



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
RECURSOS PESQUEIROS E AQUICULTURA

ESTIMATIVAS DO COEFICIENTE DE CAPTURABILIDADE NA PESCA DO
ESPADARTE (*Xiphias gladius*) NO ATLÂNTICO SUL

Vívian Graziela Oliveira Carneiro

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Recursos Pesqueiros e Aquicultura da Universidade Federal Rural de Pernambuco como exigência para obtenção do título de Mestre.

Prof. Dr Humber Agrelli de Andrade
Orientador

Recife,
Fevereiro/2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Sistema Integrado de Bibliotecas da UFRPE
Biblioteca Central, Recife-PE, Brasil

C289e Carneiro, Vívian Graziela Oliveira
Estimativas do coeficiente de capturabilidade na pesca do
espadarte (*Xiphias gladius*) no Atlântico Sul / Vívian Graziela
Oliveira Carneiro. – 2018.
95 f. : il.

Orientador: Humber Agrelli de Andrade.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal Rural de
Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Recursos Pesqueiros e
Aquicultura, Recife, BR-PE, 2018.
Inclui referências e anexo(s).

1. Capturabilidade 2. Espadarte 3. CPUE 4. Avaliação de estoque
I. Andrade, Humber Agrelli de, orient. II. Título

CDD 639

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM RECURSOS PESQUEIROS E AQUICULTURA

ESTIMATIVAS DO COEFICIENTE DE CAPTURABILIDADE NA PESCA DO
ESPADARTE (*Xiphias gladius*) NO ATLÂNTICO SUL

Vívian Graziela Oliveira Carneiro

Dissertação julgada adequada para obtenção do título de mestre em Recursos Pesqueiros e Aquicultura. Defendida e aprovada em 23/02/2018 pela seguinte Banca Examinadora.

Prof. Dr. Humber Agrelli de Andrade

Orientador

Departamento de Pesca/Universidade Federal Rural de Pernambuco

Prof. Dr. Francisco Marcante Santana

Membro Externo

Unidade Acadêmica de Serra Talhada/Universidade Federal Rural de Pernambuco

Prof.^a Dr.^a Flávia Lucena Frédou

Membro Interno

Departamento de Pesca/Universidade Federal Rural de Pernambuco

*À Luísa,
tudo é por ela e para ela.*

Agradecimentos

Agradeço primeiramente a Deus pela minha vida, pela minha família e por permitir a realização deste sonho.

Ao meu orientador Humber A. Andrade, por quem eu tenho imensa admiração. Obrigada por transmitir seus conhecimentos, por sempre estar ali me orientando e dedicando parte do seu tempo a mim.

Aos professores Francisco Marcante Santana e Flávia Lucena Frédou por aceitarem o convite de participação da banca examinadora e por todas as contribuições, enorme gratidão e admiração.

Ao amor da minha vida, minha mãe Rita de Cássia Oliveira Carneiro, por não medir esforços para que este sonho se concretizasse. Obrigada pela sua compreensão, incentivo, amor e confiança. Todas as vezes que alguém me disse não, ela disse sim para o meu coração.

Ao melhor de todos os homens, o mais inteligente, o mais sábio, André Rodrigues Carneiro (*in memoriam*), e que por sorte a minha é também meu pai. Sou grata por todos os valores e ensinamentos passados. Pai, abrace minhas lembranças e todo o meu amor.

Aos meus irmãos José Vinícius e Vanda Gabriela, faltam-me palavras para agradecer tudo o que vocês fazem por mim. Vocês sempre serão meu espelho, meus melhores amigos, o meu porto seguro.

Aos meus irmãos de coração Isadora Rocha e Tiago Oliveira, obrigada por torcerem por mim, por toda ajuda e carinho de sempre.

Ao pai de Luísa, meu amigo, meu namorado e meu amor, Diogo Matteus Tavares da Silva. Sem seu apoio e amor nada disso seria possível.

Aos amigos do MOE pela ótima convivência, principalmente a Silvaneide Rodrigues e Evelyn Chagas pela parceria nos últimos anos.

Aos amigos que a pós-graduação me deu: Kadja Luana, Latifa Pelage, Lucas Nunes e Erika Jimenez. Obrigada por deixarem minha rotina mais divertida, vocês são incríveis.

E a todos que direta ou indiretamente contribuíram para a conclusão desta etapa, meu muitíssimo obrigada.

Resumo

A frota brasileira de espinhel pelágico tem grande área de atuação no Atlântico Sul e tem sido responsável nos últimos anos pela segunda maior captura de espadarte (*Xiphias gladius*) da região. No entanto, trata-se de uma frota com embarcações de diferentes bandeiras, estratégias de pesca e espécies alvo, o que pode dificultar a interpretação dos resultados das análises para a avaliação do estoque e, consequentemente, resultar em decisões de gerenciamento mal informadas. As avaliações de estoques pesqueiros passam inicialmente pela obtenção de séries de CPUE (Captura Por Unidade de Esforço) padronizadas válidas como índice relativo de abundância. Para a última avaliação do estoque de espadarte do Atlântico Sul, foram testadas diferentes abordagens para obter as séries brasileiras, em que foi considerado o direcionamento da frota, alterações na configuração do aparelho, as mudanças históricas das estratégias de pesca e as mudanças na forma de recolhimento das informações. No entanto, as séries apresentaram algumas inconsistências relacionadas a alta variabilidade interanual e tendências conflitantes com as outras séries fornecidas pelos países que também exploram o espadarte na região. A fim de se obter um maior entendimento sobre as inconsistências da série brasileira e da origem dos conflitos observados, foi realizada uma análise da série de CPUE padronizada após uma revisão minuciosa no banco de dados, em que foram analisadas e eliminadas as inconsistências dentro de cada viagem, apresentando uma redução na sobredispersão dos dados e na variabilidade da série de CPUE padronizada resultante. Na teoria, a relação entre a série de CPUE padronizada e nominal seria que a primeira reflete as variações na abundância, enquanto que a segunda reflete as variações conjuntas da abundância e capturabilidade da espécie, dois parâmetros fundamentais a ser estimados nas avaliações de estoques. No entanto, a capturabilidade variável no tempo ainda é pobremente entendida e estimada na maioria dos casos. Aqui, as séries nominais e padronizadas do espadarte capturado pela frota de espinhel brasileira foram utilizadas para obter estimativas das variações do coeficiente de capturabilidade (q) ao longo dos anos. Além disso, foi calculada uma medida de influência de cada variável explicativa utilizada na padronização sobre as estimativas de q anuais. As estimativas das variações de q e dos fatores associados ampliaram o conhecimento sobre a pescaria, auxiliando no conhecimento sobre as construções das séries de CPUE padronizadas, o que pode ser de utilidade no delineamento de abordagens adequadas quanto ao uso das mesmas em modelos de avaliações de estoques.

Palavras-chave: Capturabilidade; Espadarte; CPUE; Avaliação de estoque.

Abstract

The Brazilian pelagic longline fleet has a large area of activity in the South Atlantic and has been responsible in recent years for the second largest swordfish catch (*Xiphias gladius*) in the region. However, it is a fleet with vessels of different flags, fishing strategies and target species, which can make it difficult to interpret the results of the analyzes for stock assessment and, consequently, result in poorly informed management decisions. Fisheries stock assessment pass initially by obtaining standardized CPUE (Capture Per Unit of Effort) as valid relative abundance index. For the last assessment of the South Atlantic swordfish stock, different approaches were tested to obtain the Brazilian series, which included the direction of the fleet, changes in the configuration of the apparatus, historical changes in fishing strategies and changes in the shape of information. However, the series presented some inconsistencies related to high interannual variability and trends conflicting with the other series provided by the countries that exploit swordfish in the region. In order to obtain a better understanding about the inconsistencies of the Brazilian series and the origin of the observed conflicts, an analysis of the series of standardized CPUEs was performed after a detailed review in the database, in which inconsistencies within each trip were analyzed and eliminated, obtained a reduction in overdispersion of data and in the variability of the resulting standardized CPUE series. In the theory, the relationship between the standardized and nominal CPUE series would be that the former reflects variations in abundance, while the latter reflects the joint variability of species abundance and catchability, two key parameters to be estimated in stock assessments. However, time variable catchability is still poorly understood and estimated in most cases. Here, the nominal and standardized series of swordfish captured by the Brazilian longline fleet were used to obtain estimates of the variability of the catchability coefficient (q) over the years. In addition, a measure of influence of each explanatory variable used in standardization on annual q estimates was calculated. Estimates of variations in q and associated factors have broadened fishery knowledge, besides assisting in knowledge about the constructions of standardized CPUE series, which may be useful in designing appropriated approaches to their use in stock assessment models.

Keywords: Capturability; Swordfish; CPUE; Stock assessment.

Sumário

Resumo	6
Abstract.....	7
1. Introdução	9
1.1 Contextualização da pesquisa.....	9
1.2 Objetivos	13
2. UPDATED STANDARDIZED CATCH RATE OF SWORDFISH (<i>Xiphias gladius</i>) CAUGHT IN THE SOUTH ATLANTIC BY BRAZILIAN FLEET	14
3. ANÁLISE DA SÉRIE DE CAPTURA POR UNIDADE DE ESFORÇO PADRONIZADA PARA O ESPADARTE (<i>Xiphias gladius</i>) CAPTURADO PELA FROTA BRASILEIRA NO OCEANO ATLÂNTICO SUL.....	36
4. VARIAÇÕES DO COEFICIENTE DE CAPTURABILIDADE NA PESCARIA DE ESPADARTE (<i>Xiphias gladius</i>) NO ATLÂNTICO SUL	63
5. Considerações finais.....	84
6. Referências.....	85
ANEXO	89

1. Introdução

1.1 Contextualização da pesquisa

A maioria dos índices relativos de abundância utilizados em avaliações de recursos pesqueiros são derivados de estimativas da captura por unidade de esforço (CPUE) (LORENZEN et al., 2016). A CPUE, razão entre o número ou a biomassa de peixes capturados e o esforço de pesca despendido para tal, é um índice que reflete as variações do coeficiente de capturabilidade e da abundância da população explorada na pesca (SAGARESE et al., 2016). O coeficiente de capturabilidade (q), definido como a proporção capturada da população por unidade do esforço de pesca (ELLIS e WANG, 2007), é considerado um parâmetro chave a ser estimado em muitas das avaliações de estoques de recursos pesqueiros (LANGSETH et al., 2016).

O pressuposto fundamental para que um índice relativo de abundância tenha utilidade, é que as mudanças do mesmo sejam diretamente proporcionais às variações na abundância real do estoque (MAUNDER e PUNT, 2004). Essa suposição é frequentemente associada a duas outras, a primeira é que há uma relação linear entre a abundância da população (N) e o índice relativo de abundância (I), e a segunda é que o q é constante ao longo do tempo (t) [$I_t = qN_t$] (HILBORN e WALTERS, 1992). No caso da CPUE bruta obtida diretamente da atividade comercial de pesca, também conhecida como CPUE nominal, essas suposições são irreais, já que a mesma é afetada pela biomassa da população, mas também por inúmeros fatores de natureza tecnológica, biológica e ambiental, ou mesmo pelas regras adotadas na gestão da pescaria (WILBERG et al., 2010). Desse modo, raramente se assume que as variações da CPUE nominal são proporcionais às variações da abundância do estoque no espaço e ao longo do tempo (MAUNDER et al., 2006).

A possibilidade de obtenção de um índice relativo de abundância a partir da CPUE depende, portanto, da remoção dos efeitos que os diferentes fatores associados ao coeficiente de capturabilidade causam na CPUE nominal (MAUNDER e PUNT, 2004). O procedimento para se obter estimativas de índices que refletem efetivamente a abundância do estoque é muitas vezes denominado de "padronização" da CPUE (HINTON e MAUNDER, 2003), e para a sua execução se faz necessário o uso de modelos estatísticos.

Modelos lineares generalizados (MLG) (McCULLAGH e NELDER, 1989) têm sido frequentemente utilizados para padronizar a CPUE (e.g., CARRUTHERS et al., 2011; MAUNDER e PUNT, 2013; WALSH e BRODZIAK, 2015). Na padronização, a principal finalidade é identificar quais variáveis explicativas (e.g. área de pesca, isca) além da

abundância (N) estão associadas às variações da resposta (e.g., CPUE, captura), e estimar o efeito que tais variáveis têm sobre ela (MAUNDER e PUNT, 2004). Posteriormente, estima-se uma CPUE padronizada (I^*) com base unicamente no efeito estimado para a variável “ano”, variável explicativa que refletiria as variações em N , uma vez que, as estimativas dos parâmetros para as outras variáveis explicativas, seriam referentes às variações de q . Esta abordagem é válida se todas (ou pelo menos as principais) variáveis associadas às mudanças do coeficiente de capturabilidade ao longo do tempo são incluídas no modelo. Caso contrário, variações da CPUE associadas a fatores não considerados no modelo, podem ser atribuídas ao efeito do “ano”. Assim as estimativas de I^* poderiam ser índices relativos de abundância viesados.

A maioria das análises concentra-se na padronização da CPUE a fim de obter índices relativos de abundância para as avaliações de estoques (e.g., RODRÍGUEZ-MARÍN et al., 2003; CAMPBELL, 2004; AIRES-DA-SILVA et al., 2008). Em raros casos há foco na compreensão das diferenças entre as CPUE padronizadas e não padronizadas (BENTLEY et al., 2011), e na carga de informação que essa diferença entre elas carrega sobre o coeficiente de capturabilidade. Assim, as estimativas obtidas nas padronizações das CPUE acabam por ser subutilizadas. A análise das mesmas e do contraste delas com a CPUE nominal tem grande potencial para gerar conhecimentos sobre uma grande diversidade de elementos importantes para a avaliação de estoques e a gestão pesqueira, como por exemplo: a) a influência que as principais variáveis exercem na capturabilidade; b) a associação entre o coeficiente de capturabilidade e o pretenso incremento histórico da eficiência tecnológica da pesca para espécies alvo; e c) a associação entre a dinâmica sazonal e espacial da frota e o aumento (ou diminuição) do coeficiente de capturabilidade.

Estimativas de CPUE padronizada obtidas com MLG têm sido comumente utilizadas na análise da pesca de diversas espécies de atuns e afins (e.g., OHSHIMO et al., 2016; SCHIRRIPA et al., 2016), dentre as quais destaca-se o espadarte (*Xiphias gladius*), espécie encontrada em águas tropicais, subtropicais e temperadas de todos os oceanos e mares adjacentes (WANG et al., 2007; EVANS et al., 2014) e que sustenta uma pescaria dirigida de grande importância comercial. A espécie é intensamente explorada no oceano Atlântico, onde as capturas atingiram aproximadamente 28.000 t em 2016 (ICCAT, 2018). Grande parte desse total é obtido com espinhel de superfície, enquanto que as capturas por meio de arpão, rede de emalhar, espinhel de fundo e vara e carretilha têm caráter eventual (HAZIN, 2006).

A ICCAT (*International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas*), é a organização que tem a responsabilidade técnica e científica de apresentar propostas e

recomendações específicas para a conservação do espadarte e gestão da pescaria no Atlântico. No âmbito da organização é adotada, tradicionalmente, a hipótese de que há três estoques distintos: o estoque no Atlântico Norte e outro no Atlântico Sul separados em 5° N, além o do Mediterrâneo separado daquele do Atlântico Norte com fronteira no Estreito de Gibraltar (ICCAT, 2016). Essa subdivisão é apoiada por estudos genéticos sobre DNA mitocondrial e DNA nuclear (KOTOULAS et al., 1995; ALVARADO BREMER et al., 2005).

Nas últimas avaliações dos estoques de espadarte, verificou-se que o do Mediterrâneo tem estado em situação de sobrepesca desde o final da década de 1980 (ANON., 2016). No Atlântico Norte o estoque tem estado nos últimos anos sob exploração sustentável, enquanto o do Atlântico Sul está em situação crítica de sobrepesca (ANON., 2017). De acordo com a Lista Vermelha de Espécies Ameaçadas da IUCN (*International Union for Conservation of Nature*), que determina o risco relativo de extinção da espécie e categoria de ameaça, a última avaliação do espadarte ocorreu em 2011, no qual foi classificado na categoria Pouco Preocupante (*Least Concern*- em inglês), porém, indicando tendência decrescente da população (COLLETTE et al., 2011). Além disso, o espadarte do Atlântico Sul foi considerado em alto risco quanto a sua vulnerabilidade (LUCENA-FREDOU et al., 2017). Assim, há uma preocupação crescente quanto a conservação do espadarte do Atlântico Sul, por ser excessivamente explorado na região.

Com grande área de atuação no Atlântico Sul, a frota brasileira de espinhel pelágico é responsável nos últimos anos pela segunda maior captura de espadarte (*Xiphias gladius*) da região. Ao longo de sua história, a frota passou por diversas mudanças tanto do ponto de vista tecnológico quanto no direcionamento das suas capturas. A pesca com espinhel genuinamente brasileira começou a operar no início da década de 1980 em Natal-RN, focada inicialmente nos atuns (OLIVEIRA, 2010). Entretanto, a pesca direcionada efetivamente ao *X. gladius* iniciou-se somente a partir do ano de 1994 (ARFELLI, 1996). A fim de maximizar a captura da espécie, as principais mudanças no aparelho de pesca foram, a substituição do espinhel tradicional de multifilamento pelo de monofilamento, mudança na profundidade do aparelho e no horário de lançamento, a utilização de atratores luminosos e da lula como isca (HAZIN, 2006).

Para compor as análises de avaliação de estoques, séries revisadas de CPUE padronizadas devem ser estudadas e fornecidas pelos países que exploram o espadarte em cada estoque. Para a avaliação do espadarte do Atlântico Sul, realizada em julho de 2017, foram apresentadas séries de CPUE padronizadas por diferentes nações (África do Sul, Brasil, China Taipei, Espanha, Japão e Uruguai) que capturam o *X. gladius* na região. O Brasil

forneceu para quatro diferentes séries, foram testadas diferentes abordagens que consideraram as informações disponíveis sobre: o número de anzóis por samburá utilizado em cada operação de pesca; informações auxiliares publicadas relativas às mudanças históricas nas estratégias de pesca (e.g., MENESES DE LIMA et al., 2000); e quanto a forma de recolhimento das informações que compõe o banco de dados (artigo científico I).

No processo de modelagem observou-se que parte da série CPUE brasileira era muito ruidosa, sem uma tendência na abundância discernível, além de ser conflitante com os outros índices apresentados (ANON., 2017). A fim de obter um maior entendimento sobre as inconsistências da série brasileira e da origem dos conflitos observados, foi realizada uma análise da série de CPUE padronizada após uma revisão minuciosa no banco de dados (artigo científico II). Além disso, as séries nominais e padronizadas do espadarte capturado pela frota de espinhel brasileira foram utilizadas para obter estimativas das variações do coeficiente de capturabilidade (q) ao longo dos anos (artigo científico III).

As estimativas das variações de q e dos fatores associados carregam informações importantes para a gestão pesqueira, por ampliar o conhecimento sobre a pescaria. Para o caso particular do espadarte, esse conhecimento se apresenta ainda mais importante devido as incertezas sobre as capturas e pela situação crítica em que o estoque do Atlântico Sul se encontra.

1.2 Objetivos

Objetivo Geral

Estimar o coeficiente de capturabilidade do espadarte no oceano Atlântico Sul, a fim de obter informações sobre a eficiência da pescaria, a construção de séries de CPUE padronizadas e gerar informações úteis para o manejo e administração do estoque.

Objetivos específicos

- a) Descrever a dinâmica da pesca de espadarte realizada pela frota de espinhel brasileira entre 1978 e 2012;
- b) Estimar índices relativos de abundância através de Modelos Lineares Generalizados (MLG) e avaliar as tendências temporais;
- c) Compreender o efeito que cada uma das variáveis explicativas tem sobre as estimativas dos índices relativos de abundância estimados;
- d) Estimar as variações do coeficiente de capturabilidade associadas às variáveis explicativas utilizadas no cálculo dos índices relativos de abundância;
- e) Verificar o efeito que as medidas de regulamentação impostas ao estoque de espadarte do Atlântico Sul causaram na capturabilidade da espécie pela frota brasileira.

ARTIGO CIENTÍFICO I

SCRS/2017/068

Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 1050-1069 (2017)

**UPDATED STANDARDIZED CATCH RATE OF SWORDFISH (*Xiphias gladius*)
CAUGHT IN THE SOUTH ATLANTIC BY BRAZILIAN FLEET**Vívian Graziela Oliveira Carneiro¹, Silvaneide Luzinete Rodrigues¹, Evelyn Souza Chagas Oliveira¹, Humber Agreli Andrade¹

SUMMARY

Longline Brazilian fleet is composed of national and leased vessels from different countries. In addition, the target species has changed across the years, which make difficult to estimate relative abundance indices based on commercial catch per unit effort. In this paper standardized CPUE was calculated based on four different approaches concerning the variables flag and number of hooks per basket. Ancillary information about the historical development of the fishery was also considered. Overall the four standardized CPUE series showed similar time trends from 1978 to 2012. However, the estimations presented in this paper and the previous one calculated in 2013 were conflictive, probably due to the different explanatory variables included in the analyses. While cluster analysis was used in the previous calculation to account for the “target” effect, in this paper we relied on a physical characteristic of the longline as a proxy of the target.

RÉSUMÉ

La flottille palangrière brésilienne est composée de navires nationaux et de navires affrétés de différents pays. De plus, l'espèce cible a changé au fil des ans, ce qui complique l'estimation des indices d'abondance relative fondés sur les captures commerciales par unité d'effort. Dans ce document, la CPUE standardisée a été calculée sur la base de quatre approches différentes concernant les variables du pavillon et du nombre d'hameçons par panier. Des informations complémentaires sur le développement historique de la pêcherie ont également été prises en compte. Dans l'ensemble, les quatre séries de CPUE standardisée présentaient des tendances temporelles similaires de 1978 à 2012. Cependant, les estimations présentées dans le présent document et dans le document précédent calculées en 2013 étaient conflictuelles, probablement en raison des différentes variables explicatives incluses dans les analyses. Alors que l'analyse de groupement a été utilisée dans le calcul précédent pour tenir compte de l'effet « cible », une caractéristique physique de la palangre comme approximation de la cible a été utilisée dans le présent document.

RESUMEN

La flota de palangre de Brasil se compone de buques nacionales y fletados de diferentes países. Además, la especie objetivo ha cambiado a lo largo de los años, lo que hace difícil estimar los índices de abundancia relativa basándose en la captura comercial por unidad de esfuerzo. En este documento, la CPUE estandarizada se calculó basándose en cuatro enfoques diferentes de las variables pabellón y número de anzuelos por cesta. También se consideró la información asociada sobre el desarrollo histórico de la pesquería. En total, las cuatro series de CPUE estandarizadas presentaban tendencias temporales similares desde 1978 hasta 2012. Sin embargo, las estimaciones presentadas en este documento y el anterior calculadas en 2013 eran conflictivas debido probablemente a las diferentes variables explicativas incluidas en los análisis. Aunque en el cálculo anterior se utilizó el análisis de conglomerados para tener en cuenta el efecto "objetivo", en este documento confiamos en una característica física del palangre como una aproximación del objetivo.

KEYWORDS

Swordfish, CPUE, GLM, Longline, Brazilian fleet

1. Introduction

Often standardized catch per unit effort (CPUE) as calculated based on commercial data is assumed to be a relative abundance index in stock assessment analyses. Ideally the variation of standardized CPUE across the years should not reflect changes in factors like technology or fishermen strategy, but only changes of stock biomass (Maunder and Punt 2004). Generalized Linear Models (GLM) are often used to estimate standardized CPUE which is supposed to be a useful relative abundance index (Walsh and Brodziak 2015). The assumption holds if the main factors that affect CPUE are included in the models. Otherwise the standardized CPUEs are biased relative abundance indices.

Whenever there are not fishery independent estimations of relative abundance indices, tuna stock assessments are often based on standardized CPUEs as calculated for commercial fleets. Hence the quality of the stock assessment depends, at least in part, of the quality of the standardized CPUE time series. Hence all the standardized time series are carefully assessed and revised. Only those series that are considered useful as relative abundance indices are considered in the stock assessment analyses. In the last assessment of the South Atlantic stock of swordfish (*Xiphias gladius*), six CPUE time series were available (Brazil, Japan, Spain, Uruguay, Chinese Taipei and South Africa).

In the calculation of the standardized CPUE of Brazil, besides the conventional explanatory variables (e.g. year, quarter and area) the authors have included in the model an index based on cluster analyses to account for fishermen intention concerning the species they were aiming at (target) (see Hazin et al. 2014). Despite the recent use of this approach it remains controversial. The use of cluster may be usefulness to estimate “target” indices for each of the fishing sets, but we think there are drawbacks when this index is used as explanatory variable when standardizing CPUE of species that are indeed one of targets of some fleets (e.g. swordfish). In this case the proportion of target species in the catches will drive the results of cluster analysis and the estimation of the explanatory variable “target”. This way the proportion of the target species is in some sense used as the explanatory variable to model the catch of this same target species. In our understanding it sounds like a circular line of reasoning.

Standardized CPUEs as calculated for Brazilian fleet with the inclusion of target indices estimated based on cluster analysis were presented in the last swordfish stock assessment. In spite the catches of swordfish have increased before mid 1990’s, the Brazilian standardized CPUE showed a monotonous increasing time trend across the last four decades (Hazin et al. 2014). The swordfish Working Group (WG) considered “that the increase in the abundance index for the species may be an overly optimistic representation of the recent trend in southern Atlantic swordfish biomass. Therefore, the Group decided not to include this series in the stock assessment modelling process” (ICCAT 2014).

Brazilian fishing fleet operations cover a large part of the South Atlantic. In addition, Brazilian catches of South Atlantic swordfish ranked second in the last years. Therefore, estimations of Brazilian standardized catch rates maybe important in the assessment of South Atlantic stock of swordfish. Consequently, it is of major importance to revise the dataset and to try out different approaches to estimate useful standardized CPUE for the Brazilian fleet. In this working paper we have used different approaches to account for the “target” effect based on the available information concerning the number of hooks per basket, and on ancillary information published about historical changes concerning fishermen strategies (e.g. Meneses de Lima et al. 2000). Standardized CPUEs of Brazilian fleet calculated in this paper are compared to the previous estimations presented in last stock assessment meeting. The results may be useful for the 2017 stock assessment of South Atlantic stock of swordfish.

2. Material and Methods

2.1. Database

Information concerning catches of swordfish by Brazilian longline fishery (national plus leased boats) from 1978 to 2012 are in the "Banco Nacional de Dados de Atuns e Afins" (BNDA) ("National Tuna and Tuna-Like Fish Dataset"), which includes two sources of information: a) Logbooks; and b) forms of the Programa Nacional de Observadores de Bordo (PROBORDO) (Onboard Observer National Program). There are available information concerning catch (often in number of fish), effort (number of hooks), flag of the boat, dates when the longline was deployed and retrieved from the water, latitude and longitude of the fishing operation, and number of hooks per basket (HPB).

Data entries with missing values of catch or effort and non-sampling errors (e.g. position of fishing sets on land) were discarded. After the preliminary exploratory analysis 58,777 fishing sets were retained for analyses. Dataset of longline Brazilian fleet is a mosaic with reports of boats with twenty different flags (**Table 1**) which operate with different fishing strategies aiming at different targets. Furthermore, the targets have changed across the years for at least part of the fleet (see Rodrigues et al. 2017).

2.2 Approaches

We have revised data concerning the variables catch, effort, year, quarter, flag, HPB, latitude and longitude, which were considered as offset (effort), response (catch) or explanatory (e.g. year) variables. However, we are still working on the revision and on the rescue of data concerning other variables (e.g. bait) to attempt to recover more information. Hopefully in the future we can improve the estimation of standardized CPUE by taking into account more important variables. After some preliminary exploratory analyses, we opted to calculate a factor "area" to account for the fishing set position. The levels of factor area were: North (latitude $\leq 15^\circ\text{S}$), Central ($15^\circ\text{S} < \text{latitude} \leq 25^\circ\text{S}$) and South (latitude $> 25^\circ\text{S}$). These geographical limits were selected in order to achieve balance of data among the three levels of area. Each subarea includes one of the three core positions where the Brazilian fleet effort have been concentrated across the last decades (core areas).

There are papers concerning the historical development of the longline Brazilian fleet, which includes information about fishermen target and changes in fishing strategies (e.g. Meneses de Lima et al. 2000). There is also information about Brazilian fishery monitoring programs. Samples of fishermen logbooks were available from 1978 to 2012. In addition, in the end of 2004 onboard observers were mandatory for leased boats. However, the onboard observer program was active only until the end of 2011/beginning of 2012. Qualities of data reported in periods with and without onboard observers are probable different. We took into account all the available information when selecting the approaches used in this paper to standardize CPUE.

Year, quarter and area were always considered as factors in all approaches. The differences are related to the way the variables HPB and flag were used to build the models. Follows a description of the four approaches we have considered in the paper:

Approach 1 – Whole dataset is used including all flags. In addition to the explanatory variables year, area and quarter we used:

HPB – covariable (quantitative).

Flag – factor (qualitative) with levels as shown in **Table 1**.

Approach 2 – Only the flags with large number of fishing sets ($> 2\%$ of the total dataset) were retained for analysis, namely, leased boats from Spain (BRA-ESP), national boats (BRA), leased boats from Japan (BRA-JPN), Saint Vincent (BRA-VCT), Panama (BRA-PAN), China-Taipei (BRA-TAI), Belize (BRA-BLZ) and Honduras (BRA-HND). The number of hooks per basket was assumed as proxy of fishery strategy. Hence, we identified fishery phases for each flag based on the frequency distributions of HPB across the years (**Figure 1**). For example, if for a given flag (e.g. BRA) there was a period in which HPB was 5 in most of the fishings sets,

and a period in which most of the boats used 6 hooks per basket, we have assumed that there were two distinct phases in the fishery, probably with distinct coefficients of catchability. The time series was then split according to the number of phases and different levels of flag factor were assigned to the fishing sets of the phases (e.g. BRA 1 and BRA 2). In this approach HPB was not included in the models. Besides year, quarter and area the only factor considered as explanatory variable was:

Flag – factor (qualitative)

- BRA1 – predominance of HPB=5 (1979-1985);
- BRA2 – predominance of HPB=6 (1986-1996);
- BRA3 – predominance of HPB=7 (1997-2004);
- BRA4 – predominance of HPB=5 (2005-2012);
- BRA-ESP1 – predominance of HPB=4 (1997-2002);
- BRA-ESP2 – predominance of HPB=5 (2003-2006);
- BRA-ESP3 – predominance of HPB=6 (2007-2012);
- BRA-PAN1 – predominance of HPB=4 (2000-2003);
- BRA-PAN2 – predominance of HPB=6 (2004-2007);
- BRA-JPN1 – predominance of HPB=5 (1978-2001);
- BRA-JPN2 – predominance of HPB superior a 10 (2011-2012);
- BRA-VCT; BRA-TAI; BRA-BLZ; BRA-HND – only one phase.

Approach 3 – Only the flags with large number of fishing sets (> 2% of the total dataset) were retained for analysis. In addition, ancillary information concerning historical development of Brazilian fleet was considered when selecting the levels of factor flag. Meneses de Lima et al (2000) reported that the type of the longline used by fishermen of the national vessels (BRA) started to change in the end of 1990's because swordfish became a target. As a matter of fact, the CPUE of national vessels after 2000 were much higher than in the previous years (**Figure 2**). Hence, we have assumed that the catchability has changed. In addition to year, area and quarter, the other explanatory variables were:

HPB – covariate (quantitative)

Flag – factor (qualitative)

- BRA1 (1978-2000) – Most of longlines were deployed into the water during the day below the surface layer. They were built with multifilament nylon and fish were the bait;
- BRA2 (2001-2012) – Predominance of longlines with monofilament nylon, often deployed surface layer during the beginning of the night with light-sticks and squid as bait;
- BRA-JPN; BRA-ESP; BRA-PAN; BRA-VCT; BRA-TAI; BRA-BLZ; BRA-HND – unaltered

Approach 4 – Only the flags with large number of fishing sets (> 2% of the total dataset) were retained for analysis. We also considered information concerning government monitoring program. In the very end of 2004 the onboard observer program started. Hence the quality of the data has probably changed. Maybe the catches and CPUEs reported in the two periods (with or without observers) are not comparable. Therefore, the time series should be split in two parts, from 1978 to 2004, and from 2005 to 2012. Hence, in addition to year, area and quarter, the other explanatory variables used to model the CPUE of the two parts of the datasets were:

Dataset 1 (1978- 2004)

HPB – covariate (quantitative)

Flag – factor (qualitative) with levels: BRA, BRA-BLZ, BRA-ESP, BRA-HND, BRA-JPN, BRA-PAN, BRA-TAI, BRA-VCT;

Dataset 2 (2005 – 2012)

HPB – covariate (quantitative)

Flag – factor (qualitative) with levels: BRA, BRA-ESP, BRA-HND, BRA-JPN, BRA-PAN, BRA-VCT.

