

令和 5（2023）年度ソウハチ北海道北部系群の
沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）の CPUE 標準化について

概要

データ	北海道沖合底びき網漁業漁獲成績報告書（月別・漁区別・船別データ）
対象	1 網あたりのソウハチ漁獲量（kg／網）。観察不可能な「狙い」情報を抽出するためレコードごとに漁獲物に占める各魚種の割合を平方根変換した値の主成分分析を実施し、得られた主成分スコアを狙い効果の説明変数としてモデルに入れた。
データの利用可能な期間	1980～2022 年漁期（8 月～翌年 7 月）
標準化に使用した期間	1980～2022 年漁期
データの抽出	全レコードのうちオコック沿岸（中海区 10）および北海道日本海（中海区 12）における本資源を漁獲対象とする主要な根拠地である稚内（根拠地 10）、枝幸（根拠地 11）、小樽（根拠地 31）のかけまわし漁法のデータのうち、水深の上位 95 パーセンタイル（340m 以浅）を抽出した（42,108 レコード、818,751 操業）。
使用した統計ソフト・パッケージ	R（ver. 4.3.0）にて prcomp（pca）、nFactors（Scree test）、mgcv（gam）、DHRMa（qq-plot）、gridExtra（組み合わせ計算用グリッドの作成）、tidyverse（作図およびデータ集計）、marmap（海図作成）、ggplot2（作図）を使用。
統計モデル	一般化加法モデル
フルモデルの説明変数	【CPUE を応答変数とした一般化加法モデル】 フルモデルの説明変数は以下の通り； （カテゴリカル）漁期年、四半期、馬力階級、船型階級、根拠地 （スプライン）太平洋十年規模振動指数、第 1 主成分スコア†、第 2 主成分スコア†、水深、緯度経度 （交互作用）根拠地と漁期年、根拠地と四半期 （誤差構造）Compound Poisson-gamma（Tweedie）分布を仮定 †Direct principal component（DPC）モデルによる狙いの説明変数
最終モデルの選択方法	Type-III ANOVA、AIC、5-fold cross-validation
選択された説明変数	フルモデル
年トレンドの抽出方法	組み合わせ計算（Expand grid）から推定された CPUE を漁期年毎に集計した平均値を標準化 CPUE とした。
信頼区間の計算方法	ブートストラップ法による 100 回データリサンプリングと最終モデルによる標準化 CPUE の反復計算。リサンプリングによって作成されたデータセットにおいて DPC による再計算は実施していない
標準化の結果	狙いや根拠地による操業戦略の違いを考慮した標準化モデルを構築することが出来た。ノミナル CPUE との違いは 1999～2011 年漁期および 2015 年漁期以降で大きくなった。得られた標準化 CPUE はこれらの漁業の影響を除いたソウハチ資源量

	の年変化に関する情報を表現していると考えられる。
--	--------------------------

1. 背景

ソウハチ北海道北部系群では 2016 年漁期以降の漁獲量の 8 割以上を沖合底びき網漁業（以下、沖底）が占める。資源評価に使用している沖底のかけまわし漁法の漁獲成績報告書（以下、漁績）データでは、期間中の操業引網数は減少傾向にあるが、漁獲量は 2016 年から顕著な増加がみられ、各漁期年の漁獲量を引網数で除したノミナル CPUE の急激な増加が見られている（図 1）。このような傾向の変化がどこまで資源量の変化を反映しているか適切に評価するためには、漁獲データにおける操業パターンの影響など商業漁業に伴う資源量の情報以外の要因効果を補正する CPUE の標準化が必要である。

代表的な操業戦略のひとつとして各操業における「狙い」が想定される。漁業データから対象資源の「狙い」の傾向を把握する方法として、各操業の漁獲物に対象資源が占める割合（占有率）の順に年ごとに漁獲量を累積したグラフの形から狙いの有無を判断する手法がある（Biseau 1998）。本資源における各操業での占有率と累積漁獲量のグラフは、2000 年代までは基本的に左上に凸のグラフ形状となり（図 2）、本資源が混獲魚であることが示唆されるが、2013 年漁期以降は狙いが生じたことを示唆させる S 字型や右下に凸のグラフ形状となっていた。またデータ期間を 1980～1993 年漁期、1994～2007 年漁期、2008～2022 年漁期に区切った上で根拠地別にグラフを書くと、2008～2022 年漁期に小樽や稚内を根拠地とする沖底船によって狙いが強くなっていることが示された（図 3）。実際に、2016 年頃から海外への販路拡大をうけてソウハチを狙った操業が行われていたことが、小樽機船に対するアンケート調査および聞き取り調査から判明している。

このような漁獲データに基づいて「狙い」を考慮した CPUE を標準化する方法として、説明変数に漁獲物組成データの主成分分析から得られる主成分スコアを、一般化加法モデル（GAM）の枠組みの中で非線形予測子として使用する Direct Principal Component（DPC）モデルがある（Winker et al. 2013）。DPC モデルでは、漁獲物組成データから狙いを抽出するため、他魚種の資源量の年トレンドから影響を受ける可能性があることや、標準化モデルの説明変数に加える主成分の次元数によって、推定値がバイアスする懸念があるが、狙いが変化しないコントロールシナリオと狙いが変化するテストシナリオの両シナリオのシミュレーションによって、資源量の年トレンドに対して DPC による標準化 CPUE が頑健であること、主成分の次元数は Optimal Coordinate solution（Raïche et al. 2013）と Kaiser-Guttman rule（固有値が 1 以上）を組み合わせた Scree test によって選択することでバイアスが小さくなることが示されている（Winker et al. 2014）。適用された例としては、台湾近海のシイラにおける CPUE の標準化では、狙いを考慮するため、シイラを専門に狙う漁船のみにフィルタリングしたデータセットを用いた場合、データフィルタリングを行わずに狙いをカテゴリカルな説明変数とした場合、DPC モデルにより主成分スコアを説明変数とした場合で観察値と予測値の相関係数を比較し、DPC モデルによる標準化が最も相関が高くデータにフィットしていることが示されている（Chang et al. 2019）。また、海外の資源評価では、ハワイのアオチビキ（Nadon et al. 2020）、米国領サモアの底魚 9 種（Nadon et al. 2023）

の CPUE 標準化に DPC が採用されている。本解析では基本的に Winker et al. (2013) および Winker et al. (2014) に従って、DPC モデルによる狙いの影響を標準化モデルで考慮した。

本資源は一般的に混獲種であることから漁獲がない操業レコード（ゼロキャッチデータ）が多く存在する。このような場合には、ゼロキャッチを適切に考慮する必要があり、国内資源では Delta 2 段階モデル (Lo et al. 1992) が採用される場合が多い（例えば、スケトウダラ太平洋系群: FRA-SA2023-SC09-02, ホッケ道北系群: FRA-SA2023-SC15-01）。しかし、Delta 2 段階モデルでは有漁確率モデルと有漁 CPUE モデルで最終的に選択される説明変数が異なる場合があることや、どの段階で有漁確率と有漁 CPUE の積をとるか、例えばそれぞれ年の平均値を算出して掛け合わせるか、説明変数に漁区があれば漁区毎に掛け合わせてから年で平均値を得るかで、最終的に得られる標準化 CPUE の年トレンドが異なるなどの問題がある。そこで本資源では、Shono (2008) によってゼロキャッチデータが多い場合の CPUE 標準化に適用が提案された Tweedie モデル（別名 Compound Poisson-Gamma 分布モデル）を採用した。Tweedie 分布 (Peter and Gordon 2005) は、パワーパラメータ（冪乗パラメータ）が $1 < p < 2$ を取る場合にポアソン-ガンマの混合分布となり、観測値がゼロに mass point を持ち正の部分で絶対連続となる確率分布である（庄野 2008）。CPUE 標準化において Tweedie モデルは、目的変数に CPUE の連続変数を用いてゼロデータをモデリングに加えることが可能である。Tweedie モデルはこれまでも CPUE の標準化に採用された実績がある（例えば、マジェランアイナメ: Candy 2004, クロカジキ: Humberto et al. 2011, ヨシキリザメとアオザメ: Rui et al. 2013, クロマグロ: Tsukahara & Sakai 2017）。なお、DPC モデルによる CPUE 標準化のシミュレーションによる検証も Tweedie モデルを前提としている (Winker et al. 2014)。

上記の他、根拠地による操業戦略の影響を考慮するために「根拠地」を、漁船の馬力や大きさによる影響を考慮するために「馬力階級」および「船型階級」を、空間的な影響を考慮するために報告漁区中央の「緯度経度」および「水深」を、季節による影響を考慮するために「四半期」を、気候変動による漁場形成に対する影響を考慮するため「太平洋十年規模振動 (PDO) 指数」を説明変数の候補として検討した。また、水深によるデータのフィルタリング条件に関する感度分析および Tweedie モデルと Delta 2 段階モデルの比較をおこない、これらの違いによる CPUE 標準化への影響を検討した。

2. 方法

解析には北海道を根拠地とする沖合底びき網漁業のかけまわし漁法での漁績を用いた。漁績では、月別・漁区別・船別の解像度で漁獲重量が概ね種別で記録されている。本解析では操業戦略の違いを考慮するために根拠地を説明変数に加えている。北海道北部の日本海及びオホーツク海で現在も継続的に操業しているかけまわし船の根拠地は、稚内、枝幸、紋別、網走および小樽の 5 箇所であるが、紋別と網走ではソウハチを漁獲していない年があるなど漁獲量が年によって大きく変動し、全体の漁獲量に占める割合もごくわずかであ

ることから、標準化の計算上で大きなバイアスになるため、紋別と網走を根拠地とするレコードをデータセットから除外した。空間情報として緯度経度および水深を説明変数に加えている。昨年度おこなった検討の結果として、本資源の主要な生息域からは解釈できない沖合の深い水深で高いCPUEが推定された（千葉ほか2022）。この原因は、漁績には1回の航海で操業した複数の漁区のうちのひとつだけが代表漁区として記録されることで、実際に本資源を漁獲した位置とは遠く離れた位置情報が記録されることがあるためと考えられた。そこでこのような影響を除去するため、有漁レコードの水深における下側5%（水深340m以深）は本資源を漁獲した漁区から遠い漁区が報告されているレコードと見なしてデータセットから除外した（図4）。以上によって、本資源の動向に大きく関係すると考えられる42,108レコード、818,751操業にデータをフィルタリングした。フィルタリングによって、水深340m以深の沖合の操業データが除外されたが、極端に特定の海域でデータが欠落することはなかった（図5）。また、フィルタリングによって本資源の主要な生息域から外れた340m以深のデータが除外されたことによって、有漁割合（図6）は全体的に増加し、ノミナルCPUE（図1）は2000年代までは僅かに減少、2010年代後半からは僅かに増加が見られた。

本解析では漁獲物組成データの主成分分析から得られた連続的な主成分スコアを一般化加法モデル（GAM）の枠組みの中で非線形予測子として使用するDPCモデルを採用することで「狙い」効果の標準化を試みた。DPCモデルでは、各レコードにおける漁獲物全体の重量に占める各魚種の漁獲量を平方根変換した数値について主成分分析を行う。得られた主成分スコアは連続変数として各レコードに割り当てられ、GAMの非線形予測子として使用される。漁獲物における複数魚種のCPUEは「狙い」に加えてその魚種の「豊度」に関する情報を含むため、各魚種の漁獲重量の「絶対値」ではなく「割合」を使用することで「豊度」の影響が軽減される。また、漁獲が少ない魚種の情報を保存するために「割合」を平方根変換することで、「豊度」の影響をより軽減できると考えられている（Winker et al. 2013）。本解析では、最終的なデータセットにおいて総漁獲量が本資源を超える魚種としてスケトウダラ、マダラ、ホッケ、ニシン、イカナゴ、およびソウハチを狙いの候補として主成分分析をおこなった。

本資源のフィルタリング後のデータにおける各漁期年の有漁割合は0.32～0.72の間で推移しており（図6）、ゼロキャッチデータが多く含まれる。本解析では目的変数にCPUEの連続変数を用いるTweedieモデルを採用した。説明変数の候補には漁期年（FY）、四半期（Quarter）、馬力階級（HP_class）、船型階級（Vessel_class）、根拠地（Base）をカテゴリカル変数として、狙い（PC1）および（PC2）、緯度経度（Lat:Lon）、水深（Dep）、太平洋十年規模振動指数（PDO）を連続変数のスプラインとして、根拠地と漁期年（Base:FY）、根拠地と四半期（Base:Quarter）をカテゴリカル変数の交互作用項とした。ここで四半期は1：8～10月、2：11月～翌年1月、3：2～4月、および4：5～7月の4カテゴリ、馬力階級は11カテゴリ、船型階級は2カテゴリ、根拠地は10：稚内、11：枝幸、31：小樽の3カテゴリである。フルモデルは次の通りである。

フルモデル

応答変数：CPUE

説明変数：FY、Quarter、HP_class、Vessel_class、Base、PC1*、PC2*、Lat:Lon*、Dep*、PDO*、Base:FY、Base:Quarter（*平滑化スプライン）

リンク関数：log

確率分布：Tweedie 分布

冪乗パラメータ (p)：1.1～1.9 の範囲からモデル内で推定

GAM による解析は、R (ver.4.3.0) にて mgcv パッケージを用いて実施した。説明変数の選択は Type-III ANOVA、AIC および 5-fold cross-validation によって行った。標準化 CPUE は、組み合わせ計算法によって各グリッドにおいて推定された CPUE を漁期年ごとに平均値として求めた。組み合わせ計算における主成分スコアのグリッド設定では、DPC による狙い効果の外れ値の推定結果に及ぼす影響を軽減するため、主成分スコアの上下 1 パーセント値を除外した 98% 区間を 6 等分にした。同じく太平洋十年規模振動指数のグリッド設定では最大値と最小値の間を 6 等分に、空間情報のグリッド設定ではデータ期間中に一度でも操業が行われた漁区中央の緯度経度および水深を使用した。パラメータ推定と説明変数の不確実性を評価するためブートストラップ法による 100 回反復のデータリサンプリングを実施し、最終標準化モデルによる標準化 CPUE を算出することで 95 % の信頼区間を推定した。

