



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

VARIABILIDADE DAS ESPÉCIES – ALVO E ADENSAMENTOS DO
ESPADARTE (*Xiphias gladius*) CAPTURADOS PELA FROTA BRASILEIRA
DE ESPINHEL PELÁGICO NO ATLÂNTICO TROPICAL E SUBTROPICAL
OESTE

Silvaneide Luzinete Rodrigues

Dissertação apresentado 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 Agreli de Andrade
Orientador

RECIFE

Fevereiro, 2020

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

VARIABILIDADE DAS ESPÉCIES – ALVO E ADENSAMENTOS DO
ESPADARTE (*Xiphias gladius*) CAPTURADOS PELA FROTA BRASILEIRA
DE ESPINHEL PELÁGICO NO ATLÂNTICO TROPICAL E SUBTROPICAL
OESTE

Silvaneide Luzinete Rodrigues

Dissertação julgada adequada para obtenção do
título de mestre em Recursos Pesqueiros e
Aquicultura. Defendida e aprovada em
14/02/2020 pela seguinte Banca Examinadora.

Prof. Dr. Humber Agreli de Andrade

(Orientador)

[Departamento de Pesca e Aquicultura]

[Universidade Federal Rural de Pernambuco]

Prof. Dr. Marcelo Francisco de Nóbrega

(Membro externo)

[Departamento de Oceanografia]

[Universidade Federal de Pernambuco]

Prof. Dr. Paulo Eurico Pires Ferreira Travassos

(Membro interno)

[Departamento de Pesca e Aquicultura]

[Universidade Federal Rural de Pernambuco]

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal Rural de Pernambuco
Sistema Integrado de Bibliotecas
Gerada automaticamente, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- R696v Rodrigues, Silvaneide Luzinete
Variabilidade das espécies – alvo e adensamentos do espadarte (*Xiphias gladius*) capturados pela frota brasileira de espinhel pelágico no atlântico tropical e subtropical oeste / Silvaneide Luzinete Rodrigues. - 2020.
71 f. : il.
- Orientador: Humber Agreli de Andrade.
Inclui referências e anexo(s).
- Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Recursos Pesqueiros e Aquicultura, Recife, 2020.
1. Atuns e afins. 2. alvo de pesca. 3. espinhel pelágico. 4. autocorrelação. 5. adensamentos. I. Andrade, Humber Agreli de, orient. II. Título

CDD 639.3

Dedicatória

Dedico este trabalho a minha mãe Luzinete Rodrigues

Agradecimentos

Durante estes dois anos de estudo encontrei pessoas muito especiais que ajudaram a construir uma carreira profissional e amadurecimento pessoal. São a estas pessoas que de modo geral agradeço por todo carinho e confiança. Assim sendo, agradeço a Deus que iluminou o meu caminho durante toda essa caminhada, possibilitando que os obstáculos fossem superados. A minha família, pois sem eles não teria força para prosseguir nessa longa jornada, em especial a minha mãe Luzinete Rodrigues e meu pai José Antônio Rodrigues (in memoriam). Também agradeço as minhas irmãs Silvana Rodrigues e Suzana Silva por sempre compartilhar das minhas aflições e superações.

A todos os professores que tiveram a paciência e me ajudaram a concluir este trabalho, em especial ao meu orientador Humber Agrielli de Andrade que com sua competência e conhecimentos guiou-me no caminho da aprendizagem. A coordenação do programa de pós-graduação em recursos pesqueiros e aquicultura, a diretoria do departamento de pesca e aquicultura e todos os funcionários da Universidade Federal Rural de Pernambuco-UFRPE. Agradeço também aos meus colegas de sala de aula que vivenciaram junto a mim todos os momentos especiais e também aos colegas de laboratório pela amizade e companheirismos que pretendo levar para toda a vida.

Resumo

Espécies de atuns e afins estão entre as mais importantes do ambiente marinho do ponto de vista ecológico, econômico e social. Por esta razão, muitas dessas espécies já vem sendo exploradas em seu limite máximo sustentável ou estão sobreexploradas, com o agravante de uma demanda de mercado cada vez mais alta. É evidente a necessidade de avaliações de estoques contínuas e de uma gestão eficaz para manutenção ou recuperação dos estoques sobreexplorados. Entre os principais desafios para a gestão sustentável de recursos marinhos está a obtenção de índices de abundância relativa que reflitam o real estado das biomassas dos estoques. Diante desse contexto, no presente trabalho foi inicialmente analisado o histórico de captura da pesca comercial de espinhel pelágico do Brasil entre 1978 e 2018, com enfoque na identificação de alvos de pesca. Posteriormente foram investigados os padrões de distribuição espacial do espadarte (*Xiphias gladius*) do Atlântico Sul para a construção de indicadores de abundância. Para esse propósito, foram analisados os dados disponíveis sobre captura, esforço e localização geográfica dos lances de pesca, presentes no Banco Nacional de Dados de Atuns e Afins (BNDA). Em seguida, foi calculada uma estatística com razões entre capturas das diferentes espécies, a qual foi utilizada como indicador do direcionamento da frota. A estrutura de adensamento espacial foi avaliada a partir de cálculos de autocorrelação espacial. Os resultados da análise inicial revelaram um mosaico de bandeiras, espécies-alvo, tecnologias e estratégias de pesca, os quais podem ser agrupados em três momentos distintos. No primeiro (1978-1986) há predomínio de embarcações arrendadas orientais, e o direcionamento para o espadarte é acentuado. A segunda fase (1987-2001) foi marcada pelo aumento no direcionamento para as albacoras, principalmente a branca. E por fim, na terceira fase (2002-2018), ocorreu o arrendamento de várias embarcações, e aumento no direcionamento para o espadarte e tubarão azul. Em adição, os dados de captura de espadarte da frota brasileira apresentaram grau moderado de dependência espacial. Em alguns casos a dependência se manifesta em lances feitos com distância de mais de 1000 km entre eles. O tamanho e a distribuição dos adensamentos variaram bastante ao longo dos anos. Desta forma, o conhecimento dessas variações nos cálculos de estimativas de índices relativos de abundância é fundamental para se evitar interpretações equivocadas na hora da avaliação do estoque e, conseqüentemente, na gestão da pescaria.

Palavras-chave: Atuns e afins; alvo de pesca; espinhel pelágico, taxa de captura, autocorrelação; adensamentos.

Abstract

Tuna and like are among the most important in the marine environment from an economic and social point of view. On the other hand, many of these species are already being exploited to their maximum sustainable limit or are overexploited, with the aggravation of relatively high market demand. There is a clear need for ongoing inventory assessments and effective management to maintain or recover overexploited stocks. Among the main challenges for the sustainable management of marine resources is the achievement of relative abundance indexes that reflect the real state of the stock biomass. In view of this context, the present study initially analyzed the history of catching commercial pelagic longline fishing in Brazil from 1978 to 2018, focusing on the identification of fishing targets. Subsequently, the spatial distribution patterns of swordfish (*Xiphias gladius*) from the South Atlantic were investigated for the construction of abundance indicators. For this purpose, the available data on catch, effort and geographic location of the fishing bids, analyzed in the National Tuna and Related Data Bank (Banco Nacional de Dados de Atuns e Afins-BNDA), were analyzed. Then, a statistic was calculated with ratios between catches of the different species, which was used as an indicator of the direction of the fleet. The spatial densification structure was evaluated based on spatial autocorrelation calculations. The results of the initial analysis revealed a mosaic of flags, target species, technologies and fishing strategies, which can be grouped into three distinct moments. In the first (1978-1986) there is a predominance of leased vessels in the east, and the targeting for swordfish is accentuated. The second phase (1987-2001) was marked by an increase in the targeting for yellowfin tuna, mainly white. Finally, in the third phase (2002-2018), several vessels were leased, and there was an increase in the targeting for swordfish and blue sharks. In addition, the swordfish capture data from the Brazilian fleet showed a moderate degree of spatial dependence. In some cases the dependence is manifested in moves made with a distance of more than 1000 km between them. The size and distribution of densities have varied greatly over the years. Thus, the knowledge of these variations in the calculations of estimates of relative abundance indexes is essential to avoid misinterpretations when assessing the stock and, consequently, in fisheries management.

Key words: Tunas and the like; fishing target; pelagic longline, capture rate, autocorrelation; patch.

Lista de figuras

ARTIGO CIENTÍFICO I

| | |
|---|----|
| Figura 1. Esforço em número de anzóis das embarcações nacionais (BRA) e arrendadas da Espanha (ESP), Honduras (HND), Japão (JPN), Panamá (PAN), China Taipei (TAI) e São Vicente (VCT), registrado no Banco Nacional de Dados de Atuns e Afins. | 21 |
| Figura 2. Captura (milhares de indivíduos) de albacora branca (ALB), laje (YFT) e bandolim (BET), e de tubarão azul (BSH) e espadarte (SWO). | 22 |
| Figura 3. Capturas por unidade de esforço (CPUE) (número de exemplares /1000 anzóis) de albacora branca (A), albacora bandolim (B), tubarão azul (C), espadarte (D) e albacora laje (E). | 23 |
| Figura 4. Distribuição espaço-temporal do somatório do esforço de pesca (nº de anzóis) (painéis A, B e C), das capturas (nº de exemplares) (painéis D, E e F) e da média da Captura por Unidade de Esforço (número de exemplares/1000 anzóis) (painéis G, H e I) de albacora branca (ALB), laje (YFT), e bandolim (BET), e tubarão azul (BSH) e espadarte (SWO). | 24 |
| Figura 5. Variação anual dos indicadores de direcionamento por bandeira para as principais espécies de atuns e afins capturada no atlântico sudoeste, entre 1978 a 2016. Onde as embarcações de bandeira nacional estão representadas por (A) e as arredadas da Espanha (B), Honduras (C), Japão (D), Panamá (E), China Taipei (F). As espécies analisadas são espadarte (vermelho), laje (preto), bandolim (coral), branca (verde) e tubarão azul (azul). | 26 |
| Figura 6. Variação anual dos indicadores de direcionamento para as principais espécies de atuns e afins capturada no Atlântico Sudoeste, entre 1978 a 2018. Sigla: espadarte (vermelho), laje (amarelo), bandolim (coral), branca (verde) e tubarão azul (azul). | 27 |

ARTIGO CIENTÍFICO II

| | |
|--|----|
| Figura 1. Mapa da área de estudo. | 44 |
| Figura 2. Modelo gráfico de um semivariograma. | 46 |
| Figura 3. Diagnóstico dos resíduos da MLG. | 49 |
| Figura 4. Taxa de captura-CPUE do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018. | 50 |
| Figura 5. Variogramas anuais dos resíduos da GLM do espadarte capturados pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 e 2018. | 51 |
| Figura 6. Adensamentos do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018. Cada lance de pesca é numerado com o número e a cor referente o adensamento o qual faz parte, o tamanho das circunferências é proporcional a quantidade de espadarte capturado em cada lance. O sinal de cruz preta representa o centro de gravidade dos adensamentos que corresponde a valores maiores ou igual a 10% da captura total. | 53 |
| Figura 7. Número de indivíduo (Si) e área de presença (AP) do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018. | 54 |

Figura 8. Densidade (D) de captura de espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018.54
Figura 9. Centro de gravidade- CG (intercepção entre dois eixos) e inércia- I (dimensão dos eixos) do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018. .55

Lista de tabelas

ARTIGO CIENTÍFICO I

Tabela 1. Número de registros de lances de pesca, número de barcos atuantes (entre parênteses), por ano e bandeira e total de diferentes embarcações (entre chaves). Frotas: Nacional (BRA) e arrendadas da Espanha (BRA-ESP), Honduras (BRA-HND), Japão (BRA-JPN), Panamá (BRA-PAN), China Taipei (BRA-TAI) e São Vicente (BRA-VCT)..... 20

ARTIGO CIENTÍFICO II

Tabela 1. Número de registros de lances de pesca, e número de diferentes barcos atuantes por ano e bandeira e no decorrer de todo o período. Frotas: Nacional (BRA) e arrendadas da Espanha (BRA-ESP), Honduras (BRA-HND).....44
Tabela 2. Descrição das variáveis explicativas utilizadas no processo de padronização da CPUE.45
Tabela 3. Parâmetros de estimação do modelo binomial negativo.....48
Tabela 4. Quantificação do número de adensamentos e classificação do grau de dependência espacial (GDE) do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 e 2018.52

Sumário

| | |
|--|----|
| Resumo | 6 |
| Abstract..... | 7 |
| Lista de Figuras | 8 |
| Lista de Tabelas..... | 9 |
| 1-Introdução | 11 |
| 1.2-OBJETIVOS | 13 |
| 1.2.1-OBJETIVO GERAL | 13 |
| 1.2.2-OBJETIVOS ESPECÍFICOS | 13 |
| 2-Artigo Científico I: | 14 |
| VARIABILIDADE ESPAÇO TEMPORAL DAS ESPÉCIES-ALVOS DA PESCA DE ATUNS E AFINS NO BRASIL | 14 |
| 3-Artigo Científico II:..... | 38 |
| ADENSAMENTOS DE ESPADARTE CAPTURADOS NO SUDOESTE DO ATLÂNTICO..... | 38 |
| 4-Considerações Finais | 67 |
| 5- Referências..... | 67 |
| Anexos | 70 |

1-Introdução

Espécies oceânicas de elevado interesse comercial, como as albacoras branca (*Thunnus alalunga*), bandolim (*Thunnus obesus*), laje (*Thunnus albacares*), e o espadarte (*Xiphias gladius*) e o tubarão Azul (*Prionace glauca*) (PONS et al., 2017; ERAUSKIN-EXTRAMIANA et al., 2019), são predadores oceânicos que desempenham um importante papel nos ecossistema marinhos, atuando como reguladores das populações de níveis tróficos inferiores (BORNATOWSKI et al., 2018). Essas espécies migram longas distâncias e são amplamente distribuídas em águas oceânicas tropicais, subtropicais e temperadas (ARRIZABALAGA et al., 2015). São capturadas com diferentes artes de pesca, mas as maiores produções provém da pesca industrial de espinhel pelágico, de grande cobertura espaço-temporal, com operações realizadas há várias décadas em todos os oceanos (ARRIZABALAGA et al., 2015; BORNATOWSKI et al., 2018; SHARMA et al., 2018).

Medidas de gestão pesqueira vêm sendo propostas afim de assegurar a sustentabilidade ambiental e econômica das pescarias de atuns e afins, incluindo a de espinhel pelágico. Para uma gestão eficiente é necessário dispor de informações derivadas de avaliações de estoques, que demandam informações de diferentes naturezas. Dados de captura e esforço de pesca da frota comercial são importantes para cálculo da Captura por Unidade de Esforço (CPUE), que é por sua vez, utilizadas como índices relativos de abundância (HILBORN e WALTERS, 1992; CAMPBELL, 2015). Porém a CPUE não está somente relacionada à abundância do estoque, mas também às variações de espécies alvo ao longo do tempo, da estratégia de pesca, das áreas de atuação e tempo de permanência das embarcações nos diferentes locais, e tudo isso interfere profundamente na estimativa da CPUE para fins da avaliação dos estoques (HE et al., 1997; MAUNDER e PUNT, 2004; THORSON et al., 2016; PUNT et al., 2019).

Para eliminar ou amenizar os efeitos de fatores que não a abundância propriamente dita, são frequentemente aplicados métodos estatísticos de regressão para a “padronização” da CPUE. Entre esses métodos consta a utilização de Modelos Lineares Generalizados (MLG) e suas variantes (MCCULLAGH e NELDER, 1989; MAUNDER e PUNT, 2004; THORSON et al., 2016; PUNT et al., 2019). Porém nem sempre se dispõe de dados com a quantidade e qualidade necessária.

No caso da pesca de atuns e afins com espinhel pelágico no Brasil, há várias complicações para o uso da CPUE para estimar índices relativos de abundância. A modalidade de pesca foi introduzida no país em 1956 por navios japoneses sediados no porto do Recife, que operavam aparelhos com linha principal de nylon multifilamento (MENESES DE LIMA et al., 2000). A

atividade se expandiu rapidamente alcançando as regiões Sul e Sudeste (MENESES DE LIMA et al., 2000). Desde então, ao longo do desenvolvimento da pescaria no Brasil, houve atuação de elevado número de diferentes embarcações e grandes variações quanto às bandeiras dos arrendamentos, aos alvos de pesca e às tecnologias de captura empregadas (MENESES DE LIMA et al., 2000; MORATO, 2011; GUIMARÃES-SILVA e ANDRADE, 2014; BARRETO et al., 2016). Em adição, a qualidade dos dados gerados é, em muitos casos deficiente. Por exemplo, muitas vezes as capturas de todos os lances realizados em uma viagem são somadas e registradas de forma agregada. Isto dificulta a detecção de mudanças na estratégia de pesca, bastante comuns dentro de uma mesma viagem (HAZIN et al., 2010). Tal prática faz com que boa parte dos índices de abundância disponíveis calculados a partir da CPUE sejam de validade duvidosa, comprometendo futuras tomadas de decisão.

A falta de informações detalhadas sobre a composição e direcionamento das capturas, e a constante utilização de dados agregados para obtenção de índices de abundância comprometem o entendimento geral da dinâmica pesqueira, tornando o uso da CPUE limitada. Além disso, concentração de navios nas mesmas áreas de pesca, ocasionam autocorrelação nos dados disponíveis para as avaliações de estoques (XU et al., 2018). Diante do exposto, o presente trabalho faz, inicialmente, uma análise descritiva do histórico das variações espaço-temporais do esforço de pesca e das capturas de espinhel pelágico da frota brasileira, com o intuito de identificar padrões espaciais e temporais quanto às variações dos alvos de pesca. Os resultados desta análise constam no Artigo 1 apresentado mais adiante. Na segunda parte da dissertação, foram investigadas estruturas das fragmentações e adensamentos espaço-temporais do espadarte do estoque do Atlântico Sul, com o intuito de desenvolver um método para estimativas de índices relativos de abundância que incorporam a questão da autocorrelação, como uma alternativa à padronização convencional da CPUE. Essa análise e os resultados obtidos foram também organizadas na forma de um trabalho científico (Artigo 2). Os dois trabalhos contribuem para o entendimento da série de dados de pesca de atuns e afins em geral, e para o desenvolvimento de modelos para a estimativa de índices relativos de abundância a partir dos dados comerciais de CPUE do espadarte.

1.2-Objetivos

1.2.1-Objetivo geral

Analisar o histórico de captura das principais espécies comerciais de atuns e afins e a dinâmica espaço-temporal dos adensamentos e fragmentações do estoque de espadarte (*X. gladius*) capturado no Sudoeste do Atlântico.

1.2.2-Objetivos específicos

- Revisar o histórico de capturas, e as razões entre capturas das espécies de albacora branca, albacora bandolim, albacora laje, espadarte e tubarão- azul, entre 1978 e 2018;
- Identificar padrões espaço-temporais na pesca de espinhel pelágico de atuns e afins no Atlântico Sul;
- Investigar a relação de dependência espaço-temporal dos dados de CPUE oriundos da frota comercial de espinhel pelágico para o estoque de espadarte do Atlântico sul;
- Quantificar e medir o número de adensamentos de espadarte ao longo da área de estudo, entre 2003 e 2018;
- Estimar índices anuais de abundância relativa, com base em análise do número e tamanho de adensamentos.

2-Artigo científico I:

VARIABILIDADE ESPAÇO TEMPORAL DAS ESPÉCIES-ALVOS DA PESCA DE ATUNS E AFINS NO BRASIL

Resumo

O conhecimento sobre o histórico de capturas e a identificação de alvo de pesca são informações essenciais para o ordenamento pesqueiro e conservação de espécies, principalmente as migratórias, cujos dados de avaliação dos estoques são comumente obtidos da frota comercial. Para esse propósito, foram analisados os dados disponíveis sobre captura, esforço e localização geográfica dos lances de pesca presentes no Banco Nacional de Dados da pesca de Atuns e Afins (BNDA). Em seguida, foi calculada uma estatística com razões entre as capturas das diferentes espécies, a qual foi utilizada como indicador do direcionamento da frota. Os resultados apontaram três momentos distintos de exploração da frota brasileira de atuns e afins no Atlântico Sul. O primeiro (1978-1986), caracterizado pela hegemonia das embarcações orientais, tendo o espadarte os maiores volumes nas capturas durante este período. A segunda fase teve vigência entre 1987 e 2001, marcada pelo aumento nos indicadores de capturas das albacoras, principalmente a branca. E por fim, a terceira fase (2002-2018), na qual ocorreu o arrendamento de várias embarcações, aumento no esforço e direcionamento de captura para o espadarte e tubarão azul. Verificou-se também que o resultado da CPUE obtido neste trabalho, reflete bastante as variações do direcionamento da frota ao longo dos anos, além da biomassa das espécies analisadas.

Palavras-chave: Esforço de pesca; taxa de captura; alvo de pesca.

Abstract

Knowledge about the history of catches and the identification of a fishing target are essential information for fisheries and species conservation, especially migratory species, whose stock assessment data are commonly obtained from the commercial fleet. For this purpose, the available data on the catch, effort and geographical location of the fishing tackles, present in the National Tuna and Related Data Bank (BNDA), were analyzed. Then, a statistic was calculated with ratios between catches of the different species, which was used as an indicator of the direction of the fleet. The results showed three distinct moments of exploration of the Brazilian fleet of tunas and the like in the South Atlantic, the first (1978-1981), characterized by the hegemony of the eastern vessels, with swordfish having the highest volumes in the catch during this period. The second phase was in force between 1982 and 2001, marked by an increase in yellowfin catches indicators, mainly white. And finally, the third phase (2002-2018) in which the leasing of several vessels took place, an increase in effort and targeting of catches for swordfish and blue sharks. It was also found that the CPUE result obtained, in this work, reflects the variations in the direction of the fleet over the years, in addition to the biomass of the analyzed species.

Keywords: CPUE, fishery effort, fishery target.

