

標準化CPUEを用いた北海道におけるサンマの来遊評価

守田航大*

北海道立総合研究機構稚内水産試験場

Evaluation of migration level of Pacific saury in Hokkaido by standardized CPUE

KODAI MORITA*

Wakkanai Fisheries Research Institute, Hokkaido Research Organization, *Wakkanai, Hokkaido 097-0001, Japan*

I standardized catch per unit effort (CPUE) of stick-held dip net fishery for Pacific saury landing in Hokkaido from 1998 to 2019 with a generalized linear model for assessing the quantity of Pacific saury to migrate to fishing grounds. The estimates of annual changes in standardized CPUE were higher than the nominal CPUE from 2005 to 2009 and lower than that after 2010. The CPUE changes in August and fishing effort by fishing vessel size class were considered as factors causing the differences between these CPUEs. It is suggested that the nominal CPUE included these factors, and the standardized CPUE removed them reflecting the condition that Pacific saury migrated to fishing grounds. In conclusion, the standardized CPUE calculated in this study will be useful as an index for assessing the quantity of Pacific saury to migrate to fishing grounds.

キーワード：一般化線形モデル，サンマ，標準化CPUE，来遊評価

サンマ *Cololabis saira* は北西太平洋海域に広く分布する浮魚である (Hubbs and Wisner, 1980)。寿命は2年と短く (Suyama *et al.*, 2006)，大規模な季節回遊を行う。5～7月に索餌のため黒潮・親潮移行域北部・亜寒帯水域を北上回遊し，6～7月は主に東経165度以東に分布する (巢山ら, 2016; Hashimoto *et al.*, 2020)。その後，西方回遊を開始し，8～12月に千島列島および日本近海に達し (Suyama *et al.*, 2012; Miyamoto *et al.*, 2019)，産卵場である親潮移行域・黒潮前線域・亜熱帯域へと南下する (福島, 1979)。

本種は重要な水産対象種であり，日本では大半がさんま棒受網漁業によって漁獲される。本漁業は2019年の省令改正により漁期が周年化されたが，主漁期は8～12月である (以降，8～12月を漁期と呼ぶ)。日本のサンマの漁獲量は1980年代後半～2000年代にかけて20万～30万トンで安定的に推移してきた。しかし，2010年以降減少傾向となり (巢山ら, 2020)，2019年の漁獲量は4.6万トンで1956年以降最低となった (農林水産省漁業・養殖業生産統計: https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/kaimen_gyosei/, 2021年3月1日)。北海道 (道東主要港) におけるサンマの漁獲量は2000年以降，10万トン前後で安定し

ていたが，2011年の13.6万トンピークに減少し，2019年は2.6万トンと10万トン大きく下回った (2020年度資源評価書「サンマ (太平洋～オホーツク海)」: <http://www.fishexp.hro.or.jp/exp/central/kanri/SigenHyoka/Kokai/>, 2021年3月1日)。

2010年以降，漁獲量が減少した背景には，漁期前におけるサンマの分布量減少がある (巢山ら, 2020)。サンマの分布量は，水産研究・教育機構が実施している表層トロール網を用いた調査船調査 (資源量直接推定調査) により推定されている (東北区水産研究所, 2021)。この調査は2003年から毎年6～7月に実施され，日本近海から西経165度を調査海域としている。調査海域を1区 (～東経165度)，2区 (東経165度～180度)，3区 (180度～西経165度) に区分し，2010年以降，日本に近い1区の分布量が減少した (令和2年度サンマ長期漁況予報: <http://tnfri.affrc.go.jp/press/r2/20200731/20200731sanmayohou.pdf>, 2021年3月1日)。1区に分布するサンマは漁期初めに来遊して漁獲される群と考えられており，1区の分布量が減少したことで8～9月上旬における漁況が悪化し (巢山ら, 2020)，結果として盛漁期の遅れに繋がった。

これに加え、漁場の沖合化も漁況が悪化した要因と考えられている。2000年代の漁場は、漁期序盤の8月に北海道東部沖から千島列島沖に形成され、9月下旬～10月上旬は三陸沖に、11～12月は常磐沖から房総沖に達するというように日本列島沿いを南下し、漁期を通じて排他的経済水域内に形成されていた(巢山ら, 2020)。2010年以降、漁場が沖合化する傾向が見られ、9～11月に漁場の一部が東経155度以西の公海に形成されるようになった(東北区水産研究所, 2012; 巢山ら, 2020)。2019年は漁期序盤から2010～2018年の漁場よりさらに沖合の東経155度以东の公海に漁場が形成され、これが10月上旬まで継続し、漁場の沖合化がより顕著となった(守田・山口, 2021)。

北海道立総合研究機構水産研究本部では、北海道における水産資源の適切な管理等に関する施策の策定・実施に係る重要事項を科学的知見に基づき総合的に検討するため、主要魚種について資源状態や動向を分析した「資源評価書」を毎年作成している。評価魚種は一般資源、浮魚資源、またがり資源の3つに分類され、このうち浮魚資源、またがり資源では来遊水準指数を用いて北海道への来遊水準を評価している。来遊水準指数は、各年の来遊状態の指標値を、基準年(過去20年: 2020年度資源評価書では1995～2014年)の指標値の平均で除した値であり、この指標値としてサンマでは来遊資源量指数、それ以外の評価魚種では漁獲量または単位努力量あたり漁獲量(CPUE)が用いられている。

来遊資源量指数は、緯度経度30分メッシュの旬別CPUEを任意に設定した海域で集計し、これを累積した値である(東北区水産研究所, 1991)。サンマの漁況解析には漁場を11海域に分割した漁場図が従来から利用されており(渡邊ら, 2004)(Fig. 1)、これらの海域で集計した来遊資源量指数がサンマの来遊水準評価に用いられ

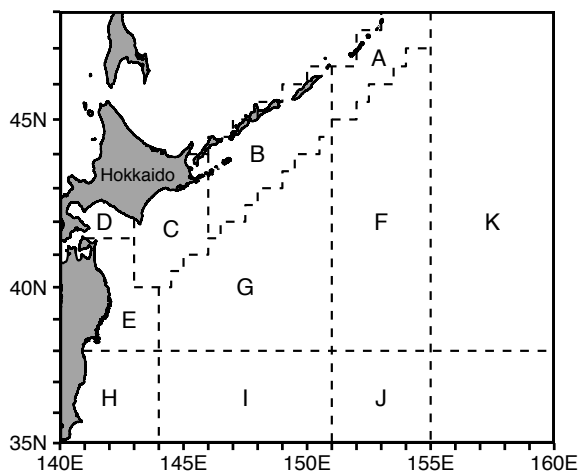


Fig.1 Fishing grounds of stick-held dip net fishery for Pacific saury divided by Watanabe *et al.* (2004).