3. 結果と考察

3.1. 狙いについて

漁獲物組成データの主成分分析の結果、第 1 主成分はスケトウダラが正の、ホッケが負の大きな因子負荷量を持ち、第 2 主成分はニシンとイカナゴで正の、スケトウダラとマダラ、ソウハチで負の大きな因子負荷量を持った（図 7）。このことから、スケトウダラが多く漁獲される場合とホッケが多く漁獲される場合で影響が最も大きく、継いでニシンやイカナゴを多く漁獲する場合とスケトウダラやマダラ、ソウハチを多く漁獲する場合による影響が大きい。ソウハチは第 1 主成分ではホッケと同様に負の因子負荷量を持ち、第 2 主成分ではホッケと異なり負の因子負荷量を持つことから、検討した 6 種のなかで第 1、第 2 主成分ともに負の因子負荷量を持つのはソウハチのみであった。漁獲物に占める対象魚種の割合が高いことをその魚種の「狙い」とすると、本データセットでは第 2 主成分まで考慮することでソウハチの狙いを他の主要な魚種の狙いから分離することが可能である。固有値の Scree test の結果では、第 1 主成分のみを選択することが最適であると判断された（図 8）が、前述の通り第 1 主成分だけではこの海域で主要な狙い魚種であるホッケとソウハチの狙いを区別できないため、第 1 および第 2 主成分スコアを「狙い」を説明する変数

として採用した。

主成分スコアの算術平均から得た年トレンドを、オホーツク沿岸と日本海の海域別で示した（図 9）。日本海において、第 1 主成分は緩やかに減少し、1992、1993 年漁期に大きな減少が見られたあとは、また緩やかに減少した。2010 年漁期以降は若干の増加傾向にある。この推移は、スケトウダラの漁獲量が 1993 年頃から減少傾向にあることと整合し、スケトウダラの狙い操業の変化をモデル化することが出来たと考えられる。第 2 主成分は 1985 年漁期に大きく増加したあと 1992 年漁期にかけて減少し、その後はほぼ横ばいで推移したが、2010 年漁期から減少に転じた。1986 年上半期（1985 年漁期）は沖底によるニシンの漁獲量が単発的に増加した年でこれを反映していると考えられる。2010 年漁期以降の減少は、スケトウダラやホッケの自主規制と漁獲不振によって、マダラやカレイ類の狙いが生じたと考えられる。小樽機船の聞き取り調査から、1992 年頃および 2016 年頃はソウハチを狙って漁獲していた年代であること、および 2019 年末以来 COVID-19 の影響によってソウハチの需要が減少して漁獲を制限しているという情報が得られており、これは第 2 主成分の推移と整合する情報である。オホーツク海では、第 1 主成分は 2003 年漁期まで長期的には増減しながらも横ばいから若干の減少傾向を示したが、2004 年漁期以降は増加傾向が続いている。オホーツク沿岸では 2006 年頃からスケトウダラの漁獲量が増加傾向となっており、おおよそ傾向の変化の時期が一致している。第 2 主成分は、1990 年漁期にかけて緩やかに減少し、その後は 1998 年漁期にかけて増加した。その後は長期的に減少傾向で推移している。第 2 主成分と負の相関を持つスケトウダラやマダラを狙った操業を反映していると考えられる。以上のように、全体的な主成分スコアの年トレンドの変化は、スケトウダラやマダラ、ホッケおよびソウハチを狙った操業戦略の変化をよく示しており、これらの狙いをモデル化することが出来たと考えられる。また、各レコードの主成分スコアに基づく散布図（図 10）から、各レコードのプロットはイカナゴ狙いと思われる一部を除いて連続的であり、各レコードの狙いをカテゴリカルに分類することは困難であると考えられることから、第 2 主成分までの主成分スコアを「狙い」を説明する非線形の連続変数として CPUE の標準化モデルに採用することが妥当であると判断した。

3.2. 説明変数の選択とモデル診断

フルモデルの Type-III ANOVA 検定の結果、全説明変数が有意であった（表 1）。また、計算コスト削減のために説明変数のうち漁期年、四半期、第 1 主成分スコア、第 2 主成分スコア、緯度経度を固定した上での AIC による総当たりのモデル選択をおこなった結果、AIC が最も小さくなったのはフルモデルとなり、フルモデルの AIC との差が 100 未満となったのは、船型階級または馬力階級およびこの両説明変数を除いたモデルであった（表 2）。この 4 つのモデルに、令和 4（2022）年度の資源評価で使用したフルモデルから馬力階級と水深を除いたモデルを加えた 5 つのモデルについて、汎化性能を比較するため 5-fold cross-validation（5 分割交差検証）をおこなった。全データセットをランダムに 5 分割し、そのうち 4 つを学習データとしてモデルを構築し、残りのひとつを試験データとしてモデルを評

価した（表 3）。モデルから予測される CPUE と実際に観察された CPUE の RMSE（Root mean squared error）を算出したところ、モデル間の差は小さいもののフルモデルで RMSE の平均値が最小となり汎化性能の高さが示され（表 4）、最終モデルは全説明変数を用いたフルモデルとした。

最終モデル

応答変数：CPUE

説明変数：FY、Quarter、HP_class、Vessel_class、Base、PC1*、PC2*、Lat:Lon*、Dep*、PDO*、Base:FY、Base:Quarter（*平滑化スプライン）

リンク関数：log

冪乗パラメータ（p）：1.591

図 11 に冪乗パラメータ（p）と対数尤度の関係を示した。本モデルでは、最尤推定値に対応する冪乗パラメータの値は 1.591 と推定された。QQ プロットではモデルにより推定された予測値の分布と観測値の分布の間に大きな乖離は認められなかったが、残差ヒストグラムは少し負に偏る特徴を示した（図 12）。これは、観察値が 0（ゼロキャッチ）のデータに対してモデルから予測される値が正になる場合があるためで（Shono 2008）、Tweedie モデルを適用した場合の特徴であると考えられた。最終モデルの各説明変数に対する残差プロットでは、レベルによる傾向はみられないものの、全体的に中央値がマイナスに偏る傾向を示した（図 13）。これも上記と同様にゼロキャッチのデータに対してモデルから予測される値が正になる場合がある Tweedie モデルの特徴と考えられた。推定パラメータの要約は付属資料として本資料末尾に掲載した。漁期年以外の説明変数で推定されたパラメータの効果を図 14 に示した。気候変動の説明変数とした PDO は、この海域では指数が正の場合に平年より海面水温が低く、負の場合には海面水温が高くなる傾向がある（Mantua & Hare 2002）。漁業関係者への聞き取り調査の結果、近年は産卵の時期が早まっているとする情報もあったことから、気候変動による海水温の変化によって移動・回遊の時期や場所が変化し漁場の形成に影響を与えることを想定している。PDO で推定されたパラメータは -1 および 2 付近よりも大きいと高い効果を示し、平年よりも少し温暖なときや平年よりもかなり寒冷なときに操業場所と魚が集まりやすい場所が近づくものと想定される。統計的には有効であるものの、その効果はかなり小さいことから、気候変動による漁場形成への影響は存在するものの、その影響は小さいと考えられた。最終モデルの残差説明度（Deviance explained）は 69.5%であった。

3.3. 標準化 CPUE

組み合わせ計算（Expand grid）から推定された CPUE を漁期年の平均値を得ることで標準化 CPUE の年トレンドを得た（図 15）。標準化した 2022 年漁期の CPUE は 75.4 kg/網で、2021 年漁期の 96.5 kg/網の約 78%に減少した。昨年度の資源評価で用いた標準化 CPUE と

それぞれの平均値で規格化して比較すると、1985 年漁期以前では今年度の標準化 CPUE が僅かに高く、2016 年漁期以降では今年度の標準化 CPUE が僅かに低い傾向を示したが、概ねよく一致した（図 16）。この標準化 CPUE のトレンドと中央水産試験場・稚内水産試験場（印刷中）が実施した VPA による雌の資源量トレンドは概ね一致しているが、細かい特徴では違いがある。これは、①VPA では 2 歳以上の雌の資源重量を推定の対象としているのに対し、CPUE は漁業の対象となる資源の量を相対的に示していること、②ソウハチでは漁獲の中心は基本的に雌であるが 1997 年漁期以前および 2016～2019 年漁期は雄も多く漁獲されていること（中央水産試験場・稚内水産試験場 印刷中）に起因すると考えられる。即ち、資源量に変化がなかったとしても雌のみを漁獲していたところから雄も漁獲するようになると、VPA によって推定される雌資源量では増加が見られないものの、雄が漁獲の対象資源に加わることで CPUE が対象とする漁獲対象資源量が大きく増加することが、両者のトレンドの違いを生じる主な要因であると考えられる。

フィルタリング後のノミナル CPUE と標準化 CPUE の地理的分布を比較すると、ノミナル CPUE ではスポット的に雄冬沖に CPUE が高い漁区が存在するのに対し、標準化 CPUE では日本海の雄冬沖から島周辺、利礼周辺にかけてと武蔵堆北側の水深 200m の等深線付近に CPUE が高い漁区が予測され、努力量の不均一性によるバイアスが補正された結果と考えられる（図 17）。ブートストラップ法によるデータリサンプリングから推定された 95 %信頼区間は、標準化 CPUE とよく似たトレンドを示したが、1999 年漁期、2005 年漁期、および 2017 年漁期に信頼区間が広がる傾向にあり、この時期の標準化 CPUE は不確実性が高いと考えられる（図 18）。

本解析では、ソウハチを対象とした漁業情報の抽出のために水深によるデータフィルタリングを実施している。具体的には、有漁データのうち水深の下側 5 パーセンタイル（水深 340m 以深）は実際に漁獲された漁区とは異なる水深が深い漁区が報告されていると見なして解析から除外している。この設定によって標準化 CPUE がどの程度変化するか把握するため、上記をベースケースとして、下側 1 パーセンタイル（水深 621m 以深）と 10 パーセンタイル（水深 284m 以深）を除外したデータセットによる感度分析を実施した。標準化モデルは全てフルモデルとした。水深 284m でフィルタリングした場合の CPUE の年トレンドは、ベースケースと概ね一致するが、ベースケースに較べて CPUE が 2016～2018 年漁期は大きく、2020～2022 年漁期は小さくなった（図 19）。水深 621m でフィルタリングした場合にも、CPUE の年トレンドはベースケースと概ね一致したが、ベースケースに較べて CPUE は 2011～2013 年漁期は大きく、2016～2017 年漁期は小さくなった。標準化 CPUE の地理的分布を見ると、水深 284m でフィルタリングした場合は、礼文島の西側のひとつの漁区でのみスポット的に CPUE が高くなり、ベースケースで高い CPUE が推定された武蔵堆北側や雄冬沖の水深 200m 以深の漁区はデータセットから除外され、雄冬沖や島周辺の CPUE に低下が見られる（図 20）。雄冬沖や島周辺は漁業者への聞き取り調査からソウハチの資源密度が高い漁区であると考えられていること、卵や仔魚の分布から武蔵堆にもソウハチの産卵場が存在すると考えられており（永澤 1990）、ベースケースではこの産卵

場と思われる CPUE の高い漁区が産卵期に推定されていることから（図 21）、水深 284m でフィルタリングした場合はソウハチの主要な分布域の情報を失っていると考えられる。水深 621m でフィルタリングした場合は、礼文島の西方沖の水深 600m を超えるひとつの漁区でのみスポット的に CPUE が高くなり、一般的に知られているソウハチの好適な分布水深とは一致しない。以上のように、水深のフィルタリング条件の違いによって標準化 CPUE のトレンドの変化は小さいものの、1 パーセンタイルおよび 10 パーセンタイルでフィルタリングした場合の標準化 CPUE の地理的分布は、ソウハチの生物学的な情報や漁業者からの聞き取りによる情報と一致しない不自然な分布となることから、現在のフィルタリング（5 パーセンタイル）は適切な条件であると考えられた。

本資源はゼロキャッチデータが占める割合が多いことから、Tweedie モデルを採用した CPUE の標準化を実施しているが、ゼロキャッチデータが多いデータセットを取り扱う場合には Delta 2 段階モデルもよく用いられる。Tweedie モデルと Delta 2 段階モデルを比較するため、5 分割交差検証による汎化性能の比較（表 5）とモデルの違いが標準化 CPUE の年トレンドに与える影響をみるための感度分析を実施した。Delta 2 段階モデルにおける有漁確率モデルは有漁確率を目的変数とする二項分布とし、有漁 CPUE モデルは対数変換した CPUE を目的変数として正規分布を仮定した Delta-lognormal と、CPUE を目的変数として Gamma 分布を仮定して対数リンクとした Delta-gamma の 2 種類を検討した。説明変数は有漁確率モデルと CPUE モデルともに Tweedie モデルとおなじフルモデルとした。RMSE の平均値において、Tweedie モデルが最も小さな RMSE を示し、Delta-gamma モデルが僅かな差で次点となり、Delta-lognormal モデルは最も大きな RMSE となった（表 6）。各シナリオにおける RMSE をみると、Delta-lognormal モデルで RMSE が最小となるのはシナリオ 5 の時だけで他のモデルとの差は僅かであった。Tweedie モデルと Delta-gamma モデルは、シナリオ 1、4、5 における RMSE の差は僅かであったが、シナリオ 2 では Tweedie モデルで RMSE が 5.78 大きく、シナリオ 3 では Delta-gamma モデルが 7.56 大きくなった。汎化性能という点で僅かに Tweedie モデルが高い結果となったが、Delta-gamma モデルとの差は僅かでシナリオ（データセット）によって優劣は異なった。標準化 CPUE の年トレンドは、Tweedie モデルと Delta 2 段階モデルでおおよそ似た傾向を示したが、1990 漁期年前後や 2007 漁期年では差が大きくなった（図 22）。また、Delta 2 段階モデルでは年トレンドを抽出する際に、有漁確率と有漁 CPUE の漁期年の平均値を算出してから積を取った場合（-y）と、各グリットで有漁確率と有漁 CPUE の積を取ってから漁期年の平均値を算出した場合（-g）でも差があり、どちらの計算方法を採用すべきか客観的な判断が必要となる。商業漁業データに基づく CPUE 標準化において、1 レコードあたりの努力量の差が大きいことが一般的であるが、努力量が不均質なデータの場合は Tweedie モデルに較べて Delta 2 段階モデルでは推定が過大にバイアスすることが示されている（Lecomte et al. 2013）。また、Delta 2 段階モデルでは有漁確率と CPUE のふたつのモデルがあるため推定値の積をとるタイミングによって得られる年トレンドは異なるが、Tweedie モデルでは 1 つのモデルでゼロキャッチも考慮した CPUE 標準化の計算が可能であるためそのようなことはない。本解析では、データ