2.3 Models

Generalized linear models (GLM) used in this paper to standardize CPUE in matrix notation are:

$$(1) \quad g[E(y)] = X\beta$$

in which y is a vector of response realization, $E(.)$ is the expectation, $g[.]$ is the link function, X is the matrix with the realizations of the explanatory variables, and β is the vector of parameters. In order to estimate β a probability distribution of exponential family for y and a link function are selected in advance.

Catch in number of fish was the response variable, while the logarithm of effort was the offset. Catch in weight was not considered due to high proportion of missing values. Because catch (y) is a counting variable (discrete) we selected Poisson (P) and negative binomial (NB) distributions. However, the proportions of catches equal to zero are not low for all levels of the factors. Overall the proportion of zero is approximately 23%. Hence, we opted to try also models to account for overdispersion due to the excess of zeros, namely Zero Inflated Poisson (ZIP), Zero Inflated Negative Binomial (ZINB), Hurdle Poisson (HP) and Hurdle Negative Binomial (HNB) models. Because in preliminary analyses we have had convergence problems when fitting mixed models with fixed and random effects (see Oliveira et al. 2017), in this paper only fixed effects models were used. In addition, logarithm link function was used for all the models.

In order to select the order the explanatory variables enter in the model we have fitted simple models with only one of explanatory variable at a time, and we calculated the Akaike Information Criterion (AIC) (Akaike 1974) for each model. The AIC is an index that reflects the trade-off between bias of the models and variance of the estimations (Burnham and Anderson 2002). We have ranked the explanatory variables based on AIC to select the order they were included in the models. The selection of variables to be kept in the model (or dropped off) was also based on AIC. Although the comparisons of models with such different structures (P, NB, ZIP, ZINB, HP, HNB) may be based in different aspects, we have opted to rely only on AIC for simplicity sake.

Diagnostics of residuals were used to assess the quality of the fittings of the models selected for each approach (1, 2, 3 or 4). Standardized CPUEs time series as calculated in this paper were compared. We also compared estimations calculated in this paper to the standardized CPUE available in the previous swordfish stock assessment meeting in 2013. We also assessed the relationship between each standardized CPUE time series and the total catch of South Atlantic swordfish. Software R 3.3.1 (R Core Team 2016) and package *pscl* were used in the analysis.

4. Results

4.1 Spatial Distribution

Longline Brazilian fleet operations cover a large part of the South Atlantic and equatorial region (**Figure 3**). Overall the catches were high in the core sub regions where the effort was also high. There are regions with more than 3 million of hooks and catches higher than 10 thousand fishes. In the North are efforts were high over equatorial region, specially in the west of Atlantic Ocean. In the Central area most of longlines were deployed in the mid of Atlantic, while in the South area most of the fishing sets were in the west margin closer to the South America continent. Effort was low in the east of South Atlantic. Most of high CPUE values (> 10 fish/1000 hooks) were in Central area far from the continental land. Overall the CPUEs closer to the continent were low, though the west of equatorial region is an exception.

4.2 Relationship nominal CPUE and explanatory variables

Relationships between nominal CPUE and explanatory variables are shown in **Figure 4**. Variability of CPUE values across the years were high. Overall the CPUEs have increased from 1978 to 1982, but the values were low from the mid 1980's until the beginning of 2000's. After 2002 the CPUEs estimations increased quickly and remain high, though there was a decreasing trend in the very end of the time series. Variances of CPUE values by quarter were high. Overall CPUEs of the 2nd and 3rd quarter were slightly higher than in other periods of the year. Notice also that CPUEs tend to be higher in Central area. The correlation between CPUE and HPB was negative, hence the larger the HPB the lower the expectation of the catch rate. The CPUEs of the several flags are quite different. Notice the high values of CPUE reported for flags BRA-VUT, BRA-KIT and BRA-UK.

Those high values are suspect and we are investigating if there are non-sampling errors. However, the numbers of reports for those three flags were low hence they were discarded in the approaches 2, 3 and 4. In this sense comparisons of results of approach 1 to the results of the other approaches is useful as a sensitivity analysis concerning the inclusion of some of the flags.

4.3 Model Fitting

Frequency distributions of the catches (response variable) as they appear in the datasets retained for calculations are shown in **Figure 5**. Notice that the vector of response variables for approaches 2 and 3 are the same, and that the database was split in two for calculations following approach 4. Overall the distributions of catches were similar for approaches 1, 2, 3 and for the first part of the dataset selected in the approach 4 (period without onboard observers). These distributions showed high quantity of zeros and heavy right tail. On the other hand, the proportion of zeros was low and there is not a heavy tail in the distribution of catches as reported in the second part of the dataset used in the approach 4 (period with onboard observer).

Only the simplest Poisson model converges if all the interactions are considered in the calculations. The main problem is the interaction between year and flag, because of the lack of balance. Hence this interaction was not considered in the results showed hereafter. Summary of information criteria, loglikelihood and other indices of the models fitted are shown in **Table 2**. In the approach 1 zero inflated models did not converge. Among the models that converged those with negative binomial outperformed the Poisson models. Because of the structure of the hurdle models, the estimations of the number zero catches are always equal to the observed number of zero catches in the dataset, which was 13,465 in the approach 1. If we rely in the difference between the numbers of zeros observed and estimated with the models, the simple Poisson is the more biased model. Overall, the simple negative binomial model outperforms the others in the approach 1 if we rely in the AIC or even in the loglikelihood estimation. All the models converged in the approach 2 and only the ZINB did not converge in the approach 3. Overall results of calculations in the approaches 1, 2 and 3 were similar in the sense Poisson model was biased. In addition, similarly, the simple negative binomial model outperformed the other models in the approaches 2 and 3. In the approach 4 the dataset was split in two parts (1978-2004 – without onboard observers; and 2005-2012 – with onboard observers). If we rely on AIC the simple negative binomial model is selected for first part of the dataset, while the simple Poisson is selected for the second part of the dataset. It is important to highlight that the numbers of parameters of the models are not the same. Hence when we say one model is better than the other is due to the probability distribution but also due to the parameters (main effects and interactions) included in the formulation.

Residual diagnostics of the models fitted following the approaches 1, 2, 3 and 4 were similar (**Figure 6**). Residuals are heteroscedastic (panels at left – **Figure 6**), which is an expected result because the response variable is a counting. In addition, the variances of Poisson and negative binomial models increase along with the estimation of expectation of the response variable. However, the expectations of the residuals were close to zero for all the models, in this sense all of them are not strongly biased. Distributions of residuals were not approximately normal (central panels – **Figure 6**) because there are strong violations in the tails. Catches are strictly positive variables and asymmetrical distributions are common. We did not assume the normal distribution, instead we have used probability distributions (Poisson and negative binomial) for counting data which may be suitable to model such kind asymmetrical response variable. Hence, the non-normal data is not of concern. However, it is important to remind that most of inferences in the GLM and GLMM frameworks are based on asymptotical assumption that the data is approximately normal in mild conditions with large sample size (e.g. chi-square and Wald statistics). Hence the inference results may be not as powerful as in the ideal condition of normality. Leverage and Cook's distances are shown in the right panels of **Figure 6**. As a rule of the thumb Cook's distances lower than 0.5 are not of much concern (Dobson 2002). However, the leverage was high for several fishing set reports in the approaches 3 and 4. Usually data points with leverage values higher than $4p/n$ (p – number of parameters; n – sample size) are highly influential. Further investigation of that influential data points is encouraged if standardized CPUEs of approaches 3 and 4 are selected for stock assessment.

4.4 Standardized CPUE

Scaled standardized CPUEs ($x/\text{mean}(x)$) as calculated following the four approaches are shown in **Table 4** and in **Figure 7** along with nominal CPUE. Overall time trends of nominal and standardized CPUE estimations of

approaches 1, and 3 were similar. Values of CPUEs decreased from 1978 to 2002, then there was an increase until 2007. The values remain high until 2010, but there decrease in 2011 and 2012. Estimations of standardized CPUE as calculated following the approach 4 were flat in the two periods (1978-2004 without onboard observer; 2005-2012 with onboard observer).

The intention was to provide alternative standardized CPUE times series to Brazilian fleet, because the previous estimation not useful for stock assessment. We tried out alternative calculations but at the moment we do not have motivation to say that one of the approaches is less biased than the others. Hereafter we show the results in more detail concerning the simplest approach (1), which are similar to the results of approaches 2 and 3. Estimations of parameters of the binomial model selected in the approach 1 are in **Table 3**. Dimension of the model is relatively high and the null hypothesis (parameter equal to zero) was rejected for 162 parameters ($p < 0.05$). All explanatory variables included in the model as main effect or interaction terms proved to be important to understand the variability of the catches.

Brazilian standardized CPUE time series calculated following approach 1 (this paper) and the previous standardized CPUE time series calculated in 2013 (see Hazin et al. 2014) are showed together in **Figure 8**. The two time series are conflictive from 1978 until 2005. Overall standardized CPUE calculated in this paper decreased from 1978 until 1998, but increase fast from the end of 1990's until 2005. In opposition standardized CPUE presented in 2013 increased monotonously in a constant and moderate rate from 1978 until 2005. After 2005 the two standardized CPUE are not conflictive.

Total catch of South Atlantic swordfish and the relationship between the catch and two standardized CPUE time series (this paper and Hazin et al. 2014) are shown in **Figure 9**. Catch time series show two distinct phases. Total catches increase from 1978 to 1995, and then the catches decreased until 2012 (**Figure 9A**). Correlation between catch and standardized CPUE calculated in this paper (**Figure 9B**) was weak and negative ($r = -0.181$; $p = 0.2973$), while the correlation between the catch and the previous estimation of standardized CPUE (**Figure 9C**) were positive and marginally significative ($r = 0.321$; $p = 0.0598$).

5. Discussion

Pelagic longline fishing in the Atlantic Ocean began in the mid-1950s (Hazin et al., 2005), however, records of swordfish catches by the Brazilian fleet are available only in the late 1970s. During this period the catches were relatively small, since the main target was the tuna (Meneses de Lima, 2000). The increasing trend observed in catches of swordfish in the early 2000s seems to reflect the direction of the fleet, since the swordfish was reportedly target only as of 1994 (Arfelli, 1996). The distribution of annual nominal CPUE values can be divided into three distinct phases: average CPUEs from the late 1970s to the mid-1980s; Low CPUEs until the end of the 1990s; and high until the end of the time series. This last phase seems to reflect fleet efficiency over species rather than abundance, because of the changes in fishing gear and fishermen's strategies to maximize swordfish catches in the mid-1990s (Arfelli, 1996). Since nominal CPUE reflects the joint variations of the catchability coefficient and abundance of the species (Francis et al., 2003).

In the mid of South Atlantic the CPUEs were in general higher than in west close to the South America continent, but the effort was high in the later region. Probably the tradeoff between yield and operational cost are favorable to the regions close to harbors and continental land. Since the high cost of diesel oil consumption is one of the main inputs in oceanic fishing (Hazin and Travassos, 2010) Thus, it is likely that therefore the areas with the highest CPUEs were not the most exploited areas.

Further investigation is necessary but at first glance the frequency distribution of catches in the period in which the onboard observer program was active (2005-2012) was different than in the previous period. It is expected that the quality of the data with onboard observers is better. To split dataset in two parts is an alternative to cope with the change concerning the quality of the data. The changes in the configuration of the longline were represented by the number of hooks per basket (HPB), which is related to the depth of the gear (Bigelow et al., 2006). Estimations of standardized CPUEs with HPB as covariate or with categorical variables with levels that reflect the changes in HPB were similar.

In 2013 a “target” explanatory variable was calculated based on a cluster analysis of the catches of the different species (Hazin et al., 2014). However, in the present paper the explanatory variable HPB was used as a proxy of possible changes concerning the target species. It is perhaps for this reason that the estimations of standardized CPUE time series calculated in this paper and the one presented in the 2013 are conflictive. In general, if total catch increases it is expected that the biomass of the stock decreases. Hence the correlation between catch and an index of relative abundance is expected to be negative for a target resource in a traditional developed fishery system. If we rely on this line of reasoning, probably the estimations with HPB as proxy of target are more reliable as relative abundance indices. However, further investigations are encouraged.

The inclusion of vessel flags in the CPUE standardization was the most important factor to explain the variability of the response variable in the selected approach, which makes sense, since the factor explains the changes in the dynamics in the fishing efficiency, according to the interest of the fishermen. The swordfish fishery did not have a well-defined seasonal pattern. In this way, it is noticed that in the selected model, the factors “quarter” and “fishing area” were the least important to explain the variability of the catch rates. Although there are reports that swordfish travel horizontally throughout the year (Collette, 1995).

Given the uncertainties about the current stock situation of the South Atlantic swordfish, it is evident the importance of detailed studies to obtain reliable relative abundance indices. The different approaches tested provide alternatives for the construction of standardized CPUE series, which, although it did not result in large differences in trends over time, except for approach 4, were important for providing alternatives to the work group in stock assessment.

References

- Akaike, H. 1974. A new look at the statistical identification model. IEEE Transactions on Automatic Control, 19: 716-723.
- Arfelli, C.A. 1996. Estudo da pesca e aspectos da dinâmica populacional de espadarte, *Xiphias gladius* L. 1758, no Atlântico Sul. Tese de Doutorado. Universidade Estadual Paulista - UNESP. Rio Claro. 175f.
- Bigelow, K., Musyl, M. K., Poisson, F., Kleiber, P. 2006. Pelagic longline gear depth and shoaling. Fisheries research, 77(2), 173-183.
- Burnham, K. P. and Anderson, D. R. 2002. Information and likelihood theory: a basis for model selection and inference. Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach, 2, 49-97.
- Collette, B. B. 1995. Xiphiidae. Peces espada. p. 1651-1652. In W. Fischer, F. Krupp, W. Schneider, C. Sommer, K.E. Carpenter and V. Niem (eds.) Guia FAO para Identificación de Especies para lo Fines de la Pesca. Pacífico Centro-Oriental. 3 Vols. FAO, Rome.
- Dobson, A. J. 2002. An introduction to generalized linear models. 2nd Edition. Chapman & Hall/CRC. 225 pp.
- Francis, C. R., Hurst, R. J., Renwick, J. A. 2003. Quantifying annual variation in catchability for commercial and research fishing. Fishery Bulletin, v. 101, n. 2, p. 293-304.
- Hazin, H.G., Hazin, F.H.V., Travassos, P., Erzini, K. 2005. Effect of light-sticks and electrolume attractors on surface-longline catches of swordfish (*Xiphias gladius*, Linnaeus, 1959) in the southwest equatorial Atlantic. Fisheries research, v. 72, n. 2, p. 271-277.
- Hazin, H. G., Hazin, F. H., Mourato, B., Carvalho, F., Frédou, T. 2014. Standardized catch rates of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Brazilian fleet (1978-2012) using generalized linear mixed models (GLMM) using delta log approach. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4), 1875-1884.
- Hazin, F. H. V. and Travassos, P. 2010. Aspectos estratégicos para o desenvolvimento da pesca oceânica no Brasil. Parcerias Estratégicas, v. 11, n. 23, p. 289-310.
- ICCAT. 2014. Report of the 2013 Atlantic swordfish Stock assessment session. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1484-1678.

- Maunder, M. N. and Punt, A. E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fisheries Research*. 70: 141-159.
- Meneses de Lima, J.H, Kotas, J.E.; Lin, C.F. 2000. A historical review of the Brazilian longline fishery and catch of swordfish (1972-1997). *Collective Volume of Scientific Papers ICCAT*, 54(4): 1329-1257.
- Oliveira, E.S.C., Carneiro V.G.O., Andrade H.A.A. 2017. Estimations of standardized catch rates of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by Brazilian fleet as calculated using fixed and random effects. *Collective Volume of Scientific Papers ICCAT*. SCRS/2017/XX.
- R Core Team. 2016. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Rodrigues, S.L., Carneiro, V.G.O, Andrade, H.A.A. 2017. Análise histórica das operações das embarcações de longline no Brasil e do direcionamento para a pesca do espadarte (*Xiphias gladius*). ESO report 20p.
- Walsh, W. A. and Brodiziak, J. 2015. Billfish CPUE standardization in the Hawaii longline fishery: Model selection and multimodel inference. *Fisheries Research*, v. 166, p. 151-162.

Tables**Table 1.** Number of fishing set by flag as reported in the available database.

Flag name	Flag code	Nº reports	(%)
SPAIN	BRA-ESP	13948	23.73
NATIONAL	BRA	13109	22.30
JAPAN	BRA-JPN	7942	13.51
SAINT VINCENT	BRA-VCT	6887	11.72
PANAMA	BRA-PAN	5799	9.87
CHINESE TAIPEI	BRA-TAI	4024	6.85
BELIZE	BRA-BLZ	1696	2.89
HONDURAS	BRA-HND	1430	2.43
PORTUGAL	BRA-PRT	807	1.37
MAROCCO	BRA-MAR	796	1.35
URUGUAY	BRA-URY	645	1.10
KOREA	BRA-KOR	473	0.80
U.S.A	BRA-USA	426	0.72
GUYANA	BRA-GUY	236	0.40
UNITED KINGDOM	BRA-UK	207	0.35
CANADA	BRA-CAN	146	0.25
ICELAND	BRA-ISL	121	0.21
SAINT KITTS AND NEVIS	BRA-KIT	54	0.09
VANUATU	BRA-VUT	20	0.03
BOLIVIA	BRA-BOL	11	0.02

Table 2. Summary of the models fitted: Poisson (P), Negative Binomial (NB), Zero Inflated Poisson (ZIP), Zero Inflated Negative Binomial (ZINB), Hurdle with Poisson (HP), and Hurdle with Negative Binomial (HNB). In the column at left there are: number of parameters (k), log likelihood (logLik), Akaike Information Criterion (AIC), and number of zero as predicted by using the models.

	Model structure					
	P	NB	ZIP	ZINB	HP	HNB
APPROACH 1						
k	1035	370			346	346
AIC	601442.9	337064.9			598793.0	338906.5
LogLik	-300253.5	-168188.4	-	-	-299050.5	-169106.2
Zero	4792	12708			13465	13465
APPROACH 2						
k	776	300	312	324	108	108
AIC	569243.1	311504.5	535023.2	533567.2	548869.4	313178.0
LogLik	-284265.6	-155465.2	-267199.6	-266459.6	-274326.7	-156480.4
Zero	4577	12252	12851	12851	12851	12851
APPROACH 3						
k	584	312	320		98	98
AIC	561693.5	310930.3	546894.0		571861.5	315879.8
LogLik	-280470.8	-155164.1	-273127.0	-	-285832.7	-157840.9
Zero	4494	12363	12865		12851	12851
APPROACH 4						
(1)						
k	596	175	112		112	90
AIC	435109.7	219134.5	412576.0		412651.2	220242.5
LogLik	-217232.8	-109407.3	-206176.2	-	-206213.6	-110030.3
Zero	3676.0	11531	11182		11200	11200
(2)						
k	137	76	62	40	76	62
AIC	120899.1	89086.69	123671.2	88748.0	122505.6	88178.9
LogLik	-60342.56	-44474.34	-61773.61	-44333.01	-61176.82	-44026.48
Zero	948	1172	1672.00	1757	1651	1651

– algorithm did not converge.

Table 3. Estimations of parameters for the model fitted in approach 1. Only the significant estimations ($\alpha > 0.05$) are showed.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-6,00856	0,274392	-21,8977	7,29E-106
flagBRA-BLZ	-1,3013	0,136689	-9,52015	1,79E-21
flagBRA-CAN	-0,76341	0,184485	-4,13804	3,51E-05
flagBRA-ESP	0,128932	0,053808	2,396137	0,016572
flagBRA-GUY	-3,76455	0,718416	-5,24008	1,61E-07
flagBRA-HND	-0,55397	0,088271	-6,27578	3,50E-10
flagBRA-JPN	-1,25165	0,088071	-14,2119	9,21E-46
flagBRA-PAN	-1,93355	0,08284	-23,3407	6,08E-120
flagBRA-PRT	-0,62073	0,149109	-4,16293	3,15E-05
flagBRA-TAI	-1,2669	0,076958	-16,4622	9,40E-61
flagBRA-VCT	-1,82941	0,065384	-27,9796	3,90E-171
year1982	3,036865	0,573283	5,297319	1,18E-07
year1984	1,635494	0,598069	2,734625	0,006247
year1985	2,195295	0,591932	3,708694	0,000209
year1987	1,138805	0,383916	2,966287	0,003015
year1988	1,360859	0,320063	4,251845	2,12E-05
year1989	0,876515	0,341929	2,563445	0,010366
year1991	3,188596	0,391501	8,144539	3,88E-16
year1994	-0,97022	0,381463	-2,54342	0,01098
year1998	2,180172	0,303598	7,181104	7,00E-13
year2000	0,633151	0,280387	2,258129	0,023941
year2001	1,725334	0,280811	6,144116	8,09E-10
year2004	1,585956	0,315602	5,025175	5,04E-07
year2005	1,401994	0,301164	4,655245	3,24E-06
year2006	1,426046	0,308294	4,625601	3,74E-06
year2009	-1,19127	0,473874	-2,51389	0,011943
year2011	1,506619	0,306078	4,922344	8,57E-07
year2012	2,243325	0,305042	7,354156	1,95E-13
hpb2	0,156096	0,030462	5,124192	3,00E-07
AreaC	1,067587	0,485993	2,196713	0,028045
quart2	0,550718	0,262316	2,099446	0,035782
year1981:hpb2	-0,1749	0,060904	-2,87178	0,004083
year1982:hpb2	-0,40233	0,097318	-4,13418	3,57E-05
year1984:hpb2	-0,19417	0,051427	-3,77569	0,00016
year1985:hpb2	-0,16372	0,059027	-2,77367	0,005545
year1986:hpb2	-0,10271	0,03924	-2,61744	0,008862
year1987:hpb2	-0,17911	0,039332	-4,55375	5,28E-06
year1988:hpb2	-0,16176	0,033628	-4,8102	1,51E-06
year1990:hpb2	-0,22333	0,112474	-1,98565	0,047076
year1991:hpb2	-0,34211	0,041118	-8,3202	8,97E-17
year1992:hpb2	-0,16075	0,041057	-3,91522	9,04E-05
year1994:hpb2	-0,07325	0,036056	-2,03161	0,042197
year1995:hpb2	-0,11045	0,0314	-3,51747	0,000436
year1996:hpb2	-0,14404	0,032122	-4,48415	7,33E-06

year1997:hpb2	-0,11446	0,031152	-3,67421	0,000239
year1998:hpb2	-0,27873	0,031811	-8,76224	1,96E-18
year1999:hpb2	-0,08291	0,030597	-2,70966	0,006737
year2000:hpb2	-0,10344	0,030293	-3,41477	0,000639
year2001:hpb2	-0,29514	0,030445	-9,69421	3,32E-22
year2002:hpb2	-0,14919	0,032099	-4,64793	3,36E-06
year2004:hpb2	-0,29527	0,036188	-8,15928	3,44E-16
year2005:hpb2	-0,30421	0,035355	-8,60462	7,84E-18
year2006:hpb2	-0,11684	0,036473	-3,20336	0,001359
year2007:hpb2	0,182095	0,064649	2,816663	0,004854
year2009:hpb2	0,271092	0,076376	3,549453	0,000386
year2011:hpb2	-0,20582	0,031531	-6,52764	6,74E-11
year2012:hpb2	-0,26401	0,032468	-8,13154	4,32E-16
year1996:areaC	-2,11184	0,547363	-3,8582	0,000114
year1998:areaC	-2,35439	0,533483	-4,41325	1,02E-05
year2001:areaC	-1,1424	0,493571	-2,31457	0,02064
year2002:areaC	-1,07751	0,508462	-2,11915	0,034082
year2007:areaC	-1,35103	0,505486	-2,67273	0,007526
year1989:areaS	-1,26971	0,29498	-4,30437	1,68E-05
year1993:areaS	-2,91706	0,776219	-3,75804	0,000171
year1994:areaS	-1,74694	0,306276	-5,70379	1,18E-08
year1995:areaS	-0,73951	0,292865	-2,52508	0,01157
year2001:areaS	-1,42059	0,281301	-5,05008	4,43E-07
year2005:areaS	0,556247	0,281716	1,974493	0,04833
year2006:areaS	-0,85516	0,284125	-3,00981	0,002615
year2011:areaS	-1,39804	0,314108	-4,45084	8,57E-06
year1981:quart2	1,76197	0,421666	4,178595	2,94E-05
year1988:quart2	-0,88369	0,280219	-3,15359	0,001614
year1989:quart2	-0,59918	0,28732	-2,0854	0,037037
year1990:quart2	-1,21192	0,426476	-2,84172	0,004489
year1991:quart2	-0,91605	0,318715	-2,87419	0,004052
year1994:quart2	1,642607	0,319817	5,136081	2,81E-07
year1999:quart2	-0,77545	0,270582	-2,86587	0,00416
year2000:quart2	-0,83146	0,266873	-3,11556	0,001837
year2001:quart2	-0,53221	0,267309	-1,99098	0,046487
year1979:quart3	1,053057	0,346736	3,037052	0,00239
year1981:quart3	1,939298	0,419303	4,625053	3,75E-06
year1985:quart3	-0,90327	0,358151	-2,52204	0,01167
year1986:quart3	0,698259	0,297075	2,350448	0,018754
year1992:quart3	1,359655	0,348064	3,906332	9,38E-05
year1994:quart3	2,723077	0,339142	8,029304	9,98E-16
year1995:quart3	0,630802	0,305609	2,064077	0,039015
year1996:quart3	1,227632	0,336867	3,644259	0,000268
year1997:quart3	1,393304	0,306744	4,542236	5,58E-06
year2002:quart3	0,844491	0,303241	2,78488	0,005356
year2004:quart3	0,705092	0,303983	2,319513	0,020371
year2005:quart3	0,819563	0,28614	2,864207	0,004182

year2006:quart3	0,927531	0,290491	3,19298	0,001409
year2009:quart3	0,785828	0,296012	2,654717	0,00794
year2011:quart3	1,254901	0,302073	4,154294	3,27E-05
year1979:quart4	0,916021	0,371399	2,466405	0,013651
year1981:quart4	1,714719	0,43527	3,939436	8,18E-05
year1983:quart4	0,762891	0,356887	2,137626	0,032551
year1984:quart4	1,050614	0,358456	2,930945	0,003381
year1986:quart4	1,337518	0,316347	4,228011	2,36E-05
year1990:quart4	0,845293	0,41167	2,053325	0,040046
year1992:quart4	1,172663	0,327147	3,584512	0,000338
year1993:quart4	1,683531	0,648291	2,596874	0,00941
year1994:quart4	2,309443	0,332543	6,944792	3,83E-12
year1995:quart4	0,769561	0,316721	2,429774	0,015111
year1996:quart4	1,175368	0,347076	3,386484	0,000708
year1997:quart4	1,42309	0,323689	4,39647	1,10E-05
year1999:quart4	0,77804	0,301347	2,581872	0,009829
year2000:quart4	1,281623	0,299165	4,283995	1,84E-05
year2001:quart4	0,715872	0,299989	2,386328	0,017021
year2002:quart4	0,850723	0,322095	2,641218	0,008263
year2004:quart4	1,392232	0,323148	4,308341	1,65E-05
year2005:quart4	1,646865	0,30565	5,388076	7,15E-08
year2006:quart4	1,24733	0,309064	4,035835	5,45E-05
year2008:quart4	1,008538	0,396832	2,541471	0,011041
year2009:quart4	1,166855	0,326269	3,576363	0,000349
year2010:quart4	0,828962	0,391548	2,117138	0,034252
year2011:quart4	1,140455	0,319953	3,564445	0,000365
hpb2:areaC	-0,05525	0,015182	-3,63927	0,000274
hpb2:areaS	-0,03804	0,010776	-3,52966	0,000416
hpb2:quart2	-0,02928	0,010561	-2,77241	0,005566
hpb2:quart3	-0,02528	0,010532	-2,40056	0,016373
hpb2:quart4	-0,05976	0,009442	-6,32916	2,48E-10
areaC:quart2	-0,26361	0,062226	-4,23641	2,27E-05
areaC:quart3	-0,47987	0,077244	-6,21248	5,25E-10
areaS:quart3	0,328385	0,073599	4,461829	8,14E-06
flagBRA-ESP:areaC	0,313416	0,083498	3,753573	0,000175
flagBRA-KOR:areaC	2,005492	0,65688	3,053058	0,002266
flagBRA-PAN:areaC	2,257999	0,151191	14,93474	2,43E-50
flagBRA-PRT:areaC	0,659531	0,149562	4,409753	1,04E-05
flagBRA-USA:areaC	1,771357	0,225685	7,84879	4,27E-15
flagBRA-BLZ:areaS	1,193845	0,183456	6,507526	7,70E-11
flagBRA-HND:areaS	0,636322	0,130216	4,886677	1,03E-06
flagBRA-JPN:areaS	1,281439	0,091293	14,0366	1,10E-44
flagBRA-KOR:areaS	3,282957	0,301224	10,89873	1,24E-27
flagBRA-PAN:areaS	2,852812	0,235859	12,09541	1,23E-33
flagBRA-PRT:areaS	0,802147	0,254607	3,150531	0,001631
flagBRA-TAI:areaS	0,413379	0,125301	3,299097	0,000971
flagBRA-USA:areaS	0,939418	0,39379	2,385578	0,017055

flagBRA-JPN:quart2	-0,28253	0,107326	-2,6324	0,008481
flagBRA-KOR:quart2	-2,17838	0,300449	-7,25041	4,21E-13
flagBRA-PAN:quart2	0,578158	0,110638	5,225658	1,74E-07
flagBRA-PRT:quart2	0,718096	0,167042	4,298891	1,72E-05
flagBRA-TAI:quart2	0,313382	0,13939	2,248235	0,024565
flagBRA-URY:quart2	0,609552	0,181056	3,366651	0,000761
flagBRA-USA:quart2	0,514003	0,197044	2,608573	0,009094
flagBRA-BLZ:quart3	-0,42663	0,193717	-2,20234	0,027645
flagBRA-ISL:quart3	-1,0124	0,401217	-2,52334	0,011627
flagBRA-KOR:quart3	-2,00899	0,29578	-6,79215	1,12E-11
flagBRA-PAN:quart3	0,56347	0,106323	5,299587	1,16E-07
flagBRA-PRT:quart3	1,049954	0,176797	5,938748	2,89E-09
flagBRA-TAI:quart3	0,545968	0,124015	4,402436	1,07E-05
flagBRA-VCT:quart3	0,432725	0,12568	3,443063	0,000576
flagBRA-CAN:quart4	-0,86217	0,341398	-2,52541	0,011559
flagBRA-ESP:quart4	-0,41269	0,072404	-5,69983	1,20E-08
flagBRA-HND:quart4	-0,32906	0,131397	-2,50434	0,012271
flagBRA-JPN:quart4	0,330684	0,102457	3,227523	0,001249
flagBRA-KOR:quart4	-1,51352	0,295213	-5,12687	2,96E-07
flagBRA-MAR:quart4	-0,45995	0,178139	-2,58195	0,009827
flagBRA-PAN:quart4	-0,61539	0,112407	-5,47468	4,40E-08
flagBRA-PRT:quart4	0,51956	0,217304	2,390941	0,016808
flagBRA-URY:quart4	-0,47638	0,176166	-2,70417	0,00685
flagBRA-USA:quart4	0,664614	0,239142	2,779159	0,005452

Table 4. Standardized CPUEs estimated for South Atlantic swordfish.