ている。例えば、2018年度以前の資源評価書では道東海域(C海域)を集計海域としていたが、2019年度以降は前述の漁況の沖合化に対応するため、集計海域が千島海域(B海域)、道東海域(C海域)、沖合海域(G海域)に拡大された。このように、来遊資源量指数はどの海域を集計するかによって、その値が変化する(Fig. 2)。前述のようにさんま棒受網漁場が沖合化している状況への対応として、今後も集計海域が変更される可能性がある。結果として、資源評価書における来遊状況の指標値、すなわち来遊水準評価の根拠が頻繁に更新される懸念があり、信頼性の高い来遊水準評価には来遊資源量指数に代わる新たな指標値の検討が必要となる。

CPUEは水産資源評価で広く用いられる資源量指標値のひとつであり、資源評価書における来遊水準評価でも多くの評価魚種で用いられている。総漁獲量(漁獲尾数や漁獲重量)を総漁獲努力量(漁具数や操業日数など)で除して算出されたCPUEはノミナルCPUEと呼ばれる。一般に資源評価には漁業データが用いられることが多く、商業船などの操業データから算出されたノミナルCPUEは、資源の年トレンド以外に季節、海区などの様々な要因を含んでいる(庄野, 2004)。統計モデルを用いてノミナルCPUEからこれらの要因を取り除き、資源の年トレンドを抽出する過程をCPUE標準化と呼び、この過程を経て得られたCPUEは標準化CPUEと呼ばれる(庄野, 2004)。すなわち、標準化CPUEは資源の年トレンドをより正確に表すようにノミナルCPUEを改良した値であり、データ上の制約が無ければ、標準化CPUEを用いることが望ましく、国際レベルの資源評価では資源量指標値としてノミナルCPUEが用いられることは基本的にない(水産庁・国立研究開発法人水産研究・教育機構, 2020)。さんま棒受網漁業の漁場は年々沖合化が進行しており、

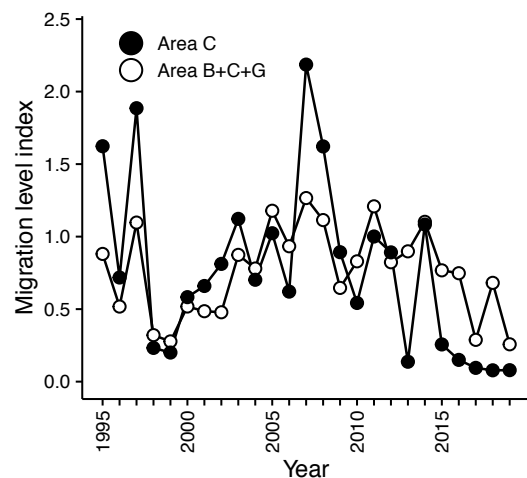


Fig.2 Annual changes of migration level index.

この操業データから算出されるノミナルCPUEは季節や操業海域といった年以外の要因の影響が強くなっていると想定される。したがって、サンマの来遊状態の指標値としてCPUEを用いるには統計モデルによりこれらの効果を除いた標準化CPUEを算出する必要がある。CPUEの標準化には、これまで一般化線形モデル (GLM) が広く用いられており (Maunder and Punt, 2004), 資源評価書においてもGLMによる標準化CPUEが来遊状態の指標値として利用されている (2020年度資源評価書「スルメイカ (日本海海域)」; 2020年度資源評価書「イカナゴ (宗谷海峡海域)」: <http://www.fishexp.hro.or.jp/exp/central/kanri/SigenHyoka/Kokai/>, 2021年3月1日)。

本研究では、来遊資源量指数に代わる新たなサンマの来遊状態の指標値の検討を目的として、北海道の主要港へ水揚げしたさんま棒受網漁船の操業データから標準化CPUEを算出した。

材料と方法

水産庁委託事業による、さんま棒受網漁船への漁況聞き取り調査が8~12月にサンマの主要水揚港で実施され (北海道においては花咲港と釧路港), 各船日別の操業データが我が国周辺漁業資源調査情報システム (Fishery Resource Conservation: 以下, FRESCOと呼ぶ) に登録されている。このデータベースから1995~2019年における漁獲年月日, 漁獲位置 (緯度・経度), 漁獲量, 網回数 (操業回数), 漁場表面水温, 漁船トン数, 漁船登録番号, 入港地 (水揚港) を取得した。取得したデータのうち1997年の漁場表面水温が全て欠損値であったため, 以降の解析では, 1998年以降のデータから水揚港が北海道であるデータを抽出して用いた。

CPUEは1網当たりの漁獲量 (漁獲量 (トン) / 網回数 (回)) とした。データにはゼロキャッチ (CPUE=0) がわずかに存在したが, さんま棒受網漁業は集魚灯を用い, サンマが海面付近に集まったことを確認した後, これを網に誘導して漁獲するため, ゼロキャッチとなる可能性が極めて低いと考えられる。したがって, ゼロキャッチデータはエラーデータであると判断し, 以降の解析から除外した。

さんま棒受網漁業のCPUEには年, 月, 漁船トン数, 表面水温, 海区が影響することが先行研究により示されているため (巢山ら, 2016; Hashimoto *et al.*, 2019), これらを説明変数に用いることとし, 各説明変数について検討した。

年効果および月効果には, 漁獲年と漁獲月をカテゴリカル変数として用いた。さんま棒受網漁業の漁期は8~12月であるが, 例年漁場の南下に伴って, 漁期終盤には北

海道への水揚量が減少し, 本州への水揚げが主体となる。年と月でクロス集計を行ったところ, 11月はデータの無い組み合わせがあり, データがある場合でも8~10月と比較すると極めて少なかった。さらに, 12月はデータが皆無であった (Table 1)。このことから, 解析に用いる月を8~10月とした。

漁船の大きさの効果には, 漁船トン数をカテゴリカル化して用いた。さんま棒受網漁船は総トン数から小型船 (20トン未満), 中型船 (20トン以上100トン未満), 大型船 (100トン以上200トン未満) の3階層に分けられており (巢山ら, 2020), この区分を利用した。2006年以前のデータには, 漁船トン数が欠損しているデータが含まれたため, 全国さんま棒受網漁業協同組合が毎年発行している