Introdução

Espécies marinhas de ampla distribuição oceânica, como atuns, espadarte e tubarões, são alvo de pesca de diversos países (HOBDAI, 2018; PONS et al., 2018). A carne de algumas dessas espécies é bastante apreciada e tem elevado valor comercial no mercado internacional, em especial nos Estados Unidos, Europa e Ásia (ARRIZABALAGA et al., 2011; GUILLOTREAU et al., 2017). Grande parte dos estoques dessas espécies estão sobrepescados ou sendo explorados em seu limite máximo sustentável (PUNT et al., 2015; FAO, 2016). Entre os principais alvos da pesca comercial constam, a albacora bandolim (*Thunnus obesus*), albacora branca (*Thunnus alalunga*), albacora laje (*Thunnus albacares*), o espadarte (*Xiphias gladius*) (ARRIZABALADA et al., 2015; PONS et al., 2017; ERAUSKIN-EXTRAMIANA et al., 2019), e o tubarão azul (*Prionace glauca*), que é o elasmobrânquio de maior captura em pescarias de espinhel pelágico direcionadas a atuns e afins (FIEDLER et al., 2015; COELHO et al., 2018).

A avaliação do estado de conservação das populações e o ordenamento das pescarias de atuns e afins são realizadas por meio das organizações regionais de ordenamento pesqueiro (OROP). Para cumprir com essa tarefa, as OROP solicitam informações sobre a atividade pesqueira dos países signatários. A maioria dos modelos de avaliações de estoques são baseados em dados de captura e esforço da pesca comercial (CAMPBELL, 2015; XU et al., 2018) ou, em alguma estimativa de abundância relativa (HILBORN e WALTERS, 1992; CAMPBELL, 2016). Quase sempre estas estimativas são calculadas a partir da Captura Por Unidade de Esforço (CPUE) da frota comercial.

A relação entre a CPUE e a abundância da população é dada pela equação: $CPUE = qN$, onde q representa o coeficiente de capturabilidade, o qual está relacionado a eficiência da arte de pesca, e N a abundância da população. Desta forma, se a variável q for constante (independentemente do tempo, espaço e das embarcações de pesca) as mudanças da CPUE é proporcional a variação da abundância do estoque (CAMPBELL, 2004; MAUNDER e PUNT, 2004; LYNCH et al., 2012). Porém, as mudanças de espécies-alvo ao longo do tempo, assim como as constantes variações do número de barcos, bandeiras, estratégias de pesca, áreas de atuação e tempo de permanência nelas alteram o coeficiente de capturabilidade, fazendo com que a CPUE na sua forma bruta não seja proporcional a abundância da população estudada, mas sim uma medida de densidade local (MAUNDER et al., 2006; CHANG et al., 2011; HIRAOKA et al., 2016; CAMPBELL, 2016; XU et al., 2018).

Para obter índices que reflitam a abundância do estoque a partir dos dados da pesca comercial, são realizadas análises para minimizar o efeito dos diversos fatores associados ao coeficiente de capturabilidade (e.g. estratégia de pesca e espécie alvo) sobre a CPUE observada (MAUNDER e PUNT, 2004; MAUNDER et al., 2006; LYNCH et al., 2012; CAMPBELL, 2016). A informação sobre qual é a espécie alvo muitas vezes não é registrada nos mapas de bordo preenchidos pelos mestres de pesca (OKAMURA et al., 2017). A ausência desse conhecimento pode levar à estimativas pouco confiáveis de índices relativos de abundância calculados a partir da CPUE, já que o direcionamento da frota é uma informação relevante no processo de construção de índices de abundância.

Em uma tentativa de se identificar o(s) alvo(s) e a intenção dos pescadores em viagens ou lances de pesca, ao redor do mundo tem sido utilizados índices baseados em análises de agrupamento (e.g. *cluster*) (HAZIN et al., 2014; CARVALHO et al., 2014; FIEDLER et al., 2015), na composição das capturas (BESEAU, 1998; CHANG et al., 2011; HIRAOKA et al., 2016) e no número de anzóis entre samburá (CHANG et al., 2011), por meio da análise de componentes principais (WINKER et al., 2014), método de imputação espacial (CARRUTHES et al., 2011), análise fatorial da dinâmica espacial (THORSON et al., 2016), árvore de decisão (CAMPBELL, 2016) e mistura residual direcionada (OKAMURA et al., 2017). Porém, apesar desses índices serem úteis para estimar possíveis alvo de pesca, ainda se faz necessário a investigação sobre alternativas práticas e objetivas para a identificação da espécie alvo das diferentes frotas.

No Oceano Atlântico a OROP responsável pela avaliação de estoques de atuns e afins (International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas (ICCAT) tem enfrentado situações em que as estimativas de índices relativos de abundância são de baixa confiabilidade. As últimas avaliações de estoque da albacora bandolim apontaram que essas espécies estão em situação de sobrepesca (ICCAT, 2017, 2019). Devido à elevada incerteza quanto aos dados e estimativas disponíveis, as últimas avaliações não foram conclusivas sobre os estoques do tubarão azul. No entanto, não se descarta a possibilidade dos estoques de tubarão azul estarem sobrepescados ou sobreexporados (ICCAT, 2016, 2019). Já para o espadarte a sobrepesca foi detectada apenas no estoque do Atlântico Sul. Com relação a albacora branca e a laje os estoques não apresentaram indícios de estarem sobrepescado nem de estarem enfrentando sobrepesca (ICCAT, 2019). Em paralelo, algumas análises de risco ecológico reforçam as preocupações com o estado de conservação de atuns, peixes de bico (LUCENA-FRÉDOU et al., 2017) e do tubarão azul (CORTÉS et al., 2010) capturados com espinhel pelágico no Atlântico.

No Brasil, a introdução da pesca industrial de espinhel voltados para os atuns e afins ocorreu em 1956 por pescadores de navios do Japão sediados no porto do Recife, que operavam aparelhos com cabo principal de nylon multifilamento (MENESES DE LIMA et al., 2000). Tal atividade se expandiu rapidamente, na região equatorial alcançando as regiões Sul e Sudeste do Brasil (MENESES DE LIMA et al., 2000). Em seguida o desenvolvimento dessa pescaria no Brasil, houve atuação de elevado número de diferentes embarcações e grandes variações quanto às bandeiras dos arrendamentos, aos alvos de pesca e às tecnologias de captura empregadas (MOURATO, 2011; GUIMARÃES-SILVA e ANDRADE, 2014, BARRETO et al., 2016).

O cenário complexo dificulta o ordenamento no âmbito nacional e também a interpretação dos resultados de análises importantes para o manejo e a avaliação de estoques. Um exemplo é o caso da avaliação de estoque do espadarte no Atlântico Sul realizada em 2017, em que grande parte da série temporal do Brasil foi descartada por apresentar grande variabilidade e muitos ruídos, sem qualquer tendência temporal (ICCAT, 2016, 2019). Sem análise cuidadosa do histórico de exploração e a realização de estudos que visem a identificação de espécies alvo, o uso da CPUE leva a interpretações equivocadas sobre a trajetória da biomassa da população, prejudicando o ordenamento pesqueiro (MAUNDER et al., 2006; BARRETO et al., 2016, CAMPBELL, 2016; XU et al., 2018).

De maneira geral, para as albacoras branca, bandolim, laje, espadarte e tubarão azul há uma grande preocupação sobre o real estado de conservação dos estoques. Há necessidade contínua de monitoramento e desenvolvimento de estudos que auxiliem a gestão pesqueira na tomada de decisão sobre conservação desses animais. Portanto, neste trabalho o objetivo foi revisar o histórico de capturas, e as razões entre capturas de diferentes espécies para identificar padrões espaço-temporais na pesca de espinhel pelágico de atuns e afins pela frota espinhaleira do Brasil atuante no Atlântico Tropical e Subtropical Oeste. Os padrões identificados foram utilizados como classificadores para indicar quais teriam sido as espécies alvo da frota brasileira em diferentes períodos entre 1978 e 2018.

Material e Métodos

Base de dados

Foram analisados os dados do Banco Nacional de Dados da Pesca de Atuns e Afins (BNDA), vinculado aos órgãos gesto da pesca no Brasil. Trata-se de um banco de dados

composto por informações oriundas de mapas de bordos preenchidos pelos mestres de pesca de embarcações comerciais. Apesar de ser obrigatório por legislação, o quantitativo de mapas de bordo registrados no BNDA não cobre todas as viagens comerciais realizadas. Portanto, dispõe-se para análise de uma amostra de informações sobre operações de pesca de espinhel nas Zona Econômica Exclusiva-ZEE brasileira e águas internacionais adjacentes.

O BNDA conta com registros de 97.679 lances de pesca realizados entre janeiro de 1978 e dezembro de 2018 por 614 embarcações nacionais e arrendadas. As variáveis utilizadas na análise foram nome do barco, bandeira, localização geográfica do lance (latitude e longitude), número de anzóis e a captura por espécie (ou grupo de espécie) em número e/ou em peso.

Durante o período analisado registrou-se no BNDA as operações de embarcações de 19 diferentes bandeiras, incluindo a brasileira (embarcações nacionais). Deste total foram selecionadas para análise as bandeiras que atuaram por pelo menos 10 anos sendo elas: embarcações nacionais (BRA), e arrendadas da Espanha (ESP), Honduras (HND), Japão (JPN), Panamá (PAN) e China Taipei (TAI). No total, foram analisados 81.794 lances de pesca.

O número de anzóis por lance de pesca é a medida de esforço utilizada. Há capturas registradas em peso, mas foi mais frequente o registro em número de peixes, que foi, portanto, a unidade de medida selecionada para análise. A Captura por Unidade de Esforço (CPUE) U para cada lance é $U = (C/f) \times 1000$, em que f é o esforço em número de anzóis e C é o número de exemplares capturados. Foram então realizadas análises descritivas para as variáveis esforço de pesca, captura, e CPUE, incluindo a construção de mapas com resolução de $5^\circ \times 5^\circ$ (latitude x longitude).

Identificação das espécies-alvo

Para estimar um indicador de direcionamento para a espécie alvo foi inicialmente calculada a razão $I_{k,j} = C_{k,j} / \sum_{i=1}^n C_{i,j}$, em que, $I_{k,j}$ é a razão de proporcionalidade para o j -ésimo lance entre a captura da k -ésima espécie e a soma das capturas de n espécies (albacoras branca, bandolim, laje, espadarte e tubarão azul), incluindo a k . O conjunto de valores foi classificado de acordo com a bandeira $b = \{1, \dots, B\}$, e com o ano $a = \{1, \dots, A\}$. Para cada a -ésimo ano e b -ésima bandeira há portanto um vetor de valores $I_k^{a,b}$ de comprimento equivalente ao número de lances realizados pela bandeira neste ano. Em seguida, para cada um destes vetores, foi calculado o terceiro quartil, denotado de $Q_k^{a,b}$. Optou-se pela escolha do terceiro quartil por ser menos sensível às variações interanuais do esforço de pesca, já que escolha de

outras medidas que são sensíveis às essas variações (e.g. média) poderiam causar viés nos resultados apresentados.

As médias marginais para cada um dos anos e frotas são calculados respectivamente como $M_k^b = \sum Q_k^{a,b} / A$ e $M_k^a = \sum Q_k^{a,b} / B$. Como índice da variação do direcionamento de cada b -ésima frota ao longo dos anos, foi calculado o vetor de diferenças $D_k^b = Q_k^{\{1,\dots,A\};b} - M_k^b$ para cada b -ésima frota. Como índice de variação anual geral de direcionamento integrado considerando todas as frotas agregadas foi calculado o vetor de diferenças entre os índices $D_k^a = Q_k^{\{1,\dots,A\};a} - M_k^a$ de cada a -ésimo ano e a média .

Valores positivos e negativos no vetor D_k^b de comprimento A indicariam direcionamento ou não da b -ésima frota para a k -ésima espécie ao longo dos A anos. Valores positivos e negativos no vetor D_k^a , também de comprimento A , indicariam que no geral, levando em conta o conjunto total de bandeiras em operação, houve maior ou menor direcionamento para a k -ésima nos diferentes momentos ao longo dos A anos. Todas as análises nesta e nas demais etapas mencionadas mais acima foram realizadas com o programa R versão 3.5.1 (R Core Team, 2019).

Resultados

O número de lances de pesca e o número de diferentes barcos por bandeira e ano de operação constam na Tabela 1. O número total de embarcações por bandeira e para todas as bandeiras agregadas varia bastante ao longo dos anos. Por exemplo, há registros de somente quatro embarcações em 1978, todas de bandeira japonesa. Posteriormente, há a participação de embarcações de várias bandeiras, enquanto que em 2018, no final da série temporal, há 61 embarcações, todas nacionais. No total, foram analisados os registros de 345 diferentes embarcações, 220 nacionais e 125 arrendadas. Dentre os lances de pesca analisados, 52,9% foram realizados por embarcações nacionais, seguido dos barcos arrendados da Espanha (18,9%) e do Japão (10,3%).

Tabela 1. Número de registros de lances de pesca, número de barcos atuantes (entre parênteses), por ano e bandeira e total de diferentes embarcações (entre chaves). Frotas: Nacional (BRA) e arrendadas da Espanha (BRA-ESP), Honduras (BRA-HND), Japão (BRA-JPN), Panamá (BRA-PAN), China Taipei (BRA-TAI) e São Vicente (BRA-VCT).

| ANO | BRA | BRA-ESP | BRA-HND | BRA-JPN | BRA-PAN | BRA-TAI | TOTAL |
|--------------|-------------------|------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|
| 1978 | - | - | - | 499(4) | - | - | 499(4) |
| 1979 | 16(1) | - | - | 466(5) | - | - | 482(6) |
| 1980 | 155(1) | - | - | 427(5) | - | - | 582(6) |
| 1981 | 160(1) | - | - | 306(5) | - | - | 466(6) |
| 1982 | 226(3) | - | - | 666(6) | - | - | 892(9) |
| 1983 | 179(2) | - | - | 440(4) | - | - | 619(6) |
| 1984 | 192(2) | - | - | 404(4) | - | 120(1) | 716(7) |
| 1985 | 173(2) | - | - | 297(4) | - | - | 470(6) |
| 1986 | 361(4) | - | - | 630(6) | - | - | 991(10) |
| 1987 | 506(4) | - | - | 421(5) | - | - | 927(9) |
| 1988 | 334(3) | - | - | 886(5) | - | - | 1220(8) |
| 1989 | 281(4) | - | - | 751(6) | - | - | 1032(10) |
| 1990 | 261(3) | - | - | 29(3) | - | - | 290(6) |
| 1991 | 135(2) | - | - | 364(5) | - | 494(9) | 993(16) |
| 1992 | 178(3) | - | - | 58(1) | - | 978(13) | 1214(17) |
| 1993 | 162(2) | - | - | 9(1) | - | 92(4) | 263(7) |
| 1994 | 173(3) | - | - | 333(2) | - | 257(6) | 763(11) |
| 1995 | 247(3) | - | - | 248(2) | - | 867(4) | 1362(9) |
| 1996 | 348(3) | 50(2) | - | - | - | - | 398(5) |
| 1997 | 473(10) | 481(3) | 3(1) | - | - | - | 957(14) |
| 1998 | 1189(23) | 734(5) | 310(3) | 24(1) | 56(1) | 105(4) | 2418(37) |
| 1999 | 1620(24) | 1166(8) | 301(4) | - | 123(1) | 713(6) | 3923(43) |
| 2000 | 2062(30) | 2606(16) | 296(4) | 34(2) | 362(2) | 999(7) | 6359(61) |
| 2001 | 1386(31) | 2929(18) | 447(4) | 19(2) | 227(3) | 954(6) | 5962(64) |
| 2002 | 1900(32) | 1506(9) | 605(4) | - | 235(2) | 430(6) | 4676(53) |
| 2003 | 1361(33) | 1585(9) | 224(4) | - | 176(3) | - | 3346(49) |
| 2004 | 3218(29) | 729(8) | 454(4) | - | 820(20) | - | 5221(61) |
| 2005 | 2474(34) | 948(6) | 330(2) | - | 1627(17) | - | 5379(59) |
| 2006 | 1673(20) | 575(5) | 369(2) | - | 667(10) | - | 3284(37) |
| 2007 | 2390(45) | 644(3) | 158(1) | - | 201(1) | - | 3393(50) |
| 2008 | 1192(25) | 163(4) | 142(2) | - | - | - | 1497(31) |
| 2009 | 1054(20) | 369(4) | 137(1) | - | - | - | 1560(25) |
| 2010 | 677(15) | 497(4) | - | - | - | - | 1174(19) |
| 2011 | 718(11) | 399(3) | - | 769(11) | - | - | 1886(25) |
| 2012 | 2391(39) | 169(3) | - | 442(6) | - | - | 3004(48) |
| 2013 | 1082(37) | - | - | - | - | - | 1082(37) |
| 2014 | 3679(76) | - | - | - | - | - | 3679(76) |
| 2015 | 1538(63) | - | - | - | - | - | 1538(63) |
| 2016 | 2722(78) | - | - | - | - | - | 2722(78) |
| 2017 | 1682(40) | - | - | - | - | - | 1682(40) |
| 2018 | 2873(61) | - | - | - | - | - | 2873(61) |
| TOTAL | 43441{220} | 15550{25} | 3778{6} | 8522{41} | 4494{23} | 6009{30} | 81794{345} |

Houve um crescimento muito rápido do número de anzóis registrados no BNDA no final da década de 1990, com um pico em 2001 (9,4 milhões de anzóis) (Figura 1). Posteriormente houve grande oscilação com queda abrupta em 2003 (3,6 milhões de anzóis), novo crescimento

em 2004 (6,7 milhões de anzóis), seguido de queda acentuada entre os anos de 2006 a 2010 (cerca de 70%). A partir de 2010 houve uma tendência de aumento até 2013, porém mais moderada do que o observado no início da década de 2000. Nos últimos cinco anos da série temporal, houve novamente registro de queda, chegando a 1,7 milhões de anzóis em 2015 e 2,0 milhões em 2017.

Durante os anos iniciais até 1989 a bandeira atuante com maior registro de número de anzóis foi o Japão. Entre 1990 e 2002 destacaram-se China Taipei e Espanha. De 2003 até 2018 o maior esforço reportado foi o da frota nacional, com exceção de 2011 quando as embarcações arrendadas do Japão voltaram a operar. As embarcações arrendadas do Panamá atuaram com frequência elevada somente no curto período de 2004 a 2006. Honduras atuou entre 1998 a 2009, com esforço de pesca apresentado pouca variação interanual, com maior valor registrado em 2002 de aproximadamente um milhão de anzóis.

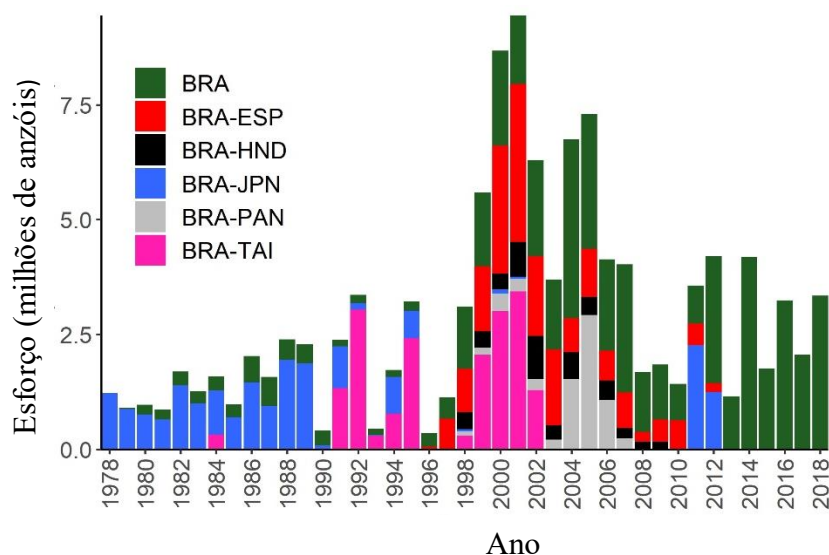


Figura 1. Esforço em número de anzóis das embarcações nacionais (BRA) e arrendadas da Espanha (ESP), Honduras (HND), Japão (JPN), Panamá (PAN), China Taipei (TAI) e São Vicente (VCT), registrado no Banco Nacional de Dados de Atuns e Afins.

As capturas registradas foram baixas até 1997 com valores entre 14.000 e 57.000 peixes (Figura 2). A partir de 1997 houve um crescente aumento na produção de praticamente todas as espécies analisadas até 2000, quando as capturas atingiram um pico de mais de 200.000 exemplares. Posteriormente, há uma queda com mínimo em 2003, seguido de novo aumento com os valores se mantendo acima de 100.000 peixes de 2004 a 2007. Após esse período há uma nova redução das capturas até 2010. A partir de então há grandes oscilações.

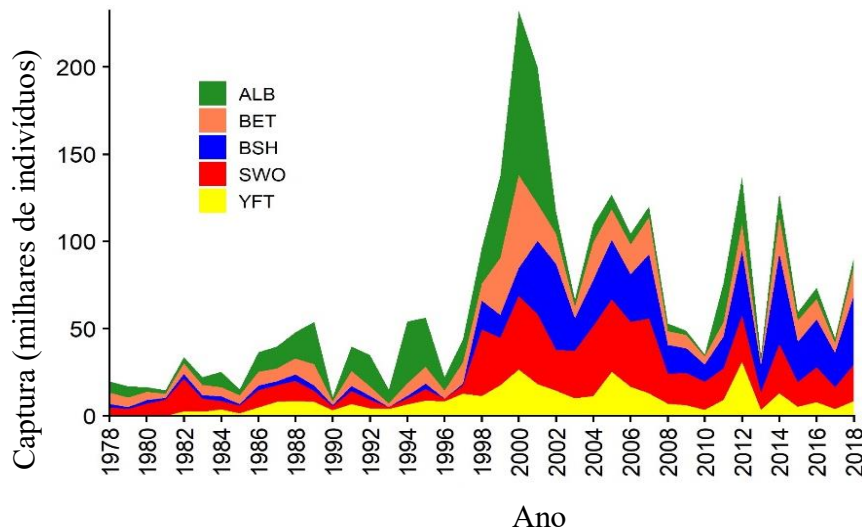


Figura 2. Captura (milhares de indivíduos) de albacora branca (ALB), laje (YFT) e bandolim (BET), e de tubarão azul (BSH) e espadarte (SWO).