セットにおける 1 レコードあたりの努力量が不均質であること、Delta 2 段階モデルにおける推定値の積をとるタイミングの客観的な判断が困難であることから、より客観的でバイアスが少ないゼロキャッチデータを取り扱うモデルとして Tweedie モデルが妥当であると考えられた。

本解析によって、狙いや根拠地による操業戦略の違い、ゼロキャッチデータを考慮した標準化モデルを構築することが出来たと考えられ、得られた標準化 CPUE はこれらの影響を除いたソウハチ資源量の年変化に関する情報を表現していると考えられる。特に 2000 年代および 2016 年漁期以降においてノミナル CPUE と標準化 CPUE の差が大きくなった。また、データのフィルタリング条件の感度分析から、現在のフィルタリング条件による CPUE 標準化の結果がソウハチの生物学的な知見と齟齬がないことが確認された。ゼロキャッチデータを考慮したモデルとしても、Delta 2 段階モデルよりも Tweedie モデルの方が客観的でバイアスが少ない推定結果を得られる可能性が示された。

引用文献

- Biseau, A (1998) Definition of a directed fishing effort in a mixed-species trawl fishery, and its impact on stock assessments. *Aquat. Living Resour.*, 11, 119–136.
- Candy, SG. (2004) Modeling catch and effort data using generalized linear models, the Tweedie distribution, random vessel effects and random stratum-by-year effects. *CCAMLR Science* 11, 59–80.
- 千葉 悟・佐藤隆太・森田晶子・境 磨・濱津友紀 (2022) 令和 4 (2022) 年度ソウハチ北海道北部系群沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）の CPUE 標準化について. FRA-SA2022—SC08-101.
- 中央水産試験場・稚内水産試験場 (印刷中) ソウハチ (日本海～オホーツク海海域). 2023 年度北海道周辺海域における主要魚種の資源評価書, 北海道立総合研究機構水産研究本部, 1–25.
- Humberto, GH., Fabio, H., Paulo, T. (2011) Standardized CPUE series of Blue marlin caught by Brazilian tuna longline fisheries in the southwestern Atlantic Ocean (1980-2008). *Sci. Pap. ICCAT.*, Vol. 66.
- Lecomte, JB., Benoît, HP., Ancelet, S., Etienne, MP., Bel, L., Parent, E., (2013) Compound Poisson-gamma to handle zero-inflated continuous data under a variable sampling volume. *Methods in Ecology and Evolution*, 4, 1159–1166.
- Lo, NCLD., Jacobson, LD., Squire, JL., (1992) Indices of relative abundance from fish spotter data based on Delta-Lognormal models. *Canadian Journal of Fish and Aquatic Science*, 49, 2515–2526.
- Nadon, MO., Sculley, M., Carvalho, F., (2020) Stock assessment of Uku (*Aprion virescens*) in Hawaii, 2020. U.S. Dept. of Commerce, NOAA Technical Memorandum NOAA-TM-NMFS-PIFSC-100, 120 p. doi:10.25923/57nb-8138.

- Nadon, MO., Oshima, MC., Bohaboy, EC., Carvalho, F., (2023) Stock assessment of American Samoa bottomfishes, 2023. U.S. Dept. of Commerce, NOAA Technical Memorandum NMFS-PIFSC-143, 239 p. doi:10.25923/0sd-9a69.
- 永澤 亨 (1990) 北部日本海におけるソウハチ (*Cleisthenes pinetirum herzensteini*) の浮遊生活期. 日水研報告, 40, 15–25.
- Peter, KD., Gordon, KS. (2005) Series evaluation of Tweedie exponential dispersion model densities. *Statistics and Computing*, 93, 154–162.
- Raïche, R., TA. Walls, D. Magis, M. Riopel, JG. Blais (2013) Non-graphical solutions for Cattell's scree test. *Methodology*, 9, 23–29.
- Rui, C., Miguel, NS., Pedro, GL. (2013) Standardized CPUE series for blue and shortfin mako sharks caught by the Portuguese pelagic longline fishery in the Indian ocean, between 1999 and 2012. IOTC–2013–WPEB09–22
- Shono, H. (2008) Application of the Tweedie distribution to zero-catch data in CPUE analysis. *Fish. Res.*, 93, 154–162.
- 庄野 宏 (2008) 統計モデルとデータマイニング手法の水産資源解析への応用. 水産総合研究センター研究報告, 22, 1–85.
- Tsukahara, Y., Sakai, O. (2017) Geographical characteristics of CPUE for Pacific bluefin tuna caught by Japanese coastal longliners. *ISC/17/PBFWG-1*, 4, 1–11.
- Winker, H., SE. Kerwath, CG. Attwood (2013) Comparison of two approaches to standardize catch-per-unit-effort for targeting behaviour in a multispecies hand-line fishery. *Fish. Res.*, 139, 118–131.
- Winker, H., SE. Kerwath, CG. Attwood (2014) Proof of concept for novel procedure to standardize multispecies catch and effort data. *Fish. Res.*, 155, 149–159.

(執筆: 千葉 悟、佐藤隆太、森田晶子、境 磨、濱津友紀)

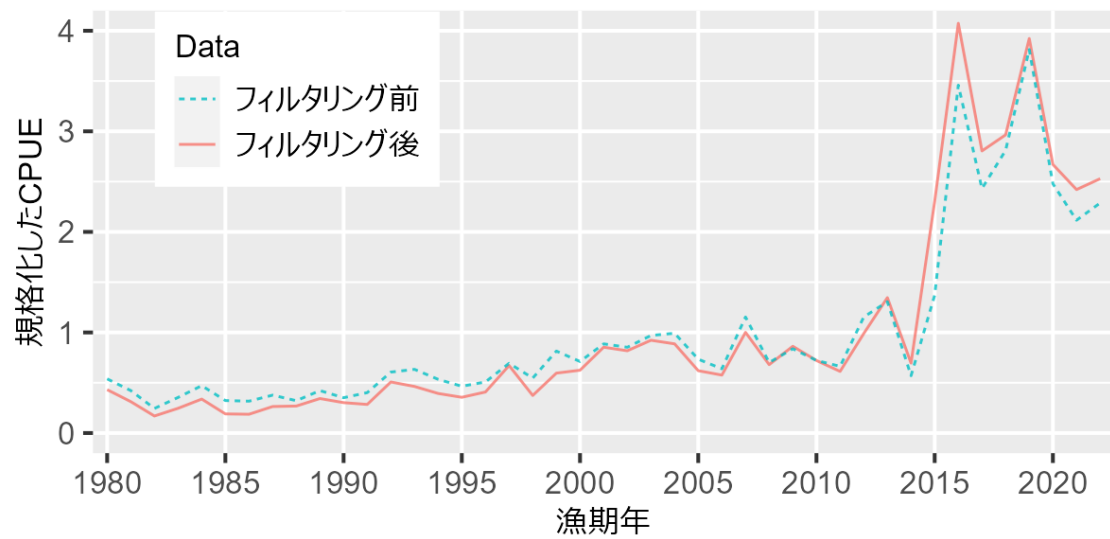


図 1. 北海道北部の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）でのノミナル CPUE の推移

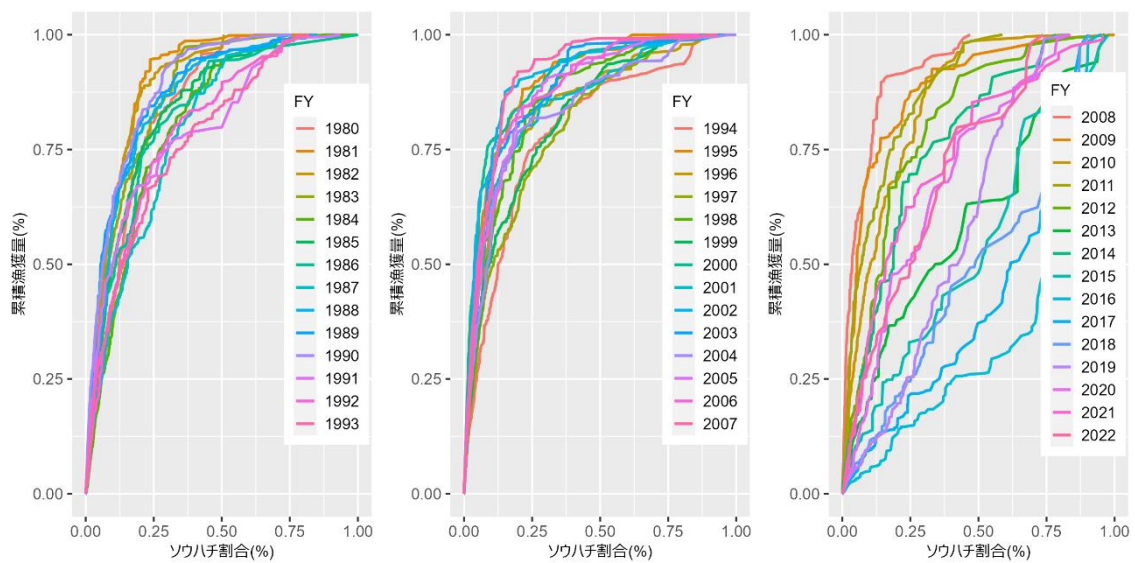


図 2. 北海道北部の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）について Biseau (1998) の手法による各年のソウハチの漁獲傾向（狙い）の判別

各操業の漁獲物に対象資源が占める割合（占有率）の順に年ごとに漁獲量を累積した。グラフ形状が左上に凸であるほど混獲魚種である傾向が強く、右下に凸であるほど多獲魚種である傾向が強いと考えられている。

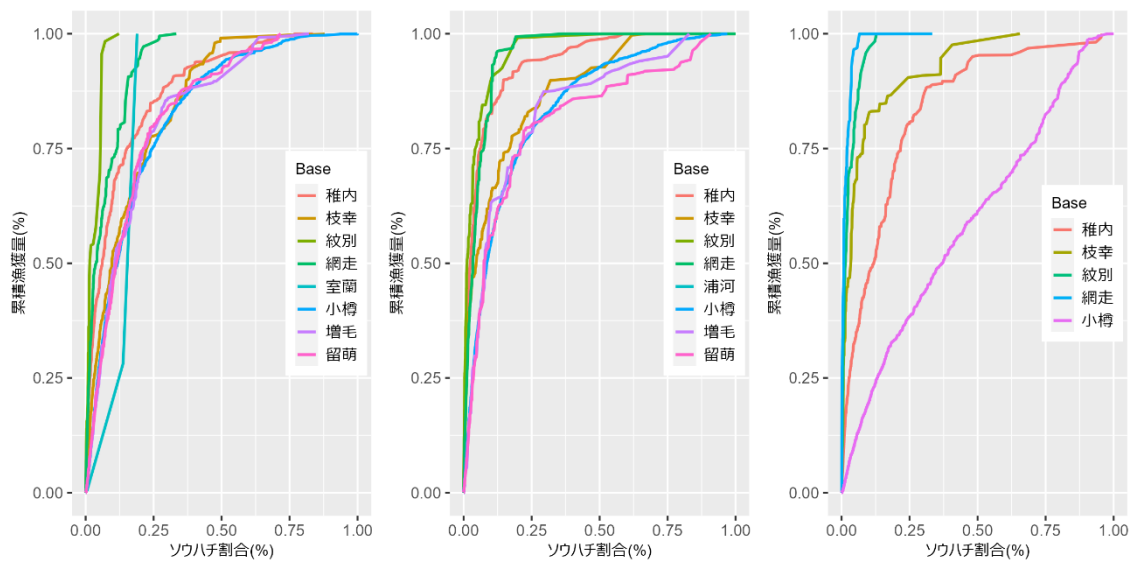


図 3. 北海道北部の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）について根拠地別に Biseau (1998) の手法による各年のソウハチの漁獲傾向（狙い）の判別
1980～1993 漁期年（左列）、1994～2007 年漁期（中央）、2008～2022 年漁期（右列）

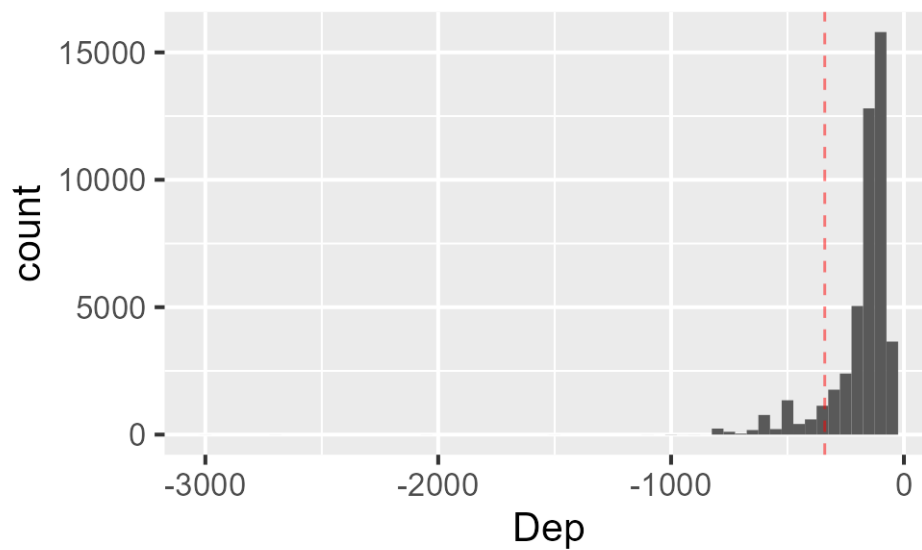
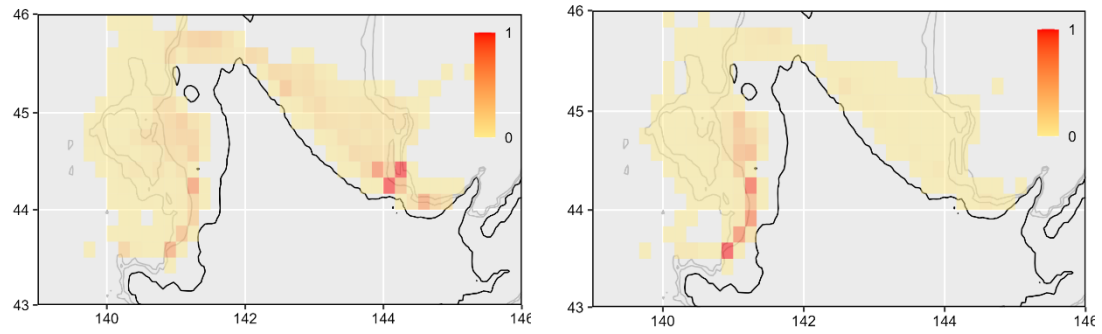