Year	Approach 1		Approach 2		Approach 3		Approach 4	
	Index	Scaled index	Index	Scaled index	Index	Scaled index	Index	Scaled index
1978	11.23	1.01	7.44	0.69	4.54	0.85	2.95	0.73
1979	7.57	0.68	5.96	0.55	3.33	0.63	2.43	0.60
1980	12.29	1.10	12.24	1.13	5.67	1.07	4.04	1.00
1981	15.99	1.43	15.54	1.43	6.90	1.30	5.72	1.41
1982	11.02	0.99	18.47	1.70	4.46	0.84	6.23	1.53
1983	12.70	1.14	10.48	0.97	6.03	1.13	3.62	0.89
1984	5.35	0.48	5.08	0.47	2.71	0.51	2.34	0.58
1985	12.02	1.08	8.68	0.80	4.87	0.91	2.97	0.73
1986	13.46	1.21	9.46	0.87	5.44	1.02	3.70	0.91
1987	10.22	0.91	10.55	0.97	6.05	1.14	6.43	1.58
1988	7.17	0.64	7.28	0.67	3.35	0.63	3.19	0.79
1989	6.62	0.59	3.76	0.35	3.07	0.58	1.91	0.47
1990	10.32	0.92	7.76	0.72	4.25	0.80	4.17	1.03
1991	10.75	0.96	6.46	0.60	5.20	0.98	3.86	0.95
1992	5.41	0.48	4.56	0.42	2.88	0.54	3.81	0.94
1993	8.02	0.72	4.75	0.44	2.89	0.54	1.68	0.41
1994	11.36	1.02	8.31	0.77	6.01	1.13	3.10	0.76
1995	4.37	0.39	4.23	0.39	2.63	0.49	5.28	1.30
1996	4.24	0.38	2.81	0.26	4.13	0.78	6.34	1.56
1997	6.17	0.55	3.01	0.28	3.19	0.60	4.15	1.02
1998	4.79	0.43	2.38	0.22	2.83	0.53	2.67	0.66
1999	5.72	0.51	3.40	0.31	3.14	0.59	3.60	0.89
2000	8.36	0.75	4.33	0.40	4.31	0.81	4.98	1.23
2001	3.09	0.28	2.45	0.23	1.58	0.30	2.19	0.54
2002	5.22	0.47	2.74	0.25	2.87	0.54	4.07	1.00
2003	19.50	1.75	6.18	0.57	6.90	1.30	7.26	1.79
2004	8.13	0.73	6.32	0.58	3.98	0.75	6.97	1.71
2005	10.25	0.92	9.71	0.89	4.97	0.93	9.02	0.82
2006	15.37	1.38	11.68	1.08	8.12	1.52	11.00	1.01
2007	30.12	2.70	36.15	3.33	16.36	3.07	13.20	1.21
2008	21.97	1.97	29.71	2.74	9.96	1.87	10.69	0.98
2009	27.51	2.46	33.03	3.04	13.72	2.58	11.96	1.09
2010	22.37	2.00	49.88	4.60	9.98	1.88	12.12	1.11
2011	10.95	0.98	11.92	1.10	4.83	0.91	9.19	0.84
2012	11.25	1.01	13.20	1.22	5.18	0.97	10.34	0.95

Figures

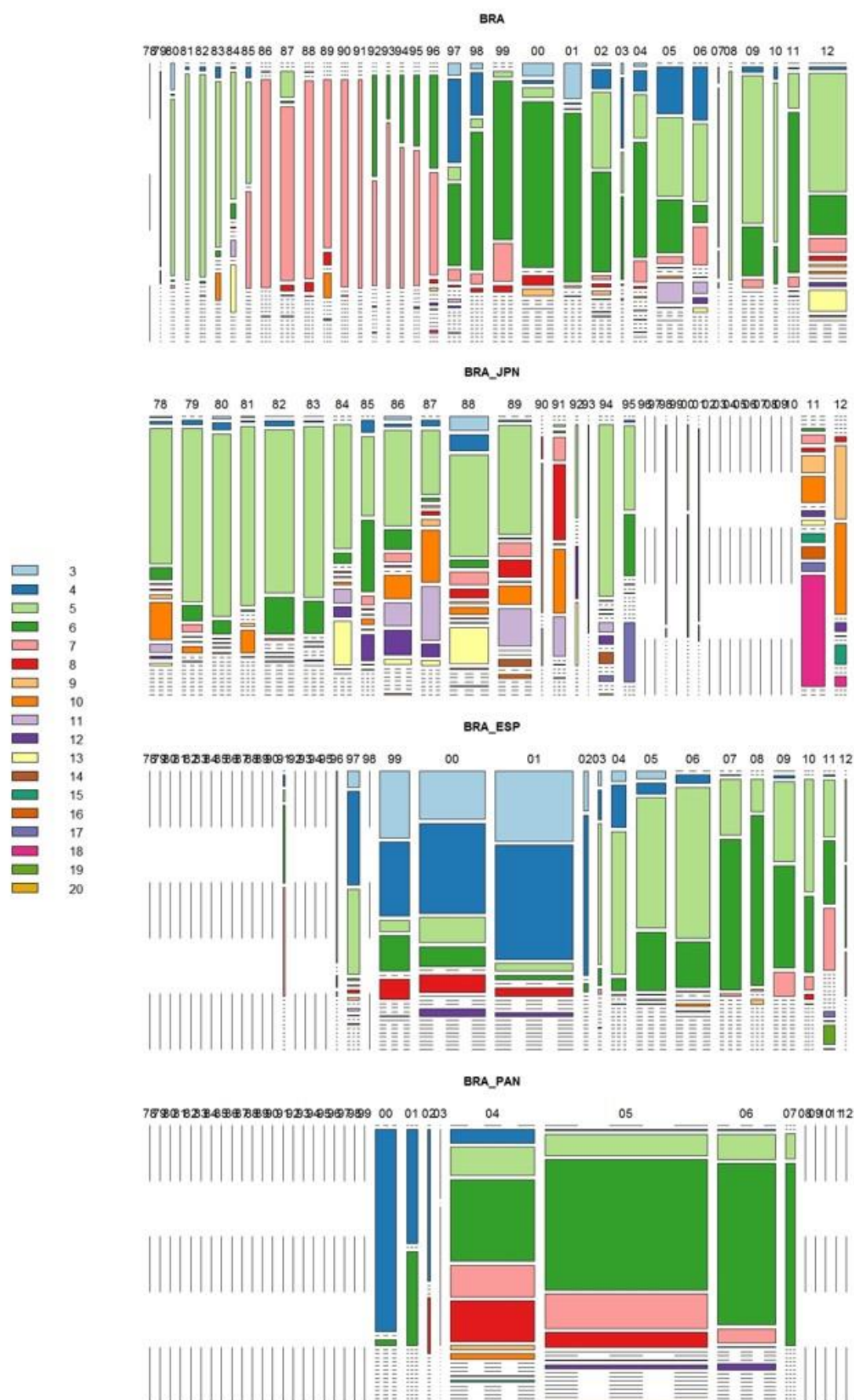


Figure 1. Mosaicplots for year (1978-2012) and number of hooks per basket (HPB). National boats (BRA), boats leased from Japan (BRA_JPN), Spain (BRA_ESP), and Panama (BRA_PAN). Colors stand for the different number of hooks.

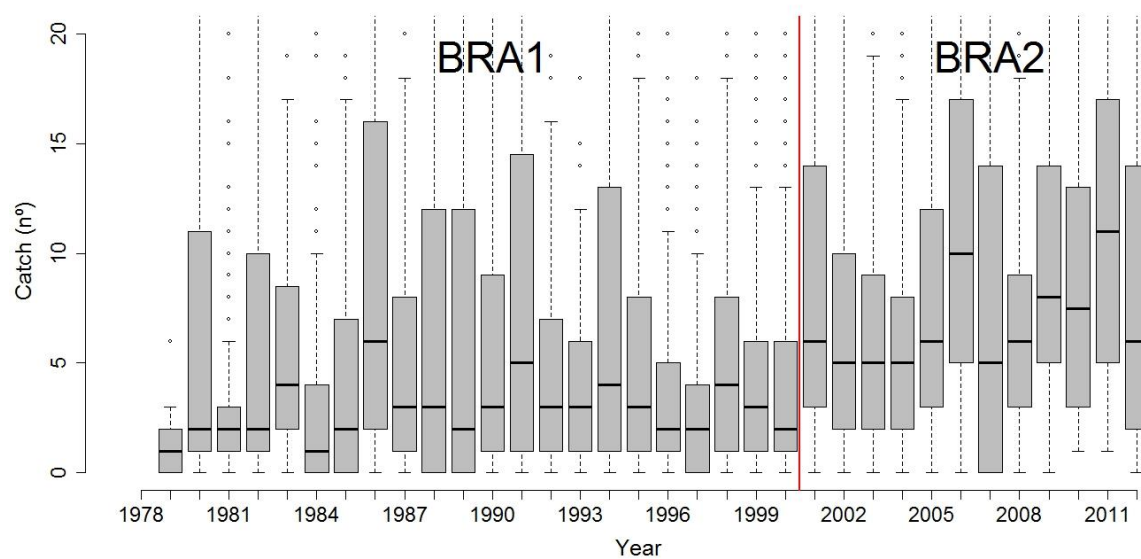


Figure 2. Catch per fishing of national boats. Vertical red line stands for the change of phase concerning fishermen target.

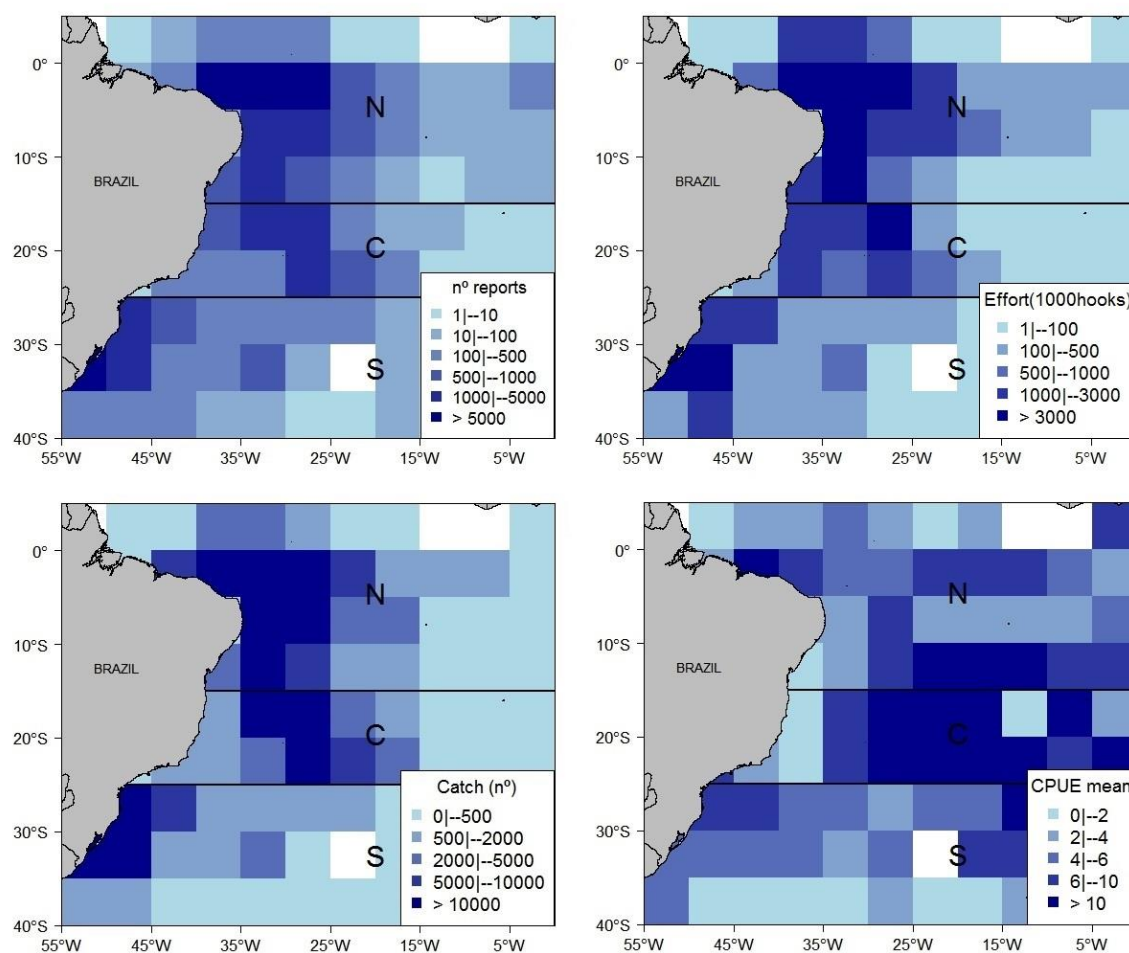


Figure 3. Number of fishing sets, fishing effort, catch of swordfish and the average of catch per unit effort (CPUE) (nº/1000 hooks). All data (1978-2012) were aggregated.

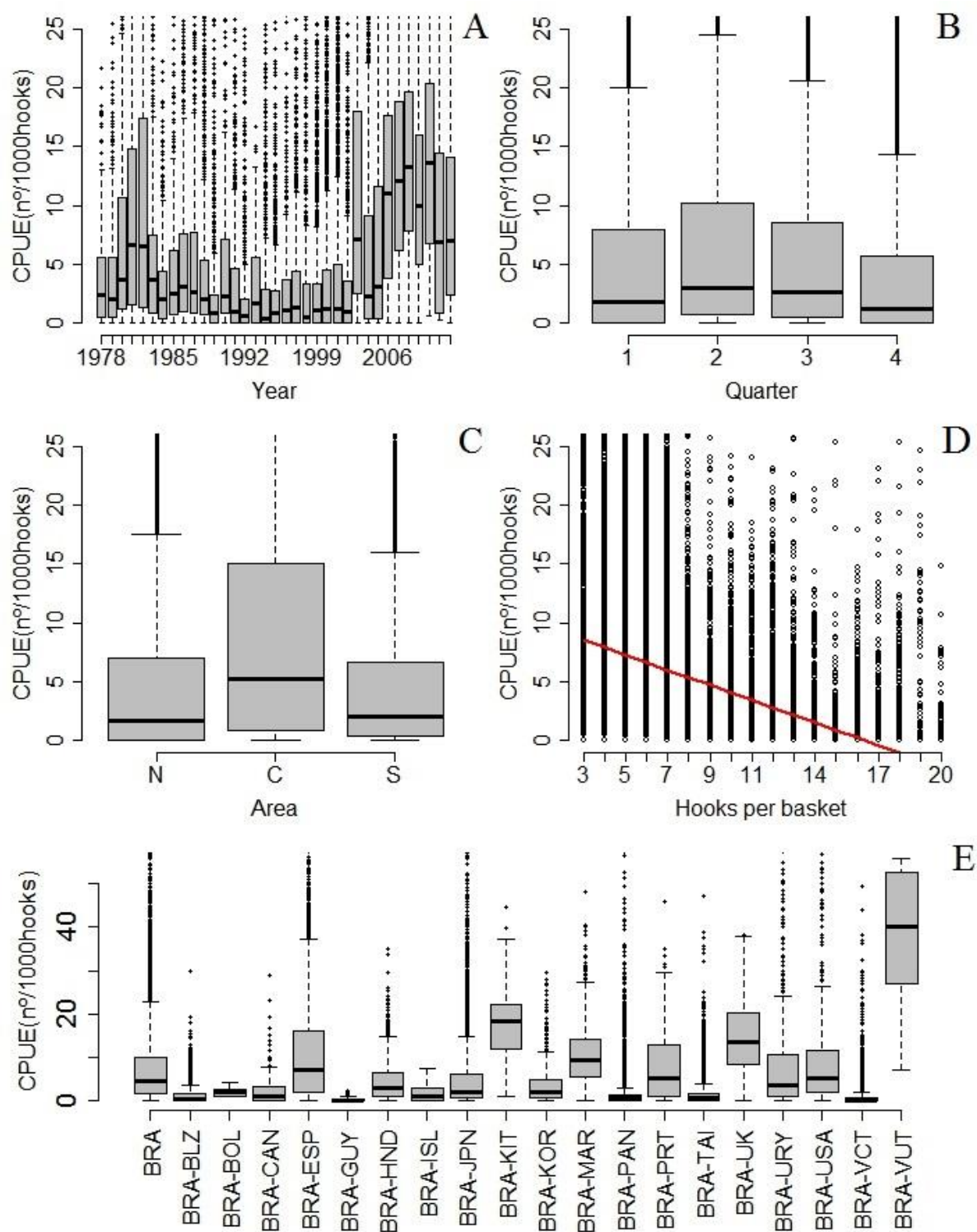


Figure 4. Relationships between catch per unit effort (CPUE) (n° / 1000 hooks) and: Year (A), Quarter (B), Area (C), Hooks per basket (D) and Flag (E).

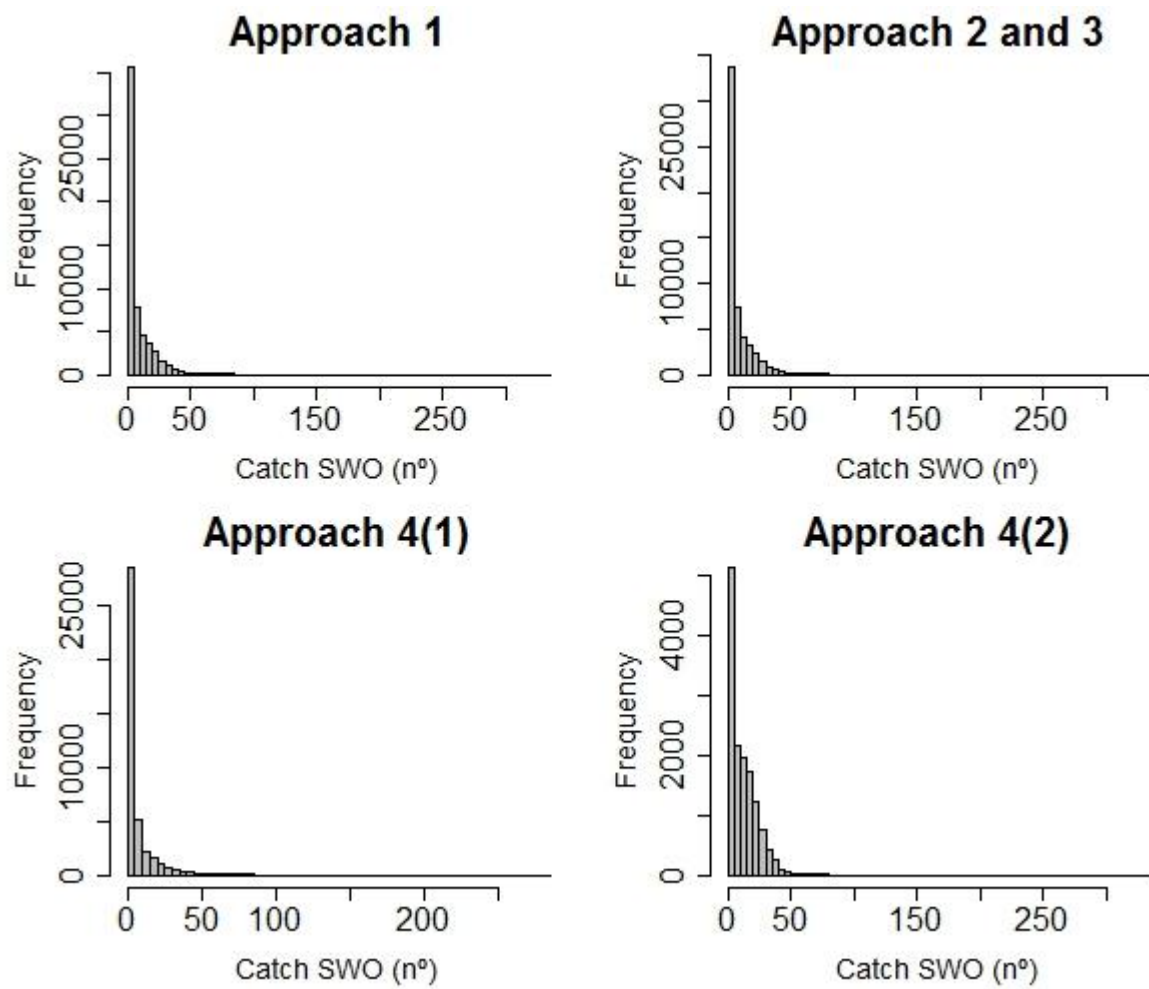


Figure 5. Frequency distributions of catches (number of fish).

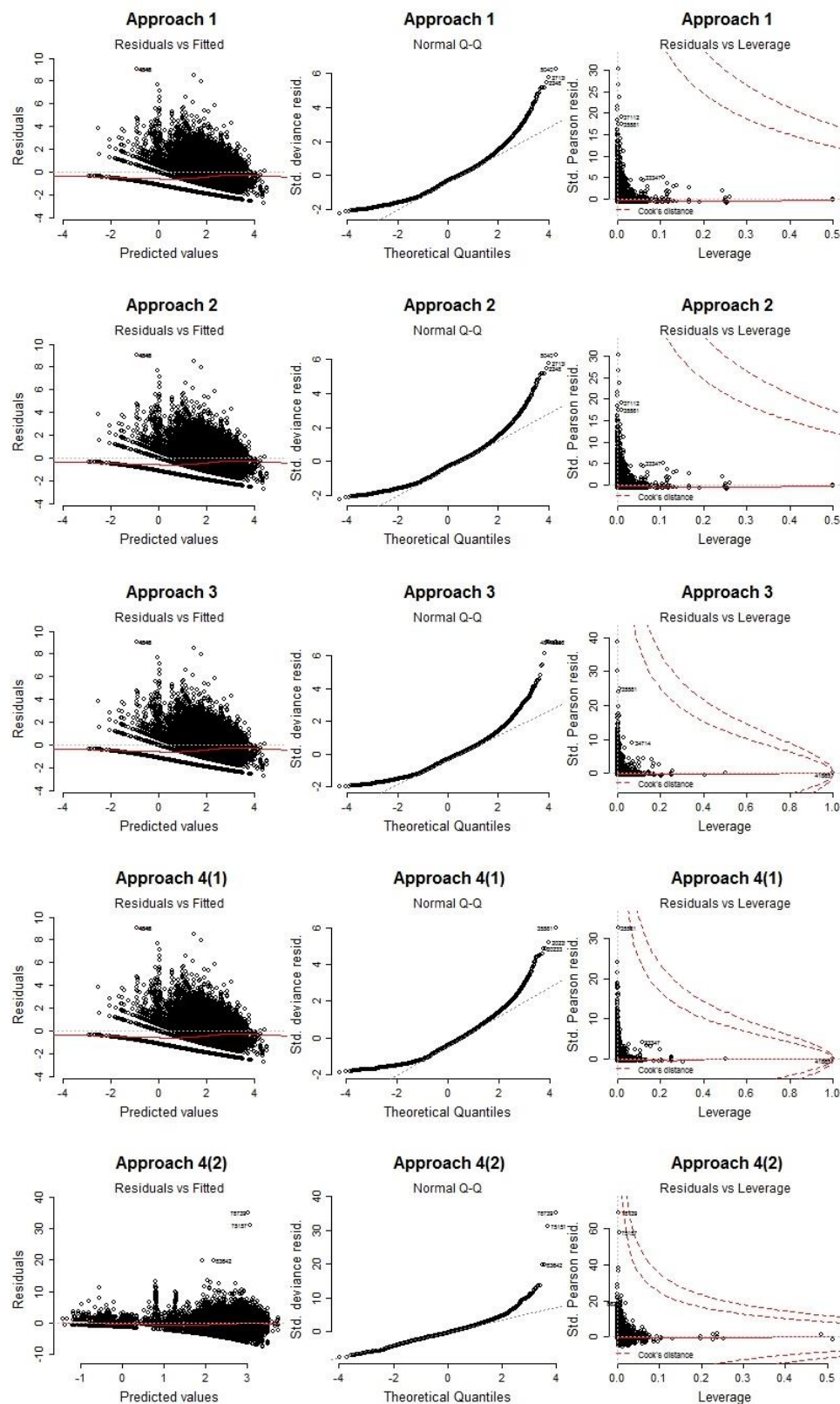


Figure 6. Residual diagnostics of models fitted following the approaches 1,2,3 e 4.

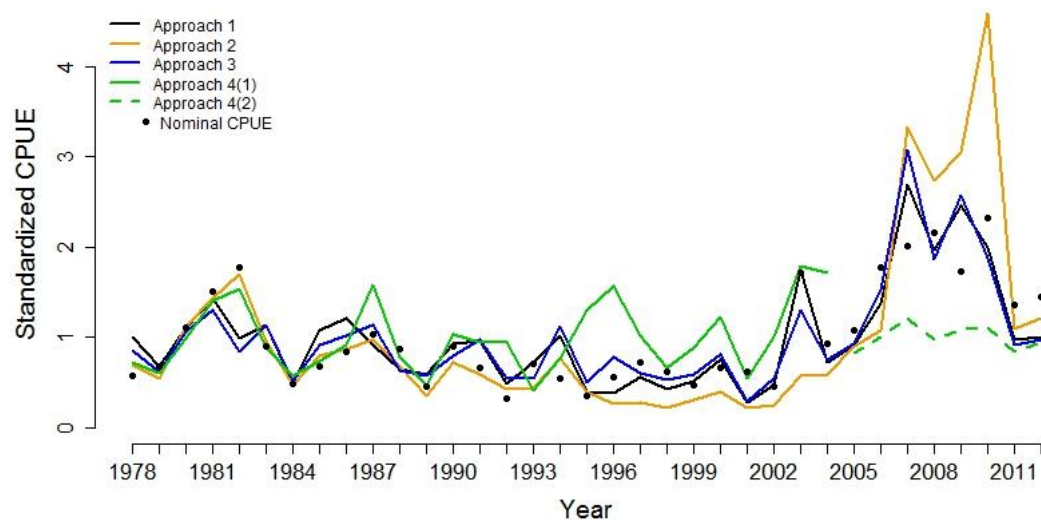


Figure 7. Standardized CPUE as calculated following approaches 1, 2, 3 and 4. Points stand for the nominal CPUE.

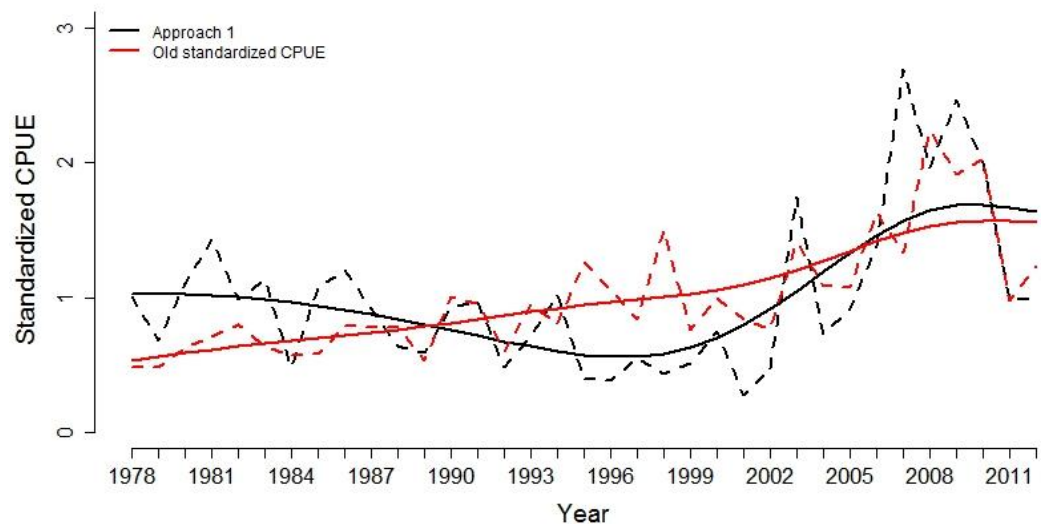


Figure 8. Comparison between the standardized CPUE as calculated in this paper and in 2013.

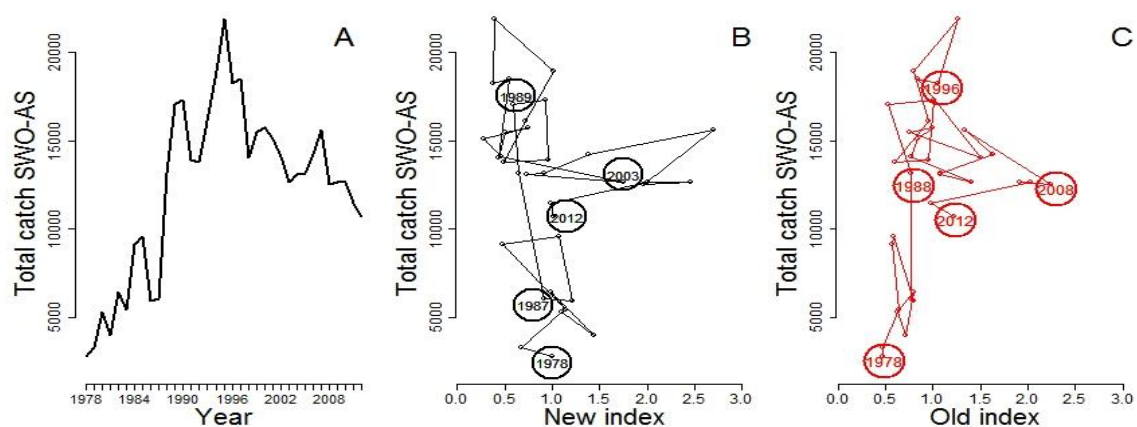


Figure 9. Total catch of South Atlantic swordfish (extracted from Task I ICCAT) (A), and relationships between total catch and standardized CPUEs as calculated in this paper (B) and in 2013 (C).

ARTIGO CIENTÍFICO II

3. ANÁLISE DA SÉRIE DE CAPTURA POR UNIDADE DE ESFORÇO PADRONIZADA PARA O ESPADARTE (*Xiphias gladius*) CAPTURADO PELA FROTA BRASILEIRA NO OCEANO ATLÂNTICO SUL**RESUMO**

As avaliações de estoques pesqueiros passam inicialmente pela obtenção de séries de CPUE (Captura Por Unidade de Esforço) padronizadas válidas como índice relativo de abundância. Este estudo apresenta uma análise da série de CPUE padronizada de espadarte (*Xiphias gladius*) capturado pela frota de espinhel brasileira no sul do Atlântico entre 1978 e 2012, utilizando informações de mapas de bordo preenchidos pelos mestres de pesca e do programa de observadores de bordo. Foram aplicados filtros baseados em análises de escala temporal pequena para amenizar as inconsistências das informações dentro de cada viagem de pesca, obtendo uma redução na dispersão dos valores de CPUE do espadarte em aproximadamente 20%. Devido a uma possível diferença entre qualidade dos dados obtidos pelos observadores e dos extraídos de mapas de bordo, o período de análise foi dividido em duas partes, série histórica (1978-2004) com informações exclusivas dos mapas de bordo, e série recente (2005-2012), além dos mapas de bordo, com informações provenientes dos observadores sobre as operações de pesca das embarcações arrendadas. Devido à grande quantidade de capturas nulas de espadarte e presença de sobredispersão nos dados disponíveis, a CPUE foi padronizada por modelos lineares generalizados (MLG) usando modelos de barreira e distribuição binomial negativa. As variáveis independentes incluídas nos modelos finais foram: Ano, Trimestre, Área, Bandeira das embarcações e Número de anzóis por samburá. Para as duas séries, a variável Bandeira das embarcações proporcionou o maior poder explicativo. A CPUE padronizada apresentou tendência decrescente durante a década de 1980 e crescente na década de 1990, enquanto que entre 2005 e 2012 apresentou tendência relativamente estável. A série revisada no presente estudo diferiu da apresentada na última avaliação do estoque do espadarte do Atlântico Sul mais claramente na série histórica, porém ainda apresentando alta variabilidade interanual e tendência conflitante com as séries dos outros países.