As capturas de espadarte destacam-se entre 1978 e 1988. No entanto, após esse período houve uma redução na produção até 1997, seguida de crescimento até 2007. De 2008 a 2018 as capturas da espécie mantiveram-se entre 9.000 e 20.000 peixes. A albacora branca foi a espécie de maior produção somada entre 1987 e 2002, mas após esse período as capturas foram reduzidas e mantiveram-se entre 3.000 e 12.000 peixes. Já as capturas das albacoras bandolim e laje se mantiveram entre 2.500 a 17.000 peixes ao longo de quase toda a série temporal, exceto no período de 1997 a 2007, quando foram registrados valores mais elevados. Para o tubarão azul, as capturas foram inferiores a 3.000 exemplares até 1997, porém, após esse período houve aumento progressivo com pico de produção de 49.206 peixes em 2002.

As CPUEs das principais espécies de atuns e afins capturadas com espinhel no Atlântico Sul são mostradas na Figura 3. Há um primeiro período (1978-1986) em que se destacam o espadarte e a albacora bandolim, com medianas próximas a 3 peixes/1000 anzóis e 1 peixe/1000 anzóis, respectivamente. No período seguinte (1987-2001) verificou-se uma redução nos valores de CPUE para o espadarte, tubarão azul e albacora bandolim e aumento nas taxas de captura das albacoras branca e laje. Por fim, em um terceiro período (2002 a 2018), houve redução nos valores de CPUEs das albacoras branca e bandolim, e tendência de aumento das CPUEs de albacora laje, espadarte e tubarão azul, com destaque para esta última espécie.

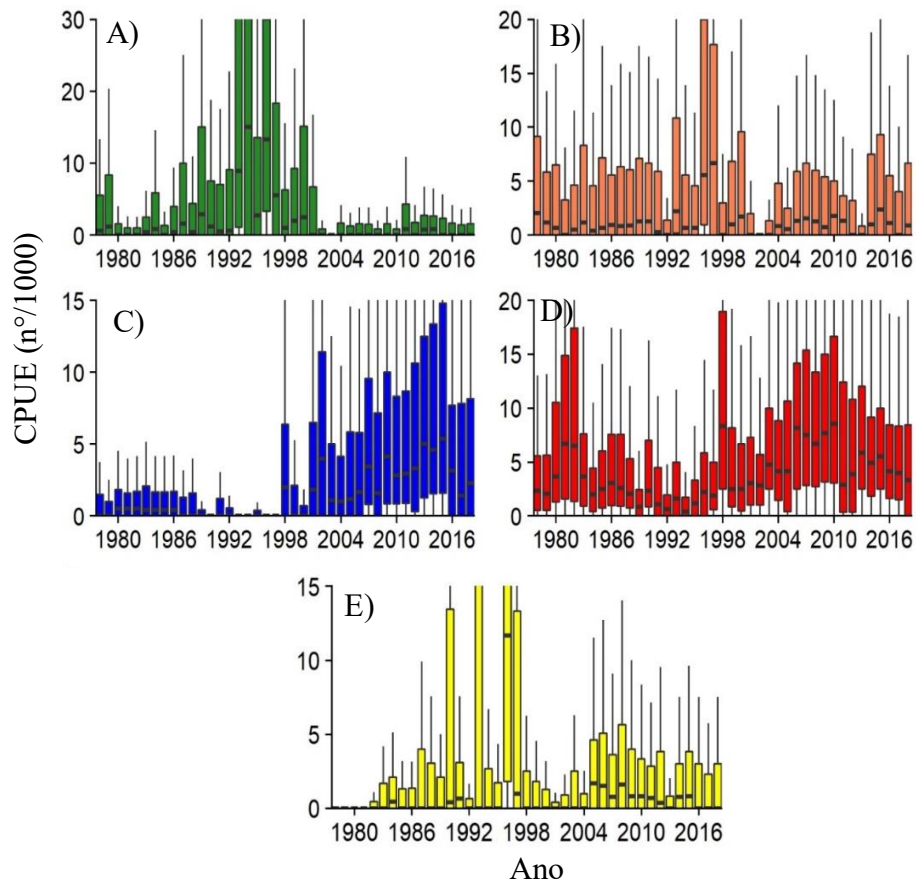


Figura 3. Capturas por unidade de esforço (CPUE) (número de exemplares /1000 anzóis) de albacora branca (A), albacora bandolim (B), tubarão azul (C), espadarte (D) e albacora laje (E).

Distribuição espacial do esforço, da captura e da CPUE

Na primeira parte da série temporal (1978-1986) o esforço de pesca era concentrado em áreas oceânicas próximas à linha do equador e na região sul do Brasil (Figura 4A). Posteriormente, entre 1987-2001, verificou-se uma expansão da área de distribuição do esforço de pesca cobrindo grande parte do Atlântico Sul, mas com maior concentração nas regiões central e oeste adjacentes à costa do Brasil. O esforço variou entre 100 e 500 mil anzóis no oeste e no centro e de 0 a 2 mil anzóis no leste (Figura 4B). De 2002 até 2018 ocorreu uma diminuição do esforço registrado, mas a área de cobertura das frotas é similar à da fase anterior (Figura 4C).

A distribuição espacial das capturas, esta é bem similar à do esforço de pesca. De 1978 a 1986 as maiores capturas foram de espadarte, albacora bandolim e branca, que foram concentradas principalmente próximas às latitudes de 25°S e longitude de 35°W (Figura 4D). No entanto, entre 1987 e 2001 houve um predomínio de albacora branca em praticamente toda

a área de atuação da frota brasileira, incluindo embarcações nacionais e arrendadas (Figura 4E). De 2002 até o fim da série temporal as capturas concentraram-se em duas regiões distintas: próximo à linha do equador até as latitudes próximas a 10°S, onde se capturou mais albacoras e espadarte; e entre as latitudes de 25° a 35°S e longitudes de 55° a 35°W, onde se capturou principalmente tubarão azul (Figura 4F).

Os maiores valores de CPUE obtidos de 1978 a 1986 se concentraram em regiões oceânicas equatoriais no oeste do Atlântico Sul onde as taxas de capturas de albacoras branca e espadarte foram elevadas, e entre as latitudes de 25° a 35°S e longitudes de 55° a 35°W, com as maiores valores para albacora bandolim e espadarte (Figura 4G). Entre 1987 e 2001 ocorreram CPUEs altas de albacora branca localizadas na margem oeste na região equatorial e ao sul de 25°S, e em uma área mais central no Atlântico Sul no entorno de 20°S e 30°W (Figura 4H). Após 2002 observa-se aumento da CPUE do espadarte em áreas oceânicas localizadas entres coordenadas 10°- 25°S e 15-45°W e do tubarão azul entre as latitudes de 25° S e 35°S (Figura 4I).

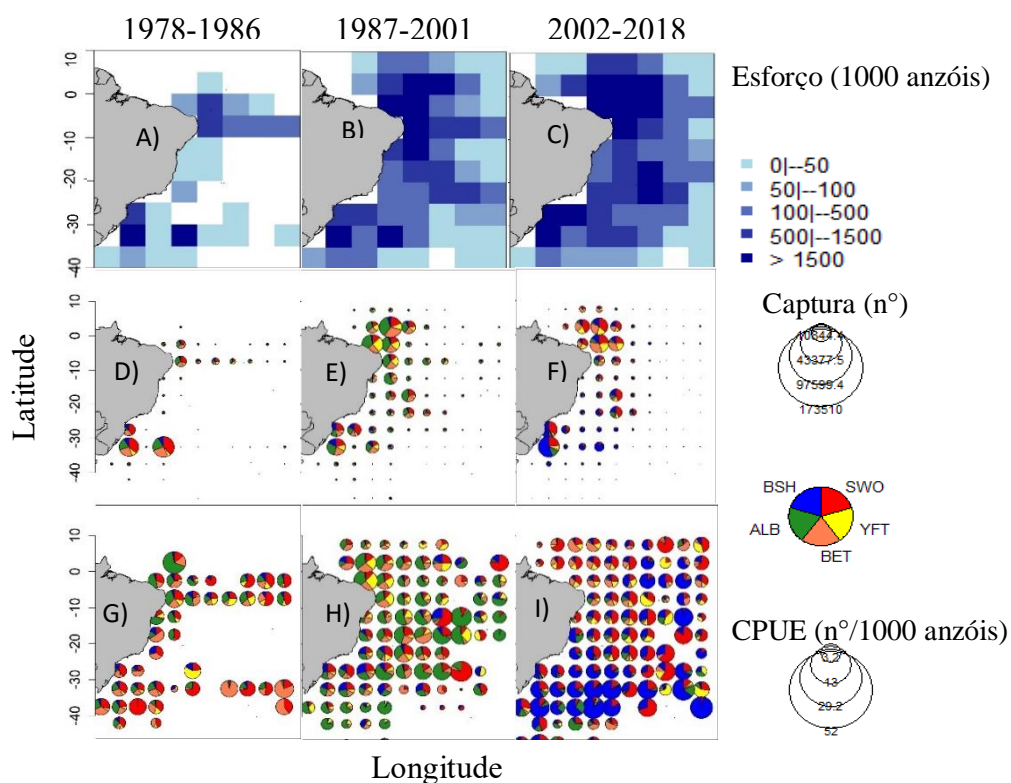


Figura 4. Distribuição espaço-temporal do somatório do esforço de pesca (n° de anzóis) (painéis A, B e C), das capturas (n° de exemplares) (painéis D, E e F) e da média da Captura por Unidade de Esforço (número de exemplares/1000 anzóis) (painéis G, H e

I) de albacora branca (ALB), laje (YFT), e bandolim (BET), e tubarão azul (BSH) e espadarte (SWO), por períodos.

Indicadores de direcionamento para espécies alvo

Na Figura 5 é apresentada a variação anual do indicador de direcionamento das principais espécies de atuns e afins capturados pelas embarcações de bandeiras nacionais e arrendadas. As embarcações de bandeira nacional de modo geral apresentaram três momentos distintos, o primeiro de 1979 a 1986, no qual a principal espécie capturada foi o espadarte com indicador de direcionamento médio de $D_{kb} = 0,18$ (Figura 5A). A partir de 1987 ocorreu uma mudança da espécie alvo, e as albacoras laje e branca passaram a ser as principais espécies capturadas com indicadores médios de direcionamento de $D_{kb} = 0,33$ e $D_{kb} = 0,23$, respectivamente. No final da década de 1990 há um período de transição, e de 2000 ao fim da série temporal espadarte e tubarão azul foram as principais espécies capturadas, com indicadores médios de $D_{kb} = 0,05$ e $D_{kb} = 0,21$, respectivamente.

As embarcações arrendadas da Espanha apresentaram duas fases (Figura 5B). Entre 1996 a 2000, houve direcionamento para a captura de albacoras com média $D_{kb} = 0,27$. A exceção foi em 1998 com participação elevada de espadarte. Na segunda fase, entre 2003 e 2012, o espadarte passou a ser a espécie de maior valor médio de indicador de direcionamento ($D_{kb} = 0,13$), seguido do tubarão azul ($D_{kb} = 0,08$). Nesta segunda fase a importância relativa do espadarte cai ao longo dos anos, enquanto que a do tubarão azul aumenta e os indicadores de direcionamento para esta espécie superam os do espadarte em 2011 e 2012.

Para as embarcações arrendadas de Honduras também se verificou dois períodos distintos (Figura 5C). Houve inicialmente direcionamento para as albacoras, e posteriormente, na segunda fase compreendida de 2002 até 2016, houve direcionamento para o espadarte (média $D_{kb} = 0,12$) e o tubarão azul (média $D_{kb} = 0,11$).

Para a bandeira japonesa foram detectadas duas fases distintas (Figura 5D). A primeira de 1978 a 1987 com indicador de direcionamento elevado para o espadarte ($D_{kb} = 0,15$) e a segunda de 1988 até 1994 com direcionamento principal para as albacoras, especialmente a albacora branca (média $D_{kb} = 0,18$). De 1994 em diante há grandes lacunas por conta de mudanças na política de arrendamento para com a bandeira japonesa. No entanto, em 2011 e 2012, na última oportunidade em que se registrou operações de embarcações arrendadas do

Japão, verifica-se novamente o padrão encontrado para o período de 1988 a 1994, com direcionamento para as albacoras.

Houve duas fases distintas no caso das embarcações arrendadas do Panamá (Figura 5E). A primeira de 1998 a 2003 na qual o espadarte apresenta os maiores valores de direcionamento ($D_{kb} \sim 0,30$). Após 2003, o espadarte deixa de ser a principal espécie registrada, ficando em seu lugar a albacora laje ($D_{kb} \sim 0,23$). Por fim, para as embarcações arrendadas de China Taipei entre 1990 e 1995 há altos valores de direcionamento para a albacora branca ($D_{kb} \sim 0,24$), após esse período não se observa padrões claros (Figura 5F).

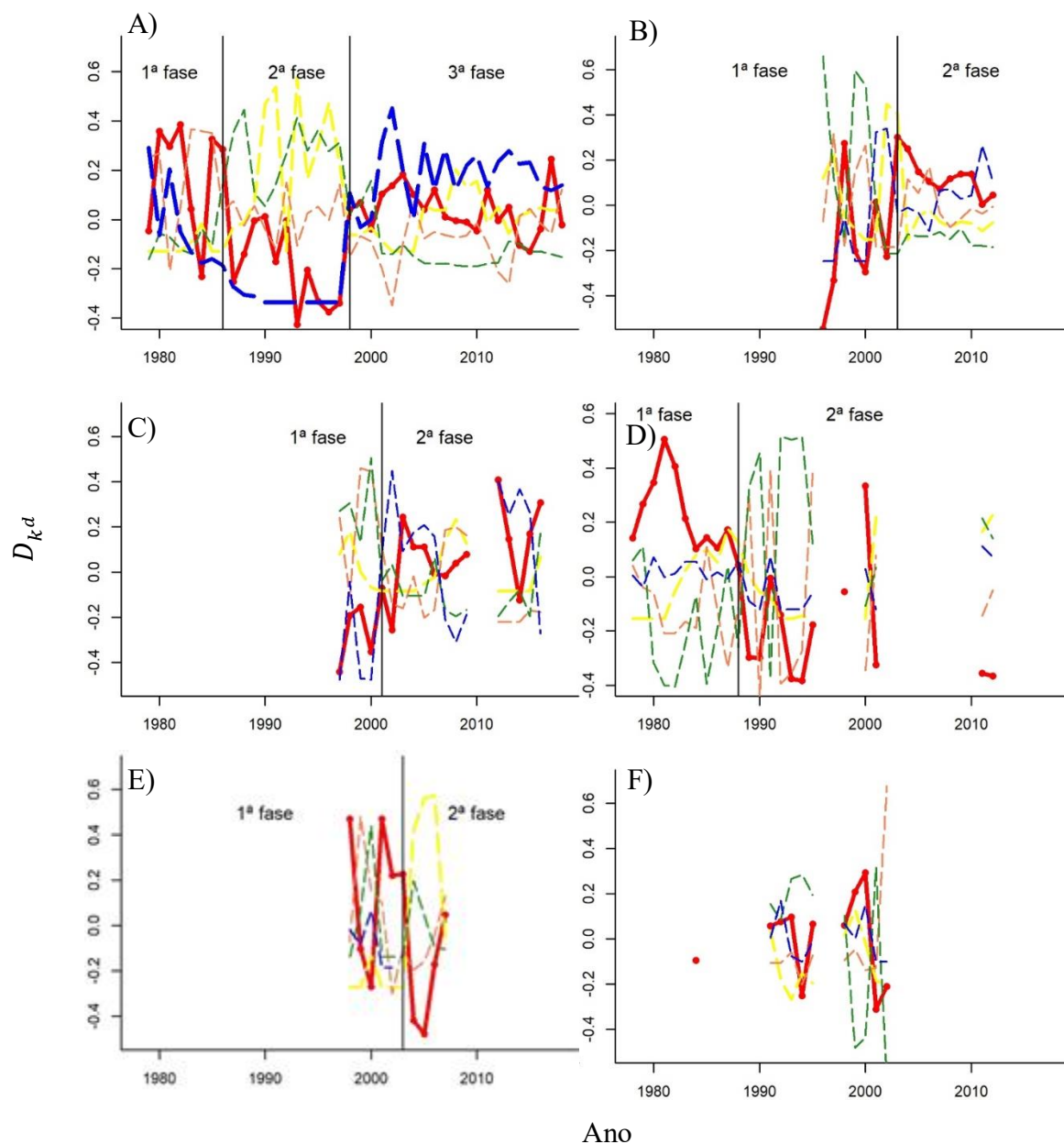


Figura 5. Variação anual dos indicadores de direcionamento por bandeira para as principais espécies de atuns e afins capturada no atlântico sudoeste, entre 1978 a 2016. Onde as

embarcações de bandeira nacional estão representadas por (A) e as arrendadas da Espanha (B), Honduras (C), Japão (D), Panamá (E), China Taipei (F). As espécies analisadas são espadarte (vermelho), laje (preto), bandolim (coral), branca (verde) e tubarão azul (azul).

A atuação geral da frota brasileira de espinhel pelágico, agregadas por embarcações arrendadas e nacionais, pode ser dividida em três fases distintas de acordo com os indicadores de direcionamento calculados (Figura 6). A primeira entre 1978 e 1982, em que o espadarte aparece como alvo principal. A partir de então, na segunda fase as albacoras ganham importância, e o interesse geral pelo espadarte decresce. Na última fase, de 2000 até 2018, os indicadores de direcionamento para o tubarão azul passam a ser os maiores, os indicadores para o espadarte voltam a ser elevados, e o interesse pela albacora branca decaem (Figura 6).

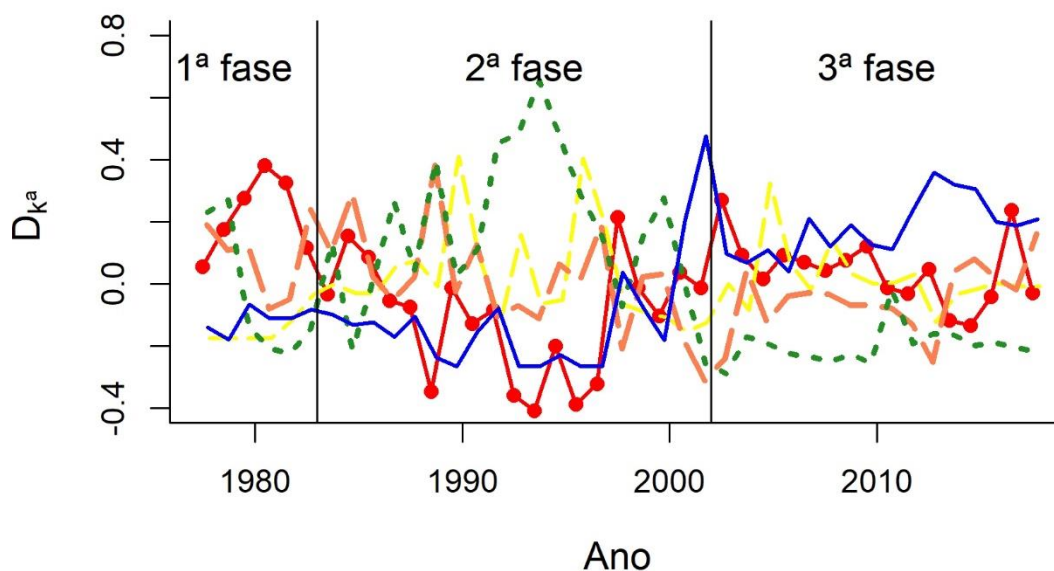


Figura 6. Variação anual dos indicadores de direcionamento para as principais espécies de atuns e afins capturada no Atlântico Sudoeste, entre 1978 a 2018. Sigla: espadarte (vermelho), laje (amarelo), bandolim (coral), branca (verde) e tubarão azul (azul).

Discussão

A partir desta análise, fica evidente a complexidade no histórico da pesca com espinhel pelágico realizada pela frota atuneira brasileira, composta por um mosaico de embarcações de diferentes origens. Além da composição heterogênea da frota, há alternâncias quanto aos

períodos de atuação das embarcações de diferentes bandeiras e quanto às espécies-alvo de cada uma das bandeiras. A atuação de embarcações de diferentes bandeiras e relatos de variações quanto aos alvos e tecnologias de captura empregadas já haviam sido registradas (MENESES DE LIMA et al., 2000; GUIMARÃES-SILVA e ANDRADE, 2014; BARRETO et al., 2016). Os resultados encontrados nesse estudo indicam agora de maneira numérica quais foram as fases e o grau de intensidade do direcionamento para as diferentes espécies.

Segundo os dados analisados no BNDA é nítido que a origem da bandeira a qual uma embarcação pertence interfere diretamente na sua espécie alvo e na área de atuação, o qual pode ser alterado ao longo dos anos, em função de fatores econômicos, tecnológicos e biológicos. Entre 1978 até meados dos anos de 1990 grande parte das capturas reportada no BNDA eram limitadas as bandeiras nacionais e arrendadas do Japão que concentraram suas capturas em áreas oceânicas próximo da região Nordeste e sul do Brasil.

Com a criação em 1998 do Departamento de Pesca - DPA/MAPA e logo depois, em 2003, a Secretaria Especial de Aquicultura e pesca - SEAP foi estabelecido um novo cenário nacional, marcado pelo estabelecimento de incentivos fiscais e programas de melhoramento no setor pesqueiro e concessão de licenças, permissões e autorizações para o exercício da pesca (DIAS-NETO, 2010, RUFFINO, 2016). Este novo cenário contribuiu para o aumento abrupto no número de bandeiras e embarcações verificados no início dos anos 2000, que culminou em picos de produção de todas as espécies analisadas e expansão da área de pesca, uma vez que concedia às embarcações pesqueiras incentivos à exploração de recursos marinhos, como o investimento em equipamentos e novas tecnologias de captura, que possibilitaram a exploração de novas áreas de pesca e produção do pescado.

Outro fator importante foi a troca do espinhel tradicional pelo espinhel monofilamento ocorrido a partir de 1994, junto com o uso dos atrativos luminosos (*light sticks*) nas embarcações nacionais. Essas mudanças colaboraram fortemente para o posicionamento do espadarte (*X. gladius*) como um dos principais alvos de pesca no Atlântico Sul. Tal técnica é defendida por muitos pesquisadores, entre eles García-Cortés et al. (2010) afirmando que a capturabilidade para o espadarte é muito mais eficiente no espinhel de monofilamento do que no de multifilamento. Dados experimentais publicados reforçam a importância do espinhel monofilamento no aumento de captura do *X. gladius*. Segundo Ortiz et al. (2010) esse apetrecho de pesca aumenta a eficiência em taxas próximas a 1,4 e 2,4 em relação ao espinheis tradicionais, enquanto Mejuto et al. (2011) relatou um valor entorno de 1,7.