図 4. 稚内、枝幸および小樽を根拠地とする沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）のレコードにおける水深別頻度分布
赤破線で示した水深 340m 以深のデータを以降の計算から除外した。

A) フィルタリング前



B) フィルタリング後

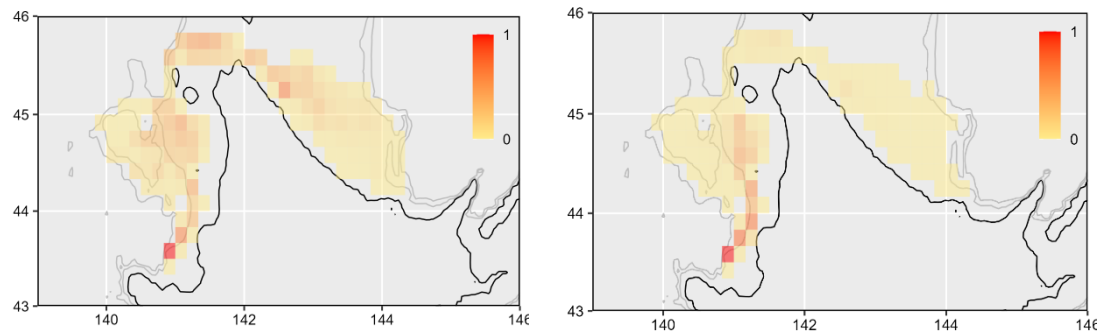


図 5. 北海道北部の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）での漁区別のソウハチの漁獲努力量（左列）および漁獲量（右列）
 フィルタリング前（A：上段）と根拠地と水深でフィルタリングした後（B：下段）の比較、最大値を1としてスケーリングしてある。等深線は200mと400m。