Table 1 Cross-tabulation of the number of data between years and months

Year	Aug.	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.
1998	127	164	30	3	0
1999	111	203	73	4	0
2000	126	158	18	0	0
2001	162	115	17	0	0
2002	136	175	50	0	0
2003	146	151	94	2	0
2004	121	173	161	6	0
2005	133	161	110	8	0
2006	110	161	132	4	0
2007	127	129	97	5	0
2008	99	137	94	0	0
2009	142	191	55	0	0
2010	174	226	114	2	0
2011	206	214	125	16	0
2012	150	201	100	1	0
2013	143	261	138	0	0
2014	130	206	82	11	0
2015	172	300	122	9	0
2016	139	227	99	1	0
2017	114	220	201	14	0
2018	134	162	115	8	0
2019	75	243	188	23	0

「さんま漁業登録船名簿」に記載されている漁船登録番号を照会し、補完した。

表面水温の効果には、漁場表面水温をカテゴリカル化して用いた。自然対数変換したCPUEを応答変数、漁場表面水温を説明変数とした一般化加法モデル (GAM) を用いてこれらの関係を検討したところ、12~15℃、17.5~19.5℃付近でCPUEが高くなっていたことから (Fig. 3)、CPUEが高い水温帯と低い水温帯を目安に、12℃未満、12℃以上15℃未満、15℃以上17.5℃未満、17.5℃以上で漁場表面水温を4区分した。

海区の効果には、漁場を2海区に区分し、カテゴリカル変数として用いた。まず、漁獲位置を緯度経度30分メッシュの区域に分類し、この区域をHashimoto *et al.* (2019) に従い、5つの海区に分類した (Fig. 4a)。さんま棒受網漁場は漁期が進むにしたがって日本列島沿いを南下するため、これらの5海区を用いると、海区と月でデータが欠損する組み合わせが生じる。また近年、漁場が東へ広

がっていることから、Hashimoto *et al.* (2019) に従い、設定した海区のうち、1、5および2、3、4をそれぞれ統合し、2海区を設定した (Fig. 4b)。なお、データにはオホーツク海での操業も含まれていた。オホーツク海でのさんま漁業の主体は太平洋から当該海域へ回航したさんま棒受網漁船によるものであり、当該海域における漁獲にはさんまの来遊量だけでなく、漁船の回航の有無が大きく影響する (令和元年度オホーツク海さんま漁況見通し: <https://www.hro.or.jp/list/fisheries/research/kushiro/section/zoushoku/att/un1920.pdf>, 2021年3月1日)。このことから、オホーツク海におけるさんま漁業の形態は太平洋と大きく異なるため、解析から除外した。

以上を説明変数、自然対数変換したCPUEを応答変数とし、モデルの誤差分布が正規分布に従うと仮定したGLMを構築した。本研究におけるフルモデルを (1) 式とし、総当たり法によりBIC (Bayesian Information Criterion) が最小となるモデルをベストモデルとした。

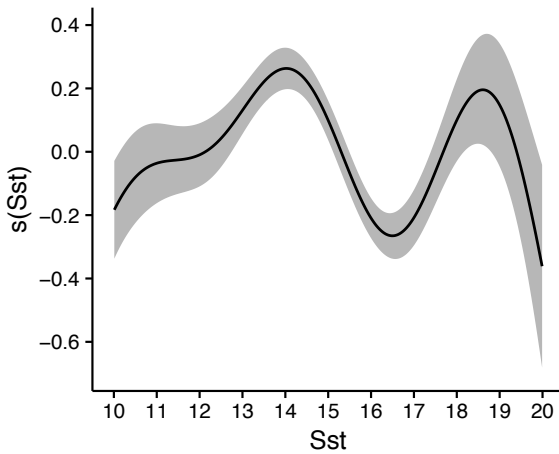


Fig.3 Effect of sea surface temperature at fishing ground for the GAM.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{CPUE}) = & \text{Intercept} + \text{Year} + \text{Month} + \text{Area} + \text{Sst} + \text{Grt} \\ & + \text{Interaction} + \text{Error} \end{aligned} \quad (1)$$

ここでの記号は以下の通りとし、説明変数は全てカテゴリカル変数である。

- Intercept : 切片項
- Year : 年 (1998~2019年)
- Month : 月 (8~10月)
- Area : 海区 (2海区)
- Sst : 漁場表面水温 (4水温帯)
- Grt : 漁船トン数 (3階層)
- Interaction : 全説明変数の一次交互作用
- Error : 誤差

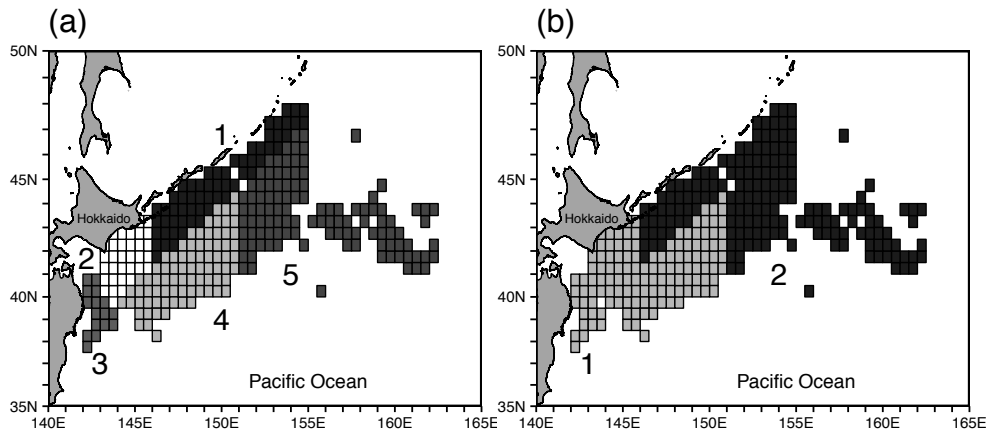


Fig.4 Fishing area defined by Hashimoto *et al.* (2019) (a) and that applied for CPUE standardization in this study (b).