Palavras-chave: avaliação de estoque, MLG, pesca oceânica, CPUE.

ABSTRACT

Fisheries stock assessment pass initially by obtaining standardized CPUE (Capture Per Unit of Effort) as valid relative abundance index. This study presents an analysis of the standardized CPUE series of swordfish (*Xiphias gladius*) captured by the Brazilian longline fleet in the South Atlantic between 1978 and 2012, using information from Logbooks completed by fishing masters and from Onboard Observer National Program. Filters based on small time scale analyzes were applied to reduce the inconsistencies of the information within each fishing trip, obtaining a reduction in dispersion of swordfish CPUE values by approximately 20%. Due to a possible difference between the quality of the data obtained by the observers and extracted from Logbooks, the period of analysis was divided into two parts, historical series (1978-2004) with information exclusive to Logbooks, and recent series (2005- 2012) besides to the Logbooks, with information from observers on the fishing operations of the leased vessels. Due to the large amount of null swordfish catches and the presence of overdispersion in the available data, the CPUE was standardized by generalized linear models (GLM) using hurdle models and negative binomial distribution. The independent variables included in the final models were: Year, Quarter, Area, Flag of vessels and Number of hooks per basket. For the two series, the variable Flag of the vessels provided the greatest explanatory power. The standardized CPUE showed a decreasing trend during the 1980s and increasing in the 1990s, while between 2005 and 2012 it showed a relatively stable trend. The series reviewed in the present study differed from the one presented in the last survey of South Atlantic swordfish stocks more clearly in the historical series, but still showing high interannual variability and conflicting trends with the series of the other countries.

Keywords: stock assessment, GLM, ocean fishing, CPUE.

INTRODUÇÃO

Estimativas de índices relativos de abundância são necessárias para a realização de avaliações de estoques com modelos simples ou mesmo com modelos mais complexos. A Captura Por Unidade de Esforço (CPUE) é tradicionalmente aceita como indicador relativo de abundância populacional em análises de avaliações de estoques (GAVARIS, 1980; POIRIER et al., 2017). No entanto, o valor da CPUE disponível a partir de dados comerciais reflete diversos outros fatores além da abundância. Portanto, o uso da CPUE comercial depende da remoção dos efeitos de menor interesse, processo este que é muitas vezes denominado de "padronização" da CPUE (MAUNDER e PUNT, 2004). Modelos Lineares Generalizados (MLG) têm sido frequentemente utilizados para obter séries de CPUE padronizadas, que são então usadas em avaliações de estoques.

Os MLG têm sido comumente utilizados para obter estimativas de CPUE padronizada na análise da pesca de diversas espécies de atuns e afins (e.g. OHSHIMO et al., 2016; SCHIRIPA et al., 2016), dentre as quais destaca-se o espadarte (*Xiphias gladius*), que é uma espécie encontrada em águas tropicais, subtropicais e temperadas de todos os oceanos e mares adjacentes (EVANS et al., 2014), um dos principais recursos da pesca de atuns e afins com espinhel pelágico, que sustenta uma pescaria dirigida de grande importância comercial. Na última avaliação do estoque do espadarte do Atlântico Sul, realizada em julho de 2017, estimou-se que a biomassa de 2015 foi menor que a biomassa no Rendimento Máximo Sustentável (B_{RMS}), o que caracterizaria que o estoque estava sobrepecado. Em adição, verificou-se ainda que o estoque provavelmente estava sofrendo sobrepesca visto que a mortalidade por pesca de 2015 (F_{2015}) estava próxima e um pouco superior à mortalidade por pesca no RMS (F_{RMS}) (ANON., 2017).

Para a avaliação realizada em 2017 foram fornecidas séries de CPUE padronizadas de diferentes nações (África do Sul, Brasil, China Taipei, Espanha, Japão e Uruguai) que exploram o espadarte no Atlântico Sul. A série fornecida pelo Brasil foi dividida em duas partes, antes e depois do início do Programa de observadores de bordo para as embarcações arrendadas (abordagem 4 em CARNEIRO et al., 2017 – artigo científico I). Essa decisão foi tomada pois o grupo de trabalho para a avaliação de estoques observou que a primeira parte da série CPUE brasileira (1978-2004) ("série histórica") apresentava grande variabilidade e muitos ruídos, sem qualquer tendência temporal. Além disso essa parte da série brasileira era conflitante com os outros índices apresentados. Ao final, somente a segunda parte da série brasileira de CPUE (2005-2012) ("série recente") foi selecionada para a avaliação.

A alta variabilidade da série de CPUE padronizada do Brasil se dá, em parte, devido à complexidade do banco de dados que inclui registros de embarcações nacionais e arrendadas, e às mudanças no direcionamento da frota e do tipo de espinhel ao longo dos anos. Em nenhuma das avaliações de estoques anteriores a 2017 foram consideradas séries do Brasil para se estimar o status de exploração do estoque do espadarte do Atlântico Sul. Assim, apesar da série histórica brasileira não ter sido também incluída na última avaliação do estoque, considera-se que houve um avanço, já que pelo menos a série mais recente foi considerada. No entanto, fica claro que são necessários muitos avanços na análise científica dos dados brasileiros para que se consiga série longas de índices relativos de abundância de utilidade ampla para os modelos de avaliação de estoques. A situação é preocupante visto que o estoque do Atlântico Sul, que é explorado pelo Brasil, está em situação crítica de sobrepesca.

Com objetivo de melhorar a análise estatística dos dados disponíveis, e gerar índices relativos de abundância mais confiáveis para o Atlântico Sul, no presente trabalho foi desenvolvida nova análise com novas propostas sobre como considerar os dados brasileiros na busca de uma série de CPUE padronizada de maior credibilidade. Foi realizada uma revisão do banco de dados, com propostas de filtros para amenizar as inconsistências baseados em análises das informações disponíveis para cada viagem de pesca. Esse tipo de análise em escala temporal pequena é aqui empregado pela primeira vez na busca de estimativas de índices relativos de abundância úteis para a avaliação de estoque do espadarte do Atlântico Sul e para estudos adicionais.

METODOLOGIA

REVISÃO DO BANCO DE DADOS

A fonte de dados utilizada foi o Banco Nacional de Dados de Atuns e Afins (BNDA), o qual contém 89.834 registros de operações de pesca realizadas por embarcações de espinhel de superfície nacionais e arrendadas de 20 diferentes países entre 1978 e 2012. As informações provêm de mapas de bordo preenchidos pelos mestres de pesca entre 1978 e 2012, e de formulários oriundos do Programa Nacional de Observadores de Bordo (PROBORDO) do o fim de 2004 até 2012. Após análise exploratória inicial, as bandeiras que contribuíram com menos de 2% do total de registros foram desconsideradas, restando 54.769 registros referentes a embarcações nacionais (BRA) e arrendadas da Espanha (BRA-ESP), do

Japão ((BRA-JPN), de São Vicente e Granadinas (BRA-VCT), do Panamá (BRA-PAN), da China Taipei (BRA-TAI), de Belize (BRA-BLZ), e de Honduras (BRA-HND).

Para a revisão da qualidade dos dados no que diz respeito à captura de espadarte, foram utilizados alguns critérios para identificar valores atípicos e erros potenciais dentro de cada viagem. No banco de dados os lances estão registrados fora de ordem, há a mistura de lances de diferentes viagens, e não há indicação sobre o início e o término de cada viagem de pesca. O primeiro passo foi a escolha de procedimento para identificar as diferentes viagens e os lances pertencentes a cada uma delas. Para esse propósito, os lances foram organizados em ordem cronológica para cada embarcação e as diferenças entre lances em dias foram calculadas:

$$Dc = c_{i+1} - c_i ,$$

em que Dc corresponde à diferença cronológica entre lances em dias e c_i é a data do i -ésimo lance e c_{i+1} é a data do lance posterior. Foi assumido que valores de $Dc > 5$ eram um indicativo de que se tratava de lances de viagens diferentes. Assim todo $Dc > 5$ foi considerado um marcador de fim de uma viagem e início da próxima.

Viagens com duração inferior a 10 dias foram descartadas, por serem improváveis devido às grandes distâncias que as embarcações percorrem até as áreas de pesca. Viagens muito curtas não compensariam o elevado custo pelo consumo de óleo diesel, um dos principais insumos na pesca oceânica (HAZIN e TRAVASSOS, 2010). Além disso, há também relatos de que a duração mínima das viagens da pesca industrial de espinhel de superfície no Atlântico Sul é no geral superior a 10 dias (FILDLER et al., 2016; LIRA et al., 2017).

Foram descartados ainda lances com valores de CPUE de espadarte atípicos (mais de dois desvios padrões da média) de cada viagem por embarcação. Em adição, as viagens marcadas por uma sequência de lances com CPUE elevadas seguidas de uma sequência de lances com CPUE reduzidas, ou vice-versa, foram consideradas suspeitas. Assumiu-se como improváveis as viagens em que a média de maior valor fosse superior em quatro vezes ou mais a média de menor valor, consequentemente, tais viagens foram também descartadas.

Por fim, restaram para análise 44.417 lances de pesca realizados em 1.507 viagens por 246 embarcações nacionais e arrendadas (**Tabela 1**). A revisão no banco de dados resultou na redução na dispersão (coeficiente de variação) dos valores de CPUE do espadarte em aproximadamente 20%.

Tabela 1. Número e porcentagem de registros, número de embarcações e número de viagens por bandeira após a revisão e filtragem do banco de dados.

Bandeira das embarcações	Código da bandeira	Nº de registros	(%)	Nº de embarcações	Nº de viagens
Espanha	BRA-ESP	12.838	28,91	28	329
Nacional	BRA	7.948	17,89	71	461
Japão	BRA-JPN	6.748	15,19	37	211
São Vicente	BRA-VCT	5.948	13,39	38	138
China Taipei	BRA-TAI	4.791	10,79	34	109
Panamá	BRA-PAN	3.603	8,11	29	168
Belize	BRA-BLZ	1.438	3,24	5	28
Honduras	BRA-HND	1.103	2,48	4	63
Total	---	44.417	100	246	1.507

Cabe ainda mencionar que há indícios de que as qualidades dos dados obtidos pelos observadores e extraídos de mapas de bordo diferem. Portanto, o período de análise foi dividido em duas partes, série histórica (1978-2004) com dados provenientes unicamente de mapas de bordo, e série recente (2005-2012) com dados das embarcações nacionais provenientes de mapas de bordo, mas com informações do programa de bordo para as embarcações arrendadas. A série histórica contém 32.869 registros de operações de pesca, enquanto que na série recente há 11.548 registros.

FORMULAÇÃO DOS MODELOS

Modelos Lineares Generalizados (MLG) foram utilizados para a análise das duas séries, que surgiu na literatura estatística no início da década de 1970 (NELDER e WEDDERBURN, 1972). Para uma teoria mais detalhada dos MLG, ver McCullagh e Nelder (1989). Segundo Zeileis et al. (2008), de maneira geral, os MLG descrevem a relação entre uma variável resposta y_i ($i = 1, \dots, n$) e preditores lineares calculados com base em variáveis explicativas x_i . Assume-se que a distribuição condicional de $y_i|x_i$ pertence a uma família exponencial linear com função de densidade de probabilidade:

$$f(y; \lambda, \phi) = \exp\left(\frac{y \cdot b(\lambda)}{\phi} + c(y, \phi)\right),$$

em que λ é o parâmetro canônico que depende dos regressores via um preditor linear e ϕ é um parâmetro de dispersão que é frequentemente conhecido. As funções $b(\cdot)$ e $c(\cdot)$ são conhecidas e determinam qual membro da família é usado (e.g., distribuição Poisson). Em adição, a média e variância condicional de y_i são dadas por $E[y_i|x_i] = \mu_i = b'(\lambda_i)$ e $VAR[y_i|x_i] = \phi \cdot b''(\lambda_i)$. Sua variância é proporcional a $V(\mu) = b''(\lambda(\mu))$, também conhecida como função de variância. Se essa condição for satisfeita, então a média de y_i condicionada aos preditores x_i é $E[y_i|x_i] = \mu_i$, e existe uma transformação de μ_i de forma que:

$$g(\mu_i) = x_i^T \beta,$$

em que $g(\cdot)$ é a função de ligação e β é o vetor de coeficientes da regressão que normalmente são estimados pela máxima verossimilhança (MV) com o algoritmo de mínimos quadrados ponderados iterativos.

A variável resposta considerada foi a captura em número de peixes, que é uma contagem discreta. Para variáveis dessa natureza pode-se usar por exemplo distribuições de probabilidade como a de Poisson ou Binomial Negativa. A distribuição de Poisson tem função de densidade de probabilidade:

$$f(y; \mu) = \frac{\exp(-\mu) \cdot \mu^y}{y!},$$

a ligação canônica é $g(\mu) = \log(\mu)$ resultando em uma relação log-linear entre a média (μ) e o preditor linear. A variância no modelo Poisson é idêntica a média, portanto a dispersão é $\phi = 1$ e a função da variância é $V(\mu) = \mu$. No entanto, para diversos conjuntos de dados de pesca não é incomum que a variância seja maior que a média, que pode ser denominado de sobredispersão.

A distribuição binomial negativa contempla a possibilidade de sobredispersão. Ela surge como uma mistura das distribuições gama e Poisson, e uma parametrização de sua função de densidade de probabilidade é:

$$f(y; \mu; \theta) = \frac{\Gamma(y + \theta)}{\Gamma(\theta) \cdot y!} \cdot \frac{\mu^y \theta^\theta}{(\mu + \theta)^{y+\theta}},$$

com média (μ) e parâmetro de forma (θ). $\Gamma(\cdot)$ é a função gama. Ela também tem $\phi = 1$, mas com função de variância $V(\mu) = \mu + \frac{\mu^2}{\theta}$.

O parâmetro θ não é conhecido e é estimado a partir dos dados. A MV é calculada reutilizando a metodologia MLG iterando a estimativa de β dado θ e vice-versa. Isso leva a

estimativas da MV para β e θ , calculadas no programa R 3.4.3 (R CORE TEAM, 2017) usando a função *glm.nb* do pacote MASS (VENABLES e RIPLEY, 2002).

Em alguns casos em que há um excesso de zeros nas contagens, e as duas distribuições de probabilidade mencionadas acima podem não ser apropriadas para esse tipo de variável resposta. Nestes casos pode-se usar modelos inflacionados de zeros (MULLAHY, 1986; LAMBERT, 1992). Nesta abordagem a variável resposta (e.g. captura) é modelada como uma mistura de uma distribuição de Bernoulli com uma distribuição de Poisson ou binomial negativa. Assim, considera-se duas fontes de zeros: os zeros podem vir da massa pontual em zero e do componente de contagem. Pode-se usar um modelo binomial apenas com um intercepto, que é o caso mais simples, mas podem também ser utilizados regressores.

Formalmente, a função de densidade de modelos inflacionados de zero é uma mistura de uma distribuição degenerada no ponto zero $I_{\{0\}}(y)$ e uma distribuição de contagem $f_{cont}(y; x, \beta)$. A probabilidade de observar uma contagem zero está incluída na probabilidade $\pi = f_{zero}(0; z, \gamma)$:

$$f_{zeroinfl}(y; x, z, \beta, \gamma) = f_{zero}(0; z, \gamma) \cdot I_{\{0\}}(y) + (1 - f_{zero}(0; z, \gamma)) \cdot f_{cont}(y; x, \beta),$$

em que $I(\cdot)$ é a função indicadora e a probabilidade não observada π de pertencer ao componente de massa pontual é modelado por um MLG binomial $\pi = g^{-1}(z^T \gamma)$. A equação de regressão correspondente para a média é:

$$\mu_i = \pi_i \cdot 0 + (1 - \pi_i) \cdot \exp(x_i^T \beta),$$

usando ligação canônica log. O vetor de regressores no modelo para a inflação de zeros z_i e os regressores no componente de contagem x_i não precisam ser distintos. O conjunto completo de parâmetros β, γ , e potencialmente o parâmetro de dispersão θ (quando o modelo binomial negativo foi utilizado) foi estimado pela MV. No programa R, os modelos de dados de contagem inflacionados de zero foram ajustados com a função *zeroinfl* do pacote *pscl* (ZEILEIS et al., 2008).

Outra alternativa para lidar com o excesso de zeros é o uso de modelos de barreira, originalmente proposto por Mullahy (1986). É um modelo de dois componentes: um componente de contagem “truncada” no zero (e.g. Poisson, binomial geométrico ou negativo) é empregado para as capturas positivas somente, e um componente a ocorrência de zeros e de valores positivos. Para este último, pode-se empregar um modelo binomial ou uma distribuição de contagem censurada. Mais formalmente, o modelo de barreira combina um modelo de dados de contagem $f_{count}(y; x, \beta)$ (que é truncado para a esquerda em $y = 1$) e um modelo para as capturas nulas $f_{zero}(y; z, \gamma)$ (censurado à direita em $y = 1$):

$$f_{hurdle}(y; x, z, \beta, \gamma) = \begin{cases} f_{zero}(0; z, \gamma) & \text{se } y = 0 \\ (1 - f_{zero}(0; z, \gamma)) \cdot \frac{f_{count}(y; x, \beta)}{1 - f_{count}(0; x, \beta)} & \text{se } y > 0 \end{cases},$$

em que os parâmetros do modelo β, γ , e potencialmente um ou dois parâmetros de dispersão adicionais θ (se f_{count} ou f_{zero} ou ambos são densidades binomiais negativas) são estimados pela MV, com a vantagem de que a contagem e o componente de barreira podem ser maximizados separadamente. Ao final a relação de regressão média correspondente é dada por:

$$\log(\mu_i) = x_i^T \beta + \log(1 - f_{zero}(0; z_i, \gamma)) - \log(1 - f_{count}(0; x_i, \beta)),$$

novamente com ligação log canônica. No programa R, os modelos de dados de contagem de obstáculos foram usados com a função *hurdle* do pacote *pscl*.

DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS E SELEÇÃO DE MODELOS

Tanto para a série histórica quanto para a série recente a variável explicativa número de anzóis por samburá foi incluído no modelo como covariável. As variáveis explicativas incluídas como fator foram área, trimestre, ano e bandeira. A variável área tem três níveis, norte (N) (latitude $\leq 15^\circ\text{S}$), centro (C) ($15^\circ\text{S} < \text{latitude} \leq 25^\circ\text{S}$) e sul (S) (latitude $> 25^\circ\text{S}$). Estes limites geográficos foram selecionados para alcançar o equilíbrio de dados entre os três níveis de área. Cada subárea inclui uma das três posições principais em que o esforço da frota brasileira se concentrou nas últimas décadas. Mais detalhes ver Carneiro et al (2017).

A seleção das variáveis explicativas e a ordem em que foram incluídas como fator principal no modelo foi feita com base no Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criterion* - AIC) (AKAIKE, 1974), o qual contempla um balanço entre viés e variância na busca por um modelo parcimonioso. As interações de primeira ordem das variáveis explicativas foram incluídas no modelo após a inclusão dos efeitos principais, desde que promovessem redução do AIC.

O principal objetivo da padronização da CPUE é estimar o efeito da variável “ano”, usado para representar os níveis de abundância relativas anuais. A estimativa desses índices é relativamente simples se ano é incluído nos modelos somente como efeito principal, mas há maior complexidade se ano é também incluído em interações de efeito fixo (MAUNDER e PUNT, 2004). No entanto, no presente trabalho não foi possível a consideração de ano nas interações por conta de ausência de balanço dos dados nos cruzamentos dos níveis dos diferentes fatores. A interação entre ano e bandeira é especialmente problemática com muitos

dados faltantes. Por este motivo ano foi considerado somente como efeito principal. Como forma de verificação da qualidade do ajuste dos modelos utilizou-se gráficos convencionais de diagnóstico de resíduos, observando os possíveis afastamentos das suposições feitas para o modelo. Assim, os critérios considerados para a seleção dos modelos finais foram: o AIC, a distribuição dos resíduos e a presença de viés. Para as duas séries temporais analisadas, o modelo que apresentou o menor valor de AIC e boa qualidade do ajuste foi o selecionado.

RESULTADOS

As distribuições de frequência das capturas (variável resposta), conforme elas aparecem nos conjuntos de dados retirados para os cálculos mostraram grande quantidade de zeros e cauda direita especialmente pesada para a série histórica, enquanto que a quantidade de zeros é menor e a cauda é menos acentuada para a série recente (**Figura 1**). As proporções gerais de capturas nulas de espadarte para as séries histórica e recente foram de 31% e 13%, respectivamente.

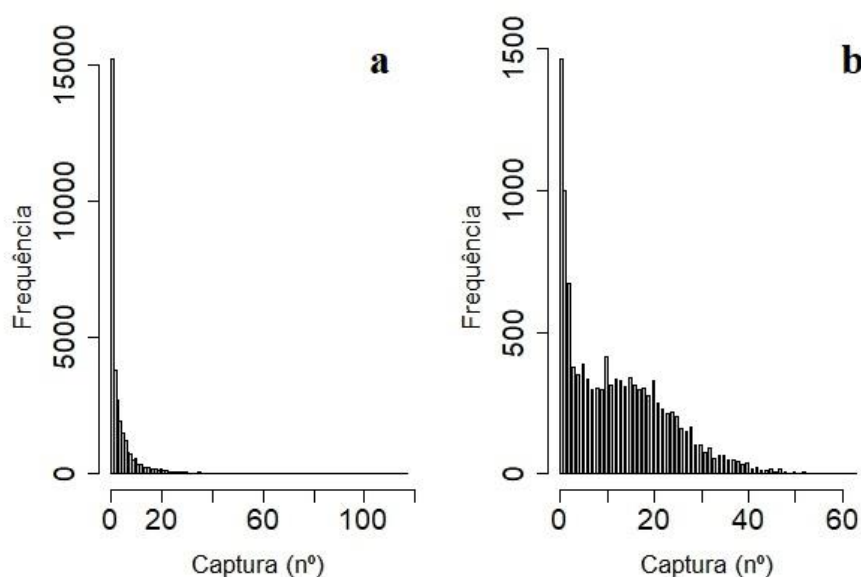


Figura 1. Distribuições de frequência do número de espadartes (*Xiphias gladius*) capturados para as séries (a) histórica (1978-2004) e (b) recente (2005-2012).

O número de parâmetros, AIC, o logaritmo da verossimilhança e a estimativa do número de capturas nulas para os seis modelos (P, BN, ZIP, ZIBN, HP e HBN) são mostrados na **Tabela 2**. Os modelos ZINB para ambas as séries não convergiram. Os modelos que apresentaram os menores valores de AIC e maiores de logaritmos das verossimilhanças para as duas séries foram os de barreira binominal negativo. Devido a sua estrutura o número de zeros estimado com os modelos de barreira é igual ao número de zeros observados.

Tabela 2. Resumo dos modelos ajustados para as séries histórica e recente: Poisson (P), Binomial Negativo (NB), Zero Inflacionado Poisson (ZIP), Zero Inflacionado Binomial Negativo (ZINB), Barreira com Poisson (BP) e Barreira com Binomial Negativo (BBN). A coluna à esquerda corresponde a: número de parâmetros (k), Critério de Informação de Akaike (AIC), logaritmo da verossimilhança (logLik), e o número estimado de zeros.

	Modelos					
	P	BN	ZIP	ZIBN	BP	BBN
Série histórica (1978-2004)						
k	93	93	186		186	186
AIC	253308,10	154231,18	218973,00		218980,90	153421,29
LogLik	-126561,10	-77021,59	-109300,50	---	-109304,40	-76523,65
Zero	4218	10185	10204		10209	10209
Série recente (2005-2012)						
k	45	45	90		90	90
AIC	100042,37	74092,36	92257,40		92277,15	72026,30
LogLik	-49969,19	-36993,18	-46038,70	---	-46048,58	-35922,15
Zero	422	895	1506		1462	1462

--- Algoritmo não convergiu

Como os modelos de barreira são compostos por dois submodelos, eles não possuem todas as propriedades dos MLG clássicos, como a tabela de desvio. Em vez disso, há um método para extrair o logaritmo da verossimilhança (que está intimamente conectado ao desvio no MLG) (ZEILEIS et al., 2008). Assim, um teste de razão de verossimilhança assintótica a cada dois modelos consecutivos foi comparado por uma distribuição de Qui-quadrado (**Tabela 3**). Todos os efeitos principais das variáveis explicativas e interações de primeira ordem testadas para padronizar as duas séries temporais foram significativos e importantes para explicar o aumento do logaritmo da verossimilhança (*LogLik*). Para a série histórica, o fator "bandeira" causou a maior contribuição para aumentar o *LogLik*, seguido de "ano", número de anzóis por samburá ("NAS"), "area" e "trimestre". Para a série recente, "bandeira" e "ano" também foram os principais fatores, porém "trimestre" superou "NAS" e "área". Entre as interações, os três efeitos mais significativos foram: "bandeira:area",

"bandeira: NAS" e "bandeira:trimestre" para a série histórica; "bandeira:trimestre", "area:trimestre" e "bandeira:NAS" para série recente

Tabela 3. Teste de razão da verossimilhança. Número de parâmetros (k), log-verossimilhança (*LogLik*), diferença em graus de liberdade (Gl), estatística Qui-quadrado (χ^2) e o valor p correspondente, para a série histórica e recente.

	k	<i>LogLik</i>	Gl	χ^2	Pr(> χ^2)
Série histórica					
(1978-2004)					
bandeira	17	-78985,69			
ano	69	-78000,82	52	1969,74	0
Nº de anzóis por samburá	71	-77770,58	2	460,49	1,02E-100
area	75	-77670,37	4	200,42	3,05E-42
trimestre	81	-77646,89	6	46,96	1,91E-08
bandeira:area	109	-77117,35	28	1059,07	4,49E-205
bandeira: Nº de anzóis por samburá	123	-76860,72	14	513,27	1,43E-100
bandeira:trimestre	165	-76645,71	42	430,00	8,53E-66
area:trimestre	177	-76587,60	12	116,23	3,48E-19
Nº de anzóis por samburá:area	181	-76554,19	4	66,81	1,07E-13
Nº de anzóis por samburá:trimestre	187	-76523,65	6	61,09	2,70E-11
Série recente					
(2005-2012)					
bandeira	11	-36949,23			
ano	25	-36578,90	14	740,67	5,34E-149
trimestre	31	-36493,41	6	170,98	2,79E-34
Nº de anzóis por samburá	33	-36433,94	2	118,95	1,48E-26
area	37	-36386,65	4	94,59	1,40E-19
bandeira:trimestre	61	-36155,69	24	461,91	1,31E-82
area:trimestre	73	-36037,90	12	235,58	1,38E-43
bandeira:Nº de anzóis por samburá	81	-35970,19	8	135,43	2,11E-25
Nº de anzóis por samburá:trimestre	87	-35937,18	6	66,02	2,67E-12
Nº de anzóis por samburá:area	91	-35922,15	4	30,06	4,76E-06

Gráficos de diagnóstico padrão de resíduos estão na **Figura 2**. A distribuição dos resíduos (**Figura 2a e 2b**) indica que há viés nas estimativas, porém a maior parte da

dispersão dos valores ajustados versus resíduos foram próximas de zero, indicando que os modelos não são substancialmente tendenciosos no sentido de que a expectativa da maioria dos resíduos é próxima de zero. As distribuições de resíduos não são normais, apresentando uma inclinação positiva (**Figura 2c e 2d**), devido a caldas muito pesadas das distribuições (**Figura 2e e 2f**). Esse padrão é aceitável no sentido de que se trata de um ajuste da distribuição do modelo de barreira binomial negativa.

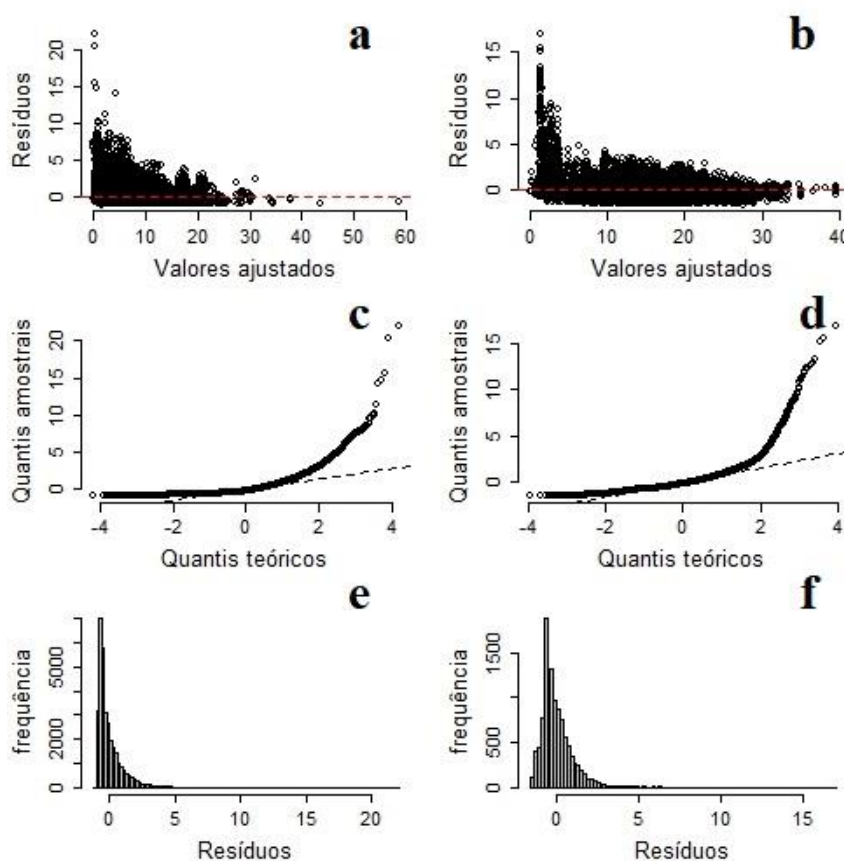


Figura 2. Análise residual do ajuste do modelo de barreira binomial negativo para a série histórica (a, c, e) e recente (b, d, f).

De maneira geral, os resíduos parciais para a série histórica (**Figura 3**) e para a série recente (**Figura 4**) apresentaram distribuições razoáveis para todas as variáveis explicativas. Além disso, não houve tendências temporais nos resíduos em uma base anual, assim a hipótese de independência das amostras foi aceitável.