Além da mudança do apetrecho de pesca, a estratégia de pesca também foi modificada com alteração no horário do lançamento e utilização de lula como isca (ARFELLI, 1996).

Antes o horário de lançamento e recolhimento do espinhel era realizado no período diurno. Após a introdução do espinhel tipo americano, com tambor hidráulico, o lançamento passa a ser no final do dia e o recolhimento no período noturno (BARRETO et al., 2017). Tal estratégia permitiu o aumento da eficiência da pesca do espadarte, uma vez que a espécie permanece em águas mais profundas durante o dia, nadando até a camada de mistura durante a noite (MEJUTO et al., 2011). Este padrão de migração vertical observado pelos mestres de pesca e pescadores influenciaram bastante os níveis de captura, CPUE e direcionamento da espécie observado neste trabalho.

A partir de 2012, com a saída dos navios arrendados da Espanha, o tubarão azul passa a ser a espécie com a maior taxa de captura na ZEE brasileira e águas adjacentes. Esse aumento no valor de CPUE pode estar relacionado com o mercado em crescimento desde 1990, em especial no Brasil, considerado um dos maiores consumidores de carne de tubarão do mundo (FAO, 2015; BARRETO et al., 2017). Adicionalmente, as mudanças relatadas na arte e estratégia pesca voltadas para a captura de espadarte também pode ter contribuído para o aumento das capturas do tubarão azul, uma vez que há grande sobreposição de distribuição das espécies (GUIMARAES-SILVA e ANDRADE, 2014). Além disso, a implementação da obrigatoriedade de reportagem de captura de tubarão azul e proibição do *finning*, pode ter contribuído para melhoramento dos registro de captura da espécie e redução de sua subnotificação (BARRETO et al., 2017). De fato, os níveis de captura do tubarão azul registrados no BNDA até o final da década de 1990 são próximos de 0, o que reforça a hipótese de subnotificação das capturas durante esse período.

O aumento no número de espinheleiros arrendados relatado na literatura e constatado no presente trabalho foram fundamentais para a formação de um histórico de captura nacional e ocupação da Zona Econômica Exclusiva-ZEE (HAZIN e TRAVASSOS, 2007; DIAS-NETO, 2010; FIEDLER et al., 2015). Porém, já que a frota nacional não é genuinamente brasileira, esta fica vulnerável às retaliações impostas pelos grandes países pescadores, principalmente Japão e Espanha, em virtude de sua alta dependência das embarcações estrangeiras (HAZIN e TRAVASSOS, 2007; DIAS-NETO, 2010, RUFFINO, 2016). Em 2002, por exemplo, foi observado uma acentuada queda, tanto no esforço quanto nos índices de captura do espadarte pelo Brasil (HAZIN E TRAVASSOS, 2007; HAZIN et al., 2008), ocasionado pela insatisfação do governo espanhol às mudanças de critério na definição das cotas de captura do *X. gladius* impostas pela ICCAT e o aumento da cota de captura brasileira no Atlântico Sul (4.086t) e Norte (200 t) em 2002 (HAZIN e TRAVASSOS, 2007). Quedas nas capturas de albacora branca

também são relatadas, sendo estas atribuídas ao encerramento da atividade dos navios asiáticos, principais pescadores, em meados dos anos 2000 (HAZIN e TRAVASSOS, 2007).

As constantes entradas e saídas das embarcações, ocorridas ao longo da série temporal interferiram profundamente nos valores de captura e direcionamento das espécies analisadas, sobretudo pelo fato das embarcações serem compostas por apetrechos e alvos de pesca diferentes (BARRETO et al., 2017; LIRA et al., 2017). Houve grandes variações da captura em razão do esforço, do aparelho de pesca utilizado, das modificações da estratégia de pesca, da variação da área de atuação temporal e do poder de pesca e origem das embarcações. No que diz respeito o padrão de crescimento da CPUE ao longo do tempo, o mesmo provavelmente não reflete um aumento da biomassa da espécie, porém representa um forte aprimoramento das técnicas e aumento do coeficiente de capturabilidade, como variações operacionais da estratégia pesqueira e possível aumento do direcionamento para o espadarte e o tubarão azul ao longo dos anos. Desta forma, incorporar essas variações nos cálculos de estimativas de índices relativos de abundância é fundamental para se evitar interpretações equivocadas na hora da avaliação do estoque e, conseqüentemente, na gestão da pescaria.

Conclusões

Durante o desenvolvimento da pesca de atuns, o esforço de pesca e a captura foram claramente afetados pela sazonalidade das bandeiras analisadas no decorrer da série temporal. As quais concentraram suas operações durante o período de 1997 a 2007, contribuindo para incremento tanto do esforço pesca, quanto da captura das espécies estudadas nesse trabalho. De maneira geral, foram verificados três momentos distintos no desenvolvimento dessa atividade. O primeiro (1978-1986), caracterizado pela hegemonia das embarcações japonesas, as quais concentraram 70% do esforço total de pesca, tendo o espadarte um importante papel nas capturas durante este período. A segunda fase teve vigência entre 1987 e 2001, marcada pela diminuição do direcionamento do espadarte e aumento nos indicadores de capturas das albacoras, principalmente a branca. E por fim, a terceira fase (2002-2018) na qual ocorreu o arrendamento de várias embarcações, aumento no esforço, direcionamento e captura de espadarte e tubarão azul. Verificou-se também que o resultado da CPUE obtido, neste trabalho, refletiu uma mistura de fatores que tem influência direta com o coeficiente de capturabilidade

e biomassa das espécies analisadas. Apesar da base de dados analisada não compor um censo, mas sim uma amostra das operações de espinhel nas águas internacionais e sob jurisdição brasileira, os resultados obtidos são considerados representativos e de grande valia para geração de informações que auxiliem no manejo destes organismos.

Referências

ARFELLI, C.A. 1996. Estudo da pesca e aspectos da dinâmica populacional de espadarte, *Xiphias gladius*, L. 1758, no Atlântico Sul. Rio Claro .175 f. (Teses de Doutorado – Instituto de Biociências, Universidade Estadual Paulista, UNESP). Disponível em: <<http://www.athena.biblioteca.unesp.br>> Acesso em: 10 abril. 2019.

ARRIZABALAGA, H.; BRUYN P. DE; DIAZ G.A.; MURUAL, H.; CHAVANCE, P.; MOLINA, A.D. DE; GAERTNER, D.; ARIZ, J.; RUIZ, J.; KELL, L.T. Productivity and susceptibility analysis for species caught in Atlantic tuna fisheries. **Aquatic Living Resources**, v.24, n.1, p.1-12, 2011. <https://doi.org/10.1051/alr/2011007>.

ARRIZABALAGA, H.; DUFOUR, F.; KELL, L.; MERINO, G.; IBAIRARRIGA, L.; CHUST, H.; IRIGOIEN, X.; SANTIAGO, J.; MURUA, H.; FRAILE, I.; CHIFFET, M.; GOIKOETXEA, N.; SARARMINAGA, Y.; AUMONT, O.; BOPP, L.; HERRERA, M.; FROMENTIN, J.M.; BONHOMEAU, S. Global habitat preferences of commercially valuable tuna. **Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography**, v. 113, p. 102-112, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.dsr2.2014.07.001>.

BARRETO, R.; FERRETTI, F.; FLEMMING, J. M.; AMORIM, A.; ANDRADE, H.; WORM, B.; LESSA, R. Trends in the exploitation of South Atlantic shark populations. **Conservation Biology**, v.30, n.4, p.792-804, 2016. <https://doi.org/10.1111/cobi.12663>.

BARRETO, R. R.; BORNATOWSKI, H.; MOTTA, F. S.; SANTANDER-NETO, J.; VIANNA, G. M. S.; LESSA, R. Rethinking use and trade of pelagic sharks from Brazil. **Marine Policy**, v.85, n.1, p.114-122, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.marpol.2017.08.016>.

BISEAU, A. Definition of a directed fishing effort in a mixed-species trawl fishery, and its impacts on stock assessments. **Aquatic Living Resources**, v.11, n.3, p.119-136,1998. [https://doi.org/10.1016/S0990-7440\(98\)80109-5](https://doi.org/10.1016/S0990-7440(98)80109-5).

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. 2-3, p. 209-227, 2004.

CAMPBELL, R.A. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts. **Fisheries Research**, v.161, n.1, p.109-130, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.07.004>.

CAMPBELL, R.A. A new spatial framework incorporating uncertain stock and fleet dynamics for estimating fish abundance. **Fish and fisheries**, v.17, n.1, p.56-77, 2016. <https://doi.org/10.1111/faf.12091>.

CARRUTHERS, T.R., AHRENS, R.N., MCALLISTER, M.K., AND WALTERS, C.J. Integrating imputation and standardization of catch rate data in the calculation of relative abundance indices. **Fisheries Research**, v.109, p.157–167, 2011. doi:10.1016/j.fishres.2011.01.033.

CARVALHO F., AHRENS R., MURIE D., et al. 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. doi: 10.1016/j.fishres.2014.01.022.

CHANG, S.K.; HOYLE, S.; LIU, H.I. Catch rate standardization for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in Taiwan's distant-water longline fishery in the Western and Central Pacific Ocean, with consideration of target change. **Fisheries Research**, v.107, n.1-3, p.210-220, 2011. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2010.11.004>.

COELHO, R., MEJUTO, J., DOMINGO, A., YOKAWA, K., LIU, K. M., CORTÉS, E., ... & MWILIMA, A. M. Distribution patterns and population structure of the blue shark (*Prionace glauca*) in the Atlantic and Indian Oceans. **Fish and Fisheries**, v.19, n.1, p.90-106, 2018. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/faf.12238>.

DIAS-NETO, J. Pesca no Brasil e seus aspectos institucionais- um registro para o futuro. Revista **CEPSUL-Biodiversidade e conservação marinha**, v.1, n.1, p.66-80, 2010.

ERAUSKIN-EXTRAMIANA, M.; ARRIZABALAGA, H.; HOBDDAY, A. J.; CABRÉ, A.; IBAIBARRIAGA, L.; ARREGUI, I.; MURUA, H.; CHUST, G. Large-scale distribution of tuna species in a warming ocean. **Global change biology**, v.25, n.6, p.2043-2060, 2019. <https://doi.org/10.1111/gcb.14630>.

FAO (2016) The State of World Fisheries and Aquaculture 2016 (SOFIA). FAO, Rome, Italy

FAO, Fishery and Aquaculture Statistics. Global production by production source 1950–2014 (FishstatJ). in: FAO Fisheries and Aquaculture Department [online or CD-ROM]. Rome. Updated 2015. <http://www.fao.org/fishery/statistics/software/fishstatj/en> , 2017.

FIEDLER, F.N.; SALES, G.; GIFFONI, B.B. ; PORT, D. ; SANT'ANA, R.; BARRETO, A.S.; SCHWINGEL, P.R. Spatio-temporal distribution and target species in longline fisheries off the southeastern/southern Brazil between 2000 and 2011. **Brazilian Journal of Oceanography**, v.63, n.4, p.407–422, 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/S1679-87592015090706304>.

GARCÍA-CORTÉS, B.; MEJUTO, J.; SERNA, J.M. DE LA; RAMOS-CARTELLE, A. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, v. 65, n.1, p.135-146, 2010.

GUILLOTREAU, P.; SQUIRES, D.; SUN, J.; COMPEÁN, G. A. 2017. Local, regional and global markets: what drives the tuna fisheries?. **Reviews in fish biology and fisheries**, v.27, n.4, p.909-929, 2017. DOI 10.1007/s11160-016-9456-8

GUIMARÃES-SILVA, A.A; ANDRADE H.A. 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, 2014.

HAZIN, F.H.V.; TRAVASSOS, P.; LINS, J.O. **Dinâmica da Frota Industrial**. In: LESSA, R.P.; NÓBREGA, M.F.; JUNIOR, J.B. (Eds.). Dinâmica das frotas pesqueiras da região Nordeste do Brasil. Análise das principais pescarias. Programa de Avaliação do Potencial

Sustentável dos Recursos Vivos da Zona Econômica Exclusiva do Brasil (REVIZEE), Recife, p. 113–116, 2004.

HAZIN, F.H.V.; TRAVASSOS, P.E.P. A Pesca oceânica no Brasil no século 21. **Revista Brasileira de Engenharia de Pesca**, v.2, n.1, p.61-75, 2007. <https://doi.org/10.18817/repesca.v2i1.34>.

HAZIN, H.; ERZINI, K. Assessing swordfish distribution in the South Atlantic from spatial predictions. **Fisheries Research**, v.90, n.1-3, p.45-55, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2007.09.010>.

HAZIN, H.G.; HAZIN, F.H.V.; MOURATO, B.; CARVALHO F.; FRÉDOU, T, B. Standardized catch rates of swordfish (*Xiphias gladius*) Caught by the brazilian fleet (1978-2012) using generalized Linear mixed models (GLMM) using delta log approach. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, v.70, n.4, p.1875-1884, 2014.

HILBORN, R.; WALTERS, C.J. 1992. Quantitative fisheries stock assessment: choice dynamics and uncertainty. London, Chapman and Hall. 550p.

HIRAOKA, Y.; KANAIWA, M.; OHSHIMO, S.; TAKAHASHI, N.; KAI, M.; YOKAWA, K. Relative abundance trend of the blue shark *Prionace glauca* based on Japanese distant-water and offshore longliner activity in the North Pacific. **Fisheries Science**, v.82, n.5, p.687-699, 2016. <https://doi.org/10.1007/s12562-016-1007-7>.

HOBDAY, A. J.; ARRIZABALAGA, H.; EVANS, K.; SCALES, K. L.; SENINA, I.; WENG, K. C. International collaboration and comparative research on ocean top predators under CLIOTOP. **Deep Sea Research II**, v.140, n.1, p.2043– 8, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.dsr2.2017.03.008>.

ICCAT-International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas. **Report of the 2015 ICCAT blue shark stock assessment session**. SCRS PLENARY SESSIONS, 2016.

ICCAT-International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas. **Report of the 2017 ICCAT Atlantic swordfish stock assessment session**. SCRS PLENARY SESSIONS, 2017.

ICCAT. -International Commission for the Conservation of Atlantic **Tunas. Report for biennial period, 2018-19 Part.I (2018)**. SCRS PLENARY SESSIONS 1 TO 9, 2, 2019.

LIRA, M.G.; NÓBREGA, M.F.; LINS OLIVEIRA, J.E. Caracterização da pescaria industrial de espinhel-de-superfície no Rio Grande do Norte. **Boletim do Instituto de Pesca**, v.43, n.3, p.446-458, 2017. <https://doi.org/10.20950/1678-2305.2017v43n3p446>.

LYNCH, P.D.; SHERTZER, K.W.; LATOUR, R.J. Performance of methods used to estimate indices of abundance for highly migratory species. **Fisheries Research**, v.125, p.27–39, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2012.02.005>.

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, n.1, p.230-241, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.dsr2.2016.10.008>.

MAUNDER, M.N.; PUNT, A.E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. **Fisheries Research**. V.70, n.2-3, p.141–159, 2004. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.002>.

MAUNDER, M.N.; SIBERT, J.R.; FONTENEAU, A.; HARMPTON, 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**, v.63, n.8, p.1373-1385, 2006. <https://doi.org/10.1016/j.icesjms.2006.05.008>.

MEJUTO, J.; ORTI DE URBINA. J.; RAMOS-CARTELLE, A.; GARCÍA-CORTÉS, B. Equivalence in efficiency per hook between the traditional multifilament and monofilament surface longline styles used by the Spanish fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the south east pacific. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, v.66, n.4, p.1541-1553, 2011.

MENESES DE LIMA, J.H.; KOTAS, J.E.; LIN, C.F. A historical review of the Brazilian longline fishery and catch of swordfish. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, v.51, .4, p.1329-1357, 2000.

MOURATO, B.L.; ARFELLI, C.A.; AMORIM, A.F.; HAZIN, H.G.; CARVALHO, F.C.; HAZIN, F.H.V. Spatio-temporal distribution and target species in a longline fishery off the southeastern coast of Brazil. **Brazilian Journal of Oceanography**, v.59, n.2, p.185-194, 2011. <http://dx.doi.org/10.1590/S1679-87592011000200007>.

ORTIZ, M.; MEJUTO, J.; PAUL, S.; YOKAWA, K.; NEVES, M.; IDRISSE, M. 2010. An updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*), for the period 1963-2008. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, v.65, n.1, p.171-184, 2010.

OKAMURA, H., MORITA, S. H., FUNAMOTO, T., ICHINOKAWA, M., & EGUCHI, S. Target-based catch-per-unit-effort standardization in multispecies fisheries. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, v.75, n.3, p.452-463, 2017.

PONS, M.; BRANCH, T.A.; MELNYCHUK, M.C.; JENSEN, O.P.; BRODZIAK, J.; FROMENTIN, J.M.; HARLEY, S.J.; HAYNIE, A.C.; KELL, L.T.; MAUNDER, M.N.; PARMA, A.M.; RESTREPO, V.R.; SHARMA, R.; AHRENS, R.; HILBORN, R. Effects of biological, economic and management factors on tuna and billfish stock status. **Fish and Fisheries**, v.18, p.1–21, 2017. <https://doi.org/10.1111/faf.12163>.

PONS, M.; MELNYCHUK, M. C.; HILBORN, R. Management effectiveness of large pelagic fisheries in the high seas. **Fish and fisheries**, v.19, n.2, p.260-270, 2018. <https://doi.org/10.1111/faf.12253>.

PUNT, A.E.; SU, N.-J.; SUN, C.-L. Assessing billfish stocks: A review of current methods and some future directions. **Fisheries Research**, v.166, p.103–118, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.07.016>.

R Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

RUFFINO, M.L. 2016 A gestão dos recursos pesqueiros no Brasil. In: Araujo, M.A.R. **Repensando a gestão ambiental no Brasil: uma contribuição ao debate de reconstrução nacional**. Ed. kindle. Belo Horizonte: Marcos Araujo. Capítulo 7.

THORSON, J. T.; FONNER, R.; HALTUCH, M. A.; ONO, K.; WINKER, H. Accounting for spatiotemporal variation and fisher targeting when estimating abundance from multispecies fishery data. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, v. 74, n. 11, p. 1794-1807, 2016. <https://doi.org/10.1139/cjfas-2015-0598>.

WINKER, H., KERWATH, S.E., AND ATTWOOD, C.G. Proof of concept for a novel procedure to standardize multispecies catch and effort data. **Fisheries Research**. V.155, p.149–159, 2014. doi:10.1016/j.fishres.2014.02.016.

XU, L.; CHEN, X.; GUAN, W.; TIAN, S.; CHEN, Y. The impact of spatial autocorrelation on CPUE standardization between two different fisheries. **Chinese Journal of Oceanology and Limnology**, v.36, n.3, p.913-980, 2018. doi: 10.1007/s00343-018-6294-7.

3-Artigo científico II:

ADENSAMENTOS DE ESPADARTE CAPTURADOS NO SUDOESTE DO ATLÂNTICO

Resumo

Grande parte dos animais marinhos, mesmo não sendo de espécies formadoras de cardumes, compartilha os mesmos habitats e os mesmos nichos preferenciais formando estruturas de agregação que se distribuem heterogeneamente ao longo dos oceanos. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi analisar a estrutura espacial do espadarte *Xiphias gladius* (Linnaeus, 1758) capturada pela frota brasileira espinhel pelágico no Sudoeste do Oceano Atlântico, entre 2003 e 2018. Para isso, foram investigados 16.561 registros de lances pesca presente no Banco Nacional de dados de Atuns e Afins (BNDA). A estrutura espacial foi definida como o valor da autocorrelação em diferentes intervalos de distâncias, por meio do uso do variograma. Índices espaciais de localização, ocupação e dispersão foram usados para auxiliar o entendimento da dinâmica espacial da espécie e sua relação com índices de abundância. Os resultados apontaram crescimento do valor da variância quando a distância entre pontos de amostragem aumentou significando que a distribuição espacial não foi aleatória e que dois pontos próximos tiveram uma maior probabilidade de ter valores semelhantes. No geral, o espadarte apresentou os maiores valores de dependência espacial em 2004 (1070.97 km) e a partir de 2008, com alcance superior a 300 km, com exceção de 2015 que teve o menor valor registrado de toda série temporal (40,62 km). Os maiores adensamentos foram localizados entre as latitudes de 5° N e 5° S. A inércia e o número de amostras variaram na mesma direção, houve mais manchas quando a dispersão espacial ao redor do centro de gravidade foi maior. A autocorrelação dos dados de captura de *X. gladius* relatados ao longo desse trabalho permitiram capturar e detectar mudanças ao longo do tempo no padrão espacial do espadarte. Eles melhoram nossa compreensão da dinâmica espacial da população de maneira quantitativa.

Palavras-chave: *Xiphias gladius*, estrutura espacial, adensamento, taxa de captura.

Abstract

A large part of marine animals, even though they are not school-forming species, share the same preferred habitats and niches, forming aggregation structures that are heterogeneously distributed throughout the oceans. In this context, the objective of this work was to analyze the spatial structure of the swordfish *Xiphias gladius* (Linnaeus, 1758) captured by the Brazilian pelagic longline fleet in the Southwest Atlantic Ocean, between 2003 and 2018. For this purpose, 16,561 fishing bid records were investigated. National Tuna and Related Database (Banco Nacional de dados de Atuns e Afins -BNDA). The spatial structure was defined as the autocorrelation value at different distance intervals, using the variogram. Spatial indices of location, occupation and dispersion were used to help understand the spatial dynamics of the species and its relationship with abundance indices. The results showed an increase in the value of variance when the distance between sampling points increased, meaning that the spatial

distribution was not random and that two nearby points were more likely to have similar values. Overall, swordfish showed the highest values of spatial dependence in 2004 (1070.97 km) and as of 2008, with a range greater than 300 km, with the exception of 2015 which had the lowest recorded value of the entire time series (40.62 km). The maximum value of variability (sill) found in the analyzed data set was around 1200 to 2009, and after that period the value increased to 1450. The largest densities were located between the latitudes of 5 ° N and 5 ° S. The inertia and the number of samples varied in the same direction, there were more spots when the spatial dispersion around the center of gravity was greater. The autocorrelation of *X. gladius* capture data reported throughout this work violates the assumption of a sample independent of most statistical procedures, which may have led to biased estimates of fixed effects and overestimation of its statistical significance in the CPUE standardization process. On the other hand, spatial indices have allowed us to capture and detect changes over time in the spatial pattern of swordfish. They improve our understanding of the spatial dynamics of the population in a quantitative way.