Table 2 Comparison of BIC for models

Year	Month	Area	Sst	Grт	Year*Month	Year*Area	Year*Sst	Year*Grт	Month*Area	Month*Sst	Month*Grт	Area*Sst	Area*Grт	Sst*Grт	Intercept	BIC	ΔBIC
+	+	+	+	+					+		+	+	+		0.04941	21227.3	0.0
+	+	+	+	+					+		+	+	+	+	0.02053	21231.2	3.8
+	+	+	+	+					+		+		+		-0.08950	21234.9	7.5
+	+	+	+	+					+	+	+		+		-0.18649	21235.2	7.9
+	+	+	+	+							+	+	+		0.19718	21238.2	10.8

+: The explanatory variable included in the each model

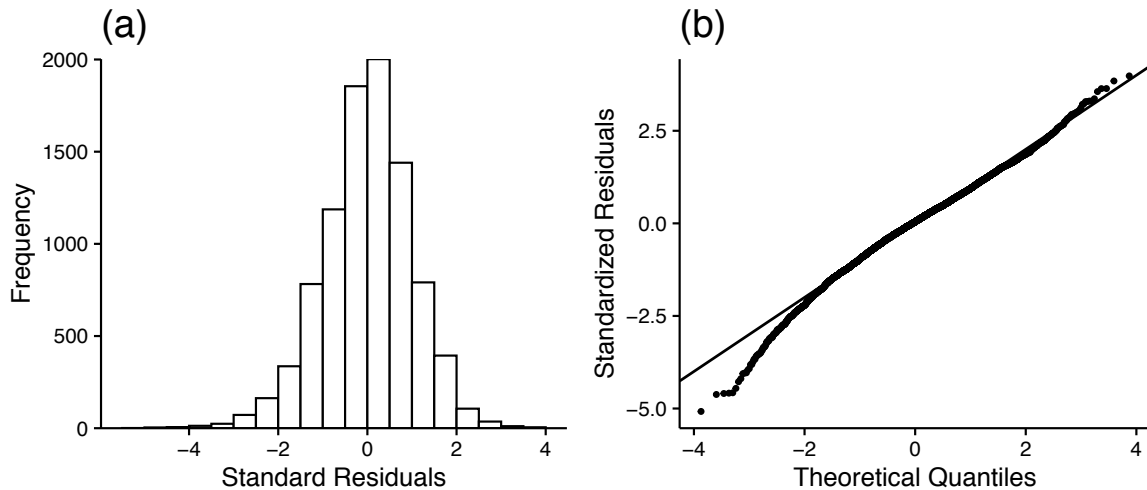


Fig. 5 Histogram of residuals (a) and Q-Q plot (b) for the best model.

ベストモデルについて、残差を標準化した標準化残差が正規分布から逸脱していないか、期待値に対して偏りが無いかが定性的に判断してモデルの妥当性を確認した後、最小二乗平均 (LSMEAN) を算出することにより年トレンドを抽出し、逆対数変換して標準化CPUEとした。標準化CPUEの95%信頼区間は、重複を許してリサンプリングされたデータにベストモデルを当てはめ、このモデルから標準化CPUEの算出を1000回繰り返して求めた (パーセンタイル法によるブートストラップ信頼区間)。ベストモデルから1つの説明変数を除いたモデルをそれぞれ構築し、これらのモデルのBICとベストモデルのBICの差 (ΔBIC) を用いて、各説明変数の標準化CPUEに対する影響を検討した。

以上の解析はR (ver. 3.6.1) (R Core Team, 2019) を用いて行い、GAMにはmgcv package (Wood, 2017)、モデル選択にはMuMIn package (Bartoń 2020) を用いた。

結果

BICが最小となったモデルは、Year, Month, Area, Sst, Grтの5つの主効果とYearとMonth, MonthとArea, MonthとGrт, AreaとSst, AreaとGrтの5つの交互作用項を説明変

数に含むモデルであり、これをベストモデルとした (Table 2)。ベストモデルの標準化残差は正規分布から大きな逸脱は無く、期待値に対しても大きな偏りが見られなかったことから (Fig. 5)、このモデルを標準化モデルとして標準化CPUEを算出した。標準化モデルから1つの説明変数を除いたモデルのΔBICはMonthを除いたモデルが最も大きく、次にGrтを除いたモデルが大きかった (Table 3)。

1998~2014年 (資源評価書の基準年) の平均値で規格化したノミナルCPUEと標準化CPUEを比較すると、年変動傾向は概ね一致していたが、ノミナルCPUEに対し標準化CPUEが2006年を除く2005~2009年は高くなり、2010年以降は低くなる傾向があった (Fig. 6)。

考察

標準化CPUEはノミナルCPUEに対し、2006年を除く2005~2009年 (以下、上方修正期とする) は高く、2010年以降 (以下、下方修正期とする) は低い傾向があった。説明変数のうち標準化モデルに与える影響が大きいのは、月効果と漁船の大きさの効果であったことから (Table 3)、ノミナルCPUEと標準化CPUEで差が生じた主

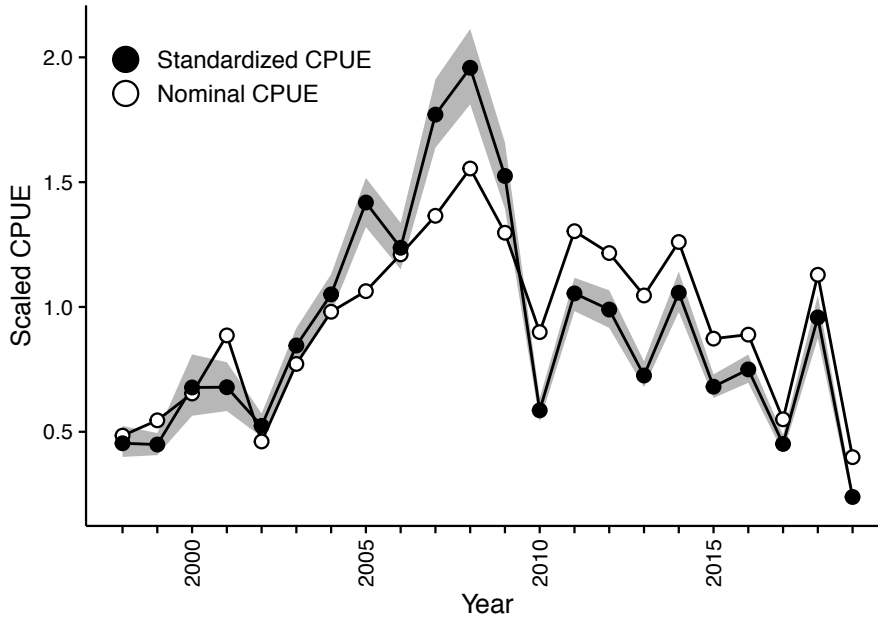


Fig. 6 Annual changes of nominal CPUE and standardized CPUE. Gray zone represents 95% bootstrap confidence interval for standardized CPUE.

