が震災後に機能していなかったのはカツオの水揚時期以前であり, 生鮮カツオの水揚体制と竿釣漁船への支援体制が, 震災後迅速に整備されたことが考えられる (阿部, 2014; 川島, 2015)。

XA群の予測モデルでは2010年の値が異常値である可能性が強く示唆された。2010年の気仙沼のXA群の水揚量はやや高かったのに対し, 前年同港におけるDE群の水揚量は本研究期間において最大であった (Fig. 5)。また, 前述のように2010年データの除去によりモデルの説明力が若干向上した。これらのことから, 水揚量予測には2010年データを使用しないことが妥当と考えられる。

Sakuramoto et al. (1995) により示された, 1977–1993年1–6月における千葉県のカツオ曳縄漁獲量と同年東北近海域の生鮮カツオ漁獲量が強い正相関を有することは, 竿釣漁場の北上過程 (Fig. 1) や房総沖で放流したカツオが7–9月に三陸沖へ北上したという記録型電子標識による結果 (青木, 2019) と整合し, 本研究により, 勝浦港におけるBC群の1–4月の水揚量が説明変数として選択されたことを支持している。また, 本研究によりBC群の重回帰モデ

ルにおいて統計的に有意な説明変数として選択された3月の伊豆諸島南部海域は、黒潮流路の南側に出現する年がある表面水温19°C未満の冷水域の位置(28°N以北、房総沖から四国沖)とほぼ一致した(石井ほか, 2016)。このことは、小笠原諸島から伊豆諸島に沿って北上するカツオは冷水域を避けて迂回するという、清藤(2014)や青木(2019)の記録型電子標識による回遊記録とも整合する。なお、石井ほか(2016)は、冷水域の発生年には和歌山県と千葉県のカツオ曳縄漁獲量の間に有意な正相関があること、非発生年には相関が有意でないことを示し、冷水域の発生によりカツオが東西方向に移動したり南下するという先行研究結果と整合していることを指摘した。さらに、カツオが冷水域を迂回して北上することにより、冷水域の発生年には千葉県の曳縄漁業の初漁日が遅れる可能性がある。その場合、千葉県の初漁日と東北近海域の漁獲量が有意な負の相関関係にあるとしたSakuramoto et al. (1995)とも整合する。したがって、正の偏回帰係数を示した3月の伊豆諸島南部の表面水温は、三陸沖漁場へのBC群の来遊経路や北上時期の遅速を通じて、気仙沼港におけるBC群の年間水揚量に影響した可能性が考えられる。

谷津ほか(2018)によるDE群が翌年のXA群に連続するという仮説に基づき、XA群の年間水揚量予測モデルを検討した結果、前年のDE群の年間水揚量が統計的に有意な説明変数として選択されたため、この仮説は妥当と判断された。また、前述のように黒潮流路の南側に冷水域が出現した年にはカツオの北上は冷水域の影響を受けるが、XA群の北上過程に関しても3月の黒潮統流域の表面水温が影響する可能性が相関マップにより示唆された(Fig. 6)。しかし、越冬期とその前後の小型カツオの分布・回遊は断片的にしか知られていないため(二平, 1996)、実際のXA群の越冬場は不明である。現在、越冬期における小型カツオの回遊経路が記録型電子標識により研究されている(和歌山県水産試験場の小林慧一副主査研究員私信, 2019年3月8日)ことから、3月の黒潮統流域が有意な説明変数として選択されなかった理由やXA群の北上域との関係の解明が期待される。

これら以外に、気仙沼港と勝浦港の生鮮カツオ水揚量に影響を与える要因として、カツオの地域ごとの需給関係や竿釣に必要な活餌(カタクチイワシ)の供給などが考えられる(Sakuramoto et al., 1995)。近年、カタクチイワシ太平洋系群の資源量と漁獲量は減少し(上村ほか, 2018)、気仙沼港周辺では活餌の入手が困難な模様である(気仙沼市でカツオ漁業関係者から聞き取り, 2018年4月25日)。なお、過去22年間におけるカタクチイワシの資源量と漁獲量は近年よりも多かったため(上村ほか, 2018)、この間に活餌不足となった可能性は低いと考えられる。本研究に用いたデータの期間が限られていたことから、今後も水揚量と表面水温データを蓄積し、気仙沼港の水揚量予測の可

能性について更なる検討が望まれる。その場合、カツオの肥満度や脂肪蓄積量(これらが高い個体は産卵のために南下すると想定されているため(二平, 1996)、翌年に再北上する個体の割合に影響する可能性が高い)に加え、活餌の入手難易度なども加味することにより予測精度の向上が期待できる。

以上のように、気仙沼港におけるBC群とXA群の水揚量は、それぞれ勝浦港における当年1-4月のBC群の水揚量と気仙沼港におけるDE群の前年水揚量に加え、BC群では3月の伊豆諸島南部の表面水温を説明変数とする回帰モデルにより、気仙沼港で水揚げが開始される前の5月に予測することが可能となった。ただし、XA群の予測精度は低い。本研究の予測モデルの構築により、カツオの受け入れ態勢の整備や流通量の見込みに応じた仕向け先の検討および水揚物の輸送手段の確保などへ早期に対応できると考えられる。