Keywords: *Xiphias gladius*, spatial structure, patch, capture rate.

Introdução

Espécies de atuns e afins estão entre as mais importantes do ambiente marinho do ponto de vista econômico e social (ARRIZABALAGA et al., 2011, 2015; ERAUSKIN-EXTRAMIANA et al., 2019), correspondendo anualmente a uma produção mundial de cerca de 7 milhões de toneladas (FAO, 2016). Em contrapartida, grande parte dessas espécies já vem sendo exploradas em seu limite máximo sustentável ou estão sobreexploradas, com o agravante de uma demanda de mercado relativamente alta, o que torna evidente a necessidade de avaliações de estoques contínuas e de uma gestão eficaz para manutenção ou recuperação das populações sobreexploradas (FAO, 2016). No entanto, a grande maioria das espécies de atuns e afins são altamente migratórias e tem distribuição que abrangem extensas áreas, o que torna a amostragem de dados onerosa e impede a obtenção de informações de forma planejada e independente da frota comercial (XU et al., 2018), resultando em dificuldades no processo de avaliação dos estoques.

Diante da complexidade e do custo de obtenção de dados oriundos de pesquisas científicas de ampla cobertura espacial e temporal, índices relativos de abundância derivados da pesca comercial continuam sendo uma das principais fontes de informação para as avaliações de estoques (COMPBELL, 2015). Com frequência, se usam informações sobre captura e esforço de pesca da frota comercial, para o cálculo da taxa de Captura por Unidade de Esforço (CPUE), como estimativa de índices relativos de abundância (HILBORN e WALTERS, 1992;

COMPBELL, 2016). Porém, as constantes mudanças de espécies alvo ao longo do tempo, assim como as variações no número de barcos de diferentes bandeiras, estratégias de pesca, horários e áreas de atuação, interferem no coeficiente de capturabilidade, o que torna inadequado o uso direto da CPUE em avaliações de estoques (HE et al., 1997; MAUNDER e PUNT, 2004; COMPBELL, 2004; XU et al., 2018). Portanto, para estimar índices relativos de abundância são frequentemente aplicados métodos estatísticos de regressão para eliminar ou amenizar os efeitos de fatores que afetam a CPUE, que não a abundância propriamente dita. Para aplicação desses métodos, genericamente denominados de análises de “padronização da CPUE”, é comum o uso de Modelos Lineares Generalizados (MLG) e de suas variantes (e.g. modelos lineares generalizados mistos), ou mesmo de Modelos Aditivos Generalizados (MAG) (MCCULLAGH e NELDER, 1989; MAUNDER e PUNT, 2004; THORSON et al., 2016; PUNT et al., 2019).

Entretanto, nem sempre se dispõem de informações com a qualidade e quantidade necessária para obtenção de estimativas relativas de abundância confiáveis a partir da padronização da CPUE. Além disso, a concentração de navios nos mesmos pontos de pesca, ocasiona autocorrelação (XU et al., 2018), que implica em violações do pressuposto de independência dos dados, assumido em quase todas as análises de padronização das CPUEs (MAUNDER e PUNT, 2004, JENSEN et al., 2012; PUNT et al., 2019). Em adição muitas populações de animais marinhos, mesmo não sendo de espécies formadoras de cardumes, compartilham habitats e nichos preferenciais similares sobrepostos formando estruturas de agregação que se distribuem heterogeneamente nos oceanos (BERGER et al., 2017), dependendo da distribuição de atributos bióticos e abióticos, como por exemplo temperatura da água, risco de predação e disponibilidade de alimento (MORFIN, et al., 2012; PETITGAS et al., 2012). Desta forma, adensamentos de exemplares da espécie alvo em diferentes locais e mudanças temporais quanto às localizações destes adensamentos, implicam novamente em autocorrelações (JIAO, et al., 2016), que implicam em dependência dos dados, dificultando a as análises de padronização das CPUEs (MAUNDER e PUNT, 2004, JENSEN et al., 2012; PUNT et al., 2019). Seja pela deficiência na quantidade e na qualidade de dados sobre variáveis que afetam o coeficiente de capturabilidade, ou pela ocorrência de autocorrelações, muitas vezes os índices relativos de abundância disponíveis para as avaliações de estoques são viesados, o que compromete, por sua vez, a avaliação de estoques e o processo de tomada de decisão para gestão pesqueira (MAUNDER e PUNT, 2004; WANG et al., 2015; COMPBELL, 2016; XU et al., 2018).

Apesar das autocorrelações espaciais e temporais provocadas por adensamentos de peixes e agregações de embarcações não virem sendo consideradas nas últimas décadas, recentemente a questão tem ganhado muita atenção nas padronizações de índices de abundância oriundos de dados dependentes da pesca (YU et al., 2013; THORSON et al., 2016; JIAO et al., 2016; XU et al., 2018). Monitorar as alterações nos tamanhos dos adensamentos de peixes ao longo do tempo, usando estrutura de autocorrelação, pode ser mais importante que o estudo das taxas de captura (CPUE) propriamente ditas (VIGNAUX, 1996). A variação da distribuição de densidade de peixes ao longo do tempo está associada às mudanças na abundância das espécies, e poderia ser então incorporada como índice complementar aos pontos de referência comumente usados na biologia da conservação marinha e na gestão da pesca (REUCHLIN-HUGENHOLTZ et al., 2015). O levantamento de informações e o avanço nas análises de efeitos das variações espaço-temporais na distribuição geral e particularmente dos adensamentos de exemplares das espécies capturadas são fundamentais para a redução das incertezas ocasionadas pela falta de aleatoriedade inerente aos dados de origem comercial, nos quais estão baseadas muitas das avaliações de estoques.

As pescarias do espadarte, *Xiphias gladius* Linnaeus, 1758 no Atlântico Sul não são exceção, e tem sido avaliadas com dados advindos dos registros das operações de pesca da frota industrial de espinhel pelágico (e.g. HAZIN et al., 2010, 2014; RAMOS-CARTELLE et al., 2016). Na última avaliação de estoque, muitas das séries de CPUEs padronizadas de diferentes países foram conflitantes (ICCAT, 2017). Por exemplo, as estimativas obtidas com dados da frota de espinhel da China Taipei, apresentaram tendência decrescente no fim da série temporal, enquanto que todas as demais estimativas (Brasil, Espanha, Japão e África do Sul) indicavam o contrário (ICCAT, 2017). Em adição, parte das séries, incluindo a da frota brasileira, não foi incluída na avaliação de estoques pela baixa confiabilidade (ICCAT, 2017).

São recomendados mais estudos sobre estratégias de pesca, características das artes de pesca utilizadas e sobre problemas com a amostragem não aleatória e as variações e relações nas distribuições espaço-temporais das frotas e dos estoques (ICCAT, 2016, 2017). São necessárias investigações sobre as variações nos tamanhos e disposições dos adensamentos, sua relação com autocorrelações de CPUEs e os consequentes efeitos para as estimativas relativas de abundância. Diante disso, no presente trabalho se propõe investigar a estrutura das fragmentações e adensamentos espaço-temporais de populações marinhas exploradas comercialmente e de sua relação com estimativas de abundância relativa, com base na análise das estruturas de autocorrelação. O caso de estudo é o estoque de espadarte do Atlântico Sul, para os quais se dispõe de dados da pesca de espinhel pelágico realizada pela frota brasileira de

1978 a 2012. O entendimento da distribuição e da variabilidade espaço-temporal de adensamentos dos exemplares deste estoque deve ajudar na interpretação dos dados de pesca comercial, e conseqüentemente nas futuras tomadas de decisões, contribuindo, desta forma, para o manejo adequado deste estoque e das pescarias a ele relacionadas. No trabalho é analisado especificamente o espadarte, mas a abordagem utilizada tem ampla aplicação e pode ser adotada em vários outros casos.

Material e Métodos

Dados

Para este estudo foram utilizadas informações da frota comercial brasileira do Banco Nacional de dados da pesca de Atuns e Afins (BNDA), vinculado a Secretaria de Aquicultura e Pesca (SAP), a qual encontra-se integrada ao Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Trata-se de um banco de dados composto por informações sobre as pescarias de espinhel pelágico, oriundas de mapas de bordos preenchidos pelos mestres de pesca de embarcações comerciais.

No total, o BNDA possui 97.679 registros de lances de pesca de espinhel realizados entre 1978 e 2018 por 614 embarcações nacionais e arrendadas de 18 bandeiras estrangeiras. Além de dados de barcos do Brasil, se dispõe de informações de barcos oriundos da Espanha e Honduras, países que em conjunto representam a maior parte das capturas de espadarte do Atlântico Sul (ICCAT, 2018).

Filtragem do banco de dados

O primeiro passo foi a eliminação de registros com resolução espacial agregados em quadrantes de latitude e longitude de 1° por 1°, ou 5° por 5°. Foram mantidos somente os registros de lances com coordenadas indicadas com resolução fina. Em adição foram eliminados dados claramente equivocados ou de validade duvidosa, como registros de lances localizados em área emersa ou com número de anzóis inferior a 800 (COLUCHI et al., 2005).

Além do filtro para erros de coleta e digitação de dados, foi preciso também filtrar os lances de interesse quanto ao direcionamento da pescaria. A pesca de espinhel pelágico no Atlântico Sul de 1978 a 2018 passou por várias modificações em relação ao número de barcos,

procedimento operacional, tecnologia e alvo de pesca, que pode inclusive ser alterado dentro de uma mesma viagem (MENEZES DE LIMA et. al., 2000; GUIMARÃES-SILVA & ANDRADE, 2014; BARRETO et. al., 2016). O banco de dados utilizado passou por duas etapas de filtragens, a primeira com o intuito de selecionar apenas os lances de pesca direcionados ao espadarte, e a segunda, para remover dados viesados, normalmente presente em informações oriunda da frota comercial (HIRAOKA et al., 2016).

As mudanças no alvo de pesca são acompanhadas de alterações nas estratégias de pesca, como por exemplo mudanças nos horários de lançamentos e recolhimentos do espinhel, assim como modificações na profundidade de atuação dos anzóis. Portanto, tendo em vista que as operações cujo o foco era espadarte foram efetuadas com números de anzóis por samburá (NAS) inferior a sete (CHANG et al., 2011; HIRAOKA et al., 2016; KAI et al., 2017), somente foram considerados os lances de pesca com NAS menor ou igual a 6. No entanto, o que define uma mudança na estratégia de pesca, não é somente o número de anzóis entre samburás. Há outras questões de difícil dimensionamento a partir dos dados limitados disponíveis no BNDA, como por exemplo a velocidade de lançamento do espinhel na água, que também influencia na posição em que atuam os anzóis na coluna d'água. Desta forma, também foi utilizado um indicador de direcionamento baseado nas proporções de captura das principais espécies alvo da frota brasileira conforme proposto no artigo 1. Somente os lances de bandeiras cujo o indicador apresentava-se um valor de direcionamento acima de 0 para o espadarte foram selecionados para análise. No fim de todo o procedimento de filtragem foram selecionadas para análise lances de três bandeiras (nacional, espanholas e Honduras), totalizando 16.561 lances de pesca, realizados por 106 embarcações (Tabela 1), distribuídos entre as latitudes de 5° e 20°S e longitude de 15°e 55°W (Figura 1), no período de 2003 a 2018. Até 2002 os lances de pesca registrados no BNDA eram reportados de forma agregada (1° x 1° ou 5° x 5°), por essa razão não foram incluso nas análises. Análise descritiva do esforço e captura (A1, A2, A3, A4) presente em anexos.

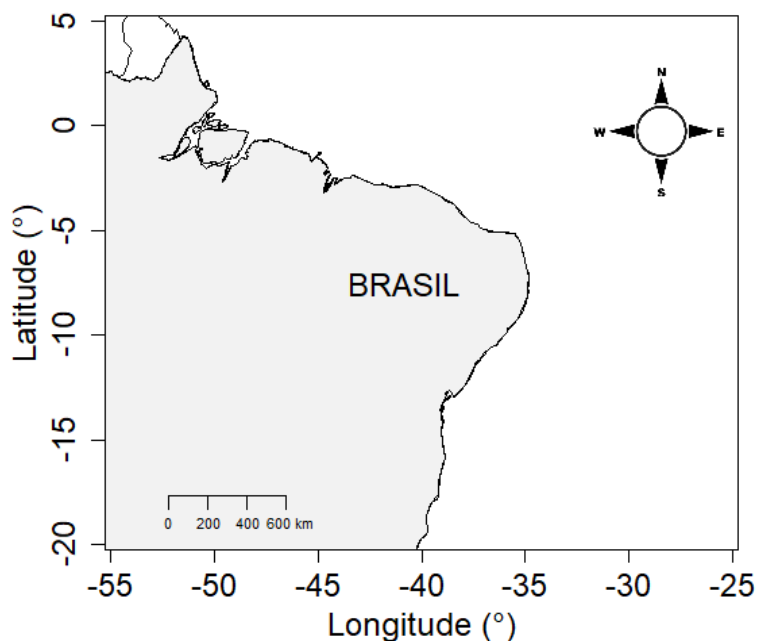


Figura 1. Mapa da área de estudo.

Tabela 1. Número de registros de lances de pesca, e número de diferentes barcos atuantes por ano e bandeira e no decorrer de todo o período. Frotas: Nacional (BRA) e arrendadas da Espanha (BRA-ESP), Honduras (BRA-HND).

| Ano | BRA | BRA-ESP | BRA-HND | Total | Barco (n°) |
|-------|-------|---------|---------|-------|------------|
| 2003 | 605 | 1159 | 25 | 1789 | 23 |
| 2004 | 1896 | 447 | 86 | 2429 | 29 |
| 2005 | 1299 | 648 | 0 | 1947 | 27 |
| 2006 | 883 | 463 | 2 | 1348 | 13 |
| 2007 | 1007 | 426 | 136 | 1569 | 16 |
| 2008 | 583 | 85 | 133 | 801 | 16 |
| 2009 | 596 | 251 | 129 | 976 | 15 |
| 2010 | 427 | 455 | 0 | 882 | 15 |
| 2011 | 562 | 300 | 0 | 862 | 12 |
| 2012 | 573 | 107 | 0 | 680 | 16 |
| 2013 | 232 | 0 | 0 | 232 | 3 |
| 2014 | 526 | 0 | 0 | 526 | 23 |
| 2015 | 613 | 0 | 0 | 613 | 34 |
| 2016 | 1156 | 0 | 0 | 1156 | 37 |
| 2017 | 421 | 0 | 0 | 421 | 13 |
| 2018 | 330 | 0 | 0 | 330 | 8 |
| Total | 11709 | 4341 | 511 | 16561 | 106 |

Padronização da captura por unidade de esforço

A padronização da CPUE foi elaborada utilizando um modelo linear generalizado com distribuição binomial negativo para a variável resposta, que é a captura de espadarte em número de exemplares (SWO.n), e a função de ligação logarítmica, tendo o esforço de pesca (em números de anzóis) utilizado como *offset*. A seleção das variáveis explicativas (Tabela 2) foi baseada no Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criterion* - AIC) (AKAIKE, 1973).

Tabela 2. Descrição das variáveis explicativas utilizadas no processo de padronização da CPUE.

| Variável | Classificação | Alcance | Descrição |
|-----------|---------------|-------------|----------------------------------|
| Ano | Categórico | 2003–2018 | Ano do lance de pesca |
| Mês | Categórico | 1–12 | Meses do ano |
| Latitude | Numérico | 5 °N–20 °S | Coordenadas geográficas |
| Longitude | Numérico | 15 °W–55 °W | Coordenadas geográficas |
| TSM | Numérico | 20°C–33°C | Temperatura da superfície do mar |
| Bandeiras | Categórico | 1–3 | Origem das embarcações |
| NAS | Numérico | 1–6 | Número de anzóis por samburá |

Estrutura espacial e adensamentos populacionais

A estrutura espacial da espécie foi investigada a partir da análise da autocorrelação espacial nos resíduos da CPUE padronizada do espadarte. Dados residuais são em sua maioria livres dos fatores que mascaram as alterações no adensamento populacional dos organismos, permitido, desta forma, identificar a irregularidade local (positiva ou negativa) na densidade dos peixes (VIGNAUX, 1996; KLEISNER et al., 2010). A análise foi conduzida na dimensão espacial (latitude e longitude) com cálculos das distâncias entre embarcações. A avaliação das relações de dependência entre resíduos e distâncias das embarcações, foi realizadas a partir do cálculo de variogramas, seguindo em geral o procedimento adotado por Kleisner et al. (2010) e Saul et al. (2013).

A função do semivariograma é expressa matematicamente com: $\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [z(xi) - z(xi + h)]^2$ em que $\gamma(h)$ é o valor da semivariância estimada entre pares de pontos afastado por uma distância h , $N(h)$ é o número de pares de valores medidos, $z(xi)$ e $z(xi + h)$ são valores da variável de interesse em dois pontos distintos separado por uma distância h . Após o cálculo, o variograma empírico de cada espécie foi modelado usando curvas

com propriedades conhecidas (e.g. exponencial, esférica, gaussian), a curva que melhor minimizar a raiz quadrada do erro foi escolhida para ajuste aos dados (CHANG et al., 2017). Os parâmetros envolvidos nos modelos ajustados (Figura 2) são: Alcance ou range (a), distância a partir do qual os dados amostrados são correlacionados; nugget (C_0) que é o valor da semivariância na distância 0; patamar ($C+C_0$) que é a assíntota que marca uma estabilização da função no campo aleatório e sill (C) que é distância entre o nugget e o patamar, correspondendo ao valor máximo de variabilidade encontrado no conjunto de dados analisados (KLEISNER et al., 2010). A distância h entre lances consecutivos no espaço foram medida em quilômetros.

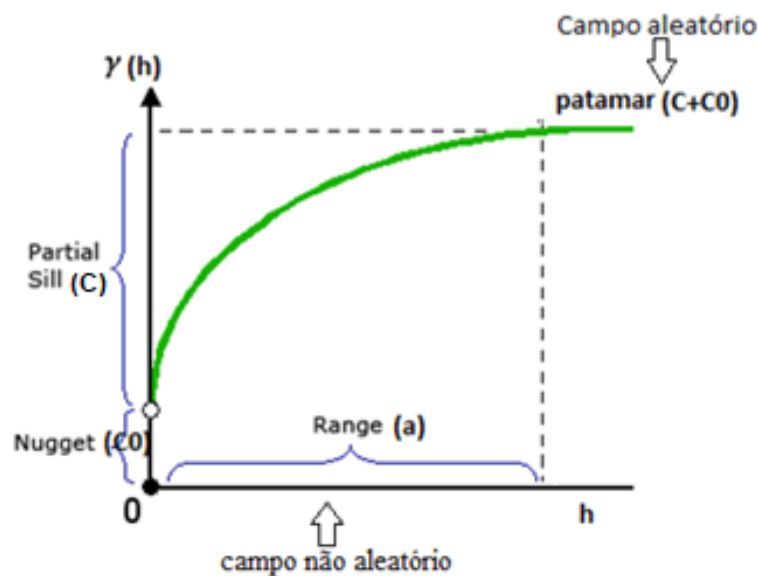


Figura 2. Modelo gráfico de um semivariograma.

A distância máxima de h para fins de cálculo foi ajustada para cada caso até que se alcançasse estabilização de $\gamma(h)$. A partir do resultado encontrado com a função do semivariograma é possível detectar as agregações ou adensamentos espaciais nas populações de peixes investigadas. Por exemplo, se o valor de dependência espacial obtido no semivariograma persistir por uma distância máxima de até 10 km, essa medida seria uma estimativa do diâmetro do adensamento dos peixes.

O grau de dependência espacial (GDE) foi determinado e classificado segundo Zimback (2001), utilizando a razão entre o sill e o patamar $GDE = \frac{C}{C_0+C}$ e assumindo intervalos de classe classificados em: dependência espacial baixa para $GDE < 25\%$, moderada para $25\% < GDE < 75\%$ e forte para $GDE > 75\%$.

A quantificação dos adensamentos espaciais foi executado por meio do algoritmo recursivo desenvolvido por Woillez et al.(2009). O algoritmo começou a partir do valor da maior captura (z_i), o z_i máximo é a marca de início da primeira estrutura de agregação. Em seguida, o lance mais próximo é atribuído pertencente a essa mancha, se a distância entre elas e o centro de gravidade (CG) não ultrapasse a distância limite de adensamento. Caso contrário, o valor atual da amostra define uma nova mancha. Portanto, a distância limite representa o valor de dependência espacial da amostra para o ano corrente que é determinado pelo range obtido nas análises de autocorrelação dos resíduos da GLM.

Índices de abundância relativa a partir das estimativas de adensamentos

Um índice relativo de abundância (em número de indivíduos) foi estimado por meio do somatório discreto relacionado aos locais das amostras x_i ($i = 1, \dots, n$), ponderado pela área de influência em torno das amostras (determinadas no espaço projetado), $S_i = \sum_{i=1}^n w_i z_i$, onde w_i refere-se a área de influência e z_i o valor de captura do espadarte no ponto x_i (latitude e longitude), conforme proposto por (WOILLEZ et al., 2007, 2009). A densidade anual da população também foi quantificada para auxiliar no entendimento das alterações da abundância relativa do espadarte $D = \frac{\sum_{i=1}^n w_i z_i}{\sum_{i=1}^n w_i}$. A área de influência utilizado nesse estudo foi definida de acordo com o valor do range obtidos nos variogramas calculado na etapa anterior.

Índices espaciais de localização, ocupação e dispersão

Indicadores espaciais foram utilizados para descrever padrões de localização, ocupação e dispersão espaciais da população de espadarte. O centro de gravidade (CG) dos locais de pesca ponderado pela densidade, foi calculado como a média das coordenadas geográficas dos lances de pesca e sua superfícies de influência, conforme $CG = \frac{\sum_{i=1}^n x_i w_i z_i}{\sum_{i=1}^n w_i z_i}$.