Table 3 Comparison of BIC for models excluded each explanatory variable from the best model

The removed variable	Year	Month	Area	Sst	Grt	Year*Month	Month*Area	Month*Grt	Area*Sst	Area*Grt	BIC	ΔBIC
Best model	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	21227.3	0.0
Sst	+	+	+		+	+	+	+		+	21254.6	27.2
Area	+	+		+	+	+		+			21316.5	89.2
Grt	+	+	+	+		+	+			+	21808.7	581.3
Month	+		+	+	+					+	22715.9	1488.6

+ : The explanatory variable included in the each model

要因はこれら2つの効果であると考えられる。そこで、これらの効果に着目し、算出されたCPUEに差が生じた要因を考察した。

1つ目の月効果について、月別CPUEの経年変化を見ると、上方修正期の8月のCPUEは高く、下方修正期は低い傾向があった (Fig. 7a)。一方、2005年以降の9~10月のCPUEは、総じて8月のCPUEより高く、8月のCPUEの傾向が変化する2010年前後も高水準で推移した。総漁獲努力量に占める月別努力量割合の推移を8月と9~10月で分けて見ると、顕著な年変動は認められず、8月は概ね20~30%、9~10月は80~70%で推移した (Fig. 7b)。このことから、全体の平均であるノミナルCPUEは9~10月のCPUEに強く影響されていると考えられる。標準化CPUEは、上述の8月のCPUEの変化と類似しており (Fig. 6)、この変化が標準化CPUEに反映され、ノミナルCPUEと差が生じたと考えられる。

8月のCPUEについて、上方修正期は漁期序盤の漁況が良く、特に2007~2009年は漁獲量の多さから、休漁制限が実施された経緯がある (東北区水産研究所, 2009; 東北区水産研究所, 2010; 東北区水産研究所, 2011)。下方修正期には、資源量直接推定調査において1区のサンマの分布量が減少し、漁期序盤の漁況が悪化したことが知られている (巢山ら, 2020)。したがって、この期間の8月のCPUEの高低は、サンマの来遊量の変化が背景にあると推察される。

2つ目の漁船の大きさの効果について、船型カテゴリ別にCPUEを見ると、相対的に小型船で低く、大型船で高かった (Fig. 8a)。これは、さんま棒受網漁業に用いられる網の大きさは、船の長さで規定され (巢山ら, 2016)、大型船の方が大きな網を使用できるためと考えられる。総漁獲努力量に対する船型カテゴリ別の努力量割合の経年変化を見ると、上方修正期は小型船の割合が高く、下

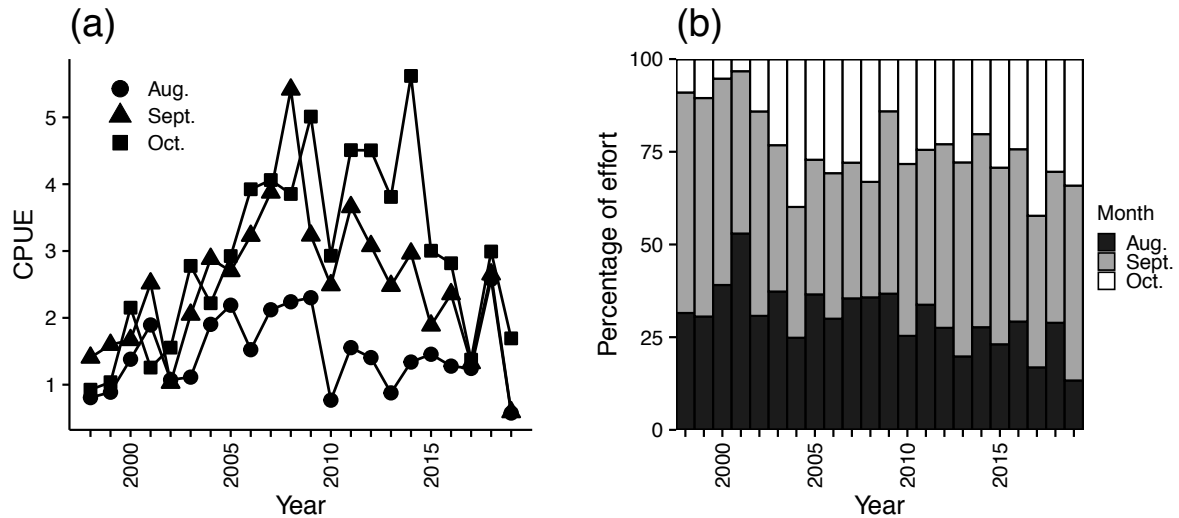


Fig. 7 Annual changes of CPUE (a) and fishing effort (b) by month of stick-held dip net fishery for Pacific saury from 1998 to 2019.

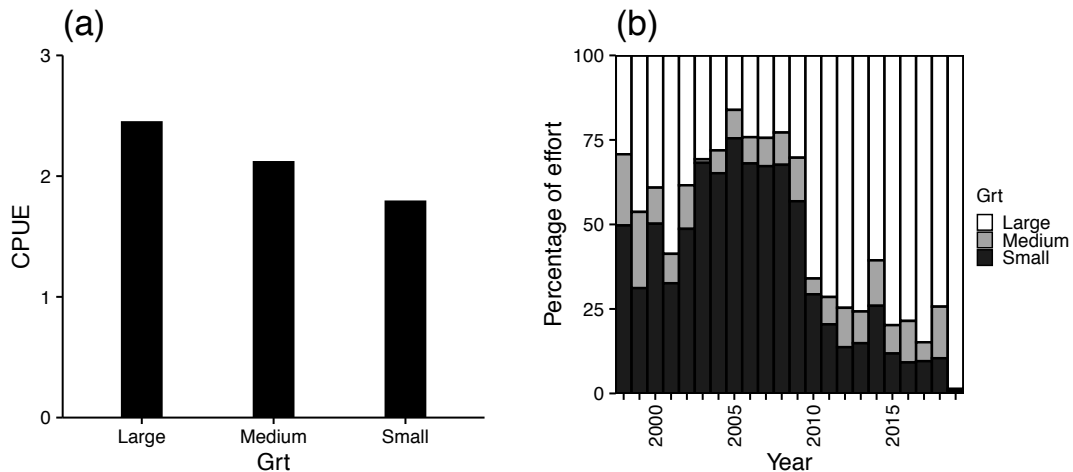


Fig. 8 CPUE (a) and annual changes of fishing effort from 1998 to 2019 (b) by fishing vessel size class of stick-held dip net fishery for Pacific saury.