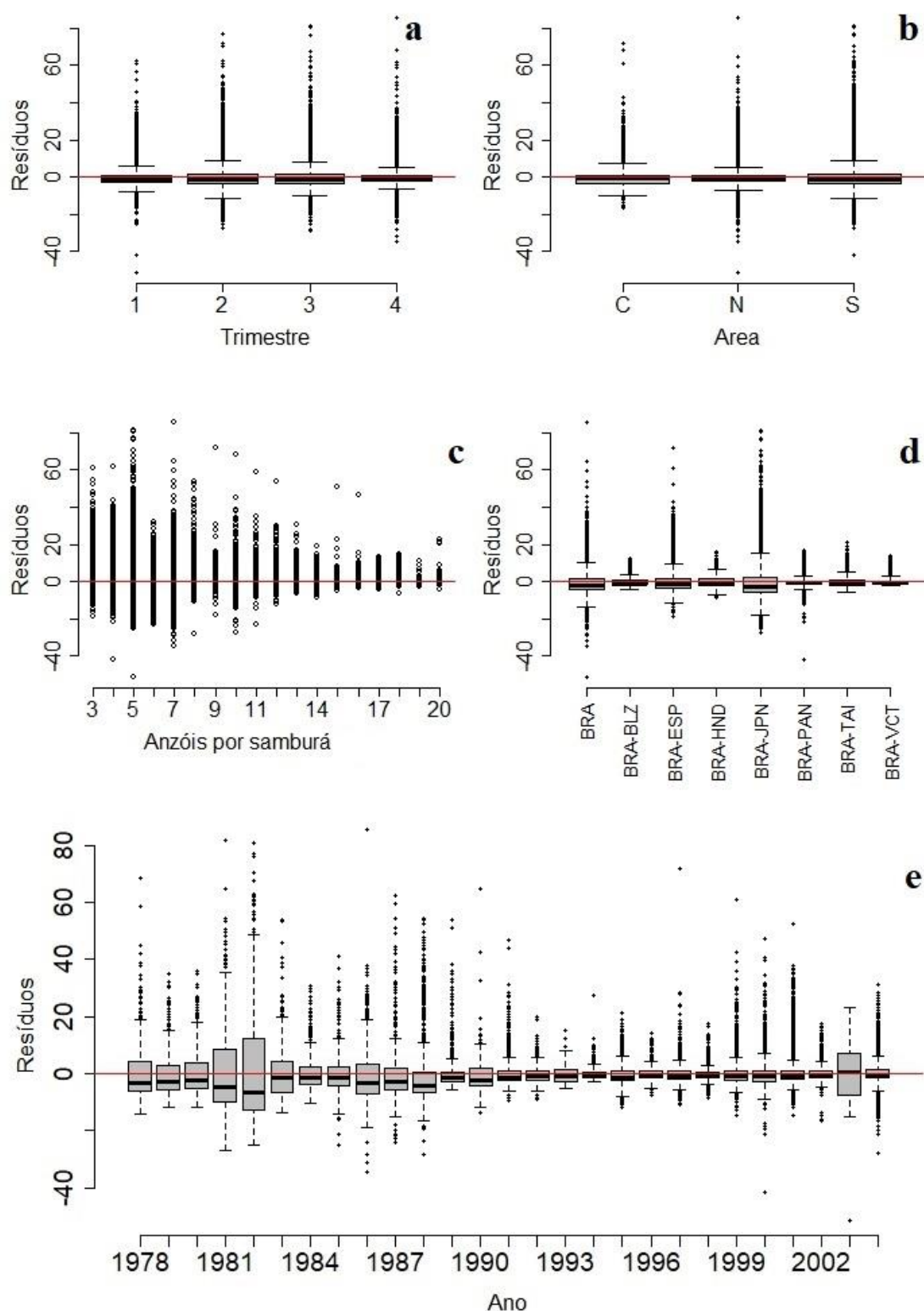


Figura 3. Resíduos parciais para cada variável incluída no modelo de barreira binomial negativo para a série histórica (1978-2004), a) trimestre; b) área de pesca; c) nº de anzóis por samburá; d) bandeiras das embarcações; e) ano.

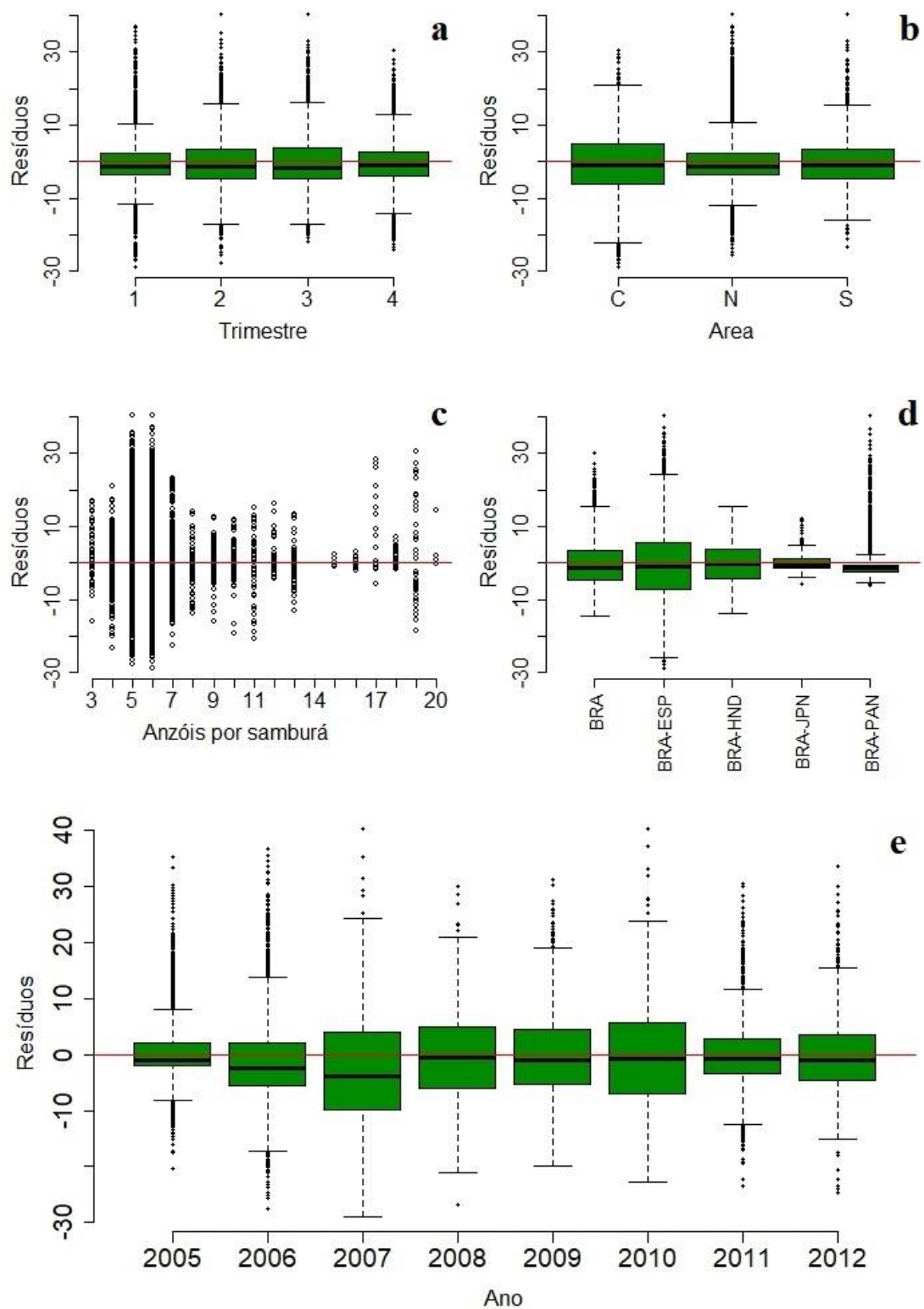


Figura 4. Resíduos parciais para cada variável incluída no modelo de barreira binomial negativo para a série recente (2005-2012), a) trimestre; b) área de pesca; c) nº de anzóis por samburá; d) bandeiras das embarcações; e) ano.

As estimativas dos parâmetros do modelo de barreira binomial negativo e seus respectivos erros e p-valores associados para as duas séries temporais são encontrados nas **Tabelas 4 e 5**. O modelo ajustado para a série histórica tem 186 parâmetros (zeros mais contagem) e para a recente tem 90 parâmetros (zeros mais contagem), mas apenas as estimativas significativamente diferentes de zero ($\alpha < 0,05$) são mostradas nas tabelas. As variáveis explicativas incluídas no modelo como efeito principal e em termos de interação revelaram-se importantes para compreender a variabilidade das capturas em ambas as séries.

Para a série histórica e submodelo de contagem, o efeito das bandeiras arrendadas foram negativos, exceto para a bandeira panamenha, em comparação com a bandeira BRA (nível base). Quanto ao efeito do número de anzóis por samburá, este foi negativo indicando que taxas de capturas maiores são esperadas com menores valores de NAS. Para os níveis do fator “área” a área sul foi significativa e negativa, o que indica que as taxas de captura esperadas nesta área são menores que as esperadas na área central (nível base). O 4º trimestre foi significativo e positivo. Por fim, as estimativas dos efeitos principais do fator “ano” foram negativas para a maioria dos níveis, exceto em 1981, 1982, 1983, 2003 e 2004. Com relação aos efeitos das interações de primeira ordem, destaca-se o negativo entre todos os níveis de bandeira e trimestre e área e trimestre, com relação aos seus respectivos níveis base. Em geral, o componente zero do modelo para a série histórica foi mais relacionado aos fatores de “ano”, maioria positivo exceto em 1992 e 1994 e “área” norte e sul, mas relativamente não relacionado às bandeiras arrendadas e NAS. O efeito principal do “trimestre” não foi significativo.

O efeito do “ano” para a série recente e submodelo de contagem foi positivo em todos os níveis. Quanto as bandeiras, o efeito foi positivo apenas para a bandeira espanhola. Já as áreas norte e sul apresentaram efeito negativo, com relação a área central e o 2º e 3º trimestre foram positivos. O efeito principal de NAS não foi significativo, mas a sua interação com a bandeira espanhola e hondurenha foram importantes para explicar a variabilidade nas taxas de captura, assim como as interações entre área e trimestre. Para o submodelo zero da série recente, a quantidade de capturas nulas foi mais relacionada a bandeira nacional, área central e 1º trimestre, e menos relacionada ao número de anzóis por samburá.

Tabela 4. Estimativas dos parâmetros significativamente ($\alpha > 0.05$) diferentes de zero para série histórica.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
CONTAGEM				
(Intercept)	-4.3740	0.1773	-24.6647	2.56E-134
bandeiraBRA-HND	-2.0023	0.4854	-4.1253	3.70E-05
bandeiraBRA-PAN	3.4427	0.3247	10.6013	2.94E-26
bandeiraBRA-TAI	-0.9842	0.1979	-4.9743	6.55E-07
bandeiraBRA-VCT	-2.8888	0.2505	-11.5335	8.94E-31
NAS	-0.1986	0.0212	-9.3649	7.61E-21
areaS	-0.7931	0.1611	-4.9223	8.55E-07
trimestre4	0.2764	0.1084	2.5488	1.08E-02
ano1981	0.8578	0.0870	9.8578	6.34E-23
ano1982	0.8925	0.0784	11.3903	4.67E-30
ano1983	0.1734	0.0841	2.0634	3.91E-02
ano1985	-0.2389	0.0936	-2.5525	1.07E-02
ano1989	-0.9593	0.0841	-11.4043	3.98E-30
ano1990	-0.4250	0.1483	-2.8661	4.16E-03
ano1991	-0.3546	0.0879	-4.0335	5.49E-05
ano1992	-0.3129	0.0941	-3.3264	8.80E-04
ano1993	-0.4032	0.1633	-2.4691	1.35E-02
ano1994	-1.2049	0.1077	-11.1914	4.49E-29
ano1996	-0.5090	0.1089	-4.6755	2.93E-06
ano1997	-0.6040	0.0882	-6.8470	7.54E-12
ano1998	-0.4442	0.0934	-4.7538	2.00E-06
ano1999	-0.3176	0.0802	-3.9577	7.57E-05
ano2000	-0.3144	0.0785	-4.0068	6.15E-05
ano2001	-0.3107	0.0797	-3.9000	9.62E-05
ano2003	0.8332	0.1343	6.2024	5.56E-10
ano2004	0.6405	0.0932	6.8725	6.31E-12
bandeiraBRA-BLZ:NAS	0.0684	0.0204	3.3512	8.05E-04
bandeiraBRA-ESP:NAS	0.0472	0.0176	2.6828	7.30E-03
bandeiraBRA-JPN:NAS	0.0419	0.0161	2.5951	9.46E-03
bandeiraBRA-PAN:NAS	-0.7893	0.0557	-14.1760	1.29E-45
bandeiraBRA-TAI:NAS	0.0335	0.0155	2.1616	3.07E-02
bandeiraBRA-VCT:NAS	0.0926	0.0179	5.1837	2.18E-07
bandeiraBRA-ESP:areaN	-0.3023	0.1206	-2.5063	1.22E-02
bandeiraBRA-HND:areaN	0.9270	0.4683	1.9798	4.77E-02
bandeiraBRA-JPN:areaN	-0.5271	0.2256	-2.3366	1.95E-02
bandeiraBRA-TAI:areaN	-0.5068	0.1838	-2.7572	5.83E-03
bandeiraBRA-HND:areaS	1.6082	0.4875	3.2986	9.72E-04
bandeiraBRA-JPN:areaS	0.6215	0.2224	2.7941	5.20E-03
bandeiraBRA-PAN:areaS	2.6232	0.2883	9.0987	9.14E-20
bandeiraBRA-VCT:areaS	1.4098	0.2527	5.5787	2.42E-08
bandeiraBRA-BLZ:trimestre3	-0.6234	0.2111	-2.9532	3.15E-03
bandeiraBRA-ESP:trimestre3	-0.4634	0.0849	-5.4569	4.84E-08
bandeiraBRA-JPN:trimestre3	-0.5216	0.0922	-5.6551	1.56E-08
bandeiraBRA-PAN:trimestre3	-1.0426	0.2226	-4.6842	2.81E-06
bandeiraBRA-TAI:trimestre3	-0.5476	0.1251	-4.3779	1.20E-05
bandeiraBRA-VCT:trimestre3	-0.5648	0.1445	-3.9086	9.28E-05
bandeiraBRA-BLZ:trimestre4	-0.6306	0.1635	-3.8560	1.15E-04
bandeiraBRA-ESP:trimestre4	-0.6158	0.0808	-7.6266	2.41E-14
bandeiraBRA-JPN:trimestre4	-0.3617	0.0853	-4.2395	2.24E-05
bandeiraBRA-PAN:trimestre4	-2.0930	0.2329	-8.9847	2.59E-19
bandeiraBRA-TAI:trimestre4	-0.6386	0.0986	-6.4739	9.55E-11
bandeiraBRA-VCT:trimestre4	-0.9307	0.0995	-9.3551	8.35E-21
NAS:areaN	0.0879	0.0167	5.2504	1.52E-07
NAS:areaS	0.0610	0.0196	3.1159	1.83E-03
NAS:trimestre2	0.0266	0.0127	2.0982	3.59E-02
NAS:trimestre3	0.0623	0.0125	4.9747	6.54E-07

NAS:trimestre4	0.0644	0.0096	6.7442	1.54E-11
areaN:trimestre2	-0.2106	0.0799	-2.6364	8.38E-03
areaN:trimestre4	-0.4750	0.0820	-5.7902	7.03E-09
areaS:trimestre4	-0.4878	0.1011	-4.8273	1.38E-06
ZEROS				
(Intercept)	-4.2047	0.3207	-13.1110	2.85E-39
bandeiraBRA-ESP	-1.0496	0.2815	-3.7287	1.92E-04
bandeiraBRA-HND	-1.5690	0.6824	-2.2993	2.15E-02
bandeiraBRA-JPN	-1.9794	0.4450	-4.4481	8.66E-06
bandeiraBRA-TAI	-2.1133	0.3254	-6.4939	8.36E-11
bandeiraBRA-VCT	-3.1894	0.3422	-9.3205	1.16E-20
NAS	-0.3082	0.0339	-9.1011	8.94E-20
trimestre4	-0.3993	0.1803	-2.2145	2.68E-02
ano1980	0.6726	0.1937	3.4733	5.14E-04
ano1981	0.6564	0.2037	3.2225	1.27E-03
ano1983	0.5141	0.1841	2.7929	5.22E-03
ano1986	0.7249	0.1723	4.2066	2.59E-05
ano1989	-0.9208	0.1467	-6.2785	3.42E-10
ano1994	-1.0570	0.1551	-6.8145	9.46E-12
ano1995	0.3075	0.1521	2.0213	4.32E-02
ano1999	0.4175	0.1475	2.8308	4.64E-03
ano2001	0.3586	0.1461	2.4552	1.41E-02
ano2002	0.5989	0.1562	3.8333	1.26E-04
ano2003	1.3901	0.3767	3.6901	2.24E-04
ano2004	0.7452	0.1907	3.9082	9.30E-05
bandeiraBRA-BLZ:NAS	0.1211	0.0345	3.5129	4.43E-04
bandeiraBRA-ESP:NAS	0.2106	0.0337	6.2504	4.09E-10
bandeiraBRA-HND:NAS	0.1868	0.0502	3.7196	2.00E-04
bandeiraBRA-JPN:NAS	0.2256	0.0311	7.2663	3.70E-13
bandeiraBRA-PAN:NAS	-0.2510	0.0602	-4.1700	3.05E-05
bandeiraBRA-TAI:NAS	0.1140	0.0292	3.9022	9.53E-05
bandeiraBRA-VCT:NAS	0.1329	0.0304	4.3713	1.24E-05
bandeiraBRA-ESP:areaN	-0.5489	0.2296	-2.3911	1.68E-02
bandeiraBRA-JPN:areaN	-0.8170	0.4021	-2.0320	4.22E-02
bandeiraBRA-PAN:areaN	-1.4825	0.3459	-4.2852	1.83E-05
bandeiraBRA-PAN:areaS	1.8677	0.6945	2.6892	7.16E-03
bandeiraBRA-VCT:areaS	-0.7422	0.3322	-2.2339	2.55E-02
bandeiraBRA-JPN:trimestre2	0.5817	0.1773	3.2812	1.03E-03
bandeiraBRA-VCT:trimestre2	1.5646	0.2437	6.4206	1.36E-10
bandeiraBRA-ESP:trimestre3	0.5618	0.1570	3.5777	3.47E-04
bandeiraBRA-PAN:trimestre3	0.7343	0.3372	2.1778	2.94E-02
bandeiraBRA-TAI:trimestre3	1.0508	0.2073	5.0687	4.01E-07
bandeiraBRA-VCT:trimestre3	1.6232	0.2001	8.1101	5.06E-16
bandeiraBRA-JPN:trimestre4	0.4592	0.1565	2.9342	3.34E-03
NAS:areaN	0.1105	0.0212	5.2083	1.91E-07
NAS:areaS	0.1113	0.0273	4.0810	4.48E-05
NAS:trimestre3	-0.0449	0.0201	-2.2294	2.58E-02
areaS:trimestre2	-0.7022	0.1943	-3.6144	3.01E-04
areaN:trimestre4	0.4060	0.1232	3.2965	9.79E-04
Log(theta)	-0.2225	0.0221	-10.0782	6.90E-24

Tabela 5. Estimativas dos parâmetros significativamente ($\alpha > 0.05$) diferentes de zero para série recente.

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
CONTAGEM				
(Intercept)	-4.7947	0.1237	-38.7757	0.00E+00
ano2006	0.2355	0.0217	10.8673	1.65E-27
ano2007	0.4487	0.0275	16.3022	9.52E-60

ano2008	0.2582	0.0328	7.8799	3.28E-15
ano2009	0.0712	0.0251	2.8308	4.64E-03
ano2010	0.2352	0.0380	6.1921	5.94E-10
ano2011	0.1950	0.0315	6.1926	5.92E-10
ano2012	0.3327	0.0316	10.5426	5.50E-26
bandeiraBRA-ESP	0.5290	0.0945	5.5987	2.16E-08
bandeiraBRA-JPN	-1.2198	0.2840	-4.2957	1.74E-05
bandeiraBRA-PAN	-0.4288	0.1865	-2.2987	2.15E-02
areaN	-0.8172	0.1079	-7.5738	3.62E-14
areaS	-0.7784	0.1325	-5.8748	4.23E-09
trimestre2	0.7749	0.0919	8.4338	3.35E-17
trimestre3	0.4071	0.0952	4.2743	1.92E-05
bandeiraBRA-ESP:NAS	0.0478	0.0167	2.8596	4.24E-03
bandeiraBRA-HND:NAS	0.0788	0.0389	2.0278	4.26E-02
bandeiraBRA-JPN:NAS	-0.0822	0.0247	-3.3250	8.84E-04
bandeiraBRA-PAN:NAS	-0.0931	0.0301	-3.0982	1.95E-03
bandeiraBRA-ESP:trimestre2	-0.4544	0.0523	-8.6908	3.60E-18
bandeiraBRA-HND:trimestre2	-0.4190	0.1270	-3.2999	9.67E-04
bandeiraBRA-ESP:trimestre3	-0.3804	0.0500	-7.6130	2.68E-14
bandeiraBRA-HND:trimestre3	-0.3743	0.1471	-2.5437	1.10E-02
bandeiraBRA-JPN:trimestre3	0.5392	0.1862	2.8967	3.77E-03
bandeiraBRA-ESP:trimestre4	0.1185	0.0595	1.9918	4.64E-02
bandeiraBRA-PAN:trimestre4	-0.2774	0.0950	-2.9201	3.50E-03
NAS:areaN	0.0685	0.0191	3.5864	3.35E-04
NAS:trimestre2	-0.1019	0.0137	-7.4101	1.26E-13
NAS:trimestre3	-0.0924	0.0130	-7.0841	1.40E-12
NAS:trimestre4	-0.0844	0.0175	-4.8147	1.47E-06
areaN:trimestre2	0.4451	0.0429	10.3874	2.83E-25
areaS:trimestre2	0.3206	0.0830	3.8639	1.12E-04
areaN:trimestre3	0.5796	0.0641	9.0378	1.60E-19
areaS:trimestre3	0.8672	0.0855	10.1434	3.54E-24
areaN:trimestre4	0.3516	0.0525	6.6979	2.11E-11
areaS:trimestre4	0.4958	0.0830	5.9763	2.28E-09
ZEROS				
ano2006	0.5046	0.0899	5.6111	2.01E-08
ano2007	0.5585	0.1578	3.5391	4.02E-04
ano2008	1.6514	0.3940	4.1915	2.77E-05
ano2009	4.1201	1.0207	4.0367	5.42E-05
ano2012	1.0581	0.2108	5.0193	5.19E-07
bandeiraBRA-ESP	-3.0574	1.1206	-2.7283	6.37E-03
bandeiraBRA-HND	-6.4679	2.9423	-2.1983	2.79E-02
bandeiraBRA-PAN	-4.8935	1.0581	-4.6249	3.75E-06
NAS	-0.8874	0.2005	-4.4252	9.63E-06
areaN	-4.1923	1.1108	-3.7742	1.61E-04
areaS	-5.9575	1.2404	-4.8028	1.56E-06
trimestre2	-2.6621	1.1294	-2.3572	1.84E-02
trimestre3	-2.4824	1.2112	-2.0495	4.04E-02
trimestre4	-2.6693	1.0920	-2.4443	1.45E-02
bandeiraBRA-HND:NAS	1.4828	0.6709	2.2102	2.71E-02
bandeiraBRA-JPN:NAS	-0.7319	0.2566	-2.8519	4.35E-03
bandeiraBRA-ESP:trimestre2	3.2929	0.9741	3.3806	7.23E-04
bandeiraBRA-ESP:trimestre3	3.8701	0.7885	4.9083	9.19E-07
bandeiraBRA-PAN:trimestre3	1.6188	0.7624	2.1233	3.37E-02
bandeiraBRA-ESP:trimestre4	3.9152	0.7780	5.0326	4.84E-07
NAS:areaN	0.6573	0.1974	3.3296	8.70E-04
NAS:areaS	0.7270	0.1964	3.7013	2.14E-04
NAS:trimestre2	0.2215	0.0804	2.7532	5.90E-03
NAS:trimestre4	0.2025	0.0707	2.8642	4.18E-03
Log(theta)	1.0303	0.0208	49.5064	0.00E+00

As séries de CPUE padronizadas histórica e recente, e a CPUE nominal são mostrados na **Tabela 6** e **Figura 5**. A série histórica padronizada apresentou comportamento semelhante à taxa de captura nominal ao. No início da década de 80 apresentaram CPUE elevadas, seguida por um decréscimo e CPUE reduzidas até o início dos anos 2000, quando em 2003 alcançou o seu mais alto nível, tanto a nominal quanto a padronizada. Após 2005, a CPUE nominal apresentou tendência crescente até 2010 seguida de um declínio até 2012. Enquanto que a CPUE padronizada neste mesmo período apresentou uma tendência relativamente estável até o fim da série temporal.

Tabela 6. CPUE nominais média e padronizadas para a série histórica (1978-2004) e recente (2005-2012).

Ano	Nominal	Nominal escalonada	CPUE padronizada	CPUE padronizada escalonada
1978	3,49	0,64	1,78	0,90
1979	3,57	0,65	1,62	0,82
1980	4,79	0,87	2,44	1,24
1981	9,11	1,66	4,27	2,17
1982	9,35	1,71	4,00	2,03
1983	4,41	0,80	2,39	1,22
1984	2,75	0,50	1,84	0,93
1985	3,17	0,58	1,48	0,75
1986	4,67	0,85	2,23	1,13
1987	4,14	0,76	1,92	0,98
1988	4,14	0,75	1,72	0,87
1989	1,64	0,30	0,63	0,32
1990	3,98	0,73	1,18	0,60
1991	1,73	0,32	1,26	0,64
1992	1,11	0,20	1,36	0,69
1993	2,95	0,54	1,39	0,71
1994	0,64	0,12	0,51	0,26
1995	1,24	0,23	1,97	1,00
1996	1,59	0,29	1,26	0,64
1997	1,96	0,36	1,10	0,56
1998	1,19	0,22	1,22	0,62
1999	1,85	0,34	1,66	0,84
2000	2,47	0,45	1,53	0,78
2001	3,33	0,61	1,63	0,83
2002	1,83	0,33	2,26	1,15
2003	14,54	2,65	4,87	2,47
2004	5,21	0,95	3,65	1,86
2005	6,74	1,23	5,30	0,75
2006	10,73	1,96	6,81	0,96
2007	14,40	2,63	8,36	1,18
2008	15,19	2,77	7,32	1,03
2009	11,63	2,12	6,41	0,91
2010	14,67	2,67	7,50	1,06
2011	8,90	1,62	7,22	1,02
2012	8,80	1,60	7,68	1,09

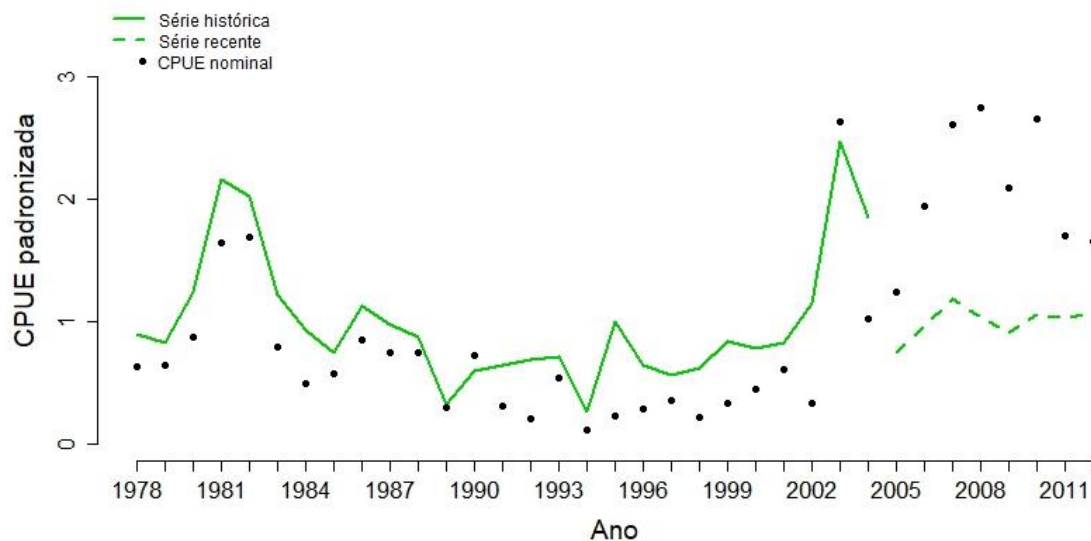


Figura 5. Séries de CPUE padronizadas por ano para as séries histórica (1978-2004) e recente (2005-2012) escalonada. Os pontos representam a CPUE nominal média escalonada.

Uma comparação visual entre as tendências das séries de CPUE padronizadas para o espadarte do Atlântico Sul utilizadas na última avaliação do estoque (ANON., 2017) e as tendências das séries brasileiras revisadas neste trabalho é mostrada na **Figura 6**, para a avaliação em 2017 foram utilizadas duas séries temporais da Espanha, uma do Uruguai, uma da África do Sul, duas do Japão e a série recente fornecida pelo Brasil em 2017. Nota-se que a série histórica revisada ainda parece ser contraditória com a das outras frotas, apresentando comportamento crescente entre 1994 e 2004, enquanto que a série do Japão apresenta tendência de declínio no mesmo período e a da Espanha indica uma queda, porém menos acentuada, entre 1989 e 1999. Quanto a série recente revisada, de maneira geral, não houve grande diferença na sua tendência em relação às outras séries.

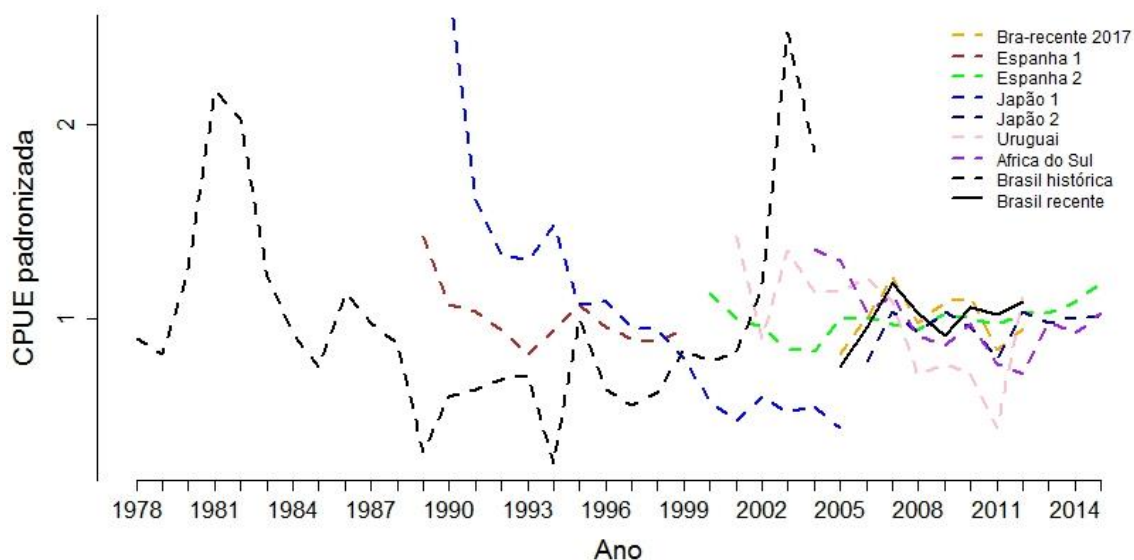


Figura 6. Comparação entre as séries de CPUE padronizadas para o espadarte do Atlântico Sul utilizadas na última avaliação do estoque e as séries brasileiras revisadas neste trabalho.

DISCUSSÃO

As capturas com espinhel pelágico de superfície geralmente incluem uma proporção maior de capturas nulas, principalmente para espécies raras e não-alvo. Em muitos casos, os dados são melhores ajustados por modelos de barreira, porque apresentam mais flexibilidade do que podem ser acomodadas por distribuições mais simples (ZUUR et al., 2012). O fenômeno de sobredispersão é normalmente esperado quando se trata de dados de captura provenientes de pescarias comerciais (e.g., PUNT et al., 2000), provavelmente devido à falta de independência entre as observações provenientes das mesmas embarcações em momentos diferentes. Por esta razão, a distribuição de Poisson raramente fornece o melhor ajuste, já a distribuição binomial negativa permite uma sobredispersão com uma forma mais geral da função de variância.

Os modelos de barreira são comumente utilizados em outras áreas de pesquisa, mas menos frequente em casos de zeros excessivos em análise de dados da pesca (e.g. MACDONALD et al., 2014; HANKE et al., 2015, PIOVANO e GILMAN, 2017) e raros para casos de zeros moderados (e.g., ZHU et al., 2017). No presente trabalho, a ocorrência moderada de zeros e a presença do fenômeno de sobredispersão, levaram ao melhor ajuste dos dados com o modelo de barreira e distribuição binomial negativa. Assim, esses modelos parecem ser opções flexíveis para dados de pesca, não exclusivos para os casos de zeros em excesso, e podem ser considerados rotineiramente nas análises.

A divisão dos índices de CPUE em duas séries temporais distintas foi importante para incorporar o efeito da implementação do programa de monitoramento com observadores de bordo nas análises. A menor proporção de capturas nulas observada após a introdução do programa chama atenção para uma melhoria do sistema de coleta de dados, principalmente devido ao efeito positivo das embarcações nacionais nas estimativas das capturas nulas, uma vez que o programa era aplicado apenas em embarcações arrendadas.