A Área de Presença (AP) foi calculada como a porcentagem de pontos amostrados nos quais a espécie foi encontrada, independentemente da magnitude da captura $AP = \sum_{i=1}^n w_i [z_i > 0]$, que é um índice sobre a área de ocupação. A inércia descreve a dispersão espacial em torno do seu centro de gravidade $I = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - CG)^2 w_i z_i}{\sum_{i=1}^n w_i z_i}$.

Todas as análises nesta e nas demais etapas mencionadas mais acima foram realizadas com o programa R versão 3.5.1 (R Core Team, 2019), utilizando os pacotes Mass (VENABLES e RIPLEY, 2002), Gstat (GRÄLER et al., 2016) e RGeostats (ARMINES, 2019). Os dados espaciais são fornecidos no sistema de coordenadas *World Geodetic System* estabelecido em 1984 (WGS84).

Resultados

Na tabela 3 consta a análise da deviance para o modelo ajustado, todas as variáveis e termos de interação incluídos inicialmente no modelo promoveram reduções significativas da deviance ($p < 0,01$), exceto a longitude a qual foi portanto removida. A variável que mais contribuiu para a diminuição da deviance foi o ano, seguido da bandeira de origem das embarcações e do mês. No total a proporção de redução da deviance em relação ao modelo nulo foi de 25%.

Tabela 3. Parâmetros de estimação do modelo binomial negativo.

| | Df | Deviance | Resid. Df | Resid. Dev | P(>Chi) |
|-------------------|----|----------|-----------|------------|---------|
| NULL | NA | NA | 15099 | 27716779 | NA |
| ano | 15 | 3531318 | 15084 | 24185461 | 2.2e-16 |
| bandeira | 2 | 1480360 | 15082 | 22705101 | 2.2e-16 |
| latitude | 1 | 37565,33 | 15081 | 22667536 | 2.2e-16 |
| mês | 11 | 694449,3 | 15070 | 21973086 | 2.2e-16 |
| tsm | 1 | 171912,9 | 15069 | 21801173 | 2.2e-16 |
| nas | 1 | 2140,712 | 15068 | 21799033 | 2.2e-16 |
| ano:latitude | 15 | 383215,4 | 15053 | 21415817 | 2.2e-16 |
| bandeira:latitude | 2 | 15202,45 | 15051 | 21400615 | 2.2e-16 |
| bandeira:mês | 22 | 165224,5 | 15029 | 21235390 | 2.2e-16 |
| bandeira:tsm | 2 | 31925,88 | 15027 | 21203464 | 2.2e-16 |
| bandeira:nas | 2 | 83460,47 | 15025 | 21120004 | 2.2e-16 |
| latitude:mês | 11 | 421147,2 | 15014 | 20698857 | 2.2e-16 |
| latitude:nas | 1 | 1195,065 | 15013 | 20697662 | 2.2e-16 |
| mês:tsm | 11 | 142699,9 | 15002 | 20554962 | 2.2e-16 |
| mês:nas | 11 | 37324,08 | 14991 | 20517638 | 2.2e-16 |
| tsm:nas | 1 | 1083,942 | 14990 | 20516554 | 2.2e-16 |

Na análise dos resíduos do modelo ajustado apareceram evidências de que o modelo é um pouco viesado no sentido de que as esperanças dos resíduos são próximos, porém abaixo de zero (Figura 3A). No gráfico de quantis há indicações de que a distribuição dos resíduos se aproxima da normal, com leves violações nas caudas (Figura 3B). Os resíduos são

aproximadamente homoscedásticos, mas há uma tendência não muito pronunciada de redução da variância para predições elevadas (Figura 3C). Altos valores de resíduos estão associados a altos valores de alavancagem, e há alguns pontos com grande influência (Figura 3D). De maneira geral, se considerou o modelo como suficiente para a proposta do trabalho, ainda que o mesmo deva ser revisado no futuro, especialmente se a intenção for a construção de índices relativos de abundância a serem de fato utilizadas em análises de avaliações de estoques.

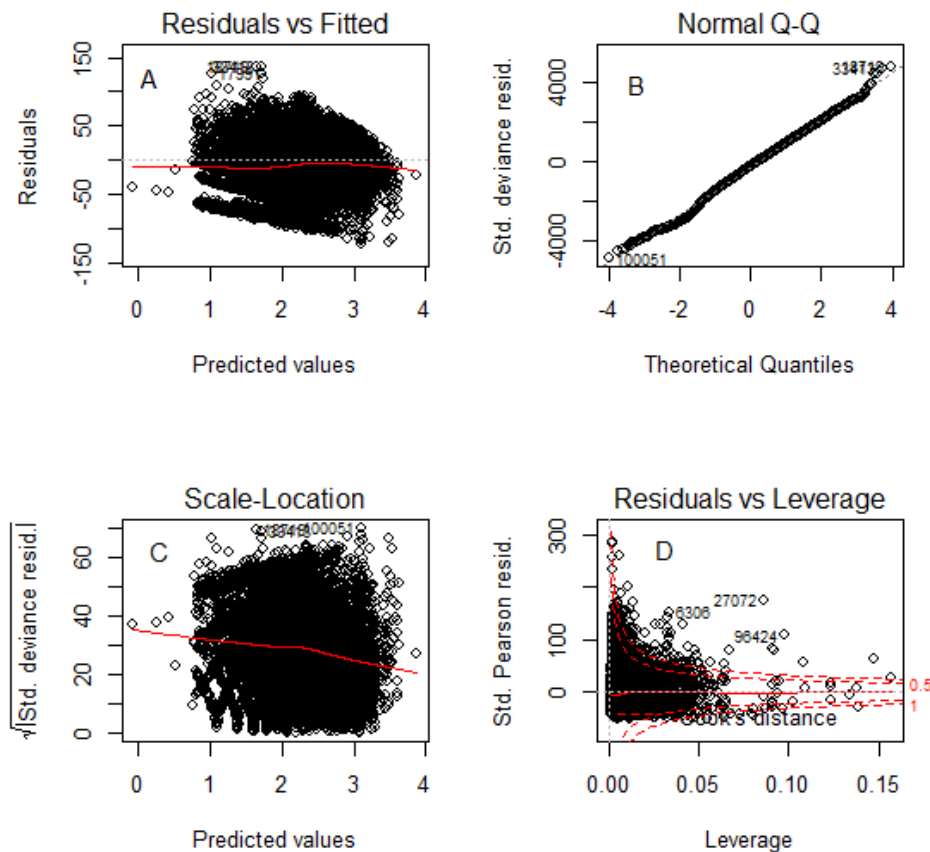


Figura 3. Diagnóstico dos resíduos da MLG.

As tendências das séries de CPUE padronizadas e nominal para o espadarte do Atlântico Sul são mostradas na Figura 4. No início de ambas as séries temporais até 2012 há elevados valores de CPUE para *X. gladius* (superior a 8 indivíduos por mil anzóis), após esse período há uma acentuada redução na taxa de captura com valores entorno de 4 a 7 indivíduos por mil anzóis. Nota-se que as séries de CPUE tanto a padronizada como a nominal apresentaram a mesma tendência ao longo do tempo.

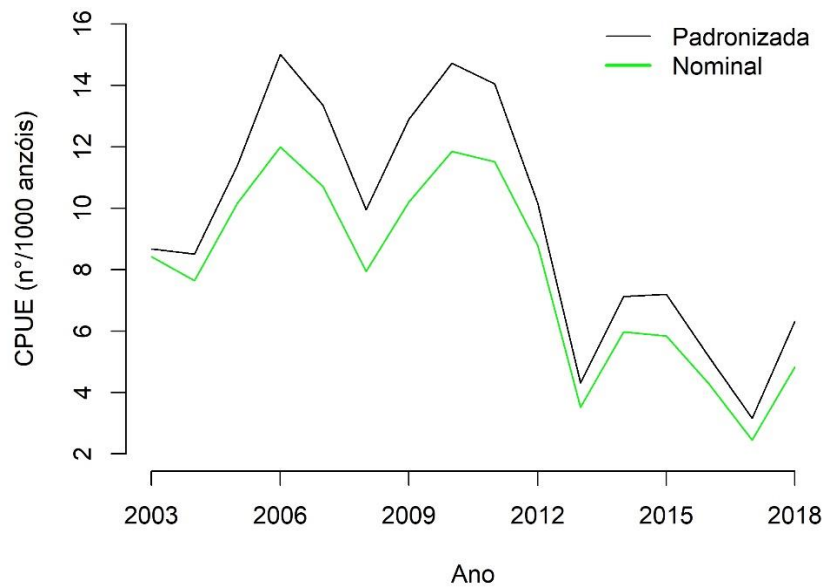


Figura 4. Taxa de captura-CPUE do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018.

Estrutura espacial e adensamentos populacionais

Para quase todos os anos, os variogramas podem ser modelados por uma função esférica que se estabilizou em torno de um patamar a partir de determinada distância específica para cada caso (Figura 4). Há ajustes um pouco deficientes em alguns anos, mas a grande exceção foi 2013 que mostrou tendência aproximadamente linear. Para os demais casos os variogramas exibiram estrutura indicando distribuição espacial não aleatória, e que dois pontos próximos tinham maior probabilidade de ter valores semelhantes que pontos distantes. No geral, o espadarte apresentou os maiores valores de dependência espacial em termos de distância em 2004 (1070,97 km) e a partir de 2008, com alcance sempre superior a 300 km. A exceção foi 2015 que teve o menor valor registrado de toda série temporal (40,62 km). O valor máximo de variabilidade (sill) encontrado no conjunto de dados analisados foi entorno de 1200 até 2009, e após esse ano o valor aumentou para 1450. O grau de dependência espacial classificado de acordo com Zimback (2001) demonstrou que a autocorrelação nos dados de pesca do espadarte é moderado, com exceção de 2005, 2016 e 2017 com autocorrelações que foram classificados como fracas e 2018 como forte (Tabela 4).

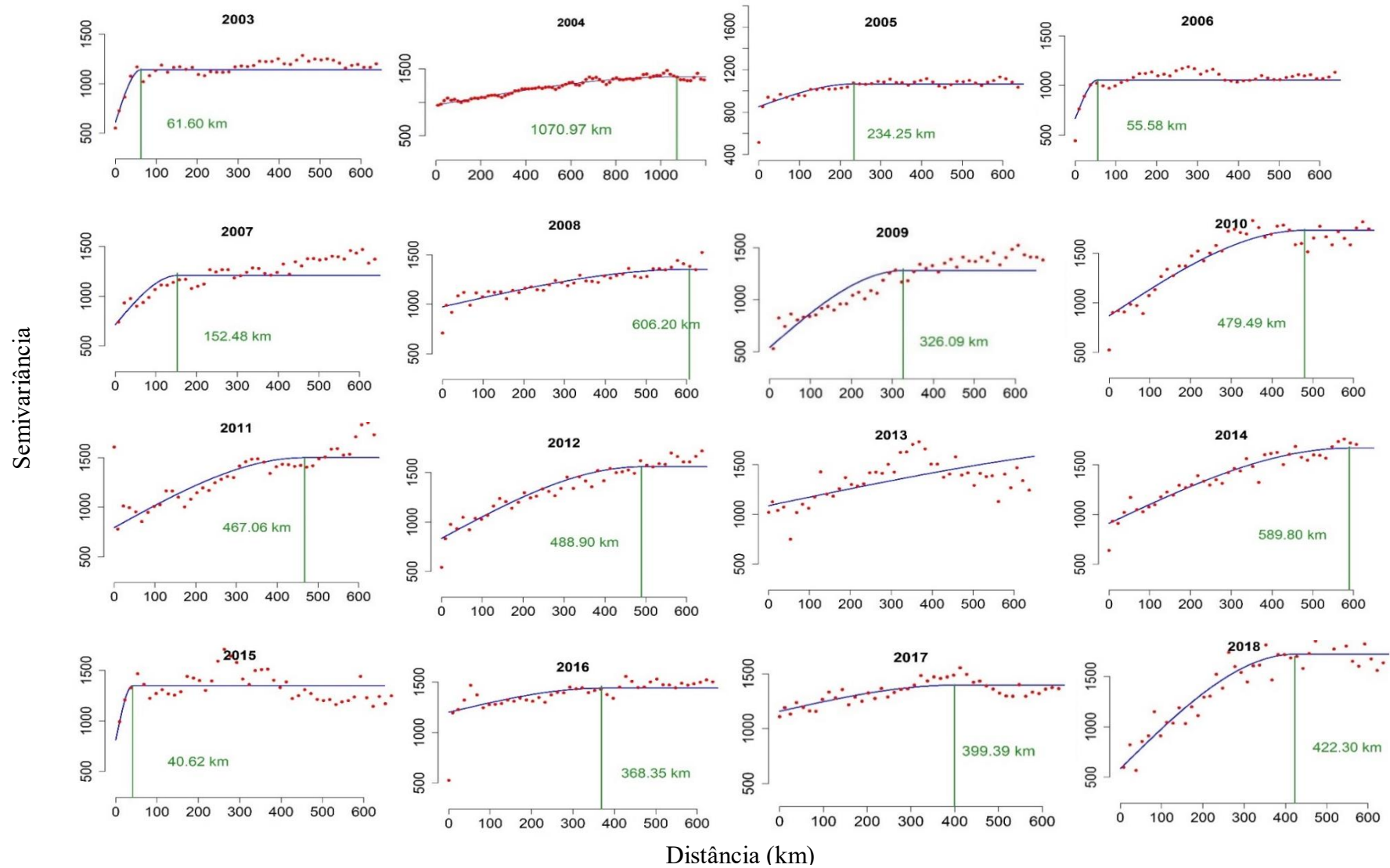


Figura 5. Variogramas anuais dos resíduos da GLM do espadarte capturados pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 e 2018.

Tabela 4. Quantificação do número de adensamentos e classificação do grau de dependência espacial (*GDE*) do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 e 2018.

| ANO | ADENSAMENTOS (n°) | <i>GDE</i> (%) | CLASSIFICAÇÃO (<i>GDE</i>) |
|------|----------------------|-------------------|---------------------------------|
| 2003 | 236 | 46,40 | Moderado |
| 2004 | 5 | 30,20 | Moderado |
| 2005 | 48 | 19,66 | Fraco |
| 2006 | 212 | 37,53 | Moderado |
| 2007 | 86 | 48,50 | Moderado |
| 2008 | 8 | 28,26 | Moderado |
| 2009 | 22 | 36,99 | Moderado |
| 2010 | 14 | 50,25 | Moderado |
| 2011 | 13 | 56,82 | Moderado |
| 2012 | 11 | 51,74 | Moderado |
| 2013 | 2 | - | - |
| 2014 | 4 | 45,40 | Moderado |
| 2015 | 86 | 43,64 | Moderado |
| 2016 | 18 | 17,49 | Fraco |
| 2017 | 8 | 18,92 | Fraco |
| 2018 | 13 | 70,62 | Forte |

O número de adensamentos presentes por ano variou entre 2 a 236 (Tabela 4 e Figura 6). É nítido que a forma como a espécie está distribuída no espaço não foi constante ao longo do tempo. Os tamanhos dos adensamentos variaram bastante. Inicialmente em 2003 e entre 2004 e 2007 a quantidade de manchas se distribuíram de forma homogênea por toda área de pesca com pequenas aglomerações, após esse período o número de adensamentos diminuíram e o tamanho das fragmentações foram maiores, principalmente entre as latitudes de 5° N e 5° S e longitudes entre 25° e 35° W. O centro de gravidade dos adensamentos com capturas maiores ou igual 10% da captura total estavam localizados em latitudes próximas a linha do equador, com exceção de 2009, 2010 e 2011 que também foram localizados fragmentações com elevado adensamento entre as latitudes de 10° e 20° S.

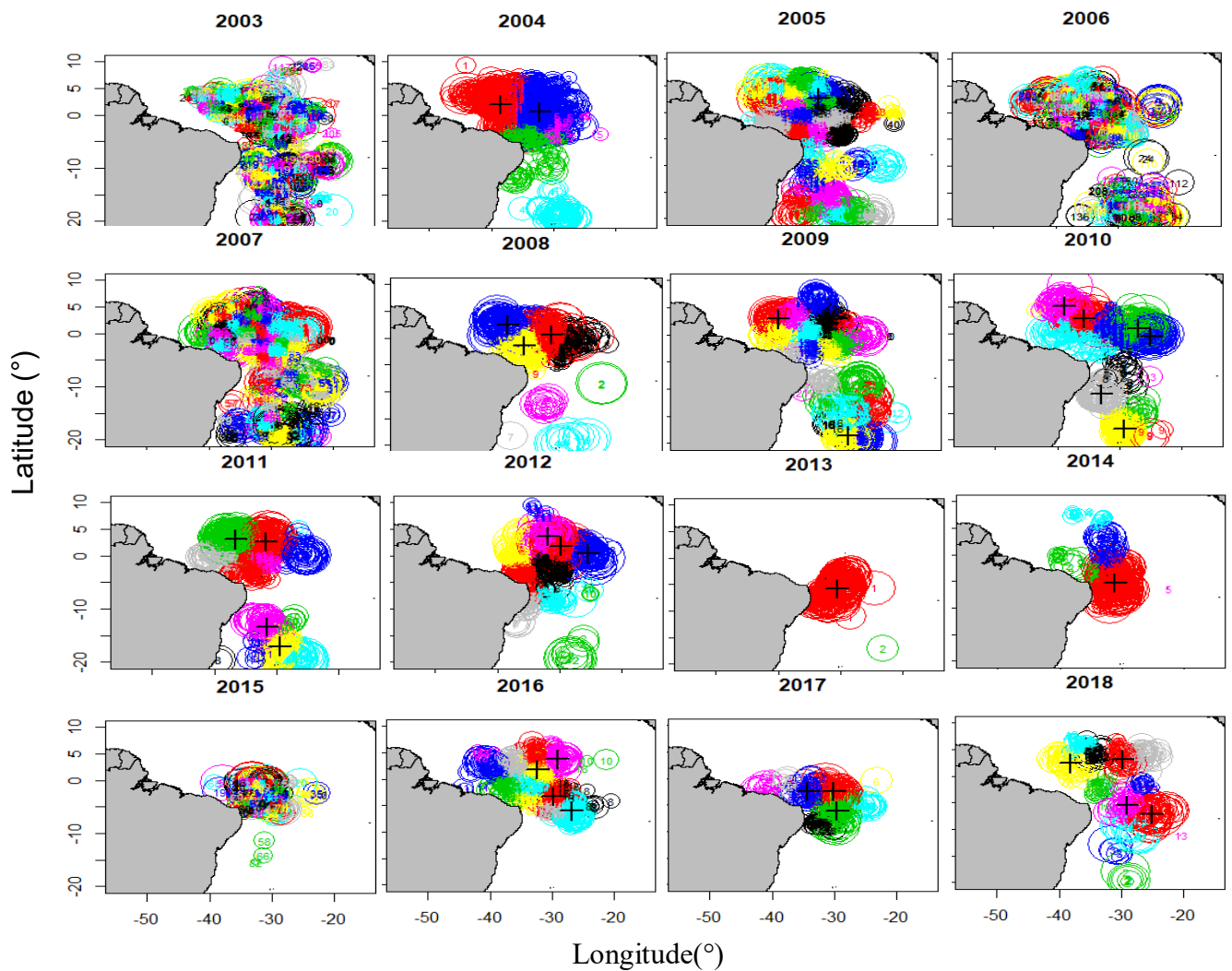


Figura 6. Adensamentos do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018. Cada lance de pesca é numerado com o número e a cor referente o adensamento o qual faz parte, o tamanho das circunferências é proporcional a quantidade de espadarte capturado em cada lance. O sinal de cruz preta representa o centro de gravidade dos adensamentos que corresponde a valores maiores ou igual a 10% da captura total.

Índices de abundância relativa a partir das estimativas de adensamentos e área de presença

As capturas de espadarte pela frota brasileira de espinhel apresentou acentuada redução de indivíduos entre 2013 e 2015, com posterior tendência de crescimento até o fim da série temporal, em 2018 (Figura 7). Durante o período do estudo, o tamanho da área positiva (a área em que o espadarte estava presente) apresentou redução à medida que o número de indivíduos diminuía (Figura 7).

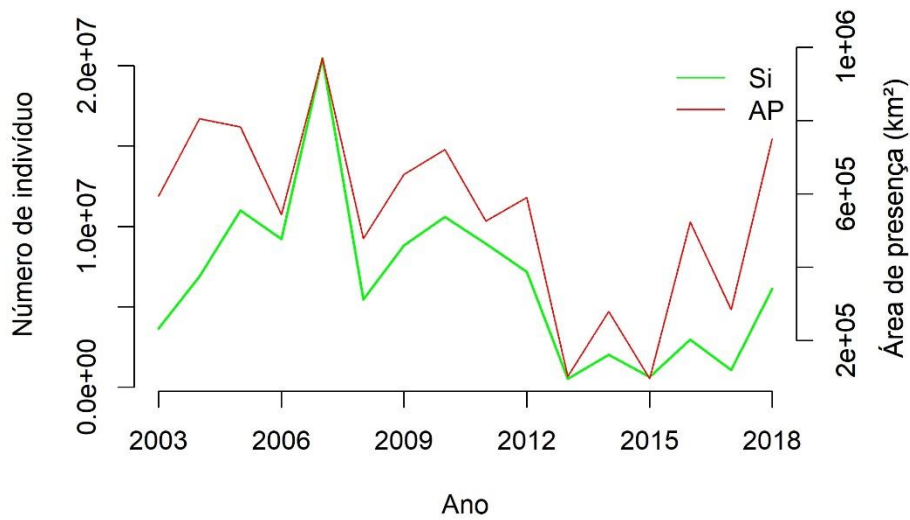


Figura 7. Número de indivíduo (Si) e área de presença (AP) do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018.

As maiores densidades foram registradas entre 2004 e 2012 (superior a 10 indivíduos por quilômetro quadrado), e as menores nos anos finais da série temporal (< 8 espadartes por quilômetro quadrado), com exceção de 2016 (Figura 8).