方修正期は大型船が高くなっていった (Fig. 8b)。したがって、上方修正期のノミナルCPUEは、CPUEの低い小型船主体であったことで見かけ上低く、逆に下方修正期はCPUEの高い大型船主体であったことで見かけ上高く算出されたと考えられる。以上から、標準化CPUEは漁船の大きさの効果が除かれた、すなわち、船型別の努力量割合の偏りが修正され、ノミナルCPUEと差が生じたと解釈できる。

2010年以降、大型船の努力量割合が増加した背景には、漁場の沖合化が考えられる。水揚げ地域別 (北海道または本州) に大型船の努力量割合を見ると、2010年を境に、特に漁期前半の8~9月で北海道の割合が高くなっていった (Fig. 9)。Fig. 9に対応する期間の大型船の漁場位置 (全ての水揚げ地域を含む) を見ると、2009年以前の漁場は漁期当初から道東沿岸に集中し、9月には襟裳岬南沖に達

し、10月には常磐沿岸まで南下していた (Fig. 10)。一方、2010年以降は、8月の漁場が道東沿岸より北東の千島列島沖に形成され、9月は根室東沖が主漁場となり、10月でも漁場の南下は三陸沖付近までであった (Fig. 10)。2019年は8月から公海域で漁場が形成され、10月でも根室東沖が主漁場となり、漁場の沖合化がより顕著となった。このように漁場が日本列島沿岸に形成され、漁場の南下が早かった2009年以前は、漁場が本州の水揚げ港へ近く、大型船は水揚げ単価を比較して水揚げ港を選択できたため、漁期当初から北海道だけでなく本州への水揚げを行っていたと推察される。2010年以降、漁場が沖合化すると、漁場と本州の水揚げ港の距離が著しく遠くなり、漁場に近い北海道へ水揚げが集中するようになった。さらに漁場の南下が遅くなったことで大型船が北海道へ水揚げする期間が長くなったと推察される。

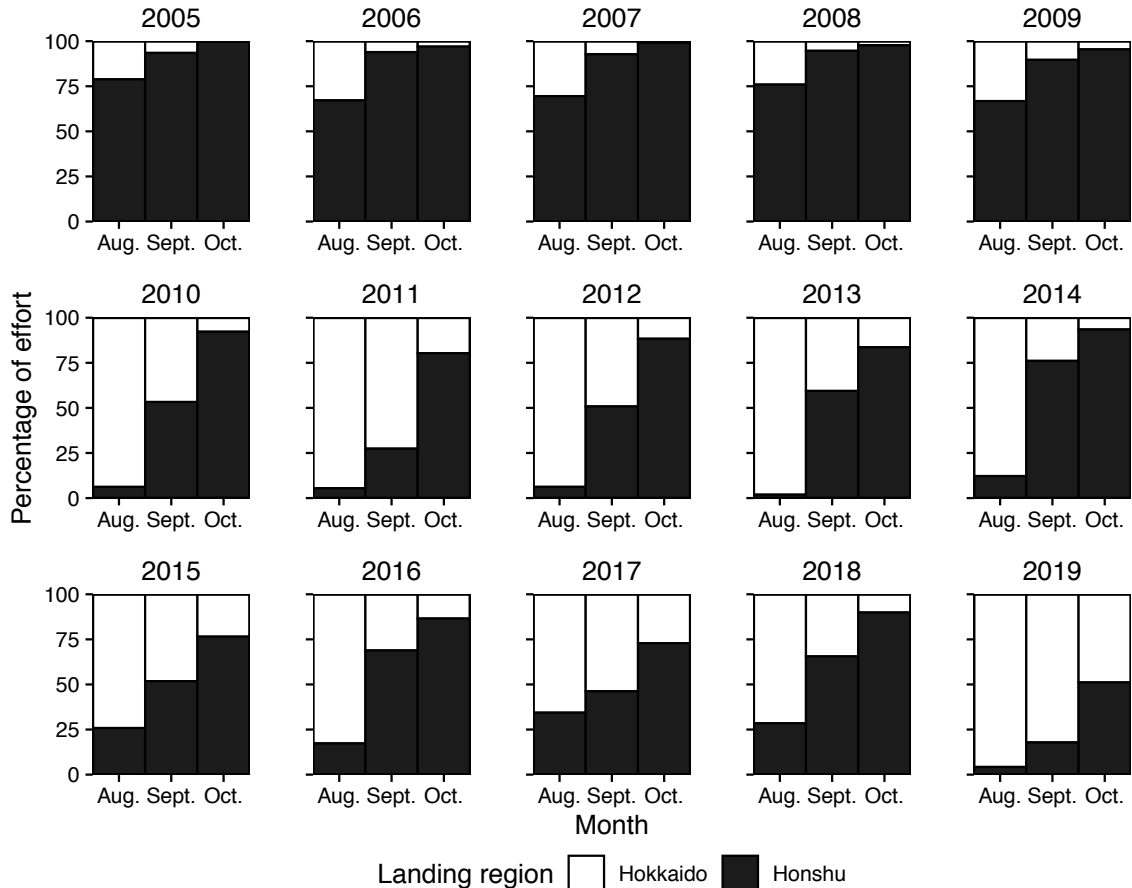


Fig.9 Annual changes of monthly fishing effort by landing region of stick-held dip net fishery for Pacific saury by large class vessels (>100 GRT) from 2005 to 2019.