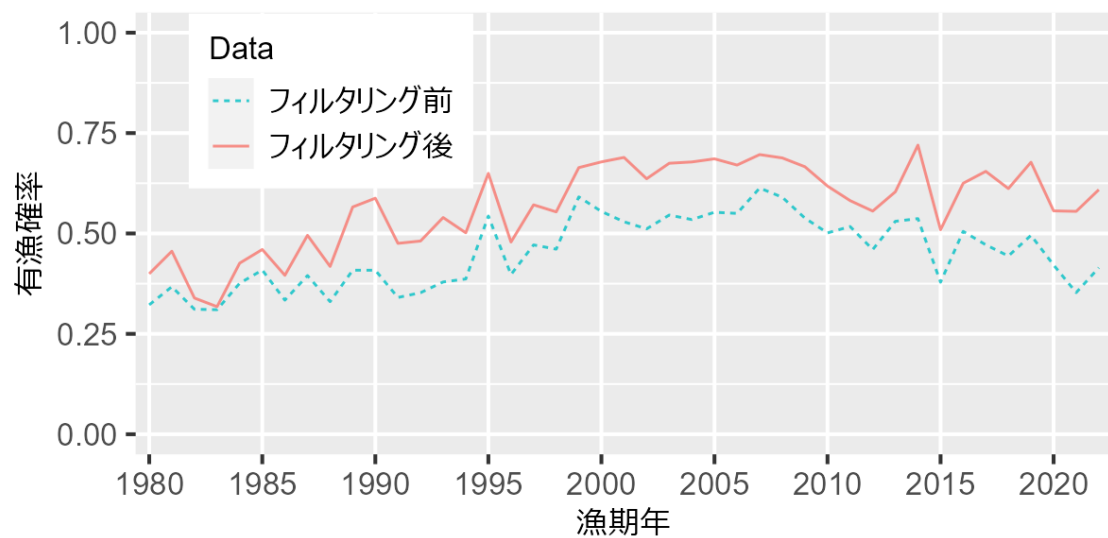


図 6. 北海道北部の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）での有漁割合の推移

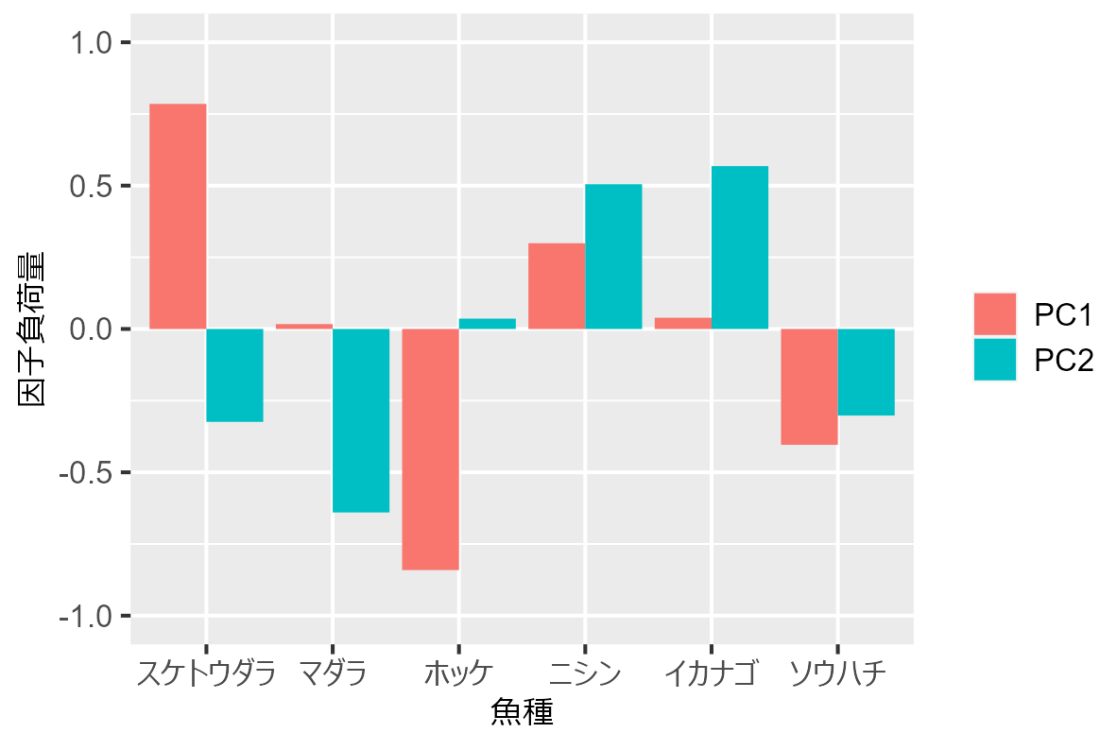


図 7. 漁獲物組成の主成分分析による因子負荷量

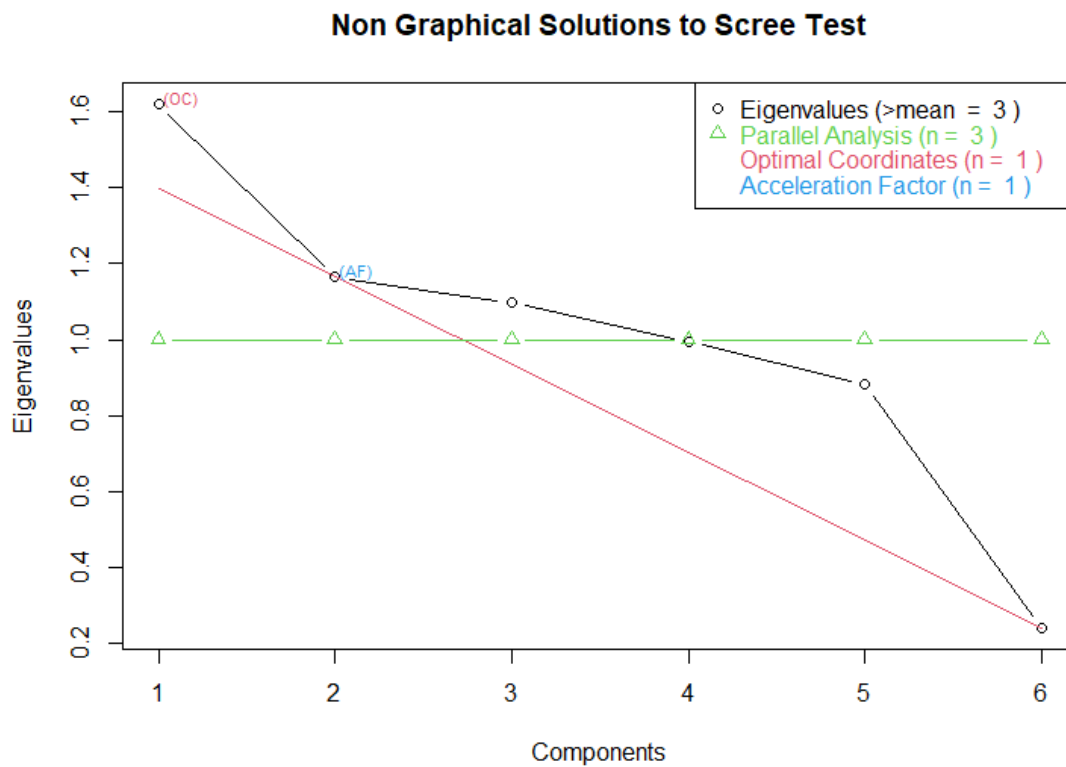


図 8. 漁獲物組成の主成分分析による固有値の Scree test の結果

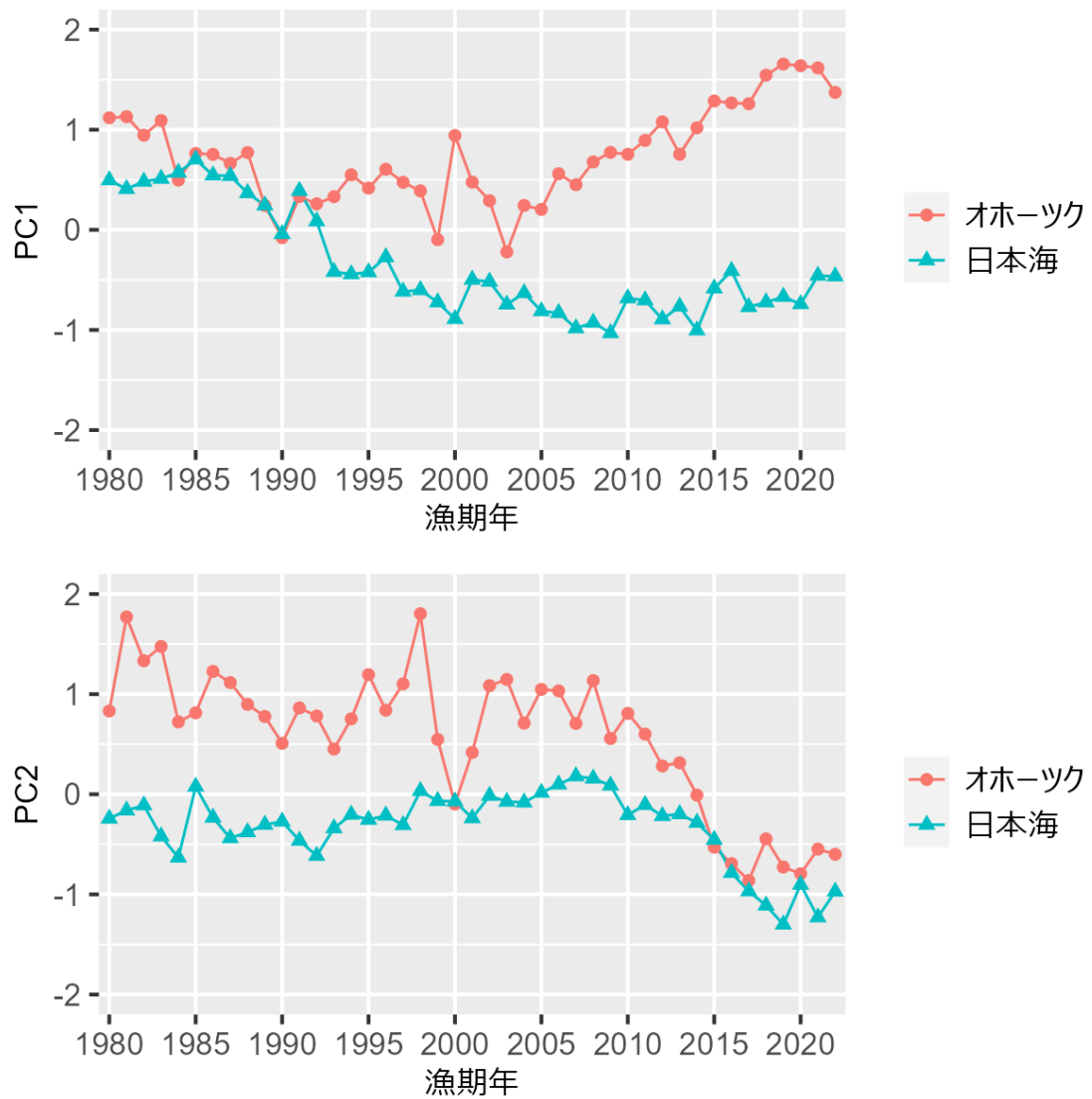


図 9. 中海区別主成分スコアの年トレンド

第 1 主成分スコア（上段）、第 2 主成分スコア（下段）。

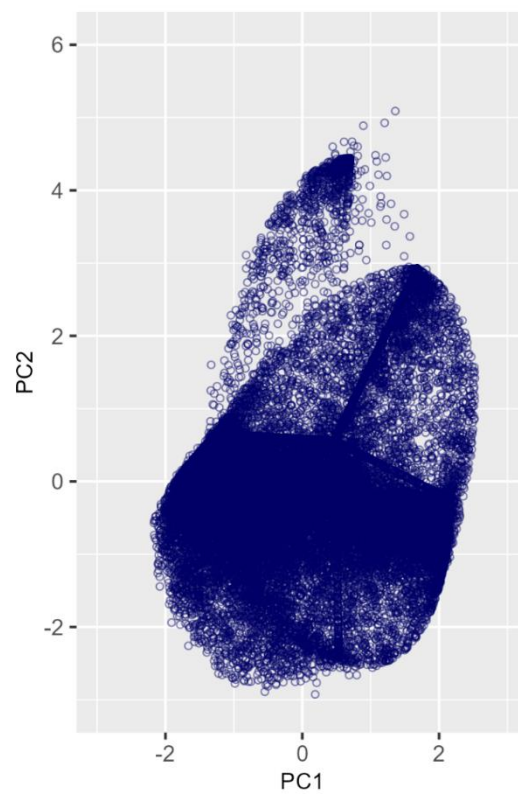


図 10. 各レコードにおける漁獲物組成の主成分分析による主成分スコアの散布図

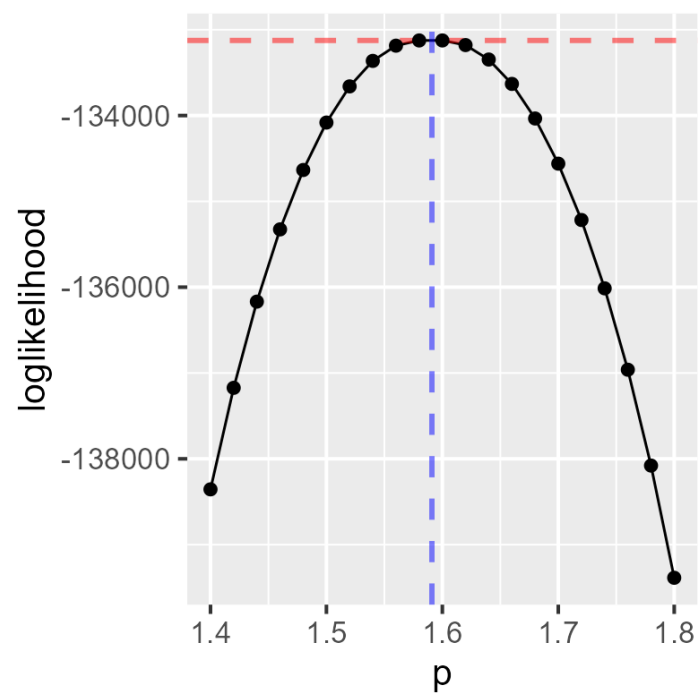
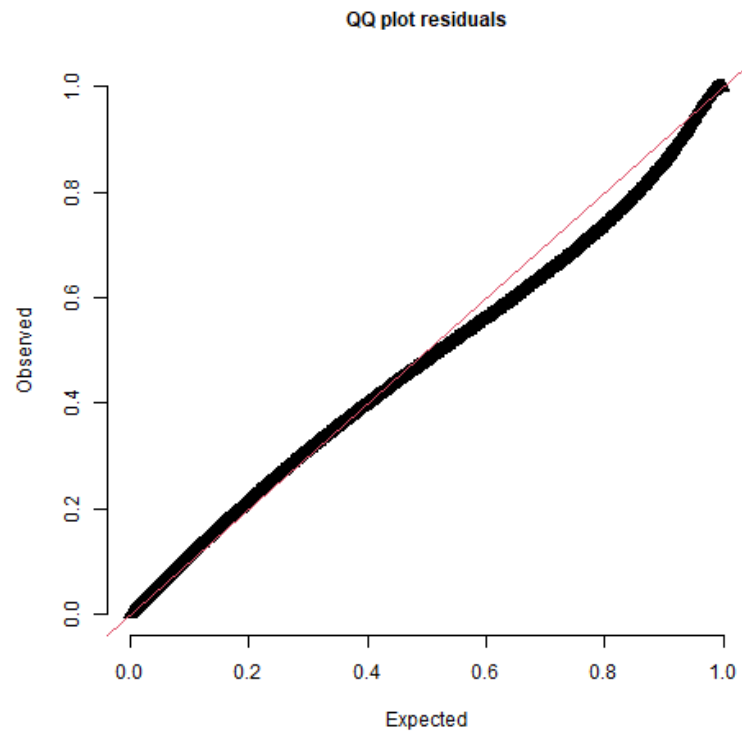


図 11. Tweedie モデルにおけるべき乗パラメータ (p) と対数尤度

赤の破線は対数尤度の最大値、青の破線は対数尤度が最大となるべき乗パラメータ。

A)



B)

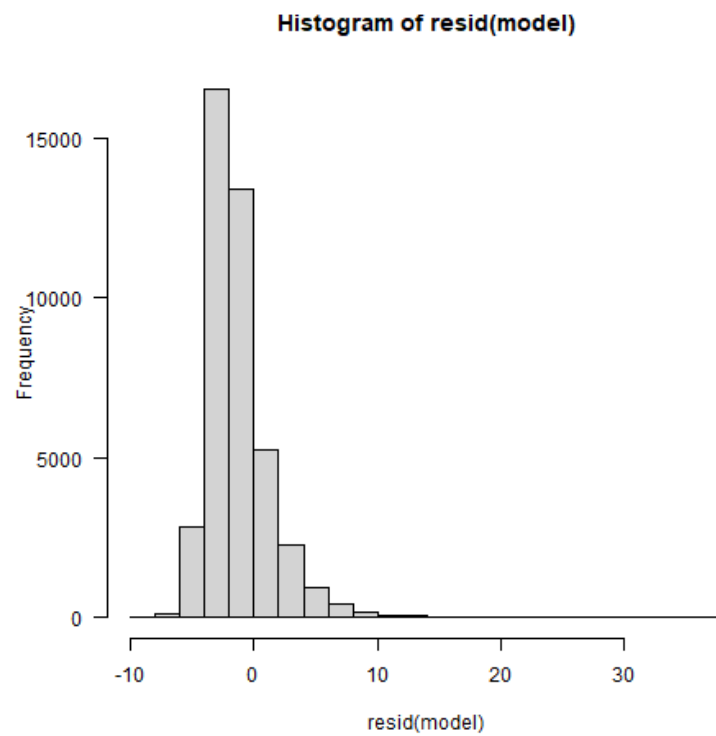
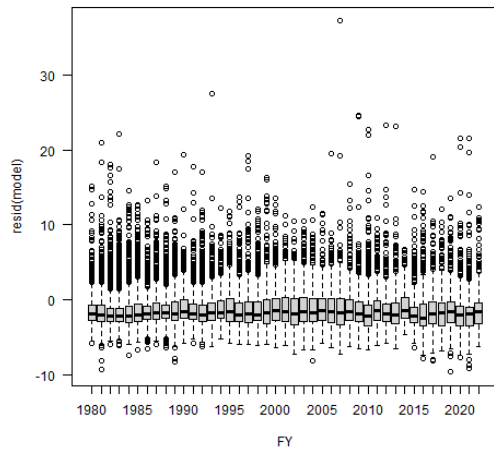
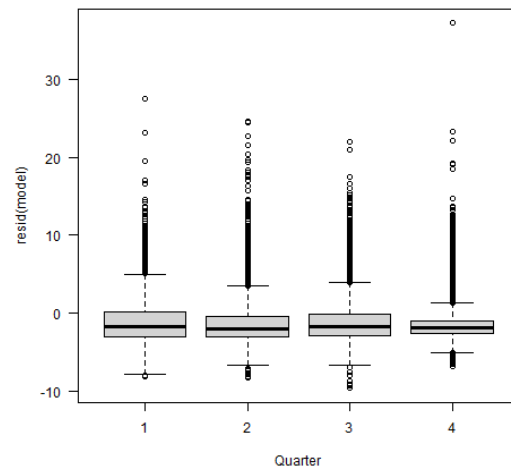


図 12. 最終モデルの QQ プロット (A) と残差のヒストグラム (B)

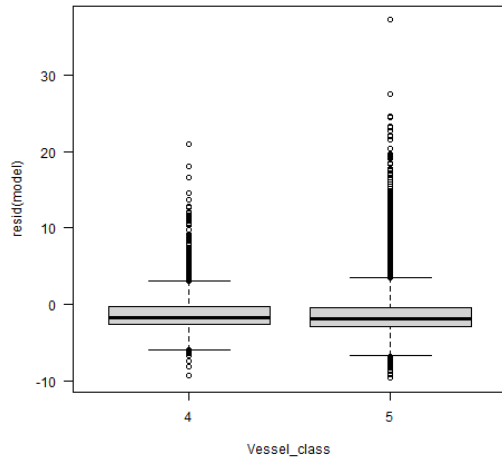
A) 漁期年



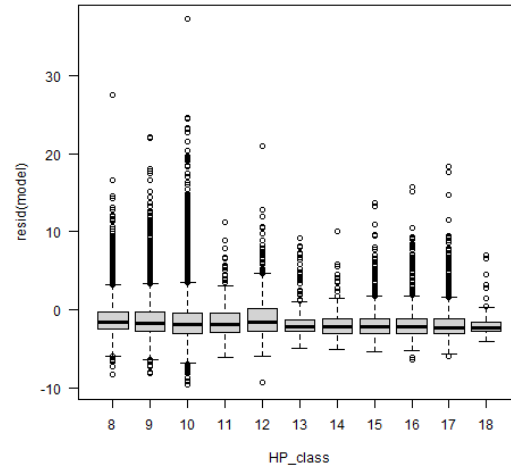
B) 四半期



C) 船型階級



D) 馬力階級



E) 根拠地

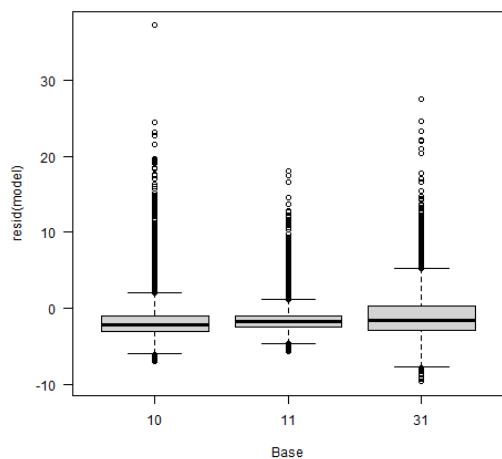
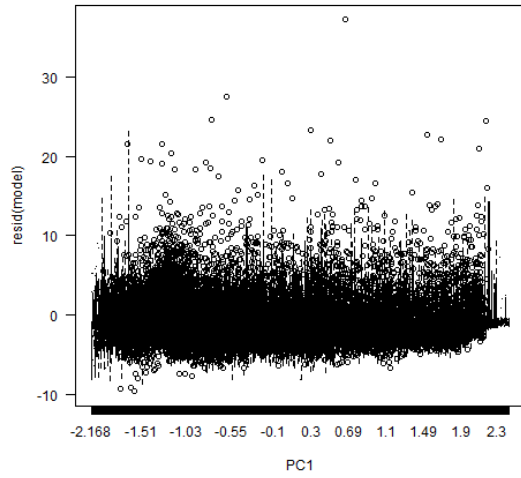
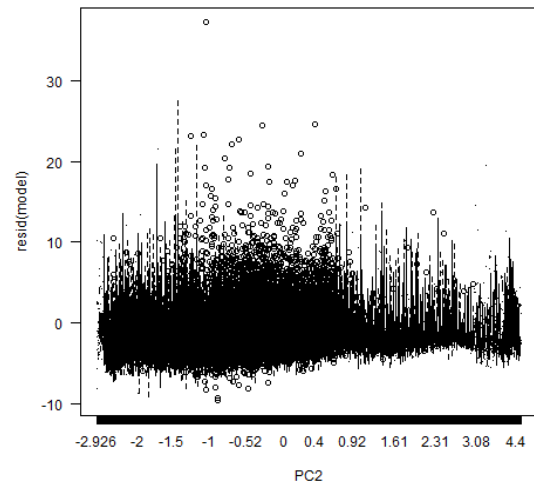


図 13a. 最終モデルにおける各説明変数の残差プロット

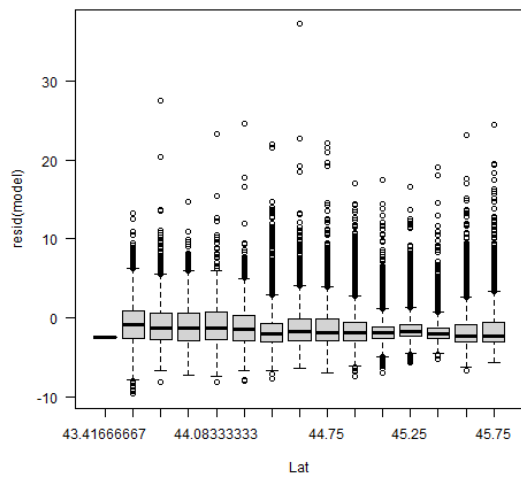
F) PC1



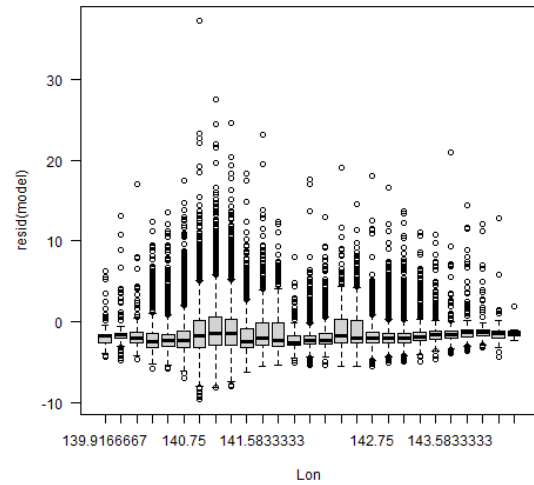
G) PC2



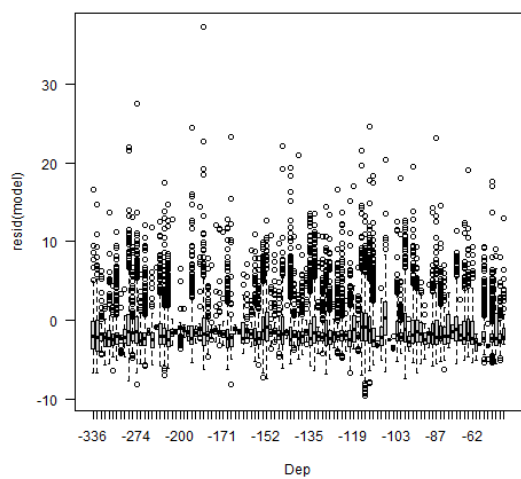
H) 緯度



I) 経度



J) 水深



K) 太平洋 10 年規模気候変動指数

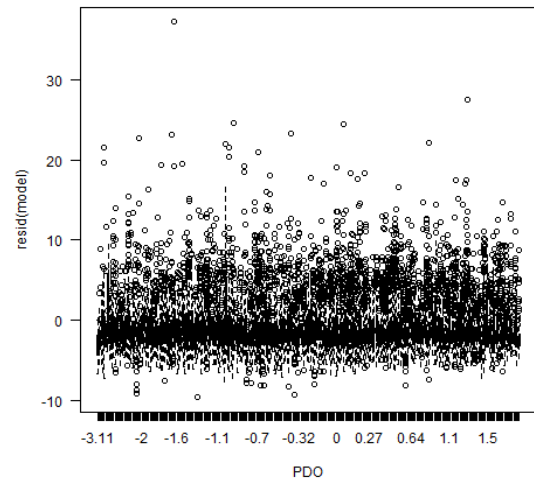
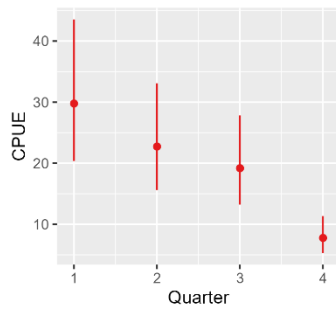
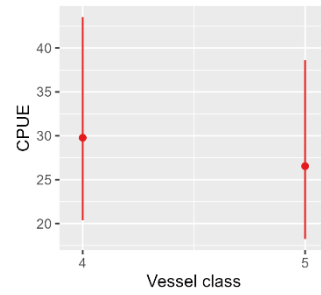