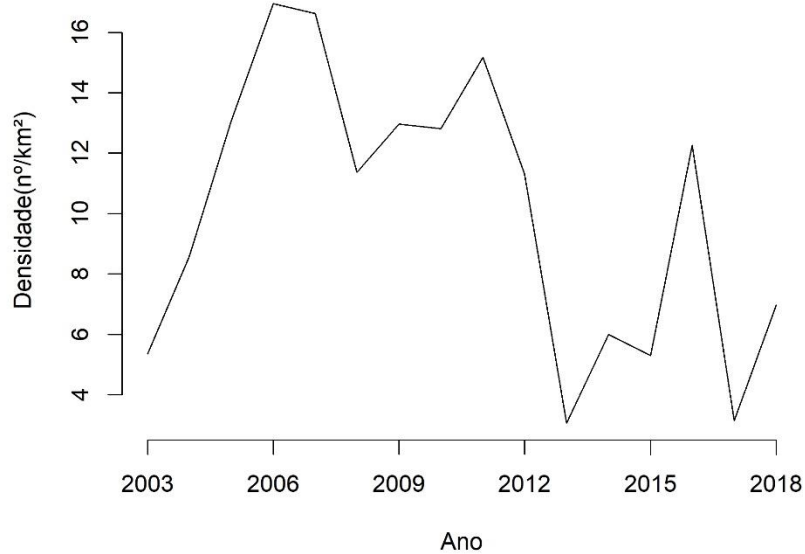


Figura 8. Densidade (D) de captura de espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018.

Índices espaciais de localização e dispersão

A localização média da captura de *X. gladius* aferida com o centro de gravidade mostrou que não houve grandes variações ao longo dos 16 anos de estudo (Figura 9). O centro de gravidade ficou localizado próximos a latitude 5° S e a linha do equador (Figura 9). A inércia e o número de amostras variaram na mesma direção, com os maiores valores registrados entre 2003 e 2012 e os menores registrado posteriormente, com exceção de 2018 que apesar do número de lances reduzido, apresentou maior grau de dispersão em torno do centro de gravidade.

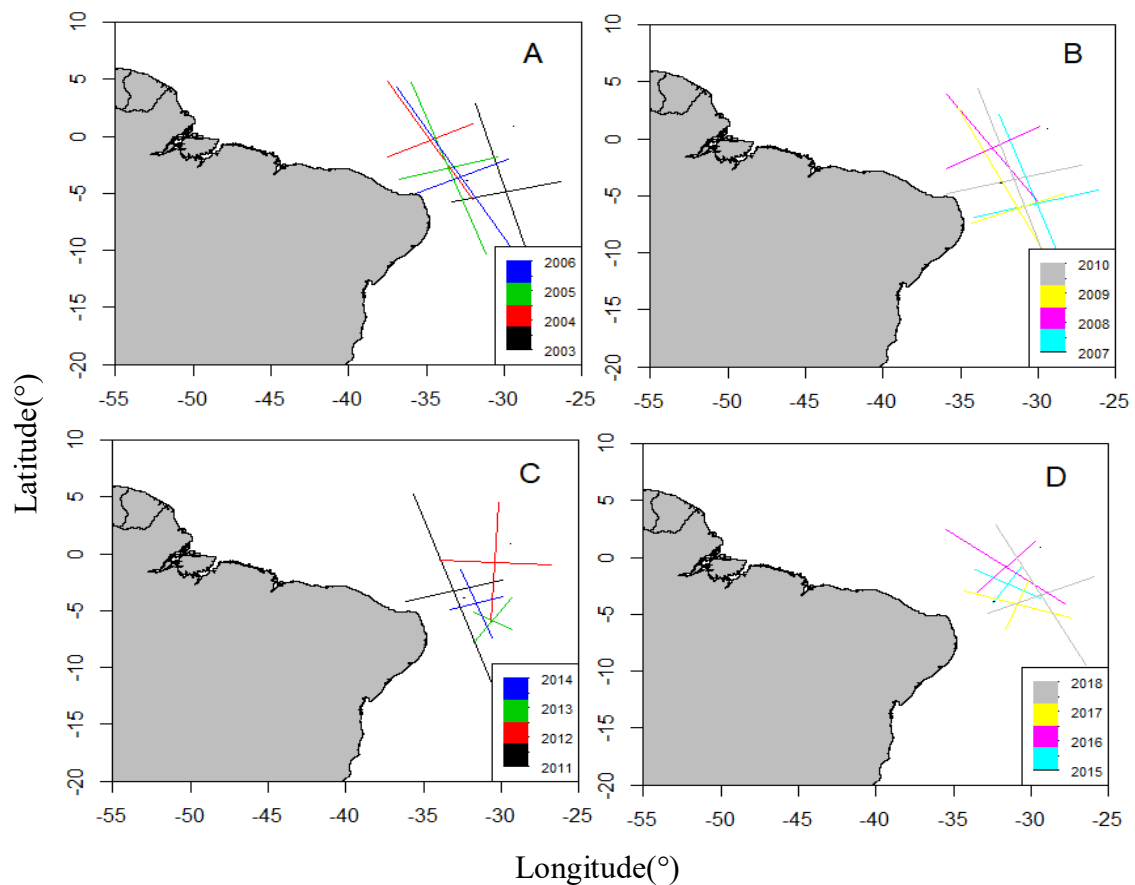


Figura 9. Centro de gravidade-*CG* (intercepção entre dois eixos) e inércia-*I* (dimensão dos eixos) do espadarte capturado pela frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018.

Discussão

Os resultados encontrados apontaram que o espadarte encontra-se distribuído de forma heterogênea na área de pesca, como a grande maioria das espécies marinhas, agregando-se em fragmentos com dimensões cada vez maiores. A autocorrelação dos dados de captura de *X. gladius* encontrada viola a suposição de amostra independente, assumida na maioria dos procedimentos estatísticos utilizados para a estimativa de abundância relativa de atuns e afins e de outras espécies (MAUNDER e PUNT, 2004, JENSEN et al., 2012; THORSON et al., 2016; JIAO et al., 2016; XU et al., 2018; PUNT et al., 2019). A inclusão de dados dependente adicionaram pouca informação no modelo de estimativa de abundância relativa, se utilizados em métodos de padronização de CPUE convencionais, além de inflarem indevidamente o tamanho da amostra, e, portanto, graus de liberdade dos resíduos do modelo, influenciando assim a inferência estatística, podendo levar a estimativas tendenciosas de efeitos fixos e superestimação de sua significância estatística (LEGENDRE et al., 2002; DORMAN et al., 2007; BEALE et al., 2010; HAWKINS, 2012).

As causas ecológicas da autocorrelação espacial podem estar associadas a diversos fatores, incluindo variáveis ambientais, distribuição de recursos alimentares, presença de espécies concorrentes, relações presa-predador, efeitos dependentes da densidade, e componentes intrínsecos da própria espécie como por exemplo agregação e dispersão (DORMANN, et al., 2007; BEALE et al., 2010; MORFIN, et al., 2012; PETITGAS et al., 2012).

Os resultados encontrados particularmente para 2003, 2005 a 2007 apontam que durante esses anos os padrões de agregações da espécie eram caracterizados por pequenas manchas espaciais. É importante notar que nestes mesmos anos houve redução da camada de profundidade mista e aumento do volume do mar em razão dos efeitos da Oscilação do El Niño-Sul e Oscilação do Atlântico Norte, resultando em alteração da distribuição espacial do espadarte e redução de suas capturas no Atlântico Sul (CHANG et al., 2012 e 2013). Além disso, fatores ambientais como temperatura da superfície do mar, concentração de clorofila-*a* e batimetria também foram relatados como responsáveis pelas alterações de distribuição espacial da espécie e de sua disponibilidade para a pesca no Mar Mediterrâneo, Oceano Atlântico, Índico e Pacífico (HAZIN e ERZINI, 2008; CHANG et al., 2012 e 2013, LAN et al., 2015, ELEPATHAGE et al., 2019).

A autocorrelação espacial também pode ser causada pelo viés do observador e pelas diferenças nos esquemas de amostragem e no esforço de amostragem (DORMANN, 2007). Dados dependentes da pesca comercial não são distribuídos homogeneamente na área habitada pelo estoque explorado (XU et al., 2018; PUNT et al., 2019). Por exemplo, no presente estudo verificou-se que até 2007 a área analisada compreendia praticamente toda a região tropical, porém em 2013 e 2014 essa área se reduz às regiões nas proximidades das latitudes de 5° a 10° S, resultando em aumento do tamanho dos adensamentos.

No geral, a autocorrelação ocorre em diferentes escalas espaciais (DORMANN, 2007; XU et al., 2019). Este é um ponto muito importante, pois se as suposições adotadas na modelagem (dados homogêneos e independentes) forem violadas, nenhum método de regressão, espacial ou não espacial, terá um bom desempenho, por mais sofisticada que seja a análise (BEALE et al., 2010).

Uma forma de amenizar os efeitos negativos da autocorrelação espacial é aumentar a cobertura amostral, resultando em estimativas mais precisas (LEGENDRE et al., 2002). Por outro lado, quando há grandes manchas de agregações, como no caso de 2004 para o espadarte, mesmo com número de registros elevados, o resultado da padronização deve ser interpretado com cautela, uma vez que o número de fragmentos foi reduzido.

Os resultados das CPUEs nominal e padronizada, e de *si* e *D* mostram uma queda acentuada entre 2013 e 2014, no entanto observando os mapas de distribuição desses adensamentos detectamos que não houverem redução da área individual de cada fragmentos, pelo contrário houve aumento, ainda que o número de núcleos de adensamentos tenha diminuído. Efeito este que possivelmente decorre da ausência de registros de atividade pesqueira em áreas exploradas em outros anos.

O aumento da área de identificação de presença do espadarte resultou em um aumento da identificação de adensamentos dos peixes e de uma expansão da espécie para novas áreas. Isto está em sintonia com a teoria da Distribuição Ideal Livre (DIL), investigada por MacCall (1990), na qual os indivíduos ou populações tendem a ocuparem habitats menos adequados à medida que a abundância aumenta, devido o processo natural de competição intra-específica (MORFIN et al., 2012). No entanto, quando ocorre redução nos níveis de abundância, as espécies deixam esses habitat sub-ótimos e concentram-se em regiões que melhor atendem suas necessidades fisiológicas (REUCHLIN-HUGENHOLTZ, 2015).

A diminuição da inércia observada pode estar associada à diminuição do número de registros direcionados ao espadarte no final de 2012 e ao aumento de lances de pesca direcionados a outras espécies, como por exemplo o tubarão azul (*Prionace glauca*) e a albacora bandolim (*Thunnus obesus*) (artigo 1), espécies que no momento eram mais lucrativas, o que resultou em redução do esforço direcionado ao espadarte no Oceano Atlântico (SHARMA et al., 2017).

A área entre as latitudes de 5°N e 10°S e longitudes 20° e 50° W do Oceano Atlântico é relatada na literatura como região de maior presença de fêmeas em atividade reprodutiva, independentemente do tamanho do animal (NEILSON et al., 2013, MEJUTO e GARCÍA-CORTÉS, 2014). Por outro lado esse é também um local com intensa atividade pesqueira, um dos grandes “hotspots” das frotas de espinhel pelágico do Atlântico Sul (NEILSON et al., 2013, CHANG et al., 2013). A agregação reprodutiva, com consequente maior susceptibilidade à pesca, explica a identificação de adensamentos maiores nessa região e a baixa variabilidade do centro de gravidade. É portanto evidente que o monitoramento dessa área é fundamental para o gerenciamento da pescaria. Estudos com enfoques ecossistêmico se fazem necessários, como por exemplo investigações sobre interações interespecíficas, como coocorrência ou repulsão de espécies.

Conclusões

A observação da estrutura espacial do espadarte em escala fina pode ajudar a descrever e explicar a heterogeneidade local anteriormente desconsiderada na aplicação de métodos de modelagem e padronização da CPUE. O aumento da área de adensamento do *X. gladius* ao longo de 2003 a 2018 e a modificação na distribuição e no números dos adensamentos são claros, e lançam dúvidas sobre a confiabilidade das análises estatística utilizadas na padronização da CPUE até então. Os indicadores espaciais utilizado nesse estudo foram influenciados pela variação da cobertura dos mapas de bordo presente no BNDA ou diminuição do número amostral, o que implica em necessidade de se encontrar alternativas para uso dos mesmos na geração de índices relativos de abundância.

Referências

AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Petrov, B.N., Csaki, F. (Eds.), Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory. Publishing House of the Hungarian Academy of Sciences, Budapest, p. 268–281, 1973.

ARRIZABALAGA, H.; BRUYN, P.; DIAZ, G.A.; MURUA, H.; CHAVANCE, P.; MOLINA, A.D.; GAERTNER, D.; ARIZ, J.; RUIZ, J.; KELL, L.T. Productivity and susceptibility analysis for species caught in Atlantic tuna fisheries. **Aquatic Living Resources**, v.24, p.1–12, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1051/alr/2011007>.

ARRIZABALAGA, H.; DUFOUR, F.; KELL, L.; MERINO, G.; IBAIRARRIGA, L.; CHUST, H.; IRIGOIEN, X.; SANTIAGO, J.; MURUA, H.; FRAILE, I.; CHIFFET, M.; GOIKOETXEA, N.; SARARMINAGA, Y.; AUMONT, O.; BOPP, L.; HERRERA, M.; FROMENTIN, J.M.; BONHOMEAU, S. Global habitat preferences of commercially valuable tuna. **Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography**, v. 113, p. 102-112, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.dsr2.2014.07.001>.

BARRETO, R.; FERRETTI, F.; FLEMMING, J. M.; AMORIM, A.; ANDRADE, H.; WORM, B.; LESSA, R. Trends in the exploitation of South Atlantic shark populations. **Conservation Biology**, v.30, n.4, p.792-804, 2016. <https://doi.org/10.1111/cobi.12663>.

BARRETO, R. R.; BORNATOWSKI, H.; MOTTA, F. S.; SANTANDER-NETO, J.; VIANNA, G. M. S.; LESSA, R. Rethinking use and trade of pelagic sharks from Brazil. **Marine Policy**, v. 85, p.114-122, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.marpol.2017.08.016>.

BEALE, C. M.; LENNON, J. J.; YEARSLEY, J. M.; BREWER, M. J.; ELSTON, D. A. Regression analysis of spatial data. **Ecology letters**, v.13, n.2, p.246-264, 2010. <https://doi.org/10.1111/j.1461-0248.2009.01422.x>.

BERGER, A. M. et al. Space oddity: the mission for spatial integration. **Canadian journal of fisheries and aquatic sciences**, v. 74, n. 11, p. 1698-1716, 2017. <https://doi.org/10.1139/cjfas-2017-0150>.

CAMPBELL, R.A. CPUE standardization and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models. **Fisheries Research**, v.70, p.209–227, 2004. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.026>.

CAMPBELL, R. A. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts Robert. **Fisheries Research**, v.161, p.109–130, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.07.004>.

CAMPBELL, R. A. A new spatial framework incorporating uncertain stock and fleet dynamics for estimating fish abundance. **Fish and Fisheries**, v.17, p.56–77, 2016. <https://doi.org/10.1111/faf.12091>.

CHANG, S.K.; HOYLE, S.; LIU, H.I. Catch rate standardization for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in Taiwan's distant-water longline fishery in the Western and Central Pacific Ocean, with consideration of target change. **Fisheries Research**, v.107, n.1-3, p. 210-220, 2011. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2010.11.004>.

CHANG, Yi-Jay et al. Habitat suitability analysis and identification of potential fishing grounds for swordfish, *Xiphias gladius*, in the South Atlantic Ocean. **International journal of remote sensing**, v. 33, n. 23, p. 7523-7541, 2012. <https://doi.org/10.1080/01431161.2012.685980>.

CHANG, Yi-Jay et al. Modelling the impacts of environmental variation on the habitat suitability of swordfish, *Xiphias gladius*, in the equatorial Atlantic Ocean. **ICES Journal of Marine Science**, v. 70, n. 5, p. 1000-1012, 2013. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fss190>.

CHANG, J.; SHANK, B.V.; HART, D. R. A comparison of methods to estimate abundance and biomass from belt transect surveys. **Limnology and Oceanography: Methods**, v.15, p.480–494, 2017. <https://doi.org/10.1002/lom3.10174>.

COLUCHI R.; GIFFONI B.B.; SALES G.; CONSULIM C.E.N.; FIEDLER F.N.; LEITE N.O.L. Jr. and Peppes F. (2005) Caracterização das pescarias com espinhel pelágico que interagem com tartarugas marinhas no Brasil. In Livro de Resumos, II Jornada de Conservação e Pesquisa de Tartarugas Marinhas no Atlântico Sul Ocidental, 14–15 de Novembro de 2005, Praia do Cassino, Rio Grande, Rio Grande do Sul, Brasil. Rio Grande, RS, Brasil: NEMA, pp. 80–83.

DORMANN, C.; MCPHERSON, J.; ARAÚJO, M.; BIVAND, R., BOLLIGER, J., CARL, G., ... KÜHN, I. Methods to account for spatial autocorrelation in the analysis of species distributional data: a review. **Ecography**, v.30, n.5, p.609-628, 2007. <https://doi.org/10.1111/j.2007.0906-7590.05171.x>.

ELEPATHAGE, T. S. M.; TANG, D.; OEY, L. The Pelagic Habitat of Swordfish (*Xiphias gladius*) in the Changing Environment of the North Indian Ocean. **Sustainability**, v. 11, n. 24, p. 7070, 2019. <https://doi.org/10.3390/su11247070>.

ERAUSKIN-EXTRAMIANA, M.; ARRIZABALAGA, H.; HOBDAV, A. J.; CABRÉ, A.; IBAIBARRIAGA, L.; ARREGUI, I.; MURUA, H.; CHUST, G. Large-scale distribution of tuna species in a warming ocean. **Global change biology**, v.25, n. 6, p.2043-2060, 2019. <https://doi.org/10.1111/gcb.14630>.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. The State of World Fisheries and Aquaculture: Contributing to food security and nutrition for all. SOFIA, p.204, 2016. Disponível em: < <http://www.fao.org/documents/card/en/c/2c8bcf47-2214-4aeb-95b0-62ddef8a982a> >. Acesso em: 1 julho 2018.

GRÄLER, B.; PEBESMA, E.; HEUVELINK, G. Spatio-Temporal Interpolation using gstat. **The R Journal**, v.8, n.1, p.204-218, 2016.

GUIMARÃES-SILVA, A. A.; ANDRADE, H. A. Taxa 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, p.471-486, 2014.

HAZIN, H.; ERZINI, K. Assessing swordfish distribution in the South Atlantic from spatial predictions. **Fisheries Research**, v.90, n.1-3, p.45-55, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2007.09.010>.

RODRIGUES, SL. Variabilidade das espécies – alvo e adensamentos do espadarte...62

HAZIN, H.G.; VERA, C.V.M.; HAZIN, F.; TRAVASSOS, P.; CARVALHO F.; MOURATO, B. Standardized CPUE series of swordfish, *Xiphias gladius*, Caught by brazilian tuna fisheries in the Southwestern atlantic ocean. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v.65, p.274-284, 2010.

HAZIN, H. G. et al. Standardized catch rates of sword_sh (*Xiphias gladius*) caught by the Brazilian Fleet (1978-2012) using generalized linear mixed models (GLMM) using delta log approach. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, v.70, p.1875-1884, 2014.

HAWKINS, B.A. Eight (and a half) deadly sins of spatial analysis. **Journal of Biogeography**, v. 39, n. 1, p. 1-9, 2012. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2699.2011.02637.x>.

HE, X.; BIGELOW, K. A.; BOGGS, C. H. Cluster analysis of longline sets and fishing strategies within the Hawaii-based fishery. **Fisheries Research**, v. 31, n. 1, p. 147-158, 1997. [https://doi.org/10.1016/S0165-7836\(96\)00564-4](https://doi.org/10.1016/S0165-7836(96)00564-4).

HILBORN, R.; WALTERS C. J. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty. London, Chapman and Hall. 570 pp. 1992.

HIRAOKA, Y.; KANAIWA, M.; OHSHIMO, S.; TAKAHASHI, N.; KAI, M.; YOKAWA, K. Relative abundance trend of the blue shark *Prionace glauca* based on Japanese distant-water and offshore longliner activity in the North Pacific. **Fisheries Science**, v.82, n.5, p.687-699, 2016. <https://doi.org/10.1007/s12562-016-1007-7>.

ICCAT. **Report of the 2015 ICCAT blue shark stock assessment session. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 72, p. 866-1019, 2016.

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

ICCAT. Report for biennial period, 2016-17 Part.II. SCRS plenary sessions. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 2, 2018.

JENSEN, O. P.; BRANCH, T. A.; HILBORN, R. Marine fisheries as ecological experiments. **Theoretical Ecology**, v. 5, n. 1, p. 3-22, 2012. <https://doi.org/10.1007/s12080-011-0146-9>.

JIAO, Y; O'REILLY, R; SMITH, E.; ORTH, D. Integrating spatial synchrony/asynchrony of population distribution into stock assessment models: a spatial hierarchical Bayesian statistical catch-at-age approach. **ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil**, v.73, p. 1725-1738, 2016. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsw036>.

KAI, M.; THORSON, J. T.; PINER, K. R.; MAUNDER, M. N. (2017). Predicting the spatio-temporal distributions of pelagic sharks in the western and central North Pacific. **Fisheries oceanography**, v.26, n.5, p.569-582, 2017. <https://doi.org/10.1111/fog.12217>.

KLEISNER, K.M.; WALTER, J.F.; DIAMOND, S.L.; DIE, D.J. Modeling the spatial autocorrelation of pelagic fish abundance. **Marine Ecology Progress Series**, v. 411, p. 203–213, 2010. DOI: <https://doi.org/10.3354/meps08667>.

LAN, K. W.; LEE, M. A.; WANG, S. P.; CHEN, Z. Y. Environmental variations on swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates in the Indian Ocean. **Fisheries Research**, v.166, p.67-79, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.08.010>.

LEGENDRE, P.; DALE, M. R.; FORTIN, M. J.; GUREVITCH, J.; HOHN, M.; MYERS, D. The consequences of spatial structure for the design and analysis of ecological field surveys. **Ecography**, v.25, p. 601-615, 2002. <https://doi.org/10.1034/j.1600-0587.2002.250508.x>.

MACCALL, A. D. **Dynamic Geography of Marine Fish Populations**. Seattle: University of Washington Press. p.153, 1990.