Uma questão muito importante para a padronização de CPUE são as mudanças nas estratégias de direcionamento da pesca, principalmente quando mudam ao longo do tempo afetando o índice relativo de abundância. A utilização da variável indicadora NAS (Número de Anzóis por Samburá), tende a ser correlacionada com profundidade do espinhel, o que pode afetar a taxa de captura de diferentes espécies. O efeito negativo do NAS, indica que as

embarcações com menores quantidades de anzóis entre boias possivelmente têm o espadarte como alvo. Na frota de espinhel japonês, as embarcações que visavam o espadarte depois de 1975 tendiam a usar entre 3 e 5 NAS, enquanto os que tinham os atuns como alvo usavam uma maior quantidade de NAS. O que faz sentido, já que o espadarte habita preferencialmente as camadas mais superficiais (HOYLE et al., 2014). Apesar de algumas limitações na utilização do NAS como indicador, como a variação espacial das estratégias de direcionamento associadas a diferentes valores de NAS (HOYLE e OKAMOTO, 2013), a sua utilização aqui parece ser satisfatória já que, de maneira geral, seu efeito em diferentes áreas não diferiu substancialmente.

A inclusão das bandeiras das embarcações na padronização da CPUE serviu para explicar a dinâmica da frota de espinhel brasileira, que é composta por embarcações nacionais e arrendadas estrangeiras, resultando em um direcionamento altamente variável, com várias outras espécies-alvo, além do espadarte. O efeito predominante negativo das embarcações arrendadas na série histórica deve-se ao fato de que os alvos das embarcações asiáticas eram geralmente a albacora bandolim (*Thunnus obesus*) e albacora branca (*Thunnus alalunga*), enquanto as embarcações nacionais o foco das capturas variaram entre espadarte, albacora laje (*Thunnus albacares*) ou até mesmo o tubarão azul (*Prionace glauca*) ao longo de todo histórico de exploração (MENESES DE LIMA et al., 2000). Já as embarcações espanholas, que apresentaram efeito positivo na série recente, sempre tiveram o espadarte como alvo, porém passaram a operar somente após os anos 2000 (HAZIN, 2006). As embarcações do Panamá e Honduras também tinham o *X. gladius* como alvo, no entanto operaram apenas entre o fim dos anos 1990 e o fim dos anos 2000 (HAZIN, 2006), mas somente o Panamá proporcionou efeito positivo na série histórica.

Os efeitos das áreas foram incluídos para explicar as diferenças espaciais na abundância, mas a variação é geralmente melhor explicada por efeitos espaço-temporais, como área e trimestre. Para a série histórica, a área central ($15^{\circ}\text{S} < \text{latitude} \leq 25^{\circ}\text{S}$) apresentou maior efeito sobre a variável resposta, principalmente no verão austral (4º e 1º trimestre). Provavelmente devido ao fato de que o espadarte tende a deslocar-se para águas mais afastadas da região equatorial (correspondente a área norte) no verão austral (COLLETTE, 1995). Na série recente, as áreas norte e sul também apresentaram efeitos negativos, no entanto a interação área sul e 3º trimestre (inverno austral) apresentou o maior efeito positivo. O que pode ser explicado pela maior disponibilidade de nutrientes promovida pela área de ressurgência presente na área sul nesta época do ano, e o conseqüentemente aumento de presas potenciais para o espadarte, como as lulas (*Illex argentinus*) que são abundantes na

região (SANTOS e HAIMOVICI, 2002). Assim, os movimentos da frota parecem estar relacionados ao deslocamento e vulnerabilidade do espadarte.

Do início da série temporal em 1978 até meados dos anos 90, os registros da frota brasileira são compostos por barcos nacionais e arrendados do Japão. Durante esse período, o alvo das embarcações era predominante os atuns, com baixas capturas de espadarte e de forma incidental. A partir de 1994, vários outros navios arrendados estrangeiros passaram a operar no Brasil. Neste período iniciou-se o desenvolvimento da pesca direcionada à captura de *X. gladius* com a utilização do espinhel de monofilamento, atratores luminosos e lula (*Illex* sp.) como isca, por fim, os pescadores passaram a lançar o espinhel no início da noite (ARFELLI, 1996). Todas essas mudanças foram feitas com a intenção de aumentar a captura de espadarte, que normalmente se alimenta de águas superficiais durante a noite (CAREY, 1990). No segundo semestre de 1997, toda frota nacional já operava com o espinhel de monofilamento (HAZIN, 2006). Após esse período, houve um padrão de crescimento da CPUE nominal ao longo do tempo parece não ser um reflexo do aumento na abundância da espécie, e sim de um forte aprimoramento das técnicas e aumento do coeficiente de capturabilidade, devido ao efeito de um possível aumento no direcionamento das capturas para o espadarte ao longo dos anos, que pôde ser amenizado com a padronização da CPUE, apresentando uma tendência geral estável na série temporal recente, que vai até 2012 por não haver informações confiáveis sobre a pesca realizada pela frota de espinhel brasileira após este ano.

O suposto problema ainda presente na série histórica brasileira pode estar relacionado ao efeito da variação do interesse de uma embarcação em espécies diferentes por viagem de pesca. Uma vez que as mesmas embarcações alteram suas estratégias e áreas de pesca de acordo com a disponibilidade do recurso e o valor de mercado (nacional e internacional) de cada espécie (HAZIN et al., 2007). Assim a utilização do fator “bandeira” provavelmente não eliminou totalmente o efeito do direcionamento das capturas para diferentes espécies neste período.

REFERENCIAS

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE transactions on automatic control**, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974.
- ANON. Report of the 2017 ICCAT Atlantic swordfish stock assessment session. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 74, n. 3, p. 841-967, 2017.

ARFELLI, C. A. Estudo da pesca e aspectos da dinâmica populacional de espadarte, *Xiphias gladius* L. 1758, no Atlântico Sul. **Tese de Doutorado**. Universidade Estadual Paulista - UNESP. Rio Claro. 175f. 1996.

CAREY, F.G. 1990. Further acoustic telemetry observations of swordfish. In: Proc. Second. Int. Billfish Symp., Part 2: Contributed Papers. Stroud, R. H. (ed.). Savannah, Georgia, **National Coalition for Marine Conservation**, Inc., p. 103-122.

CARNEIRO V. G. O.; RODRIGUES S. L.; OLIVEIRA E. S. C.; ANDRADE H. A. Updated standardized catch rate of swordfish (*Xiphias gladius*) caught in the South Atlantic by the Brazilian fleet. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 74, n. 3, p. 1050-1069, 2017.

COLLETTE, B. B. Xiphiidae. Peces espada. p. 1651-1652. In W. Fischer, F. Krupp, W. Schneider, C. Sommer, K.E. Carpenter and V. Niem (eds.) Guia FAO para Identification de Especies para lo Fines de la Pesca. Pacifico Centro-Oriental. 3 Vols. FAO, Rome. 1995.

EVANS, K., ABASCAL, F., KOLODY, D., SIPPEL, T., HOLDSWORTH, J., MARU, P. The horizontal and vertical dynamics of swordfish in the South Pacific Ocean. **Journal of Experimental Marine Biology and Ecology**, v. 450, p. 55-67, 2014.

FIEDLER, F. N.; SALES G.; GIFFONI, B. B.; MAÇANEIRO, L. R.; DE KARAM, M.; NASCIMENTO, C. J.; SCHWINGEL, P. R. Characterization and comparison of Brazilian and foreign leased pelagic longline fleets in the Southwestern Atlantic Ocean between 2003 and 2014. How different are these fisheries?. **Revista CEPSUL-Biodiversidade e Conservação Marinha**, v. 5, p. 1-16, 2016.

GAVARIS, S. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, v. 37, n. 12, p. 2272-2275, 1980.

HANKE, A. R.; ANDRUSHCHENKO, I.; WHELAN, C. Indices of stock status from the Canadian bluefin tuna fishery: 1981 to 2013. ICCAT, **Col. Vol. Sci. Pap, ICCAT**, v. 71, n. 2, p. 983-1017, 2015.

HAZIN, F. H. V.; TRAVASSOS, P. Aspectos estratégicos para o desenvolvimento da pesca oceânica no Brasil. **Parcerias Estratégicas**, v. 11, n. 23, p. 289-310, 2010.

HAZIN, H. G. Influência das variáveis oceanográficas na dinâmica populacional e pesca do espadarte, *Xiphias gladius* Linnaeus 1758, capturados pela frota brasileira. 216f. **Tese de doutorado**-Faculdade de ciências do mar e do ambiente, Universidade do Algarve, Faro, 2006.

- HAZIN, H. G.; HAZIN, F. H. V.; TRAVASSOS, P.; CARVALHO, F. C.; ERZINI, K. Fishing strategy and target species of the Brazilian tuna longline fishery, from 1978 to 2005, inferred from cluster analysis. **Col. Vol. Sci. Pap., ICCAT**, v. 60, n. 6, p. 2029-2038, 2007.
- HOYLE, S. D.; OKAMOTO, H. Target changes in the tropical WCPO Japanese longline fishery, and their effects on species composition. WCPFC-SC9-2013/SA-IP-04, 2013.
- HOYLE, S. D.; LANGLEY, A. D.; CAMPBELL, R. A. Recommended approaches for standardizing CPUE data from pelagic fisheries. WCPFC-SC10-2014/SA-IP-10, 2014.
- LAMBERT, D. Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing. **Technometrics**, v. 34, n. 1, p. 1-14, 1992.
- LIRA, M. G.; DE NÓBREGA, M. F.; OIVEIRA, J. E. L. Caracterização da pescaria industrial de espinhel-de-superfície no rio grande do norte. **B. Inst. Pesca**, São Paulo, v.43, n. 3: 446 - 458, 2017.
- MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. Generalized Linear Models. Chapman & Hall, London. 513 p. 1989.
- MACDONALD, P.; ANGUS, C. H.; CLEASBY, I. R.; MARSHALL, C. T. Fishers' knowledge as an indicator of spatial and temporal trends in abundance of commercial fish species: megrim (*Lepidorhombus whiffiagonis*) in the northern North Sea. **Marine Policy**, v. 45, p. 228-239, 2014.
- MAUNDER, M. N.; PUNT, A. E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. **Fisheries Research**, v. 70, n. 2, p. 141-159, 2004.
- MENESES DE LIMA, J. H.; KOTAS, J. E.; LIN, C. F. A historical review of the Brazilian longline fishery and catch of swordfish. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 51, n. 4, p. 1329-1357, 2000.
- MULLAHY, J. Specification and testing of some modified count data models. **Journal of econometrics**, v. 33, n. 3, p. 341-365, 1986.
- NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. Generalized Linear Models. *J. R. Statist. Soc. A*. 135(3). 1972.
- OHSHIMO, S.; FUJINAMI, Y.; SHIOZAKI, K.; KAI, M.; SEMBA, Y.; OCHI, D.; MATSUNAGA, H.; MINAMI, H.; KIYOTA, M.; YOKAWA, K. Distribution, body length, and abundance of blue shark and shortfin mako offshore of northeastern Japan, as determined from observed pelagic longline data, 2000–2014. **Fisheries Oceanography**, v. 25, n. 3, p. 259-276, 2016.
- PIOVANO, S.; GILMAN, E. Elasmobranch captures in the Fijian pelagic longline fishery. Aquatic Conservation. **Marine and Freshwater Ecosystems**, v. 27, n. 2, p. 381-393, 2017.

POIRIER, L. A; RAMSAY, A. P.; ST-HILAIRE, S.; QUIJÓN, P. A. Revisiting recent history: records of occurrence and expansion of the European green crab across Prince Edward Island, Atlantic Canada. **Marine Biodiversity Records**, v. 10, n. 1, p. 30, 2017.

PUNT, A; WALKER, T. I.; TAYLOR, B. L.; PRIBAC, F. Standardization of catch and effort data in a spatially-structured shark fishery. **Fisheries Research**, v. 45, n. 2, p. 129-145, 2000.

R CORE TEAM. 2017. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>. 2017.

SANTOS, R. A.; HAIMOVICI, M. Cephalopods in the trophic relations off southern Brazil. **Bulletin of Marine Science**, v. 71, n. 2, p. 753-770, 2002.

SCHIRRIPIA, M.J.; ABASCAL, F.; ANDRUSHCHENKO, I.; DIAZ, G.; MEJUTO, J.; ORTIZ, M; SANTOS, M.N; WALTER, J. A hypothesis of a redistribution of North Atlantic swordfish based on changing ocean conditions. **Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography**, 2016.

VENABLES, W. N.; RIPLEY, B. D. Random and mixed effects. In: Modern applied statistics with S. 4^o Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0. 2002.

ZEILEIS, A; KLEIBER, C; JACKMAN, S. Regression models for count data in R. **Journal of statistical software**, v. 27, n. 8, p. 1-25, 2008.

ZHU, X.; GALLAGHER, C. P.; HOWLAND, K. L.; HARWOOD, L. A.; TALLMAN, R. F. Multimodel Assessment of Population Production and Recommendations for Sustainable Harvest Levels of Anadromous Arctic Char, *Salvelinus alpinus* (L.), from the Hornaday River, Northwest Territories. 2017.

ZUUR, A. F.; SAVELIEV, A. A.; IENO, E. N. Zero inflated models and generalized linear mixed models with R, **Highland Statistics Limited**, 2012.

ARTIGO CIENTÍFICO III

4. VARIAÇÕES DO COEFICIENTE DE CAPTURABILIDADE NA PESCARIA DE ESPADARTE (*Xiphias gladius*) NO ATLÂNTICO SUL**RESUMO**

A padronização da Captura Por Unidade de Esforço (CPUE) usando modelos lineares generalizados (MLG) é um procedimento comum que tenta eliminar os efeitos das variáveis diferentes da abundância. No entanto, as séries resultantes são normalmente utilizadas apenas para obter índices relativos de abundância para as avaliações de estoques. Aqui, a série de CPUE padronizada de espadarte (*Xiphias gladius*) capturado pela frota de espinhel brasileira foi utilizada para obter estimativas das variações do coeficiente de capturabilidade (q) ao longo dos anos. A fim de ampliar o conhecimento sobre as fontes de variação de q , foi calculada uma medida de influência de cada variável explicativa sobre as estimativas de q anuais. Além disso, foram analisadas como as ações de regulamentação aplicadas no estoque do espadarte do Atlântico Sul afetaram a capturabilidade da frota brasileira. As variações do coeficiente de capturabilidade ao longo dos anos apresentaram de maneira geral o seguinte padrão: baixa capturabilidade de espadarte entre 1978 e 2004 e alta entre 2005 e 2012. A variável “bandeira” causou a maior alteração em q anualmente, sugerindo que as mudanças relacionadas as bandeiras das embarcações tiveram uma grande influência na capturabilidade do espadarte, ou seja, teve influência importante sobre os valores de CPUE nominal independente da abundância. Enquanto que as outras variáveis, “área”, “nº de anzóis por samburá” e “trimestre, que tiveram importante poder explicativo no MLG, foram pouco influentes sobre as variações em q anuais.

Palavras-chave: capturabilidade, abundância, CPUE, espadarte.

ABSTRACT

The standardization of Capture per Unit of Effort (CPUE) using generalized linear models (GLM) is a common procedure that attempts to eliminate the effects of variables other besides abundance. However, several results are generally used to obtain relative abundance indices for stock assessment. Here, the series of standardized swordfish CPUE (*Xiphias gladius*)

captured by the Brazilian longline fleet were used to estimate the variability of the catchability coefficient (q) over the years. In order to increase the knowledge about the sources of variation of q , a measure of influence of each explanatory variable was calculated on the estimates of q annual. In addition, it was analyzed how the temporary regulatory actions applied in the swordfish stock of the Southern Atlantic affected the catchability of the Brazilian fleet. The variables of the catchability coefficient over the years presented the following general pattern: low catchability of swordfish between 1978 and 2004 and high between 2005 and 2012. The variable "flag" caused a greater annual, related as flags of the vessels of a great influence on the catchability of the swordfish, that is, it had important influence on the nominal CPUE values independent of abundance. While as other variables, "area", "number of hooks per basket" and "quarter", which has important explanatory power in GLM, were little influential on the annual variations in q .

Keywords: catchability, abundance, CPUE, swordfish.

INTRODUÇÃO

A construção de índices relativos de abundância em ciência pesqueira normalmente é baseada em dados de captura por unidade de esforço (CPUE). No entanto, o uso deste índice pode ser problemático, já que a CPUE na sua forma bruta (CPUE nominal) raramente é proporcional à abundância ao longo de toda história de exploração e espaço geográfico (BISHOP, 2006; MAUNDER et al., 2006). O coeficiente de capturabilidade (q), constante de proporcionalidade entre o índice relativo de abundância e a abundância populacional, é considerado um parâmetro chave a ser estimado em muitas das avaliações de estoques de recursos pesqueiros (LANGSETH et al., 2016).

No caso da CPUE nominal obtida diretamente da pesca comercial, alguns dos fatores que geralmente fazem q não ser constante ao longo do tempo e espaço estão relacionados às mudanças tecnológicas nas artes de pesca, estratégias de pesca, espécies alvo e dinâmica da frota, recrutamento não uniforme e migração das espécies (WILBERG et al., 2010). As regras adotadas na gestão também podem ter um efeito significativo na capturabilidade, e muitas vezes os gestores implementam regulamentos com a intenção de reduzir a capturabilidade (OLIVEIRA et al., 2009). Deste modo, os efeitos dos fatores não relacionados a abundância populacional sobre a CPUE nominal são associados ao coeficiente de capturabilidade. Para remover tais efeitos, um procedimento frequentemente utilizado é a padronização da CPUE a

partir de Modelos Lineares Generalizados (MLG), para que q possa ser assumido como constante (CAMPBELL, 2015). No entanto, o uso dos índices relativos de abundância isoladamente fornece informações limitadas sobre o efeito da pesca quando o coeficiente de capturabilidade é desconhecido (HAMPTON et al., 2005).

A diferença entre a CPUE padronizada e os valores calculados de CPUE nominal seria que a primeira reflete as variações da abundância, enquanto que a segunda refletiria as variações conjuntas do coeficiente de capturabilidade e da abundância. Seguindo essa linha de raciocínio, o contraste entre a CPUE padronizada e nominal seria um índice do efeito das variações do coeficiente de capturabilidade. Que apesar de ser um parâmetro importante, na maioria das vezes q ainda é escassamente compreendido e estimado. Além disso, a carga de informação que este coeficiente carrega tem grande potencial para gerar conhecimentos sobre uma grande diversidade de elementos importantes para a avaliação de estoques e gestão pesqueira, por refletir a vulnerabilidade dos recursos à atividade de pesca, mas principalmente para o entendimento de pescarias que passaram por diversas mudanças ao longo do tempo.

Com grande área de atuação no Atlântico Sul, a frota brasileira de espinhel pelágico é responsável nos últimos anos pela segunda maior captura de espadarte (*Xiphias gladius*) da região. Ao longo de sua história, a frota passou por diversas mudanças tanto do ponto de vista tecnológico quanto no direcionamento das suas capturas. A pesca com espinhel genuinamente brasileira começou a operar no início da década de 1980 em Natal-RN, focada inicialmente nos atuns (OLIVEIRA, 2010). Entretanto, a pesca direcionada efetivamente ao *X. gladius* iniciou-se somente a partir do ano de 1994 (ARFELLI, 1996). A fim de maximizar a captura da espécie, as principais mudanças no aparelho de pesca foram, a substituição do espinhel tradicional de multifilamento pelo de monofilamento, mudança na profundidade do aparelho e no horário de lançamento, a utilização de atratores luminosos e da lula como isca (HAZIN, 2006). Segundo Meneses de Lima et al. (2000), parte das mudanças no Atlântico Sul ocorreram devido às restrições de captura no Atlântico Norte impostas pela *International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas* (ICCAT), que é a organização responsável pela gestão e conservação das pescarias de atuns e afins do Atlântico.

A compreensão dos efeitos de tais mudanças na frota de espinhel brasileira sobre a série de CPUE de espadarte padronizada passa pelas estimativas das variações do coeficiente de capturabilidade e dos fatores associados. Para esse propósito, neste trabalho foi utilizada uma relação entre a CPUE padronizada e não padronizada para explicar a capturabilidade variável em detalhes, ao invés de fazer uma suposição de que a mesma seja constante. Fornecendo informações úteis para o delineamento de abordagens adequadas quanto ao uso

dos índices relativos de abundância do espadarte fornecidos pela frota brasileira nos modelos de avaliações de estoques, e para a gestão do estoque do Atlântico Sul.

MATERIAL E MÉTODOS

Para análise das informações disponíveis sobre as operações de espinhel realizadas pela frota brasileira (embarcações nacionais e arrendadas) de 1978 até 2012, foram utilizados dados referentes a 44.417 lances de pesca realizados por embarcações com oito diferentes bandeiras: nacionais e arrendadas da Espanha, Japão, São Vicente e Granadinas, Panamá, China Taipei, Belize e Honduras. Tais informações foram retiradas do Banco Nacional de Dados de Atuns e Afins (BNDA), o qual é mantido pelo Subcomitê Científico de Atuns e Afins, vinculado ao Comitê Permanente de Gestão (SCC Atuns/CPG) do extinto Ministério da Pesca e Aquicultura (MPA). Os registros de pesca aqui utilizados passaram por filtros que amenizaram parte das inconsistências presentes no BNDA, baseados em análises das informações disponíveis para cada viagem de pesca (mais detalhes ver artigo científico II).

A maioria das capturas (C) de espadarte foi registrada em número de indivíduos. Para a pesca de atuns e afins com espinhel a unidade de esforço recomendada pela ICCAT é em número de anzóis. Assim, a CPUE nominal (I), foi calculada como o número de peixes capturados em função do esforço de pesca, em número de anzóis:

$$I = C/f,$$

A padronização da CPUE nominal para o espadarte capturado pela frota de espinhel pelágico brasileira foi realizada no artigo científico II. Para esse propósito, foi utilizada a técnica dos modelos lineares generalizados (MLG) em que a variável resposta foi a captura nominal (número de peixes), enquanto o esforço de pesca (número de anzóis) foi incluído nos modelos como *offset* para compensar os valores agregados de captura, detalhes sobre MLG pode ser encontrado em Dobson e Barnett (2008). Quanto as variáveis explicativas, foi utilizado o número de anzóis por samburá “NAS”, incluído no modelo como covariável. A “área de pesca” com três níveis Norte (latitude $\leq 15^\circ\text{S}$), Centro ($15^\circ\text{S} < \text{latitude} \leq 25^\circ\text{S}$) e Sul (latitude $> 25^\circ\text{S}$), “trimestre”, “ano” e “bandeira da embarcação”, foram incluídos como fator.

Devido a uma possível diferença da qualidade dos dados causada pela alteração da forma de recolhimento das informações, o período de análise foi dividido em duas partes, série histórica (1978-2004) e série recente (2005-2012) (**Figura 1**). A tendência da CPUE padronizada histórica foi semelhante da CPUE nominal, crescente até início dos anos 1980, com um aumento rápido em 1981. Após 1982 a CPUE padronizada foi decrescente até

meados dos anos 1990, já a nominal permaneceu caindo até início dos anos 2000, quando então ambas as séries apresentaram um salto em 2003, atingindo o mais alto nível. Em contrapartida, as séries recentes padronizadas e nominais diferiram bastante, a primeira apresentou tendência relativamente estável, enquanto a segunda cresceu nos primeiros anos e caiu nos últimos.

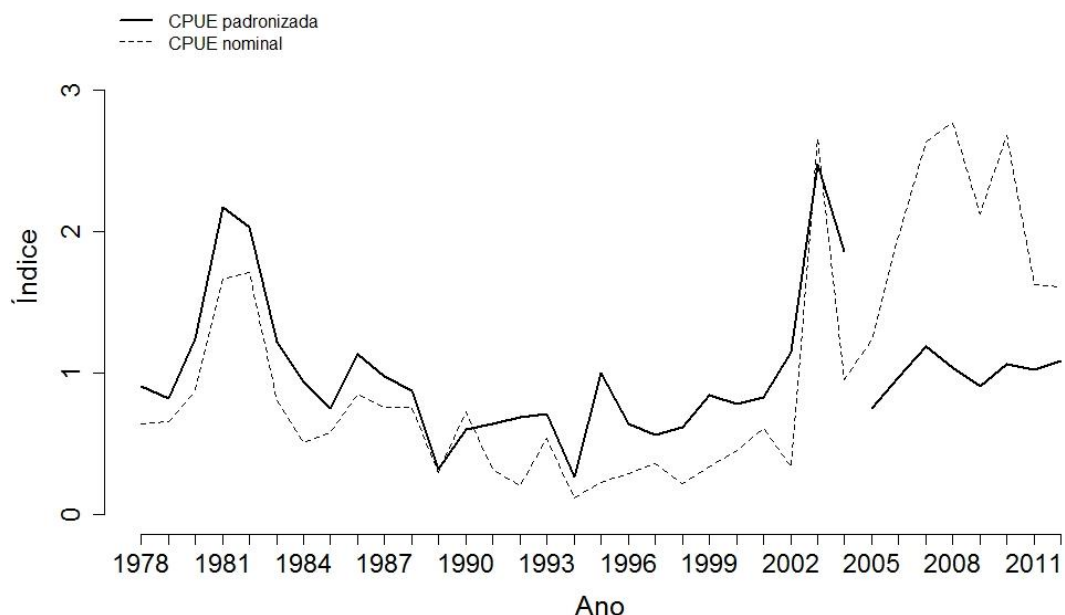


Figura 1. CPUE padronizada e nominal para o espadarte (*Xiphias gladius*) capturado pela frota de espinhel pelágico brasileira.

CÁLCULO DA CAPTURABILIDADE

O coeficiente de capturabilidade é definido como a fração de um estoque que é capturado por uma unidade definida de esforço de pesca (ARREGUÍN-SÁNCHEZ, 1996). Segundo Hilborn e Walters (1992), o modelo de proporcionalidade entre CPUE (I) e abundância (N) no tempo (t) é:

$$I_t = q \times N_t,$$

em que q é o coeficiente de capturabilidade. A padronização consiste em estimar uma CPUE padronizada (I^*) com base unicamente no efeito estimado para a variável “ano”, variável explicativa que refletiria as variações em N , uma vez que, as estimativas dos parâmetros para as outras variáveis explicativas seriam referentes às variações de q , que após a padronização é assumido ser constante. Assim a relação entre I^* e N é:

$$I_t^* = constante \times N_t,$$

Considerando que as variações em I^* refletem as variações em N , o contraste entre I^* e I refletirá as variações do coeficiente de capturabilidade q ao longo dos anos (t). Assim, a relação entre I_t^* e I_t utilizada para obter as estimativas do coeficiente de capturabilidade foi a seguinte:

$$q_t = I_t / I_t^*,$$

em que q é uma medida proporcional ao coeficiente de capturabilidade, e não o seu valor propriamente dito.

Valores de $q < 1$ implicam que naquele ano a CPUE padronizada foi maior que a CPUE não padronizada, ou seja, a capturabilidade do espadarte era baixa independente da sua abundância. A implicação de um $q > 1$ é o inverso, naquele ano o espadarte estava mais vulnerável e valores de q igual a 1 significa que naquele ano específico a padronização não removeu o efeito do coeficiente de capturabilidade, ou seja, CPUE padronizada igual a não padronizada.

EFEITO DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

Todos os efeitos principais das variáveis explicativas testadas para padronizar as duas séries temporais foram significativos e importantes para explicar o aumento do logaritmo da verossimilhança. A **Tabela 1** fornece resumos estatísticos associados a cada termo explicativo. O teste de razão de verossimilhança assintótica a cada dois modelos consecutivos foi comparado com uma distribuição de Qui-quadrado. Com base nessas estatísticas, todas as variáveis resultaram em significativa maximização do logaritmo da verossimilhança (*LogLik*), no entanto, a variável “bandeira” foi a que explicou uma grande quantidade de variação, para as duas séries.

Muitas vezes é difícil compreender o efeito isolado que cada uma das variáveis explicativas tem sobre os índices relativos de abundância resultantes, ou mesmo a associação que elas têm com as variações do coeficiente de capturabilidade. Para o estudo dos efeitos de cada uma das variáveis, foi avaliada a inclusão e exclusão de cada uma delas, com posterior verificação das modificações no q resultante. Entende-se que, se após a inclusão de uma variável explicativa o q resultante se aproximar de 1, ou seja, a diferença entre a CPUE padronizada e não padronizada diminuir, significa que a alteração em q não está associada com o direcionamento das capturas, provavelmente é resultado dos efeitos das outras variáveis presentes no modelo. Quando q se afastar de 1, ou seja, aumenta a diferença entre a

CPUE padronizada e não padronizada, implica que as alterações em q são resultantes das alterações no direcionamento das capturas, independente da abundância.

A diferença entre o coeficiente de capturabilidade do modelo final (q) e o coeficiente de capturabilidade após a exclusão de uma das variáveis explicativas do modelo final (q') fornece uma medida de influência que cada variável explicativa tem sobre o coeficiente de capturabilidade em cada ano (t), como se segue abaixo:

$$\Delta q_t = q_t - q'_t$$

Quando os valores de Δq forem positivos indicará que a variável testada contribuiu para o aumento da capturabilidade naquele ano, quando forem negativos irá indicar que tal variável influenciou para o declínio da capturabilidade. Para Δq igual a zero, representará que a variável testada não teve contribuição sobre o coeficiente de capturabilidade. Todas as análises foram realizadas utilizando o programa R 3.4.3 (R CORE TEAM, 2017).

Tabela 1. Teste de razão da verossimilhança. Número de parâmetros (k), log-verossimilhança ($LogLik$), diferença em graus de liberdade (Gl), estatística Qui-quadrado (χ^2) e o valor p correspondente, para a série histórica e recente.

	k	$LogLik$	Gl	χ^2	$Pr(>\chi^2)$
Série histórica					
(1978-2004)					
bandeira	17	-78985,69			
ano	69	-78000,82	52	1969,74	0
Nº de anzóis por samburá	71	-77770,58	2	460,49	1,02E-100
area	75	-77670,37	4	200,42	3,05E-42
trimestre	81	-77646,89	6	46,96	1,91E-08
bandeira:area	109	-77117,35	28	1059,07	4,49E-205
bandeira: Nº de anzóis por samburá	123	-76860,72	14	513,27	1,43E-100
bandeira:trimestre	165	-76645,71	42	430,00	8,53E-66
area:trimestre	177	-76587,60	12	116,23	3,48E-19
Nº de anzóis por samburá:area	181	-76554,19	4	66,81	1,07E-13
Nº de anzóis por samburá:trimestre	187	-76523,65	6	61,09	2,70E-11
Série recente					
(2005-2012)					
bandeira	11	-36949,23			
ano	25	-36578,90	14	740,67	5,34E-149
trimestre	31	-36493,41	6	170,98	2,79E-34
Nº de anzóis por samburá	33	-36433,94	2	118,95	1,48E-26
area	37	-36386,65	4	94,59	1,40E-19

bandeira:trimestre	61	-36155,69	24	461,91	1,31E-82
area:trimestre	73	-36037,90	12	235,58	1,38E-43
bandeira:Nº de anzóis por samburá	81	-35970,19	8	135,43	2,11E-25
Nº de anzóis por samburá:trimestre	87	-35937,18	6	66,02	2,67E-12
Nº de anzóis por samburá:area	91	-35922,15	4	30,06	4,76E-06

MEDIDAS DE GESTÃO E COEFICIENTE DE CAPTURABILIDADE

Buscando ampliar o conhecimento sobre as fontes de variação do coeficiente de capturabilidade do espadarte capturado pela frota brasileira no Atlântico Sul, foram analisados os possíveis efeitos das regulamentações impostas pela ICCAT sobre as estimativas de capturabilidade anuais obtidas no presente trabalho. A **Tabela 2** apresenta um resumo do histórico das ações de gerenciamento da ICCAT para o espadarte do Atlântico Sul. Embora as medidas de gestão aplicadas diretamente ao estoque de espadarte do Atlântico Sul tenham sido implementadas apenas em 1994, as medidas para todo o oceano Atlântico ocorreram em 1990 (recomendação 90-02) (NEILSON et al., 2013). A última regulamentação imposta em 2017 (recomendação 17-03) não foi incluída neste estudo, uma vez que a série temporal estudada encerra em 2012.