標準化モデルでは月と漁船の大きさ、海区と漁船の大きさの交互作用が説明変数として選択された。前述のように、漁船の大きさは、船により使用できる網の大きさが異なることによる漁獲能力の違いの効果と考えられるが、漁期や操業海域によって網を使い分けるといった措置は行われていない。したがって、月や海区によって漁船の大きさ別の漁獲能力が変化するとは考えにくい。2019年8月は小型船の海区2 (Fig. 4b) における操業が無く、大型船では特に2019年は同じ海区2の範囲内であっても、それ以前とは操業位置が大きく異なっていた (Fig. 10)。これらのことから、同時期または同海区中でも漁船の大きさにより操業位置が異なる、すなわち、漁船の大きさ別の操業可能範囲が異なるによる効果が漁船の大きさを含む交互作用として選択された可能性がある。

以上のように、北海道へ水揚げしたさんま棒受網漁船の操業データから算出されたノミナルCPUEは、サンマの分布量減少や漁場の沖合化を背景とした月別CPUEの変化や北海道へ水揚げする漁船の大きさの変化といった年以外の影響を含んだ値であったと考えられ、これらの影響が除かれた標準化CPUEは、より尤もらしい来遊状

態の年変動が反映されていると考えられる。この標準化CPUEのトレンドは先行研究 (巢山ら, 2016; Hashimoto *et al.*, 2019) で算出されている全国の各港へ水揚げしたさんま棒受網漁船の標準化CPUEと概ね一致していたが、本研究の標準化CPUEに対して先行研究の標準化CPUEは2005~2006年で高い傾向があった。本州への水揚げが主体となる11月以降にはCPUEが低下する年が多い中で、当該年は11月以降も高いCPUEを維持した (東北区水産研究所, 2008)。したがって、全国のサンマの資源水準として用いられている先行研究の標準化CPUEは本州への水揚げが主体となる11月以降のデータが含まれていたことで、本研究の標準化CPUEより高くなっていたと考えられる。このことから、水揚げ港が北海道であるデータを抽出し、さらに北海道の主漁期である8~10月のデータを用いて算出された本研究の標準化CPUEは、北海道におけるサンマの来遊状態を良く反映した指標値であると判断できる。

本研究の標準化モデルでは、漁場の沖合化を直接表現する海区の効果の影響は小さかった (Table 3)。これは一次交互作用をモデルに取り入れる際、海区と他の説明

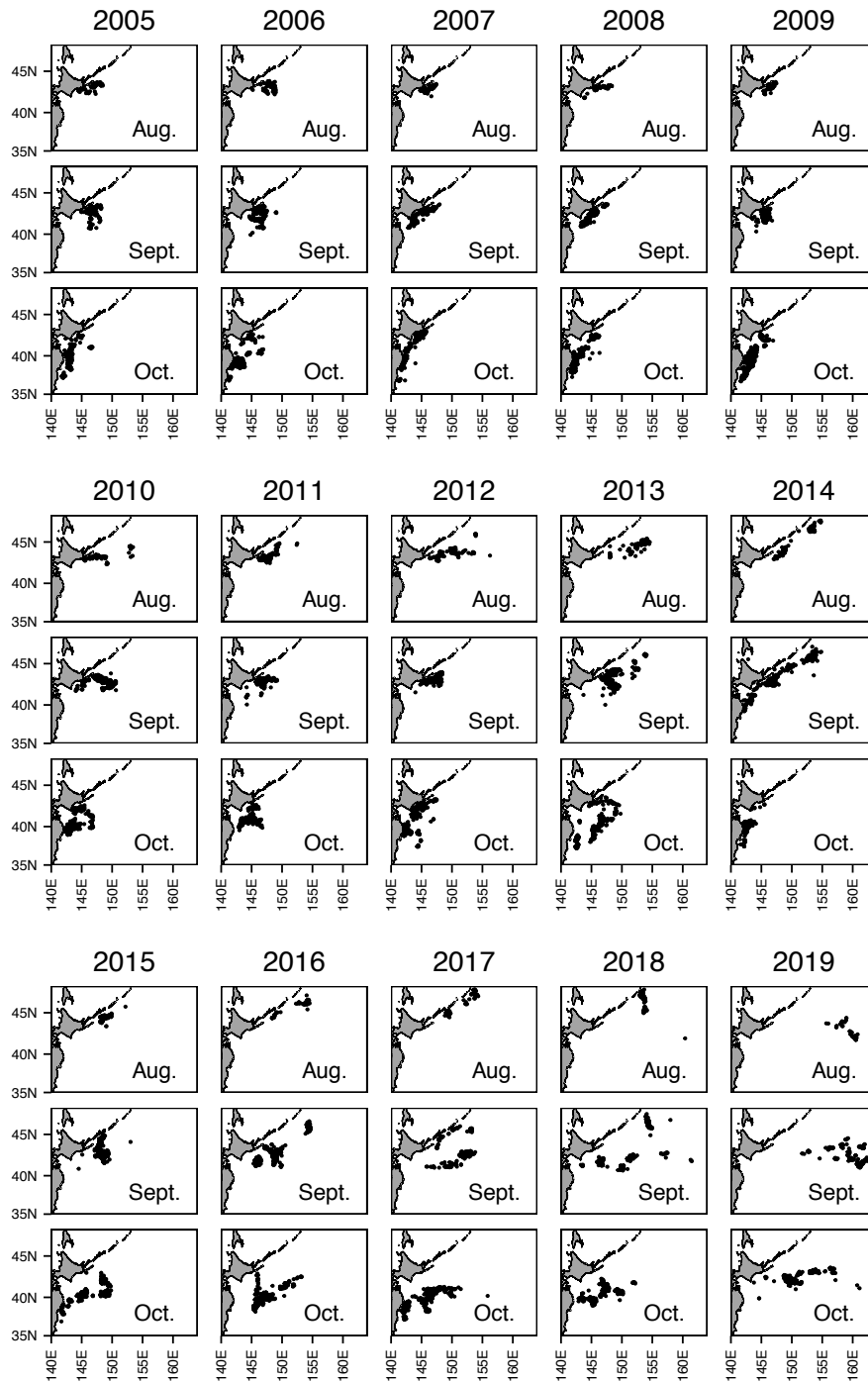


Fig. 10 Annual changes in monthly fishing ground of stick-held dip net fishery for Pacific saury by large class vessels (>100 GRT) from 2005 to 2019 in Japan.