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. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.002>.

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

MEJUTO, J; GARCÍA-CORTÉS, B. Actividad reproductiva del pez espada *Xiphias gladius*, en el Océano Atlántico deducida en base a indicadores macroscópicos. **Revista de biología marina y oceanografía**, v.49, n.3: p.427-447, 2014. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-19572014000300003>.

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

MINES ParisTech / ARMINES (2019). RGeostats: The Geostatistical R Package. Version: 11.2.12. Free download from:<http://cg.ensmp.fr/rgeostats>.

MORFIN, M.; FROMENTIN, J. N.; JADAUD, A; BEZ, N. Spatio-Temporal Patterns of Key Exploited Marine Species in the Northwestern Mediterranean Sea. **PLoS one**, v. 7, n. 5, 2012. doi: 10.1371/journal.pone.0037907.

NEILSON, J.; AROCHA, F; CASS-CALAY,S.; MEJUTO, J.; ORTIZ, M.; SCOTT, G.; SMITH, C.; TRAVASSOS, P.; TSERPES, G.; ANDRUSHCHENKO, I. The Recovery of Atlantic Swordfish: The Comparative Roles of the Regional Fisheries Management Organization and Species Biology. **Reviews in Fisheries Science**, v.21, n.2, p.59-97, 2013. <https://doi.org/10.1080/10641262.2012.754842>.

PETITGAS, P.; ALHEIT, J.; PECK, M.A.; RAAB, K.; IRIGOIEN, X. Anchovy population expansion in the North Sea. **Marine Ecology Progress Series**, v. 444, p. 1-13, 2012. DOI: <https://doi.org/10.3354/meps09451>.

PONS, M., BRANCH, T. A., MELNYCHUK, M. C., JENSEN, O. P., BRODZIAK, J., FROMENTIN, J. M., ... PARMA, A. M. Effects of biological, economic and management factors on tuna and billfish stock status. **Fish and Fisheries**, v. 18, n. 1, p. 1-21, 2017. <https://doi.org/10.1111/faf.12163>.

PUNT, A. E. Spatial stock assessment methods: A viewpoint on current issues and assumptions. **Fisheries Research**, v. 213, p. 132-143, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2019.01.014>.

R Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

RAMOS-CARTELLE, A.; GARCÍA-CORTÉS, B.; FERNÁNDEZ-COSTA, J.; MEJUTO, J. Standardized catch rates in biomass for The blue shark (*Prionace glauca*) caught by The spanish longline fleet in the south atlantic duringthe period 1997-2013. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v.72, p.1092-1100, 2016.

REUCHLIN-HUGENHOLTZ, E., SHACKELL, N. L., HUTCHINGS, J.A., The potential for spatial distribution indices to signal thresholds in marine fish biomass. **PLoS One**, v. 10, n. 3, p. e0120500, 2015. doi: 10.1371/journal.pone.0120500.

SARAUX, C.; FROMENTIN, J. M.; BIGOT, J. L.; BOURDEIX, J. H.; MORFIN, M.; ROOS, D.; BEVEREN, E. V.; BEZ, N. Spatial Structure and Distribution of Small Pelagic Fish in the Northwestern Mediterranean Sea. **PloS one**, v. 9, n. 11, p. e111211, 2014. doi: 10.1371/journal.pone.0111211.

SAUL,S.E.; WALTER, S. F.; DIE, D. J.; NAAR, D.F.; DONAHUE, B.T. Modeling the spatial distribution of commercially important reef fishes on the West Florida Shelf. **Fisheries Research**, v.143, p. 12– 20, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2013.01.002>.

SHARMA, R.; PONS, M.; MARTIN, S.; KELL, L.; WALTER, J.; LAURETTA, M.; SCHIRRIPA, M. Factors related to the decline and rebuilding of billfish stocks in the Atlantic and Indian oceans. **ICES Journal of Marine Science**, v.75, n.2, p. 880-891, 2017. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsx081>.

THORSON, J.T.; RINDORF, A.; GAO, J.; HANSELMAN, D. H.; WINKER, H. Densitydependent changes in effective area occupied for sea-bottom-associated marine fishes. **Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences**, v. 283, n. 1840, p. 20161853, 2016. <https://doi.org/10.1098/rspb.2016.1853>.

VENABLES, W. N. & RIPLEY, B. D. (2002) *Modern Applied Statistics with S*. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0.

VIGNAUX, M. Analysis of spatial structure in fish distribution using commercial catch and effort data from the New Zealand hoki fishery. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, v.53, p.963-973, 1996. <https://doi.org/10.1139/f96-035>.

XU, L.; CHEN, X.; GUAN, W.; TIAN, S.; CHEN, Y. The impact of spatial autocorrelation on CPUE standardization between two different fisheries. **Journal of Oceanology and Limnology**, v. 36, n. 3, p. 973-980, 2018. <https://doi.org/10.1007/s00343-018-6294-7>.

WANG, S. P.; MAUNDER, M. N.; NISHIDA, T.; CHEN, Y. R. Influence of model misspecification, temporal changes, and data weighting in stock assessment models: Application to swordfish (*Xiphias gladius*) in the Indian Ocean. **Fisheries Research**, V.166, P.119–128, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.08.004>.

WOILLEZ, M.; POULARD, J.-C.; RIVOIRARD, J.; PETITGAS, P.; AND BEZ, N. 2007. Indices for capturing spatial patterns and their evolution in time, with application to European hake (*Merluccius merluccius*) in the Bay of Biscay. - **ICES Journal of Marine Science**, v.64, p. 537- 550, 2007. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsm025>.

WOILLEZ, M.; RIVOIRARD, J.; PETITGAS, P. Notes on survey-based spatial indicators for monitoring fish populations. **Aquatic Living Resources**, v. 22, n. 2, p. 155-164, 2009. <https://doi.org/10.1051/alr/2009017>.

YU, H.; JIAO, Y.; CARSTENSEN, L.W. Performance comparison between spatial interpolation and GLM/GAM in estimating relative abundance indices through a simulation study. **Fisheries Research**, v.147, p.186– 195, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2013.06.002>.

ZIMBACK, C. R. L. Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo. 2001. 114 f. Tese (Livre-Docência) - Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

4-Considerações Finais

Espera-se que as Informações a respeito do histórico de captura de atuns e afins e da estruturas de distribuição espacial do espadarte obtidos por meio da análise dos dados comerciais da frota brasileira de espinhel pelágico, possam contribuir para estimativas de índices de abundância mais apropriado, auxiliando, desta forma, no desenvolvimento de medidas de gestão pesqueira e contribuindo para a manutenção das espécies como população biológica e recurso pesqueiro rentável. Entretanto novos estudos com enfoques ecossistêmicos se fazem necessários, como por exemplo, investigações sobre interações interespecíficas, como a coocorrência ou repulsão de espécies com base em suas distribuições espaciais.

5- Referências

ARRIZABALAGA, H.; DUFOUR, F.; KELL, L.; MERINO, G.; IBAIBARRIAGA, L.; CHUST, G.; IRIGOIEN, X.; SANTIAGO, J.; MURUA, H.; FRAILE, I.; CHIFFLET, M.; GOIKOETXEA, N.; SAGARMINAGA, Y.; AUMONT, O.; BOPP, L.; HERRERA, M.; FROMENTIN, J.M.; BONHOMEAU, S. Global habitat preferences of commercially valuable tuna. **Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography**, v.113, n.1, p.102–112, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.dsr2.2014.07.001>.

BARRETO, R.; FERRETTI, F.; FLEMMING, J. M.; AMORIM, A.; ANDRADE, H.; WORM, B.; LESSA, R. Trends in the exploitation of South Atlantic shark populations. **Conservation Biology**, v.30, n.4, p.792-804, 2016. <https://doi.org/10.1111/cobi.12663>.

BORNATOWSKI, H.; ANGELINI, R.; COLL, M.; BARRETO, R. R.; AMORIM, A. F. Ecological role and historical trends of large pelagic predators in a subtropical marine ecosystem of the South Atlantic. **Reviews in fish biology and fisheries**, v. 28, n.1, p.241-259, 2018. doi: 10.1007/s11160-017-9492-z.

CAMPBELL, R. A. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts Robert. **Fisheries Research**, v.161, p.109–130, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.07.004>.

ERAUSKIN-EXTRAMIANA, M.; ARRIZABALAGA, H.; HOBDAY, A. J.; CABRÉ, A.; IBAIBARRIAGA, L.; ARREGUI, I.; MURUA, H.; CHUST, G. Large-scale distribution of tuna species in a warming ocean. **Global change biology**, v.25, n.6, p.2043-2060, 2019. <https://doi.org/10.1111/gcb.14630>.

GUIMARÃES-SILVA, A. A.; ANDRADE, H. A. Taxa 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, p.471-486, 2014.

HAZIN, H.G.; VERA, C.V.M.; HAZIN, F.; TRAVASSOS, P.; CARVALHO F.; MOURATO, B. Standardized CPUE series of swordfish, *Xiphias gladius*, Caught by brazilian tuna fisheries in the Southwestern atlantic ocean. **Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v.65, p.274-284, 2010.

HE, X.; BIGELOW, K. A.; BOGGS, C. H. Cluster analysis of longline sets and fishing strategies within the Hawaii-based fishery. **Fisheries Research**, v. 31, n. 1, p. 147-158, 1997. [https://doi.org/10.1016/S0165-7836\(96\)00564-4](https://doi.org/10.1016/S0165-7836(96)00564-4).

HILBORN, R.; WALTERS C. J. **Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty**. London, Chapman and Hall. 570 pp. 1992.

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. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.002>.

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.

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

RODRIGUES, S.L. Variabilidade das espécies – alvo e adensamentos do espadarte...69

MOURATO, B. L.; ARFELLI, C. A.; AMORIM, A. F.; HAZIN, H. G.; CARVALHO, F. C.; HAZIN, F. H. V. Spatio-temporal distribution and target species in a longline fishery off the southeastern coast of Brazil. **Brazilian Journal of Oceanography**, v.59, p. 185-194, 2011. <http://dx.doi.org/10.1590/S1679-87592011000200007>.

PUNT, A. E. Spatial stock assessment methods: A viewpoint on current issues and assumptions. **Fisheries Research**, v. 213, p. 132-143, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2019.01.014>.

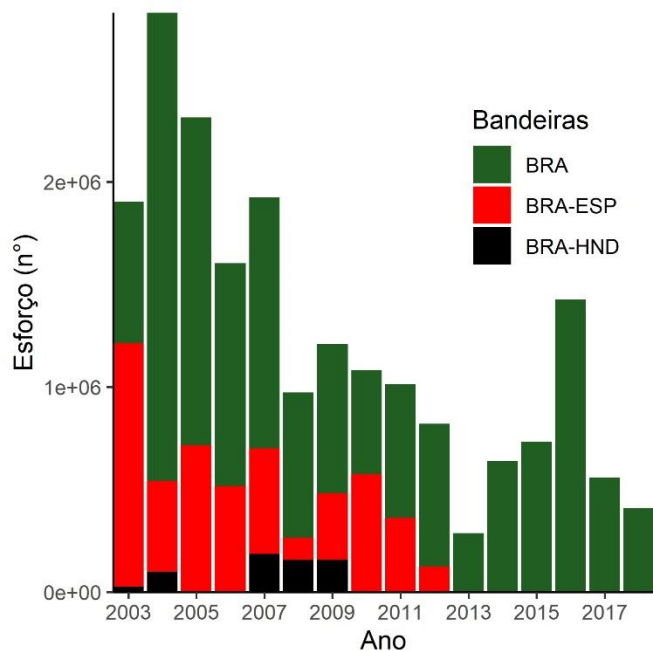
PONS, M.; BRANCH, T.A.; MELNYCHUK, M.C.; JENSEN, O.P.; BRODZIAK, J.; FROMENTIN, J.M.; HARLEY, S.J.; HAYNIE, A.C.; KELL, L.T.; MAUNDER, M.N.; PARMA, A.M.; RESTREPO, V.R.; SHARMA, R.; AHRENS, R.; HILBORN, R. Effects of biological, economic and management factors on tuna and billfish stock status. **Fish and Fisheries**, v.18, p.1–21, 2017. <https://doi.org/10.1111/faf.12163>.

SHARMA, R.; PONS, M.; MARTIN, S.; KELL, L.; WALTER, J.; LAURETTA, M.; SCHIRRIPA, M. Factors related to the decline and rebuilding of billfish stocks in the Atlantic and Indian oceans. **ICES Journal of Marine Science**, v.75, n.2, p. 880-891, 2017. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsx081>.

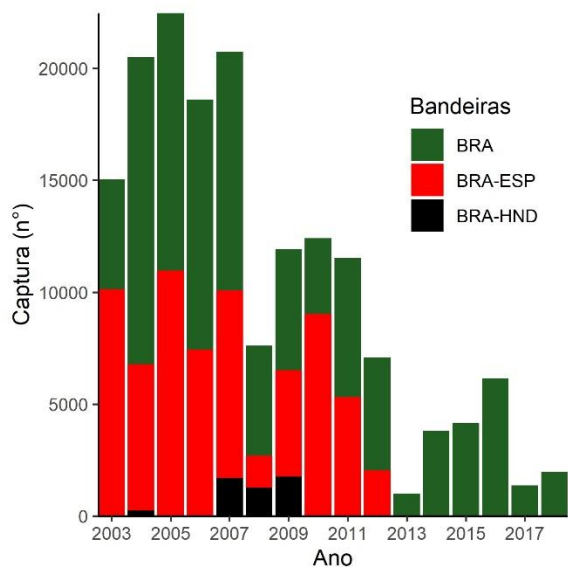
THORSON, J.T.; RINDORF, A.; GAO, J.; HANSELMAN, D. H.; WINKER, H. Densitydependent changes in effective area occupied for sea-bottom-associated marine fishes. **Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences**, v. 283, n. 1840, p. 20161853, 2016. <https://doi.org/10.1098/rspb.2016.1853>.

XU, L.; CHEN, X.; GUAN, W.; TIAN, S.; CHEN, Y. The impact of spatial autocorrelation on CPUE standardization between two different fisheries. **Journal of Oceanology and Limnology**, v. 36, n. 3, p. 973-980, 2018. <https://doi.org/10.1007/s00343-018-6294-7>.

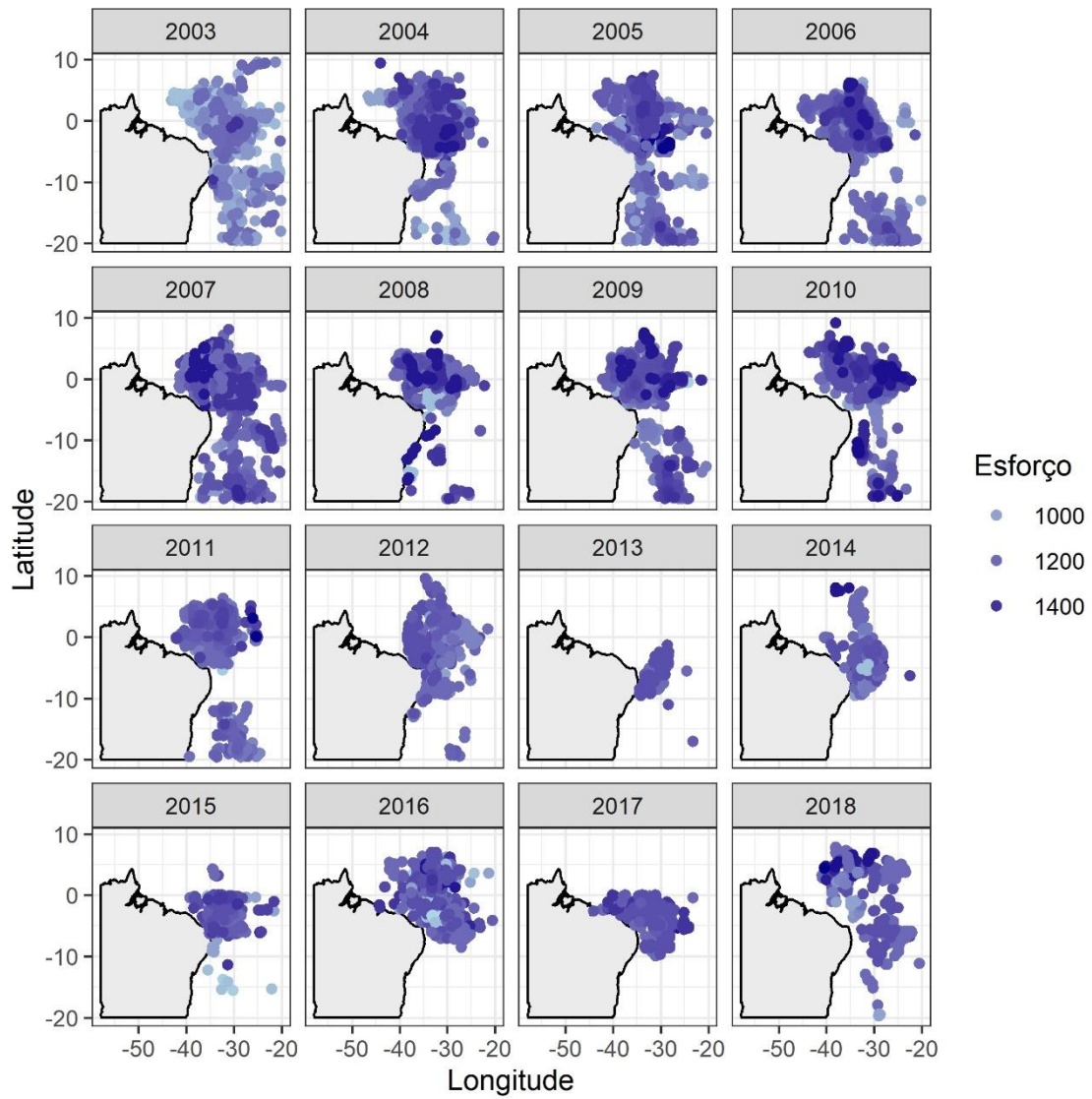
Anexos



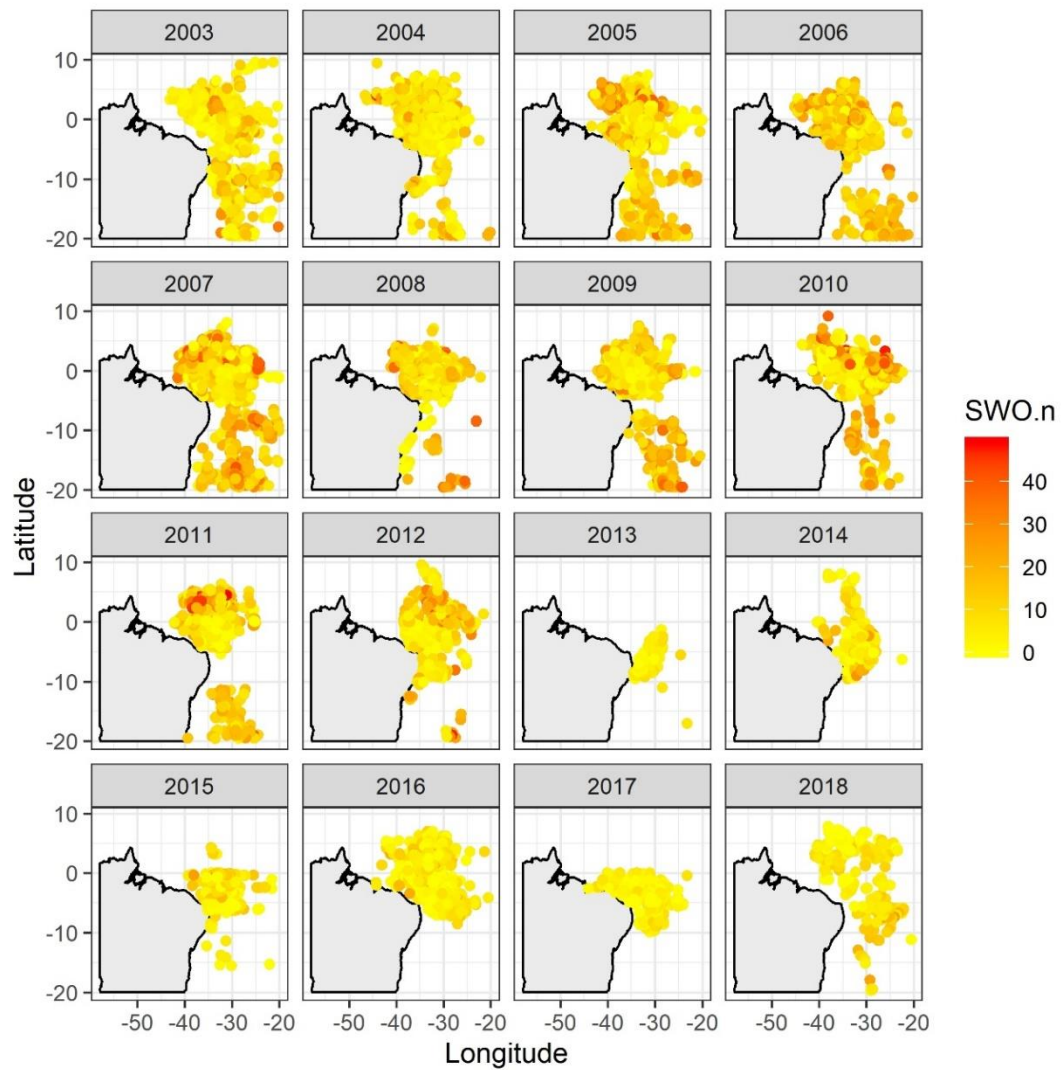
A1: Esforço em número de anzóis das embarcações de espinhel nacionais (BRA) e arrendadas da Espanha (ESP), Honduras (HND) direcionadas a captura de espadarte.



A2: Captura de espadarte (número de indivíduos) das embarcações de espinhel nacionais (BRA) e arrendadas da Espanha (ESP), Honduras (HND) presente no BNDA entre 2003 e 2018.



A3: Distribuição espaço-temporal do esforço de pesca (nº de anzóis) da frota brasileira de espinhel pelágico direcionada a captura de espadarte, entre 2003 a 2018.



A4: Distribuição espaço-temporal da captura de espadarte SWO.n (n° de exemplares) da frota brasileira de espinhel pelágico, entre 2003 a 2018.