Tabela 2. Resumo das medidas de gerenciamento para a pesca do espadarte (*Xiphias gladius*) no Atlântico Sul.

Ano	Regulação da ICCAT	Medidas de gestão
1990	Rec.90-02	Limite de tamanho mínimo de 125 cm ou 25 kg de peso vivo com 15% de tolerância para capturas acidentais;
1994	Rec.94-14	As PC cujas capturas foram superiores a 250 t não devem aumentar as suas capturas durante 1995 e 1996 para além do seu nível de 1993 ou 1994, o que for maior. As PC cujas capturas eram menores que 250 t não deveria aumentar suas capturas em 1995 e 1996 além de 250 t.
1996	Rec.96-08	As PC cujas capturas foram superiores a 250 toneladas não devem aumentar as suas capturas durante 1997, além do seu nível de 1993 ou 1994, o que for maior. As PC cujas capturas foram inferiores a 250 t não devem aumentar suas capturas em 1997 além de 250 t. As recomendações relativas ao limite de tamanho mínimo permaneceram em vigor.
1997	Rec.97-07	O esquema de alocação foi estabelecido para o período 1998-2000. TAC de 14.620 t.
2000	Rec.00-04	TAC de 14.620 toneladas em 2001.
2002	Rec.02-03	A ICCAT estabeleceu TAC para 2003, 2004, 2005 e 2006 (15.631 t; 15.776 t; 15.956 t; e 16.055 t, respectivamente). O Japão deve limitar a sua captura total a 8% do peso de sua captura total de espinhel no Atlântico Sul
2006	Rec.06-03	Atualização nacionais no compartilhamento da % TAC e disposições sobre para maior ou menor idade.
2009	Rec.09-03	ICCAT estabeleceu TAC de 15.000 toneladas por ano para 2010, 2011 e 2012.
2010	Rec.10-02	Total admissível de capturas (TAC) de 13.700 t foi fixado para 2011

PC: Partes Contratantes; TAC: Total Admissível de Captura; SCPE: Subcomitê de Pesquisa e Estatísticas da ICCAT;

RESULTADOS

Os dados disponíveis sobre as operações de pesca da frota brasileira revelam um mosaico de bandeiras que operaram e deixaram de operar ao longo das últimas décadas (**Figura 2a**). Até meados da década de 1990 houve uma predominância de embarcações com bandeiras asiáticas e nacionais. A partir de 1994 houve um aumento na quantidade embarcações arrendadas registradas, inicialmente com São Vicente, no ano seguinte com Belize. O ano de 1996 foi marcado pela saída das embarcações japonesas e entrada das embarcações espanholas. Entre 1999 e 2001 observa-se a maior quantidade de registros e de diferentes bandeiras operando pela frota brasileira. A partir de 2003 não houve mais informações das embarcações de China Taipei e os registros passam a ser predominantemente das embarcações nacionais, espanholas e panamenhas até 2007, quando o Panamá deixa de registrar. De 2008 a 2010 predominaram as embarcações nacionais e espanholas, somente em 2011 as embarcações japonesas voltaram a registrar, restando em 2012 informações apenas das bandeiras da Espanha, Japão e nacionais.

O número de anzóis por samburá registrado variou bastante ao longo dos anos (**Figura 2b**), até meados da década de 1980 a maioria dos registros foram de cinco anzóis, já do início dos anos 90 até meados dos anos 2000 não houve grande diferença na quantidade de NAS registrada. Somente a partir de 2004 que cinco e seis anzóis por samburá foram os valores mais registrados até o fim da série temporal. Na primeira década a maioria dos lances ocorreu na área Sul, no entanto, a partir da década de 1990 até 2012 os lances passaram a ocorrer predominantemente na área Norte (**Figura 2c**). Quanto ao trimestre, foi observado pouca diferença na quantidade de lances por trimestre durante todo o período analisado, exceto em 2002, ano em que a maioria dos lances foi registrada no primeiro trimestre (**Figura 2d**).

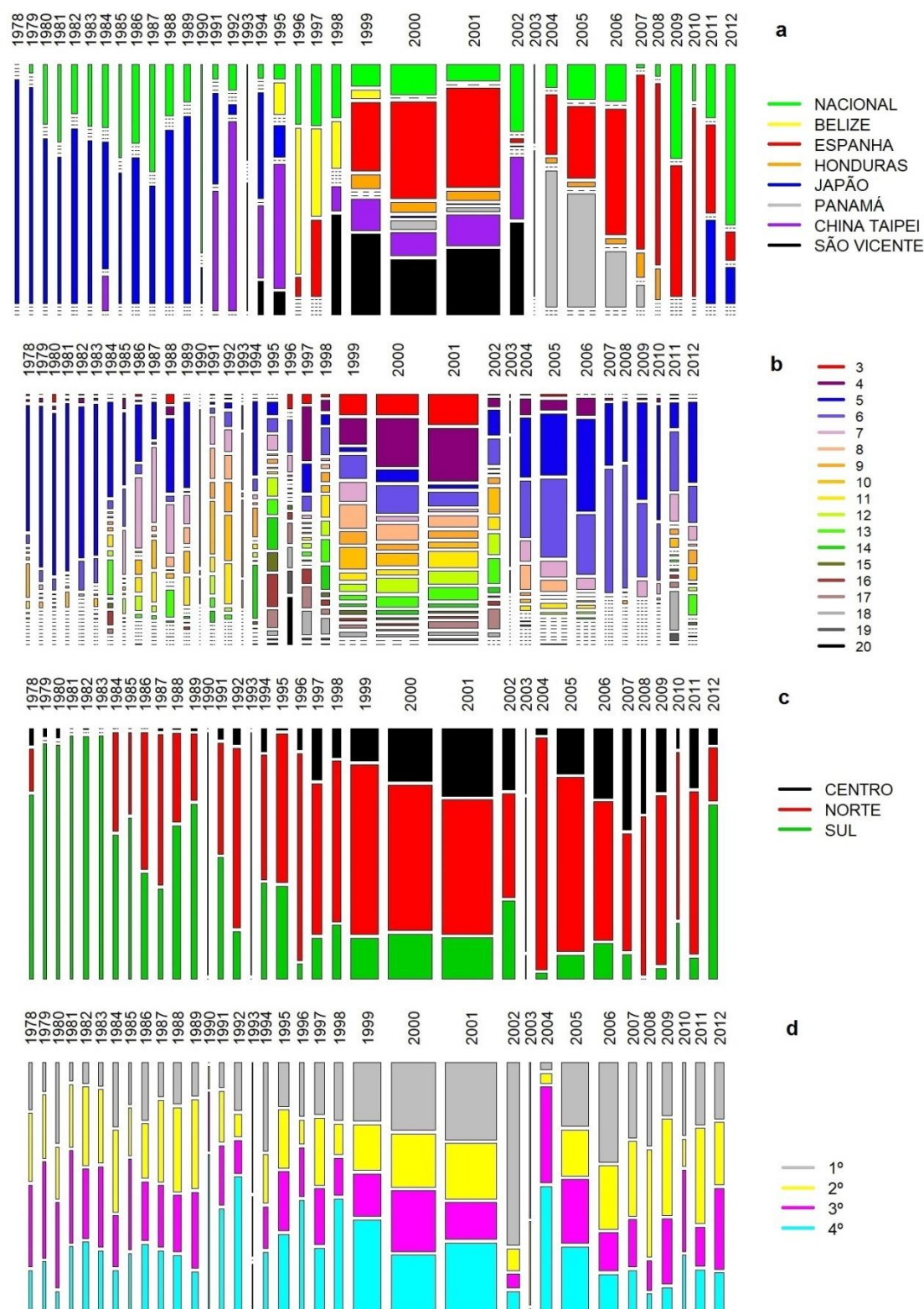


Figura 2. Distribuição dos registros por ano das variáveis a) bandeira das embarcações b) número de anzóis por samburá c) área de pesca e d) trimestre. As larguras e alturas das barras são proporcionais à quantidade de registros.

VARIAÇÕES ANUAIS DA CAPTURABILIDADE

As variações do coeficiente de capturabilidade ao longo dos anos apresentaram de maneira geral o seguinte padrão: baixa capturabilidade de espadarte na série temporal histórica e alta na recente (**Figura 3**). De 1978 a 1989 os valores de q foram abaixo de 1, indicando que a capturabilidade do espadarte era baixa, independente da sua abundância. Esse período foi seguido de uma capturabilidade maior que 1 em 1990, mas voltando a ser menor que 1 nos anos posteriores, período de menor capturabilidade do espadarte. Em 2003 q esteve muito próximo a 1, ou seja, houve pouca diferença entre a CPUE padronizada e a não padronizada neste ano. Já em 2005, no início da série recente, q esteve maior que 1 e foi seguido de um aumento gradual até 2008, quando alcançou o maior nível de capturabilidade. Após este ano os valores de q voltaram a cair, mas mantiveram-se ainda acima de 1.

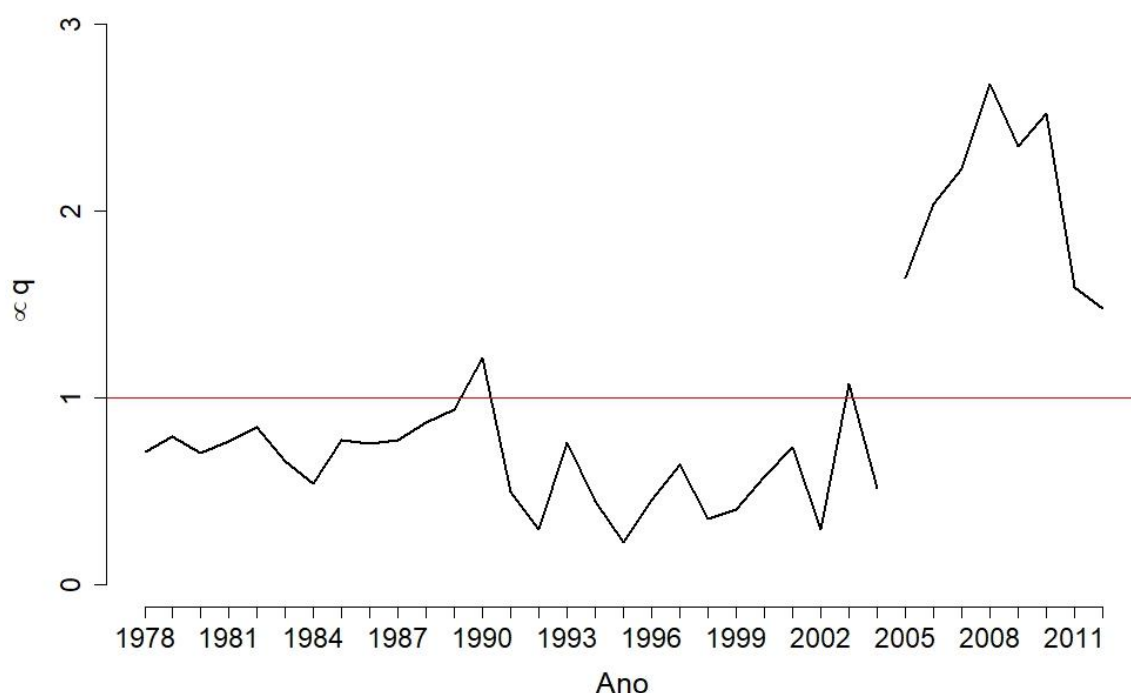


Figura 3. Variações anuais do coeficiente de capturabilidade (αq) para o espadarte (*Xiphias gladius*) capturado pela frota de espinhel brasileira no Atlântico Sul.

EFEITO DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

Os efeitos das variáveis explicativas sobre o coeficiente de capturabilidade é mostrado na **Figura 4**. No painel **a**) foram traçados indicadores de q resultantes da exclusão de cada variável explicativa no modelo final (com todas as variáveis) anualmente. O painel **b**) apresenta uma medida da influência que cada variável explicativa tem sobre o coeficiente de

capturabilidade em cada ano, ou seja, a contribuição de cada variável explicativa para a diferença entre o q do modelo final e do modelo sem uma das variáveis.

A variável “bandeira” causou a maior alteração em q anualmente, sugerindo que as mudanças relacionadas as bandeiras das embarcações tiveram uma grande influência na capturabilidade do espadarte, ou seja, teve influência importante sobre os valores de CPUE nominal independente da abundância. De 1978 até o início dos anos 1990 houve um aumento gradativo do coeficiente capturabilidade após a inclusão de “bandeira”, por outro lado, nesse período ocorreu uma aproximação de $q = 1$, sugerindo que o aumento na capturabilidade foi resultado da presença dos outros fatores, mas não do direcionamento da frota ao espadarte. Entre o final dos anos 1990 e o início dos anos 2000 aconteceu o inverso, ocorreu uma redução de q com a inclusão da variável e houve um afastamento de $q = 1$, ou seja, apesar de parecer que a frota tem o espadarte como alvo, não foi observado um aumento na capturabilidade. Entre 2005 e 2007 houve queda em q e aproximação de $q = 1$ após inclusão de “bandeira”, seguido de um aumento em q e afastamento de $q = 1$ após a inclusão até 2010, enquanto que entre 2011 e 2012 ocorreu o inverso.

Apesar de terem sido significantes para explicar as variações na variável resposta no MLG (artigo científico II), a inclusão e exclusão das outras variáveis, “NAS”, “área” e “trimestre”, resultaram em pequenas mudanças em q anualmente. As tendências na medida de influência (Δq) foram próximas de zero. O número de anzóis por samburá, no início da série temporal apresentou pouca influência, mas positiva até 1982, seguida de influência negativa até 1989. Em 1990 a contribuição do NAS sobre o q foi praticamente zero e manteve-se em torno disto até o fim da série temporal. Enquanto que para as variáveis “área” e “trimestre”, 1990 foi o ano que apresentou maior influência positiva sobre o q , os outros anos tiveram, de maneira geral, baixa influência.

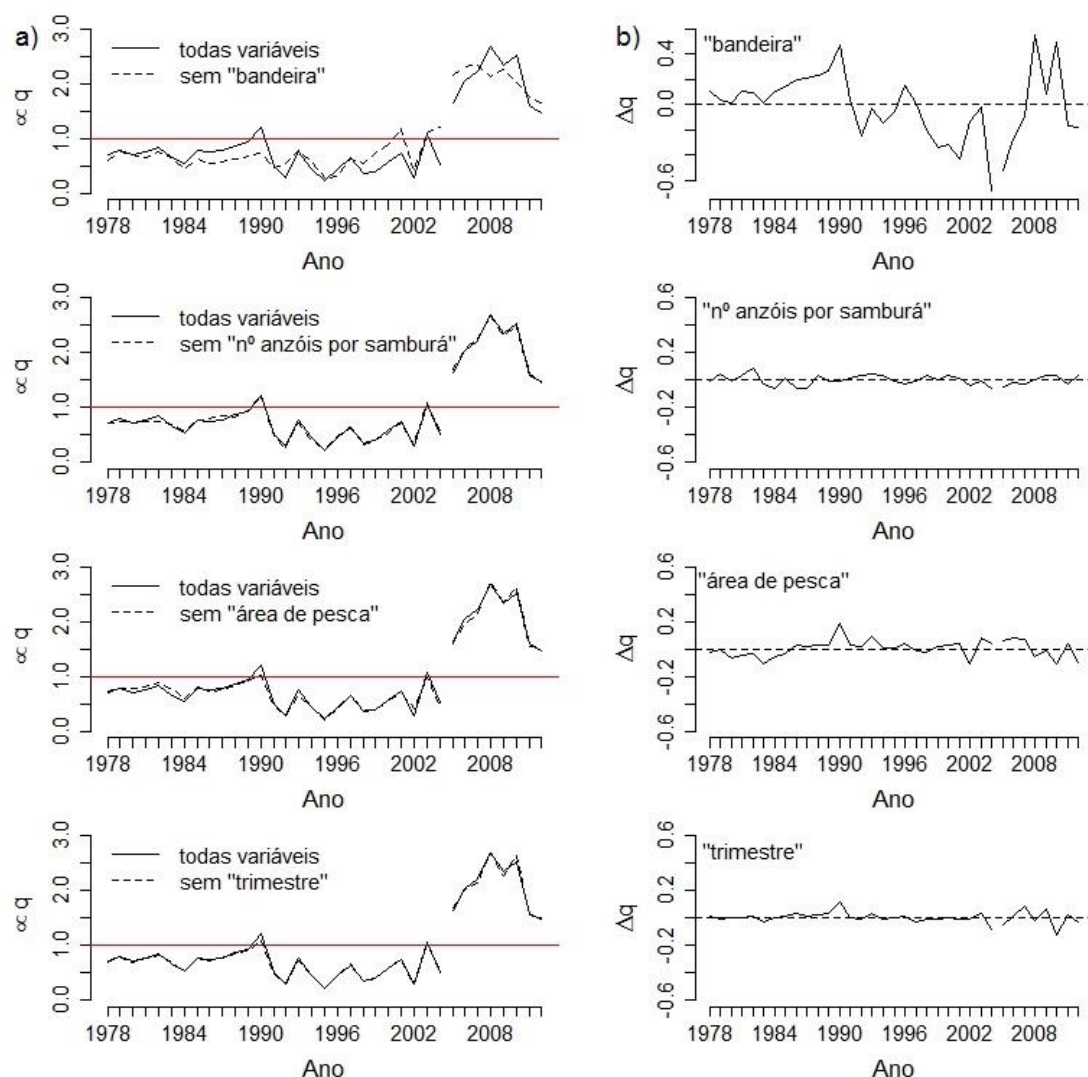


Figura 4. Efeito da inclusão das variáveis explicativas. a) as modificações no coeficiente de capturabilidade quando cada variável explicativa é adicionada e retirada do modelo. b) a influência anual de cada variável explicativa no modelo final.

MEDIDAS DE GESTÃO E COEFICIENTE DE CAPTURABILIDADE

Uma linha do tempo das ações de gerenciamento da ICCAT sobre o estoque do espadarte do atlântico Sul juntamente com as variações anuais de q é apresentado graficamente na **Figura 5**. Verificou-se que a capturabilidade vinha crescendo desde 1978, ainda que suavemente, até que em 1990, quando a ICCAT aplicou as primeiras medidas de gestão para proteger o espadarte juvenil, que incluiu a proibição da captura e desembarque de espadartes abaixo do tamanho mínimo de captura (125 cm ou 25kg) em todo o Oceano Atlântico, com tolerância admissível de 15% para capturas acidentais (Rec. ICCAT 90-02). Após a recomendação de tais medidas a capturabilidade decresceu nos anos seguintes. Em 1994, a ICCAT recomendou medidas específicas para proteger o estoque do Atlântico Sul

(Rec. ICCAT 94-14): Que as Partes Contratantes (PC), cujas capturas no Atlântico Sul sejam superiores a 250 t, não devem aumentar suas capturas em 1995 e 1996 acima do seu nível de 1993 ou 1994; e que as PC cujas capturas no Atlântico Sul foram inferiores a 250 t não devem aumentar as suas capturas acima deste valor em 1995 e 1996.

Em 1996 a ICCAT aplicou a recomendação 96-08 para estender a recomendação 94-14 até 1997. A organização aplicou em 1997 a recomendação 97-07 no qual estabeleceu um esquema de alocação anual de quotas para a pesca de espadarte no Atlântico Sul para os anos de 1998, 1999 e 2000. A TAC (Taxa Admissível de Captura) anual de 14.620 t foi estabelecida para cada ano, que se estendeu até 2001 com a recomendação 00-04. De 1998 a 2001, houve na verdade um aumento em q , segundo as estimativas obtidas neste estudo.

A recomendação 02-03 foi aplicada em 2002 pela organização, que teve como objetivo proporcionar uma partilha equitativa da captura de *X. gladius* no Atlântico Sul ao longo de um período de quatro anos (2003-2006). Como resultado, a participação do Brasil aumentou, de 16% passou a ser em torno de 26,5 %, enquanto a TAC passou a ser em média 15,600 t. A partir de 2003 os valores de q passaram a ser superiores a 1, exceto em 2004.

Em 2006 (Recomendação 06-03) a TAC manteve-se inalterada, somente em 2009 a recomendação 09-03 foi aplicada para reduzir a TAC em 15.000 t para os anos de 2010, 2011 e 2012, em adição, a participação brasileira também caiu para 24,44 %, 25,23% e 26,26%, respectivamente. Por fim, no ano seguinte, a recomendação 10-02 reduziu ainda mais a TAC em 13.700 t. Enquanto que foi estimada uma queda na capturabilidade do espadarte de 2010 até o fim da série temporal.

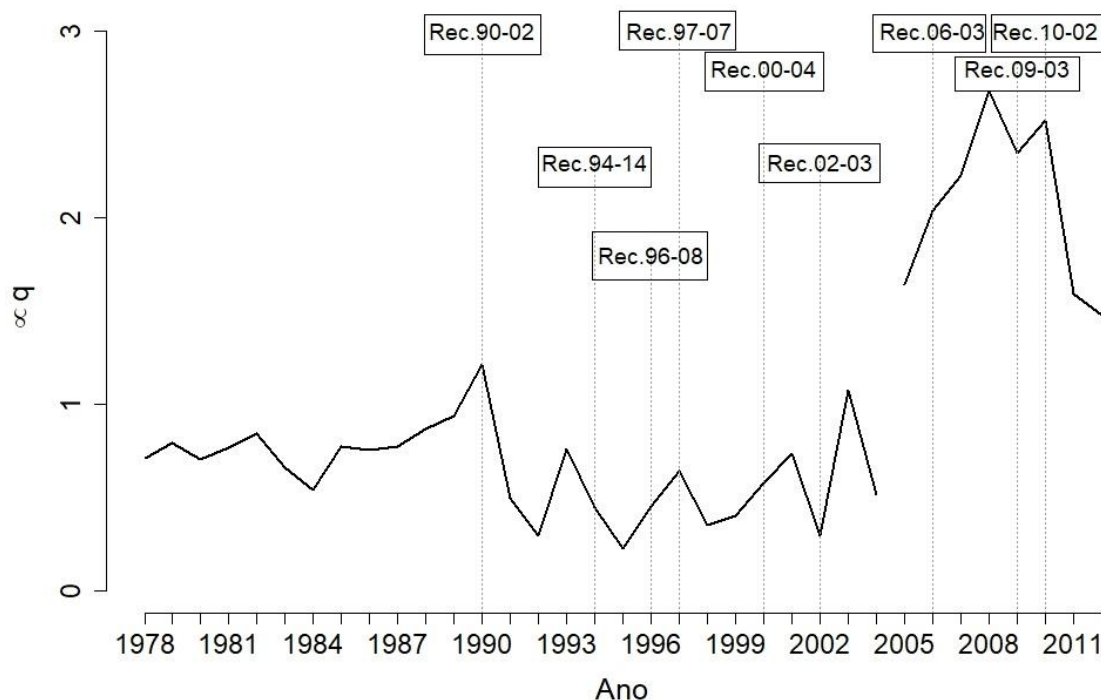


Figura 5. Linha do tempo das recomendações (Rec.) impostas pela ICCAT de 1990 até 2010 e as estimativas de capturabilidade anuais obtidas no presente trabalho entre 1978 e 2012.

DISCUSSÃO

É difícil fazer inferências sobre o coeficiente de capturabilidade por não ser possível medi-lo diretamente, principalmente em pescarias que os dados independentes da pesca não estão disponíveis, como é o caso da pesca de espinhel pelágico no Atlântico Sul. Assim, é necessário desenvolver mecanismos de como identificar a capturabilidade variável no tempo, uma vez que as tendências não identificáveis na capturabilidade podem levar a resultados tendenciosos dos modelos de avaliação de estoque (WILBERG e BENCE, 2006; THORSON e BERKSON, 2010). Segundo Wilberg et al. (2010) uma série de fatores contribuem para as variações em q com o tempo, as principais são mudanças na abundância da espécie alvo e na tecnologia da frota. Os modelos de padronização são utilizados para minimizar os efeitos desses fatores. No entanto, a influência de uma variável sobre o coeficiente de capturabilidade anualmente é independente do seu poder explicativo sobre a variável resposta.

Na padronização, quando há mudanças na distribuição de uma variável, também há mudanças nos coeficientes associados à esta variável. Contudo, a variável apresentará maior influência na diferença entre CPUE não padronizada e padronizada no ano em que os valores diferirem da sua média (BENTLEY et al., 2011). Por esta razão, somente a variável “bandeira das embarcações” foi tanto explicativa para a padronização quanto fortemente influente sobre

a variação no coeficiente de capturabilidade anualmente, enquanto que as outras variáveis que também tiveram importante poder explicativo, foram pouco influentes sobre as variações em q .

A tendência crescente na capturabilidade do espadarte no início da série temporal teve forte influência da presença das embarcações nacionais e asiáticas registradas neste período. Tal aumento na capturabilidade provavelmente não é um resultado do direcionamento da frota, já que há relatos de que as embarcações nacionais visavam os atuns neste período (MENESES DE LIMA et al., 2000), assim como as arrendadas do Japão e China Taipei, que provavelmente não tinham o espadarte como alvo, considerando que as estratégias das frotas arrendadas devem seguir as da frota do Japão e China Taipei propriamente ditas (GUIMARÃES-SILVA e ANDRADE, 2014). No entanto, pode estar relacionada com a abundância da espécie, já que a capturabilidade é determinada tanto pela disponibilidade quanto pela vulnerabilidade dos peixes (FRANCIS et al., 2003).

A alta variabilidade e o baixo nível de capturabilidade estimado na década de 1990, provavelmente tem relação com a entrada e saída de embarcações com diferentes bandeiras, apetrechos de pesca e espécies alvo, neste período. Com a criação do Departamento de Pesca e Aquicultura do Ministério da Agricultura, Pecuária e abastecimento DPA/MAPA em 1998, houve uma ampliação e flexibilização da política de arredamento de navios estrangeiros no Brasil, tendo como principal intuito o aumento da produção de espécies oceânicas e transferência de tecnologia entre os atuneiros brasileiros e estrangeiros. A adoção dessa medida proporcionou, entre 1998 e 2002, a entrada de aproximadamente 332 navios arrendados em águas sob jurisdições brasileiras (FONTES, 2013).

Segundo Arfelli (1996) apenas em 1994 iniciou-se a pesca direcionada efetivamente ao *X. gladius*. No entanto, aqui este direcionamento começou a ser observado somente no início dos anos 2000, com o afastamento de $q = 1$, apesar da ainda baixa capturabilidade do espadarte neste período, sugerindo que os pescadores estavam em busca do espadarte, porém em locais de baixa abundância. Em 2003, com a criação da Secretaria de Desenvolvimento da Pesca (SEAP), foi estabelecido um novo cenário nacional marcado pela volta dos incentivos fiscais e programas de melhoramento no setor pesqueiro e concessão de licenças, permissões e autorizações para o exercício da Pesca (DIAS-NETO, 2010). Este novo cenário pode ter contribuído para o aumento na capturabilidade do espadarte nos anos seguintes, uma vez que se concedia às embarcações pesqueiras incentivos à exploração de recursos marinhos, como o investimento em equipamentos e novas tecnologias de captura, que se possibilita a exploração de novas áreas de pesca, e comercialização do pescado.

Entre 2005 e 2007 houve aumento na estimativa da capturabilidade do espadarte, possivelmente ainda com a participação de embarcações arrendadas com baixa eficiência, com q abaixo de 1. Somente entre 2008 e 2010, foi observado um aumento na capturabilidade devido a um provável direcionamento das capturas para a espécie. Em contrapartida, quando o Japão volta a registrar em 2011 a capturabilidade volta a cair, ficando ainda mais evidente que as embarcações japonesas não tiveram o espadarte como alvo em todo histórico estudado.

Quanto ao efeito do gerenciamento e dos regulamentos da ICCAT sobre as variações da capturabilidade do espadarte ao longo dos anos, tanto as medidas de proibição da pesca de indivíduos juvenis no início da década de 1990, quanto as de redução das Taxas Admissíveis de Capturas (TAC) e da percentagem da participação do Brasil nas quotas no fim da série temporal, foram medidas de gestão que resultaram em efeitos negativos na capturabilidade do espadarte. Em contrapartida, os anos marcados pelo aumento da TAC e da participação da frota brasileira no compartilhamento das capturas resultaram no efeito positivo nos anos que os seguiram. O ponto de partida encontrado para o entendimento destes efeitos é que, conforme a aplicação de medidas que tornam as capturas restritivas (e.g., proibição da pesca, limites de capturas, quotas), os pescadores devem reduzir a sua eficiência, para assegurar a conservação da espécie e gestão da atividade pesqueira (CASTELLO, 2007). Assim, quando estas medidas passam a ser menos restritivas é permitido a otimização das capturas, resultando no aumento da capturabilidade.

Modelos de avaliação de estoques utilizam comumente métodos baseados em captura por unidade de esforço (CPUE) para estimar o tamanho populacional e o coeficiente de capturabilidade (e.g., modelos de produção) por serem parâmetros fundamentais para a exploração dos recursos pesqueiros (ZHOU, 2007). Em contrapartida, a capturabilidade talvez seja a maior fonte de erro na aplicação dos métodos de estimação com base em mudanças históricas na CPUE (WILBERG et al., 2010). Não considerar as variações da capturabilidade diretamente (dentro da estrutura do modelo) ou indiretamente (fora da estrutura do modelo) poderá resultar em estimativas incorretas do status do estoque e, conseqüentemente, decisões de gerenciamento mal informadas (WILBERG et al., 2010).

A utilização de métodos de avaliação que incorporam q é aconselhável para avaliar o estoque mesmo que a CPUE tenha sido padronizada (WILBERG et al., 2010). Existem vários procedimentos de modelagem que foram desenvolvidos para incorporar a capturabilidade variável no tempo diretamente nos modelos de avaliação de estoque (e.g., PRAGER, 1994; SCHNUTE, 1994; FOURNIER et al., 1998). No entanto, durante a montagem dos modelos, tais procedimentos especificam apenas a direção da variação q ao longo do tempo, ou

mudanças pontuais na distribuição estacionária do coeficiente de capturabilidade (CARVALHO et al., 2014). Desta forma, seria recomendável que métodos alternativos fossem desenvolvidos para especificar as mudanças anuais em q obtidas no presente trabalho diretamente nos modelos de avaliação de estoques.

Uma outra alternativa seria o desenvolvimento de abordagens adequadas que utilizem o conhecimento obtido a partir das estimativas anuais do coeficiente de capturabilidade indiretamente, durante a parametrização dos Modelos Lineares Generalizados (MLG) usados na construção das séries de CPUE padronizadas, para posterior utilização em modelos de avaliações de estoques.

A título de exemplificação, uma maneira de compensar as mudanças nas espécies alvo em uma pesca multiespecífica ao longo do tempo, como é o caso da pesca com espinhel no Atlântico Sul, poderia ser a inclusão das suposições obtidas sobre o direcionamento das embarcações por bandeira na parametrização dos MLG. Assim, uma variável “direcionamento” poderia ser incluída, juntamente com as outras variáveis conhecidas por influenciar a capturabilidade, no processo de padronização. Por fim, uma alternativa que também poderia vir a ser estudada, seria a fragmentação vertical da série temporal de CPUE para posterior padronização, em segmentos ou blocos de tempo, desta vez cada bloco iria manter características comuns sobre a capturabilidade do espadarte diferentes das de seus vizinhos.