図 13b. 最終モデルにおける各説明変数の残差プロット (つづき)

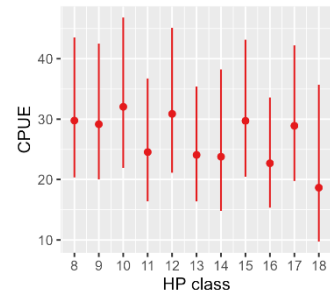
A) 四半期



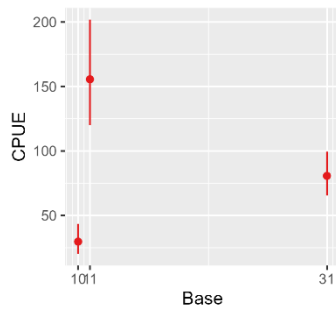
B) 船型階級



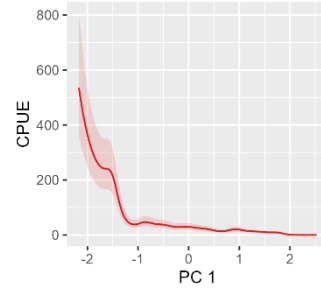
C) 馬力階級



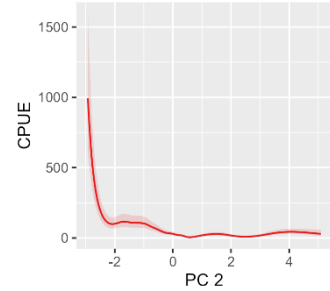
D) 根拠地



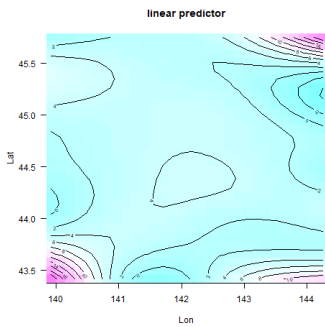
E) PC1



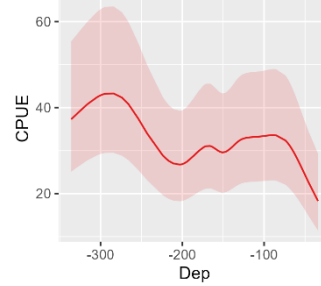
F) PC2



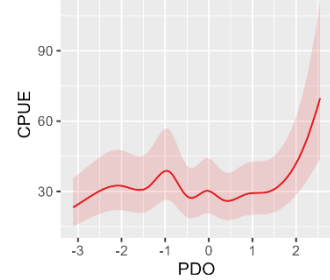
G) 緯度経度



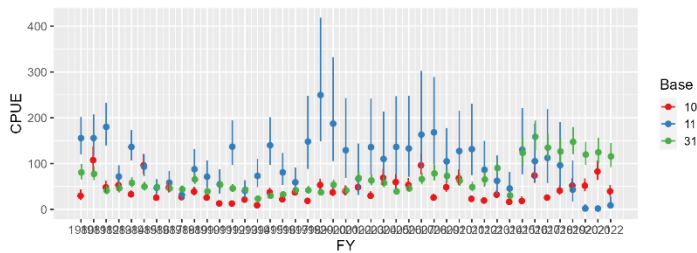
H) 水深



I) PDO



J) 漁期年*根拠地



K) 四半期*根拠地

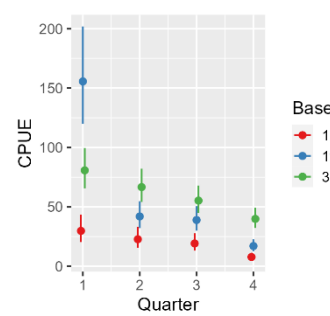


図 14. 最終モデルにおける各説明変数で推定されたパラメータの効果

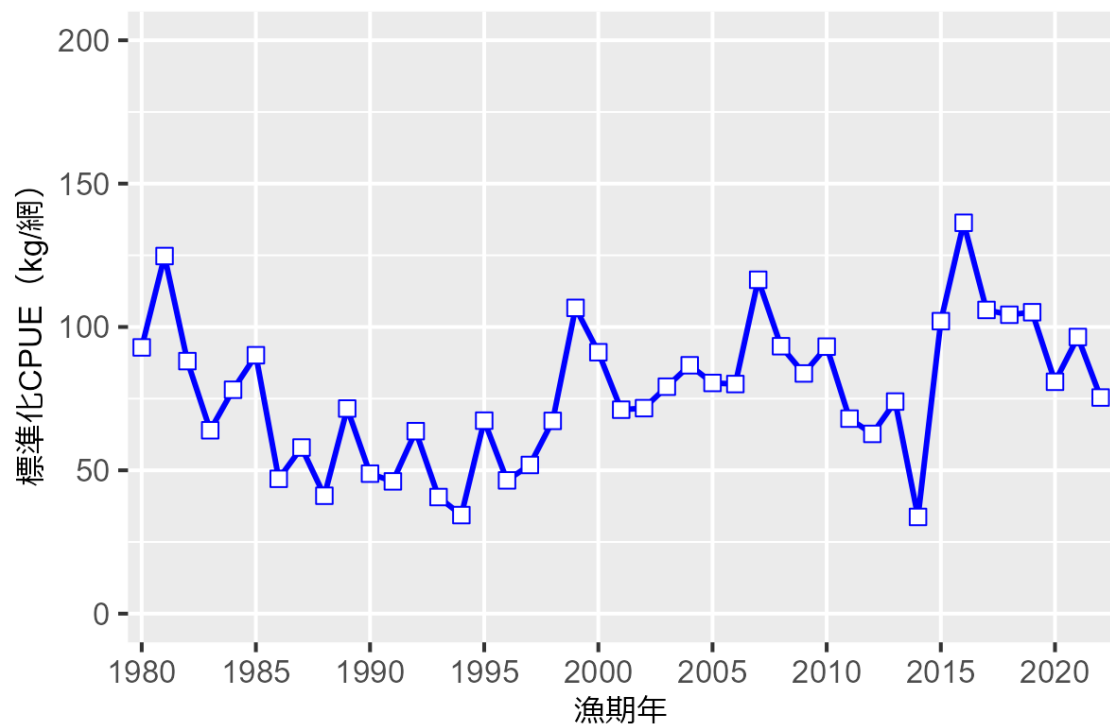


図 15. ソウハチ北海道北部系群の標準化 CPUE

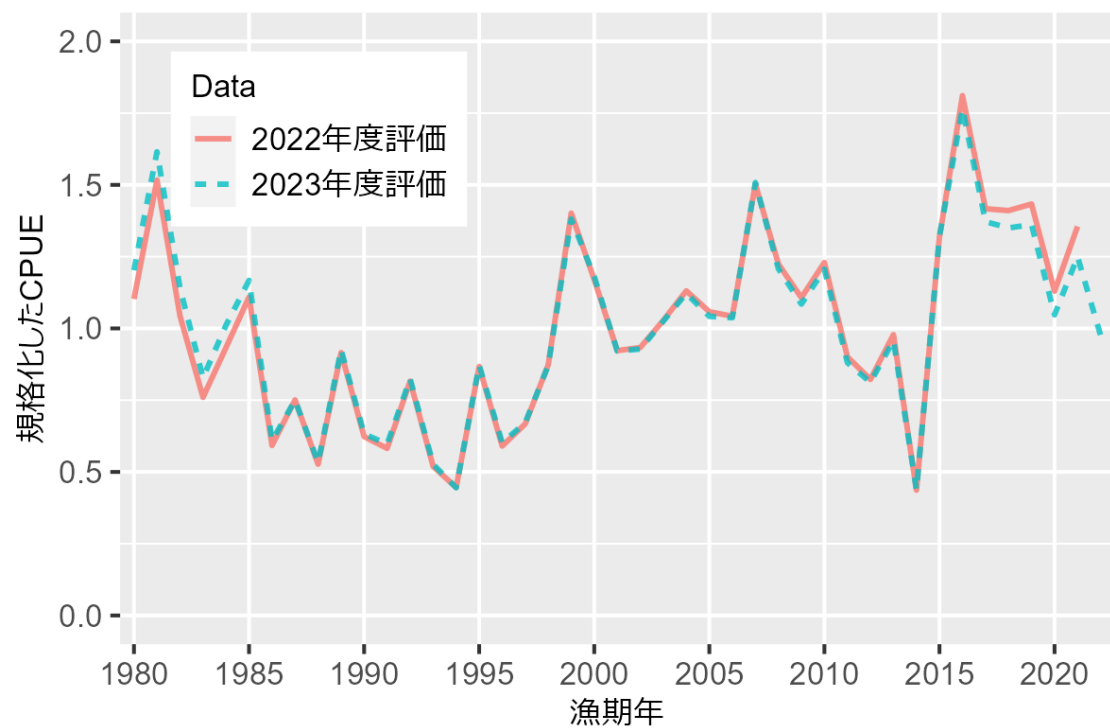


図 16. それぞれの平均値で規格化した昨年度と今年度の標準化 CPUE

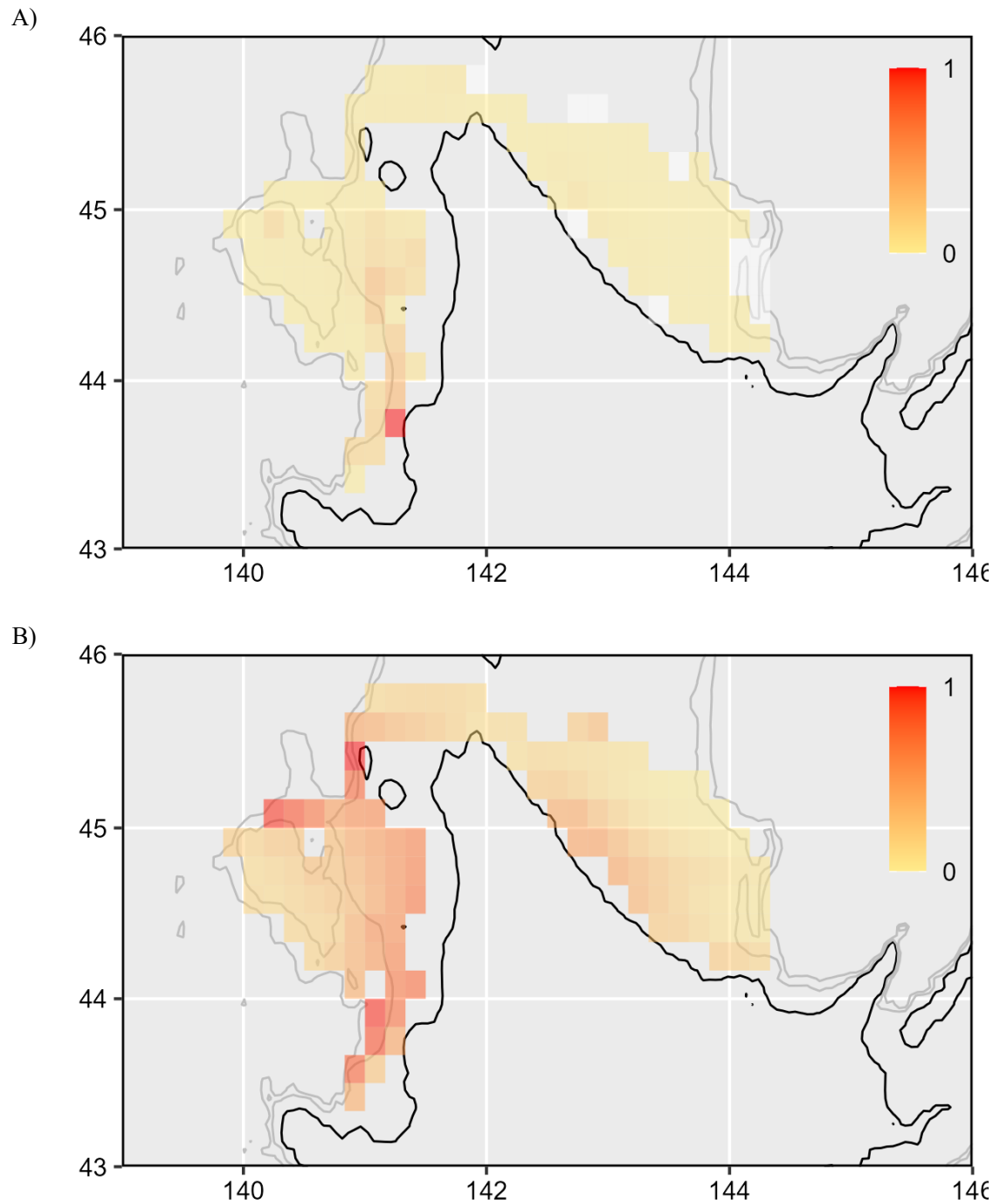


図 17. フィルタリング後のノミナル (A) と標準化 (B) した CPUE の地理的分布
CPUE は最大値を 1 にスケーリングしている。等深線は 200m と 400m。