謝 辞

気仙沼港と勝浦港における生鮮カツオの水揚量データを提供して下さった全国近海かつお・まぐろ漁業協会、気仙沼漁業協同組合および勝浦漁業協同組合、有用な文献をご教示いただいた宮崎県水産試験場の東 明浩専門技師(当時)、COBE-SSTの分析にご協力を頂いた漁業情報サービスセンターの謝 旭暉博士、統計学的分析に関する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、記録型電子標識に関する研究情報を提供して下さった和歌山県水産試験場の小林慧一副主査研究員(当時)並びに初期の原稿に対する有益なご意見を賜った編集担当者と匿名の査読者に感謝する。

引用文献

- 阿部史郎(2014)産地卸売市場間の代替と復興。社会関係資本研究論集, 5, 25-36。
- 青木良徳(2019)カツオ。水産海洋研究, 83, 56。
- 青木良徳・清藤秀理(2018)平成29年度カツオ来遊資源豊度の予測。平成29年度カツオ資源研究会議報告, 41-47。
- Aoki Y., M. Masujima and H. Kiyofuji (2017) Skipjack migration in the western central Pacific Ocean estimated from the particle tracking simulation with dynamic energy budget model. WCPFC-SC13-2017/SA-IP-09。
- 芦田拓士(2010)カツオの成長・成熟—カツオは1年で44 cmに成長し、周年産卵する—。遠洋水産研究所リサーチ&トピックス, 9, 12-18。
- Ashida, H., T. Tanabe, K. Satoh, A. Fukui, S. Tanaka and N. Suzuki (2010) Reproductive biology of male skipjack tuna *Katsuwonus pelamis* (Linnaeus) in the tropical western and central Pacific Ocean. Fish. Sci., 76, 785-793。
- 千葉県水産総合研究センター(2017)平成28年度第3回カツオSU推進検討会議資料。平成28年度カツオ資源研究会議報告, 222-228。
- 市原清志(1990)「バイオサイエンスの統計学—正しく活用するための実践理論」。南江堂。東京, 378 pp。
- 稲掛伝三(2014)カツオ資源と海洋環境。黒潮の資源海洋研究, 15,

- 1-7.
- 石井光廣・小林 豊・瀬藤 聡・本田 修 (2016) 黒潮流路の南側に発生する低水温域とカツオ漁場形成の関係. 水産海洋研究, **80**, 222-230.
- 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.
- 川島秀一 (2015) 「安さんのカツオ漁」. 富士房インターナショナル, 東京, 301 pp.
- 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.
- 清藤秀理 (2013) カツオの研究最前線!! データ記録型標識による行動の追跡. FRANEWS, **34**, 16-17.
- 清藤秀理 (2014) 最新の標識でカツオの行動が見えてきましたーカツオは冷たい水が嫌いー. FRANEWS, **40**, 18-19.
- 前田和寛 (2008) 重回帰分析の応用的手法ー交互作用項ならびに統制変数を含む分析ー. 比治山大学短期大学部紀要, **43**, 69-73.
- 森永健司・小埜恒夫・岡崎 誠・増島雅親 (2018) 海面水温変動から推定される東北沖漁場でのカツオ来遊資源豊度. 平成29年度カツオ資源研究会議報告, 48-53.
- 二平 章 (1996) 潮境域におけるカツオ回遊魚群の行動生態および生理に関する研究. 東北水研報, **58**, 137-233.
- 二平 章・小沼伊佐男・青木一郎 (1999) ニューラルネットを用いた東北海域に來遊するカツオ漁獲量の予測. 茨城水試研報, **37**, 83-86.
- Ochi, D., D. Ijima and H. Kiyofuji (2016) A re-consideration of growth pattern of skipjack on the western central Pacific. WCPFC-SC12-2016/SA-IP-08 Rev 1.
- 小河道生 (2013) 遠洋かつお一本釣り漁業・近海かつお一本釣り漁業. FRANEWS, **34**, 12-15.
- 大垣俊一 (2010) 重回帰と偏相関. その後. Argonauta (関西海洋生物談話会連絡誌), **18**, 17-30.
- 小澤竜太・渡邊直樹 (2010) 近海竿釣船によるカツオ水揚量の春季段階における予測. 茨城水試研報, **41**, 30-34.
- Razali, N. R. and Y. B. Wah (2011) Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. J. Statistical Model. Anal., **2**, 21-33.
- Sakuramoto, K., A. Nihira and S. Ohnishi (1995) Factors of catch fluctuations of skipjack tuna in the North-eastern waters of Japan and its forecasting. Fish. Sci., **61**, 921-925.
- 庄野 宏 (2001) 情報量規準 TIC と c-AIC によるモデル選択の有効性. 遠洋水研報, **38**, 21-28.
- 為石日出生・小松輝久・青木一郎・杉本隆成 (1998) ニューラルネットワークを利用した東北海域のカツオ漁獲量予測. 水産海洋研究, **62**, 327-333.
- 谷津明彦・越智大介・本田 修・清藤秀理・嘉山定晃 (2018) 日本近海におけるカツオの「季節発生群」に関する耳石日周輪および標識放流・再捕データ解析による推定成長に基づく再検討. 水産海洋研究, **83**, 161-166.
- Yatsu, A., H. Shimada and M. Murata (1993) Distribution of epipelagic fishes, squids, marine mammals, seabirds and sea turtles in the central North Pacific. INPFC Bull., **53** (2), 111-146.