変数との組み合わせでデータの欠損が生じないようにするため、漁場を2海区に集約して説明変数に用いたことが要因であると予想される。一次交互作用で欠損するカテゴリを扱う方法として、一般化線形混合モデル (GLMM) を用い、欠損が生じる一次交互作用項を変量効果とする方法がある (例えば、岡本ら, 2016)。また、北太平洋漁業委員会 (NPFC) で算出されている日本のさんま棒受網

漁船における標準化CPUEでは、主効果に用いる海区を5海区とし、この海区を統合した広域の3海区を交互作用項に用いたGLMを構築するといった方法を採用している (Hashimoto *et al.*, 2019)。標準化モデルにおける海区の扱いをさらに検討することで、漁場が沖合化している状況、すなわち海区の効果をより適切に標準化CPUEへ反映できる可能性がある。

同様に水温の効果の影響も小さかった (Table 3)。さんま棒受網漁業は公海を含め、広域に操業できることから、魚群の密度が高い海域で選択的に操業でき、魚群の密度が低い海域で操業せざるを得ないという状況は少ないと予想される。したがって、操業する海域の水温が変化することにより、見かけ上CPUEが変化するということは無かったと解釈できる。

さんま棒受網漁業は漁獲量減少のほか、漁場の沖合化や漁期の周年化というように漁業実態が急速に変化し、それに対応するには標準化CPUEが有望である。標準化CPUEを新たな来遊状態の指標値として用いる際には、以上のような漁業実態の変化に対応し、適切な来遊水準評価を行うため、データ更新毎に標準化モデルおよび算出される標準化CPUEの妥当性を検証することが望まれる。

謝 辞

本研究で用いたデータは、水産庁委託事業「水産資源調査・評価推進委託事業」により収集され、FRESCOに登録されたデータである。データの収集、登録された各研究機関に心より御礼申し上げる。道総研釧路水産試験場の美坂正博士、山口浩志博士、水産研究・教育機構の巢山哲博士、市野川桃子博士から有益なご助言、ご指導を賜り深く感謝申し上げます。本研究は経常研究「漁業生物の資源・生態調査研究」の細課題「サンマ来遊資源量指数の高度化」により実施された。

文 献

- Bartoń K. MuMin: Multi-Model Inference. R package version 1.43.17. <https://CRAN.R-project.org/package=MuMin>. 2020.
- 福島信一. 北西太平洋系サンマの回遊機構の綜観的解析. 東北区水産研究所研究報告 1979 ; 41 : 1-70.
- Hashimoto M, Naya M, Nakayama S, Fuji T, Suyama S, Oshima K. Standardized CPUE of Pacific saury (*Cololabis saira*) caught by the Japanese stick-held dip net fishery up to 2018. NPFC-2019-SSC PS05-WP06 2019 ; 1-12
- Hashimoto M, Kidokoro H, Suyama S, Fuji T, Miyamoto H, Naya M, Vijai D, Kitakado T. Comparison of biomass estimates from multiple stratification approaches in a swept area method for Pacific saury *Cololabis saira* in the western North Pacific. *Fish. Sci.* 2020 ; 86 : 445-456.
- Hubbs CL, Wisner RL. Revision of the sauries (Pisces, Scomberesocidae) with descriptions of two new genera and one new species. *Fish Bull.* 1980 ; 77 : 521-566.
- Maunder MN, Punt AE. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.* 2004 ; 70:141-159.
- Miyamoto H, Suyama S, Vijai D, Kidokoro H, Naya M, Fuji T, Sakai M. Predicting the timing of Pacific saury (*Cololabis saira*) immigration to Japanese fishing grounds: A new approach based on natural tags in otolith annual rings. *Fish. Res.* 2019 ; 209 : 167-177.
- 守田航大, 山口浩志. 2019年に北西太平洋日本沖合で漁獲されたサンマ*Cololabis saira*の来遊経路の推定. 日本水産学会誌 2021 ; 87 : 46-48.
- 岡本俊, 山下紀生, 加賀敏樹. 小型いか釣り漁業データを用いたスルメイカ冬季発生群のCPUEの標準化. 日本水産学会誌 2016 ; 82 : 686-698.
- R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>, 2019
- 庄野宏. CPUE標準化に用いられる統計学的アプローチに関する総説. 水産海洋研究 2004 ; 68 : 106-120.
- 水産庁, 国立研究開発法人水産研究・教育機構. 令和元年度国際漁業資源の現況. 東京, 2020.
- Suyama S, Kurita Y, Ueno Y. Age structure of Pacific saury *Cololabis saira* based on observations of the hyaline zones in the otolith and length frequency distributions. *Fish. Sci.* 2006 ; 72 : 742-749.
- Suyama S, Nakagami M, Naya M, Ueno Y. Migration route of Pacific saury *Cololabis saira* inferred from the otolith hyaline zone. *Fish. Sci.* 2012 ; 78 : 1179-1186.
- 巢山哲, 中神正康, 納谷美也子, 加藤慶樹, 柴田泰宙, 酒井光夫. 平成27年度サンマ太平洋北西部系群の資源評価. 平成27年度我が国周辺水域の漁業資源評価第1分冊. 2016 ; 283-336.
- 巢山哲, 宮本洋臣, 阿保純一, 納谷美也子, 大島和浩, 富士泰期, 橋本緑, 中山新一朗. サンマ 北太平洋. 令和元年度国際漁業資源の現況, 水産庁 水産研究・教育機構, 東京・横浜. 2020 ; 1-10.
- 東北区水産研究所. 平成元年度サンマ資源全国調査の経過と総括. 第39回サンマ研究討論会報告, 東北区水産研究所, 八戸. 1991 ; 3-36.
- 東北区水産研究所. 漁況調査結果 (2006年の漁況の経過). 第56回サンマ等小型浮魚資源研究会議報告, 東北区水産研究所, 八戸. 2008 ; 85-98.
- 東北区水産研究所. 漁況調査結果 (2007年の漁況の経過).

- 第57回サンマ等小型浮魚資源研究会議報告, 東北区水産研究所, 八戸. 2009 ; 80-93.
- 東北区水産研究所. 漁況調査結果 (2008年の漁況の経過). 第58回サンマ等小型浮魚資源研究会議報告, 東北区水産研究所, 八戸. 2010 ; 75-89.
- 東北区水産研究所. 漁況調査結果 (2009年の漁況の経過). 第59回サンマ等小型浮魚資源研究会議報告, 東北区水産研究所, 八戸. 2011 ; 61-78.
- 東北区水産研究所. 漁況調査結果 (2010年の漁況の経過). 第60回サンマ等小型浮魚資源研究会議報告, 東北区水産研究所, 八戸. 2012 ; 70-87.
- 東北区水産研究所. 2019年資源量調査結果. 第69回サンマ資源・漁海況検討会議報告, 水産資源研究所広域性資源部, 八戸. 2021 ; 9-14.
- 渡邊一功, 上野康弘, 伊藤進一, 巢山哲, 中神正康, 渡野邊雅道, 内山雅史, 須能紀之, 筒井実, 富川なす美, 水野拓治, 佐藤一, 小坂淳. サンマ中短期漁況予測の方法と問題点. 第52回サンマ等小型浮魚資源研究会議報告, 八戸. 2004 ; 253-260.
- Wood SN. Generalized Additive Models: An Introduction with R (2nd edition). *Chapman and Hall/CRC*. 2017.