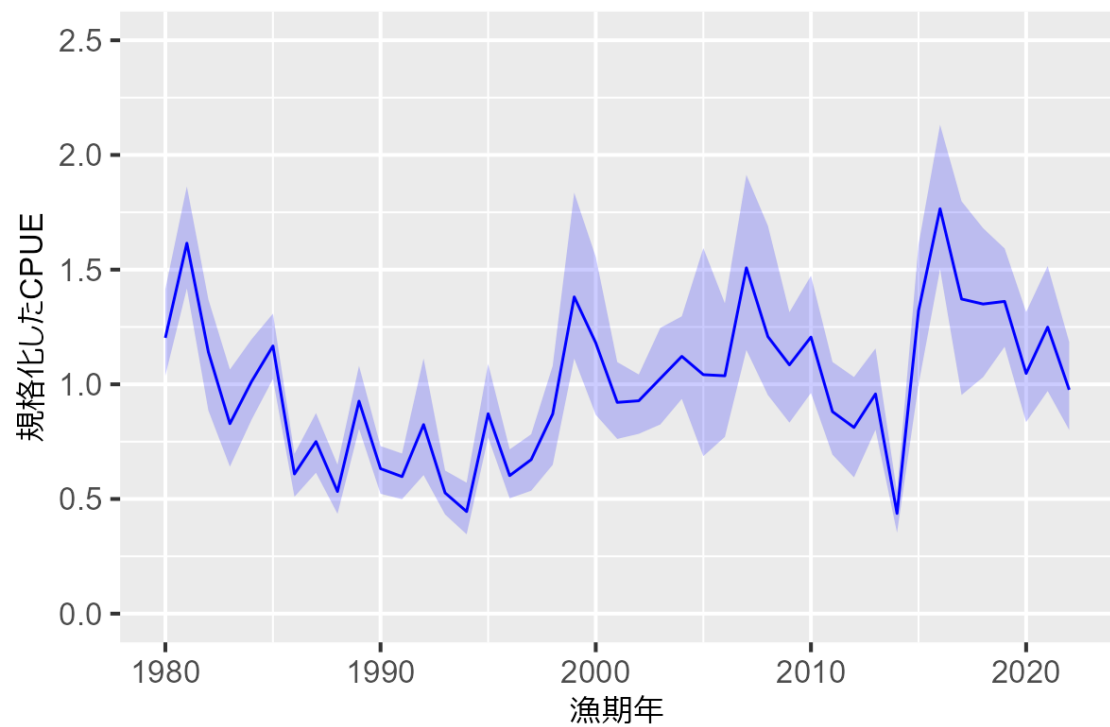


図 18. 標準化 CPUE（実線）と 95 %信頼区間（塗り）

信頼区間はブートストラップ法によるデータリサンプリングと最終モデルによる標準化 CPUE の 100 回の反復計算で求めた。

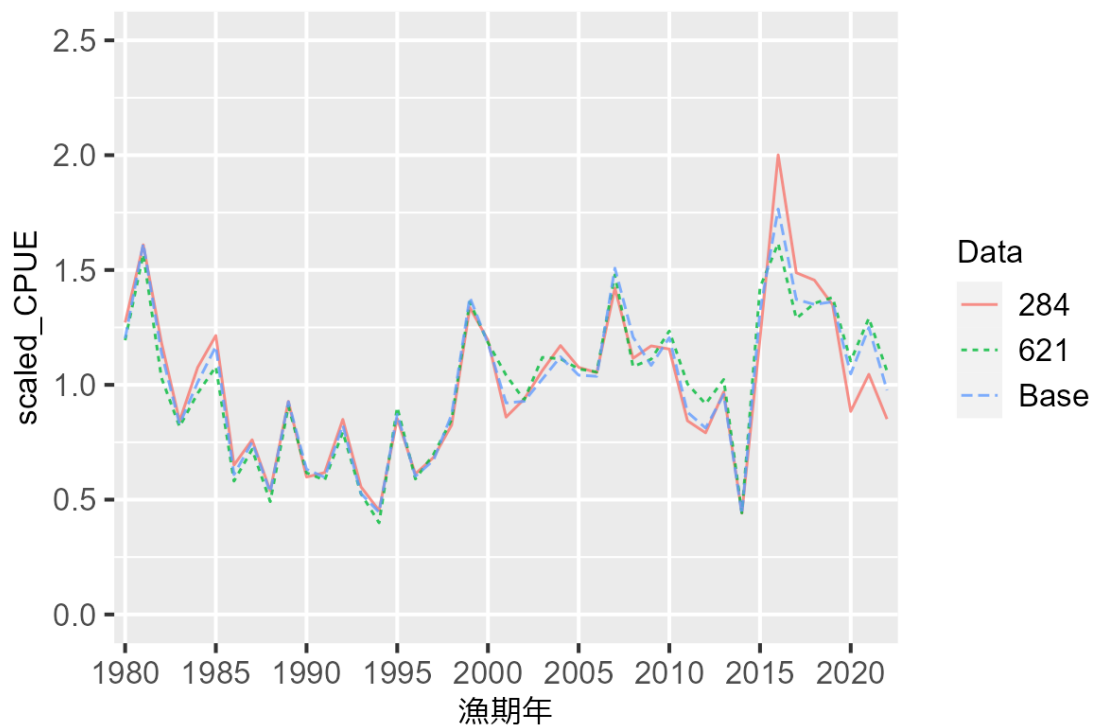


図 19. 水深によるフィルタリングの違いによる標準化 CPUE の比較

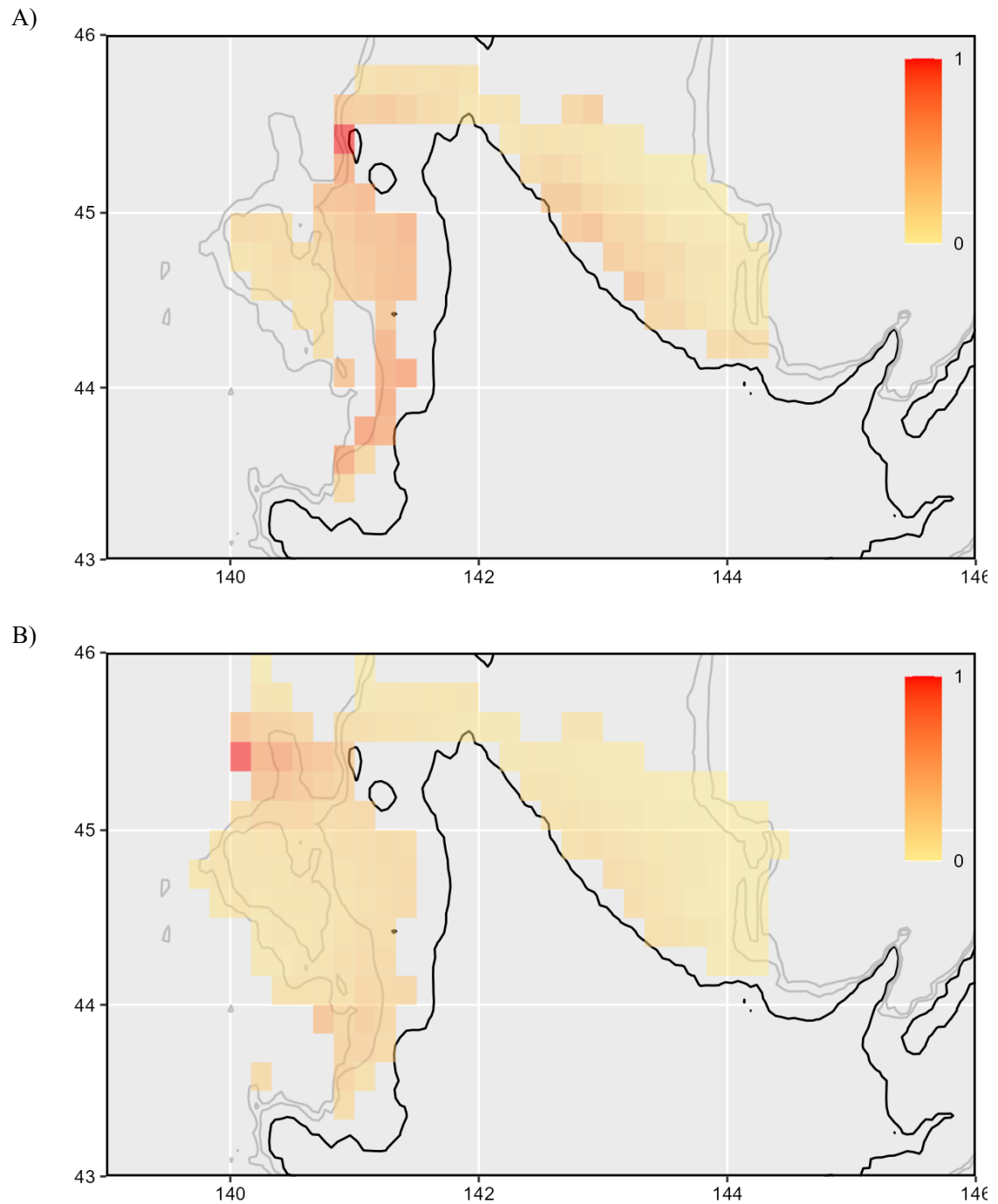


図 20. 水深によるフィルタリングの違いによる標準化 CPUE の地理的分布

A : 287m 以深を除外した場合、B : 621m 以深を除外した場合。CPUE は最大値を 1 にスケールしている。等深線は 200m と 400m。

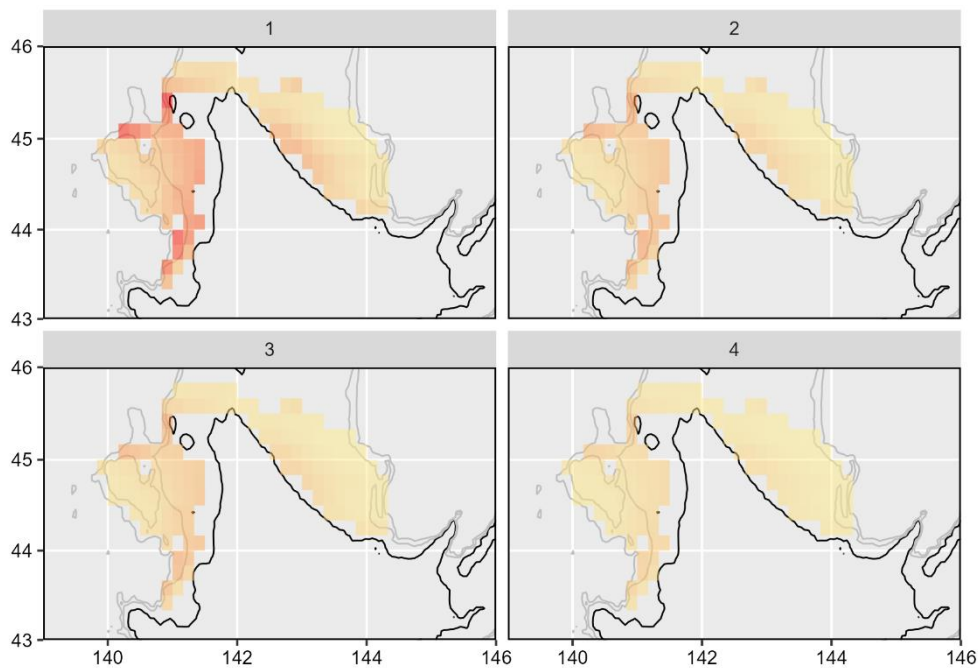


図 21. ベースケースの四半期別標準化 CPUE の地理的分布

1 : 第 1 四半期 (8~10 月)、2 : 第 2 四半期 (11 月~翌年 1 月)、3 : 第 3 四半期 (2~4 月)、第 4 四半期 (5~7 月)。CPUE は最大値を 1 にスケールしている。等深線は 200m と 400m。

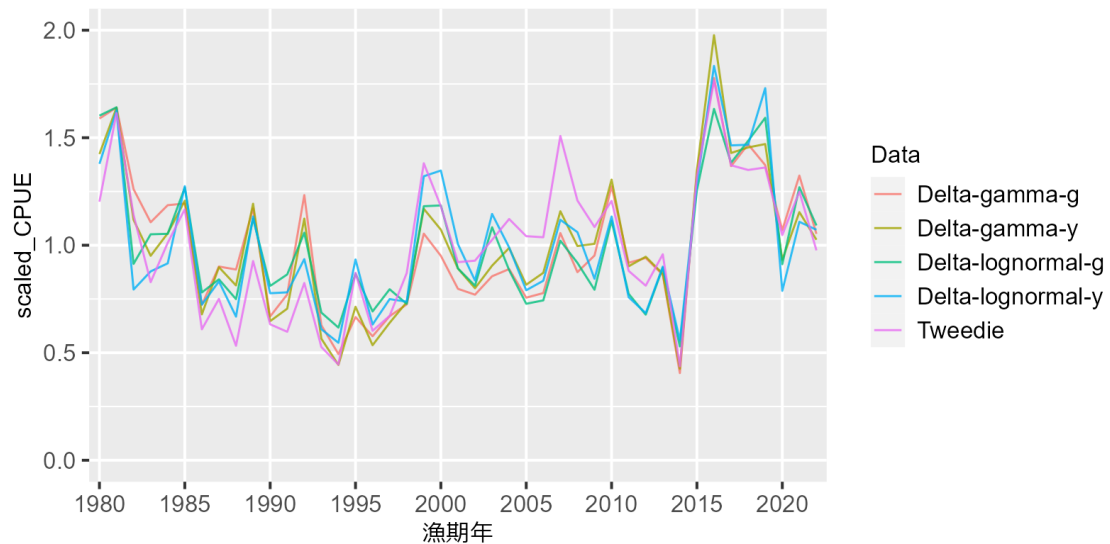


図 22. Tweedie モデルと Delta 2 段階モデルによる標準化 CPUE の年トレンドの感度分析

Delta 2 段階モデルにおける「-g」は各グリッドで有漁確率と CPUE の績を取ってから漁期年で平均した値、「-y」は有漁確率と CPUE の各漁期年平均値の績を取った値。

表 1. フルモデルの Type-III ANOVA による検定

Parametric terms				Approximate significance of smooth terms				
	df	F	p-value		edf	Ref.df	F	p-value
FY	42	32.40	<0.01	s(PDO)	8.75	8.98	20.17	<0.01
Quarter	3	274.70	<0.01	s(PC1)	18.36	18.93	839.61	<0.01
HP_class	10	4.35	<0.01	s(PC2)	18.50	18.95	411.24	<0.01
Vessel_class	1	12.18	<0.01	s(Dep)	7.71	8.49	14.55	<0.01
Base	2	31.85	<0.01	ti(Lat,Lon)	19.26	19.90	147.25	<0.01
Base:FY	84	17.08	<0.01					
Base:Quarter	6	69.00	<0.01					