REFERÊNCIAS

- ARFELLI, C.A. **Estudo da pesca e aspectos da dinâmica populacional de espadarte, *Xiphias gladius* L. 1758, no Atlântico Sul.** Tese de Doutorado. Universidade Estadual Paulista - UNESP. Rio Claro. 175f. 1996.
- ARREGUÍN-SÁNCHEZ, Francisco. Catchability: a key parameter for fish stock assessment. **Reviews in fish biology and fisheries**, v. 6, n. 2, p. 221-242, 1996.
- BENTLEY, N.; KENDRICK, T.H.; STARR, P.J.; BREEN, P.A. Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catch-per-unit-effort standardizations. **ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil**, v. 69, n. 1, p. 84-88, 2011.
- BISHOP, J. Standardizing fishery-dependent catch and effort data in complex fisheries with technology change. **Reviews in Fish Biology and Fisheries**, v. 16, n. 1, p. 21, 2006.
- BORDALO-MACHADO, P. Fishing effort analysis and its potential to evaluate stock size. **Reviews in Fisheries Science**, v. 14, n. 4, p. 369-393, 2006.
- CAMPBELL, R. A. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts. **Fisheries research**, v. 161, p. 109-130, 2015.
- CARVALHO, F.; AHRENS, R.; MURIE, D.; PONCIANO, J. M.; AIRES-DA-SILVA, A.; MAUNDER, M. N.; HAZIN, F. Incorporating specific change points in catchability in fisheries stock assessment models: An alternative approach applied to the blue shark (*Prionace glauca*) stock in the south Atlantic Ocean. **Fisheries research**, v. 154, p. 135-146, 2014.
- CASTELLO, J. P.. Gestão sustentável dos recursos pesqueiros, isto é realmente possível. **Pan-American Journal of Aquatic Sciences**, v. 2, n. 1, p. 47-52, 2007.
- DIAS-NETO, J. Pesca no Brasil e seus aspectos institucionais- um registro para o futuro. Revista CEPSUL-Biodiversidade e conservação marinha, 1(1): 66-80. 201. 0Disponível em:< <http://www.icmbio.gov.br/revistaelectronica/index.php/cepsul/article/view/300>> Acesso em 25 nov.2017.
- DOBSON, A.J., BARNETT, A. **An introduction to generalized linear models.** CRC press, 2008.
- FOURNIER, D. A.; HAMPTON, J.; SIBERT, J. R. MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, v. 55, n. 9, p. 2105-2116, 1998.

FRANCIS, C. R.; HURST, R. J.; RENWICK, J. A. Quantifying annual variation in catchability for commercial and research fishing. **Fishery Bulletin**, v. 101, n. 2, p. 293-304, 2003.

FONTES, L. A máfia do atum. Revista Carta Capital, Edição 763. São Paulo. 2013. Disponível em:< http://www.cliptvnews.com.br/mma/intranet/amplia.php?id_noticia=21711> Acesso em: 11 jan. 2018.

GUIMARÃES-SILVA, A. A.; ANDRADE, H. Taxas de captura de espadarte e de tubarão azul no Sudoeste do Atlântico entre as décadas de 1980 e 2000. **Boletim do Instituto de Pesca**, v. 40, n. 4, p. 471-486, 2016.

HAMPTON, J.; SIBERT, J. R.; KLEIBER, P.; MAUNDER, M. N.; HARLEY, S. J. Fisheries: Decline of Pacific tuna populations exaggerated?. **Nature**, v. 434, n. 7037, p. E1, 2005.

HAZIN, H. G. **Influência das variáveis oceanográficas na dinâmica populacional e pesca do espadarte, *Xiphias gladius* Linnaeus 1758, capturados pela frota brasileira**. Tese de Doutorado. Tese de Doutorado. Faculdade de Ciências do Mar e do Ambiente, Universidade do Algarve, Portugal, 216p., 2006.

HILBORN, R.; WALTERS, C.J. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty. **Reviews in Fish Biology and Fisheries**, v. 2, n. 2, p. 177-178, 1992.

LANGSETH, B.J.; SCHUELLER, A.M.; SHERTZER, K.W.; CRAIG, J.K.; SMITH, J.W. Management implications of temporally and spatially varying catchability for the Gulf of Mexico menhaden fishery. **Fisheries Research**, v. 181, p. 186-197, 2016.

MAUNDER, M.N.; SIBERT, J.R.; FONTENEAU, A.; HAMPTON, J.; KLEIBER, P.; HARLEY, S.J. Interpreting catch per unit effort data to assess the status of individual stocks and communities. **ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil**, v. 63, n.8, p. 1373-1385. 2006.

MENESES DE LIMA, J. H.; KOTAS, J. E.; LIN, C. F. A historical review of the Brazilian longline fishery and catch of swordfish. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 51, n. 4, p. 1329-1357, 2000.

OLIVEIRA, M. M.; GASPAR, M. B.; PAIXÃO, J. P.; CAMANHO, A. S. Productivity change of the artisanal fishing fleet in Portugal: a Malmquist index analysis. **Fisheries Research**, v. 95, n. 2-3, p. 189-197, 2009.

OLIVEIRA, B. **Efeitos da variabilidade ambiental na distribuição e abundância relativa da albacora branca (*Thunnus alalunga*, Bonaterre 1788) no Atlântico Sul**. Dissertação de mestrado. Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE. Recife. 55f. 2010.

PRAGER, M. H. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. **Fishery Bulletin**, v. 92, n. 2, p. 374-389, 1994.

R CORE TEAM. 2017. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>. 2017.

SCHNUTE, Jon T. A general framework for developing sequential fisheries models. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, v. 51, n. 8, p. 1676-1688, 1994.

THORSON, J. T.; BERKSON, J. Evaluating single-and multi-species procedures to estimate time-varying catchability functional parameters. **Fisheries Research**, v. 101, n. 1-2, p. 38-49, 2010.

WILBERG, M J.; BENICE, J. R. Performance of time-varying catchability estimators in statistical catch-at-age analysis. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, v. 63, n. 10, p. 2275-2285, 2006.

WILBERG, M.J.; THORSON, J.T.; LINTON, B.C.; BERKSON, J. Incorporating Time-Varying Catchability into Population Dynamic Stock Assessment Models. **Reviews in Fisheries Science**, v.18, n.1, p. 7-24. 2010.

ZHOU, S. Discriminating alternative stock–recruitment models and evaluating uncertainty in model structure. **Fisheries Research**, v. 86, n. 2-3, p. 268-279, 2007.

5. Considerações finais

Em 1996, realizou-se a primeira avaliação do estoque de espadarte do Atlântico Sul indicando que os níveis de capturas naquela época já não eram sustentáveis (ANON., 1996). Em julho de 2017 foi realizada a última avaliação do estoque, nesta ocasião verificou-se que o mesmo se encontra em situação crítica de sobrepesca (ANON., 2017). Diante deste cenário preocupante, é extremamente necessário a realização de análises mais profundas para se obter índices relativos de abundância válidos e informações mais detalhadas sobre as pescarias realizadas por todas as frotas que exploram o espadarte na região. Para a maioria das análises dos recursos de ampla distribuição geográfica e grande capacidade de deslocamento somente há disponibilidade de dados comerciais. Tais dados frequentemente não são detalhados o suficiente, o que torna ainda mais difícil a construção de índices de abundância adequados, principalmente em pescarias que passaram por mudanças no direcionamento das capturas ao longo do tempo e que não as informaram no ato do fornecimento das informações sobre as operações de pesca realizadas.

Neste sentido, uma maneira de suprir a ausência de informações que especifiquem as mudanças das espécies alvo em uma pescaria multiespecífica, seria testar abordagens que identifiquem o direcionamento da captura de forma indireta, ou seja, a partir de outras informações que estejam disponíveis. Há indícios de que a utilização de informações relativas as alterações na configuração do artefato de pesca (e.g., número de anzóis por samburá) na construção das séries de CPUE padronizadas seja uma boa alternativa (artigo científico I).

A principal restrição quanto ao uso de dados provenientes da pescaria comercial é que eles podem resultar em estimativas de índices de abundância viesados. Em primeira instância, este viés pode ser causado pela baixa qualidade das fontes de informações tradicionais. Portanto, o desenvolvimento de filtros baseados em análises de escala temporal pequena para amenizar as inconsistências das informações dentro do banco de dados (artigo científico II) é aconselhável, e certamente resultaria em análises mais confiáveis e, conseqüentemente, em um aumento na qualidade das tomadas de decisão.

As tomadas de decisão bem informadas estão estreitamente ligadas a redução das incertezas quanto ao estado de conservação do estoque pesqueiro. Uma forma útil de reduzir tais incertezas passa pelo desenvolvimento de abordagens que incorpore as variações anuais do coeficiente de capturabilidade, e dos fatores associados. Em particular, para a pesca de espadarte realizada pela frota de espinhel brasileira, seria apropriado a realização de estudos que desenvolva métodos alternativos abordando direta ou indiretamente as principais fontes

de variação em q , como as mudanças no direcionamento das capturas e as diferentes regulamentações impostas pela ICCAT ao longo dos anos.

O método para obter estimativas do coeficiente de capturabilidade aqui desenvolvido foi aplicado ao caso específico do espadarte (*X. gladius*) do Atlântico Sul (artigo científico III), mas a abordagem tem potencialmente ampla aplicação, podendo ser utilizada na análise de outros estoques e espécies, uma vez que a capturabilidade variável no tempo é uma característica comum em muitas pescarias.

6. Referências

AIRES-DA-SILVA, A.M.; HOEY, J.J.; GALLUCCI, V.F. A historical index of abundance for the blue shark (*Prionace glauca*) in the western North Atlantic. **Fisheries Research**, v. 92, n. 1, p. 41-52, 2008.

ALVARADO BREMER, J.R.; MEJUTO, J.; GÓMEZ-MÁRQUEZ, J.; BOÁN, F.; CARPINTERO, P.; RODRÍGUEZ, J.M.; VIÑAS, J.; GREIG, T.W; ELY, B. Hierarchical analyses of genetic variation of samples from breeding and feeding grounds confirm the genetic partitioning of northwest Atlantic and South Atlantic populations of swordfish (*Xiphias gladius* L.). **Journal of Experimental Marine Biology and Ecology**, v. 327, n. 2, p. 167-182, 2005.

ANON. Swordfish—Detailed Report. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 45, n. 2, p. 311–336, 1996.

ANON. Report of the Mediterranean swordfish stock assessment session (Casablanca, Morocco, 11-16 July 2016). **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 73, n. 3, p. 1005-1096, 2016.

ANON. Recommendation by ICCAT for the Conservation of Atlantic Swordfish Stocks, SWORDFISH CATCH & SIZE LIMITS : 90-02. 1990. Disponível em: <https://www.iccat.int/Documents/Recs/compendiopdf-e/1990-02-e.pdf>

ANON. Report of the 2017 ICCAT Atlantic swordfish stock assessment session. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 74, n. 3, p. 841-967, 2017.

ARFELLI, C.A. **Estudo da pesca e aspectos da dinâmica populacional de espadarte, *Xiphias gladius* L. 1758, no Atlântico Sul.** Tese de Doutorado. Universidade Estadual Paulista - UNESP. Rio Claro. 175f. 1996.

BENTLEY, N.; KENDRICK, T.H.; STARR, P.J.; BREEN, P.A. Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catch-per-unit-effort standardizations. **ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil**, v. 69, n. 1, p. 84-88, 2011.

CAMPBELL, R.A. CPUE standardisation and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models. **Fisheries Research**, v. 70, n. 2, p. 209-227, 2004.

CARRUTHERS, T.R.; AHRENS, R.N.; MCALLISTER, M.K.; WALTERS, C.J. Integrating imputation and standardization of catch rate data in the calculation of relative abundance indices. **Fisheries Research**, v. 109, n. 1, p. 157-167, 2011.

COLLETTE, B.; ACERO, A.; AMORIM, A.F.; BIZSEL, K.; BOUSTANY, A.; CANALES RAMIREZ, C.; CARDENAS, G.; CARPENTER, K.E.; DE OLIVEIRA LEITE JR., N.; DI NATALE, A.; DIE, D.; FOX, W.; FREDOU, F.L.; GRAVES, J.; GUZMAN-MORA, A.; VIERA HAZIN, F.H.; HINTON, M.; JUAN JORDA, M.; MINTE VERA, C.; MIYABE, N.; MONTANO CRUZ, R.; MASUTI, E.; NELSON, R.; OXENFORD, H.; RESTREPO, V.; SALAS, E.; SCHAEFER, K.; SCHRATWIESER, J.; SERRA, R.; SUN, C.; TEIXEIRA LESSA, R.P.; PIRES FERREIRA TRAVASSOS, P.E.; UOZUMI, Y.; YANEZ, E.. *Xiphias gladius* (errata version published in 2016). The IUCN Red List of Threatened Species 2011:e.T23148A88828055.2011.<http://dx.doi.org/10.2305/IUCN.UK.2011-2.RLTS.T23148A9422329.en>. Acesso em 17 de abril de 2018.

ELLIS, N.; WANG, Y.G. Effects of fish density distribution and effort distribution on catchability. **ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil**, v. 64, n. 1, p. 178-191, 2007.

EVANS, K., ABASCAL, F., KOLODY, D., SIPPEL, T., HOLDSWORTH, J., MARU, P. The horizontal and vertical dynamics of swordfish in the South Pacific Ocean. **Journal of Experimental Marine Biology and Ecology**, v. 450, p. 55-67, 2014.

HAZIN, H. G. **Influência das variáveis oceanográficas na dinâmica populacional e pesca do espadarte, *Xiphias gladius* Linnaeus 1758, capturados pela frota brasileira**. Tese de Doutorado. Tese de Doutorado. Faculdade de Ciências do Mar e do Ambiente, Universidade do Algarve, Portugal, 216p., 2006.

HILBORN, R.; WALTERS, C.J. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty. **Reviews in Fish Biology and Fisheries**, v. 2, n. 2, p. 177-178, 1992.

HINTON, G.; MAUNDER, M.N. Methods for standardizing CPUE and how to select among them. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 56, n. 1, p. 169-177, 2003.

ICCAT. Base de dados da tarefa I e II (captura e esforço de pesca). 2018. Disponível em: <<http://www.iccat.es.com>> Acesso em: 21 de janeiro de 2018.

ICCAT. Geographical definitions (Version: 2016.02 EN). 2016. Disponível em: <https://www.iccat.int/Data/ICCAT_maps.pdf> Acesso em: 30 de setembro de 2016.

KOTOULAS, G.; MAGOULAS, A.; TSIMENIDES, N.; ZOUROS, E. Marked mitochondrial DNA differences between Mediterranean and Atlantic populations of the swordfish, *Xiphias gladius*. **Molecular Ecology**, v. 4, n. 4, p. 473-482, 1995.

LANGSETH, B.J.; SCHUELLER, A.M.; SHERTZER, K.W.; CRAIG, J.K.; SMITH, J.W. Management implications of temporally and spatially varying catchability for the Gulf of Mexico menhaden fishery. **Fisheries Research**, v. 181, p. 186-197, 2016.

LORENZEN, K.; COWX, I. G.; ENTSUA-MENSAH, R.E.M.; LESTER, N.P.; KOEHN, J.D.; RANDALL R.G.; SO, N.; BONAR, S.A.; BUNNELL, D.B.; VENTURELLI, P.; BOWER, S.D.; COOKE, S.J. Stock assessment in inland fisheries: a foundation for sustainable use and conservation. **Reviews in Fish Biology and Fisheries**, p. 1-36, 2016.

LUCENA-FRÉDOU, F.; KELL, L.; FRÉDOU, T.; GAERTNER, D.; POTIER, M.; BACH, P.; TRAVASSOS, P.; HAZIN, F. MÉNARD, F. Vulnerability of teleosts caught by the pelagic tuna longline fleets in South Atlantic and Western Indian Oceans. **Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography**, v. 140, p. 230-241, 2017.

MAUNDER, M.N.; PUNT, A.E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. **Fisheries Research**, v. 70, n. 2, p. 141-159, 2004.

MAUNDER, M.N.; SIBERT, J.R.; FONTENEAU, A.; HAMPTON, J.; KLEIBER, P.; HARLEY, S.J. Interpreting catch per unit effort data to assess the status of individual stocks and communities. **ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil**, v. 63, n.8, p. 1373-1385. 2006.

MAUNDER, M.N.; PUNT, A.E. A review of integrated analysis in fisheries stock assessment. **Fisheries Research**, v. 142, p. 61-74, 2013.

MCCULLAGH, P., NELDER, J.A. Generalized linear models. London: Chapman and Hall, 1989.

OHSHIMO, S.; FUJINAMI, Y.; SHIOZAKI, K.; KAI, M.; SEMBA, Y.; OCHI, D.; MATSUNAGA, H.; MINAMI, H.; KIYOTA, M.; YOKAWA, K. Distribution, body length, and abundance of blue shark and shortfin mako offshore of northeastern Japan, as determined from observed pelagic longline data, 2000–2014. **Fisheries Oceanography**, v. 25, n. 3, p. 259-276, 2016.

OLIVEIRA, B. **Efeitos da variabilidade ambiental na distribuição e abundância relativa da albacora branca (*Thunnus alalunga*, Bonaterre 1788) no Atlântico Sul.** Dissertação de mestrado. Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE. Recife. 55f. 2010.

RODRÍGUEZ-MARÍN, E.; ARRIZABALAGA, H.; ORTIZ, M.; RODRÍGUEZ-CABELLO, C.; MORENO, G.; KELL, L.T. Standardization of bluefin tuna, *Thunnus thynnus*, catch per unit effort in the baitboat fishery of the Bay of Biscay (Eastern Atlantic). **ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil**, v. 60, n. 6, p. 1216-1231, 2003.

SAGARESE, S.R.; FRISK, M.G.; CERRATO, R.M.; SOSEBEE, K.A.; MUSICK, J.A.; RAGO, P.J. Diel Variations in Survey Catch Rates and Survey Catchability of Spiny Dogfish and their Pelagic Prey in the Northeast US Continental Shelf Large Marine Ecosystem. **Marine and Coastal Fisheries**, v. 8, n. 1, p. 244-262, 2016.

SCHIRRIPA, M.J.; ABASCAL, F.; ANDRUSHCHENKO, I.; DIAZ, G.; MEJUTO, J.; ORTIZ, M.; SANTOS, M.N.; WALTER, J. A hypothesis of a redistribution of North Atlantic swordfish based on changing ocean conditions. **Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography**, 2016.

WALSH, W.A.; BRODZIAK, J. Billfish CPUE standardization in the Hawaii longline fishery: Model selection and multimodel inference. **Fisheries Research**, v. 166, p. 151-162, 2015.

WANG, S.P.; SUN, C.L.; PUNT, A.E.; YEH, S.Z. Application of the sex-specific age-structured assessment method for swordfish, *Xiphias gladius*, in the North Pacific Ocean. **Fisheries Research**, v. 84, n. 3, p. 282-300, 2007.

WILBERG, M.J.; THORSON, J.T.; LINTON, B.C.; BERKSON, J. Incorporating Time-Varying Catchability into Population Dynamic Stock Assessment Models. **Reviews in Fisheries Science**, v.18, n.1, p. 7-24. 2010.

ANEXO

**GUIDELINES FOR AUTHORS OF SCIENTIFIC PAPERS FOR THE ICCAT
SCRS AND COLLECTIVE VOLUME SERIES****1. Introduction**

The ICCAT Collective Volumes (also known as “Red Books”) are produced annually and contain the Reports of SCRS Working Groups, the Detailed Reports of stock assessment sessions, and the scientific contribution papers (non peer-reviewed) submitted to the SCRS. Generally there is one volume per year with 4-5 numbers.

Scientific papers are solicited and received from scientists. Papers may be written in English, French or Spanish. There are no page limits for the contributed papers, although authors are urged to limit the content of their papers to the material that is essential to understand them. Papers are not peer-reviewed, except for some special editions, and responsibility for the contents rests upon the authors and not ICCAT.

2. Submission process

To be more consistent with the submission process of other learned journals, without sacrificing quality, authors are requested to follow formatting instructions closely. Failure to follow formats may result in your paper being returned to you for re-formatting. Publication of your document may be delayed by one year or canceled, as a result. Please consult the checklist at the end of the document before submitting your document.

Prior to each SCRS meeting, there is a call for papers. Following the SCRS Plenary Sessions, a notice is sent to all senior authors of SCRS documents requesting them to indicate their intention to publish their documents in the Collective Volume series, and to submit their papers by the deadline date stipulated in the notice. Authors **must** provide the Secretariat with an **electronic copy** in WORD (**storage support** or **by e-mail**) of all papers, including tables and figures. The deadline for the receipt of documents is 09:00 on the first day of the meeting where the paper is presented, and the deadline for receipt of final electronic copies for publication will be that indicated in the notice sent prior to the end of the year.

3. Formats

First page of document should include the title, author(s) with addresses, including e-mail address, in a footnote, the summary (**180 word limit**) and keywords. Summaries will be translated by the Secretariat to the three official ICCAT languages and inserted on the first page. The summaries should include the aim of the investigation, a brief description of procedures applied and results, and conclusions (if any). Because abstracts are subsequently included in bibliographic databases (ASFA, ICCAT), it is important that they represent the research clearly and concisely.

Keywords: Choose up to 10 from the attached list. The attached list includes the most common keywords in fisheries (in English only), which are used in the ASFA database. Regardless of the original language of the paper, keywords should only be in English.

General text must be in Times New Roman 10 (see margins below). Headings should be short, reflect a logical sequence, and follow the rules of multiple subdivision (*i.e.*, there can be no subdivision without at least 2 two subheadings). The entire text should be intelligible to readers and therefore, acronyms and abbreviations should be written out and all lesser-known technical terms should be defined the first time they are mentioned. Dates should be written as follows: 10 November 2008. Measures should be expressed as metric units, *e.g.*, metric tons (t).

References to works that have been published: The format for references **within the text** should follow the name and year system. In the text, write “Smith and Jones (1999)” but if the reference is parenthetical, then write “(Smith and Jones 1999).” In the **References section**, list alphabetically by the last name of the major author. References that have the exact same author(s) and published in the same year should be assigned a letter to distinguish among them (2002a for the first, 2002b for the second, etc.), and these should be cited as such in the text! Authors are responsible for completeness of all references. References format: Author (last name, followed by first name initials), year, title of report or manuscript, abbreviated title of the series in which the article was published, volume number, page numbers. The abbreviated title should be in accordance with the list of abbreviated titles of series (List of Serial Title Word Abbreviations-ISO4, published by the International ISSN Center, at 20 rue Bachaumont, F-75002 Paris; <http://www.issn.org>.) For books please provide publisher, city and country. (see Section 4 for samples).

Tables should be grouped together and placed immediately after the text. Tables should be cited in numerical order in the text. Tables should be numbered (in Arabic numbers) and the table headings should be placed above the table; avoid using grids. Table headings should be short but sufficient to allow the table to be intelligible on its own. All unusual symbols should be explained in the Table legend. Other incidental comments may be footnoted.

Figures should be grouped together and be placed after the tables. Figures should be cited in numerical order in the text. Figures should be numbered (in Arabic numbers) and the figure caption should be placed beneath the figure; avoid using grids. Clearly identify numerical scales, units and legends for the X and Y axes for each figure.

Formulas should be italics, with double spacing above and below the formula.

For your convenience, below is a **summary** of the formatting instructions and a **model page** is attached.

4. Summary of formatting instructions

Software: MSWord

Paper size: A4

Margins: Top, Bottom, Left, Right: 2.5 cm

Headers: 1.5 cm; Footers: 2.0 cm

Summaries: Indented by 1.2 cm (left and right).

Line spacing: Text: Single

Between paragraphs: Double

Before major headings: Triple

(For contributors using an East Asian version of MSWord, please ensure that the printed copy is indeed single-spaced.)

Page numbering: None

Header: First page only: SCRS/200x/xxx [insert year and document number]

Font type: Times New Roman (TNR)

Font size: Title of Document: **TNR 12**

Rest of Document **TNR 10**

Footnotes: **TNR 8**

Case: Only the document title on the first page in CAPS!

Tabs: No paragraph indents

Files: 1 file in MSWord (formatted according to above instructions)

5. Checklist

Before submitting your paper, have you...

- used MSWord?
- used A4 paper, 2.5 cm margins, 1.5 cm headers and 2.0 cm footers?
- Times New Roman 12 caps **only** for title of the document? Times New Roman 10 font for text,
- Single spaced the text? Double spaced between paragraphs?
- included a Summary and Keywords?
- kept to the 180 word limit for the Summary?
- used the “insert” “footnote” feature of MSWord to include the author(s) address(es)?
- numbered all tables and figures consecutively?
- referred to all of the tables and figures in the **boldface** text in the text?
- verified the bibliographic references in the text with the References section?
- updated the reference if any document indicated as “in press” has since been published?

SCRS/2003/XX [SCRS Number (In header, on first page only): Arial 10]

[2 spaces]

[TNR 12, CAPS, **BOLD**, CENTERED]

TITLE OF PAPER

[2 spaces]

[ALL text hereafter in TNR 10]

John D. Smith, John D. Jones¹

[Authors names: title case, centered]

[2 spaces]

SUMMARY

The Left and Right margins for the text of the Summaries should be INDENTED by 1.2 cm. The summary must be not more than 200 words and should not contain any citations. The Secretariat will translate the summaries into the two remaining ICCAT languages and insert them into the title page.

[Italics.
Indent left
and right
margins by
1.2 cm.]

KEYWORDS [Italics, Centered]

See attached list

[START TEXT OF DOCUMENT]

[Reset all margins to 2.5 cm. [NO paragraph indent.] The text of the papers can be submitted in any of the three official languages of the Commission (English, French, Spanish).]

1. Major headings: Bold, sentence case [triple space before starting a new major heading]

1.1 Sub-headings: Italics, bold, sentence case [double space before sub-headings and between paragraphs]

1.1.1 Sub-titles within sub-heading: Italics, lower case

Fórmulas

$${}^gYPR = \sum_a Y_a \cdot {}^g\bar{R}_a$$

References

Surname of first author, name or initial(s), Surname(s) of other author(s), name or initials. Year of publication. Title of paper. Journal or publication Vol. (No.): pages.

Example:

ICCAT. 2003. Atlantic Swordfish Executive Summary. In ICCAT Report for Biennial Period 2002-03, Part I (2002), Vol. 2: 115-124.

Anon. 2003. Report of the 2002 Atlantic Swordfish Stock Assessment Session. Collect Vol. Sci. Pap. ICCAT 55(4): 1289-1415.

Smith, J.E. and Brown . Assessment of skipjack stocks. FAO Fish. Yearbook 22(5): 262-265.

Cressie, N.A.C. 1993. Statistics for Spatial Data. Revised edition, New York, Wiley. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. DeAngelis, D.L., Mooij, W.M., Basset, A. 2003, The importance of spatial scale in the modeling of aquatic ecosystems. In Seuront, L., Strutton, P.G. (Eds.) Handbook of Scaling Methods in Aquatic Ecology, London, CRC Press, pp.383

¹ Affiliation, address, etc. E-mail address of lead author. [Times New Roman 8]; please use the "insert" "footnote" feature of MSWord.

[Number Tables and Figures consecutively (in Arabic numbers); Place table heading **above** the table; place figure captions **below** the figure. Cited tables and figures in the text should be **boldface** type (*e.g.*, "...as illustrated in **Table 1** and **Figure 1**...").]

Table 1. Headings of tables should be short but sufficient to allow the table to be intelligible on its own.

Insert tables here:

- Please use TNR 10;
- Please avoid using grids;
- Please keep standard margins (above);
- Please do not paste "pictures" if possible, prepare or convert your table to MSWord;
- All unusual symbols should be explained in the Table legend;
- Other incidental comments may be footnoted.

Insert figures here:

- Please avoid using grids;
- Please keep standard margins (above);
- Clearly identify numerical scales, units and legends for the X- and Y-axes for each figure;
- All symbols should be explained in the figure key;
- In your graphics file, use "copy" and in your MSWord file use "paste special" – "picture" to minimize the space in the file;
- Click on the picture, then go to "format," "picture," "layout" and choose "in front of text" for best results.

Figure 1. Captions for figures should be short but sufficient to allow the figure to be intelligible on its own.

Circle or highlight up to 10 keywords from the list, and, if necessary, specify the species of interest.
 Entourer d'un cercle ou surligner un maximum de 10 mots-clés de la liste et, si nécessaire, préciser les espèces concernées.
 Rodear con un círculo o resaltar hasta 10 palabras clave de la lista y, si es necesario, indicar las especies de interés.

ANALYSIS	Depleted stocks	Sex ratio	Capture	Fishery statistics
Accuracy	Diving	Sexual dimorphism	fishery	Fishery surveys
Artificial intelligence	DNA	Sexual maturity	Coastal fisheries	Fishing effort
Autocorrelation	Ecological aggregations	Spawning	Commercial fishing	Imaging techniques
Catch/effort	Ecological associations	Spawning grounds	Echosounders	Length-weight
Catchability	Ecosystems	Spawning migrations	Exploitation	relationships
Computer programs	Electrophoresis	Spawning seasons	Fish detection	Logbooks
Econometrics	Escapement	Stock identification	Fish fillets	Remote sensing
Economic analysis	Ethology	Stomach content	Fish handling	Research vessels
Economic models	Evolution	Tagging mortality	Fish products	Size composition
Experimental research	Fecundity	Taxonomy	Fish storage	Size distribution
Fishery economics	Feeding behaviour	Vulnerability	Fish utilization	Sonic tags
Fishing mortality	Feeding migrations	Yield	Fishery development	Statistical sampling
Fishing power	Fish diseases	Zoobenthos	Fishery engineering	Tagging
Gear selectivity	Fish eggs	Zooplankton	Fishery industry	
Least squares method	Fish larvae		Fishery products	
Mathematical models	Fish physiology		Fishery technology	MANAGEMENT
Multivariate analysis	Fishery biology	ENVIRONMENT	Fishing buoys	Coastal zone
Natural mortality	Fishery sciences	Bottom topography	Fishing capacity	management
Numerical analysis	Food preferences	Climatic data	Fishing gear	Ecosystem management
Random processes	Forage fish	Convergence zones	Fishing grounds	Exclusive Economic Zone
Simulation	Genetics	Current data	Fishing lines	Exclusive rights
Steady state	Geographical distribution	Dissolved oxygen	Fishing nets	Fishery boundaries
Stochastic processes	Growth curves	Environmental conditions	Fishing technology	Fishery disputes
Stochastic models	Habitat	Environmental effects	Floating structures	Fishery management
Stock assessment	Homing behaviour	Environmental factors	Gillnets	Fishery policy
Time series analysis	Identification keys	Fishery oceanography	High seas fisheries	Fishery regulations
Variance analysis	Juveniles	Long-term changes	Holding capacity	International waters
Yield predictions	Life history	Mercury	Joint ventures	Legislation
Yield/recruit	Longevity	Mixed layer	Line fishing	Licensing
	Migrations	Oceanography	Long lining	Overfishing
	Morphometry	Pelagic environment	Multispecies fisheries	Quota regulations
BIOLOGY	Nervous system	Pollution effects	Net fishing	Resource conservation
Abundance	Nursery grounds	River plumes	Pelagic fisheries	Season regulations
Age at recruitment	Otoliths	Salinity	Processed fishery	Size limit regulations
Age determination	Parasites	Seasonal variations	Products	Surveillance and
Algal blooms	Plankton	Short-term changes	Purse seining	enforcement
Animal morphology	Population characteristics	Spatial variations	Radar	Trade
Animal reproductive	Population density	Surface layers	Shark fisheries	Underutilized species
Organs	Population dynamics	Surface salinity	Ship design	
Annual variations	Population genetics	Surface temperature	Sport fishing	
Behaviour	Population numbers	Temporal distribution	Trap fishing	OTHER KEYWORDS
Biomass	Population structure	Thermocline	Trawling	
Biometrics	Potential resources	Water pollution	Tuna fisheries	
Biochemical analysis	Potential yield	Wind-driven circulation		
Biophysics	Predation			
Biotechnology	Prediction			
Blood cells	Proteins	FISHERY	STATISTICS	
Body size	Recruitment	Aquaculture products	Aerial surveys	
Body temperature	Recruitment rate	Aquaculture systems	Age composition	SPECIES
Bones	Reproductive behaviour	Aquaculture techniques	Biological sampling	
Breeding seasons	Reproductive cycle	Artisanal fishing	By catch	
Breeding sites	Resource availability	Attracting techniques	Catch composition	
Buoyancy	Schooling behaviour	Bait fishing	Catch statistics	
Chemical composition	Sex determination	Canning	Data collections	
Density dependence			Fish catch statistics	