表 2. AIC の総当たり法によるモデル選択

モデル	除外された説明変数	df	Loglikelihood	AIC	Delta-AIC
1	なし (フルモデル)	225	-133124.84	266700.21	0
2	Vessel_class	224	-133130.47	266709.53	9.32
3	HP_class	215	-133147.40	266725.33	25.12
4	Vessel_class, HP_class	214	-133155.74	266740.07	39.85

Delta-AIC が 100 未満のモデルのみ示した。

表 3. 5 分割交差検証で使したデータセット

サブセッ ト	データ数	シナリオ					
		Base case	I	II	III	IV	V
1	8,409	Train	Test	Train	Train	Train	Train
2	8,404	Train	Train	Test	Train	Train	Train
3	8,504	Train	Train	Train	Test	Train	Train
4	8,444	Train	Train	Train	Train	Test	Train
5	8,347	Train	Train	Train	Train	Train	Test

Train は学習用の、Test は交差検証用のデータセット

表 4. 5 分割交差検証によるモデル比較の結果 (RMSE)

モデル	シナリオ					平均
	I	II	III	IV	V	
1	306.91	222.34	295.85	270.69	255.31	270.22
2	306.85	222.22	295.84	270.52	256.00	270.28
3	307.44	224.56	298.19	271.95	256.33	271.69
4	307.37	224.14	297.94	271.81	257.13	271.68
5	306.59	229.43	298.361	272.55	259.88	273.35

モデル 1 はフルモデル。モデル 2 は Vessel_class、モデル 3 は HP_clsass、モデル 4 は Vessel_class・HP_class、モデル 5 は HP_class・PDO・Dep の説明変数をそれぞれフルモデルから除外したモデル。

表 5. Tweedie モデルと Delta 2 段階モデルの 5 分割交差検証で使したデータセット

サブセ ット	データ数	シナリオ					
		Base case	I	II	III	IV	V
1	8,449	Train	Test	Train	Train	Train	Train
2	8,381	Train	Train	Test	Train	Train	Train
3	8,507	Train	Train	Train	Test	Train	Train
4	8,442	Train	Train	Train	Train	Test	Train
5	8,329	Train	Train	Train	Train	Train	Test

Train は学習用の、Test は交差検証用のデータセット

表 6. Tweedie モデルと Delta 型 2 段階モデルの 5 分割交差検証によるモデル比較の結果 (RMSE)

モデル	シナリオ					平均
	I	II	III	IV	V	
Tweedie	305.51	237.06	274.84	232.51	287.29	267.44
Delta-lognormal	320.90	252.57	291.06	237.27	283.17	277.00
Delta-gamma	304.22	231.28	282.40	231.49	289.77	267.83

付資料：最終モデルのサマリー

Family: Tweedie(p=1.591)

Link function: log

Formula:

CPUE ~ FY + Quarter + HP_class + Vessel_class + s(PDO, bs = "cr") + s(PC1, bs = "cr", k = 20) +
s(PC2, bs = "cr", k = 20) + s(Dep, bs = "cr") + ti(Lat, Lon, bs = "tp", k = c(8, 4)) + Base + Base:FY +
Base:Quarter

Parametric coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	2.802602	0.181092	15.476	< 2e-16	***
FY1981	1.283604	0.179642	7.145	9.12e-13	***
FY1982	0.484876	0.186339	2.602	0.009268	**
FY1983	0.573255	0.179341	3.196	0.001392	**
FY1984	0.104129	0.184280	0.565	0.572037	
FY1985	1.174196	0.181051	6.485	8.95e-11	***
FY1986	-0.154411	0.207551	-0.744	0.456900	
FY1987	0.467634	0.194122	2.409	0.016002	*
FY1988	-0.108019	0.197301	-0.547	0.584051	
FY1989	0.266222	0.195836	1.359	0.174023	
FY1990	-0.144502	0.198421	-0.728	0.466459	
FY1991	-0.829970	0.206579	-4.018	5.89e-05	***
FY1992	-0.850900	0.199312	-4.269	1.97e-05	***
FY1993	-0.335894	0.200029	-1.679	0.093115	.
FY1994	-1.196786	0.208478	-5.741	9.50e-09	***
FY1995	0.227143	0.189672	1.198	0.231097	
FY1996	-0.303855	0.192752	-1.576	0.114941	
FY1997	0.221157	0.185000	1.195	0.231922	
FY1998	-0.472746	0.199538	-2.369	0.017831	*
FY1999	0.581379	0.192802	3.015	0.002568	**
FY2000	0.220699	0.194983	1.132	0.257689	
FY2001	0.288201	0.206768	1.394	0.163374	
FY2002	0.488407	0.199702	2.446	0.014462	*
FY2003	-0.002187	0.207611	-0.011	0.991597	
FY2004	0.839528	0.196745	4.267	1.98e-05	***

FY2005	0.693234	0.199087	3.482	0.000498	***
FY2006	0.582291	0.196743	2.960	0.003082	**
FY2007	1.173484	0.193549	6.063	1.35e-09	***
FY2008	-0.145168	0.209529	-0.693	0.488421	
FY2009	0.486082	0.197327	2.463	0.013769	*
FY2010	0.826772	0.196071	4.217	2.48e-05	***
FY2011	-0.262212	0.209639	-1.251	0.211023	
FY2012	-0.430442	0.206536	-2.084	0.037157	*
FY2013	0.077296	0.206604	0.374	0.708312	
FY2014	-0.592706	0.232711	-2.547	0.010870	*
FY2015	-0.482772	0.264762	-1.823	0.068247	.
FY2016	0.910042	0.195861	4.646	3.39e-06	***
FY2017	-0.148519	0.198793	-0.747	0.455004	
FY2018	0.318194	0.201120	1.582	0.113633	
FY2019	0.556238	0.203234	2.737	0.006204	**
FY2020	0.552454	0.204741	2.698	0.006972	**
FY2021	1.020532	0.199598	5.113	3.19e-07	***
FY2022	0.284137	0.215054	1.321	0.186430	
Quarter2	-0.269982	0.041308	-6.536	6.40e-11	***
Quarter3	-0.439659	0.044283	-9.928	< 2e-16	***
Quarter4	-1.343783	0.047817	-28.102	< 2e-16	***
HP_class9	-0.020596	0.028516	-0.722	0.470142	
HP_class10	0.073724	0.030609	2.409	0.016020	*
HP_class11	-0.192660	0.095993	-2.007	0.044752	*
HP_class12	0.036528	0.065354	0.559	0.576210	
HP_class13	-0.212053	0.140790	-1.506	0.132033	
HP_class14	-0.224456	0.183829	-1.221	0.222091	
HP_class15	-0.001421	0.084897	-0.017	0.986650	
HP_class16	-0.271142	0.079877	-3.394	0.000688	***
HP_class17	-0.029604	0.075060	-0.394	0.693286	
HP_class18	-0.467354	0.281294	-1.661	0.096633	.
Vessel_class5	-0.115006	0.032959	-3.489	0.000485	***
Base11	1.653790	0.208952	7.915	2.54e-15	***
Base31	0.997772	0.186393	5.353	8.69e-08	***
FY1981:Base11	-1.282870	0.236572	-5.423	5.90e-08	***
FY1982:Base11	-0.338909	0.232595	-1.457	0.145103	
FY1983:Base11	-1.348795	0.238726	-5.650	1.62e-08	***

FY1984:Base11	-0.236117	0.228634	-1.033	0.301735	
FY1985:Base11	-1.686221	0.228243	-7.388	1.52e-13	***
FY1986:Base11	-1.039076	0.275593	-3.770	0.000163	***
FY1987:Base11	-1.448925	0.274216	-5.284	1.27e-07	***
FY1988:Base11	-1.484838	0.319180	-4.652	3.30e-06	***
FY1989:Base11	-0.839224	0.287921	-2.915	0.003561	**
FY1990:Base11	-0.636222	0.287431	-2.213	0.026870	*
FY1991:Base11	-0.213539	0.318536	-0.670	0.502623	
FY1992:Base11	0.723278	0.271370	2.665	0.007695	**
FY1993:Base11	-1.013059	0.310764	-3.260	0.001115	**
FY1994:Base11	0.440956	0.298155	1.479	0.139162	
FY1995:Base11	-0.333576	0.269584	-1.237	0.215955	
FY1996:Base11	-0.350922	0.290492	-1.208	0.227045	
FY1997:Base11	-1.189126	0.294232	-4.041	5.32e-05	***
FY1998:Base11	0.423268	0.330379	1.281	0.200144	
FY1999:Base11	-0.108179	0.326142	-0.332	0.740123	
FY2000:Base11	-0.035797	0.353707	-0.101	0.919389	
FY2001:Base11	-0.474719	0.383241	-1.239	0.215465	
FY2002:Base11	-1.328504	0.438717	-3.028	0.002462	**
FY2003:Base11	-0.133886	0.362287	-0.370	0.711714	
FY2004:Base11	-1.184851	0.392061	-3.022	0.002512	**
FY2005:Base11	-0.825500	0.364485	-2.265	0.023528	*
FY2006:Base11	-0.739448	0.375216	-1.971	0.048762	*
FY2007:Base11	-1.125462	0.369446	-3.046	0.002318	**
FY2008:Base11	0.222765	0.346954	0.642	0.520837	
FY2009:Base11	-0.880617	0.337425	-2.610	0.009062	**
FY2010:Base11	-1.027624	0.332722	-3.089	0.002013	**
FY2011:Base11	0.094180	0.353273	0.267	0.789785	
FY2012:Base11	-0.156639	0.347968	-0.450	0.652603	
FY2013:Base11	-0.992084	0.387590	-2.560	0.010482	*
FY2014:Base11	-0.634515	0.381149	-1.665	0.095972	.
FY2015:Base11	0.305102	0.381094	0.801	0.423371	
FY2016:Base11	-1.301505	0.356812	-3.648	0.000265	***
FY2017:Base11	-0.176499	0.394403	-0.448	0.654509	
FY2018:Base11	-0.797958	0.405455	-1.968	0.049068	*
FY2019:Base11	-1.840401	0.505918	-3.638	0.000275	***
FY2020:Base11	-4.874503	0.897940	-5.429	5.71e-08	***

FY2021:Base11	-5.475011	0.875074	-6.257	3.97e-10	***
FY2022:Base11	-3.167790	0.637612	-4.968	6.78e-07	***
FY1981:Base31	-1.325942	0.196598	-6.744	1.56e-11	***
FY1982:Base31	-1.159888	0.209484	-5.537	3.10e-08	***
FY1983:Base31	-1.132106	0.202185	-5.599	2.16e-08	***
FY1984:Base31	-0.438473	0.200863	-2.183	0.029046	*
FY1985:Base31	-1.657693	0.198457	-8.353	< 2e-16	***
FY1986:Base31	-0.349531	0.225239	-1.552	0.120712	
FY1987:Base31	-1.037028	0.207919	-4.988	6.14e-07	***
FY1988:Base31	-0.500599	0.209106	-2.394	0.016670	*
FY1989:Base31	-0.475495	0.208549	-2.280	0.022611	*
FY1990:Base31	-0.578479	0.209919	-2.756	0.005859	**
FY1991:Base31	0.426154	0.221979	1.920	0.054891	.
FY1992:Base31	0.282735	0.213725	1.323	0.185878	
FY1993:Base31	-0.291915	0.213646	-1.366	0.171837	
FY1994:Base31	-0.046372	0.222027	-0.209	0.834560	
FY1995:Base31	-1.223315	0.205367	-5.957	2.59e-09	***
FY1996:Base31	-0.605260	0.208529	-2.903	0.003704	**
FY1997:Base31	-0.876193	0.198837	-4.407	1.05e-05	***
FY1998:Base31	-0.183077	0.209802	-0.873	0.382877	
FY1999:Base31	-1.354398	0.202720	-6.681	2.40e-11	***
FY2000:Base31	-0.630503	0.207894	-3.033	0.002424	**
FY2001:Base31	-0.955225	0.217460	-4.393	1.12e-05	***
FY2002:Base31	-0.655239	0.213718	-3.066	0.002171	**
FY2003:Base31	-0.241646	0.219116	-1.103	0.270112	
FY2004:Base31	-1.174904	0.209636	-5.604	2.10e-08	***
FY2005:Base31	-1.416741	0.211477	-6.699	2.12e-11	***
FY2006:Base31	-1.150275	0.208098	-5.528	3.27e-08	***
FY2007:Base31	-1.372215	0.203634	-6.739	1.62e-11	***
FY2008:Base31	0.115154	0.221079	0.521	0.602458	
FY2009:Base31	-0.587763	0.211738	-2.776	0.005507	**
FY2010:Base31	-1.080798	0.208769	-5.177	2.27e-07	***
FY2011:Base31	-0.244747	0.223084	-1.097	0.272601	
FY2012:Base31	0.217129	0.221565	0.980	0.327102	
FY2013:Base31	0.033735	0.221505	0.152	0.878951	
FY2014:Base31	-0.389045	0.254623	-1.528	0.126538	
FY2015:Base31	0.907516	0.282691	3.210	0.001327	**

FY2016:Base31	-0.235688	0.210456	-1.120	0.262768	
FY2017:Base31	0.660752	0.211214	3.128	0.001759	**
FY2018:Base31	0.130614	0.215443	0.606	0.544348	
FY2019:Base31	0.045565	0.214392	0.213	0.831695	
FY2020:Base31	-0.158168	0.216087	-0.732	0.464194	
FY2021:Base31	-0.586154	0.210439	-2.785	0.005349	**
FY2022:Base31	0.075147	0.225808	0.333	0.739292	
Quarter2:Base11	-1.041263	0.084861	-12.270	< 2e-16	***
Quarter3:Base11	-0.946377	0.095445	-9.915	< 2e-16	***
Quarter4:Base11	-0.869470	0.105102	-8.273	< 2e-16	***
Quarter2:Base31	0.077998	0.048259	1.616	0.106047	
Quarter3:Base31	0.060699	0.050801	1.195	0.232153	
Quarter4:Base31	0.638291	0.059473	10.732	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Approximate significance of smooth terms:

	edf	Ref.df	F	p-value	
s(PDO)	8.754	8.981	20.17	<2e-16	***
s(PC1)	18.359	18.930	839.61	<2e-16	***
s(PC2)	18.495	18.953	411.24	<2e-16	***
s(Dep)	7.708	8.488	14.55	<2e-16	***
ti(Lat,Lon)	19.256	19.903	147.25	<2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

R-sq.(adj) = 0.472

Deviance explained = 69.5%

fREML = 1.4268e+05

Scale est. = 8.5297

n = 42108